

# **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1151**

## **UM ESTUDO MULTINÍVEL SOBRE AS FILAS PARA INTERNAÇÕES RELACIONADAS COM A GRAVIDEZ, O PARTO E O PUERPÉRIO NO SUS**

**Alexandre Marinho  
Simone de Souza Cardoso**

Rio de Janeiro, janeiro de 2006



# **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1151**

## **UM ESTUDO MULTINÍVEL SOBRE AS FILAS PARA INTERNAÇÕES RELACIONADAS COM A GRAVIDEZ, O PARTO E O PUERPÉRIO NO SUS**

**Alexandre Marinho\***

**Simone de Souza Cardoso\*\***

Rio de Janeiro, janeiro de 2006

---

\* Do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.  
amarinho@ipea.gov.br

\*\* Assistente de Pesquisa no IPEA.

## **Governo Federal**

### **Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão**

**Ministro** – Paulo Bernardo Silva

**Secretário-Executivo** – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

#### **Presidente**

Glauco Arbix

#### **Diretora de Estudos Sociais**

Anna Maria T. Medeiros Peliano

#### **Diretor de Administração e Finanças**

Cinara Maria Fonseca de Lima

#### **Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Luiz Henrique Proença Soares

#### **Diretor de Estudos Regionais e Urbanos**

Marcelo Piancastelli de Siqueira

#### **Diretor de Estudos Setoriais**

João Alberto De Negri

#### **Diretor de Estudos Macroeconômicos**

Paulo Mansur Levy

#### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

#### **Assessor-Chefe de Comunicação**

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL C23, C44, I18

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO**

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 1

2 ESTIMATIVA DOS TEMPOS DE ESPERA PARA OS  
PROCEDIMENTOS RELACIONADOS COM A GESTAÇÃO NO SUS 2

3 AS ELASTICIDADES DOS TEMPOS DE ESPERA PARA  
INTERNAÇÕES NO SUS RELACIONADAS COM O  
CAPÍTULO XV DA CID-10 (GRAVIDEZ, PARTO E PUERPÉRIO) 9

4 OS DETERMINANTES DOS TEMPOS DE ESPERA PARA  
INTERNAÇÕES NO SUS RELACIONADAS COM O  
CAPÍTULO XV DA CID-10 (GRAVIDEZ, PARTO E PUERPÉRIO) 10

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS 20

APÊNDICES 21

BIBLIOGRAFIA 33



## **SINOPSE**

O presente trabalho avalia os tempos de espera no Sistema Único de Saúde (SUS), para as internações relacionadas com o capítulo XV (gravidez, parto e puerpério) da CID-10 para os anos de 1999 e 2002. Primeiramente, estimamos os tempos de espera para atendimento com o auxílio de modelos da teoria das filas. Em seguida, identificamos os fatores de risco materno, os de risco social e os fatores assistenciais determinantes desses tempos de espera, em modelos econométricos do tipo multinível.

## **ABSTRACT**

This work studies the waiting times for the chapter XV of the ICD-10 (pregnancy, childbirth and puerperal care) in the years of 1999 and 2002 within the Brazilian National Health System (SUS). The average waiting times were estimated by queueing theory models. We used multilevel regression models to explain the waiting time variations across municipalities and across states. The average waiting time that patients wait for service were found to be very long and highly elastic with respect to arrival and service rates in the system. These waiting times also presents great variability across municipalities and across states. We estimate that the frequency of low birthweight; the cesarian section rates; the total fertility rate; the Human Development Index (HDI); and the proportion of non-resident cases treated are positively associated with waiting times. On the contrary, the utilization of prenatal care; the rates of nurses with higher level of education; and the per capita total expenditure on health are negatively associated with waiting times.





# 1 INTRODUÇÃO

O atendimento às gestantes, parturientes, puérperas e aos recém-nascidos é um problema central em sistemas de saúde em todo o mundo [WHO (2005)]. O Brasil, com uma taxa de 25,06 mortes por cada mil nascidos vivos, no ano de 2002, e uma razão de mortalidade materna de 73,05 mortes por cada 100 mil nascidos vivos, no mesmo ano, não constitui exceção à regra.<sup>1</sup> As necessidades de redução dos índices de mortalidade materna, de humanização dos partos, e as perspectivas de saúde dos nascituros também dependem, entre outros fatores, fundamentalmente, da qualidade e da celeridade do atendimento nos serviços de saúde [ver Silva (1992), Theme-Filha, Silva e Noronha (1999), Bale, Stoll e Adetokunbo (2003) e Almeida *et alii* (2005)]. Almeida *et alii* (2005) assinalam que, na região sul do município de São Paulo, 20% das mulheres que tiveram partos domiciliares ou acidentais, tiveram contato com hospitais, mas foram mandadas de volta para casa. No mesmo estudo, 1/3 das mulheres relataram dificuldades para conseguir transportes. Como consequência, observou-se uma mortalidade fetal quatro vezes maior nos partos domiciliares do que nos hospitalares. Os autores apontam esses achados como indicadores da necessidade de aprimoramento da capacitação dos servidores e dos serviços de saúde. Bale, Stoll e Adetokunbo (2003, p. 10) ressaltam que a maioria das complicações obstétricas e neonatais pode ser administrada com sucesso, se identificada e tratada em tempo hábil. O tempo de espera pelo atendimento exerce papel inequívoco sobre a saúde das gestantes, das mães e dos recém-nascidos.

O presente trabalho tem por objetivo avaliar os tempos de espera no Sistema Único de Saúde (SUS), para as internações relacionadas com o capítulo XV (gravidez, parto e puerpério) da 10ª Revisão da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde (CID 10), conforme os dados disponíveis no Datasus, e apresentados em sua página na internet.

Uma boa discussão sobre o problema das filas em saúde está em Cullis, Jones e Propper (2000). Conforme exposto em Marinho (2004), as filas são um resultado dos descompassos entre a demanda e a oferta, quando o sistema de preços não é o mecanismo determinante da produção e do consumo dos bens e produtos em saúde. O excesso de demanda (local ou global, momentâneo ou permanente) que causa as filas no SUS é determinado basicamente em três níveis:

- a) no nível governamental, que decide o tamanho do orçamento geral da saúde;
- b) no nível das autoridades individuais e das instituições médicas, científicas, jurídicas e empresariais atuantes no setor, que decidem os benefícios e custos das internações e determinam as respostas para as clássicas questões da economia: *o que, como, de que forma, para quem*, e especialmente no caso das filas, *quando* os procedimentos serão executados; e
- c) no nível dos profissionais de saúde, principalmente os médicos, que decidem quais são as necessidades clínicas dos pacientes e deveriam realizar esforços para minimizá-las. Ackere e Smith (1999) enfatizam, ainda, os interesses dos médicos, os

---

1. Dados obtidos na página do Departamento de Informação e Informática do SUS (Datasus). Ver <[www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)>.

quais se beneficiariam, em suas atividades privadas, da existência de filas nos sistemas públicos de saúde. Mori (1999) valoriza aspectos culturais determinantes das filas em saúde. Para analisar as filas relacionadas com o capítulo XV da CID-10 no SUS, o presente trabalho é composto, basicamente, de dois estudos complementares. No primeiro, são estimados os tempos de espera para atendimento no SUS em um modelo clássico de teoria das filas (*queueing theory*). O segundo estudo identifica os determinantes desses tempos de espera, com o auxílio de um modelo econométrico multinível que relaciona, como variáveis explicativas, fatores de risco materno, fatores assistenciais identificados no SUS e fatores de risco social. Algumas dessas variáveis estão relacionadas com a disponibilidade dos recursos humanos do SUS, reportados apenas na Pesquisa de Assistência Médica e Sanitária (AMS), realizada pelo IBGE e também apresentada na página do Datasus na internet, para os anos de 1999 e 2002. Essa limitação restringiu a amostra e o estudo aos dois referidos anos.

O texto está organizado da seguinte forma: a Seção 2 apresenta e aplica uma metodologia utilizada para avaliar as filas relacionadas com as internações no capítulo XV da CID-10 no SUS. A Seção 3 investiga a sensibilidade dessas filas do SUS às variáveis da demanda e da oferta do sistema. A Seção 4 realiza, a partir dos resultados da seção precedente, um estudo econométrico do tipo multinível para avaliar os determinantes das filas no nível dos estados, no nível dos municípios, e nos dois anos considerados (1999 e 2002). Apresentamos na Seção 5 as nossas considerações finais. No Apêndice 1 são detalhadas algumas características das filas e no Apêndice 2 são apresentados detalhes dos resultados das regressões utilizadas no estudo.

## **2 ESTIMATIVA DOS TEMPOS DE ESPERA PARA OS PROCEDIMENTOS RELACIONADOS COM A GESTAÇÃO NO SUS**

### **2.1 APRESENTAÇÃO**

Não existem registros sistemáticos dos tempos de espera para internações relacionadas com a gestação (gravidez, parto e puerpério) no SUS. Para estimar esses tempos, recorreremos aos modelos de teoria das filas (*queueing theory*) que vêm tendo larga aplicação em saúde [para mais detalhes ver Marinho (2004)]. A literatura [por exemplo, Panico (1969, p.101)] indica que tais modelos são particularmente úteis na análise de fenômenos relacionados com o parto. Green (2004, p. 22), enfaticamente, assinala a adequação do modelo  $M/M/s$  (cujas variantes  $M/M/1$  será detalhada e utilizada em nosso estudo) ao problema da clínica obstétrica. Embora natural, o fenômeno do parto configura-se em uma espécie de emergência, na medida em que o momento de ocorrência não pode ser perfeitamente previsto, e cujo processo, uma vez deflagrado, não pode ser muito postergado. A demora no atendimento, usualmente, implica sérios riscos de saúde para a parturiente e para os nascituros. Por outro lado, os partos também não podem ser livremente agendados. O instante do parto tem um caráter fortemente aleatório, o que confere ao fenômeno um grau de exogeneidade adequado aos modelos de teoria das filas que serão utilizados no presente trabalho [ver Iversen (1993)].

A Tabela 1, a seguir, expõe algumas variáveis de interesse, relacionadas com as questões de saúde pertinentes ao capítulo XV da CID-10 e observadas no SUS.

TABELA 1  
SUS (CAPÍTULO XV DA CID-10): VARIÁVEIS DE INTERESSE

Variáveis					
Ano	Internações <sup>a</sup>	Crianças com baixo peso ao nascer (menos do que 2,500 Kg)	Cesarianas	Despesa total com saúde por habitante	Enfermeiros
1999	3.066.466	246.207	660.266	91,32 <sup>b</sup>	70.175
2002	2.731.766	246.763	590.101	127,74	88.952

Variáveis					
Ano	Leitos obstétricos	Tempo médio de internação	Médicos gineco- obstetras	Frequência de consultas de pré-natal	
				Nenhuma consulta	Sete ou mais consultas
1999	71.929	2,3	56.053	173.180	1.510.040
2002	64.516	2,3	56.080	112.324	1.463.469

Fonte: Datasus.

<sup>a</sup> Capítulo XV da CID-10 (gravidez, parto e puerpério).

<sup>b</sup> As despesas com saúde por habitantes em 1999 são referentes ao ano-base de 2000.

## 2.2 DESCRIÇÃO DOS MODELOS

Um arcabouço bastante conhecido no estudo da teoria das filas de espera (*queueing theory*) em saúde baseia-se no uso dos intervalos de tempo decorrido entre as chegadas dos pacientes e da duração dos tratamentos recebidos por eles. O leitor interessado pode encontrar exemplos em Cox e Smith (1961) e em Hillier e Lieberman (1995). Um modelo clássico utiliza uma distribuição exponencial dos intervalos de tempo entre as chegadas das pessoas nas filas, e uma medida do número de vezes que um evento ocorre em um processo de *Poisson*, conforme será explicado a seguir. Os intervalos de tempo relacionados aos serviços são assumidos como seguindo uma distribuição do tipo *Erlang*, conforme também se explicará a seguir. Quando existe apenas um servidor (estação de atendimento: por exemplo, hospitais) e a distribuição *Erlang* tem parâmetro  $k$ , esse modelo é conhecido como modelo *Markovian/Erlang/single server model* ( $M/E_k/1$ ). Embora relativamente simples, mesmo esse modelo, em princípio, é de aplicação muito difícil em sistemas de saúde complexos. São necessários dados sobre os intervalos de tempo decorridos entre as chegadas dos pacientes, e entre os inícios e términos dos tratamentos nas várias especialidades, em clínicas e hospitais. Apesar dessas dificuldades, existem, na literatura, fortes recomendações para a adoção dessa metodologia. O leitor interessado pode consultar, por exemplo, Iversen (1986, 1993 e 1997), Furukubo, Ohuchi e Kurokawa (2000), Mango e Shapiro (2001) e Green (2004). Essa metodologia está resumida nos parágrafos que se seguem.

Suponha-se que o tempo decorrido entre duas ocorrências consecutivas de um determinado evento (por exemplo, chegadas de parturientes em um hospital) seja

representado por uma variável aleatória  $T$ . Diz-se que essa variável tem uma distribuição exponencial com parâmetro  $\lambda$  se a sua distribuição de probabilidade é:

$$f_T(t) = \lambda [\exp(-\lambda t)] \text{ para } t \geq 0$$

e

$$f_T(t) = 0 \text{ para } t < 0$$

Suponha-se que as parturientes na fila em um hospital formem uma população que é uma fonte infinita de ocorrências desse fenômeno. Seja  $X(t)=n$ , uma variável aleatória que representa o número de ocorrências. No exemplo, as ocorrências seriam a chegada das parturientes em um hospital no instante  $t$  ( $t \geq 0$ ), onde o instante 0 representa o instante no qual a contagem começa. Essa variável aleatória tem uma distribuição de Poisson com parâmetro  $\lambda t$  e a seguinte função de distribuição de probabilidades:

$$P\{X(t) = n\} = (\lambda t)^n [\exp(-\lambda t)] / n! \text{ para } n = 0, 1, 2, 3, \dots;$$

O tempo de espera na fila segue uma distribuição de Poisson. Esta é uma distribuição discreta, que tem valor de probabilidade positiva para  $X(t)=0$ , pois existe uma probabilidade positiva de que ninguém chegue na fila. Trata-se de uma distribuição assimétrica à direita, e se  $\lambda t$  é pequeno as probabilidades associadas com pequenos valores de  $X(t)$  são grandes e, à medida que  $X(t)$  aumenta, essas probabilidades decrescem rapidamente. Se  $\lambda t$  é muito grande, a distribuição de Poisson se aproxima de uma distribuição normal com média e variância iguais a  $\lambda t$ .

A distribuição *Erlang* tem uma função densidade de probabilidades dada por:

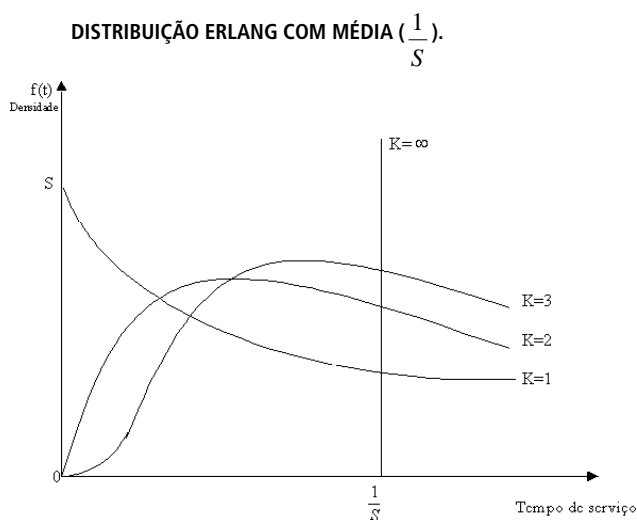
$$f(t) = \{(\mu k)^k\} t^{k-1} \exp(-k\mu t) / (k-1)!, \text{ para } t \geq 0.$$

Os parâmetros  $\mu$  e  $k$  são estritamente positivos e  $k$  é um número inteiro.

A média dessa distribuição é igual a  $1/\mu$  e o desvio-padrão é igual a  $1/\mu(k^{0.5})$ . Fazendo-se  $k = 1$  obtemos uma distribuição exponencial e fazendo  $k =$  infinito obtemos uma distribuição *degenerada* (constante). A distribuição *Erlang* é uma distribuição flexível e distingue-se da bastante conhecida distribuição gama apenas pelas restrições impostas aos parâmetros.

A flexibilidade da distribuição *Erlang* será útil ao nosso estudo. Duas hipóteses básicas serão utilizadas. Primeiramente, supomos que os tempos de serviço (o prazo médio de internação) diferem muito entre as pacientes, de acordo com uma distribuição exponencial, ou seja, fazemos  $k = 1$  no modelo  $M/E_k/1$ . Nesse caso, temos o modelo conhecido na literatura como *Markovian/Markovian/single server model (M/M/1 model)*. Esse modelo é o mais simples e o mais utilizado na literatura. Seu nome deriva do fato de ele assumir uma distribuição *markoviana* dos intervalos de chegada, que são distribuídos de acordo com uma distribuição exponencial independente e identicamente distribuída (*i.i.d.*). Desse modo, o processo de chegada é um *processo de Poisson*. A distribuição dos tempos de internação segue um outro processo *markoviano* e uma outra distribuição exponencial também *i.i.d.* Nesse caso,

existe apenas um ponto de atendimento (servidor). Esta será a opção metodológica em nosso estudo, porque os indicadores são todos normalizados pelo número de leitos, tratando o SUS como um único servidor, o que será detalhado e justificado mais adiante. No segundo caso, a única modificação em relação ao caso anterior é que supomos que os tempos de serviço para cada paciente são idênticos. Assim, nesse caso, fazemos  $k = \text{infinito}$  no modelo  $M/E_k/1$ , de modo que o desvio-padrão é igual a 0, a distribuição de probabilidades é degenerada (o tempo de serviço assume um valor constante) e obtemos o modelo *Markovian/Degenerate/single server model (M/D/1 model)*. Portanto, um amplo espectro de possibilidades de comportamento do tempo de internação é coberto no estudo. A figura, a seguir, retrata a distribuição *Erlang*, com média  $1/s$ , onde  $s$  é a taxa de serviços. Pode-se demonstrar [ver Hillier e Lieberman (1995)] que o tempo estimado de espera na fila no modelo  $M/M/s$  é o dobro do estimado no modelo  $M/D/s$ . Esse fato decorre de uma propriedade comum em modelos de filas, pois maiores variabilidades e maiores imprevisibilidades impõem piores desempenhos aos modelos.



Apesar das recomendações da literatura, já descritas, para a adoção de um processo de Poisson como representativo das internações em emergências hospitalares, julgou-se conveniente, para testar tal hipótese, aplicar um teste estatístico específico, o teste de Kolmogorov-Smirnov [*One-Sample Kolmogorov-Smirnov goodness-of-fit test*, ver Conover (1999)] aos dados disponíveis para o presente trabalho. Em que pese esse interesse, sofremos algumas limitações. Não existem dados diários disponíveis sobre as internações no SUS. Ainda que existissem, seria pouco prático aplicar o teste nos mais de 5.600 municípios brasileiros nos dois anos da amostra. Assim, restringimos o teste às internações mensais nas capitais, nos dois referidos anos. Como resultado, não se pode rejeitar a hipótese de que o processo de internações mensais no capítulo XV da CID-10 seja um processo de Poisson em 8 capitais (Porto Velho, Belém, São Luís, Teresina, João Pessoa, Maceió, Salvador e Cuiabá) no ano de 1999. O mesmo ocorre em 15 capitais (Belém, Macapá, Palmas, São Luís, Teresina, João Pessoa, Recife, Salvador, Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Florianópolis, Campo Grande e Goiânia) em 2002. Ressalte-se que,

conforme veremos, os dados do SUS apresentam melhor qualidade para o estudo no ano de 2002 do que no ano de 1999.

Joskow (1980) ressalva que, usualmente, não observamos as chegadas dos pacientes nas filas, e que internações são diferentes de chegadas, mas que se o número de casos não tratados não é muito grande, teremos, ainda assim, uma distribuição de Poisson com média  $\lambda t$  e variância  $\lambda t$ . O modelo  $M/M/1$  e o modelo  $M/D/1$  permitem calcular uma série de variáveis relevantes. No presente estudo, apenas o tempo de espera nas filas e algumas elasticidades serão utilizados, cujas fórmulas são apresentadas a seguir.

### 2.3 A ADAPTAÇÃO DO MODELO AO SUS

É possível adaptar os modelos  $M/M/1$  e  $M/D/1$  para aplicação em sistemas de saúde complexos. O leitor interessado nas adaptações desse modelo ao SUS pode consultar Marinho (2004). O leitor pode buscar mais informações sobre esse modelo e sobre modelos mais sofisticados em Cox e Smith (1961) e em Hillier e Lieberman (1995). Mas deve-se considerar o fato de que modelos muito sofisticados dificilmente poderiam ser aplicados aos dados disponíveis para o SUS. Na clínica obstétrica, um exemplo de aplicação direta do modelo  $M/M/s$  está em Green (2004). Ackere e Smith (1999) adaptam o modelo  $M/M/1$  para o *National Health System*, do Reino Unido. O procedimento consiste em avaliar o sistema como uma única estação de trabalho (servidor) com uma única fila. Desse modo, ressaltam os autores, é possível realizar estudos com dois importantes componentes das filas: a taxa de serviço por leito (a oferta), e a taxa de chegada dos pacientes por leito (a demanda). Ressalte-se que, tecnicamente, seria impossível caracterizar um modelo de filas com milhares de servidores (pontos de atendimento). Procedimento similar será adotado no presente trabalho para avaliar as internações referentes ao capítulo XV da CID-10 (gravidez, parto e puerpério) no SUS conforme passamos a explicar.

Sejam as seguintes variáveis e relações disponíveis no SUS:

$A$ : número de casos tratados em um ano. Fonte: Sistema de Informações Hospitalares (SIH)/Datusus;

$B$ : número de leitos disponíveis. Fonte: SIH/Datusus;

$T$ : o tempo médio gasto para tratar cada caso, ou seja, o tempo médio de internação, em dias, por caso. Fonte: SIH/Datusus.

A partir dessas variáveis, outras duas de interesse do presente estudo são obtidas:

$R = (A/B)/365$ : razão de casos por leito por dia, ou seja, o número de casos tratados no SUS por leito e por unidade de tempo.  $R$ , a taxa de chegada de pacientes, é a variável representativa da demanda por serviços de internação no SUS.  $R$  depende, basicamente, das taxas de fecundidade e de natalidade das usuárias do SUS.

$S = 1/T$ : a taxa média de serviço ou de atendimento, ou seja, o número de casos tratados, em cada leito, por unidade de tempo.  $S$  é a variável representativa da oferta de serviços de internação no sistema. Essa variável depende, basicamente, dos recursos utilizados, do esforço e da tecnologia médica empregados em cada caso.

Com essas variáveis pode-se, no modelo  $M/M/s$ , calcular outros elementos de interesse. Embora sejam clássicas, as fórmulas que se seguem são de obtenção trabalhosa e extensa, e que, por isso, são omitidas. Os cálculos são baseados em elementos de *Cadeias de Markov* e estão rigorosamente desenvolvidos, por exemplo, em Hillier e Lieberman (1995):

$U = R/S = R \times T$ : o fator de utilização, fração esperada do tempo em que um leito estará ocupado e que é igual à probabilidade de que um caso aleatório encontre um leito ocupado;

$1 - U$ : a probabilidade de que um paciente aleatório que chegue ao SUS encontre um leito vazio. Esse resultado, conforme demonstram Gross e Harris (1998, p. 274-279), pode ser generalizado para uma larga classe de modelos (*General input/General service/single server model-G/G/1*), para quaisquer que sejam as (para arbitrarias) distribuições dos intervalos de tempo de chegada e de serviço;

$(W_q) = W - T = U/(S - R)$ : tempo médio esperado na fila (exclui o tempo médio de internação);

$W = W_q + T$ : tempo total de espera no SUS (inclui o tempo médio de internação);

$P(W_q > t) = U\{\exp[-S(1 - U)t]\}$ : probabilidade de que um paciente aleatório espere mais do que  $t$  dias na fila.

Os resultados da aplicação do modelo ao SUS encontram-se na Tabela 2 a seguir. Os resultados para os tempos de espera nas filas ( $W_q$ ) para os estados e respectivas capitais estão no Apêndice 1.

TABELA 2  
RESULTADOS DA APLICAÇÃO DOS MODELOS  $M/M/1$  E  $M/D/1$  NO CAPÍTULO XV DA CID-10

Variáveis <sup>a</sup>	Resultado (ano de 1999)	Resultado (ano de 2002)
$R$ (pacientes/leito.dia)	0,1168	0,1160
$S$ (pacientes/leito.dia)	0,4348	0,4348
$T$ (dias)	2,3000	2,3000
$W(M/M/1)$ (dias)	3,1447	3,1369
$W_q(M/M/1)$ (horas)	20,2728	20,0856
$1 - U$ (%)	73,1400	73,3200
$P(W_q > 1)$ (%)	19,5400	19,4000
$W(M/D/1)$ (dias)	2,7224	2,7185
$W_q(M/D/1)$ (horas)	10,1364	10,0428

<sup>a</sup> Taxa de serviço ( $S$ ), taxa de chegada de pacientes ( $R$ ), prazo médio de internação ( $T$ ), tempo de espera total ( $W$ ), tempo de espera na fila ( $W_q$ ), probabilidade de encontrar leito vazio ( $1 - U$ ) e probabilidade de esperar mais do que um dia para ser atendida ( $P(W_q > 1)$ ).

Os resultados apresentados na Tabela 2 anterior são, em princípio, preocupantes. Em média, no SUS, nos dois anos estudados, a espera para o atendimento ( $W_q$ ) para problemas relacionados com a gravidez, parto e puerpério, teria demorado, aproximadamente, 20 horas em um modelo mais pessimista (o modelo  $M/M/1$ ) e em torno 10 horas em um modelo mais otimista (o modelo

*M/D/I*). Por oferecer um limite superior do desempenho do sistema, o modelo otimista merecerá a maior parte de nossos comentários. Vale reafirmar, entretanto, que os resultados são válidos para todos os procedimentos do capítulo XV da CID-10 (ver a lista completa no Apêndice 3) e não apenas para os partos. Note-se, ainda, que esse prazo é melhor do que o encontrado, para as internações no SUS como um todo para o ano de 2003, por Marinho (2004) que reporta um tempo de espera de, aproximadamente, 4,5 dias, em média. O período de tempo total gasto no sistema ( $W$ ) varia entre aproximadamente 3,1 dias no modelo *M/M/I* e 2,7 dias no modelo *M/D/I*, o que implica uma média em torno de 2,9 dias. Ressalte-se, entretanto, que existem grandes variações dos resultados entre os municípios e entre os estados da federação, conforme será comentado a seguir, e explicitado no Apêndice 1 do presente texto. As probabilidades  $(1-U)$  de uma paciente encontrar leitos vazios estão em torno de 73%, o que coloca a probabilidade de encontrar leitos ocupados em torno de 27%. Este, conforme vimos, é um resultado que independe da distribuição dos tempos de chegada e de serviço (é válido no modelo *G/G/I*). Não são esses, novamente, indicadores de pronto atendimento para gestantes, parturientes e puérperas no SUS. Vê-se, no modelo *M/M/I*, que as probabilidades  $P(W_q > 1)$  de que uma paciente espere mais do que um dia para ser atendida estão em torno de 19,5%. Esse resultado não configura uma situação confortável, com todos os riscos inerentes a uma probabilidade nada desprezível de que ocorra uma espera de tal magnitude.

Existe uma dispersão de resultados entre os estados da federação, conforme pode ser observado no Apêndice 1, onde também são apresentados resultados para as respectivas capitais dos estados. Em linhas gerais, nota-se, em primeiro lugar, uma estabilidade dos tempos das filas, nos estados, entre os anos de 1999 e 2002. Em 2002, observa-se, no modelo *M/D/I*, o mais otimista, que 11 estados apresentam tempos de espera maiores do que 12 horas e que isso ocorria em 10 estados em 1999. Os resultados do Distrito Federal são problemáticos (tempo de espera maior do que 48 horas) em ambos os anos, parecendo ocorrer alguma superposição de informações com o Estado de Goiás. O Amapá apresenta tempo de espera maior do que 24 horas em 2002. Os Estados do Acre (com dados e resultados de magnitudes inconsistentes), Amapá e Rio de Janeiro apresentam resultados muito ruins (tempos de espera maiores do que 24 horas) no ano de 1999. O Estado de Roraima e a sua capital, Boa Vista, não apresentam dados disponíveis para ano de 1999.

Nas capitais dos estados, observamos, em 2002, 22 capitais com tempos de espera maiores do que 12 horas. Isso ocorria com 21 capitais em 1999. Doze capitais apresentavam tempos de espera maiores do que 24 horas em 2002, o que ocorria em 15 capitais em 1999. Recife, Salvador e Florianópolis apresentam resultados problemáticos (tempo de espera maior do que 48 horas) em 2002. Tempos de espera maiores do que 48 horas foram encontrados para Porto Velho, Rio Branco, Macapá e Salvador em 1999. Não existem os dados necessários ao modelo para Boa Vista em 1999.

O mesmo modelo otimista (*M/D/I*) encontra resultados de tempos de espera menores do que 12 horas em ambos os anos nos Estados da Bahia, Ceará, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraná, Paraíba, Pará, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, Rondônia, e Tocantins. O modelo *M/D/I*



aponta resultados menores do que 12 horas, em ambos os anos, nas cidades de Teresina e Campo Grande.

Como se pode ver, mesmo o modelo otimista aponta uma estabilidade do desempenho (em média, bastante ruim), do SUS nos dois anos. O estudo também aponta que a situação é bem pior nas capitais do que nos demais municípios em geral. Ressalte-se, novamente, que esses resultados aplicam-se ao conjunto dos procedimentos relacionados com a gravidez, o parto e o puerpério no SUS, englobando, portanto, internações não diretamente relacionadas com o trabalho de parto.

### 3 AS ELASTICIDADES DOS TEMPOS DE ESPERA PARA INTERNAÇÕES NO SUS RELACIONADAS COM O CAPÍTULO XV DA CID-10 (GRAVIDEZ, PARTO E PUERPÉRIO)

Em Marinho (2004) são apresentadas as elasticidades (sensibilidades) dos diferentes tipos de tempos de espera do modelo em relação às variações na taxa de serviço ( $S$ ), na taxa de chegada de pacientes ( $R$ ), em relação a variações na diferença entre essas duas taxas ( $S - R$ ), e em relação a variações no número de leitos ( $B$ ). No presente estudo, serão calculadas apenas as elasticidades do tempo de espera na fila ( $W_q$ ), conforme a Tabela 3 a seguir.

TABELA 3  
RESULTADOS DA APLICAÇÃO DOS MODELOS  $M/M/1$  E  $M/D/1$  NO CAPÍTULO XV DA CID-10

Variáveis <sup>a</sup>	Fórmula da elasticidade <sup>b</sup>	Valor (ano de 1999)	Valor (ano de 2002)
$S$	$\eta_q = -(2S - R)/(S - R) < -1$	-2,3673	-2,3639
$R$	$\epsilon_q = S/(S - R) > 1$	1,3673	1,3639
$S - R$	$\gamma_q = -1$	-1,0000	-1,0000
$B$	$\varphi_q = -\epsilon_q = -S/(S - R) < -1$	-1,3673	-1,3639

<sup>a</sup> Elasticidades do tempo na fila ( $W_q$ ) em relação às variáveis selecionadas: taxa de serviço ( $S$ ), taxa de chegada de pacientes ( $R$ ), diferença entre taxas ( $S - R$ ), e número de leitos ( $B$ ).

<sup>b</sup> Para os detalhes de obtenção das fórmulas ver Marinho (2004).

Duas conclusões de caráter mais geral sobressaem do modelo. A primeira é que as relações entre os tempos de espera nas filas ( $W_q$ ) e as variáveis operacionais do sistema ( $S$ ;  $R$ ;  $S - R$ ; e  $B$ ) não são lineares, e as diversas elasticidades podem ou não ser constantes. Tais características, e suas implicações, já foram comentadas mais detalhadamente em Marinho (2004). Um ponto mais relacionado com o presente trabalho é o fato de que os tempos de espera são mais elásticos (sensíveis) à oferta (a taxa de atendimento  $S$ ) do que à demanda (a taxa de chegada  $R$ ). A elasticidade dos tempos de espera em relação à capacidade fixa instalada, ou seja, dos leitos ( $B$ ) tem o valor de  $-1,36$ . A elasticidade de oferta ( $\eta_q$ ), nos dois anos, tem valor em torno de  $-2,36$ , ao passo que a elasticidade de demanda ( $\epsilon_q$ ), nos dois anos, está em torno de  $1,36$ . Assim, as políticas que podem expandir a oferta apresentam, potencialmente, um elevado efeito de redução dos tempos de espera. Uma expansão de 1% na taxa de atendimento implica redução de 2,36% nos tempos de espera. Uma expansão de 1% no número de leitos implica redução de 1,36% nos tempos de espera. Reduções

iguais nas taxas de serviço teriam efeitos simétricos. O mesmo vale para reduções no número de leitos. Deve-se, obviamente, na elaboração de políticas referentes ao setor, observar os custos e os benefícios da expansão (ou da indesejada redução) da oferta. Já um aumento da demanda de 1% significaria um aumento dos tempos de espera em torno de 1,36%. Vale observar que as variáveis de oferta de serviços e de leitos disponíveis (variáveis de oferta) no SUS seriam, sob certos aspectos, mais diretamente controláveis pelos gestores do segmento hospitalar do SUS do que as variáveis que afetam a taxa de chegada das pacientes no sistema.

## **4 OS DETERMINANTES DOS TEMPOS DE ESPERA PARA INTERNAÇÕES NO SUS RELACIONADAS COM O CAPÍTULO XV DA CID-10 (GRAVIDEZ, PARTO E PUERPÉRIO)**

### **4.1 APRESENTAÇÃO DOS MODELOS ECONÔMICOS MULTINÍVEL**

Esta seção apresenta um conjunto de regressões destinadas a estabelecer as relações entre variáveis representativas de fatores de risco materno, fatores assistenciais presentes no SUS, e fatores de risco social e, como variável de desfecho, os prazos de espera para internações referentes ao capítulo XV da CID-10 observados no SUS, nos estados e nos municípios brasileiros. Para os municípios, serão utilizados modelos do tipo multinível, conforme será exposto a seguir. Para os estados, serão utilizados modelos em painel, considerando os dois anos da amostra e apenas variáveis observadas no nível dos estados.

Em busca de atendimento para os fenômenos sanitários relacionados com a gravidez, o parto e o puerpério, os usuários do SUS podem ir além de seus municípios de origem, em virtude do grau de urgência envolvido, e da busca pela qualidade. Não é raro, portanto, que as parturientes e demais casos mais complexos sejam efetivamente atendidos fora de seus municípios de origem. Os tempos de espera para atendimento serão determinados no nível municipal mas, certamente, também sofrerão a influência da estrutura do SUS nos estados. Acreditamos, portanto, que os modelos multinível podem ser úteis para explicitar, caso ocorram, interações entre os desfechos no nível municipal e as características dos estados dos quais os municípios fazem parte.

Os modelos de regressão multinível consistem em uma estrutura de regressão múltipla, nos quais os dados são hierarquizados, ou seja, estão contidos em diversas microunidades contidas em diversas macrounidades. Procura-se, nesses modelos, explorar as variações observadas nos diversos níveis da hierarquia, após o condicionamento do conjunto de variáveis explicativas de interesse. Assim, a variável dependente, eventualmente, sofre influências das variáveis independentes em diversos níveis de agregação. A estrutura geral dos modelos multinível guarda, conforme veremos, semelhanças com os modelos em painel, mas as variáveis podem estar indexadas por outras variáveis que não o tempo de observação.<sup>2</sup> Seja, a título de

---

2. Para mais detalhes, ver Greene, 1997, capítulo 14. Para mais informações sobre a aplicação desses modelos em sistemas de saúde, ver Jones, 2000.

exemplo,  $W_{jk}$  o resultado relacionado com as variáveis explicativas  $X$  do seguinte modo:

$$W_{jk} = X_{jk}\beta + \mu_j + \varepsilon_{jk}$$

$\varepsilon_{jk}$  é o erro aleatório no município  $k$  no estado  $j$  e  $\varepsilon_{jk}$  tem média zero e variância  $\sigma^2_\varepsilon$ . Os efeitos dos estados são estimados através de  $\mu_j$  que é aleatório e tem média zero e variância  $\sigma^2_\mu$ . Por exemplo,  $W_{jk}$  poderia representar o tempo de espera para atendimento no município  $k$  no estado  $j$  da federação. Assume-se que os efeitos nos municípios (primeiro nível) e nos estados (segundo nível) são não correlacionados e a covariância  $\text{cov}(\varepsilon_{jk}, \mu_j) = 0$ . Para o  $k$ -ésimo município no  $j$ -ésimo estado a variância condicional é  $\text{var}(W_{jk}/X_{jk}\beta) = \sigma^2_\mu + \sigma^2_\varepsilon$  e a variância total é dividida em dois componentes, um para os estados e outro para os municípios. A divisão da variância leva ao coeficiente de correlação intra-grupo  $\rho = \sigma^2_\mu / (\sigma^2_\mu + \sigma^2_\varepsilon)$  que mede o poder explicativo do agrupamento dentro da hierarquia dos dados e é fundamental para a estimação dos modelos multinível. Como as variâncias nos diferentes níveis são diferentes, os modelos tradicionais de regressão sofrem percalços mais facilmente contornáveis em modelos multinível ou de painel [ver Greene (1997)].

Nada impede, em um modelo multinível, que uma mesma variável esteja representada em vários níveis e que variações de valores ao longo do tempo sejam representadas em um nível específico, como nos modelos tradicionais em painel. No exemplo anterior, além dos efeitos até aqui representados, poderíamos estar interessados em observar os efeitos, sobre a variável dependente, do número de médicos obstetras em um determinado estado. Esse efeito se daria, por exemplo, se admitíssemos que as pacientes de um município  $k$  de um estado  $j$  podem se beneficiar dos serviços de médicos que atendam pacientes de vários municípios do seu estado. Pode-se, também, ter um conjunto de informações desbalanceado, ou seja, com os conjuntos de observações de tamanhos diferentes em diferentes níveis. Como a estrutura desses modelos é absolutamente similar aos modelos clássicos em painel, o leitor interessado em mais detalhes pode consultar Greene (1997), além de Jones (2000).

## 4.2 OS MODELOS EXECUTADOS

A adoção de um modelo multinível traz uma série de vantagens ao presente trabalho. O SUS caracteriza-se pela gratuidade, integralidade, universalidade, descentralização administrativa e controle social das ações. Embora, na prática, uma série de restrições (distâncias, custos de transporte etc.) se imponham, as pacientes têm o direito de receber atendimento em qualquer unidade de saúde do sistema antes, durante e após o parto, desde que os recursos existam. Assim, surgem, potencialmente, interações, planejadas ou não, entre diversos municípios de um mesmo estado (e, talvez em menor grau, até de estados limítrofes). Como os fenômenos ligados ao parto têm um certo caráter emergencial, é certo que, na hipótese de falta de recursos nos seus municípios de origem, as parturientes busquem (ou sejam deliberadamente direcionadas) para atendimento em municípios com maior capacidade resolutiva ou mesmo na rede privada [ver Silva (1992)]. Assim, é interessante considerar que municípios pertencentes a estados com maiores disponibilidades de recursos e

serviços podem ter, talvez apenas por efeito do nível mais elevado (*higher level effect*), tempos de espera para atendimento menores do que aqueles municípios que pertençam a estados menos dotados. Conforme vimos, um modelo multinível pode explicitar essas possibilidades de interação entre o nível estadual e o municipal.

Os modelos foram executados em três níveis: municípios (nível 1), estados (nível 2) e os anos de 1999 e 2002 (nível 3). Ressalte-se que os dados referentes ao ano de 1999 apresentam algumas inconsistências, com ausência de dados e valores de variáveis completamente irrealistas, principalmente para os pequenos municípios das regiões Norte e Nordeste do país e que foram retiradas da amostra. Não foram avaliados efeitos em outros níveis de agregação, devido à inexistência de consenso sobre o real significado que poderíamos, efetivamente, observar no que se refere à regionalização das ações de saúde no SUS.

Um outro ponto importante, já abordado na Subseção 2.3, refere-se aos prazos excessivamente longos previstos para alguns municípios. Para mitigar tal problema, duas amostras distintas foram utilizadas. Na primeira, que chamaremos de amostra irrestrita, todos os municípios com dados disponíveis foram incluídos. Na segunda amostra, que chamaremos de amostra restrita, apenas os municípios com tempos de espera menor do que três dias ( $W_q < 3$ ) foram incluídos.

### Um modelo geral de 3 níveis

Considere-se a situação onde a variável de resposta  $w^g$ , representando o tempo de espera nas filas, depende de  $p$  variáveis explicativas  $x_1, x_2, \dots, x_p$ . Um modelo geral de 3 níveis será definido como:

$$w_{ijk}^g = x_{(f)ijk}^g \beta + x_{(3)ijk}^g v_i + x_{(2)ijk}^g u_{ij} + x_{(1)ijk}^g e_{ijk}.$$

Onde:

$i = 1, 2, \dots, N$  representa o nível 3, no caso, os anos de observação.

$j = 1, 2, \dots, n_i$  representa o nível 2, no caso, os estados.

$k = 1, 2, \dots, n_{ij}$  representa o nível 1, no caso, os municípios.

$x_{(f)ijk}^g$ :  $Ixs$  é uma coluna da matriz da parte fixa do modelo, e os seus elementos são um subconjunto do conjunto das  $p$  variáveis explicativas.

$x_{(3)ijk}^g$ :  $Ixq$  é uma coluna da matriz da parte aleatória do modelo no nível 3, e os seus elementos são um subconjunto do conjunto das  $p$  variáveis explicativas.

$x_{(2)ijk}^g$ :  $Ixm$  é uma coluna da matriz da parte aleatória do modelo no nível 2, e os seus elementos são um subconjunto do conjunto das  $p$  variáveis explicativas.

$x_{(1)ijk}^g$ :  $Ixr$  é uma coluna da matriz da parte aleatória do modelo no nível 1, e os seus elementos são um subconjunto do conjunto das  $p$  variáveis explicativas.

$\beta$ :  $sx1$  é um vetor de parâmetros fixos, mas desconhecidos, a serem estimados.

Assume-se que  $v_1, v_2, \dots, v_N$  são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.), com média zero e matriz de covariância  $\Phi_{(3)}$ . Assume-se, também, que  $u_{ij}$ ,

$u_{i2}, \dots, u_{mi}$  são i.i.d. com média zero e matriz de covariância  $\Phi(2)$ , enquanto  $e_{ij1}, e_{ij2}, \dots, e_{ijmij}$  são i.i.d. com média zero e matriz de covariância  $\Phi(1)$ . Assume-se, adicionalmente, que  $v_p, u_{ij}$  e  $e_{ijk}$  são independentes e que são normalmente distribuídos.

Complementando o modelo linear, de acordo com recomendações de Siciliani e Hurst (2003), julgamos interessante identificar as variáveis associadas com as probabilidades de existência ou não de filas, independentemente da magnitude das mesmas. Com esse objetivo, foram executados modelos do tipo *probit*<sup>3</sup> nas duas amostras (ampla e restrita) utilizadas no estudo. Infelizmente, os resultados obtidos não foram muito satisfatórios, mas vale o registro dessa alternativa metodológica. A existência de filas seria assinalada com a variável dependente assumindo um valor  $W_q = 1$  e a não-existência com  $W_q = 0$ . Nesta análise, dois intervalos para  $W_q$  foram considerados. Na primeira alternativa, mais conservadora, assinalando atendimento quase imediato, um ponto de corte igual a 0,5 foi adotado. Assim,  $W_q \leq 0,5$  dia foi considerado igual a zero (não existe fila) e o intervalo dado por  $W_q > 0,5$  foi considerado igual a 1,0 (existe fila). Na segunda alternativa, que representaria apenas atendimentos no mesmo dia,  $W_q \leq 1,0$  foi considerado igual a zero (não existe fila) e  $W_q > 1,0$  foi considerado igual a 1,0 (existe fila).<sup>4</sup>

### 4.3 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E DAS BASES DE DADOS UTILIZADAS

A variável dependente é o tempo de espera nas filas nos estados, e nos municípios, obtidos nos modelos *M/M/1* e *M/D/1*.

As variáveis explicativas são uma tentativa simplificada de representar fatores que podem influenciar, de modo positivo ou negativo, os tempos de espera para atendimento no capítulo XV da CID-10 no SUS, nos estados e nos municípios. Além do próprio ano de observação, que representa o nível três do modelo, essas variáveis estão divididas em três grupos básicos: fatores de risco materno, fatores assistenciais e fatores de risco social. Uma extensa discussão sobre os riscos de internação nesse contexto está em Schramm, Swarcwald e Esteves (2002). Com exceção do número de cesarianas, os demais indicadores de risco materno foram obtidos do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc) do Ministério da Saúde. Esses indicadores obtidos no Sinasc (que estão disponíveis na *home page* do Datasus) têm abrangência nacional, com cobertura que ultrapassa o SUS. Mas o Sinasc, nos casos em tela, era a única fonte de dados desagregada no nível dos municípios. A Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária (AMS), é realizada pelo Instituto de Geografia e Estatística (IBGE), com dados também disponíveis na *home page* do Datasus. O Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (Siops) do Ministério da Saúde está disponível na *home page* do Datasus.

#### • Fatores de risco materno

a) Número de nascimentos com baixo peso (menor do que 2,500 kg) dividido pelo número de partos: o peso ao nascer é um indicativo clássico de risco e indicativo

---

3. Para mais detalhes a respeito dos modelos do tipo *probit*, bastante comuns na literatura, ver Greene (1997).

4. Para aplicação e discussão de modelos com resposta binária em contexto de regressões multinível, ver Rodriguez e Goldman (2001).

de complicações pós-parto [ver Schramm, Swarcwald e Esteves (2002) e Silva (1992)]. Assim, o peso abaixo de 2,500 kg pode significar maior prazo de internação, com o conseqüente congestionamento do sistema e crescimento do prazo de espera, quanto maior for a ocorrência desse fenômeno. A divisão pelo número de partos normaliza o indicador entre os municípios e estados com frequências absolutas diferentes no numerador do indicador. Espera-se um sinal positivo para a correlação dessa variável com o tempo de espera nas filas. Fonte: Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc)/ Departamento de Informação e Informática do SUS (Datusus). O Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH) é elaborado pelo SUS. O Ipeadata é uma base de dados elaborados e/ou disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

b) Número de cesarianas dividido pelo número de partos: as cesarianas são um procedimento indicador de risco para as gestantes e para as crianças, e que alonga os prazos de recuperação e de internação, embora também, freqüentemente, estejam associadas a fatores biológicos, socioeconômicos e culturais (ver Schramm, Swarcwald e Esteves (2002) e Silveira e Santos (2004a)). Por outro lado, as cesarianas dariam aos médicos uma certa capacidade de programar os partos e “organizar” o sistema, o que tenderia a diminuir as filas. A divisão pelo número de partos normaliza o indicador entre os municípios e estados com frequências absolutas diferentes. *A priori*, o sinal da correlação dessa variável com os prazos de espera para atendimento é imprevisível. Fonte: SIH/Datusus.

c) Número de partos sem consultas de pré-natal dividido pelo número de partos: indica uma reduzida preocupação com a qualidade do parto. O exame pré-natal é um pré-requisito básico para a segurança da gestação e do parto. Trata-se de um indicador clássico da qualidade de cuidados clínicos e de saúde pública [Silveira e Santos (2004b)]. A divisão pelo número de partos normaliza o indicador entre os municípios e estados com frequências absolutas diferentes no numerador do indicador. Espera-se que esta variável tenha uma correlação positiva com os prazos de espera para atendimento. Fonte: Sinasc/Datusus.

d) Número de partos com número realizado de exames pré-natal maior do que sete dividido pelo número de partos: indica uma expressiva preocupação com a qualidade da gestação e do parto. Embora reconheçamos que a qualidade dos exames (variável não disponível no SUS) é tão importante quanto a frequência [para mais detalhes, ver Silveira, Santos e Costa (2001), Coutinho *et alii* (2003) e Silveira e Santos (2004b)], essa variável denota, ao menos, uma predisposição inicial para o correto atendimento das gestantes. A divisão pelo número de partos normaliza o indicador entre os municípios e estados com frequências absolutas diferentes no numerador do indicador. Espera-se que esta variável tenha uma correlação negativa com os prazos de espera para atendimento. Fonte: Sinasc/Datusus.

#### ● Fatores assistenciais

e) Número de médicos gineco-obstetras dividido pelo número de internações: indica a disponibilidade de recursos médicos especializados no atendimento às gestantes. A divisão pelo número de internações normaliza o indicador entre os municípios e estados com frequências absolutas diferentes no numerador do

indicador. Por um lado, o aumento do número relativo desses profissionais deveria reduzir os tempos de espera nas filas, por se tratar, em princípio, de aumento na capacidade de prestação de serviços. Entretanto, a literatura aponta uma variada gama de situações em que, por conflito de interesses, o oposto pode ocorrer, notadamente, na presença de um setor privado de atendimento, atuando paralelamente ao setor público.<sup>5</sup> Não existiria, portanto, uma expectativa muito segura em relação ao sinal da correlação dessa variável com os prazos de espera para atendimento. Fonte: AMS/Datasus.

f) Número de enfermeiros (com nível superior) dividido pelo número de internações: do mesmo modo que a variável anterior, indica a disponibilidade de recursos humanos qualificados para o atendimento às gestantes. A divisão pelo número de internações normaliza o indicador entre os municípios e estados com frequências absolutas diferentes no numerador do indicador. Espera-se que essa variável tenha uma correlação negativa com os prazos de espera para atendimento, mas deve-se considerar o fato de que o total geral de enfermeiros não é um recurso exclusivo para as gestantes e para os nascituros, sendo disputado por outros pacientes e instâncias do SUS. Fonte: AMS/Datasus.

g) Despesa total com saúde por habitante: indica o esforço financeiro realizado pelo setor público (estados e municípios) no setor saúde. Em princípio, por denotar uma preocupação com a qualidade do atendimento, espera-se que essa variável tenha uma correlação negativa com os prazos de espera para atendimento. Assim como no item anterior, deve-se observar que a despesa total com saúde por habitante engloba toda a gama de serviços oferecidos à população, ocorrendo perda de especificidade. Fonte: Siops/Datasus.

h) Coeficiente de importação de internações: O SUS informa, para cada município e para cada estado, o número de internações por local de internação ( $I$ ) e o número de internações por local de residência ( $R$ ). A razão  $(I - R)/R$  é uma medida do esforço que um município ou estado faz para atender residentes em outros municípios ou estados. Em municípios ou estados que tratem um número de casos maior do que o número de residentes, ou seja, nas unidades importadoras líquidas, essa variável assumirá um valor positivo. Um valor negativo ocorrerá em exportadores líquidos. Espera-se que essa variável tenha uma correlação positiva com os prazos de espera para atendimento. Fonte: SIH/Datasus.

- **Fatores de risco social**

i) Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), ano 2000. Como o IDH é um indicador clássico de desenvolvimento e de risco social, combinando elementos de indicadores de educação (alfabetização, taxa de matrículas), saúde (esperança de vida ao nascer) e renda (renda *per capita*), espera-se que as regiões mais desenvolvidas do país, e com maiores valores de IDH, apresentem menos problemas de atendimento, e menores tempos nas filas. Como somente está disponível, no nível municipal, para o ano 2000, a mesma série, para os estados e para os municípios, ela será utilizada para o ano de 1999 e para o ano de 2002. Fonte: Ipeadata.

---

5. A esse respeito ver, especialmente, Ackere e Smith (1999) e Cullis, Jones e Propper (2000).

j) Taxa de fecundidade total: número médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo. Como a taxa de fecundidade afeta diretamente a demanda por atendimento, espera-se que esta variável tenha uma correlação positiva com os prazos de espera para atendimento. Essa variável, coletada pelo IBGE, somente está disponível, no nível municipal, no Ipeadata (não está disponível no Datasus), para o ano 2000. Assim, a mesma série, para os estados e para os municípios, será utilizada no ano de 1999 e para o ano de 2002. Fonte: Ipeadata.

Períodos de observação: Os períodos de observação foram representados por uma variável do tipo *dummy*, que assume o valor 0 para 1999 e 1 para 2002. A quantidade de leitos obstétricos disponíveis, a quantidade de internações e o prazo médio de internação de não foram incluídas nas regressões por fazerem parte do cálculo dos tempos de espera, que é a variável dependente da regressão (ver Seção 2.3). O *software* utilizado foi o STATA<sup>™</sup> 9.0 (Statistics/Data Analysis da Stata Corp., Texas, Estados Unidos), que utiliza procedimentos de máxima verossimilhança [*maximum likelihood (ML)*], de máxima verossimilhança restrita [*restricted maximum likelihood (REML)*], e de maximização de esperança [*expectation-maximization (EM)*] para estimar os modelos [para mais detalhes ver Greene (1997), especialmente os capítulos 4 e 5]. Como ocorreram problemas de convergência nos modelos, o que implica a ausência de resultados imediatos nos métodos *REML* e *EM*, os resultados obtidos pelo método *EM* foram automaticamente fornecidos pelo *software*, o que nos remeteria, pelo menos, para a vizinhança de um ótimo. Entretanto, o resultado ótimo pode ainda ser obtido sob certas condições.

O STATA<sup>™</sup> 9.0 disponibiliza os resultados do teste de razão de verossimilhança [*likelihood-ratio test (LR test)*] que compara os modelos de regressão ordinária e de efeitos aleatórios de intercepto e de inclinação. O teste indica o modelo mais adequado e o *software* adverte que se trata de um teste conservador, fornecido apenas para referência. Ainda assim, julgamos mais adequado considerar a presença de efeitos aleatórios característicos de modelos multinível, garantida apenas quando indicado pelo teste, dadas as limitações de nossa base de dados e os problemas de convergência encontrados. Os resultados analisados referem-se aos modelos escolhidos pelo teste, mas os resultados dos demais modelos diferem muito pouco dos apresentados em termos qualitativos e estão disponíveis com os autores do presente trabalho.<sup>6</sup>

#### 4.4 DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Foram efetivamente comentados os resultados obtidos em cinco regressões, em virtude das limitações impostas pela necessidade de convergência dos modelos, sendo uma regressão multinível para os municípios (Modelo 1) e quatro regressões em painel para os estados (Modelos 2 a 6). As regressões para os estados consideram apenas variáveis observadas no nível estadual. As regressões multinível do tipo *probit*, embora com resultados homogêneos e consistentes entre si e com os demais modelos, quando esses resultados são observados nos municípios, apresentaram resultados inconsistentes com as demais regressões para os estados. Essas regressões não serão

---

6. Para mais detalhes sobre esse e outros testes assintóticos equivalentes, ver Greene (1997), especialmente o capítulo 4.



discutidas, mas estão disponíveis com os autores. Conforme vimos, os tempos de espera do modelo  $M/M/1$  são o dobro dos obtidos no  $M/D/1$ . Mas ao restringirmos a amostra para tempos de espera menores do que três dias, ficamos com amostras diferentes em cada modelo. Ainda assim, os resultados são qualitativamente quase idênticos e serão comentados em conjunto. O teste L-R apontou um modelo multinível com amostra restrita, ou seja, no qual os tempos de espera são menores do que três dias ( $W_q < 3$  dias), e com efeitos aleatórios nos estados, como o mais adequado para os municípios. Esse modelo, que será denominado Modelo 1, não considera nenhuma variável no nível estadual como significativa para explicar os tempos de espera nas filas dos municípios. Os modelos para amostra irrestrita apresentam apenas o ano de observação como variável significativa, com sinal positivo, e não merecerão maiores comentários. O modelo em painel, para os estados, que considera os tempos de espera irrestritos obtidos no modelo  $M/M/1$  como variável dependente será o Modelo 2. O Modelo 3 considera apenas os tempos de espera menores do que três dias ( $W_q < 3$  dias) desse mesmo modelo. O Modelo 4 considera os tempos de espera irrestritos obtidos no modelo  $M/D/1$  e o Modelo 5 considera os tempos de espera restritos ( $W_q < 3$  dias) no mesmo modelo. Apenas os principais resultados são comentados a seguir. (Para maiores detalhes sobre as regressões ver Apêndice 2.)

#### • Fatores de risco materno

a) Número de nascimentos com baixo peso (menor do que 2,500 kg) dividido pelo número de partos: com os dados observados nos municípios, essa variável foi significativa, com o sinal positivo esperado. Assim, a presença de baixo peso nos municípios está associada positivamente com o tempo de espera nas filas, e os estados da federação exercem efeitos aleatórios específicos sobre os respectivos municípios. O baixo peso ao nascer não foi significativo para explicar as filas nos estados.

b) Número de cesarianas dividido pelo número de partos: quando observada nos municípios essa variável foi significativa, com sinal positivo. Assim, a percentagem de cesarianas em um município estaria positivamente associada aos tempos de espera nas filas, havendo efeitos dos estados sobre os municípios que os compõem. Essa variável não foi significativa para explicar as filas nos estados.

c) Número de partos sem consultas de pré-natal dividido pelo número de partos: nos municípios, essa variável foi significativa, com sinal positivo, conforme o esperado. Existiria, portanto, evidência de associação positiva entre o prazo de espera nas filas e a não-realização de exames pré-natal nos municípios, com os efeitos aleatórios dos estados sobre os municípios. Essa variável também foi significativa, com sinal positivo, em todos os modelos em painel para os estados. Não se pode, portanto, descartar a evidência de que a não-realização de exames do tipo pré-natal aumenta o tempo de espera por atendimento para os eventos do capítulo XV da CID-10 no SUS.

d) Número de partos com número realizado de exames pré-natal maior do que sete, dividido pelo número de partos: ao ser observada nos municípios essa variável foi significativa, com o esperado sinal negativo. Assim, no nível municipal, não se pode descartar uma associação negativa entre a realização de mais do que sete exames

do tipo pré-natal e a duração das filas. Os estados exercem efeitos aleatórios sobre os municípios que a eles pertencem. Essa variável não adquiriu significância estatística para explicar as filas nos estados.

- **Fatores assistenciais**

e) Número de médicos obstetras dividido pelo número de internações: essa variável não obteve significância estatística nos modelos considerados. Conforme comentamos anteriormente, trata-se de variável cujo sentido de atuação sobre as filas não é muito claro.

f) Número de enfermeiros (com nível superior) dividido pelo número de internações: ao ser observada nos municípios, essa variável foi significativa, com o esperado sinal negativo e com efeitos aleatórios dos estados sobre os municípios. Quanto maior o número de enfermeiros, menor o tempo de espera nas filas nos municípios, e essa influência varia entre os estados de cada município. Essa variável não foi significativa para explicar as filas nos estados.

g) Despesa total com saúde por habitante: essa variável, ao ser observada nos municípios não foi estatisticamente significativa para explicar o tempo de espera nas filas. Nos estados, essa variável foi significativa com sinal negativo no Modelo 3 e no Modelo 5, ou seja, nos modelos de amostra restrita ( $W_q < 3$  dias). Assim, não se pode descartar a evidência de que o aumento dos gastos com saúde por habitante reduz as filas por atendimento nos estados. Mas não podemos dizer o mesmo no que se refere aos municípios.

h) Coeficiente de importação de internações: no nível dos municípios essa variável foi estatisticamente significativa e com o esperado sinal positivo. Assim, não se pode descartar a hipótese de que o atendimento de um número de casos maior do que o número de residentes aumenta os tempos de espera nas filas nos municípios. Vale observar que, à exceção de Salvador, em 1999 todas as capitais dos estados apresentam sempre valores positivos para essa variável. As capitais estariam sendo penalizadas por importar casos de outros municípios. Quando observada nos estados, essa variável foi significativa, também com sinal positivo, no Modelo 5 — que utiliza os resultados do modelo *M/D/I* com amostra restrita. Assim, também não se pode descartar a evidência de que a importação líquida de internações pelos estados esteja positivamente relacionada com a espera nas filas nos estados.

- **Fatores de risco social**

i) IDH (2000). Ao ser observado nos municípios o IDH foi significativo, com sinal positivo, o contrário do esperado. Um modelo adicional de regressão que não será exibido, mas que está disponível com os autores do presente texto, não descarta a associação positiva entre o IDH e o coeficiente de importações de internações. Portanto, não se pode descartar a hipótese de que o IDH esteja positivamente associado ao coeficiente de importação de internações. Municípios com elevado IDH tendem a ser importadores líquidos de pacientes, conforme vimos no caso das capitais dos estados. Esse é um resultado que não pode ser analisado fora do contexto das condições de oferta de serviços de média e de alta complexidade no SUS. A presença

desses serviços nas regiões mais desenvolvidas do país, já verificado na literatura — por exemplo, em Marinho, Moreno e Cavalini (2001) — tem um efeito de atração sobre os usuários de regiões menos desenvolvidas, congestionando os serviços de saúde onde os serviços mais complexos são oferecidos. Quando observada nos estados, a variável IDH foi estatisticamente significativa, também com sinal positivo, no modelo 3 (que utiliza os resultados dos tempos de espera do modelo *M/M/1*) para explicar a espera nas filas nos municípios. É importante assinalar, novamente, que os dados se referem ao ano de 2000, o que prejudica a análise do referido indicador.

j) Taxa de fecundidade total: nos municípios, essa variável foi significativa, com o esperado sinal positivo. Não se pode, portanto, descartar a correlação positiva entre a taxa de fecundidade nos municípios e os tempos de espera nas filas nos municípios, com efeitos aleatórios dos estados sobre os municípios. Essa variável não foi significativa para explicar as filas nos estados.

Já foi explicitado, no início da presente seção, que a quantidade de leitos obstétricos disponíveis, a quantidade de internações e o prazo médio de internação não foram incluídos nos modelos de regressão por entrarem, diretamente, no cálculo do tempo de espera nas filas.

### Comentários gerais

Os modelos de regressão utilizados foram capazes de corroborar alguns de nossos pressupostos relacionados com as correlações entre os fatores de risco materno, assistenciais e sociais, e os tempos de espera nas filas para internações por motivos relacionados com a gravidez, o parto e o puerpério no SUS. O pertencimento a um determinado estado exerce influência sobre as filas nos municípios, embora variáveis observadas apenas no nível dos estados não exerçam influência direta sobre as filas estimadas na esfera municipal. Por sua vez, as filas nos estados são determinadas por variáveis observadas no nível dos estados. Existiria uma necessidade de priorização de *ações locais (municipais) coordenadas* no nível estadual no SUS. Destacam-se, entre essas ações, o potencial redutor sobre a espera nas filas nos municípios exercido pela realização de mais de sete exames do tipo pré-natal e pela presença de enfermeiros de nível superior. Nos estados, não se pode descartar a evidência de que o aumento das despesas com saúde por habitante reduz os tempos de espera nas filas. Sobressaem, ainda, nos municípios, os efeitos amplificadores dos tempos de espera, apresentados pela elevação da presença de nascituros com baixo peso, pelo aumento da porcentagem de cesarianas, pela não-realização de exames pré-natais (essa também observada nos estados), pela elevação da taxa de fecundidade total e pela elevação do coeficiente de importação de internações (também constatada nos estados). Portanto, a precariedade, ou inadequação, da assistência em alguns estados e municípios, assim como a conseqüente peregrinação de pacientes em busca de atendimento, tem um forte efeito deletério sobre a prestação de atendimento relacionado com o capítulo XV da CID-10 no SUS. Por outro lado, observam-se sinais opostos ao esperado no nível municipal e estadual, no caso do IDH. Os tempos de espera nas filas aumentam com o IDH de estados e municípios. Mas esse é um resultado limitado pelo fato de os dados disponíveis se referirem apenas a 2000, e pelo fato de estados e municípios mais desenvolvidos serem, usualmente, importadores de casos complexos.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As restrições da oferta, as incertezas da demanda, os problemas de administração e de gestão, e as características dos agentes dos sistemas de saúde engendram as filas para internação no SUS, por motivos relacionados à gravidez, ao parto e ao puerpério, listados no capítulo XV da CID 10. Entre os aspectos aqui estudados destacam-se: o número de pessoas (tamanho) nas filas; o tempo médio de espera; a resposta (elasticidades) do sistema às políticas alternativas de redução das filas; e algumas variáveis, observadas nos estados e municípios, determinantes das filas que surgem nos municípios e estados.

Aparentemente, a situação é séria, notando-se, além de tempos de espera elevados, consideráveis discrepâncias de desempenho no SUS. Mas as razoáveis sensibilidades (elasticidades) das filas permitem inferir ganhos potenciais significativos no sistema. Ademais, nota-se a presença de determinantes das filas que não estão, definitivamente, divorciados de controles por meio de ações sociais e de saúde, como os exames pré-natais, a presença de enfermeiros, a taxa de fecundidade e o atendimento nos locais de origem dos pacientes. Por outro lado, a redução das discrepâncias, e a melhoria do desempenho global do sistema transcendem as capacidades isoladas de ação no nível municipal, requerendo a atuação efetiva de esquemas de coordenação em níveis superiores aos municípios isolados. Trata-se, então, da necessidade de fortalecimento das atuações dos municípios, nos níveis de associações entre municípios e do total envolvimento dos estados e do governo federal.

# APÊNDICE 1

## AS FILAS NOS ESTADOS E NAS CAPITALS

Legenda:

$W_q$ : tempo médio esperado na fila no modelo  $M/M/1$ .

$W_q/2$ : tempo médio esperado na fila no modelo  $M/D/1$ .

$W$ : tempo total de espera no SUS (inclui o tratamento e as filas).

$U$ : Probabilidade de que todos os leitos estejam ocupados.

Unidade da Federação	Ano: 1999				
	$W_q$ (Dias)	$W_q$ (Horas)	$U$	$W_q/2$ (Dias)	$W_q/2$ (Horas)
Acre	12,266	294,375	0,763	6,133	147,188
Alagoas	1,349	32,386	0,391	0,675	16,193
Amapá	2,869	68,852	0,544	1,434	34,426
Amazonas	1,297	31,129	0,382	0,649	15,564
Bahia	0,841	20,189	0,286	0,421	10,094
Ceará	0,661	15,863	0,280	0,330	7,932
Distrito Federal	24,406	585,740	0,894	12,203	292,870
Espírito Santo	1,467	35,216	0,370	0,734	17,608
Goiás	0,403	9,661	0,130	0,201	4,831
Maranhão	0,580	13,910	0,182	0,290	6,955
Mato Grosso	0,449	10,775	0,169	0,224	5,387
Mato Grosso do Sul	0,466	11,175	0,181	0,233	5,587
Minas Gerais	0,493	11,834	0,198	0,247	5,917
Paraná	0,706	16,947	0,227	0,353	8,473
Paraíba	0,466	11,173	0,175	0,233	5,587
Pará	0,937	22,483	0,308	0,468	11,242
Pernambuco	0,871	20,893	0,314	0,435	10,447
Piauí	0,534	12,804	0,211	0,267	6,402
Rio Grande do Norte	0,859	20,625	0,264	0,430	10,312
Rio Grande do Sul	0,704	16,889	0,234	0,352	8,445
Rio de Janeiro	2,001	48,013	0,392	1,000	24,007
Rondônia	0,828	19,872	0,283	0,414	9,936
Roraima	ND	ND	ND	ND	ND
Santa Catarina	1,011	24,264	0,296	0,505	12,132
Sergipe	1,445	34,681	0,432	0,723	17,341
São Paulo	1,169	28,059	0,319	0,585	14,030
Tocantins	0,542	13,003	0,222	0,271	6,501

ND: dados não disponíveis.

Unidade da Federação	Ano: 2002				
	<i>Wq</i> (Dias)	<i>Wq</i> (Horas)	<i>U</i>	<i>Wq/2</i> (Dias)	<i>Wq/2</i> (Horas)
Acre	1,902	45,649	0,442	0,951	22,825
Alagoas	1,180	28,331	0,371	0,590	14,165
Amapá	3,227	77,443	0,563	1,613	38,722
Amazonas	1,427	34,254	0,416	0,714	17,127
Bahia	0,676	16,212	0,252	0,338	8,106
Ceará	0,915	21,950	0,314	0,457	10,975
Distrito Federal	5,552	133,259	0,657	2,776	66,629
Espírito Santo	1,881	45,134	0,402	0,940	22,567
Goiás	0,290	6,948	0,112	0,145	3,474
Maranhão	0,788	18,909	0,240	0,394	9,455
Mato Grosso	0,463	11,114	0,188	0,232	5,557
Mato Grosso do Sul	0,570	13,671	0,206	0,285	6,836
Minas Gerais	0,497	11,929	0,199	0,249	5,964
Paraná	0,554	13,284	0,194	0,277	6,642
Paraíba	0,542	12,998	0,198	0,271	6,499
Pará	0,887	21,294	0,307	0,444	10,647
Pernambuco	1,014	24,327	0,326	0,507	12,164
Piauí	0,760	18,243	0,233	0,380	9,121
Rio Grande do Norte	0,755	18,121	0,256	0,378	9,060
Rio Grande do Sul	0,592	14,215	0,205	0,296	7,108
Rio de Janeiro	1,696	40,708	0,361	0,848	20,354
Rondônia	0,703	16,879	0,251	0,352	8,439
Roraima	1,218	29,242	0,311	0,609	14,621
Santa Catarina	0,930	22,319	0,271	0,465	11,160
Sergipe	1,246	29,904	0,384	0,623	14,952
São Paulo	1,276	30,621	0,329	0,638	15,311
Tocantins	0,715	17,171	0,284	0,358	8,585

Capital	Ano: 1999				
	<i>Wq</i> (Dias)	<i>Wq</i> (Horas)	<i>U</i>	<i>Wq2</i> (Dias)	<i>Wq2</i> (Horas)
Porto Velho	4,619	110,844	0,640	2,309	55,422
Rio Branco	18,551	445,212	0,849	9,275	222,606
Manaus	2,442	58,609	0,538	1,221	29,304
Boa Vista	ND	ND	ND	ND	ND
Belém	0,896	21,515	0,299	0,448	10,757
Macapá	6,732	161,565	0,737	3,366	80,782
Palmas	2,492	59,806	0,555	1,246	29,903
São Luís	1,745	41,885	0,376	0,873	20,943
Teresina	0,921	22,107	0,262	0,461	11,054
Fortaleza	2,009	48,228	0,489	1,005	24,114
Natal	2,667	64,000	0,516	1,333	32,000
João Pessoa	1,480	35,512	0,363	0,740	17,756
Recife	3,014	72,341	0,537	1,507	36,170
Maceió	1,798	43,155	0,461	0,899	21,577
Aracaju	2,917	69,999	0,606	1,458	35,000
Salvador	12,511	300,254	0,796	6,255	150,127
Belo Horizonte	0,857	20,568	0,290	0,429	10,284
Vitória	1,766	42,376	0,370	0,883	21,188
Rio de Janeiro	3,683	88,401	0,492	1,842	44,200
São Paulo	1,708	40,998	0,371	0,854	20,499
Curitiba	1,238	29,722	0,331	0,619	14,861
Florianópolis	2,188	52,500	0,392	1,094	26,250
Porto Alegre	3,314	79,526	0,517	1,657	39,763
Campo Grande	0,681	16,344	0,245	0,340	8,172
Cuiabá	0,788	18,902	0,283	0,394	9,451
Goiânia	1,174	28,174	0,262	0,587	14,087
Brasília	24,406	585,740	0,894	12,203	292,870

ND: dados não disponíveis.

Capital	Ano: 2002				
	<i>Wq</i> (Dias)	<i>Wq</i> (Horas)	<i>U</i>	<i>Wq/2</i> (Dias)	<i>Wq/2</i> (Horas)
Porto Velho	0,903	21,681	0,265	0,452	10,841
Rio Branco	3,985	95,636	0,644	1,992	47,818
Manaus	1,132	27,166	0,386	0,566	13,583
Boa Vista	1,738	41,720	0,392	0,869	20,860
Belém	1,104	26,487	0,344	0,552	13,243
Macapá	3,607	86,570	0,581	1,804	43,285
Palmas	2,573	61,762	0,575	1,287	30,881
São Luís	2,163	51,901	0,403	1,081	25,951
Teresina	0,975	23,407	0,281	0,488	11,704
Fortaleza	1,635	39,244	0,426	0,818	19,622
Natal	3,868	92,842	0,589	1,934	46,421
João Pessoa	1,404	33,693	0,351	0,702	16,846
Recife	4,908	117,781	0,598	2,454	58,890
Maceió	1,617	38,800	0,424	0,808	19,400
Aracaju	1,505	36,130	0,455	0,753	18,065
Salvador	6,010	144,240	0,660	3,005	72,120
Belo Horizonte	1,318	31,639	0,375	0,659	15,819
Vitória	2,278	54,669	0,408	1,139	27,335
Rio de Janeiro	2,628	63,065	0,443	1,314	31,533
São Paulo	2,368	56,838	0,450	1,184	28,419
Curitiba	1,198	28,764	0,333	0,599	14,382
Florianópolis	6,015	144,352	0,632	3,007	72,176
Porto Alegre	2,605	62,521	0,449	1,303	31,260
Campo Grande	0,681	16,349	0,245	0,341	8,174
Cuiabá	1,110	26,629	0,357	0,555	13,314
Goiânia	0,737	17,688	0,214	0,368	8,844
Brasília	5,552	133,259	0,657	2,776	66,629



## APÊNDICE 2

### OS MODELOS ECONOMÉTRICOS

MODELO 1

**TEMPO DE ESPERA NOS MUNICÍPIOS: AMOSTRA RESTRITA (WQ < 3), MODELO M/M/1. REGRESSÃO: MODELO COM EFEITOS ALEATÓRIOS DOS ESTADOS**

Number of obs = 5935

Wald chi2(21) = 473.49

Log restricted-likelihood = -4441.6372 Prob > chi2 = 0.0000

wq	Coef.	Std. Err.	z	P >  z	[95% Conf. Interval]	
ano	0.0113063	0.0814051	0.14	0.890	-0.1482448	0.1708575
bpest	0.0122941	0.0420050	0.29	0.770	-0.0700342	0.0946223
cesarianaest	-0.0143727	0.0091881	-1.56	0.118	-0.0323810	0.0036356
despesasest	0.0013511	0.0018916	0.71	0.475	-0.0023564	0.0050587
idhest	-0.8498835	0.8029002	-1.06	0.290	-2.4235390	0.7237720
txfest	0.1276053	0.1339165	0.95	0.341	-0.1348661	0.3900767
nenhuest	0.0108126	0.0094885	1.14	0.254	-0.0077845	0.0294096
setemaisest	0.0022474	0.0032541	0.69	0.490	-0.0041305	0.0086253
impest	0.0056866	0.0114438	0.50	0.619	-0.0167428	0.0281161
medest	0.0068642	0.0079942	0.86	0.391	-0.0088041	0.0225325
enferest	-0.0035312	0.0034881	-1.01	0.311	-0.0103678	0.0033053
bpmun	0.0136143	0.0021587	6.31	0.000	0.0093833	0.0178454
cesarianamun	0.0118226	0.0011093	10.66	0.000	0.0096485	0.0139967
despesasmun	-0.0001265	0.0001707	-0.74	0.459	-0.0004610	0.0002080
nenhumun	0.0028866	0.0012962	2.23	0.026	0.0003460	0.0054271
setemaismun	-0.0014347	0.0003415	-4.20	0.000	-0.0021039	-0.0007654
idhmun	1.1204780	0.2050992	5.46	0.000	0.7184907	1.5224650
txfmun	0.1170727	0.0165252	7.08	0.000	0.0846839	0.1494616
impmun	0.0018309	0.0002167	8.45	0.000	0.0014062	0.0022557
medmun	-0.0000684	0.0000883	-0.78	0.438	-0.0002414	0.0001046
enfermun	-0.0001996	0.0000630	-3.17	0.002	-0.0003230	-0.0000761
_cons	-0.5169854	0.6195474	-0.83	0.404	-1.731276	0.6973053
Modelo de efeitos fixos vs. Modelo clássico				chi2(3) = 114.18	Prob > chi2 = 0.0000	
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo clássico				chi2(24) = 121.19	Prob > chi2 = 0.0000	
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo de efeitos fixos				chi2(21) = 7.01	Prob > chi2 = 0.9981	
Modelo de efeitos aleatórios da UF vs. Modelo clássico				chi2(24) = 171.36	Prob > chi2 = 0.0000	
Modelo de efeitos aleatórios da UF vs. Modelo de efeitos fixos				chi2(21) = 57.18	Prob > chi2 = 0.0000	

MODELO 2  
**TEMPO DE ESPERA NOS ESTADOS: AMOSTRA IRRESTRITA, MODELO M/M/1. REGRESSÃO LINEAR, MODELO CLÁSSICO**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 51		
Model	64.7276407	11	5.88433097	F(11, 39) = 2.97		
Residual	77.1787697	39	1.97894281	Prob > F = 0.0059		
Total	141.90641	50	2.83812821	R-squared = 0.4561		
				Adj R-squared = 0.3027		
				Root MSE = 1.4067		
wq	Coef.	Std. Err.	t	P >  t	[95% Conf. Interval]	
tempo	0.2732933	0.2230928	1.23	0.228	-0.1779545	0.7245411
bpest	0.2798553	0.3615557	0.77	0.444	-0.4514602	1.0111710
cesarianaest	0.0778435	0.0739469	1.05	0.299	-0.0717281	0.2274152
despesasest	-0.0255580	0.0149824	-1.71	0.096	-0.0558626	0.0047467
idhest	7.8503990	6.2020550	1.27	0.213	-4.6944400	20.3952400
txfest	0.7901219	1.1448650	0.69	0.494	-1.5255870	3.1058310
nenhuest	0.1977490	0.0703384	2.81	0.008	0.0554762	0.3400218
setemaisest	0.0256911	0.0278579	0.92	0.362	-0.0306570	0.0820391
impest	0.0428612	0.0880683	0.49	0.629	-0.1352737	0.2209961
medest	-0.0209549	0.0686887	-0.31	0.762	-0.1598909	0.1179810
enferest	0.0184676	0.0280320	0.66	0.514	-0.0382326	0.0751677
_cons	-557.1261	446.1588	-1.25	0.219	-1459.567	345.3152
Modelo de efeitos fixos vs. Modelo clássico			chi2(2) = 0.00	Prob > chi2 = 1.0000		
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo clássico			chi2(13) = 1.90	Prob > chi2 = 0.9998		
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo de efeitos fixos			chi2(11) = 1.90	Prob > chi2 = 0.9988		

MODELO 3  
**TEMPO DE ESPERA NOS ESTADOS: AMOSTRA RESTRITA (WQ < 3), MODELO M/M/1. REGRESSÃO LINEAR,  
MODELO CLÁSSICO**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 49		
Model	7.23629561	11	0.657845056	F(11, 37) = 4.87		
Residual	4.99686310	37	0.135050354	Prob > F = 0.0001		
Total	12.23315870	48	0.254857473	R-squared = 0.5915		
				Adj R-squared = 0.4701		
				Root MSE = 0.36749		
wq	Coef.	Std. Err.	t	P >  t	[95% Conf. Interval]	
tempo	0.0916178	0.0596905	1.53	0.133	-0.0293266	0.2125622
bpest	-0.0229158	0.0979531	-0.23	0.816	-0.2213876	0.1755560
cesarianaest	-0.0222136	0.0199656	-1.11	0.273	-0.0626678	0.0182406
despesasest	-0.0081666	0.0039873	-2.05	0.048	-0.0162457	-0.0000876
idhest	5.2069580	1.7304360	3.01	0.005	1.7007620	8.7131550
txfest	0.5980667	0.2993253	2.00	0.053	-0.0084240	1.2045570
nenhuest	0.0457539	0.0196947	2.32	0.026	0.0058486	0.0856592
setemaisest	0.0045979	0.0074261	0.62	0.540	-0.0104487	0.0196445
impest	0.0454505	0.0231778	1.96	0.057	-0.0015121	0.0924131
medest	0.0286358	0.0181058	1.58	0.122	-0.0080500	0.0653216
enferest	0.0070795	0.0074775	0.95	0.350	-0.0080714	0.0222304
_cons	-187.2856	119.4911	-1.57	0.126	-429.3976	54.82631
Modelo de efeitos fixos vs. Modelo clássico			chi2(2) = 0.00	Prob > chi2 = 1.0000		
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo clássico			chi2(13) = 0.00	Prob > chi2 = 1.0000		
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo de efeitos fixos			chi2(11) = -0.22	Prob > chi2 = 1.0000		

MODELO 4  
**TEMPO DE ESPERA NOS ESTADOS: AMOSTRA IRRESTRITA, MODELO M/D/1 (WQ/2). REGRESSÃO LINEAR,  
 MODELO CLÁSSICO**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 51		
Model	16.1819102	11	1.471082740	F(11, 39) = 2.97		
Residual	19.2946924	39	0.494735703	Prob > F = 0.0059		
Total	35.4766026	50	0.709532052	R-squared = 0.4561		
				Adj R-squared = 0.3027		
				Root MSE = 0.70337		
wq/2	Coef.	Std. Err.	t	P >  t	[95% Conf. Interval]	
tempo	0.1366467	0.1115464	1.23	0.228	-0.0889772	0.3622706
bpest	0.1399277	0.1807779	0.77	0.444	-0.2257301	0.5055854
cesarianaest	0.0389218	0.0369734	1.05	0.299	-0.0358641	0.1137076
despesasest	-0.0127790	0.0074912	-1.71	0.096	-0.0279313	0.0023733
idhest	3.9252000	3.1010270	1.27	0.213	-2.3472200	10.1976200
txfest	0.3950609	0.5724327	0.69	0.494	-0.7627935	1.5529150
nenhuest	0.0988745	0.0351692	2.81	0.008	0.0277381	0.1700109
setemaisest	0.0128455	0.0139290	0.92	0.362	-0.0153285	0.0410195
impest	0.0214306	0.0440341	0.49	0.629	-0.0676369	0.1104981
medest	-0.0104775	0.0343443	-0.31	0.762	-0.0799454	0.0589905
enferest	0.0092338	0.0140160	0.66	0.514	-0.0191163	0.0375838
_cons	-278.5631	223.0794	-1.25	0.219	-729.7837	172.6576
Modelo de efeitos fixos vs. Modelo clássico			chi2(2) = 0.00	Prob > chi2 = 1.0000		
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo clássico			chi2(13) = 1.90	Prob > chi2 = 0.9998		
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo de efeitos fixos			chi2(11) = 1.90	Prob > chi2 = 0.9988		

MODELO 5  
**TEMPO DE ESPERA NOS ESTADOS: AMOSTRA RESTRITA, MODELO M/D/1 (WQ/2) < 3).REGRESSÃO LINEAR,  
MODELO CLÁSSICO**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 50		
Model	2.94595623	11	0.267814203	F(11, 38) = 7.35		
Residual	1.38530298	38	0.036455342	Prob > F = 0.0000		
Total	4.33125921	49	0.088393045	R-squared = 0.6802		
				Adj R-squared = 0.5876		
				Root MSE = 0.19093		
wq/2	Coef.	Std. Err.	t	P >  t	[95% Conf. Interval]	
tempo	0.0567258	0.0304935	1.86	0.071	-0.0050051	0.1184567
bpest	0.0120968	0.0494104	0.24	0.808	-0.0879292	0.1121229
cesarianaest	-0.0133238	0.0103096	-1.29	0.204	-0.0341945	0.0075469
despesasest	-0.0042673	0.0020694	-2.06	0.046	-0.0084566	-0.0000779
idhest	3.2103860	0.8423994	3.81	0.000	1.5050380	4.9157350
txfest	0.3086177	0.1554373	1.99	0.054	-0.0060486	0.6232840
nenhuest	0.0261002	0.0100956	2.59	0.014	0.0056627	0.0465377
setemaisest	0.0012156	0.0038173	0.32	0.752	-0.0065121	0.0089433
impest	0.0255257	0.0119546	2.14	0.039	0.0013249	0.0497266
medest	0.0130195	0.0093829	1.39	0.173	-0.0059753	0.0320142
enferest	0.0021524	0.0038181	0.56	0.576	-0.0055768	0.0098817
_cons	-115.9613	60.99823	-1.90	0.065	-239.4457	7.523168
Modelo de efeitos fixos vs. Modelo clássico			chi2(2) = 0.00 Prob > chi2 = 1.0000			
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo clássico			chi2(13) = 0.00 Prob > chi2 = 1.0000			
Modelo de efeitos aleatórios do tempo vs. Modelo de efeitos fixos			chi2(11) = -0.09 Prob > chi2 = 1.0000			

## APÊNDICE 3

### CID-10 — CLASSIFICAÇÃO ESTATÍSTICA INTERNACIONAL DE DOENÇAS E PROBLEMAS RELACIONADOS À SAÚDE

#### Capítulo XV — Gravidez, parto e puerpério (O00-O99)

##### **O00-O08 Gravidez que termina em aborto**

- O00 Gravidez ectópica
- O01 Mola hidatiforme
- O02 Outros produtos anormais da concepção
- O03 Aborto espontâneo
- O04 Aborto por razões médicas e legais
- O05 Outros tipos de aborto
- O06 Aborto não especificado
- O07 Falha de tentativa de aborto
- O08 Complicações conseqüentes a aborto e gravidez ectópica ou molar

##### **O10-O16 Edema, proteinúria e transtornos hipertensivos na gravidez, no parto e no puerpério**

- O10 Hipertensão preexistente complicando a gravidez, o parto e o puerpério
- O11 Distúrbio hipertensivo preexistente com proteinúria superposta
- O12 Edema e proteinúria gestacionais [induzidos pela gravidez], sem hipertensão
- O13 Hipertensão gestacional [induzida pela gravidez] sem proteinúria significativa
- O14 Hipertensão gestacional [induzida pela gravidez] com proteinúria significativa
- O15 Eclâmpsia
- O16 Hipertensão materna não especificada

##### **O20-O29 Outros transtornos maternos relacionados predominantemente com a gravidez**

- O20 Hemorragia do início da gravidez
- O21 Vômitos excessivos na gravidez
- O22 Complicações venosas na gravidez
- O23 Infecções do trato geniturinário na gravidez
- O24 *Diabetes mellitus* na gravidez
- O25 Desnutrição na gravidez
- O26 Assistência materna por outras complicações ligadas predominantemente à gravidez
- O28 Achados anormais do rastreamento [*screening*] antenatal da mãe
- O29 Complicações de anestesia administrada durante a gravidez

**O30-O48 Assistência prestada à mãe por motivos ligados ao feto e à cavidade amniótica e por possíveis problemas relativos ao parto**

O30 Gestação múltipla

O31 Complicações específicas de gestação múltipla

O32 Assistência prestada à mãe por motivo de apresentação anormal, conhecida ou suspeitada, do feto

O33 Assistência prestada à mãe por uma desproporção conhecida ou suspeita

O34 Assistência prestada à mãe por anormalidade, conhecida ou suspeita, dos órgãos pélvicos maternos

O35 Assistência prestada à mãe por anormalidade e lesão fetais, conhecidas ou suspeitadas

O36 Assistência prestada à mãe por outros problemas fetais conhecidos ou suspeitados

O40 Polihidrâmnio

O41 Outros transtornos das membranas e do líquido amniótico

O42 Ruptura prematura de membranas

O43 Transtornos da placenta

O44 Placenta prévia

O45 Descolamento prematuro da placenta [*abruptio placentae*]

O46 Hemorragia anteparto não classificada em outra parte

O47 Falso trabalho de parto

O48 Gravidez prolongada

**O60-O75 Complicações do trabalho de parto e do parto**

O60 Parto pré-termo

O61 Falha na indução do trabalho de parto

O62 Anormalidades da contração uterina

O63 Trabalho de parto prolongado

O64 Obstrução do trabalho de parto devida à má-posição ou má-apresentação do feto

O65 Obstrução do trabalho de parto devida a anormalidade pélvica da mãe

O66 Outras formas de obstrução do trabalho de parto

O67 Trabalho de parto e parto complicados por hemorragia intraparto não classificados em outra parte

O68 Trabalho de parto e parto complicados por sofrimento fetal

O69 Trabalho de parto e parto complicados por anormalidade do cordão umbilical

O70 Laceração do períneo durante o parto

O71 Outros traumatismos obstétricos

O72 Hemorragia pós-parto

O73 Retenção da placenta e das membranas, sem hemorragias

O74 Complicações de anestesia durante o trabalho de parto e o parto

O75 Outras complicações do trabalho de parto e do parto não classificadas em outra parte

**O80-O84 Parto**

- O80 Parto único espontâneo
- O81 Parto único por fórceps ou vácuo-extrator
- O82 Parto único por cesariana
- O83 Outros tipos de parto único assistido
- O84 Parto múltiplo

**O85-O92 Complicações relacionadas predominantemente com o puerpério**

- O85 Infecção puerperal
- O86 Outras infecções puerperais
- O87 Complicações venosas no puerpério
- O88 Embolia de origem obstétrica
- O89 Complicações da anestesia administrada durante o puerpério
- O90 Complicações do puerpério não classificadas em outra parte
- O91 Infecções mamárias associadas ao parto
- O92 Outras afecções da mama e da lactação associadas ao parto

**O95-O99 Outras afecções obstétricas não classificadas em outra parte**

- O95 Morte obstétrica de causa não especificada
- O96 Morte, por qualquer causa obstétrica, que ocorre mais de 42 dias, mas menos de 1 ano, após o parto
- O97 Morte por seqüelas de causas obstétricas diretas
- O98 Doenças infecciosas e parasitárias maternas classificáveis em outra parte mas que compliquem a gravidez, o parto e o puerpério
- O99 Outras doenças da mãe, classificadas em outra parte, mas que complicam a gravidez o parto e o puerpério



## BIBLIOGRAFIA

- ACKERE, A., SMITH, P. C. A dynamic model of national health service waiting lists. *Systems Dynamic Groups, WP-0026*, 24 Mar. 1999.
- ALMEIDA, M. F. *et alii*. Partos domiciliares acidentais na região Sul do município de São Paulo. *Revista de Saúde Pública*, v. 39, n. 3, p. 366-375, 2005.
- BALE, J. R., STOLL, B. J., ADETOKUNBO, O. L. (eds.). *Improving birth outcomes; meeting the challenge in the developing world*. Committee on Improving Birth Outcomes, Board on Global Health. Washington, DC: The National Academic Press, 2003.
- CONOVER, W. J. *Practical nonparametric statistics*. 3<sup>rd</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, 1999.
- COUTINHO, T. *et alii*. Adequação do processo de assistência pré-natal entre as usuárias do Sistema Único de Saúde em Juiz de Fora – MG. *Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia – RBGO*, v. 25, n. 10, p. 717-724, 2003.
- COX, R. D., SMITH, W. L. *Queues*. Spottiswoode, London and Colchester: Ballantyne & Co. Ltd., 1961.
- CULLIS, J. G., JONES, P. R., PROPPER, C. Waiting lists and medical care treatment: analysis and policies. In: CULYER, A. J. e NEWHOUSE, J. P. (eds.). *Handbook of Health Economics*, Elsevier-North-Holland, Amsterdam, v. 1B, p. 1201-1249, 2000.
- FURUKUBO, M., OHUCHI, A., KUROKAWA, T. *Analysis of the congestion of medical care centers*. Paper presented at the *Fifth Conference of the Association of Asian-Pacific Operations Research Society*. Singapore, 5<sup>th</sup>-7<sup>th</sup>, Jul., 2000, <<http://www.ise.nus.edu.sg/proceedings/apors2000/fullpapers/13-04-fp.htm>> Acessado\_em 31/10/2002.
- GREEN, L. V. Capacity planning and management in hospitals. In: BRANDEAU, M. L., SAINFORT, F., PIERSKALLA (eds.). *Operations Research and Health Care. A handbook of methods and applications*, p. 15-41, Massachusetts, USA: Kluwer Academic Publishers,, 2004.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 3<sup>rd</sup> ed. New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 1997.
- GROSS, D., HARRIS, C. M. *Fundamentals of queueing theory*. 3<sup>rd</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, 1998.
- HILLIER, S. F., LIEBERMAN, G. J. *Introduction to operations research*. 6<sup>th</sup> ed. Singapore: McGraw-Hill Book Co., 1995.
- IVERSEN, T. An interaction model of public and private health services: surgical waiting lists. In: CULYER, A. J., JONSSON, B. (eds.). *Public and Private Health Services*, Oxford: Basil Blackwell, p. 131-151, 1986.
- . A theory of hospital waiting lines. *Journal of Health Economics*, v. 12, p. 55-71, 1993.
- . The effect of a private sector on the waiting time in a national health service. *Journal of Health Economics*, v. 16 n. 4, p. 381-396, Aug. 1997.

- JONES, A. M., Health econometrics, *In: CULYER, A. J. e NEWHOUSE, J. P. (eds.). Handbook of Health Economics*, Elsevier-North-Holland, Amsterdam, v. 1A, p.267-344, 2000.
- JOSKOW, P. L. The effects of competition and regulation on hospital bed supply and the reservation quality of the hospital. *The Bell Journal of Economics*, v. 11, n. 2, p. 421-447, Autumn 1980.
- MANGO, P. D., SHAPIRO, L. A. Hospitals get serious about operations. *The McKinsey Quarterly*, n. 2, p. 74-85, 2001.
- MARINHO, A. *Um estudo sobre as filas para internações e para transplantes no sistema único de saúde brasileiro*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, nov. 2004 (Texto para Discussão, 1.055).
- MARINHO, A., MORENO, A., CAVALINI, L. T. *Avaliação descritiva da rede hospitalar do Sistema Único de Saúde (SUS)*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, dez. 2001 (Texto para Discussão, 848).
- MORI, D. S. B. de C. Consultas médicas: oferta, demanda, mudança cultural e o fim das filas. *Revista de Administração de Empresas*, v. 39, n. 2, p.78-87, abr./jun. 1999.
- PANICO, J. A. *Queueing theory. a study of waiting lines for business, economics and science*. Englewood Cliffs, New Jersey, U.S.A: Prentice-Hall, 1969.
- RODRÍGUEZ, G., GOLDMAN, N. Improved estimation procedures for multilevel models with binary response: a case study. *Journal of the Royal Statistical Society, A.*, 164 part 2, p. 339-355, 2001.
- SCHRAMM, J. M. A., SWARCWALD, C. L., ESTEVES, M. A. P. Assistência obstétrica e risco de internação na rede de hospitais do Estado do Rio de Janeiro. *Revista de Saúde Pública*, v. 36, n. 5, p. 590-597, 2002.
- SICILIANI, L., HURST, J. *Explaining waiting times variations for elective surgery across OECD countries*. Oct. 2003 (OECD Health Working Papers, 7).
- SILVA, K. S. Mortalidade materna: avaliação da situação no Rio de Janeiro, no período de 1997 a 1987. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 4, p. 442-453, out./dez. 1992.
- SILVEIRA, D. S., SANTOS, I. S. Fatores associados à cesariana entre mulheres de baixa renda em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p. 231-241, 2004a.
- . Adequação do pré-natal e peso ao nascer: uma revisão sistemática. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 5, p. 1160-1168, set./out. 2004b.
- SILVEIRA, D. S., SANTOS, I. S., da COSTA J. S. D. Atenção pré-natal na rede básica: uma avaliação da estrutura e do processo. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 17, n. 1, p. 131-139, jan./fev. 2001.

THEME-FILHA, M. M., SILVA, R. I., NORONHA, C. P. Mortalidade materna no município do Rio de Janeiro, 1993 a 1996. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 15, n. 2, p. 397-403, abr./jun. 1999.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). *The World Health Report 2005: make every mother and child count*. World Health Organization, Geneva, Switzerland, 2005.

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Silvânia de Araujo Carvalho

### **Supervisão**

Marcos Hecksher

### **Revisão**

Alejandro Augusto S. V. A. Poinho

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Marcio Alves de Albuquerque

Míriam Nunes da Fonseca

### **Editoração**

Carlos Henrique Santos Vianna

Joanna Silvestre Friques de Sousa

Roberto das Chagas Campos

## **COMITÊ EDITORIAL**

### **Secretário-Executivo**

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9<sup>a</sup> andar – sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

### **Brasília**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9<sup>a</sup> andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

### **Rio de Janeiro**

Av. Nilo Peçanha, 50, 6<sup>a</sup> andar — Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 2215-1044 R. 234

Fax (21) 2215-1043 R. 235

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 136 exemplares