



MINISTÉRIO DA SAÚDE  
FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ  
ESCOLA NACIONAL DE SAÚDE PÚBLICA  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM EPIDEMIOLOGIA

O IMPACTO DA AMAMENTAÇÃO SOBRE A  
DESNUTRIÇÃO E A MORTALIDADE INFANTIL  
BRASIL, 1996.

por  
Myrian Coelho Cunha da Cruz

Dissertação apresentada à  
Coordenação do Curso de  
Pós-graduação em Epidemiologia,  
Escola Nacional de Saúde  
Pública – FIOCRUZ – como  
requisito para a obtenção do grau  
de Mestre em Saúde Pública,  
Sub-área de Epidemiologia.

Orientador: Doutor Iuri da Costa Leite

Rio de Janeiro  
2001

A meus avós (in memoriam)  
A meus pais  
A João, meu esposo e companheiro  
A minhas filhas Ana Rosa, Juliana e  
Ana Maria

## Agradecimentos

Aos amigos do Grupo Técnico Interinstitucional de Incentivo ao Aleitamento Materno, da Secretaria de Estado de Saúde do Rio de Janeiro, da qual orgulhosamente fiz parte, que efetivamente trabalham para aliar ciência e academia às ações de promoção, proteção e apoio à amamentação. O contato com a seriedade e o compromisso dessas pessoas serviu como um grande estímulo ao desenvolvimento deste trabalho. Ao enfatizar o nome de Maria Inês do Couto e Silva, estendo minha gratidão a cada um de seus membros.

Aos membros do Centro Colaborador de Alimentação e Nutrição da Região Sudeste, da Escola Nacional de Saúde Pública, FIOCRUZ, pelo apoio dado no início de minhas atividades, contribuindo com incentivo, orientações e material bibliográfico.

A Iuri da Costa Leite que, além de orientador, coincidentemente identificado com o tema amamentação, demonstrou imensa gentileza e paciência frente às diversas situações surgidas ao longo do desenvolvimento deste estudo e, especialmente, frente às minhas enormes dificuldades. Por seu intermédio, pude ter acesso a abordagens totalmente novas para mim, que desconhecia a dimensão dos estudos demográficos específicos na área do aleitamento materno. Além das contribuições dadas com a oferta de material bibliográfico e dos softwares utilizados, seu conhecimento, sua seriedade e seu envolvimento foram fundamentais para a realização deste trabalho.

À minhas filhas, por entenderem e respeitarem minha ausência, necessária ao cumprimento de todas as etapas do curso e à realização deste estudo, e por terem propiciado minha vivência pessoal com a amamentação. Ao meu marido, como maior incentivador, dando o estímulo indispensável ao enfrentamento das diversas barreiras surgidas a cada momento e viabilizando a estrutura familiar durante cada etapa em que foi necessário o meu isolamento.

A meus pais, que me acolheram novamente em casa, facilitando o meu acesso à ENSP, evitando assim o aumento de meu cansaço devido às longas viagens para Pinheiral, local onde moro atualmente.

Aos colegas, professores e funcionários da ENSP que, carinhosamente, trabalharam e conviveram comigo durante essa caminhada.

A todas as mulheres que vivenciaram e vivenciam a experiência da maternidade, elaborando um novo ser com o seu corpo e sua vida. E que a sociedade possa cada vez mais estar organizada para garantir às mulheres e a seus filhos o direito da amamentação, em toda a sua plenitude.

## Resumo

A redução nos índices de mortalidade infantil e de desnutrição observada nas últimas décadas em todo o país, embora distribuída de maneira desigual entre o conjunto da população, remete ao questionamento sobre quais os fatores que poderiam ser responsáveis por esse desfecho. A melhoria nas condições gerais de vida seria a resposta esperada, significando que o acesso à educação, ao trabalho e à renda, às melhores condições de moradia, ao saneamento básico, à água tratada e aos serviços de saúde, estaria contribuindo para os resultados observados. O aumento da duração da amamentação, observado na última década, e a ampla utilização de ações de grande impacto na sobrevivência infantil, tais como o uso de solução de reidratação oral, poderiam ainda responder por esses desfechos. No presente trabalho, investiga-se o impacto do aleitamento materno sobre a desnutrição, no segundo ano de vida, a partir do indicador estatura/idade. O efeito do aleitamento materno sobre a mortalidade infantil no período pós-neonatal foi também verificado. Os dados utilizados foram coletados na Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (1996). A metodologia aplicada considera a existência de correlação entre as observações, levando em conta o impacto dos fatores relacionados à criança, à família e à comunidade, analisados através de modelos hierárquicos. Não foram observados efeitos significativos da amamentação sobre a desnutrição, no segundo ano de vida. No entanto, a amamentação, independentemente de sua duração, avaliada em função do tempo médio em que foi praticada, ou do tipo de aleitamento desempenhado pelas mães pesquisadas, conferiu uma proteção de 75% contra o óbito pós-neonatal, quando comparadas às não amamentadas. Em relação à desnutrição, o efeito da área onde a criança reside foi significativo, enquanto que, no estudo sobre a mortalidade pós-neonatal, foi evidenciada uma correlação entre os óbitos ao nível da família.

**Palavras-chave:** *aleitamento materno, desnutrição, mortalidade infantil, modelos hierárquicos*

## Abstract

The decrease of infant mortality and of malnutrition observed in the last decades in Brazil, although ragged for all the population, allows to make questions about what factors could be responsible for these situations. The improvement on general life conditions would be the expected answer, meaning access to education, to work and wage, to respectable home conditions, to treated water, to domestic sewer and to health services, in order to pace the child growth and to attend the other health needs. The increase on the breastfeeding duration, in addition to the health practices adopted by the mothers, like the use of oral re-hidration salt solution, would be associated with the positive changes observed on infant survival and nutritional condition. In this work, the effect of breastfeeding on malnutrition (*shunting*) observed in two years old children is investigated. The impact of breastfeeding on postneonatal infant mortality comprehend the second analysis that was made in this study. We adopted the data of the Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (1996). The methodology applied considers the correlation between the observations, taking into account the impact of factors associated with the child, with his or her mother and with the community where he or she lives, that are studied through hierarchical models. In this study, it was not observed significant effects of breastfeeding on stunting that occurs with children during the second year of life. By other side, breastfeeding gives a protection of 75 percent against the postneonatal mortality, when compared with no breastfed children, in despite of the length or the type of breastfeeding practice. For malnutrition, the impact of the residence area was significant and, for the postneonatal infant mortality, it was found a correlation between deaths in the first year of life at family level.

Key-words: breastfeeding, stunting, infant mortality, hierarchical models.

# ÍNDICE

|  |           |
|--|-----------|
| <b>Capítulo 1 – Introdução</b> .....   | <b>1</b>  |
| 1.1 – Objetivos .....  | 3         |
| <b>Capítulo 2 – O Impacto da Amamentação sobre o<br/>    Status Nutricional e a Mortalidade Infantil</b> . . . | <b>5</b>  |
| 2.1 – Estudos sobre a relação entre amamentação e status<br>nutricional .....                                  | 5         |
| 2.1.1 – Parâmetros para a avaliação do crescimento infantil . . .  | 8         |
| 2.1.2 – Parâmetros antropométricos e amamentação .....   | 9         |
| 2.2 – Estudos sobre a relação entre a amamentação e<br>mortalidade infantil .....                              | 12        |
| 2.3 – Síntese dos trabalhos sobre amamentação, desnutrição<br>e mortalidade infantil .....                     | 21        |
| <b>Capítulo 3 – Dados e Metodologia</b> .....  | <b>23</b> |
| 3.1 – Dados .....  | 23        |
| 3.2 – Modelo de regressão para respostas binárias .....  | 24        |
| 3.2.1 – Modelo de regressão logística .....  | 24        |
| 3.3 – Modelo de incidência em tempo discreto .....   | 26        |
| 3.4 – Teste de hipótese .....  | 29        |
| 3.5 – Modelos hierárquicos .....   | 30        |
| 3.5.1 – Softwares .....  | 32        |
| 3.6 – Teste de significância estatística .....   | 33        |



|  |           |
|--|-----------|
| <b>Capítulo 4 – Efeito da Amamentação sobre a<br/>Desnutrição no Segundo Ano de Vida . . . .</b> | <b>34</b> |
| 4.1 – Condição de amamentação . . . . .  | 34        |
| 4.2 – Material e métodos . . . . .   | 36        |
| 4.3 – Descrição das variáveis utilizadas . . . . .   | 37        |
| 4.4 – Modelo hierárquico de regressão logística . . . . .  | 40        |
| 4.5 – Análise univariada . . . . .   | 41        |
| 4.6 – Análise multivariada . . . . .   | 46        |
| 4.7 – Discussão. . . . .   | 48        |
| <br>   |           |
| <b>Capítulo 5 – Efeito do Aleitamento Materno sobre a<br/>Mortalidade Infantil . . . . .</b>     | <b>52</b> |
| 5.1 – Condição de amamentação . . . . .  | 52        |
| 5.2 – Material e métodos. . . . .  | 53        |
| 5.2.1 – O controle da causalidade reversa. . . . .   | 53        |
| 5.3 – Modelo hierárquico de incidência em tempo discreto. . . . .                                | 55        |
| 5.4 – Descrição das variáveis utilizadas. . . . .  | 56        |
| 5.5 – Análise univariada. . . . .  | 59        |
| 5.6 – Análise multivariada . . . . .   | 63        |
| 5.7 – Discussão . . . . .  | 66        |
| <br>   |           |
| <b>Capítulo 6 – Conclusões . . . . .</b>   | <b>69</b> |
| <br>   |           |
| <b>Bibliografia . . . . .</b>  | <b>74</b> |

## Lista de Quadros e Tabelas

|              |   |    |
|--------------|---|----|
| Quadro 4.1 – | Categorias para a variável aleitamento materno criadas para os estudos do impacto do aleitamento materno sobre a desnutrição no segundo ano de vida . . . . .   | 36 |
| Quadro 4.2 – | Conjunto de variáveis de confundimento utilizadas na relação do impacto da amamentação sobre a desnutrição . . . . .  | 40 |
| Tabela 4.1 – | Coeficientes, erros-padrão e razão de chance obtidos através do modelo hierárquico de regressão logística (univariado) para estimar a chance de uma criança estar desnutrida no segundo ano de vida, dado o indicador estatura/idade (padrão NCHS). PNDS-1996 . . . . .     | 43 |
| Tabela 4.2 – | Coeficientes, erros-padrão e razão de chance obtidos através do modelo hierárquico de regressão logística (multivariado) para estimar a chance de uma criança estar desnutrida no segundo ano de vida, segundo o indicador estatura/idade (padrão NCHS). PNDS-1996. . . . . | 48 |
| Quadro 5.1 – | Conjunto de variáveis de confundimento utilizadas no estudo do impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil . . . . .  | 58 |

|  |    |
|--|----|
| Tabela 5.1 – Coeficientes, erros-padrão e risco relativo obtidos a partir do modelo de incidência em tempo discreto (univariado), que estima os riscos de uma criança morrer no período pós-neonatal – PNDS (1996) .....   | 61 |
| .  |    |
| Tabela 5.2 – Coeficientes, erros-padrão e risco relativo obtidos a partir do modelo de incidência em tempo discreto (multivariado), que estima os riscos de uma criança morrer no período pós-neonatal – PNDS (1996) ..... | 65 |
| .....  |    |

# Capítulo 1

## Introdução

O avanço científico tem permitido ampliar as possibilidades de investigação sobre o valor do leite humano. O leite materno é uma substância imunologicamente ativa, capaz de diminuir a incidência e/ou gravidade dos eventos mórbidos de maior prevalência na primeira infância, nas áreas em desenvolvimento (OPAS 1998). Atua protegendo a criança de diarreia (Bittencourt et al. 1993, Bhattacharya et al.1995, Popkin et al. 1990) e de infecções respiratórias (Wright et al. 1998), pois apresenta anticorpos específicos, produzidos a partir da presença de patógenos que ameaçam as mucosas digestivas e respiratórias maternas (Akré 1997).

Os nutrientes do leite humano são encontrados em composição e em condições de biodisponibilidade ideais. Essas características resultam em um processo digestivo harmônico às condições fisiológicas do lactente, assim como no melhor aproveitamento dos elementos que o compõem (Akré 1997). Além de ser um alimento capaz de satisfazer às necessidades nutricionais do lactente até o sexto mês de sua vida (OPAS/OMS 1997, Akré 1997, Valdés et al. 1996), o leite humano teria a capacidade de preparar a criança para aceitar os novos alimentos, desde que façam parte da dieta materna (Sullivan 1994, Mennella & Beauchamp 1991). Mesmo com a introdução dos alimentos complementares, o leite materno poderia ser mantido na dieta do lactente até os dois anos ou mais de vida (OMS 1991).

O leite materno atua contra a desnutrição ao exercer proteção contra infecções e, simultaneamente, suprir as necessidades nutricionais da criança. Deve-se ressaltar que os déficits nutricionais responderiam por maiores riscos de ocorrência de óbito entre crianças (Boerma et al. 1992). A amamentação estaria relacionada ainda a um maior intervalo entre gestações graças à amenorréia lactacional, embora esta associação decresça quando o período de lactação é muito longo (Pérez 1979 op cit in Valdés 1996).

A despeito das diversas vantagens da prática da amamentação para a saúde infantil, constata-se a existência de poucos estudos populacionais voltados para a avaliação de seu impacto sobre a saúde e a sobrevivência infantil. Entretanto, no Brasil, a redução da mortalidade infantil e da desnutrição infantil observada nos últimos anos esteve acompanhada de uma série de mudanças importantes, entre elas o aumento na duração da amamentação. Este fato despertaria o interesse para a realização de estudos analíticos que identificariam o impacto de fatores que poderiam gerar as condições atuais.

Além disso, as desigualdades existentes em relação às condições de vida são uma realidade para o conjunto da população brasileira. Segundo o IBGE (1999), ao final da década de 80 os índices nacionais relativos à mortalidade infantil chegam a 48 por 1000 nascimentos. A região Nordeste, no entanto, continua exibindo valores elevados nos níveis de mortalidade infantil (74 por mil nascidos vivos), enquanto a região Sul apresenta valores expressivamente menores (27 por mil nascidos vivos). Em 1998, o índice nacional alcançou o valor de 36,1 por mil. As grandes discrepâncias regionais permaneceram. No Rio Grande do Sul, o índice foi de 19,4 por mil, enquanto que, em estados como Pernambuco, Paraíba e Alagoas, os valores foram de 61,8 por mil, 64,6 por mil e 71,9 por mil, respectivamente (UNICEF 2001). Os mesmos contrastes regionais ocorrem quando a desnutrição infantil é focalizada. Especificamente em relação ao índice estatura/idade, verifica-se uma diminuição de 15,7% na prevalência dos retardos de crescimento em 1989, estimada com base na Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição (PNSN), para 10,5% em 1996, segundo a Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (PNDS). A maior redução ocorreu nas áreas urbanas, cujos índices modificaram-se de 12,5% para 7,8%, em contraste com as áreas rurais, cujas mudanças foram de 22,7% para 19% (UNICEF 1998). A amamentação garantiria condições favoráveis à sobrevivência e à saúde na infância. O aumento expressivo em sua duração poderia explicar parte da redução da mortalidade infantil e da desnutrição.

Um evidente aumento na duração da amamentação tem sido verificado em todo o mundo, a partir da década de 80. No Brasil, segundo o relatório *A Infância Brasileira nos anos 90* (UNICEF 1998), a mediana de duração do

aleitamento materno na última década aumentou de 5 para 7,5 meses. Esse aumento pode representar o resultado dos esforços desenvolvidos por profissionais de saúde em conjunto com a sociedade, através de organizações governamentais e não governamentais em implementar a prática da amamentação. As pesquisas realizadas no sentido de redescobrir as técnicas da amamentação têm sido fundamentais para que amamentar seja cada vez mais um ato que, além de saudável, seja agradável e viável no contexto da vida das mulheres, das famílias e da sociedade. No entanto, a duração da amamentação exclusiva, em 1999, era de apenas 33,7 dias. Os melhores índices foram verificados na região Sul, perfazendo 53,1 dias, seguida da região Nordeste, com 38,2 dias. As capitais da região Sudeste apresentaram os piores índices, com 17,2 dias de aleitamento materno exclusivo (UNICEF 2001).

## **1.1 Objetivos**

O objetivo do presente trabalho é estudar o impacto do aleitamento materno, a partir de dados populacionais, sobre o estado nutricional de crianças brasileiras, no segundo ano de vida, e sobre a mortalidade infantil, no período pós-neonatal. Pretende-se ainda identificar alguns dos demais fatores intervenientes importantes que poderiam remeter à formulação ou ao aprimoramento de ações que promovam condições mais favoráveis e dignas à sobrevivência infantil.

Esta dissertação está organizada em seis capítulos, incluindo esta introdução. A revisão de literatura, contendo observações referentes aos estudos selecionados e que fundamentam a investigação realizada, está apresentada no Capítulo 2, enquanto que a metodologia aplicada é discutida no Capítulo 3.

Nos Capítulos 4 e 5, são apresentados os estudos referentes ao impacto do aleitamento materno sobre a desnutrição no segundo ano de vida e sobre a mortalidade infantil, respectivamente. Em ambos, é apresentado o tratamento

dado à variável aleitamento materno, o material e os métodos aplicados, a descrição das demais variáveis incluídas no estudo, a apresentação dos modelos utilizados e os resultados encontrados. As conclusões, obtidas a partir dos estudos desenvolvidos, são exibidas no Capítulo 6.

## **Capítulo 2**

# **O Impacto da Amamentação sobre o Status Nutricional e a Mortalidade Infantil**

Diversos estudos relativos ao impacto do aleitamento materno sobre o status nutricional e o óbito infantil foram consultados, visando enriquecer o presente trabalho com algum conhecimento acumulado a respeito dos temas em questão. A síntese dos textos selecionados é apresentada a seguir.

### **2.1 Estudos sobre a relação entre amamentação e status nutricional**

Os distúrbios de saúde e nutrição, a despeito de sua etiologia, invariavelmente, afetam o crescimento infantil (Onís et al. 1993). Apesar do potencial para recuperação entre as crianças vítimas de falhas nutricionais ao início da vida, seu crescimento mantém-se abaixo dos valores esperados para os padrões de normalidade (Waterlow et al. 1980 op. cit. in Allen et al. 1992). O papel da amamentação sobre o status nutricional infantil, ressaltando a importância do leite materno como alimento exclusivo até o sexto mês de vida, tem sido reiterado em diversos estudos, referendando a adoção da amamentação como a melhor prática de alimentação infantil em relação a qualquer outro recurso já avaliado (Powers, 1999). Entre estes, pode-se destacar o trabalho realizado por Heinig et al. (1993), que identifica que crianças alimentadas ao seio apresentam ganho ponderal mais lento que as crianças alimentadas por fórmulas infantis, sendo este mais um fator de proteção contra a morbidade, pois a maior ingestão de energia e proteínas propiciada pelo aleitamento artificial estaria relacionada ao aumento de morbidade (Dewey 1991).

O impacto da introdução de novos alimentos na dieta sobre o perfil nutricional infantil tem sido também investigado. Os resultados verificados por Cohen et al. (1994), que compararam filhos de mulheres primíparas de baixa renda



amamentadas exclusivamente ao seio até os seis meses e aquelas que tiveram novos alimentos introduzidos aos 4 meses de vida, sugeriram que as crianças amamentadas auto-regulam sua ingestão calórica total quando novos alimentos são introduzidos. Não foram verificadas diferenças significativas nos ganhos de peso ou de estatura entre os grupos analisados em função do sexo, peso ao nascer ou massa corporal materna aos quatro meses após o parto. Reforçando estas conclusões, Brown et al. (1995) identificaram que as crianças são capazes de ajustar o consumo de alimentos, visando compensar, em parte, as diferentes densidades energéticas de suas dietas. No entanto, Piwoz et al. (1996) verificaram que, em relação às crianças alimentadas somente ao seio, as amamentadas e que recebiam complementos lácteos aos quatro meses tiveram o triplo dos riscos de desnutrição aos 12 meses. As crianças não alimentadas ao seio aos quatro meses tiveram cinco vezes mais riscos de desnutrição aos 12 meses que as amamentadas exclusivamente. Contudo, os modelos do estudo não foram ajustados para os potenciais fatores de confusão.

Os estudos sobre o impacto da amamentação prolongada sobre a desnutrição mostram resultados conflitantes. Esta situação pode ser justificada pela não utilização do mesmo conjunto de variáveis-controle nas diversas pesquisas. Ao discorrer sobre os trabalhos selecionados, procurar-se-á ressaltar as variáveis utilizadas como controles, visando medir o efeito líquido do aleitamento materno.

Victora et al. (1991) verificaram, em uma amostra de 5914 crianças brasileiras, que a amamentação resultou em melhores desempenhos ponderais entre crianças de baixa renda, ao contrário do descrito entre aquelas de elevados rendimentos. A inclusão das variáveis educação materna e peso ao nascer, no entanto, resultou em perda de significância dos aparentes benefícios da amamentação prolongada entre as crianças de baixa renda.

Olinto et al.(1993), buscando identificar fatores de risco relacionados à desnutrição entre menores de dois anos, a partir de estudo hierarquizado, analisou a condição de aleitamento, após considerar o impacto de variáveis

sócio-econômicas, reprodutivas, ambientais e peso ao nascer. O fato de a criança ter sido amamentada não mostrou resultado estatisticamente significativo.

Pesquisando as causas de variações interindividuais no crescimento, Allen et al. (1992) constataram que, aos 30 meses, o desmame tardio esteve associado à uma menor estatura, mas não a um menor padrão de peso/idade. A grande variabilidade observada nas taxas de crescimento foi associada, segundo o autor, ao stress ambiental e à exposição a condições sócio-culturais e econômicas desfavoráveis. Esses aspectos podem ser identificados no trabalho de Michaelsen et al. (1994), que identificaram diferenças na composição do leite materno, relacionadas à parturição e ao ganho ponderal durante a gestação. Há evidências de que, na amamentação prolongada, a concentração de energia e a quantidade de leite produzido seriam mais fortemente relacionadas ao status nutricional materno com o passar do tempo (Pérez-Escamilla et al. 1994; Alonso et al. 1998).

Counsens et al. (1993), em estudo caso-controle, consideraram o papel da alimentação complementar e verificaram que crianças não amamentadas ao seio tiveram o dobro dos riscos de apresentarem desnutrição clínica que as alimentadas ao seio (Odds Ratio = 2,37, p-valor = 0,01). A combinação entre aleitamento materno prolongado e suplementação com alimentos sólidos esteve associada a 70% da redução nos índices de desnutrição clínica. Os autores não descartam, porém, que a associação observada esteja relacionada ao desmame ocorrido em função do adoecimento ou da desnutrição da criança.

Os trabalhos apresentados investigaram as possíveis diferenças no perfil nutricional entre crianças amamentadas e não amamentadas, sugerindo que a amamentação exclusiva, até os seis meses de idade, seria capaz de satisfazer às necessidades de crescimento infantil. Entretanto, a partir deste período, o impacto do aleitamento materno sobre o perfil nutricional dos lactentes não tem sido claramente evidenciado, uma vez que outras variáveis poderiam estar distorcendo os resultados das pesquisas, entre elas o status nutricional

materno e a concentração calórica da alimentação complementar. A seguir, serão apresentados os parâmetros de crescimento padronizados como base para estudos comparativos.

### **2.1.1 Parâmetros para a avaliação do crescimento infantil**

A avaliação nutricional, a partir de dados antropométricos, tem sido a maneira mais prática e mais utilizada, sendo necessárias considerações relativas ao processo de coleta, apresentação, análise e interpretação dos dados. Segundo trabalhos desenvolvidos pela WHO (1986), as medidas básicas utilizadas são idade, peso e estatura (altura), combinadas em índices que são utilizados para a construção de indicadores antropométricos. Os indicadores mais utilizados nos estudos são:

- Peso/estatura, que relaciona gordura e massa corporal entre crianças com a mesma estatura ou estatura. Os déficits (*wasting*) podem resultar de falhas no ganho ponderal ou em perdas de peso recentes;
- Estatura/idade, que traduz o desenvolvimento esquelético (*stunting*), cujos déficits referem-se a efeitos cumulativos de problemas nutricionais e de saúde ao longo do tempo;
- Peso/idade, que indica a relação de massa corporal em relação à idade da criança, cujos déficits representam distúrbios atuais.

O padrão recomendado internacionalmente pela Organização Mundial de Saúde é o do National Center of Health Statistics (NCHS), adotado pela WHO (1986), a partir dos estudos de Habich et al. (1974) e Graitcer & Gentry (1981), que identificaram que, entre crianças, os efeitos das diferenças étnicas sobre o crescimento infantil são pequenos, comparados aos efeitos do desenvolvimento. Shrimpton (1986) afirma que o crescimento é o produto de interações contínuas entre hereditariedade e ambiente e destaca a estatura como um dos melhores índices a serem utilizados em indicadores de saúde de

uma comunidade. Ressalta que crianças de níveis sócio-econômicos distintos diferem entre si em relação ao tamanho e ao tempo de crescimento. Liu et al. (1998) afirmam que as mudanças seculares verificadas no crescimento de populações desenvolvidas e em desenvolvimento sugerem que os fatores genéticos não justificam as diferenças observadas. Os autores, citando Golden (1994) e Allen (1994), referem que as principais causas de déficits estaturais são nutricionais, seja por subnutrição ou por mudanças no padrão alimentar ocorridas nos primeiros dois anos de vida da criança, associadas a aspectos socioeconômicos. Griffiths (1999) reitera essas suposições citando diversos estudos desenvolvidos na Índia e em demais países em desenvolvimento, que validaram os padrões antropométricos do NCHS. O descritor recomendado para os distúrbios nutricionais pela WHO (1986) é o *z-score*, cujos pontos de corte padronizados estatisticamente são  $\pm 2$  desvios-padrão (DP).

### **2.1.2 Padrões antropométricos e amamentação**

Uma questão que gera controvérsias importantes nos estudos do papel da amamentação sobre o perfil nutricional infantil diz respeito ao padrão antropométrico a ser utilizado, tendo em vista que o padrão NCHS foi construído a partir de uma população basicamente alimentada artificialmente.

Diversas publicações relativas ao crescimento infantil, em função do tipo de alimentação consumida, foram geradas a partir do Davis Area Research on Lactation, Infant Nutrition and Growth Study (DARLING Study). Duas coortes de crianças americanas alimentadas ao seio por 12 meses ou mais ( $n=46$ ) e de crianças amamentadas por menos de três meses ( $n = 41$ ), que não receberam sólidos antes dos 4 meses de idade, pareadas segundo o status sócio-econômico, educação materna, etnia, características antropométricas dos pais, sexo e peso ao nascer, tiveram seus dados coletados mensalmente, a partir do nascimento, até os 18 meses de vida. Dewey et al. (1992 a) compararam as curvas de crescimento geradas a partir das duas coortes com as curvas do NCHS, verificando que o ganho ponderal cumulativo nos primeiros 12 meses

foi menor entre as crianças amamentadas ao seio que entre as alimentadas por fórmula. As medianas de peso entre as crianças alimentadas artificialmente se aproximavam da mediana do NCHS até os 18 meses, enquanto que as medianas de peso das amamentadas ao seio eram significativamente menores entre os 6 e 18 meses. Por outro lado, em relação aos indicadores estatura/idade e perímetro cefálico/idade, os padrões de crescimento foram semelhantes ao NCHS.

Dewey et al. (1992b) compararam as curvas de crescimento do DARLING Study e as geradas pelo acompanhamento de crianças peruanas. Até o 6º mês de vida, as curvas das crianças americanas e peruanas alimentadas ao seio foram semelhantes, embora tenham apresentado desvios que indicariam ganho ponderal insuficiente a partir dos 4 meses, segundo o NCHS. Em relação à estatura, as diferenças entre as curvas das crianças peruanas retrataram um afastamento do padrão NCHS a partir do 6º mês. Este fato, não verificado entre as crianças americanas, foi justificado pelos autores como resultante da menor ingestão calórica e protéica de alimentos complementares entre as crianças peruanas.

O impacto do aleitamento prolongado sobre as medidas antropométricas foi examinado por Taren & Chen (1993), que estudaram dados de 2148 crianças inicialmente amamentadas, com idades entre 12 e 47 meses. A duração da amamentação foi categorizada em quatro grandes grupos: < 12 meses, 12 – 17 meses, 18 – 23 meses e > 24 meses. A amamentação por mais de 24 meses esteve associada aos melhores desempenhos em relação à estatura/idade. Entretanto, o aleitamento por mais de 18 meses esteve relacionado aos melhores desempenhos para peso/idade e peso/estatura, segundo o NCHS. Neste estudo, foram considerados os efeitos do número de grupos de alimentos consumidos aos 12 meses, da idade de introdução de novos alimentos, do consumo de fórmula, da ocorrência de infecções recentes, da idade, do sexo, da ordem de nascimento, do peso ao nascer, da área de residência, da ocupação paterna e da educação materna.

O padrão de crescimento de 1217 crianças chilenas saudáveis, com mediana de aleitamento materno exclusivo de 6 meses, foi descrito por Díaz et al. (1995). As medianas de crescimento das crianças amamentadas ao seio corresponderam às medianas estabelecidas pelo NCHS para os indicadores que descrevem as relações entre peso/idade, estatura/idade e perímetro cefálico/idade, sendo evidenciado que as crianças amamentadas ao seio tiveram mudanças no seu padrão mensal de crescimento até o final do primeiro ano de vida.

Estudo semelhante foi realizado por Yoon et al. (1996). Durante os 6 meses de vida, as crianças alimentadas ao seio apresentaram os melhores resultados no crescimento, segundo os indicadores peso/idade, estatura/idade e peso/estatura. Crianças amamentadas no início dos intervalos compreendidos entre 6 a 8 e de 9 a 15 meses apresentaram menores performances que as não amamentadas, embora as diferenças entre as médias de estatura/idade verificadas entre as crianças amamentadas e não amamentadas do grupo etário compreendido entre 9 a 12 meses não tivesse apresentado significância estatística.

Fawzi et al. (1997) verificaram menor mediana de estatura ao nascer e aos 6 meses, em relação ao NCHS, entre crianças de ambos os sexos. As medianas de peso ao nascer e aos 6 meses de vida entre meninos foi semelhante ao padrão americano, enquanto que, entre crianças do sexo feminino, os pesos aos 2, 3 e 6 meses foram superiores ao NCHS. As crianças em aleitamento materno exclusivo, até os 3 meses, apresentaram os maiores índices de peso/idade e os maiores ganhos ponderais nos primeiros 3 meses de vida, quando comparadas às crianças alimentadas artificialmente, que recebiam leite materno mais leites artificiais ou que eram alimentadas somente com sólidos. Os autores, no entanto, ressaltam a existência de limites para a generalização dos resultados do estudo.

De acordo com os trabalhos apresentados, o padrão NCHS pode ser ainda considerado um parâmetro importante para a avaliação nutricional infantil,

mesmo entre crianças alimentadas ao seio, especialmente em relação aos indicadores estatura/idade e perímetro cefálico/ idade.

Os trabalhos descritos abordam a relação entre a amamentação e o perfil nutricional infantil, revelando a importância da amamentação sobre o crescimento infantil, especialmente nos 6 primeiros meses de vida da criança. Na presente pesquisa, o papel da amamentação sobre a mortalidade infantil é também investigado, tendo em vista que este é um importante indicador de qualidade de vida de uma população. A associação entre a amamentação e o óbito infantil tem sido estudada através de estudos clínicos, especialmente em função dos riscos de óbito por doenças infecciosas. No entanto, existe a necessidade de elaboração de estudos demográficos nacionais que investiguem a associação entre aleitamento materno e mortalidade infantil, a partir de dados de amostras populacionais.

## **2.2 Estudos sobre a relação entre amamentação e mortalidade infantil**

A percepção da importância da amamentação como uma condição fundamental à sobrevivência de lactentes remonta de longa data. Na França, no século XVIII, estudos demográficos já apontavam para diferentes índices de mortalidade infantil em relação ao modo de alimentação de lactentes, sendo que os menores índices de mortalidade infantil correspondiam às crianças amamentadas por suas próprias mães (Badinter 1985). No entanto, a amamentação não seria o único fator que poderia estar protegendo a saúde da criança dos riscos de óbito. As estruturas de saneamento básico nos domicílios, o acesso a serviços de saúde, a implantação de rotinas de imunização, o nível de escolaridade entre as mulheres e a ocupação paterna seriam fatores relevantes que estariam associados às condições apropriadas à sobrevivência infantil e que distorceriam os efeitos da amamentação sobre a mortalidade infantil. Logo, conforme visto na seção anterior, o controle de fatores de confundimento deve ser implementado.

No estudo da associação entre o aleitamento materno e a mortalidade infantil, um outro aspecto metodológico, denominado causalidade reversa, precisa ser resolvido. A causalidade reversa surge quando a criança ainda sendo amamentada, morre. Neste caso, a mortalidade é a causa da interrupção do aleitamento, e não o contrário. Na descrição dos estudos sobre a relação entre o aleitamento e a mortalidade infantil, ressaltam-se as estratégias implementadas pelos autores para contornar a causalidade reversa.

A amamentação e o intervalo entre nascimentos são eventos cujos efeitos sobre a mortalidade infantil são altamente relacionados. A amamentação confundiria a relação do intervalo entre nascimentos e a mortalidade infantil, pois uma nova gestação implicaria na interrupção do aleitamento e, conseqüentemente, em maiores riscos de óbito para a criança anterior. Por outro lado, a interrupção precoce do aleitamento aumentaria os riscos de uma nova gravidez em um curto intervalo de tempo, aumentando as chances de óbito para o filho posterior. Palloni e Tienda (1986) examinaram o impacto do intervalo entre nascimentos e da amamentação sobre a mortalidade infantil pós-neonatal, através da análise do Peruvian Fertility Survey. Consideraram o status de sobrevivência do filho prévio, pois a morte de uma criança, antes da concepção daquela de referência, poderia resultar em curtos intervalos entre nascimentos, seja pela interrupção prematura do aleitamento, ou pela reposição espontânea ocorrida logo após um óbito infantil. Foi evidenciado que a interrupção da amamentação aumentou significativamente os riscos de óbito infantil no período pós-neonatal, mesmo quando controlados os efeitos do intervalo entre nascimentos e do status de sobrevivência do filho prévio, entre outros fatores. Estimaram que, se a amamentação não fosse interrompida antes dos 6 meses de vida, a mortalidade no período pós-neonatal teria redução de 21 a 40%. Os autores verificaram ainda que a amamentação seria responsável por parte dos efeitos do intervalo subsequente sobre a mortalidade infantil.

A hipótese de que o impacto do aleitamento sobre a mortalidade infantil seria maior em condições de menor acesso a recursos ou em condições desfavoráveis à sobrevivência foi investigado por Palloni e Millman (1986), que



examinaram os dados de pesquisas de demografia e saúde aplicadas em 12 países latino-americanos. O período pós-neonatal foi dividido em três intervalos (1 – 2 meses; 3 – 5 meses; e 6 – 11 meses). Uma variável foi criada indicando se a criança estava sendo aleitada no início de cada intervalo, como estratégia assumida pelos autores para contornar as possíveis distorções geradas pela causalidade reversa. O papel protetor da amamentação em relação ao óbito infantil no período pós-neonatal foi confirmado, sendo que os efeitos foram mais evidentes entre subgrupos desprestigiados em relação às condições sociais e econômicas.

Retherford et al. (1989), estudando o papel da amamentação sobre a relação entre o intervalo entre nascimentos e a mortalidade infantil, propõem, como estratégia para o controle da causalidade reversa, a criação de uma observação para cada mês de vida da criança, indicando o status do aleitamento praticado no mês anterior ao analisado. Para o primeiro mês, como medida conservadora, consideraram que todas as crianças estavam sendo amamentadas. Verificaram que os riscos de óbito no período de 0 a 18 meses, entre as crianças amamentadas, corresponderam a 20% dos riscos verificados entre as crianças não amamentadas, mesmo após o controle das variáveis sócio-econômicas (escolaridade materna, escolaridade paterna e região de residência) e das variáveis demográficas e reprodutivas (sexo, idade materna, ordem de nascimento, status de sobrevivência do filho prévio e intervalo entre nascimentos). Os autores evidenciaram que o aleitamento materno explicaria integralmente o papel do intervalo seguinte sobre a morte infantil ocorrida neste grupo etário, indicando que os curtos intervalos estariam associados ao desmame precoce, ao expor a criança a precárias condições nutricionais e a infecções. Crianças amamentadas cujas idades situavam-se no grupo etário entre 18 a 60 meses apresentaram riscos de óbito reduzidos em 55% em relação aos riscos verificados entre as crianças não amamentadas.

Leite (1994) avaliou o papel da amamentação e do intervalo entre nascimentos sobre a mortalidade infantil, realizando o estudo entre os dados da Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste (1991) em cada um dos segmentos etários considerados (1 – 2 meses, 3 – 5 meses, 6 – 11 meses). O status do

aleitamento materno foi avaliado nas categorias de aleitamento exclusivo, aleitamento parcial e desmame total. Para superar os efeitos da causalidade reversa, o status do aleitamento materno considerado correspondeu ao praticado no início de cada intervalo, estratégia adotada por Palloni e Millman (1986). No grupo compreendido por crianças entre 1 – 2 meses, as não amamentadas ou desmamadas no primeiro mês de vida apresentaram um risco cinco vezes maior que o encontrado entre crianças que receberam leite materno exclusivo. A inclusão de outros líquidos e/ou de complementos na dieta infantil, além do leite materno, foi responsável pela redução do papel protetor da amamentação à metade dos riscos de óbito existentes entre as crianças exclusivamente amamentadas. Entre as crianças com idades entre 3 – 5 meses, o desmame total ocorrido no primeiro mês gerou um risco de óbito correspondente a 5,5 vezes os riscos das crianças em aleitamento exclusivo ou parcial, no início do intervalo. Entre as crianças desmamadas no período de 1 – 2 meses, os riscos correspondem a 2,6 vezes aos verificados entre crianças em aleitamento exclusivo ou parcial. Seguindo a mesma linha de avaliação, entre crianças pertencentes ao grupo etário de 6 a 11 meses, os riscos de óbito dos lactentes desmamados no intervalo anterior (3 – 5 meses) representaram 4,4 vezes os riscos encontrados entre crianças em aleitamento exclusivo ou parcial, ao passo que as crianças desmamadas no intervalo de 1 – 2 meses apresentaram 6,3 vezes os riscos de óbito daquelas em aleitamento exclusivo ou parcial. Para os lactentes nunca amamentados, os riscos foram 3,3 vezes dos verificados entre as crianças em aleitamento exclusivo ou parcial.

O impacto do acesso a serviços de saúde sobre o óbito infantil foi também incorporado na análise de Leite (1994), considerando que os fatores de risco poderiam ser sobrestimados, caso este procedimento não se realizasse. O efeito do número de consultas de pré-natal, tendo a frequência a quatro consultas como limite mínimo aceitável, foi significativo sobre a mortalidade infantil no segmento etário compreendido entre 6 e 11 meses.

Ronsmans (1996) verifica que, onde o aleitamento materno prolongado resulta em um aumento nos intervalos entre nascimentos, os curtos intervalos seriam

consequência e não causa da mortalidade infantil. O autor enfatiza a importância da manutenção dos padrões de longa duração do aleitamento materno existentes na área rural do Senegal, além da promoção dos serviços de saúde preventivos e assistenciais, que são ações favoráveis à redução dos altos índices encontrados na região relativos à mortalidade infantil.

Os riscos de óbito infantil em relação à história reprodutiva materna, especialmente em função da idade materna, da ordem de nascimentos e do espaçamento entre gestações, foram estudados por Pebley & Stupp (1987), que examinaram dados de comunidades urbanas e rurais na Guatemala. O papel mediador do aleitamento materno e da educação materna sobre os efeitos de variáveis reprodutivas, tais como idade materna e espaçamento entre gestações em relação ao óbito infantil no período pós-neonatal foram investigados. As idades dos lactentes menores de 5 anos foram categorizadas em grupos (1 – 5 meses, 6 – 11 meses, 12 – 23 meses e 24 – 59 meses), sendo excluídos todos os dados referentes ao primeiro mês de vida da criança. A amamentação mostrou-se fortemente relacionada à sobrevivência infantil no primeiro ano de vida. No intervalo de 1 a 5 meses, crianças nunca amamentadas ou que mamaram por muito pouco tempo tiveram cinco vezes mais riscos de morte que as amamentadas no início do intervalo. Entre as crianças incluídas no grupo de 6 a 11 meses, o desmame ocorrido no primeiro mês de vida conferiu o triplo dos riscos verificados entre crianças amamentadas no sexto mês. A idade materna ao nascimento da criança, a ordem de nascimentos e a extensão dos intervalos entre nascimentos mostraram-se significativamente relacionadas ao óbito infantil. Os efeitos da idade materna não pareceram ser atribuíveis ao espaçamento entre as gestações, sugerindo uma possível ação da degradação biológica resultante da idade materna e, possivelmente, da alta fecundidade. Mães mais educadas parecem ter sido capazes de compensar os efeitos negativos da idade materna e dos curtos intervalos entre nascimentos. O papel da educação materna foi mais importante que os efeitos da renda familiar e da área de residência.

A redução dos índices de mortalidade infantil alcançada nas últimas décadas na Malásia foi analisada por Da Vanzo (1988), que buscou compreender o

quanto o desenvolvimento econômico e social afetou a mortalidade infantil ao longo do tempo. Examinou o papel da educação materna, das condições de saneamento, da amamentação, da etnia, da idade materna e da extensão dos intervalos entre nascimentos sobre a mortalidade infantil, comparando estados pobres e ricos, nos períodos de 1946/60 e 1961/75. A autora concluiu que a redução na duração do aleitamento materno afetou a mortalidade infantil, especialmente nas áreas mais pobres, ressaltando que nesses estados a maior duração do aleitamento materno e o menor intervalo entre nascimentos explicariam as diferenças regionais observadas. A amamentação seria o mais importante fator de proteção contra a mortalidade infantil em áreas onde água e esgotos são escassos, enquanto que o aumento nos níveis de educação materna seria o fator que mais explicaria a redução nos níveis de mortalidade infantil, tanto nas áreas mais ricas, quanto nas mais pobres.

Determinantes biológicos, sócio-econômicos e comportamentais na mortalidade infantil, especialmente aqueles relacionados às habilidades maternas nos cuidados com seus filhos, foram estudados por Das Gupta (1990). Segundo a autora, curtos intervalos entre nascimentos estariam associados às maiores probabilidades de óbito infantil, ressaltando que a competição entre irmãos por recursos seria uma explicação mais plausível para este fato do que a idéia de depleção física da mãe. O baixo peso ao nascer mostrou-se relacionado aos maiores riscos de óbito no primeiro ano de vida, especialmente no período neonatal. O estudo sugeriu que aspectos sociais estariam agindo mais fortemente que as relações econômicas, já que os melhores desfechos foram verificados independentemente da renda familiar, das condições de saúde ou dos níveis educacionais. A exposição à mídia não gerou impacto sobre a mortalidade infantil, da mesma forma que a educação e a ocupação materna. Crianças do sexo feminino apresentaram maiores riscos de óbito, fato este que poderia representar, segundo a autora, uma preferência dessas comunidades pelas crianças do sexo masculino. As crianças desmamadas no primeiro mês de vida tiveram 4,5 mais riscos de morrer existente entre criança pertencentes ao grupo de 0 – 11 meses, em relação às crianças adequadamente amamentadas, embora a autora não tenha definido claramente qual seria a situação na qual o aleitamento materno foi considerado

como adequado para o estudo. A introdução de complementos por mamadeiras conferiu um risco de óbito 58% maior no período de 1 a 11 meses.

A associação entre a educação materna e a mortalidade infantil foi examinada por Adentunji (1995), em pesquisa de demografia realizada na Nigéria. Na análise bivariada, verificou que a educação materna estaria relacionada aos melhores prognósticos de sobrevivência infantil. Justificou que mulheres com melhor escolaridade buscariam mais precocemente os serviços de saúde e teriam condições de desenvolver cuidados maternos com maior qualidade. A duração da amamentação surgiu como a variável de confusão mais importante no estudo, uma vez que, somente a partir do controle de seus efeitos, foi possível avaliar a relação entre educação materna e mortalidade infantil.

Estudos que avaliaram os riscos de óbito por causas específicas contemplaram também a análise do impacto do aleitamento materno. Teka et al. (1996) investigaram os fatores de risco de mortes por diarreia entre menores de 5 anos, através de estudo do tipo caso-controle realizado em Bangladesh. Os autores verificaram que a desnutrição severa e o desmame precoce foram os fatores de risco mais importantes para a mortalidade nos primeiros 5 anos de vida. Embora o estudo não esclareça, de forma detalhada, o tratamento dado à informação sobre o aleitamento para a referida pesquisa, os autores destacam que os riscos de óbito por diarreia, entre as crianças não amamentadas, foram 4,2 vezes os riscos encontrados entre as amamentadas.

Examinando o papel do aleitamento materno sobre a mortalidade por diarreia e por infecções respiratórias entre crianças filipinas, Yoon et al. (1996) verificaram que, entre os três grupos avaliados (0 – 5 meses, 6 – 11 meses e 12 – 23 meses), os maiores riscos de óbito por diarreia foram verificados no grupo etário compreendido por crianças de 0 a 5 meses de idade. Durante os 6 primeiros meses, crianças não amamentadas tiveram os riscos de morrer por diarreia, 7,7 vezes maiores que aqueles existentes entre as crianças amamentadas. Não houve discriminação quanto a categorias de amamentação. Crianças nunca amamentadas ou que deixaram o seio dois meses antes de ser realizada a avaliação tiveram uma probabilidade 7,5 vezes

maior de óbito por diarreia. Após o controle das variáveis descritoras da educação materna, do intervalo prévio de nascimento, do estado nutricional e do status sócio-econômico (medida através da presença de instalações sanitárias no domicílio), esses riscos elevaram-se para 9,7. Entre as crianças categorizadas nos intervalos compreendidos aos períodos etários de 6 a 11 meses e de 12 a 23 meses, a proteção da amamentação cai expressivamente, perdendo significância estatística. A proteção contra o óbito devido a infecções respiratórias agudas foi significativa somente entre crianças com idades entre 6 a 11 meses, sendo que as crianças não amamentadas pertencentes a este grupo apresentaram um risco de morrer correspondente a 2,6 vezes os verificados entre as crianças amamentadas, mesmo após o controle das demais variáveis incluídas no estudo. Os autores registraram menores medianas na duração do aleitamento materno entre crianças nascidas com baixo peso, comparadas às nascidas com peso normal.

Defo (1997) realizou estudos que investigaram as relações entre o aleitamento materno e a sobrevivência infantil no período pós-neonatal, utilizando informações da República dos Camarões. O autor evidenciou uma forte presença do efeito protetor da amamentação contra o óbito infantil no mínimo até o período de 4 a 8 meses de vida, mesmo após considerar o papel de variáveis como educação materna, ordem de nascimentos, idade materna, status marital, sobrevivência do filho prévio, peso ao nascer, prematuridade, intervalo entre nascimentos, local de parto, área de residência, empilhamento de dados sobre a duração da amamentação e qualidade dos dados. A paridade teria operado através dos efeitos da competição entre irmãos e/ou superpopulação doméstica. No intervalo de 1 a 3 meses, os riscos de óbito entre as crianças amamentadas, no início do intervalo, correspondeu a 9,4% dos riscos das crianças não amamentadas. Após o controle das variáveis de confusão, os riscos corresponderam a 0,01% dos riscos observados entre as não amamentadas. Entre os lactentes amamentados no início do intervalo de 4 a 7 meses, os riscos brutos observados corresponderam a 11,76% dos riscos dos não amamentados e, após o controle das variáveis incluídas no estudo, os riscos das crianças amamentadas correspondeu a 46% dos riscos das não amamentadas. O autor relata ainda a ocorrência de menores riscos de óbito no

primeiro ano de vida entre as crianças amamentadas exclusivamente ou que recebem água além do leite materno, em relação às crianças amamentadas que receberam também suplementos sólidos ou líquidos em todos os intervalos considerados no período. O impacto insignificante do aleitamento parcial poderia estar associado à grande exposição a agentes infecciosos existente na região estudada. Em tais condições, somente o aleitamento exclusivo reduziria a mortalidade.

Manda (1999) investigou fatores associados com a mortalidade infantil, a partir de dados da pesquisa de demografia e saúde realizada em Malawi. Detectou a amamentação como o fator de maior influência sobre a mortalidade infantil, mesmo após o controle do papel de variáveis como o intervalo entre nascimentos e após considerar o possível efeito do desmame devido ao adoecimento da criança. O impacto do aleitamento materno foi capaz de reduzir os efeitos da concepção seguinte sobre o óbito infantil de 3,69 para 2,72 vezes os riscos existentes entre nascimentos não seguidos de uma nova concepção. Embora tenham adotado a mesma estratégia proposta por Retherford et al. (1989) para o controle do impacto da causalidade reversa, o autor indica ainda a necessidade de ser isolado, caso a caso, o efeito do adoecimento, uma vez que nem todas as crianças que adoecem necessariamente deixam de ser amamentadas. Reitera o papel de variáveis associadas, destacando que o efeito do intervalo prévio tende a ser mais importante que a paridade na determinação dos riscos de óbito infantil. O autor encontrou maiores riscos de óbito entre primeiros nascimentos e entre aqueles de ordem 5 ou mais, destacando não ter sido detectada, de forma significativa, interação envolvendo curtos intervalos entre nascimento. A existência de água encanada e de eletricidade no domicílio não mostrou impacto significativo no estudo.

Os efeitos da prática da amamentação sobre a mortalidade infantil permaneceram expressivos em todos os estudos apresentados, reforçando a hipótese de que amamentar consiste em uma importante ação voltada à sobrevivência infantil. As conclusões descritas ressaltam ainda o papel de

aspectos biológicos, reprodutivos e socioeconômicos, que se mostraram essenciais aos melhores prognósticos.

## **2.3 Síntese dos estudos sobre amamentação, desnutrição e mortalidade infantil**

Diversos estudos têm demonstrado que, nos primeiros seis meses de vida, a oferta de leite materno como único alimento (amamentação exclusiva), tem é capaz de conferir o suporte nutricional necessário ao crescimento e desenvolvimento infantil. No entanto, o início do surgimento de déficits nutricionais, a partir dessa idade, demonstra a importância de estudos que contemplem a análise dos diversos fatores que possam estar a eles associados. O fato dos indicadores antropométricos, adotados internacionalmente para a avaliação nutricional infantil (padrão NCHS), terem sido criados a partir de dados de crianças alimentadas artificialmente, constituiu-se em uma importante justificativa para os déficits observados entre crianças alimentadas ao seio por períodos superiores aos seis meses de idade. Contudo, diversos estudos têm demonstrado a ocorrência de padrões de crescimento semelhantes, segundo o indicador estatura/idade, entre crianças amamentadas ao seio ou artificialmente, mesmo que pertencentes a grupos étnicos diferenciados, sendo que controle do tipo de alimentação complementar oferecido à criança parece permitir a identificação dos melhores desempenhos antropométricos de crianças amamentadas por longos períodos.

A amamentação também tem sido apontada como uma prática favorável à sobrevivência no primeiro ano de vida, mesmo após o controle de diversas condições relacionadas ao desfecho em questão. O fato evidente de que a criança deixa o seio quando vem a óbito, gera um problema chamado como causalidade reversa, que merece ser controlado metodologicamente, a fim de que o efeito da amamentação sobre o óbito infantil não seja sobrestimado. Os resultados dos diversos estudos têm demonstrado que, quanto mais precoce o desmame, maiores os riscos de óbito no primeiro ano de vida e que a



amamentação exclusiva seria capaz de conferir maior proteção contra a mortalidade infantil, quando comparada à proteção conferida pelo aleitamento parcial.

Diversos fatores confundiriam os estudos que investigam o impacto da amamentação sobre a desnutrição e sobre o óbito infantil, devendo, portanto, ser devidamente considerados.

## Capítulo 3

### Dados e Metodologia

Neste Capítulo, apresenta-se, de forma sucinta, a fonte de dados utilizada. Além disso, faz-se uma breve discussão sobre dois tipos de modelos utilizados nesta dissertação. Na análise do efeito do aleitamento materno sobre a desnutrição, utilizou-se o modelo logístico, enquanto que, na análise da associação entre aleitamento materno e mortalidade infantil, o modelo de incidência em tempo discreto foi aplicado. Discute-se ainda, neste capítulo, a utilização de modelos hierárquicos.

#### 3.1 Dados

Na presente investigação, são utilizados os dados da Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde, realizada em 1996, pela Sociedade Civil de Bem-Estar Familiar no Brasil (BEMFAM). Esta pesquisa faz parte do Programa Internacional de Demografia e Saúde (*Demographic and Health Survey–DHS*).

A amostra tem representatividade nacional e regional para mulheres em idade reprodutiva, isto é, mulheres de 15 a 49 anos, sendo formada por 12612 mulheres. Há informações sobre 25513 filhos nascidos vivos dessas mulheres. Entretanto, as informações apresentadas sobre aleitamento materno, saúde da criança, assistência pré-natal e parto estão restritas aos 5045 nascidos vivos nos últimos cinco anos anteriores à pesquisa, dos quais 4818 estavam vivos no momento da entrevista.

## 3.2 Modelo de regressão para respostas binárias

Segundo Clayton e Hills (1993), a maioria dos estudos epidemiológicos gera dados cuja resposta para cada indivíduo é binária, isto é, pode assumir apenas dois valores, geralmente representados por 0 e 1.

McCullagh e Nelder (1989) apresentam quatro funções utilizadas na modelagem de dados cuja variável é binária:

- (1) função logística;
- (2) função probito;
- (3) função complementar log-log;
- (4) função log-log.

No campo da epidemiologia, a função logística tem sido muito utilizada não apenas porque as suas propriedades teóricas são mais simples, mas, principalmente, por causa de sua simples interpretação como o logaritmo da razão de chance (odds ratio).

### 3.2.1 Modelo de regressão logística

Seja  $p(y_i)=\pi_i$  e  $p(y_i=0)=1-\pi_i$  a probabilidade de sucesso e falha respectivamente. Na realidade, sucesso representa a ocorrência do evento e fracasso a não ocorrência. Nas duas análises realizadas neste estudo, o interesse volta-se para a ocorrência de dois eventos: a mortalidade e a desnutrição.

Na utilização do modelo de regressão logística, pode-se estar interessado no efeito de um fator de risco específico ou na identificação de vários fatores associados com a variável resposta. Nesta dissertação, o interesse está voltado para o efeito da variável aleitamento materno sobre as duas variáveis respostas: mortalidade infantil e desnutrição. Contudo, para ser medido fidedignamente o efeito do aleitamento materno, é preciso que as variáveis de

controle sejam levadas em conta. Sendo assim, a relação entre diversos fatores  $(x_1, x_2, \dots, x_{p-1})$  e a probabilidade de ocorrência do evento é investigada.

Modelos de regressão linear não são apropriados para este tipo de análise, pois, nestes modelos, o valor esperado da variável resposta, dado um conjunto de variáveis explicativas  $(E(Y/X)=X'\beta)$ , pode assumir valores que vão de menos infinito a mais infinito  $(-\infty < E(Y/X) < +\infty)$ . A não ser que restrições sejam impostas, isto viola as leis de probabilidade dado que  $0 \leq E(Y/X)=\pi \leq 1$ .

Uma solução simples para este problema é obtida a partir da utilização de uma função  $g(\pi_i)$  que mapeie os valores no campo dos números reais em um intervalo  $[0, 1]$ . A função  $g(\pi_i)$  pode ser definida da seguinte forma:

$$g(\pi_i) = \ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right) = \sum_{r=0}^{p-1} x_i \beta_r \quad i = 1, n$$

Sendo assim:

$$y_i = \pi(x_i) + e_i,$$

onde o termo de erro ( $e_i$ ) assume apenas dois valores. Se  $y_i=1$ ,  $e_i=1-\pi(x_i)$  com probabilidade igual a  $\pi(x_i)$ . Por outro lado, se  $y_i=0$ ,  $e_i=-\pi(x_i)$  com probabilidade igual a  $1-\pi(x_i)$ . Assim,  $e_i$  tem média zero e variância igual a  $\pi(x_i)[1-\pi(x_i)]$  e a distribuição da variável resposta é binomial, com probabilidade  $\pi(x_i)$ .

Os parâmetros estimados são obtidos a partir da maximização da função de verossimilhança, que é assim expressa:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \pi(x_i)^{y_i} [1-\pi(x_i)]^{1-y_i}.$$

É, entretanto, mais fácil maximizar o logaritmo de  $L(\beta)$  definido como:

$$L(\beta) = \ln(\beta) = \sum_{i=1}^n y_i \ln \left[ \frac{\pi(x_i)}{1 - \pi(x_i)} \right] + \sum_{i=1}^n \ln[1 - \pi(x_i)].$$

Ao contrário do modelo linear, as equações obtidas neste processo de maximização requerem métodos iterativos. De acordo com Hosmer e Lemeshow (1989), o método mais utilizado é o de *Newton Raphson*.

### 3.3 Modelo de incidência em tempo discreto

O modelo de incidência em tempo discreto (*discrete-time hazards model*), proposto por Allison (1982), é utilizado para analisar dados com a história de eventos. A maioria de técnicas para este tipo de dados assume que o tempo, até a ocorrência do evento, é contínuo. Entretanto, em algumas circunstâncias, é mais adequado assumir que o tempo é medido em unidades discretas, principalmente quando estas unidades de tempo são amplas, tais como meses e anos. Nestes casos, vários eventos podem ocorrer ao mesmo tempo, podendo gerar vieses nas estimativas de técnicas que assumem o tempo como contínuo, tal como o modelo de riscos proporcionais de Cox. No estudo do efeito do aleitamento sobre a mortalidade infantil, observa-se o tempo até que o evento morte ocorra. Nos dados da DHS, a ocorrência do evento é observada a cada mês e, por isso, utiliza-se aqui o modelo de incidência em tempo discreto. Como qualquer modelo de risco, o modelo de incidência em tempo discreto permite que observações censuradas sejam utilizadas. Outra vantagem deste tipo de modelo é que variáveis que mudam no tempo são facilmente incorporadas ao modelo.

Conforme ressaltado anteriormente, o indivíduo é acompanhado até o tempo  $t_i$ , quando o evento ocorreu ou a observação foi censurada. Assume-se aqui que o tempo de censura é independente da taxa de incidência do evento.

Seja  $c_i$  uma variável binária indicando se a observação referente ao  $i$ -ésimo indivíduo foi censurada ou não. Se evento ocorre,  $c_i$  assume o valor 1, se o evento é censurado,  $c_i$  assume o valor 0.

Seja um vetor  $(p-1) \times 1$  de variáveis  $x_{it}$  com características associadas com o  $i$ -ésimo indivíduo no tempo  $t$ , a taxa de incidência é definida como:

$$\lambda_{it} = p(T_i = t / T_i \geq t, x_{it})$$

onde  $T$  é uma variável aleatória discreta do tempo de ocorrência do evento.

Escolhendo o logito como a função de ligação, a taxa de incidência pode ser expressa da seguinte maneira:

$$\lambda_{it} = \frac{\exp(\alpha_t + \beta' x_{it})}{1 + \exp(\alpha_t + \beta' x_{it})}$$

onde  $\ln\left(\frac{\lambda_{it}}{1 - \lambda_{it}}\right) = \alpha_t + \beta' x_{it}$  e  $\alpha_t$  é uma função especificando a dependência do modelo em relação ao tempo de ocorrência do evento.

Várias funções de tempo têm sido utilizadas. A mais simples é aquela em que não há dependência, ou seja,  $\alpha_t = \alpha$ . A função linear  $(\alpha_0 + \alpha_1 t)$  representa a distribuição de *Gompertz* para  $T$ , enquanto que a função do logaritmo neperiano do tempo  $(\alpha_0 + \alpha_1 \ln(t))$  representa a distribuição de *Weibull*. O tempo também pode ser categorizado implicando em incidência constante dentro de cada intervalo (*piecewise discrete hazards model*) – (para mais detalhes ver Allison, 1984).

A função de verossimilhança, para o modelo de incidência em tempo discreto, é idêntica à descrita para modelos de incidência onde o tempo é contínuo:

$$L = \prod_{i=1}^n [p(T_i = t_i)]^{c_i} [p(T_i > t_i)]^{1-c_i}.$$

Allison (1982) mostra que o logaritmo neperiano da função de verossimilhança pode ser escrito da seguinte forma:

$$l = \sum_{i=1}^n c_i \ln \frac{\lambda_{it_i}}{1 - \lambda_{it_i}} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} \ln(1 - \lambda_{ij}).$$

Conforme ressalta o autor, definindo-se uma variável binária  $y_{ij}$  que assume o valor 1 quando o  $i$ -ésimo indivíduo experimenta o evento no tempo  $t$  e zero caso contrário, a função acima pode ser escrita assim:

$$l = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} y_{it} \ln \frac{\lambda_{ij}}{1 + \lambda_{ij}} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} \ln(1 - \lambda_{ij}).$$

Note que esta equação é semelhante à obtida para o modelo de regressão logística. Desta forma, os parâmetros do modelo de incidência em tempo discreto podem ser estimados usando programas para análise de modelos de regressão logística.

Cabe ressaltar que a variável resposta assume valores 0 e 1, em cada momento do tempo. Sendo assim, para se utilizar o modelo de incidência em tempo discreto, os dados precisam ser modificados de tal forma que uma observação seja criada para cada unidade de tempo. Se um indivíduo experimentou o evento no 5º mês, então cinco observações são criadas. A variável resposta assume o valor zero para os primeiros quatro meses e o valor um no quinto mês. Se a observação foi censurada no 5º mês, então cinco observações são criadas com variável resposta assumindo o valor zero.

### 3.4 Testes de hipótese

Após a estimação dos parâmetros deve-se proceder à investigação da significância estatística dos mesmos. O teste de Wald é utilizado para avaliar se o parâmetro é estatisticamente significativo. A estatística teste utilizada é obtida através da razão do coeficiente pelo seu respectivo erro padrão. Esta estatística teste tem distribuição Normal, sendo seu valor comparado com valores tabulados de acordo com o nível de significância definido. A estatística teste, para avaliar se o parâmetro  $\beta$  é igual a zero, é assim especificada:

$$W = \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta})}}.$$

O teste de Wald, todavia, freqüentemente, falha em rejeitar coeficientes que são estatisticamente significativos (Hauck e Donner, 1977). Sendo assim, aconselha-se que os coeficientes, identificados pelo teste de Wald como sendo estatisticamente não significativos, sejam testados novamente pelo teste da razão de verossimilhança.

O teste da razão de verossimilhança é obtido através da comparação entre os modelos com e sem as variáveis sendo testadas. Suponha que existam  $p+1$  parâmetros no modelo e que a hipótese nula estabelece que três desses parâmetros sejam iguais a zero. A estatística teste (G), definida abaixo, compara o valor obtido com o de uma distribuição qui-quadrado com número de graus de liberdade igual à diferença no número de parâmetros (3 graus de liberdade -  $\chi_{0,05;3}$ ).

$$G = -2 \ln \left( \frac{\text{Verossimilhança do modelo sem as variáveis}}{\text{Verossimilhança do modelo com as variáveis}} \right).$$



### 3.5 Modelos hierárquicos

Das Grupta (1990), analisando informações demográficas da área rural de Punjab, na Índia, observou que em 12,6% das famílias ocorreram 62,2% das mortes na infância. Este resultado fornece forte evidência de que as mortes se concentram em determinadas famílias, formando o que tem sido denominado de “*conglomerados de morte*” (*death cluster*). Griffiths (1999), estudando os dados sobre a desnutrição na infância obtidos em duas regiões da Índia, também observou a existência de conglomerados de crianças em que a desnutrição infantil era extremamente elevada. Esta propensão, observada entre as famílias, indica a presença de correlação entre as observações, que viola o pressuposto de independência assumido pelos modelos tradicionais.

A violação deste pressuposto pode fazer com que o processo de seleção de variáveis, fique enviesado. A título de ilustração, imagine um banco de dados com 3000 famílias (mães) e que, em cada família, haja três crianças. Suponha ainda, que os eventos de interesse (mortalidade ou desnutrição) sejam perfeitamente correlacionados, isto é, se um filho experimenta o evento (morte infantil ou desnutrição), todos os outros também experimentam. Assumindo-se que as variáveis a serem utilizadas são relativas apenas à mãe, pode-se testar a significância estatística dos parâmetros associados com estas variáveis, a partir do teste de Wald.

Neste caso, pode-se perceber que, em cada família, uma observação apenas fornece toda a informação necessária. Desta forma, ao invés de se incluir no modelo as 3000 observações, incluem-se apenas as 1000. Dado que a variância do parâmetro, utilizada no teste de Wald, inclui no seu denominador o número de observações, na presença de correlação, esta variância será menor do que realmente deveria ser, na medida que utiliza 3000 observações, ao invés de 1000. Sendo assim, os erros-padrão associados com os parâmetros são subestimados quando a correlação entre as observações é ignorada. Conseqüentemente, o teste estatístico que avalia a significância do parâmetro torna-se mais liberal, resultando algumas vezes na inclusão, no modelo, de parâmetros que não deveriam ser selecionados.

Através do uso de modelos hierárquicos, é possível levar em conta a correlação entre as observações decorrentes da estrutura hierárquica. Nos estudos desenvolvidos nesta dissertação, a estrutura hierárquica apresenta-se em três níveis: crianças, agregadas em famílias (mães), que por sua vez estão agregadas em setores censitários.

O modelo hierárquico mais simples é implementado a partir da inclusão de um parâmetro aleatório ( $u_j$ ) que modifica apenas o intercepto, medindo o efeito do nível de agregação:

$$\ln\left(\frac{\pi_{ij}}{1 + \pi_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \beta_1 x_{ij} + \varepsilon_{ij},$$

onde:

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_j.$$

O intercepto é assim modificado pelo efeito da unidade de segundo nível. Neste modelo existe um efeito médio medido através do parâmetro  $\beta_0$ , que pode ser aumentado ou subtraído, a depender do efeito da unidade de segundo nível ( $u_j$ ). Este modelo é denominado modelo de intercepto aleatório.

O  $\ln(\pi_{ij}/1 - \pi_{ij})$  é o logaritmo neperiano da chance do  $i$ -ésimo indivíduo da  $j$ -ésima unidade de segundo nível experimentar o evento.  $\beta_0$  e  $\beta_1$  são os parâmetros do modelo e  $x_{ij}$  é a variável explicativa. O parâmetro  $u_j$  é o parâmetro aleatório que captura a variação entre as unidades do segundo nível.  $\varepsilon_{ij}$  é o termo de erro que mede a variação entre indivíduos. Assume-se que  $\varepsilon_{ij}$  e  $u_j$  são normalmente distribuídos com média zero e variância  $\sigma_e^2$  e  $\sigma_u^2$  respectivamente.

A significância estatística do parâmetro  $\sigma_u^2$  indica que há efeito da unidade de segundo nível sobre o evento de interesse, que não foi capturado pela variável incluída no modelo. Numa unidade de segundo nível a um desvio padrão

abaixo da média (zero), a razão de chance associada com uma determinada variável fica multiplicada pelo fator ( $e^{-\sigma}$ ). Por outro lado, numa unidade de segundo nível a um desvio padrão acima da média, a razão de chance associada com uma determinada variável fica multiplicada pelo fator ( $e^{+\sigma}$ ).

O modelo, com coeficiente aleatório, é especificado da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{\pi_{ij}}{1 + \pi_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

onde:

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j}$$

Neste caso, há dois parâmetros aleatórios,  $u_{0j}$  e  $u_{1j}$ , associados respectivamente com o intercepto e com o coeficiente. Os parâmetros são normalmente distribuídos com média zero e variância  $\sigma_{u0}^2$  e  $\sigma_{u1}^2$ .

### 3.5.1 Softwares

Na década de 90, vários programas incorporaram procedimentos estatísticos que possibilitaram a estimação de parâmetros de modelos logísticos utilizados em dados com estrutura hierárquica (ver Snijders e Bosker (1999) para mais detalhes). Neste estudo, utilizou-se o software MLWin (Rasbash et al. (2000)). O MLwiN possui quatro procedimentos de estimação para modelos não lineares: Quase-Verossimilhança Marginal de primeira e segunda ordem e Quase-Verossimilhança Preditiva de primeira e segunda ordem. Goldstein e Rasbash (1996) mostram que a Quase-Verossimilhança Preditiva de Segunda ordem gera estimativas mais confiáveis.

### **3.6 Teste de significância estatística**

Os parâmetros fixos do modelo logístico podem ser testados no MLwiN por meio do teste da razão de verossimilhança. Já os parâmetros aleatórios devem ser testados a partir de uma estatística teste, disponível no software, que deve ser comparada com o valor obtido de uma distribuição Qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de parâmetros omitidos no modelo. Mesmo os parâmetros fixos podem ser testados empregando-se esta estatística teste (Goldstein, 1995).

## **Capítulo 4**

### **Efeito da Amamentação sobre a Desnutrição no Segundo Ano de Vida**

É amplamente sabido que o status nutricional de uma criança influencia a susceptibilidade da mesma para contrair doenças e associa-se fortemente com a mortalidade na infância. A probabilidade de morrer na infância, em função de uma determinada doença, duplica em casos onde a criança está moderadamente desnutrida e triplica em casos onde esta desnutrição é severa. Conforme visto no Capítulo 2, vários estudos têm ressaltado que a desnutrição está associada com práticas inadequadas da amamentação. Segundo o relatório da PNDS (1996), a proporção de crianças desnutridas nos primeiros seis meses de vida é extremamente baixa, devido, provavelmente, ao efeito do aleitamento materno, havendo um sensível aumento dos desvios nutricionais a partir do período de introdução de novos alimentos. A maior prevalência dos problemas nutricionais concentra-se entre as crianças menores de dois anos, mais especificamente entre crianças no segundo ano de vida. Assim sendo, neste estudo, o grupo etário de 12 a 23 meses foi selecionado. O indicador estatura/idade foi utilizado para análise do estado nutricional, tendo em vista que o mesmo apresentou maior prevalência entre as crianças pesquisadas.

#### **4.1 Condição de amamentação**

Os dados coletados pela PNDS (1996) relativos à amamentação permitiram conhecer o status do aleitamento no momento da pesquisa, assim como estimar a duração total da amamentação entre os menores de cinco anos, através de recordatório. Embora este método seja satisfatório aos estudos sobre amamentação, a pergunta aplicada na pesquisa foi insuficiente para garantir a confiabilidade nas respostas relativas à duração do aleitamento materno exclusivo. A oferta de água e chás a recém-nascidos normalmente

não é relatada pelas mães sem que seja aplicada uma pergunta específica. O mesmo ocorre em relação à oferta de leite e de outros alimentos. Uma vez que não foi questionado na PNDS (1996) o momento da introdução de líquidos não nutritivos e dos demais alimentos, existe a possibilidade de ocorrerem problemas na interpretação de conceitos referentes à amamentação, conforme apontado por Monteiro (1997). Portanto, os possíveis efeitos da utilização de água, chás, sucos, outros leites e demais alimentos não podem ser capturados a partir dos dados da PNDS (1996).

O Quadro 4.1 exibe as categorias para a variável aleitamento materno, criadas a partir dos indicadores propostos pela OPAS/OMS (1991). O impacto do aleitamento materno foi investigado em função da duração total em que este foi praticado por cada criança incluída no estudo.

**Quadro 4.1 Categorias para a variável aleitamento materno criadas para os estudos do impacto do aleitamento materno sobre a desnutrição no segundo ano de vida:**

| <b>Categorias</b>                         | <b><i>Indicadores contemplados em cada categoria da variável aleitamento materno (OPAS/OMS 1991):</i></b>  |
|---|--|
| <p>◆ <b>Crianças amamentadas</b></p>      | <p>◇ Crianças em aleitamento exclusivo: crianças que receberam leite materno, sem utilizarem outros líquidos, como água, chás ou sucos;</p> <p>◇ Crianças em aleitamento predominante: crianças que receberam leite materno e outros líquidos, como água, chás ou sucos;</p> <p>◇ Crianças em aleitamento complementado: Crianças que receberam leite materno e outros alimentos, como leite, bebidas lácteas e outros tipos de alimentos.</p> |
| <p>◆ <b>Crianças não amamentadas:</b></p> | <p>◇ Crianças que não mamaram ao seio ou foram amamentadas por menos de 1 mês.</p>   |

## 4.2 Material e métodos

Todas as crianças, nascidas nos últimos cinco anos anteriores à data da entrevista e vivas no momento da mesma, deveriam ter suas medidas antropométricas registradas. A amostra formada pelos nascidos vivos dos últimos cinco anos é composta de 5045 crianças. Entretanto, 227 morreram antes da pesquisa e 762 não apresentaram informações antropométricas. Dos 4056 restantes, foram retiradas 19 crianças que não tinham informações relativas à duração da amamentação e 22 casos em que alguma característica utilizada na análise não foi declarada.

Portanto, para efeito da presente pesquisa, a população estudada foi composta de uma amostra de 4015 crianças vivas no momento da pesquisa, avaliadas antropometricamente e que apresentaram informações quanto à duração da amamentação e quanto às demais características utilizadas neste estudo.

O status nutricional foi avaliado a partir do indicador estatura/idade, opção feita em função de dois motivos. O primeiro consiste na própria natureza do indicador, ou seja, no fato deste refletir os efeitos cumulativos das condições nutricionais e de saúde ao longo do tempo, uma vez que foi investigado o impacto da amamentação praticada nos períodos anteriores ao segundo ano de vida. O segundo motivo ao fato de que, de a PNDS (1996) identificou que o indicador estatura/idade revelou as maiores freqüências de desnutrição que os demais indicadores.

Os déficits de estatura/idade mostraram-se mais expressivos que os de peso/idade entre todos os grupos etários pesquisados (11,86% contra 6,00%, respectivamente). O índice peso/estatura, paradoxalmente, mostrou-se baixo (2,4%), apesar da elevada prevalência do índice estatura/idade, fato este que pode ser parcialmente justificado por aumentos no perímetro abdominal observados em crianças de baixo nível sócio-econômico (Post et al. 2000).

Sendo as proporções dos déficits nutricionais ainda mais baixas no primeiro ano de vida, o uso de modelos de regressão para avaliação do efeito de fatores de risco seria dificultado. A utilização de todos os nascidos vivos com idade abaixo de 24 meses criaria uma série de dificuldades para a categorização da variável aleitamento materno. Possivelmente, a única solução seria incluir o aleitamento materno como uma variável dicotômica (aleitou alguma vez ou não). Logo, o grupo etário investigado compreendeu as crianças com idades entre 12 e 23 meses, período em que os déficits nutricionais mostraram maior prevalência, segundo o relatório da PNDS (1996). A amostra foi formada por 810 crianças.

Crianças cujos déficits de estatura/idade são maiores que  $-2$  DP (menos dois desvios-padrão) são consideradas portadoras de nanismo nutricional, enquanto que as crianças com índices de estatura/idade maiores que  $-3$  DP (menos três desvios-padrão) são classificadas como portadoras de nanismo nutricional grave (WHO 1986). O ponto de corte adotado foi  $-2$  DP. De acordo com este critério, na amostra considerada havia 142 casos de crianças no segundo ano de vida que estavam desnutridas no momento da pesquisa, representando 17,5% das crianças.

O padrão antropométrico do National Center of Health Statistic (NCHS), recomendado pela Organização Mundial de Saúde (WHO 1996) foi adotado como parâmetro para a avaliação do estado nutricional infantil, com a ressalva de que este foi construído a partir de uma população alimentada artificialmente (OPAS/OMS 1997), conforme discutido previamente no Capítulo 2.

### **4.3 Descrição das variáveis utilizadas**

A variável resposta utilizada, nesta análise, é dicotômica, e o valor 1 indica que a criança foi classificada como desnutrida. A variável de interesse é a duração do aleitamento materno, desagregada em quatro categorias:  $< 1$  mês, 1 a 5 meses, 6 a 11 meses e 12 meses ou mais. Pretendia-se, inicialmente, utilizar a



categoria formada por crianças nunca amamentadas. Tal estratégia não foi possível de ser aplicada devido ao pequeno número de casos. Nesse sentido, a categoria composta pelas crianças nunca amamentadas foi agregada àquela formada por crianças cujo desmame ocorreu no primeiro mês de vida. Esperava-se que crianças com maior duração de aleitamento materno apresentassem maior proteção contra a desnutrição no segundo ano de vida.

Cabe ressaltar que a inclusão simultânea das variáveis intervalo entre nascimentos (intervalo prévio) e ordem de nascimento gera problemas na estimação dos parâmetros. Isto ocorre, pois os primeiros nascimentos não possuem intervalo prévio. Para a categoria primeiro filho da variável ordem de nascimento, todas as observações da variável intervalo prévio são *missing*, e podem ser categorizadas como primeiro filho, o que é redundante. Uma solução para este problema é combinar as duas variáveis, forçando assim a interação entre elas. Neste estudo, entretanto, utiliza-se a estratégia de Palloni e Tienda (1986), que consiste em incluir os primeiros nascimentos na categoria de intervalo entre nascimentos mais longo. Caso os primeiros nascimentos apresentem riscos mais elevados, isto será capturado pelo controle da variável ordem de nascimento.

Para ser medido o efeito líquido do aleitamento materno sobre a desnutrição, uma série de variáveis, apresentadas no Quadro 4.2, é utilizada como controle. Neste, são apresentados os diversos fatores de confundimento incluídos no estudo, as categorias definidas para cada um deles, os motivos que justificam a inclusão dos mesmos e o impacto esperado de cada variável sobre a desnutrição infantil. Desta forma, além de conhecer o possível impacto da amamentação sobre a desnutrição no segundo ano de vida, buscou-se investigar, de forma um pouco mais aprofundada, um conjunto de determinantes do desfecho em questão.

**Quadro 4.2 Conjunto de variáveis de confundimento utilizadas na relação do impacto da amamentação sobre a desnutrição**

| <b>Variáveis</b>                              | <b>Categorias</b>                                   | <b>Explicação</b>   | <b>Pressuposto</b>  |
|---|---|---|---|
| <b>Região do país</b>                         | Norte;<br>Nordeste<br>Sudeste; Sul;<br>Centro-Oeste | Distribuição desigual da desnutrição em relação à região do país identificada no relatório da PNDS (1996).  | Impacto negativo em regiões pouco desenvolvidas (Nordeste/Norte). |
| <b>Área</b>                                   | Rural/<br>Urbana                                    | A área pode exercer efeitos sobre a saúde infantil em função do padrão de aleitamento, da prática alimentar, do acesso a serviços de saúde e de práticas culturais. | Piores prognósticos para crianças de áreas rurais.                |
| <b>Sexo</b>                                   | Masculino/<br>Feminino                              | Podem existir impactos diferenciados em função do sexo da criança.  | Impactos diferenciados entre os sexos.                            |
| <b>Idade materna ao nascimento da criança</b> | 14 a 19 anos;<br>20 a 34 anos;<br>35 anos ou mais   | Estaria relacionada à maturidade física, psicológica e/ou ao apoio social da mãe para cuidar de seus filhos.  | Piores prognósticos para filhos de adolescentes.                  |
| <b>Ordem de nascimento</b>                    | Ordem 1;<br>2 ou 3;<br>4.º ou mais                  | A ordem de nascimento pode estar relacionada ao impacto da superpopulação infantil no domicílio.  | Filhos de maior ordem apresentariam piores prognósticos.          |
| <b>Intervalo prévio de nascimento</b>         | < 18 m;<br>≥ 18 m                                   | Um curto intervalo favoreceria o nascimento de crianças com baixo peso e/ou prematuras.   | Nascimentos após curtos intervalos teriam piores prognósticos.    |
| <b>Escolaridade materna</b>                   | 0 – 3 anos;<br>4 a 8 anos;<br>9 anos ou mais        | Mulheres com maior escolaridade, além de deterem mais conhecimentos, podem pertencer a classes sociais mais favorecidas,  | Relação inversa sobre os desfechos.                               |
| <b>Cor</b>                                    | Branca<br>Outras                                    | A questão racial no Brasil remete à análise das condições sociais.  | Cor branca com melhores prognósticos nutricionais.                |
| <b>Acesso à mídia</b>                         | Sim/Não   | O acesso aos meios de comunicação de massa pode influenciar no comportamento materno em relação à amamentação e à alimentação.                                      | Impacto favorável ao melhor perfil nutricional.                   |

*Continua na página seguinte*

Continuação do Quadro 4.2

| <b>Variáveis</b>   | <b>Categorias</b>   | <b>Explicação</b>   | <b>Pressuposto</b>   |
|--|---|---|--|
| <b>Número de consultas em pré-natal</b>                    | Nenhuma;<br>1 – 5 cons;<br>6 consultas ou mais:               | No pré-natal receberiam orientações relativas ao aleitamento materno e aos cuidados com os filhos.  | Melhores prognósticos com um maior número de consultas.  |
| <b>Conhecer o uso de sais de reidratação oral (SRO)</b>    | Sim/Não   | O conhecimento e a utilização de SRO durante quadros diarréicos pode representar uma menor duração do evento.   | Favorável aos melhores prognósticos antropométricos.   |
| <b>Percepção materna do tamanho ao nascer de seu filho</b> | Grande /muito grande;<br>médio;<br>pequeno/<br>muito pequeno. | A percepção de baixo peso, além da maior fragilidade biológica, poderia interferir nos cuidados maternos em relação à alimentação infantil, com desmame precoce, levando à exposição a agentes infecciosos e a possível alimentação inadequada. | Piores prognósticos para crianças nascidas pequenas ou muito pequenas, segundo percepção de suas mães. |
| <b>Presença de água no domicílio</b>                       | Sim/Não   | Ter água tratada no domicílio resulta na prevenção de doenças diarréicas e demais doenças de veiculação hídrica;  | Impacto negativo sobre a desnutrição.  |
| <b>Presença de esgoto no domicílio</b>                     | Sim/Não   | A existência de esgoto sanitário no domicílio pode ser outro fator importante para a prevenção de doenças infecciosas.  | Impacto favorável aos melhores desfechos.  |

#### 4.4 Modelo hierárquico de regressão logística

Dado que a variável resposta é dicotômica e diante da possibilidade de correlação entre as observações, resultante da estrutura hierárquica, utiliza-se, nesta análise, o modelo hierárquico de regressão logística. Entretanto, como a amostra restringe-se às crianças no segundo ano de vida, à exceção dos poucos casos de gemelares, não há possibilidade de existir mais de uma criança (observação) por família. Neste caso, o modelo hierárquico de regressão logística só considera dois níveis: (1) a criança; e (2) a comunidade onde a criança reside (setor censitário).

O modelo hierárquico para variável dicotômica com apenas dois níveis é especificado da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}}\right) = \beta'x_{ij} + u_j + \varepsilon_{ij}$$

Onde  $\ln(\pi_{ij}/1-\pi_{ij})$  é o logaritmo neperiano da chance da  $i$ -ésima criança do  $j$ -ésimo setor censitário estar desnutrida.  $\beta$  é o vetor de parâmetros associado com o vetor de variáveis explicativas  $x_{ij}$ . O parâmetro  $u_j$  é o parâmetro aleatório que captura a variação entre as comunidades.  $\varepsilon_{ij}$  é o termo de erro que mede a variação entre indivíduos. Assume-se que  $\varepsilon_{ij}$  e  $u_j$  são normalmente distribuídos com média zero e variância  $\sigma_e^2$  e  $\sigma_u^2$  respectivamente.

Embora o interesse deste estudo volte-se para o efeito do aleitamento materno sobre a desnutrição, o impacto de cada variável sobre a chance de uma criança no segundo ano de vida estar desnutrida, segundo o indicador estatura/idade, foi avaliado. Nesta fase do estudo, o efeito de cada variável foi medido isoladamente.

## 4.5 Análise univariada

O modelo hierárquico de regressão logística foi utilizado para estimar os parâmetros de cada variável isoladamente. Os coeficientes, erros-padrão e as razões de chance (*Odds Ratio* – *OR*) de cada variável no modelo univariado são apresentados na Tabela 4.1.

**Tabela 4.1 Coeficientes, erros-padrão e razões de chance obtidos através do modelo hierárquico de regressão logística (univariado) para estimar o risco de uma criança estar desnutrida no segundo ano de vida, segundo o indicador estatura/idade (padrão NCHS) - PNDS-1996**

| Variáveis                  | Coeficientes | Erro-Padrão | OR   |
|----------------------------|--------------|-------------|------|
| <b>Região:</b>             |              |             |      |
| Norte                      | 0,034        | 0,370       | 1,03 |
| Nordeste                   | 0,000        | -           | -    |
| Sudeste                    | -1,817**     | 0,430       | 0,16 |
| Sul                        | -1,628**     | 0,430       | 0,20 |
| Centro-Oeste               | -0,846*      | 0,428       | 0,43 |
| <b>Área :</b>              |              |             |      |
| Rural                      | 0,000        | -           | -    |
| Urbana                     | -1,174**     | 0,296       | 0,31 |
| <b>Sexo:</b>               |              |             |      |
| Masculino                  | 0,254        | 0,245       | 1,29 |
| Feminino                   | 0,000        | -           | -    |
| <b>Idade materna:</b>      |              |             |      |
| ≤ 19 anos                  | 0,602*       | 0,284       | 1,82 |
| 20-34 anos                 | 0,000        | -           | -    |
| 35 ou mais                 | 0,071        | 0,430       | 1,07 |
| <b>Ordem de nascimento</b> |              |             |      |
| Primeiro filho             | -0,473       | 0,311       | 0,62 |
| 2-3                        | 0,000        | -           | -    |
| 4+                         | 0,732*       | 0,282       | 2,08 |
| <b>Intervalo prévio:</b>   |              |             |      |
| <18 meses                  | 0,000        | -           | -    |
| ≥ 18 meses                 | -1,372**     | 0,310       | 0,25 |
| <b>Educação materna:</b>   |              |             |      |
| 0 - 3 anos                 | 0,000        | -           | -    |
| 4 - 8 anos                 | -1,089**     | 0,268       | 0,34 |
| 9 ou mais                  | -1,671**     | 0,415       | 0,19 |
| <b>Cor:</b>                |              |             |      |
| Branca                     | -0,527       | 0,288       | 0,59 |
| Outras                     | 0,000        | -           | -    |
| <b>Acesso à mídia:</b>     |              |             |      |
| Sim                        | -0,963**     | 0,285       | 0,38 |
| Não                        | 0,000        | -           | -    |

*Continua na página seguinte*

Continuação da Tabela 4.1.

| Variáveis                                 | Coefficientes | Erro-Padrão | OR   |
|---|---------------|-------------|------|
| Consultas de pré-natal                    |               |             |      |
| Nenhuma                                   | 0,000         | -           | -    |
| 1 – 5 consultas                           | 0,465         | 0,511       | 1,59 |
| 6 consultas ou mais                       | 0,486         | 0,271       | 1,63 |
| Conhece sais de reidratação oral (SRO)    |               |             |      |
| Sim                                       | -0,231        | 0,323       | 0,79 |
| Não                                       | 0,000         | -           | -    |
| Percepção do tamanho da criança ao nascer |               |             |      |
| Grande/muito grande                       | -0,345        | 0,317       | 0,71 |
| Médio                                     | 0,000         | -           | -    |
| Pequeno/muito pequeno                     | 1,185**       | 0,288       | 3,27 |
| Água encanada/engarrafada                 |               |             |      |
| Sim                                       | -1,081**      | 0,254       | 0,34 |
| Não                                       | 0,000         | -           | -    |
| Esgoto doméstico                          |               |             |      |
| Sim                                       | -1,035**      | 0,253       | 0,36 |
| Não                                       | 0,000         | -           | -    |
| Aleitamento materno                       |               |             |      |
| Menos de 1 mês                            | 0,000         | -           | -    |
| 1 – 5 meses                               | 0,402         | 0,462       | 1,49 |
| 6 – 11 meses                              | 0,097         | 0,515       | 1,10 |
| 12 meses ou mais                          | 0,431         | 0,463       | 1,54 |
| Efeitos aleatórios                        |               |             |      |
| $\sigma_u^2$                              | 1,430*        | 0,444       | -    |

\*  $p < 0.05$  \*\*  $p < 0.01$

Observou-se que, em relação às crianças da região Nordeste, as que apresentaram maior proteção em relação ao risco de estarem desnutridas foram as crianças da região Sudeste (OR=0,16), seguidas das crianças das regiões Sul (OR=0,20) e Centro-Oeste (OR=0,43). Não houve diferença estatisticamente significativa entre crianças das regiões Norte e Nordeste. Crianças vivendo em áreas urbanas apresentaram riscos de desnutrição no segundo ano de vida bem mais baixos do que as nascidas em áreas rurais (OR=31%).

O risco de filhos de mães adolescentes estarem desnutridos é 82% superior a de filhos de mães com idades entre 20 e 34 anos. Não foi evidenciada diferença estatisticamente significativa entre os riscos de desnutrição dos filhos nascidos de mães com idade igual ou superior a 35 anos e aqueles nascidos de mães com idade de 20 a 34 anos.

Crianças cuja ordem de nascimento é superior a três mostraram ter o dobro dos riscos de desnutrição que as crianças de ordem 2 ou 3. Os primeiros filhos apresentaram 62% dos riscos verificados no mesmo grupo de comparação, embora o resultado não demonstrasse significância estatística. Este resultado justifica, de certa forma, a inclusão dos primeiros filhos na categoria de crianças com intervalo prévio mais longo.

Crianças cujo intervalo prévio foi maior ou igual a 18 meses, apresentaram riscos de desnutrição no segundo ano de vida de 25%, em relação às crianças cujo intervalo foi inferior a 18 meses.

O fato das mães das crianças terem entre 4 e 8 anos de estudo, comparado àquelas cujas mães possuíam no máximo três anos de escolaridade, representou uma proteção de 66% contra a desnutrição, enquanto que ter 9 anos ou mais de estudo significou uma proteção de 81% em relação ao mesmo grupo de comparação.

Ter acesso à mídia conferiu uma proteção de 62% contra a desnutrição no segundo ano de vida da criança, em relação às mães sem acesso à TV durante, pelo menos, uma vez por semana.

Os filhos identificados como pequenos ou muito pequenos ao nascer tiveram o triplo dos riscos de desnutrição no segundo ano de vida, em relação às crianças classificadas por suas mães, como médias ao nascer. Embora sem significância estatística, as crianças percebidas por suas mães como grandes ou muito grandes ao nascimento, apresentaram 71% dos riscos das crianças percebidas como médias.

Fazer uso de água encanada ou engarrafada resultou em riscos de desnutrição 66% menores do que aqueles encontrados entre crianças que utilizam água de outras fontes.

O esgoto sanitário no domicílio conferiu uma proteção de 64% em relação aos domicílios desprovidos deste recurso de higiene.

As variáveis sexo, cor, número de consultas no pré-natal e conhecimentos sobre o uso de sais de reidratação oral, não evidenciaram significância estatística no presente estudo.

Ao contrário do esperado, a amamentação mostrou-se um agravante sobre o estado nutricional no segundo ano de vida, embora este resultado não tenha sido estatisticamente significativo na análise univariada.

O parâmetro aleatório, associado com a comunidade onde a criança mora, foi estatisticamente significativo. Para avaliar o seu efeito no modelo univariado, isto é, sem controle de nenhuma outra covariável, pode-se pensar em duas áreas. A primeira localizada a um desvio padrão abaixo da média e a segunda localizada a um desvio-padrão acima da média. De acordo com o modelo, o desvio padrão é igual a 1,196. Desta forma, a razão de chance de uma criança associada com áreas situadas a um desvio padrão abaixo da média seria multiplicado pelo fator  $e^{(-1,196)}=0,30$ , que equivale a uma redução de 30% na chance de estar desnutrida. Por outro lado, uma criança associada com áreas a um desvio padrão acima da média teria sua razão de chance multiplicada pelo fator  $e^{(1,196)}=3,31$ , triplicando assim a sua chance de estar desnutrida. Cabe ressaltar entretanto, que este impacto pode ser reduzido a partir da inclusão de covariáveis no modelo. Neste estudo, não foram incluídas variáveis referentes à comunidade, pois estas não foram coletadas. Seria possível criar variáveis contextuais a partir de variáveis individuais, mas como muitas vezes o setor censitário é uma unidade muito pequena e, conseqüentemente, com poucas observações, estas variáveis tornam-se pouco representativas. Sendo assim, variáveis contextuais não foram utilizadas.



## 4.6 Análise multivariada

Para seleção do modelo parcimonioso, o critério sugerido por Hosmer e Lemeshow (1989) é utilizado. Primeiro, todas as variáveis foram incluídas no modelo. Com base no teste de Wald, as variáveis identificadas como estatisticamente não significativas foram retiradas. Utilizou-se em seguida o teste da razão de verossimilhança para testar conjuntamente a significância estatística das variáveis excluídas. A partir do modelo de efeitos principais, parcimonioso, procurou-se identificar as interações. Devido ao pequeno número de observações nas celas, as interações produziram erros-padrão muito elevados e, por conseguinte, as mesmas não foram estatisticamente significativas. Sendo assim, o modelo final apresentado é composto apenas de efeitos principais, isto é, sem interação.

Na Tabela 4.2 encontram-se os coeficientes, erros-padrão e razões de chance obtidos através da aplicação do modelo hierárquico logístico para estimar a probabilidade de uma criança estar desnutrida, segundo o indicador antropométrico estatura / idade.

Quatro variáveis, identificadas na análise univariada como estatisticamente significativas, perderam a significância estatística na análise multivariada: área de residência, acesso à mídia, água e esgoto doméstico.

No estudo multivariado, foi identificada uma ligeira redução no grau de proteção contra os riscos de desnutrição no segundo ano de vida entre crianças residentes nas regiões Sudeste (de 84% para 79%) e Sul (de 80% para 74%) em relação às crianças da região Nordeste. Os riscos verificados entre as crianças moradoras da região Centro – Oeste perderam a significância estatística encontrada na análise univariada.

**Tabela 4.2 Coeficientes, erros-padrão e razões de chance obtidos através do modelo hierárquico de regressão logística (multivariado), para estimar o risco de uma criança estar desnutrida no segundo ano de vida, segundo o indicador estatura/idade (padrão NCHS) - PNDS-1996**

| Variáveis                    | Coeficientes | Erro-Padrão | OR   |
|------------------------------|--------------|-------------|------|
| Região                       |              |             |      |
| Norte                        | 0,285        | 0,402       | 1,33 |
| Nordeste                     | 0,000        | -           | -    |
| Sudeste                      | -1,549**     | 0,458       | 0,21 |
| Sul                          | -1,354**     | 0,605       | 0,26 |
| Centro-Oeste                 | -0,508       | 0,453       | 0,60 |
| Idade materna                |              |             |      |
| ≤ 19 anos                    | 0,983**      | 0,350       | 2,67 |
| 20-34 anos                   | 0,000        | -           | -    |
| 35 ou mais                   | -0,284       | 0,455       | 0,75 |
| Ordem de nascimento          |              |             |      |
| Primeiro filho               | -0,708**     | 0,356       | 0,49 |
| 2-3                          | 0,000        | -           | -    |
| 4+                           | 0,593*       | 0,322       | 1,81 |
| Intervalo prévio             |              |             |      |
| <18 meses                    | 0,000        | -           | -    |
| ≥ 18 meses                   | -0,791**     | 0,339       | 0,45 |
| Educação Materna             |              |             |      |
| 0-3                          | 0,000        | -           | -    |
| 4-8                          | -0,543*      | 0,284       | 0,58 |
| 9 ou mais                    | -0,552       | 0,429       | 0,58 |
| Percepção do peso da criança |              |             |      |
| Grande/muito grande          | -0,318       | 0,284       | 0,73 |
| Médio                        | 0,000        | -           | -    |
| Pequeno/muito pequeno        | 1,039**      | 0,429       | 2,83 |
| Efeitos aleatórios           |              |             |      |
| $\sigma_u^2$                 | 1,465**      | 0,451       | -    |

\*  $p < 0.10$  \*\*  $p < 0.05$

Os riscos encontrados entre filhos de mães adolescentes aumentam sensivelmente. A razão de chance passa de 1,83 para 2,67.

A categoria “primeiro filho” passa a apresentar significância estatística, correspondendo a 49% dos riscos de desnutrição verificados entre crianças de ordem 2 ou 3. Entre crianças de ordem 4 ou mais, os riscos são 80% superiores aos encontrados entre o grupo de comparação.

A proteção atribuída ao nascimento após um intervalo maior ou igual a 18 meses, em relação aos ocorridos após um intervalo inferior a 18 meses, também é reduzida, passando de 75% na análise univariada, para 55% na multivariada.

Em relação aos filhos de mães com até 3 anos de estudo, o impacto da escolaridade materna, categorizada em 4 a 8 anos de estudo, cai de 66% na análise univariada, para 42% na análise multivariada, com significância estatística ao nível de 10%. Na realidade o p-valor foi igual a 0,058 e, por isso, esta variável foi incluída no modelo. Tendo em vista o mesmo parâmetro de comparação, o impacto de ter 9 ou mais anos de escolaridade não se mostrou estatisticamente significativo. Entretanto, o erro-padrão deste coeficiente é bastante elevado. Isto pode ser devido ao pequeno número de observações nesta cela. O efeito desta categoria, entretanto, é semelhante ao observado para a categoria de filhos de mães com escolaridade de 4 a 8 anos.

A percepção materna de que seu filho nasceu pequeno ou muito pequeno permaneceu relevante na análise multivariada. A chance de um filho, cuja mãe percebeu seu filho como pequeno ou muito pequeno, ser desnutrido é quase três vezes superior àquele observado entre os considerados de tamanho normal por suas mães.

O parâmetro aleatório associado com a área em que a criança reside foi estatisticamente significativo, conforme demonstrado no parâmetro aleatório. O valor do parâmetro praticamente não se modificou, sugerindo que as variáveis incluídas no modelo não exerceram efeito sobre a variação entre as áreas.

## **4.7 Discussão**

Na presente pesquisa, buscou-se avaliar o impacto do aleitamento materno sobre o nanismo nutricional, verificado no segundo ano de vida, entre crianças brasileiras. O aleitamento materno não apresentou papel significativo sobre os

déficits estaturais. A ausência de controle dos efeitos da alimentação complementar sobre o status nutricional infantil, a partir dos dados disponíveis, poderia justificar estes resultados, uma vez que a PNDS (1996) não permitiu avaliar a possível interferência do momento e do tipo de alimentação complementar ao leite materno introduzida.

A despeito da prática do aleitamento materno estar sendo retomada pela sociedade, a falta de apoio dos familiares, dos profissionais de saúde e do conjunto da sociedade seriam alguns dos fatores responsáveis pela redução da possibilidade de aprendizado das informações atualmente conhecidas como “técnicas de amamentação”, cujo saber seria proveniente da convivência social. A amamentação inadequada poderia gerar situações, tais como baixa produção de leite, ingurgitamento mamário e dor ao amamentar (Powers 1999), que, provavelmente, levariam a criança a ser desmamada precocemente.

O desmame indevido e/ou a introdução de dietas deficientes em energia, proteínas e energia, aminoácidos essenciais, zinco e ferro desenvolveriam um papel importante na etiologia do nanismo nutricional (Gopalan et al. 1973, Martorell et al. 1976, UNU 1979, Golden 1988, Lawless et al 1991, op cit. in Allen, 1992). A partir do segundo semestre de vida, embora o leite materno continue sendo importante fonte de nutrientes essenciais ao crescimento infantil, a complementação adequada é imprescindível para suprir as necessidades da criança.

Entre crianças amamentadas, a aceitação dos alimentos complementares seria mais fácil que entre crianças alimentadas artificialmente (Sullivan e Birch 1994), provavelmente devido às características organolépticas do leite materno. Logo, o leite materno propiciaria ao lactente o conhecimento dos sabores que compõem a dieta materna, inserindo-o na cultura alimentar de sua família de forma natural. O leite materno atuaria, portanto, na continuidade do processo de crescimento infantil, não só enquanto elemento nutritivo, mas também como um elo entre os aspectos biológicos e sociais desta etapa do desenvolvimento humano (Almeida 1999). O leite materno poderia, portanto, contribuir para proteger a criança da desnutrição, ajustando-a mais facilmente à alimentação

disponível para o seu consumo. Logo, outros mecanismos da amamentação, ligados direta e/ou indiretamente aos desfechos nutricionais, poderiam estar protegendo a criança neste período.

Novas pesquisas, portanto, merecem ser realizadas, considerando dados que relevem cuidadosamente o papel da alimentação complementar. Isso poderá ser viabilizado com a nova PNDS, cujo questionário preliminar incluiu o momento de introdução de novos alimentos. Deve-se ressaltar, no entanto, que seria importante conhecer a consistência do alimento oferecido, uma vez que, por exemplo, preparações como sucos e sopas não seriam apropriadas para a oferta de alimento de desmame aos seis meses de vida, devido à baixa concentração calórica das mesmas (OPAS/OMS 1997).

Os déficits de estatura/idade evidenciados no segundo ano de vida mostraram-se fortemente vinculados a fatores reprodutivos (idade materna ao nascimento da criança, tamanho ao nascer, ordem e intervalo entre nascimentos). Embora o aleitamento materno possa ser capaz de compensar o impacto das situações adversas ligadas à reprodução (Lucas et al. 1997), outras condições passariam, ao longo do tempo, a atuar comprometendo os resultados positivos ligados à amamentação.

As desigualdades regionais, a baixa escolaridade e outros fatores relacionados à comunidade onde a criança reside (evidenciado pela significância estatística do parâmetro aleatório) poderiam explicar o nanismo nutricional no segundo ano de vida. O trabalho materno poderia ser um fator ligado à comunidade, especialmente entre mulheres que praticam longas jornadas de trabalho e/ou residentes em áreas distantes dos locais de trabalho. A falta de orientações adequadas relativas à alimentação na infância por parte dos serviços de saúde seria outra situação que poderia interferir no status nutricional infantil, cujo impacto pode não ter sido capturado pela variável pré-natal.

A prática da amamentação continua sendo recomendada internacionalmente. O leite materno é o melhor alimento a ser oferecido até o sexto mês de vida da criança. Embora a presente pesquisa não tenha sido capaz de captar a

importância da amamentação como forma de proteção contra o nanismo nutricional no segundo ano de vida, esta, porém, não invalida as orientações internacionais de que a amamentação possa ser mantida na dieta infantil até dois anos ou mais. Ressalta-se, uma vez mais, que os dados disponíveis na PNDS (1996) não permitem a análise mais adequada do impacto da amamentação sobre a desnutrição no segundo ano de vida.

O impacto do aleitamento sobre a mortalidade infantil foi também investigado no presente trabalho é apresentado no próximo capítulo.

## Capítulo 5

### Efeito do Aleitamento Materno Sobre a Mortalidade Infantil

A mortalidade infantil é um indicador de qualidade de vida da população e, embora os índices brasileiros estejam apresentando redução ao longo das décadas, especialmente em sua fração pós-neonatal, esses ainda apresentam valores bem superiores em relação aos países desenvolvidos. Os determinantes da diminuição da mortalidade infantil mais investigados nos inquéritos populacionais dizem respeito a questões sócio-econômicas, tais como o processo de urbanização desenvolvido no país (UNICEF 1998). No entanto, a prática da amamentação tem-se mostrado protetora contra o óbito infantil e, portanto, o aumento na duração do aleitamento materno poderia justificar, ao menos em parte, a diminuição observada na mortalidade infantil. Portanto, nesse estudo investiga-se o impacto, não só da amamentação, mas também de fatores intervenientes na relação entre amamentação e mortalidade infantil.

#### 5.1 Condição de amamentação

Nesta análise o aleitamento, conforme os indicadores propostos pela OPAS/OMS (1991), é classificado em apenas em duas categorias, uma vez que não foi possível conhecer o momento de introdução de água, chás, sucos, outros leites e outros alimentos. Logo, o status de aleitamento materno está restrito às seguintes categorias:

- **criança amamentada:** criança que recebe aleitamento materno exclusivo, predominante ou complementado ;
- **criança não amamentada:** criança não alimentada ao seio.

## **5.2 Material e Métodos**

A amostra utilizada para avaliar o efeito do aleitamento materno e a mortalidade infantil é formada pelos nascidos vivos nos últimos cinco anos (5045 crianças). Na realidade, o estudo avalia o impacto do aleitamento materno sobre a mortalidade pós-neonatal (1 a 11 meses), pois é pouco provável que o aleitamento materno tenha efeito sobre os óbitos ocorridos no primeiro mês de vida, uma vez que 80% dos ocorridos no período neonatal concentram-se no período neonatal precoce (Leal e Szwarcwald 1996), cujas causas não seriam associadas à amamentação. Sendo assim, as crianças com idade zero no momento da entrevista e as que morreram no período neonatal foram excluídas da análise. Das observações restantes, foram retiradas as referentes às crianças gemelares e àquelas cuja duração do aleitamento ou outras características utilizadas na análise não foram declaradas. Ao final deste processo o efeito do aleitamento materno sobre a mortalidade infantil é avaliado utilizando-se 4720 crianças. Destas, 87 faleceram entre as idades 1 e 11 meses.

### **5.2.1 O controle da causalidade reversa**

Conforme foi ressaltado anteriormente, a causalidade reversa constitui-se em um problema metodológico, em estudos sobre a relação entre aleitamento materno e mortalidade infantil. A causalidade reversa decorre da interrupção do aleitamento devido à morte da criança, que pode vir a acarretar a sobre-estimação do efeito do aleitamento, caso não seja controlado. Duas estratégias para realizar o controle da causalidade reversa foram ressaltadas na revisão de literatura. A primeira, proposta por Palloni e Tienda (1986), consiste em dividir o período pós-neonatal em intervalos de tempo e verificar se a criança estava ou não sendo aleitada no início de cada intervalo. A segunda, desenvolvida por Retterford (1989), verifica o status de aleitamento no mês anterior ao de referência. Para isto, o autor utiliza o modelo de incidência em tempo discreto (Allison 1982, 1984), onde para cada mês de vida da criança, uma observação



é criada. A vantagem da estratégia de Palloni e Tienda (1986) é a possibilidade de se incluir categorias indicando o momento de ocorrência da interrupção do aleitamento (Leite, 1994). Além disso, é provável que o efeito de fatores de risco seja não seja homogêneo durante todo o período pós-neonatal. Entretanto, neste estudo, o número de óbitos é pequeno para que análises sejam implementadas em subintervalos de tempo (Da Vanzo 1988). Sendo assim, a estratégia proposta por Retterford (1989) é utilizada. O Esquema 1 permite visualizar o modelo de organização dos dados de cada criança utilizado no presente trabalho.

**Esquema 1: Visualização do arranjo dos dados conforme a aplicação do Modelo de Incidência em Tempo Discretos (Allison 1982, 1984).**

| Mês       |      | 0         | 1 | 2                  | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11               |
|-----------|------|-----------|---|--------------------|---|---|---|---|---|---|---|----|------------------|
| Criança 1 | V/M  | 0         | 0 | 0                  | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0  | 0                |
|           | Amam | 1         | 1 | 1                  | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2  | 2                |
| Criança 2 | V/M  | 0         | 0 | 0                  | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |   |   |    |                  |
|           | Amam | 1         | 1 | 1                  | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |   |   |    |                  |
| Criança 3 | V/M  | 1         |   |                    |   |   |   |   |   |   |   |    |                  |
|           | Amam | 1         |   |                    |   |   |   |   |   |   |   |    |                  |
| Criança 4 | V/M  | 0         | 0 | 0                  | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0  | <i>Censurada</i> |
|           | Amam | 1         | 1 | 1                  | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2  |                  |
| Criança:  |      | Viva = 0  |   | Amamentada = 1     |   |   |   |   |   |   |   |    |                  |
|           |      | Morta = 1 |   | Não amamentada = 2 |   |   |   |   |   |   |   |    |                  |

Segundo o modelo, a criança 1 sobreviveu ao primeiro ano de vida. O status do aleitamento em cada mês de referência é tomado no mês anterior. Por exemplo, para a criança no mês 2 observou-se que ela foi amamentada no mês 1. Note, que no mês 1 todas as crianças aparecem como sendo amamentadas no mês zero. Esta é uma estratégia conservadora utilizada por Retterford (1989) e, desta forma, o efeito do aleitamento materno sobre a mortalidade infantil tende a estar levemente subestimado. As crianças 2 e 3 morreram no sétimo e primeiro mês de vida, respectivamente. A criança 2 é um caso típico do problema da causalidade reversa. A morte ocorreu no mês 7 e, por

conseqüência, o aleitamento materno foi interrompido. Entretanto, como o status do aleitamento é o observado no mês anterior, registra-se que esta criança estava sendo aleitada. A criança 3 morreu no mês um e aparece como sendo aleitada, pois, conforme visto anteriormente, assume-se que no mês zero todas as crianças estavam sendo aleitadas. A criança 4 tinha 10 meses no momento da entrevista, constituindo-se, assim, numa observação censurada.

### 5.3 Modelo hierárquico de incidência em tempo discreto

Criando-se uma observação para cada mês de vida, de cada uma das 4720 crianças da amostra, um banco de dados foi gerado com 46900 observações. O Modelo utilizado neste estudo é o de incidência em tempo discreto que, conforme visto acima, incorpora facilmente variáveis que mudam no tempo, como o aleitamento materno.

Conforme verificado por Das Grupta (1996), pode haver uma concentração de óbitos infantis em uma mesma família, assim como podem existir áreas nas quais existe maior concentração de famílias com maiores riscos de mortes entre os menores de um ano. Assim sendo, neste estudo considera-se a existência de três níveis hierárquicos, a saber: (1) criança; (2) mãe; e (3) comunidade (setor censitário).

O modelo hierárquico de incidência em tempo discreto, com três níveis, pode ser especificado da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{\pi_{ijk}}{1-\pi_{ijk}}\right) = \beta'x_{ijk} + u_{jk} + u_k + \varepsilon_{ijk}$$

Onde  $\ln(\pi_{ijk}/1-\pi_{ijk})$  é o logaritmo neperiano da chance da criança  $i$ , filho da mãe  $j$  vivendo na comunidade  $k$  falecer no período pós-neonatal.  $\beta$  é o vetor

de parâmetros associado com o vetor de variáveis explicativas  $x_{ijk}$ . Os parâmetros  $u_{jk}$  e  $u_k$  são aleatórios e medem a variação entre as mães e comunidades, respectivamente.  $\varepsilon_{ijk}$  é o termo de erro que mede a variação entre indivíduos. Assume-se que  $\varepsilon_{ijk}$ ,  $u_{jk}$  e  $u_k$  são normalmente distribuídos com média zero e variância  $\sigma_{ijk}^2$  e  $\sigma_{uk}^2$  e  $\sigma_k^2$ , respectivamente.

## 5.4 Descrição das variáveis utilizadas

A variável resposta é uma variável dicotômica onde o valor zero indica que a criança está viva e o valor 1 indica que a criança está morta. A variável de interesse é o aleitamento materno, também tratado como variável dicotômica, onde o valor 1 refere-se à criança sendo aleitada. O impacto da variável aleitamento materno, neste estudo, deve ser interpretado como uma média sobre o período pós-neonatal.

Sendo o modelo de incidência em tempo discreto um modelo de risco, uma variável categórica referente à idade da criança (1 – 2 meses; 3 – 5 meses; 6 – 11 meses) foi incluída no modelo caracterizando o risco básico (*baseline hazards*). Espera-se que o risco de mortalidade diminua com a idade da criança.

Outras variáveis também foram consideradas, pois cada uma delas, segundo a revisão de literatura apresentada, pode exercer um efeito mediador na relação entre amamentação e mortalidade infantil. As covariáveis incluídas no estudo estão relacionadas no Quadro 5.1, que descreve também suas categorias, os motivos de sua inclusão e o impacto esperado de cada uma delas.

**Quadro 5.1 Conjunto de variáveis de confundimento utilizadas no estudo do impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil**

| <b>Variáveis</b>                                 | <b>Categorias</b>                               | <b>Explicação</b>   | <b>Pressuposto</b>  |
|--|---|---|---|
| <b>Região do país</b>                            | Nordeste/<br>Demais regiões                     | Devido ao pequeno número de óbitos, esta variável teve que ser agregada. O Nordeste brasileiro exibe níveis de mortalidade mais elevados que as demais regiões do país. | Maior risco de mortalidade infantil entre as crianças da região Nordeste.                                   |
| <b>Área</b>                                      | Rural/<br>Urbana                                | Pode influir no padrão de aleitamento e de desmame, no acesso a serviços de saúde e nos cuidados culturalmente instituídos.   | Piores prognósticos para crianças de áreas rurais.  |
| <b>Idade da criança</b>                          | 1 – 2 meses<br>3 – 5 meses<br>6 meses ou mais   | Os períodos mais próximos ao nascimento estariam relacionados à maior fragilidade biológica.  | Menores idades teriam maiores riscos de óbito infantil.   |
| <b>Sexo</b>                                      | Masculino/<br>Feminino                          | Podem existir impactos diferenciados em função do sexo da criança.  | Há evidência de maiores riscos entre meninos.   |
| <b>Idade materna ao nascimento da criança</b>    | 14 a 19 anos<br>20 a 34 anos<br>35 anos ou mais | Estaria relacionada à maturidade física, psicológica e/ou ao apoio social da mãe para cuidar de seus filhos.  | Piores prognósticos para filhos de adolescentes e de mães com 35 anos ou mais.                              |
| <b>Ordem de nascimento</b>                       | Ordem 1;<br>2 ou 3;<br>4.º ou mais              | A ordem de nascimento pode estar relacionada ao impacto da superpopulação infantil no domicílio;  | Filhos de maior ordem apresentariam piores resultados.  |
| <b>Intervalo prévio de nascimento</b>            | < 18 meses;<br>≥ 18 meses.                      | Um curto intervalo favoreceria o nascimento de crianças com baixo peso e/ou prematuras.   | Nascimentos após curtos intervalos teriam piores prognósticos.  |
| <b>Status de sobrevivência do filho anterior</b> | Sim/Não   | Controla o papel do intervalo prévio entre nascimentos, desperta a atenção para a concentração de óbitos em algumas famílias.   | Nascimentos após um óbito infantil teriam maiores chances de morte que aqueles cujo irmão prévio está vivo. |

*Continua na página seguinte*

Continuação do Quadro 5.1.

| <b>Variáveis</b>                                 | <b>Categorias</b>                                    | <b>Explicação</b>   | <b>Pressuposto</b>  |
|--|--|---|---|
| <b>Escolaridade materna</b>                      | 0 – 3 anos;<br>4 a 8 anos;<br>9 anos / mais          | Mulheres com maior escolaridade podem pertencer a classes mais favorecidas e deterem mais conhecimentos.  | Relação negativa entre escolaridade materna e a mortalidade infantil.                           |
| <b>Cor</b>                                       | Branca<br>Outras                                     | A raça da criança pode definir condições sociais diferenciadas.   | Crianças brancas com menores riscos.  |
| <b>Acesso à mídia</b>                            | Sim/Não  | Pode influenciar no comportamento materno em relação à amamentação e à alimentação oferecida para a criança.  | Melhores prognósticos para filhos cujas mães assistem TV pelo menos uma vez por semana.         |
| <b>Número de consultas em pré-natal</b>          | Nenhuma;<br>1 – 5<br>consultas<br>6 consulta ou mais | No pré-natal, as mães receberiam orientações relativas ao aleitamento materno e aos cuidados com os filhos;   | Melhores prognósticos, quanto maior o número de consultas                                       |
| <b>Conhece o uso de sais de reidratação oral</b> | Sim/Não  | O uso de sais de reidratação pode proteger a criança contra o óbito causado por desidratação.   | Relação inversa entre o conhecimento sobre o uso de sais de reidratação e mortalidade infantil. |
| <b>Percepção do tamanho da criança ao nascer</b> | Pequeno/muito pequeno<br>Outros                      | Crianças percebidas por suas mães como pequenas ou muito pequenas poderiam estar mais expostas ao desmame precoce, caso as mães não sejam informadas sobre a importância da amamentação para o ganho ponderal da criança. | Crianças pequenas ou muito pequenas teriam maiores riscos de óbito no 1º ano.                   |
| <b>Água encanada/engarrafada</b>                 | Sim/Não  | O acesso à água tratada é uma condição protetora contra doenças veiculadas hidricamente.  | Impacto positivo para a sobrevivência infantil.   |
| <b>Disponibilidade de esgoto doméstico</b>       | Sim/Não  | O acesso a esgoto sanitário no domicílio pode representar uma importante queda na cadeia de transmissão de doenças.   | Melhores prognósticos nos domicílios com esgoto no domicílio.                                   |

## 5.5 Análise univariada

Na análise univariada o efeito de cada variável foi mensurado incluindo-se o intercepto e os efeitos aleatórios referentes ao nível da mãe e da comunidade. Os coeficientes, erros-padrão e riscos relativos dos modelos encontram-se na Tabela 5.1. Crianças com 3 a 5 meses revelaram 80% os riscos de óbito das crianças com 1 a 2 meses, embora os resultados não demonstrassem significância estatística. Crianças com 6 a 11 meses tiveram 50% dos riscos encontrados no grupo de comparação utilizado.

Tanto a região, quanto à área de residência, mostraram forte associação com a mortalidade pós-neonatal na análise univariada. Crianças residentes na região Nordeste apresentaram quase quatro vezes o risco de morrer que crianças do resto do país. O risco de morrer na área urbana é aproximadamente 41% daquele observado na área rural.

Os riscos de óbito relacionados ao sexo da criança foram evidenciados no presente estudo. As chances de óbito de crianças no primeiro ano de vida são significativamente maiores entre os meninos que entre as meninas.

Os riscos de óbito de filhos nascidos de mães adolescentes corresponderam a 2,46 vezes os verificados entre filhos cujas mães tinham de 20 a 34 anos, enquanto que filhos de mães com mais de 35 anos tiveram mais que o triplo dos riscos de óbito infantil, em relação ao mesmo grupo de comparação.

Filhos de ordem quatro ou mais tiveram o dobro dos riscos de óbito verificados entre os nascidos de ordem 2 ou 3, enquanto que os riscos do primeiro filho, comparados ao mesmo grupo, não apresentaram significância estatística. Nascimentos ocorridos após um intervalo de 18 meses ou mais apresentaram 30% das chances de óbito verificadas entre nascimentos ocorridos em intervalos menores.

**Tabela 5.1 Coeficientes, erros-padrão e riscos relativos obtidos a partir do modelo de incidência em tempo discreto (univariado), que estima os riscos de uma criança morrer no período pós-neonatal – PNDS (1996)**

| Variáveis  | Coeficientes | Erros-Padrão | Risco relativo |
|--|--------------|--------------|----------------|
| <b>Região</b>                                    |              |              |                |
| Nordeste   | 1,274**      | 0,255        | 3,58           |
| Demais   | 0,000        | -            | 1,00           |
| <b>Área</b>                                      |              |              |                |
| Rural  | 0,000        | -            | 1,00           |
| Urbana   | -0,883**     | 0,237        | 0,41           |
| <b>Idade da criança</b>                          |              |              |                |
| 1 – 2 meses                                      | 0,000        | -            | 1,00           |
| 3 – 5 meses                                      | -0,221       | 0,273        | 0,80           |
| 6 – 11 meses                                     | -0,700**     | 0,266        | 0,50           |
| <b>Sexo</b>                                      |              |              |                |
| Masculino  | 0,557*       | 0,231        | 1,74           |
| Feminino   | 0,000        | -            | 1,00           |
| <b>Idade materna</b>                             |              |              |                |
| ≤ 19 anos  | 0,899**      | 0,281        | 2,46           |
| 20 – 34 anos                                     | 0,000        | -            | 1,00           |
| 35 ou mais                                       | 1,192**      | 0,261        | 3,29           |
| <b>Ordem de nascimento</b>                       |              |              |                |
| Primeiro filho                                   | -0,180       | 0,290        | 0,84           |
| 2 – 3  | 0,000        | -            | 1,00           |
| 4 ou mais  | 0,801**      | 0,258        | 2,23           |
| <b>Intervalo prévio</b>                          |              |              |                |
| < 18 meses                                       | 0,000        | -            | 1,00           |
| ≥ 18 meses                                       | -1,205**     | 0,241        | 0,30           |
| <b>Status de sobrevivência do filho anterior</b> |              |              |                |
| Vivo   | 0,000        | -            | 1,00           |
| Morto  | 1,043**      | 0,368        | 2,84           |
| <b>Escolaridade Materna</b>                      |              |              |                |
| 0 – 3 anos                                       | 0,000        | -            | 1,00           |
| 4 – 8 anos                                       | -1,139**     | 0,248        | 0,32           |
| 9 anos/mais                                      | -1,629**     | 0,407        | 0,20           |

*Continua na página seguinte*

Continuação da Tabela 5.1

| Variáveis                                 | Coefficientes | Erros-Padrão | Risco relativo |
|---|---------------|--------------|----------------|
| Cor                                       |               |              |                |
| Branca                                    | -0,964**      | 0,300        | 0,38           |
| Outras                                    | 0,000         | -            | 1,00           |
| Acesso à mídia                            |               |              |                |
| Sim                                       | -0,555*       | 0,260        | 0,57           |
| Não                                       | 0,000         | -            | 1,00           |
| Consultas de pré-natal                    |               |              |                |
| Nenhuma                                   | 0,000         | -            | 1,00           |
| 1 – 5 consultas                           | -1,026**      | 0,281        | 0,36           |
| 6 consultas ou mais                       | -1,620**      | 0,265        | 0,20           |
| Conhece o uso de sais de reidratação oral |               |              |                |
| Sim                                       | 0,287         | 0,348        | 1,33           |
| Não                                       | 0,000         | -            | 1,00           |
| Percepção do tamanho                      |               |              |                |
| Pequeno/muito pequeno                     | 0,559*        | 0,233        | 1,75           |
| Outros                                    | 0,000         | -            | 1,00           |
| Água encanada/engarrafada                 |               |              |                |
| Sim                                       | -1,330**      | 0,233        | 0,26           |
| Não                                       | 0,000         | -            | 1,00           |
| Esgoto doméstico                          |               |              |                |
| Sim                                       | -1,089**      | 0,248        | 0,34           |
| Não                                       | 0,000         | -            | 1,00           |
| Aleitamento materno                       |               |              |                |
| Sim                                       | -0,879**      | 0,224        | 0,42           |
| Não                                       | 0,000         | -            | 1,00           |
| Efeito aleatório (comunidade)             |               |              |                |
| $\sigma^2_k$                              | 2,609         | 1,072        | -              |
| Efeito aleatório (mãe)                    |               |              |                |
| $\sigma^2_{jk}$                           | 1,004*        | 0,516        | -              |

\* p < 0,05    \*\* p < 0,01

As crianças cujo irmão prévio morreu antes de sua concepção, apresentaram riscos quase 2 vezes superior àquelas cujo filho prévio estava vivo. Este resultado tem sido verificado em vários estudos (Leite 1994; Curtis e Steele 1996). Note que o erro-padrão associado a esta variável é bastante elevado, devido ao pequeno número de casos na categoria.



Conforme esperado, observa-se uma relação inversa entre a escolaridade materna e o risco de mortalidade infantil. Crianças cujas mães possuem entre 4 e 8 anos de escolaridade apresentaram uma redução de 68% no risco de mortalidade infantil em relação às crianças cujas mães possuem 3 anos ou menos de estudo. Este efeito protetor aumenta entre os filhos cujas mães possuem 9 anos ou mais de escolaridade (80%).

Em relação a aspectos raciais, identificou-se que crianças cujas mães são brancas revelaram 38% dos riscos de crianças cujas mães não são brancas. Crianças cujas mães assistem à TV, pelo menos uma vez por semana, demonstraram 60% dos riscos de crianças cujas mães não têm acesso à mídia.

A relação inversa entre o número de consultas pré-natal e o risco de mortalidade infantil também foi observada nesta análise univariada. Crianças cujas mães fizeram entre 1 e 5 consultas tiveram seus riscos de mortalidade reduzidos em 64% em relação às crianças cujas mães não fizeram pré-natal. Aquelas crianças, cujas mães que fizeram 6 ou mais consultas, apresentaram 80% de proteção, em relação às que não fizeram pré-natal.

A variável que investiga o impacto do conhecimento de sais de reidratação oral sobre o desfecho pesquisado não foi capaz de demonstrar significância estatística no presente estudo. As crianças percebidas como pequenas ou muito pequenas ao nascimento, apresentaram riscos mais elevados que crianças cujos tamanhos ao nascer, identificados por suas mães, corresponderam à normalidade ou a tamanhos maiores (75% a mais).

Ter acesso à água encanada ou engarrafada representou uma proteção de 74% contra o óbito infantil em relação aos domicílios que não dispõem de água ou cujas fontes são diferentes daquelas em questão. O esgotamento sanitário revelou-se também de grande impacto contra a morte no primeiro ano, pois domicílios providos deste recurso tiveram 34% das chances de óbito encontradas nos lares sem estrutura de saneamento.

A variável de interesse, aleitamento materno, revelou grande impacto protetor contra o óbito no primeiro ano de vida, conforme esperado. Crianças amamentadas, independentemente da duração ou do tipo de aleitamento praticado, apresentaram, em média, 58% de proteção contra o óbito infantil, quando comparadas às não amamentadas.

O efeito aleatório ao nível da comunidade, embora possua um coeficiente bastante elevado, não se mostrou estatisticamente significativo. No entanto, o parâmetro aleatório associado ao nível da mãe mostrou-se estatisticamente significativo ao nível de 5%. Cabe ressaltar que, na avaliação dos parâmetros fixos, a variável status de sobrevivência do filho prévio, que é uma proxy da correlação da mortalidade infantil dentro da família, explica totalmente o excesso de variação observado. Desta forma, na análise multivariada, utiliza-se o modelo de efeitos fixos ao invés de modelos com efeitos aleatórios (hierárquicos).

## **5.6 Análise multivariada**

Nesta etapa da análise, todas as variáveis foram incluídas simultaneamente. As variáveis significativas ao nível de 10%, a partir do teste de Wald, foram mantidas no modelo, que foi reavaliado utilizando-se o teste da razão de verossimilhança.

Em seguida, interações de segunda ordem foram testadas. Nenhuma interação mostrou-se estatisticamente significativa. Isto se deve, principalmente, ao pequeno número de óbitos observados. Sendo assim, o modelo final possui apenas os efeitos principais das variáveis selecionadas (Tabela 5.2).

As variáveis área de residência, idade materna, ordem de nascimento, acesso à mídia, percepção materna do tamanho da criança ao nascer e presença de esgotamento sanitário no domicílio foram excluídas do modelo, pois não se revelaram estatisticamente significativas na análise multivariada.

**Tabela 5.2 Coeficientes, erros-padrão e riscos relativos obtidos a partir do modelo de incidência em tempo discreto (multivariado), que estima os riscos de uma criança morrer no período pós-neonatal – PNDS (1996)**

| <b>Variáveis</b>                          | <b>Coeficientes</b> | <b>Erros-Padrão</b> | <b>Risco relativo</b> |
|---|---------------------|---------------------|-----------------------|
| Intercepto                                | -3,847              | 0,442               | -                     |
| Região                                    |                     |                     |                       |
| Nordeste                                  | 0,650**             | 0,259               | 1,92                  |
| Demais                                    | 0,000               | -                   | 1,00                  |
| Idade da criança                          |                     |                     |                       |
| 1 – 2 meses                               | 0,000               | -                   | 1,00                  |
| 3 – 5 meses                               | -0,761**            | 0,292               | 0,47                  |
| 6 – 11 meses                              | -1,511**            | 0,301               | 0,22                  |
| Sexo                                      |                     |                     |                       |
| Masculino                                 | 0,504**             | 0,224               | 1,65                  |
| Feminino                                  | 0,000               | -                   | 1,00                  |
| Intervalo prévio                          |                     |                     |                       |
| < 18 meses                                | 0,000               | -                   | 1,00                  |
| ≥ 18 meses                                | -0,715**            | 0,238               | 0,49                  |
| Status de sobrevivência do filho anterior |                     |                     |                       |
| Vivo                                      | 0,000               | -                   | 1,00                  |
| Morto                                     | 0,724**             | 0,32                | 2,06                  |
| Escolaridade Materna                      |                     |                     |                       |
| 0 – 3 anos                                | 0,000               | -                   | 1,00                  |
| 4 – 8 anos                                | -0,574**            | 0,259               | 0,56                  |
| 9 anos ou mais                            | -0,708*             | 0,402               | 0,49                  |
| Consultas de pré-natal                    |                     |                     |                       |
| Nenhuma                                   | 0,000               | -                   | 1,00                  |
| 1 – 5 consultas                           | -0,477              | 0,277               | 0,62                  |
| 6 consultas ou mais                       | -0,562*             | 0,293               | 0,57                  |
| Água encanada / engarrafada               |                     |                     |                       |
| Sim                                       | -0,797**            | 0,257               | 0,45                  |
| Não                                       | 0,000               | -                   | 1,00                  |
| Aleitamento materno                       |                     |                     |                       |
| Sim                                       | -1,40**             | 0,258               | 0,25                  |
| Não                                       | 0,000               | -                   | 1,00                  |

\* p < 0,10    \*\* p < 0,05

Os riscos de óbito, em função da idade da criança (*baseline hazards*), são mais evidenciados com a análise multivariada. As chances de óbito de crianças com idades entre 3 a 5 meses passam a apresentar significância estatística, apresentando 47% dos riscos de crianças com 1 a 2 meses. Crianças com 6 a 11 meses têm seus riscos diminuídos de 50% para 22% comparadas às de 1 a 2 meses de vida.

Apesar de na análise multivariada ter havido uma redução no risco de óbito relacionado às crianças residentes na região Nordeste, o risco relativo ainda é bastante elevado (1,92).

Os riscos de óbito atribuídos ao sexo masculino permanecem elevados nesta etapa da análise. Crianças do sexo masculino apresentaram risco de mortalidade 65% superior ao observado entre crianças do sexo feminino.

O impacto de intervalos entre nascimentos longos ( $\geq 18$  meses) exibe uma diminuição (de 70% para 50%), embora mantenha significância estatística.

Os riscos de óbito, no primeiro ano de vida, permanecem elevados entre crianças cujo irmão imediatamente anterior morreu antes de sua concepção, representando o dobro dos encontrados entre crianças cujo irmão prévio está vivo.

O papel da escolaridade materna permanece importante. Crianças cujas mães possuem entre 4 e 8 anos de estudo mostram uma proteção de 44% em relação às crianças cujas mães possuem até 3 anos de estudo. O impacto de 9 ou mais anos de estudo corresponde a uma proteção de 50% em relação às mulheres com 0 a 3 anos de estudo (contra 80% encontrados na análise univariada). Esta categoria só foi estatisticamente significativa ao nível de 10%, devido principalmente ao pequeno número de óbitos observados entre mães com pelo menos 9 anos de escolaridade (O erro-padrão desta variável é bastante elevado – 0,402).

O acesso ao pré-natal mostrou-se significativo ( $p$ -valor=0.055) apenas entre o grupo que realizou 6 consultas ou mais, representando 57% dos riscos encontrados entre crianças cujas mães não realizaram nenhuma consulta de pré-natal.

O impacto da presença de água encanada ou engarrafada diminuiu, mas ainda confere uma forte proteção contra a mortalidade infantil (55%).

Controlado por outros fatores, o efeito do aleitamento materno aumentou, uma vez que crianças amamentadas passam a revelar, em média, 25% dos riscos de óbito encontrados entre crianças não amamentadas, contra os 42% detectados no estudo univariado.

## **5.7 Discussão**

A redução da mortalidade infantil no período pós-neonatal tem sido atribuída às melhorias provenientes de um conjunto de ações na área de saúde, tais como a ampliação dos serviços de saneamento básico, a implantação dos programas de saúde materno-infantil, a ampliação da oferta de serviços de saúde e de demais programas voltados à prática da amamentação, ao uso de sais de reidratação oral e à imunização (UNICEF 1998). As desigualdades regionais têm sido citadas como grandes descritoras dos desfechos em saúde, sendo que os maiores riscos evidenciados entre as crianças residentes no Nordeste brasileiro referendam essas constatações, reforçando a necessidade de ações mais efetivas para a transformação da realidade desta região.

Na presente investigação, buscou-se analisar o impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil, além de identificar o papel dos demais fatores que poderiam estar associados ao desfecho em questão.

Os efeitos vinculados à qualidade das condições do ambiente foram identificados a partir do importante impacto do acesso à água encanada/engarrafada no domicílio sobre a mortalidade infantil.

Os aspectos biológicos mostraram-se relevantes a partir da análise desenvolvida. A idade da criança foi ressaltada como um importante fator de risco, associando às idades mais tenras os maiores riscos de óbito. O óbito infantil esteve também relacionado ao sexo da criança, conferindo ao sexo masculino maiores riscos de óbito no primeiro ano de vida, conforme evidenciado em diversos estudos (Curtis et al. 1993, Leite 1994).

Os maiores riscos verificados entre crianças nascidas após um curto intervalo de nascimento chama a atenção para a importância de programas de atenção à saúde reprodutiva. Os riscos elevados observados para a variável status do filho prévio mostram que existe correlação entre os óbitos dentro da família.

Os resultados do presente estudo indicam que a escolaridade materna e o número de consultas de pré-natal exerceram importantes efeitos sobre a mortalidade infantil. A escolaridade materna estaria associada aos conhecimentos sobre os cuidados básicos necessários à saúde infantil, assim como ao reconhecimento da importância da busca por cuidados médicos, seja para o acompanhamento da saúde da criança no primeiro ano de vida, seja para prestar assistência no momento do adoecimento de seu filho. As mães mais educadas seriam ainda mais capazes de compreender os conselhos oferecidos pelos serviços de saúde no pré-natal, durante o acompanhamento de crescimento e desenvolvimento infantil e quando seus filhos adoecem. Os resultados mais favoráveis encontrados entre as mães que fizeram maior número de consultas de pré-natal, além de indicarem que o binômio mãe e filho pode ter recebido mais atenção por parte dos serviços de saúde durante a gravidez, sinaliza uma maior consciência materna sobre o papel desses serviços, podendo, inclusive, indicar que, ao adoecimento da criança, recorre-se aos serviços de saúde precocemente.

A amamentação mostrou-se uma prática favorável à sobrevivência infantil. Deve-se considerar que, para efeito desta investigação, não foi considerado o impacto do período de introdução de alimentos complementares. Caso fosse possível identificar o momento do início da introdução de novos alimentos na dieta infantil, seria possível investigar o quanto a precocidade na introdução de alimentos complementares poderia estar relacionada aos maiores riscos de óbito observados entre menores de seis meses de vida. Devido ao pequeno número de casos, não foi possível avaliar, neste estudo, as interações entre a variável aleitamento materno e as características sócio-econômicas. É possível que o efeito do aleitamento materno seja maior nas classes sócio-econômicas menos favorecidas.

## Capítulo 6

### Conclusões

O presente trabalho teve como objetivo conhecer o impacto da amamentação sobre os déficits de estatura/idade, ocorridos no segundo ano de vida entre as crianças brasileiras, e sobre a mortalidade infantil, a partir de dados populacionais. Foi utilizado o banco de dados da Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (PNDS 1996).

A PNDS (1996) não permitiu conhecer o momento de introdução de novos alimentos na dieta infantil e o tipo de alimentação complementar oferecida. Sendo assim, para avaliar o impacto da amamentação sobre o nanismo nutricional no segundo ano de vida, foi investigado o efeito da duração total de aleitamento materno. A ausência de controle do impacto da alimentação complementar pode justificar o não surgimento dos efeitos do aleitamento materno sobre a desnutrição, uma vez que o desmame precoce e/ou a introdução de dietas deficientes em energia, proteínas e energia, aminoácidos essenciais, zinco e ferro poderiam desenvolver um papel importante na etiologia do nanismo nutricional (Gopalan et al. 1973, Martorell et al. 1976, UNU 1979, Golden 1988, Lawless et al 1991, op cit. in Allen, 1992). Embora o leite materno, a partir dos seis meses de vida, continue sendo importante fonte de nutrientes essenciais, a oferta de complementação adequada é imprescindível para suprir as necessidades de crescimento infantil.

O leite materno assumiria também um papel fundamental na fase de introdução de novos alimentos. Crianças alimentadas ao seio teriam maior facilidade para a aceitação dos alimentos complementares (Sullivan e Birch 1994). Logo, o leite materno estaria propiciando ao lactente o conhecimento dos sabores que compõem a dieta de sua mãe e atuando na continuidade do processo de crescimento e desenvolvimento infantil, não só como substância nutritiva, mas também como um elo entre as condições biológicas da criança e a cultura alimentar da família da qual faz parte (Almeida 1999). Nesse sentido, o leite



materno contribuiria para proteger a criança da desnutrição, permitindo que fosse feito mais facilmente um ajuste à alimentação disponível para o seu consumo.

Sabe-se que a introdução de novos alimentos, antes dos 6 meses de vida, embora possa não influenciar no apetite ou na aceitação de novos alimentos por parte da criança, pode provocar sua exposição a maiores riscos de adquirir doenças diarréicas (Cohen 1995). As doenças diarréicas, por sua vez, estariam associadas a déficits antropométricos, sendo estes mais intensos quando ocorrem em crianças não amamentadas (Bittencourt et al 1993).

Entre crianças desnutridas, a maior extensão do aleitamento materno poderia ser justificada pela oferta de complementos deficientes, já que a criança busca compensar as carências nutricionais recorrendo ao seio com maior frequência (Brown et al 1995). Suas mães, por outro lado, ao perceberem que seus filhos estão desnutridos ou adoentados, podem prolongar a amamentação, como forma de compensação para a desnutrição. Os déficits nutricionais dos lactentes seriam, portanto, atribuíveis às deficiências relativas ao alimento complementar deficiente ou aos estados patológicos associados e não à prática da amamentação.

O estudo mostrou uma forte vinculação dos déficits de estatura/idade, no segundo ano de vida, a fatores reprodutivos (idade materna ao nascimento da criança, tamanho da criança ao nascer, ordem de nascimento e intervalo entre nascimentos). As desigualdades regionais, a baixa escolaridade materna e a presença de outros fatores ligados à comunidade onde a criança reside seriam condições desfavoráveis ao crescimento e desenvolvimento infantil. A necessidade de realização de longas jornadas de trabalho por parte de sua mãe e/ou as grandes distâncias entre o local de trabalho e o domicílio materno, assim como a ausência ou inadequação de orientações referentes à alimentação infantil por parte de pessoas que prestam apoio à família e por parte dos serviços de saúde, representaria algumas das condições de risco que afetariam negativamente o status nutricional infantil no segundo ano de vida.

Entretanto, conforme verificado no estudo em questão, as crianças alimentadas ao seio recebem grande proteção contra o óbito no período pós-neonatal. Embora os transtornos da primeira infância possam comprometer, ao longo do tempo, o crescimento e o desenvolvimento infantil, o leite materno é capaz de reduzir drasticamente os riscos de óbito da criança.

O comprometimento das chances de sobrevivência das crianças residentes no Nordeste brasileiro, da mesma forma que para a desnutrição no segundo ano de vida, revelou claramente o impacto das desigualdades regionais do país, sugerindo a necessidade de ações mais efetivas para a transformação da realidade desta região (Szwarcwald 1997, Simões 1999). O impacto de fatores ligados a aspectos sócio-econômicos foi destacado nesta etapa do trabalho, evidenciado pelos efeitos da oferta de água encanada/engarrafada no domicílio, da escolaridade materna e do número de consultas de pré-natal. Um maior número de consultas em pré-natal poderia indicar que criança e mãe teriam recebido mais atenção por parte dos serviços de saúde durante a gravidez, além de sugerir também que os serviços de saúde estariam mais acessíveis.

Os maiores riscos, verificados entre crianças nascidas após um curto intervalo de nascimento do filho anterior, assim como os riscos das crianças cujo irmão anterior veio a óbito, chamam a atenção para a necessidade de desenvolvimento de trabalhos de orientação à concepção direcionados à prevenção do óbito infantil.

As variáveis biológicas revelam a importância da idade da criança como um grande fator de risco associando às menores idades os maiores riscos de morte. Deve-se considerar, no entanto, que a precocidade na introdução de alimentos complementares, não investigada no presente estudo, poderia estar relacionada aos maiores riscos de óbito observados entre menores de seis meses de vida. O óbito infantil esteve também relacionado ao sexo da criança, conferindo ao sexo masculino maiores riscos de óbito no primeiro ano de vida.

A amamentação mostrou-se uma prática extremamente favorável à sobrevivência infantil, devendo ser ressaltado que, como não foi possível avaliar o impacto do uso de alimentos complementares sobre os riscos de morte no primeiro ano de vida, espera-se que estes ocorram de maneira diferenciada em função da exposição precoce a líquidos não nutritivos, a outros leites e a demais alimentos complementares, conforme identificado em Leite (1994). Para a realização de investigações que visem identificar o impacto da utilização de complementos na dieta infantil sobre os riscos de óbito entre menores de um ano, além do estabelecimento de mecanismos que possibilitem conhecer o momento de introdução de novos alimentos, seria necessária a seleção de uma amostra maior, uma vez que o número de categorias a ser gerado para tais análises inviabilizaria a pesquisa a partir de amostras muito pequenas.

A proteção conferida pela amamentação contra o óbito de crianças menores de um ano permite que seja questionada a não identificação do impacto da amamentação sobre o perfil nutricional infantil neste estudo. Os problemas relacionados às restrições impostas pelo banco de dados utilizado, ou até mesmo o tipo de pesquisa desenvolvida, podem justificar a não observação dos impactos esperados, uma vez que a desnutrição é um dos maiores fatores responsáveis pelos riscos de óbito infantil.

A prática da amamentação continua e deve continuar sendo recomendada nacional e internacionalmente. O leite materno é o melhor alimento a ser oferecido até o sexto mês de vida da criança. O consumo de qualquer outro alimento nesse período é plenamente desnecessário, salvo restritas exceções, podendo, inclusive, ser prejudicial à saúde infantil. A partir dessa idade, novos alimentos precisam ser oferecidos. Apesar dos resultados encontrados na presente pesquisa, é essencial que persistam as orientações sobre a manutenção da amamentação na dieta infantil até dois anos ou mais, até que seja possível conhecer com maior profundidade os mecanismos contra a desnutrição que operariam através de sua prática.

O aumento nos padrões de amamentação, no Brasil, pode ter sido motivado por mudanças nos níveis educacionais da população, que teriam possibilitado uma maior resposta às ações de promoção, proteção e apoio à amamentação, a partir de diversas intervenções tais como a ampliação do número de Hospitais Amigos da Criança além dos efeitos das campanhas de aleitamento materno, praticadas nas últimas décadas (Grummer-Strawn 1996). A recente criação da Iniciativa Unidade Básica de Saúde Amiga da Amamentação certamente irá contribuir para a expansão da prática da amamentação no país. Ao impacto desses fatores, poderiam ser acrescentados os problemas econômicos, que afetam regularmente os países em desenvolvimento, provocando a redução ao acesso à alimentação artificial.

Os resultados do aumento da amamentação no país foram favoráveis à sobrevivência infantil. Os esforços que venham, cada vez mais, identificar os fatores que podem estar relacionados ao desmame precoce devem ser aprimorados, assim como as estratégias de apoio social a sua prática, visando garantir que cada vez mais as mulheres tenham sucesso na amamentação de seus filhos, inclusive no momento de introdução de novos alimentos na dieta infantil.

## Bibliografia

- Adentunji, J. A.(1995) Infant Mortality and mother's education in Ondo State, Nigeria. **Social Science & Medicine**; 40(2):253-263.
- Akré, J.(1997) Alimentação infantil: bases fisiológicas. OMS/IBFAN/UNICEF.
- Allen, L.H., Backstrand, J.R., Stanek, III E.J., Pelto, G.H., Chávez, Molina, E., Castillo, J.B. e Mata, A. (1992) The interactive effects of dietary quality on the growth and attained size of young mexican children. **Ameriican Journal of Clinical Nutrition**; 56: 353-64.
- Allen, L.H. (1994) Nutrition influences on linear growth: a general review. **European Journal of Clinical Nutrition**; 48; S75-89.
- Allison, P.D. (1982) Discrete-Time Meyhod for Event Histories. In: Leitdhardt, S. (ed.) Sociological Methodology. San Francisco: Jossey-Bass.
- Allison, P. D. (1984) Event Histories Analysis. Newbury Park:Sage.
- Almeida, J. A. G. (1999) Amamentação: um híbrido de natureza e cultura. Editora FIOCRUZ. 120 p.
- Alonso, L., Ortíz, N., Ramírez, Jasso, F. e DeSantiago, S. (1998) Lactancia em mujeres del área rural com baja biodisponibilidad de nutrimentos a partir de su dieta habitual. **Archivos Latinoamericanos de Nutrición**; 48(2):122-128.
- Badinter, E. (1985) Um amor conquistado: o mito do amor materno. Rio de Janeiro. Nova Fronteira.
- Bhattacharya, S.K., Bhattacharya, M.K., Manna, B., Dutta, D., Deb, A., Dutta, P., Goswami, A.G., Dutta, A., Sarkar, S., Mukhopadhaya, Krishnan, Naik, T.N. e Nair, G.B. (1995). Risks factors for development of dehydration in young children with acute watery diarrhoea: a case-control study. **Acta Paediatr**; 84:160-164.
- Bittencourt, S.A., Leal, M.C., Gadelha, A.M.J. e Oliveira, M.A. (1993) Crescimento, Diarréia e Aleitamento Materno: o caso da Vila do João. **Cadernos de Saúde Pública**; 9 (supl 1): 07-13.
- Boerma, J.T., Sommerfelt, A.E. e Bicego, G.T. (1992) Child anthropometry in cross-sectional surveys in developing countries: an assessment of the survivor bias. **American Journal of Epidemiology**;135(4):438-449.

- Brown, K.H., Sanches-Griñan, M., Perez, F., Peersos, J.M., Ganoza, L. e Stern, J.S. (1995) Effects of dietary energy density and feeding frequency on total dialy energy intakes of recovering malnourished children. **American Journal of Clinical Nutrition**; 62: 13-18.
- Clayton, D. e Hills, M. (1993) *Statistical Model in Epidemiology*. New York: Oxford University Press.
- Cohen, R.J., Brown, K.H., Canahuati, J., Rivera, L.L. e Dewey, K.G. (1994) Effects of age of introduction of complementary food on infant breast milk intake, total energy intake and growth: a randomised intervention study in Honduras. **Lancet**; 343:288-293.
- Cohen, R.J., Rivera, L.L., Canahuati, J., Brown, K.H. e Dewey, K.G. (1995) Delaying the introduction of complementary food until 6 months does not affect appetite or mother's report of food acceptance of breast-fed infants from 6 to 12 months in a low income, honduran population. **Journal of Nutrition**; 125:2787-2792.
- Counsens, S., Nacro, B., Curtis, V., Kanki, B., Traore, E., Tall, F., Diallo, I. e Martens T. (1993) **Bulletin of the World Health Organization**; 71(6):713-722.
- Curtis, S., Diamond, I. e McDonald, J. (1993) Birth interval and family effects of postneonatal mortality in Brazil. **Demography**;30(1):33-43.
- Curtis, S. e Steele, F. A. (1996) Variation in family neonatal mortality risks in four countries. **Journal of Bio-social Science**;28:141-159.
- Das Gupta, M. (1990) Death clustering, mother's education and the determinants of child mortality in rural Punjab, India. **Population Studies**; 44:498-505.
- Da Vanzo, J. (1988) Infant Mortality and socioeconomic development: evidence from malaysian household data. **Demography**; 25(4); 581-595.
- Defo, B.K. (1997) Effects of infant feeding practices and birth spacing on infant and child survival: a reassessment from retrospective and prospective data. **Journal of Biosocial Science**; 29: 303-326.
- Dewey, K.G., Heinig, M.J., Nommses, L.A., Peerson, J.M. e Lönnerdal (1992) Growth of breast-fed and formula-fed infants from 0 to 18 months: The DARLING study. **Pediatrics**; 89(6): 1035-1041.
- Dewey, K.G., Peerson, J.M., Heinig, M.J., Nommses, L.A., Lönnerdal, Romaña, G.L., Kanashiro, Black, R.E. e Brown, K.H. (1992) **American Journal of Clinical Nutrition**; 56: 1012-1018.

- Díaz, S., Herreros, C., Aravena, R., Casado, M.E., Reyes, M.V. e Schiappacasse (1995) Breast-feeding duration and growth of fully breast-fed infants in a poor urban Chilean population. **American Journal of Clinical Nutrition**; 62:371-376.
- Fawzi, W., Herrera, M. G., Spiegelman, D. L., Amin, A., Nestel, P. e Mohamed, K. A. (1997) A prospective study of malnutrition in relation to child mortality in the Sudan. **American Journal of Clinical Nutrition**; 65: 1062-1069.
- Golden, M.H.N. (1988) The role of individual nutrient deficiencies in growth retardation as exemplified by zinc and protein. In: Waterlow JC, ed. Linear growth retardation in less developed countries. Raven Press:143 – 163.
- Golden, M.H.N. (1994) Is complete catch-up possible for stunted malnourished children? **European Journal of Clinical Nutrition**; 48:S58-70.
- Goldstein, H. (1995) Multilevel Statistical Models. London: Edward Arnold.
- Goldstein, H. e Rasbash, J. (1996) Improved approximations for multilevel model with binary response. **Journal of the Royal Statistical Society**; A159:505-513.
- Goplan, C., Swaminathan, M.C., Krishna Kumari, V.K. e Vijayarahavan, K. (1973) Effect of calorie supplementation on growth of undernourished children. **American Journal of Clinical Nutrition**; 26:563-566.
- Graitcer, P. L. e Gentry, M. (1981) Measuring children: one reference for all. **Lancet**, 2:297-299.
- Griffiths, P. (1999) Effects of Household Structure, Kinship and Caste on Childhood Nutritional Status in Two Culturally Contrasting States of India. Dissertação. Department of Social Statistics. Public Health Medicine. University of Southampton, UK.
- Grummer-Strawn, L.M. (1996) The effect of changes in population characteristics on breastfeeding trends in fifteen developing countries. **International Journal of Epidemiology**;25(1):94-102.
- Habicht, J. P. et al. (1974) Height and weight standards for pre-school children. How relevant are ethnic differences in growth potential? **Lancet**, 1:611:615.
- Hauk, W.W. e Donner, A. (1977) Wald's test as applied to hypothesis in logistic analysis. **Journal of the American Statistical Association**;72:851-853.
- Heinig, M.J., Nommsen, L.A., Pearson, J.M., Lonnerdal, B. e Dewey, K.G. (1993) Intake and growth of breast-fed and formula-fed infants in relation to the timing of introduction of complementary foods: the DARLING study. **Acta Paediatrica**; 82:999-1006.

- Hosmer ,D. W. e Lemeshow, S. (1989) Applied Logistic Regression. New York: Wiley-interscience Publication.
- IBGE (1999) Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil. Informação demográfica e sócio-econômica: estudos e pesquisas n.º 2. Rio de Janeiro.
- Koenig, M. A., Phillips, J. F., Campbel, O. M. e D'Souza, S. (1990) Birth Intervals and childhood mortality in rural Bangladesh. **Demography**; 27(2): 251-265.
- Lawless, J.W., Latham, M.C. e Stephenson, L.S. et al. (1991) Iron supplementation and physical growth in Kenyan children. FASEB: 5: A720 (abstr).
- Leal, M.C. e Szwarcwald, C.L. (1996) Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil (1979-1993): análise por causa segundo grupo de idade e região de residência. **Cadernos de Saúde Pública**;12(2):243-252.
- Leite, I.C. (1994) O efeito do aleitamento materno e do intervalo entre nascimentos sobre a mortalidade infantil: considerações metodológicas para o seu estudo – Nordeste, 1991. Dissertação (Mestrado) apresentada ao CEDEPLAR, UFMG.
- Liu, Y.X., Jalil, F. e Karlgerg (1998) Risks factors for impaired length growth in early life viewed in terms of the infancy – childhood – puperty (ICP) growth model. **Acta Paediatric**; 87: 237 – 243.
- Lucas, A., Fewtrell, M.S., Davies, P.S.W., Bishop, N.J., Clough, H. e Cole, T.J. (1997) Breastfeeding and catch-up growth infants born small for gestational age. **Acta Paediatric**; 86: 564-569.
- Martorell, R., Lechtig, A., Yarbrough, C., Delgado, H. e Klein, R.E. (1976) Protein calorie supplementation and postneonatal physical growth: a review of findings from developing countries. **Archiv Latino Am Nutr**;26:115 – 128.
- Manda, S. O. M. (1999) Birth intervals, breastfeeding and determinants of childhood mortality in Malawi. **Social Science & Medicine**; 48: 301-312.
- McCullagh, P. e Nelder, N.A. (1989) Generalized Linear Models. London: Chapman and Hall.
- Mennella, J. e Beauchamp, G. K. (1991) Maternal diet alters the sensory qualities of human milk and the nursing's behavior. **Pediatrics**; 88(4): 737-744.



- Michaelsen, K.F., Larsen, O.S., Thonsen, B.L. e Samuelsopn G. (1994) The Copenhagen Cohort Study on Infant Nutrition and Growth: breast-milk intake, human milk macronutrients content and influencing factors. **American Journal of Clinical Nutrition**; 59:600-611.
- Monteiro, C.A. (1997) O panorama da nutrição infantil nos anos 90. In: Cadernos de Políticas Sociais. Série Documentos para Discussão. Número 1.
- Olinto, M.T., Victora, C.G., Barros, F.C. e Tomasi, E. (1993) Determinants of malnutrition in a low-income population: hierarquical analytical model. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 9, (suplemento 1):14-27.
- Onís M., Monteiro C., Akre J. e Clugston. (1993) The worldwide magnitude of protein-energy malnutrition: an overview from the WHO global database on child growth. **Bulletin of the World Health Organization**; 71(6):703-712.
- OPAS/OMS (1991) Indicadores para evaluar las practicas de lactancia materna. Informe de una reunión de 11-12 de junio. Ginebra, Suiza.
- OPAS/OMS (1997) Normas alimentares para crianças brasileiras menores de dois anos: bases científicas. Programa de Promoção e Proteção à Saúde Familiar e Comunitária. Brasília, Brasil.
- OPAS (1998) Atención integrada a las enfermedades prevalentes de la infancia en las Américas. **Boletín Epidemiológico**;19(1):1-9.
- Palloni, A. e Tienda, M. (1986) The effects of breastfeeding and pace of chilbearing mortality at early ages. **Demographic**; 23(1): 31-52.
- Palloni, A. e Millman, S. (1986) Effects of the inter-birth intervals and breastfeeding on infant and early childhood mortality. **Population Studies**; 40: 215-236.
- Pebley, A.R., Stupp, P. W. (1987) Reproductive patterns and child mortality in Guatemala. **Demography**; 24(1): 43 - 60.
- Pérez, A. (1979). Lactational amenorrhea and natural family planning. In: Hafez ESE. Human Ovulation. Ed.: Elsevier North-Holland Biomedical Press. The Netherlands; 501.
- Pérez-Escamilla, R., Pollit E., Lönnerdal, B. e Dewey, K.G.(1994) Infant feeding policies in maternity wards and their effect on breast-feeding success: an analytical overview. **American Journal of Public Health**; 84(1): 89-97.
- Piwoz, E.G., Romaña, G.L., Kanashiro, H.C., Black, R.E. e Brown, K.H. (1994) Indicators for monitoring the growth of peruvian infants: weight and lenght gain vs attained weight and length. **American Journal of Public Health**; 84(7):1132-1138.

- Piwoz ,E.G., Kanashiro, H.C., Romaña, G.L., Black, R.E. e Brown, K. H.(1996) Feeding practices and growth among low-income peruvian infants: a comparison of internationally-recommended definitions. **International Journal of Epidemiology**; 25(1):103-113.
- Popkin, B.M., Adair, L., Akin, J.S., Black, R., Briscoe, J. e Flieger, W. (1990) Breast-feeding and diarrheal morbidity. **Pediatrics**; 86(6): 874-882.
- Post, C.L.A., Victora, C. G. e Barros, A. J. D. (2000) Entendendo a baixa prevalência de déficit de peso para estatura em crianças brasileiras de baixo nível sócio-econômico: correlação entre índices antropométricos. **Cadernos de Saúde Pública**; 16(1):73-82.
- Powers, N. G. (1999) Slow weight gain and low milk suply in the breastfeeding dyal. **Clinics in Perinatology**; 26(2): 399-445.
- Prentice, A. (1991) Breastfeeding and the older infant.. **Acta Paediatrica Scandinavia Supplement**;374: 78-88.
- Retherford, R. D., Choe, M. K., Thapa, S. e Gubhaju, B. B. (1989) To what extent does breastfeedind explain birth-interval effects on early childhood mortality? **Demography**; 26(3):439-450.
- Ronsmans, C. (1996) Birth spacing and child survival in rural Senegal. **International Journal of Epidemiology**; 25(5): 989-997.
- Sepúlveda, J. (1990) Malnutrition and Infection Diseases: a longitudinal study of interaction and risks factors. *Perspectiva en Salud Pública*. México: Instituto Nacional de Salud Pública.
- Shrimpton, R. (1986) Ecologia da desnutrição na infância: análise da evidência das relações entre variáveis sócio-econômicas e estado nutricional. Brasília: IPEA/UNICEF.
- Simões, C.C.S., Sabóia, A. L., Oliveira L. A. P. e Belchior J. R. (1999) Evolução e perspectiva da mortalidade infantil no Brasil. IBGE. Estudos e Pesquisas, Informação Demográfica e Socioeconômica, n.º 2.
- Sullivan, S. A. e Birch L.L. (1994) Infant dietary experience and acceptance of solid foods. **Pediatrics**. 93(2): 271-277.
- Szwarcwald, C. L. (1997) Mortalidade infantil no Brasil: Belíndia ou Bulgária? **Cadernos de Saúde Pública**; 13(3):503-516.
- Taren, D. e Chen, J. (1993) A positive association between extended breast-feeding and nutritional status in rural Hubei Province, People's republic of China. **American Journal of Clinical Nutrition**; 58:862-867.

- Teka, T., Faruque, A. S. G. e Fuchs, G. J. (1996) Risks factors for death in under age-five children attending a diarrhoea treatment centre. **Acta Paediatrica**; 85:1070 - 1075.
- Thomas, D., Strauss, J. e Henriques, M.H. (1990) Child survival, height for age and household characteristics in Brazil. **Journal of Development Economics**; 33: 197-234.
- UNICEF (1998) Panorama nutricional. In: A infância brasileira nos anos 90. Brasília.
- UNICEF (2001) Situação da criança brasileira 2001. Brasília.
- UNU (1979) Protein energy requirements under conditions prevailing in developing countries: current knowledge and research needs. Tokyo, Japan: WHTR 1/UNUP – 18.
- Valdés, V., Sánchez, A. P. e Labbok, (1996) Manejo clínico da lactação: assistência à nutriz e ao lactente. Revinter, 130p.
- Victoria, C. G., Huitly, S.R.A., Barros, F.C., Martines, J. C. e Vaughan, J. P. (1991) Prolonged breastfeeding and malnutrition: confounding and effect modification in a brazilian cohort study. *Epidemiology*; 2:175-181.
- Waterlow, J. C., Ashworth, A. e Griffith, M. (1980) Faltering in infant growth in less developed countries. **Lancet**;2:1176-8.
- WHO (1986) Working Group on Purpose, Use and Interpretation of Anthropometric Indicators of Nutritional Status. Use and interpretation of Anthromometric indicators of nutritional status. **Bulletin of the World Health Organization**; 64(6):929-941.
- WHO (1995) Infants and children. In: *Phisical Status; The Use and Interpretation of Anthropometry*. WHO Tecnical Report Series 854; 161 – 262.
- Wright ,A.L., Bauer, M., Naylor, A., Sutcliffe, E. e Clark, L. (1998) Increasing breastfeeding rates to reduce infant illness at the community level. **Pediatrics**; 101(5):837-844.
- Yoon, W., Black, R.E., Moulton, L.H. e Becker, S. (1996) Effects of not breastfeeding on the risk of diarrheal and respiratory mortality in children under 2 years of age in Metro Cebu, the Plilippines. **American Journal of Epidemiology**; 143(11); 1142-1148.