**Universidade de São Paulo
Faculdade de Saúde Pública**

**Evolução do padrão reprodutivo e sua influência sobre
o retardo do crescimento infantil nas áreas urbanas e
rurais da região Nordeste, Brasil 1986-1996**

Ana Lúcia de Siqueira Brito

**Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em
Saúde Pública para obtenção do título de Doutor em
Saúde Pública**

Área de Concentração: Nutrição

Orientadora: Prof. Dr. Maria Helena D'Aquino Benício

**São Paulo
2007**

AGRADECIMENTOS

À Fundação SEADE pela concessão de afastamento normativo para a realização do curso de doutorado.

À Dra Maria Helena D'Aquino Benício pela competente e dedicada orientação em todas as fases deste trabalho.

Ao Dr. Carlos Augusto Monteiro, mentor intelectual deste estudo.

À Professora Maria do Rosário Dias de Oliveira Latorre pela minha iniciação no universo dos betas.

A Mitti Koyama pela disponibilidade e dedicada orientação estatística.

À minha pequena família pela compreensão e todo o meu tempo a eles furtado.

RESUMO

Introdução – O número elevado de nascimentos, os intervalos interpartais curtos e a idade materna nas duas extremidades de sua vida reprodutiva são fatores que aumentam os riscos de desnutrição na infância. Nesta perspectiva a queda das taxas de fecundidade registrada nas últimas décadas atuou como importante fator subjacente para a melhoria dos indicadores de nutrição. **Objetivo** – Avaliar o impacto da evolução das características reprodutivas, escolaridade materna e acesso a serviços sobre o declínio da prevalência da desnutrição infantil na Região Nordeste entre 1986 e 1996, nos contextos urbano e rural. **Métodos** – Foram analisadas as amostras de crianças nordestinas menores de cinco anos estudadas pela Pesquisa Nacional Sobre Demografia e Saúde (DHS), realizada em 1986 e 1996 totalizando 1.138 e 1.327 crianças, respectivamente. O diagnóstico da desnutrição foi feito com base no índice altura/idade adotando-se como nível de corte, dois desvios padrão aquém da média esperada para idade e sexo segundo o padrão de referência NCHS, 1977. Os fatores de estudo foram ordem de nascimento, intervalo interpartal, idade materna à parturição, número de pessoas por domicílio, densidade de menores de cinco anos e ainda sexo e idade da criança, escolaridade materna, acesso a água com canalização interna, atenção pré-natal e escolaridade do chefe do domicílio. De início, descreveu-se a distribuição dos fatores de estudo em 1986 e em 1996. Após junção dos bancos de dados dos dois inquéritos realizou-se sobre essa base combinada de dados análises de regressão múltipla hierarquizada de Poisson, mantendo sempre o ano do inquérito como variável de ajuste.

A partir das estimativas da razão de prevalência média referente a cada um dos fatores estudados no período e das variações na distribuição de sua frequência no período (1986-1996) calculou-se o impacto das referidas variações sobre a prevalência da desnutrição infantil. **Resultados** – Intervalos interpartais mais longos e acesso à rede pública de água lideraram as maiores reduções nos níveis de desnutrição nas áreas urbanas do Nordeste. Estes dois fatores de risco explicariam aproximadamente 11,0% e 5,3%, respectivamente, da redução na prevalência de retardo do crescimento no período.

No Nordeste rural, após ajuste pelos demais determinantes da desnutrição, os principais fatores responsáveis pela redução da prevalência do déficit de crescimento foram o aumento dos níveis da escolaridade materna (8,1%), a expansão do acesso à atenção pré-natal (5,0%) e, em menor medida, a diminuição da ocorrência de gestações de risco.

Conclusão – Os resultados apontam para mudanças benéficas da queda da fecundidade, de níveis crescentes da escolaridade materna e do acesso à atenção pré-natal e à água potável sobre a normalidade antropométrica. O impacto das características reprodutivas foi maior no Nordeste urbano.

ABSTRACT

Introduction – The high number of births, the short birth spacing and the maternal age in both extremes of the reproductive life are factors that increase the risks of malnutrition during childhood. In this way the fertility decline recorded in the last decades has played an important underlying role for the improvement of the nutritional indicators.

Objectives – Measure the impact of the evolution of the reproductive characteristics, maternal education and the access of public services on the fall of stunting prevalence in the Northeast region between 1986 and 1996, in the urban and rural setting (sectors).

Methods – Data samples of children under five collected by the Demographic and Health Surveys carried out in 1986 and 1996, that computed 1,138 and 1,327 children, respectively, were analyzed. Stunting was defined as height-for-age lower than -2 z-scores of the NCHS standards, 1977. The studied factors were birth order, birth spacing, maternal age, access to water supply, antenatal assistance and household head education level. As a first step, the distribution of determinants factors was described in 1986 and 1996. From the joint data base of both surveys, Poisson regression hierarchical analyses were applied, keeping in this data set the survey year as a control variable.

From the estimated average ratio prevalence for each factor studied during the period and the variations in the distribution of these factors, the effect of these variations on the prevalence of stunting was estimated.

Results – Longer birth intervals and access to piped water supply lead to the greatest reductions of the prevalence of stunting in the urban areas of the Northeast. Both risk factors explain around 11.0% and 5.3% of the reduction of prevalence of growth retardation, respectively. In the Northeast rural area, after controlling all other determinants of malnutrition, the most important factor for the reduction of stunting prevalence were the higher levels of maternal education (8.1%), the diffusion of antenatal assistance (5.0%) and, to a lesser degree, the reduction of the incidence of pregnancy at risk.

Conclusions – These results suggest positive changes from the fertility decline, higher level of maternal schooling and the access of antenatal assistance and drinking water on child nutritional health. The impact of reproductive characteristics was greatest in the Northeast urban area.

ÍNDICE

1	INTRODUÇÃO	9
2	QUEDA DA FECUNDIDADE E SEUS DETERMINANTES	14
2.1	TENDÊNCIA DA FECUNDIDADE NO PERÍODO 1986/1996	14
2.2	PADRÃO REPRODUTIVO.....	18
2.2.1	O Padrão Etário da Reprodução.....	18
2.2.2	Tendências nos Intervalos entre os Nascimentos.....	19
2.2.3	Famílias Nordestinas: Composição e Novos Arranjos	20
2.3	TEORIAS EXPLICATIVAS DA QUESDA DA FECUNDIDADE.....	24
2.3.1	Fatores Estruturais	24
2.3.2	Fatores de Modernização	25
2.3.3	Fatores Institucionais	26
2.3.4	Fatores Educacionais	27
2.3.5	Evidências Empíricas.....	28
3	MODELO TEÓRICO DOS DETERMINANTES DA DESNUTRIÇÃO ..	30
3.1	FORMULAÇÃO DE UM MODELO DE DETERMINANTES.....	32
3.2	HIPÓTESES E MECANISMOS SUBJACENTES	35
3.2.1	Características Reprodutivas.....	35
3.2.2	Condições Socioeconômicas.....	37
3.2.3	Cuidado Infantil e Acesso a Serviços Públicos de Saúde e Saneamento. 38	
4	OBJETIVOS	40
4.1	OBJETIVO GERAL	40
4.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS	40
4.3	QUESTÕES DE ESTUDO	41
5	MATERIAL E MÉTODOS	42
5.1	AMOSTRA	42
5.1.1	Variável Dependente.....	44

5.1.2	Fatores de Estudo	45
5.2	ETAPAS DA ANÁLISE	47
5.2.1	Regressão de Poisson	50
6	RESULTADOS	52
6.1	NORDESTE URBANO.....	52
6.1.1.	Evolução dos Fatores de Risco no Período.....	52
6.1.2	Razões de Prevalência Associadas aos Fatores de Estudo	55
6.1.3	Estimativa da Variação Esperada na Prevalência Segundo os Fatores de Estudo	61
6.2	NORDESTE RURAL	65
6.2.1	Evolução dos Fatores de Estudo no Período.....	65
6.2.2	Razões de Prevalência Associadas aos Fatores de Estudo	68
6.2.3	Variação Esperada na Prevalência Segundo os Fatores de Estudo.....	73
7	DISCUSSÃO	77
8	CONCLUSÕES	87
9	BIBLIOGRAFIA	89
	ANEXOS	105
	Anexo A – Desenho e seleção da Amostra 1986	105
	Anexo B – Desenho e seleção da Amostra 1996.....	111
	Anexo C – Metodologia PNDS 1996	119
	Anexo D – Tabelas	123

1 INTRODUÇÃO

As três últimas décadas evidenciam uma queda nos níveis da prevalência da desnutrição na infância na região Nordeste. MONTEIRO et al. (2000d) relatam decréscimos expressivos na prevalência de déficit estatural em crianças menores de 5 anos, a partir de inquéritos antropométricos realizados em 1975, 1989 e 1996. A prevalência estimada pelos três inquéritos é de 47,8%, 27,3% e 17,9% respectivamente, representando uma considerável melhoria nutricional.

A PNDS (1996) apontou maiores índices de nanismo nutricional entre crianças nascidas nas regiões Nordeste e Norte e menores índices entre crianças da região Centro-Sul do país. Diferenças são também verificadas entre crianças nascidas nas áreas rural e urbana, com piores prognósticos para as nascidas no meio rural (UNICEF, 1998).

Reduções expressivas na prevalência da desnutrição foram observadas por todo o país. Entretanto, nota-se que são as regiões com maior prevalência de desnutrição em 1975 – o Norte e Nordeste – as que apresentaram os menores declínios.

Existe uma multiplicidade de fatores intervenientes no modelo causal da desnutrição na infância, entre os quais duas ordens de fatores são destacadas pelos autores como possíveis causas do declínio do déficit estatural. A primeira delas diz respeito à atuação de serviços e programas públicos de saúde, saneamento e escolaridade das mães; a segunda relaciona-se a modificações observadas na dinâmica demográfica, particularmente aos aspectos relativos ao declínio da fecundidade e ao conseqüente padrão de formação familiar em tamanhos menores, e a crescente proporção de efetivos populacionais em áreas urbanas. Nesta perspectiva, MONTEIRO et al. (2000d) apontam como causas de melhoria recente de indicadores de saúde relacionados à pobreza no país, a expansão do acesso da população a serviços de saúde e ao aumento do nível de

escolaridade das mães. Um terceiro fator alude à queda substancial das taxas de fecundidade nos anos 90, uma vez que esta contribuiu para diminuir gestações de alto risco, para expandir a cobertura de serviços públicos dirigidos à criança, entre os quais os de saúde, e mesmo para aumentar a eficiência econômica das famílias, pela redução da razão de dependência intrafamiliar.

As três últimas décadas registraram uma tendência de declínio dos níveis de fecundidade e reorientação dos padrões reprodutivos da população brasileira, contrastando com a longa trajetória de estabilidade em níveis relativamente altos. Observou-se, a partir da década de 60, um tímido declínio, especialmente na Região Sudeste, que atingiu ritmo bem mais intenso na década de 70 em todas as regiões brasileiras, inclusive aquelas com padrões reprodutivos caracterizados por elevadas taxas de fecundidade (OLIVEIRA, 1986; IBGE/UNICEF, 1988).

Os resultados disponíveis indicam que, durante a década de 80, os níveis de fecundidade continuaram caindo rapidamente com uma queda relativa mais acentuada do que a registrada na década de 70. Entre 1970 e 1980, houve um declínio de 24,5% na Taxa de Fecundidade Total¹ (TFT) que passou de 5,76 para 4,35 filhos por mulher em idade reprodutiva. Entre 1980 e 1991 a TFT diminuiu cerca de 35%, significando três filhos menos, em média, por mulher, quando comparado aos anos setenta. Em resumo, entre as décadas de 70 a 90, a evolução da fecundidade mostrou redução de aproximadamente 50% no país como um todo.

O exame dos padrões regionais do comportamento reprodutivo ajuda a revelar algumas das características básicas da transição da fecundidade no Brasil.

Na década de 70, a Região Nordeste apresentou declínio da fecundidade retardado quando comparado ao Sul e Sudeste. Mesmo partindo de níveis bem mais altos,

¹ **Taxa de Fecundidade Total (TFT):** fornece uma estimativa do número médio de filhos nascidos por mulher, em uma coorte hipotética de mulheres que tiveram seus filhos de acordo com um conjunto de taxas de fecundidade.

apresentou decréscimo relativo inferior (18,6%) às regiões mais desenvolvidas do país (33% e 24% no Sul e Sudeste). Na década de 80, o declínio na Região Nordeste apresenta evidente aceleração, revelando-se o segundo maior entre as regiões (40% de redução).

Os resultados referentes aos primeiros anos da década de 90 fornecem um indício da continuidade do processo de queda da fecundidade iniciado nas duas décadas anteriores. O nível da fecundidade situou-se em torno de 3,1 filhos por mulher (PNDS, 1996).

Vários são os autores que atribuem a redução da prevalência de desnutrição à queda nos níveis de fecundidade (MONTEIRO, 1992; MONTEIRO e CONDE, 2000a, 2000b; LALOU e MBACKÉ, 1992; DESAI, 1992). O declínio da fecundidade acarreta mudanças na estrutura dos nascimentos que, por sua vez, configuram a alteração de alguns fatores de risco para a situação nutricional.

A regulação da fecundidade exerce efeitos sobre três fatores que têm influência direta sobre os riscos de desnutrição: o próprio nível da fecundidade, o espaçamento entre as gestações, e o calendário da reprodução, ou seja, a idade da mulher à maternidade.

Dados de diversos estudos (SOMMERFELT et al., 1989; OLINTO et al., 1993; MONTEIRO et al, 2000d) têm apontado a deterioração da situação nutricional como consequência do elevado número de nascimentos. Inversamente, uma redução do número de filhos provoca diminuição do risco de desnutrição devido aos maiores recursos per capita disponíveis no núcleo familiar.

Além disso, vários autores (BOERMA E BICEGO, 1991; SOMMERFELT, 1991; HUTTLY et al, 1992; LALOU e MBACKÉ, 1992; DESAI, 1992; OLINTO et al., 1993) têm demonstrado em estudos empíricos que o espaçamento entre nascimentos exerce uma influência preponderante sobre a situação nutricional da criança: quanto menor o

intervalo interpartal, maior o risco de desnutrição. Estudos acerca do efeito do intervalo entre nascimentos têm identificado três mecanismos causais através dos quais este afetaria a situação nutricional. O primeiro está relacionado a efeitos biológicos; o segundo ao efeito comportamental associado com a competição entre filhos; e o último relaciona-se com a transmissão de doenças entre as crianças do domicílio. O intervalo entre nascimentos sofre também influência direta da ordem de nascimento. Níveis mais elevados de paridade requerem o alongamento do intervalo intergenésico para não aumentar os riscos de desnutrição (WISHIK e LICHTBLAU, 1974).

Finalmente, a idade materna nas duas extremidades da vida fértil representa também um fator importante de aumento do risco de desnutrição na infância (OLINTO et al., 1993).

O número elevado de nascimentos, os intervalos interpartais curtos e a idade materna nas duas extremidades de sua vida fértil são fatores que aumentam os riscos de desnutrição na infância. A redução da fecundidade, de modo geral, faz baixar a proporção de nascimentos que apresentam estas características, o que por sua vez favorece a redução da desnutrição.

O exposto acima indica que aspectos reprodutivos são supostamente componentes do processo da normalidade antropométrica. Neste estudo, focalizaremos parte deste processo: a relação entre o risco de desnutrição e as características reprodutivas maternas - especificamente, a idade materna, a paridade, a ordem de nascimento e o espaçamento interpartal, controlados os possíveis fatores de confundimento. Neste sentido este trabalho pretende estudar em que medida a redução nos níveis da fecundidade estaria efetivamente atuando e definindo prevalência mais baixa de desnutrição.

Neste trabalho pretende-se estudar mais detalhadamente as relações causais entre esta última classe de fatores e a desnutrição, e apresentar a evolução dos níveis de fecundidade no Nordeste no período observado.

Na seção seguinte será apresentada a evolução dos níveis de fecundidade no Nordeste entre 1986 e 1996, na tentativa de traçar um pano de fundo para a melhor compreensão das mudanças no comportamento reprodutivo produzido na década e sua possível influência sobre os indicadores antropométricos.

2 Queda da fecundidade e seus determinantes

2.1 Tendência da fecundidade no período 1986/1996

Cenário caracterizado por significativas mudanças na fecundidade, o Nordeste apresentou no período 1986/96 queda de **35 %** na sua taxa de fecundidade total². Isto equivale dizer que, para o conjunto das mulheres nordestinas, sua média de filhos tidos caiu de 4,8 em 1986, para 3,1 em 1996.

O Nordeste tem sido provavelmente a região do Brasil a experimentar a maior queda de fecundidade em termos de número de filhos. No começo dos anos 70 - época na qual o país já poderia ter entrado numa fase de declínio generalizado, a não ser pelos níveis constantes que persistiam no Norte e Nordeste – a TFT nesta região ainda se situava acima de sete filhos por mulher. Ao iniciar a década de 90, no entanto, este indicador diminuiu de tal forma que uma mulher nordestina teve, em média, quase quatro filhos a menos que nos anos 70 (**Tabela 1**).

² TFT: Taxa de Fecundidade Total expressa por mulher. Consiste no número médio de filhos que uma mulher pode ter até o final de sua vida reprodutiva, caso sejam mantidas as atuais taxas específicas por idade e na ausência de mortalidade.

Tabela 1
Taxas de Fecundidade total para o Brasil e as Grandes Regiões
1960-1996

Brasil e Grandes Regiões	Taxas de Fecundidade Total						Variação Relativa (%)				
	1960	1970	1980	1984	1991	1996	60/70	70/80	80/84	84/91	91/96
Brasil	6,28	5,76	4,35	3,53	2,85	2,50	-8,30	-24,50	-18,90	-19,30	-12,28
Norte	8,56	8,25	6,45	(a)	4,15	2,70	-3,60	-21,80	...	...	-34,94
Nordeste	7,39	7,53	6,13	4,96	3,70	3,10	1,90	-18,60	-19,10	-25,40	-16,22
Sudeste	6,34	4,56	3,45	2,96	2,35	2,20	-28,10	-24,00	-14,20	-20,60	-6,38
Sul	5,89	5,42	3,63	3,04	2,52	2,30	-8,00	-33,00	-16,30	-17,10	-8,73
Centro - Oeste	6,74	6,42	4,51	3,38	2,66	2,30	-4,70	-29,80	-25,10	-21,30	-13,53

Fonte: Simões e Silveira (1998), Censo Demográfico de 1991 - IBGE

(a) apenas a região urbana

O declínio da fecundidade no Nordeste teve início retardado se comparado às outras regiões brasileiras, que mesmo partindo de níveis bem altos, apresentou declínio relativo na década de 70 inferior às regiões mais desenvolvidas (**Tabela 1**). No entanto, o declínio da fecundidade nessa região (tanto urbano como rural), nos primeiros anos da década de 80, foi proporcionalmente maior do que o das Regiões Sul e Sudeste.

Os níveis de fecundidade no Nordeste são comparativamente muito mais elevados que as demais regiões brasileiras. Seu processo de declínio teve início mais tardio e seguiu um ritmo inicialmente mais lento que, no entanto, foi se intensificando de forma a se igualar ou mesmo ultrapassar o de outras regiões (CARVALHO e WONG, 1996). O Nordeste foi talvez a única região brasileira em que o poder público investiu precocemente na oferta de métodos anticoncepcionais, mediante o apoio dos governos estaduais à atuação de entidades privadas de planejamento familiar³.

³ “A Bemfam, por exemplo, já na década de 70 estava presente na grande maioria dos municípios nordestinos, atuando através de serviços próprios ou de convênios com as secretarias de saúde.” (PERPÉTUO, 1998)

O processo de declínio da fecundidade começou no início dos anos 70 e prosseguiu com velocidade maior na década seguinte. O número médio de filhos por mulher, de 7,5 em 1970, caiu para 6,1 em 1980, 3,7 em 1991, e, finalmente, 3,1 em 1996. Esta evolução representou uma variação relativa de -19%, -40% e -16%, nos períodos 1970-80, 1980-91 e 1991-96, respectivamente. A queda total de 1970 a 1996 alcançou quase 60% (Tabela 2).

Os níveis e a tendência da fecundidade não são homogêneos entre os setores urbano e rural. Em 1970, a fecundidade rural era de 8,5 filhos por mulher, 2,1 filhos a mais que a fecundidade urbana. Esta diferença aumentou para 2,8 filhos em 1980 e para 3 filhos em 1986, em decorrência da queda mais lenta da fecundidade rural (Tabela 2). Todavia, nos anos seguintes, o ritmo de declínio nesta área acelerou-se consideravelmente, com a TFT atingindo, em 1996, os valores de 4,5 e 2,5 nas áreas rural e urbana, respectivamente.

Tabela 2

Taxa de fecundidade total, por situação de domicílio
Região Nordeste - 1970/1996

Situação de domicílio	Taxa de fecundidade total				
	1970	1980	1986	1991	1996
Urbana	6,4	4,9	3,7	2,8	2,5
Rural	8,5	7,7	6,7	5,2	4,5
Total	7,5	6,1	4,8	3,7	3,1

Situação de domicílio	Variação relativa (%)				
	Total	1970/1980	1980/1986	1986/1991	1991/1996
Urbana	-61%	-23%	-24%	-24%	-11%
Rural	-47%	-9%	-13%	-22%	-13%
Total	-59%	-19%	-21%	-23%	-16%

Fontes: para o período 1970-1986, Simões e Oliveira (1988); para 1991, Ferraz et al. (1992); para 1996, Badiani et al. (1997); citado em Perpétuo (1998).

Também existem diferenciais importantes segundo o nível de instrução feminina. Segundo dados de 1980, a fecundidade das mulheres com maior escolaridade já era bastante baixa: 3,3 filhos. Em contraste, mulheres sem instrução tinham, em média, 7,5 filhos e aquelas com um a três anos de estudo 6,6 filhos. A queda da fecundidade durante todo o período foi positivamente associada à educação, de tal forma que, em 1991, a TFT era de 2 filhos no grupo de mulheres mais escolarizadas, quase três vezes menor que a de mulheres com baixo nível de instrução. Entretanto, entre 1984 e 1991, o ritmo da queda sofreu uma notável aceleração no grupo com um a três anos de estudo e no de mulheres que nunca freqüentaram a escola houve uma diminuição da ordem de 1,2 filhos, como mostram os dados da **Tabela 3**.

Tabela 3
Taxa de fecundidade total, por anos de estudo - Região Nordeste - 1980-1991

Anos de estudo	Taxa de fecundidade total			Variação relativa (%)		
	1980	1984	1991	Total	1980/1984	1984/1991
Nenhum	7,5	6,6	5,8	-23%	-12%	-12%
1 a 3 anos	6,6	5,8	4,4	-33%	-12%	-24%
4 anos	5,5	4,5	3,6	-35%	-18%	-20%
5 a 8 anos	4,4	3,5	2,8	-36%	-20%	-20%
9 anos e mais	3,3	2,7	2,0	-39%	-18%	-26%

Fonte: Oliveira (1986) e Ferraz et al. (1992), citado em Perpétuo (1998).

2.2 PADRÃO REPRODUTIVO

2.2.1 O Padrão Etário da Reprodução

A mudança para níveis mais baixos de fecundidade veio acompanhada de mudanças no comportamento reprodutivo por idade. Notadamente, as maiores quedas ocorreram entre as mulheres mais velhas, o que provocou um rejuvenescimento da distribuição da fecundidade por idade: entre 1980 e 1996, a idade média à parturição diminui 2,6 anos.

Essa queda de fecundidade se reflete também no padrão reprodutivo: idade materna à parturição, ordem de nascimento e intervalo entre os nascimentos.

A figura 1 apresenta as taxas de fecundidade específicas para 1986/1991/1996, onde se observa um decréscimo dos níveis de fecundidade das mulheres em todos os grupos de idade. A tendência à concentração da fecundidade nos grupos mais jovens é típica das populações que apresentam controle deliberado da sua fecundidade.

**Tabela 4 - Contribuição Relativa (%) dos grupos etários na TFT
Nordeste, 1980/1986/1991/1996**

Grupos etários	1980	1986	1991	1996
15-19	7,4	9,3	13,1	17,1
20-24	21,8	26,6	26,6	28,7
25-29	24,7	24,3	23,7	24,0
30-34	20,8	19,6	17,2	15,3
35-39	15,4	14,3	11,9	11,0
40-44	7,5	7,2	5,9	4,0
45-49	1,7	-	1,5	0,6
Total	6,2	5,5	3,7	3,1

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 1980/1991;PNSMIPF 1986; PNDS 1996

2.2.2 Tendências nos Intervalos entre os Nascimentos

Com base nos dados da PNSMIPF, 1986 e da PNDS 1996 verifica-se que a proporção de filhos nascidos com intervalos curtos (< 2anos) no Nordeste tem diminuído, passando de 49,5% para 37,4%; respectivamente. Por outro lado, a proporção de filhos nascidos com intervalos maiores ou iguais a quatro anos se elevou (de 13,7% para 24,9%).

O espaçamento entre os filhos é resultado do prolongamento da esterilidade pós-parto⁴ e/ou deliberado controle da fecundidade. O período foi marcado por um alongamento nos intervalos entre os nascimentos. O espaçamento médio entre os nascimentos na década ampliou-se em cinco meses, passando de aproximadamente 27 para 32 meses (Tabela 5).

⁴ Denomina-se *período de esterilidade pós-parto* o período entre o término de uma gravidez e o retorno da ovulação (pág. 101. Dicionario Demográfico Multilingüe. IUSSP/CELADE, Ordina Editions, Liege-Bélgica).

Tabela 5 - Características Reprodutivas Seleccionadas das Mulheres Entrevistadas
Nordeste - 1986, 1991, 1996.

Nordeste	PNSMIPF 86	PSFNe 1991	PNDS 96
Taxa de fecundidade total	5,2 ^(a)	3,7	3,1
Número médio de nascidos vivos	6,3 ^(b)	5,6 ^(c)	4,7 ^(c)
Intervalo mediano entre nascimentos (meses)	23,5	27,6	29,0
Intervalo médio entre nascimentos (meses)	26,7		31,7
Idade mediana na época do nascimento do 1º filho ^(d)	22,3	21,7	22,0
Número médio ideal de filhos	2,8	2,7	2,3
Número de mulheres entrevistadas (ponderado)	1.585		3.467
Número de mulheres entrevistadas (não ponderado)	1.792	6.222	4.772

Notas: (a) 1983 - 86
(b) Mulheres de 40 - 44 anos
(c) Mulheres de 40 - 49 anos
(d) Mulheres de 25 - 49 anos

Fonte: PNSMIPF 1986, PSFNe 1991, PNDS 1996

2.2.3 Famílias Nordestinas: Composição e Novos Arranjos

Os indicadores socioeconômicos e demográficos mostram tendência à convergência nos padrões familiares no país, com destaque para a diminuição generalizada do tamanho da família e a propagação do modelo de família nuclear em detrimento das estendidas. Apesar desta convergência, está ocorrendo uma diversificação dos arranjos familiares, com o aumento das famílias monoparentais, principalmente das de chefia feminina e de pessoas morando sozinhas (**Tabela 7**).

A redução do arranjo familiar tradicional, o do casal com filhos, e a maior diversidade de arranjos familiares apontam para transformações importantes nos padrões de formação da família. As mudanças decorrem tanto de aspectos econômicos, com a elevação da participação da mulher no mercado de trabalho e na geração da renda familiar, como de aspectos socioculturais, com a redefinição nos padrões de hierarquia e sociabilidade no interior da família.

Estas novas tendências indicam a disseminação de um "modo de vida urbano" entre todos os grupos sociais. Assim, podemos encontrar várias forças sociais atuando neste sentido, como a rápida urbanização, a integração dos mercados regionais e mesmo a enorme influência dos meios de comunicação de massas, especialmente a televisão.

A queda da fecundidade tem se refletido nas estruturas e nos arranjos familiares. No Nordeste, entre 1980 e 1996, por efeito da queda da fecundidade, o número médio de pessoas por família caiu de 4,8 para 3,9 pessoas (**Tabela 6**).

Tabela 6 - Número médio de pessoas residentes por família. Nordeste 1980 / 96

Período	Média
1980	4,8
1991	4,3
1996	3,9

Fonte: IBGE. Censos Demográficos, 1980 / 91
PNAD 1996

A queda nas taxas de fecundidade, atingindo as áreas urbanas e rurais, configurou arranjos familiares com um menor número de filhos, levando ao decréscimo das famílias numerosas. As famílias com mais de seis pessoas, que eram 34,5% em 1980, seriam apenas 25,6% em 1991. Em contraposição, cresceram muito as famílias de 2, 3 e 4 pessoas. As famílias de 2 pessoas passaram de 15% a 17%, enquanto as famílias de 3 ou 4 pessoas passaram de 31,4% para 36,7%. (**Tabela 7**)

BERQUÓ, OLIVEIRA e CAMARGO (1977), em estudo sobre os diferenciais do tamanho da família, afirmam que a difusão do controle da fecundidade supera os limites

da estratificação econômica, levando a um mesmo padrão ideal em relação ao tamanho da família.

Tabela 7 - Famílias residentes em domicílios particulares segundo número de componentes e tipo de composição familiar
Região Nordeste - 1980/1991/2000

	Em porcentagem		
	1980	1991	2000
Número de componentes			
Total	100,00	100,00	100,00
1 pessoa	5,86	5,75	7,07
2 pessoas	14,96	17,00	19,74
3 pessoas	16,33	18,67	22,33
4 pessoas	15,10	18,04	21,12
5 pessoas	13,23	14,95	13,98
6 e mais pessoas	34,52	25,59	15,76
Tipo de composição familiar			
Total	n/d	100,00	100,00
Unipessoal	n/d	5,75	7,21
Duas ou mais pessoas sem parentesco	n/d	0,58	0,28
Casal sem filhos	n/d	8,84	10,04
Casal sem filhos e com parentes	n/d	1,87	2,14
Casal com filhos	n/d	50,57	49,16
Casal com filhos e com parentes	n/d	7,44	7,22
Mulher chefe sem cônjuge com filhos	n/d	11,89	13,72
Mulher chefe sem cônjuge com filhos e com parentes	n/d	2,99	3,90
Homem chefe sem cônjuge com filhos	n/d	1,36	1,70
Homem chefe sem cônjuge com filhos e com parentes	n/d	0,39	0,42
Outro	n/d	8,32	4,21

n/d: dado não-disponível

Fonte: IBGE, Censo demográfico, 1980, 1991, 2000.

Os indicadores disponíveis sobre as intenções reprodutivas da mulher nordestina mostram que as taxas de fecundidade total desejada são bem menores que as taxas de fecundidade observadas. Embora o aumento do uso da anticoncepção e o acentuado declínio da fecundidade na década contribuíram para a diminuição da diferença entre ambas. Em 1986, o número ideal de filhos era 2,8, enquanto a fecundidade elevava-se a 5,2 filhos por mulher, o que representava uma diferença de mais de dois filhos. Em 1996, o número ideal de filhos reduz-se a 2,3 filhos, enquanto que a fecundidade caiu para 3,1 filhos por mulher, diminuindo a diferença entre fecundidade realizada e ideal (Tabela 5).

O processo de declínio da fecundidade no Nordeste continua sua trajetória de aproximação aos baixos níveis vigentes em outras regiões do país. No que concerne à tendência da fecundidade na região, PÉRPETUO (1998) afirma: “os níveis e a tendência não são homogêneos entre os diferentes setores da população nordestina”, o que significa dizer que o movimento de redução da fecundidade intra-regional não ocorre de maneira homogênea, ou seja, que ainda hoje há estados no interior da região em estágios distintos no processo de declínio da fecundidade. As características próprias da região relacionadas aos níveis socioeconômicos da sua população, o estágio de desenvolvimento regional e o grau de distribuição dos bens e serviços sociais, tornam distintas as condições sob as quais o declínio da fecundidade ocorre no Nordeste.

2.3 TEORIAS EXPLICATIVAS DA QUEDA DA FECUNDIDADE

As explicações para a queda da fecundidade podem ser agrupadas em quatro grandes correntes. CARVALHO, PAIVA e SAWYER (1981) dão ênfase aos fatores estruturais – assalariamento de ambos os sexos, monetarização e ampliação e diversificação do consumo; MERRICK e BERQUÓ (1983) dão ênfase aos fatores de modernização – urbanização/industrialização, crescimento das aspirações de consumo, aumento da participação feminina no mercado e elevação dos níveis educacionais. FARIA (1989) dá ênfase aos fatores institucionais – políticas públicas de crédito direto ao consumidor, telecomunicações/mídia, previdência e saúde. LAM, SEDLACEK e DURYEY (1992), por sua vez se concentram na contribuição da educação da população.

2.3.1 Fatores Estruturais

Na economia açucareira, predominante no Nordeste, o trabalho era organizado sob o sistema de parceria. Neste sistema, os camponeses sem terra ganhavam acesso à mesma e a outros serviços e, em troca, o proprietário obtinha acesso ao trabalho familiar, rebaixando os custos de reprodução da força de trabalho. Também neste caso, a capacidade produtiva da família dependia do tamanho da prole. Na economia de subsistência destes trabalhadores, o acesso aos bens básicos se dava sem a intermediação do mercado. Os bens comprados na fazenda, através do sistema de “cadernetas”, não exigiam transação monetária e a cesta básica de bens de consumo era pouco diversificada, pois havia produção doméstica de alimentos. Entretanto estas características da produção de subsistência começaram a ser abaladas por várias transformações econômicas que já estavam em gestação na economia brasileira e que se intensificaram na segunda metade dos anos 60, provocando a desestabilização do regime de alta fecundidade.

Para CARVALHO, PAIVA e SAWYER (1981), o chamado processo de proletarização provocou a desestabilização da fecundidade através de mudanças estruturais que ocorreram em três níveis:

Monetização da economia;

Ampliação e diversificação do cesta básica de consumo através da inclusão de bens industrializados;

Destruição da economia de base familiar (subsistência) e expansão e homogeneização do mercado de trabalho assalariado.

A transição da fecundidade é provocada pela transformação do modo de produção familiar para outro, de base não-familiar, como aconteceu como o surgimento do modo de produção capitalista. Esta passagem destrói a rede de parentesco e as relações de produção dentro da família e estabelece relações impessoais de trabalho e novos vínculos empregatícios em base individual, regulamentados pelo mercado. Os bens e serviços que eram produzidos pela família passam a ser adquiridos no mercado, o setor monetarizado da economia se expande em detrimento do setor de produção doméstico e a contribuição econômica dos filhos diminui.

2.3.2 Fatores de Modernização

MERRICK e BERQUÓ (1983) atribuem a aceleração da transição da fecundidade à convergência de dois conjuntos de forças; o primeiro foi o aumento da disponibilidade de meios contraceptivos eficientes; e o segundo foi a emergência de condições socioeconômicas que motivaram os casais a usarem os meios contraceptivos disponíveis para reduzir, retardar ou finalizar a reprodução.

A abordagem de WOOD e CARVALHO (1988) também chega a conclusões bastante parecidas com as de MERRICK e BERQUÓ (1983). Para eles a queda da fecundidade

marital foi resultado do aumento do uso de meios contraceptivos, e os determinantes que provocaram o aumento da demanda pela regulação da fecundidade foram os seguintes:

Crescimento da economia urbano-industrial;

Aumento do nível educacional, principalmente das mulheres;

Aumento da participação feminina no mercado de trabalho;

Proletarização do trabalhador rural.

2.3.3 Fatores Institucionais

FARIA (1989) busca relacionar o declínio da fecundidade a processos de mudança institucional associados às políticas públicas promovidas pelo governo federal no país depois de 1964. O autor argumenta que quatro tipos de políticas públicas, isoladas ou em conjunto, foram estratégicas para o aumento da demanda por regulação e a conseqüente redução da fecundidade no Brasil, são elas:

Política de crédito ao consumidor;

Política de telecomunicações;

Política de previdência social;

Política de atenção à saúde.

A tese de FARIA (1989), citado em MELLO (2006) e CARVALHO (2005) é a de que um conjunto de políticas governamentais gerou mudanças de grande difusão espacial, provocando a institucionalização da demanda por uma regulação da fecundidade. As políticas governamentais mencionadas são as do crédito ao consumidor, de telecomunicações, de previdência social e de atenção à saúde. Os efeitos dessas políticas sobre a demanda pela regulação da fecundidade são considerados “conseqüências não-antecipadas”. Entre as conseqüências, poder-se-iam listar:

Fortalecimento do cálculo econômico como padrão de orientação na definição do número de filhos;

Exposição da população à cultura médica;

Separação, em termos de valores e normas, entre atividade sexual e atividade reprodutiva;

Deslocamento da responsabilidade social (saúde, previdência) do eixo familiar para o Estado.

2.3.4 Fatores Educacionais

Enquanto PAIVA (1985) analisa os fatores estruturais (proletarização), FARIA (1989) examina os fatores institucionais (políticas públicas) e MERRICK e BERQUÓ (1983) consideram as variáveis relacionadas ao processo de modernização, LAM, SEDLACEK e DURYEA (1992) se concentram na contribuição da educação para o início e o subsequente ritmo do rápido declínio da fecundidade no Brasil.

Estes autores examinam o substancial aumento dos níveis médios de escolaridade para ambos os sexos. Além disso, eles observam que houve uma evolução diferenciada dos níveis educacionais entre os sexos. O aumento médio dos anos de escolaridade foi maior para o sexo feminino. Houve também uma grande redução da parcela da população, de ambos os sexos, com menos de um ano de estudo e, novamente, a redução foi maior entre as mulheres.

LAM, SEDLACEK e DURYEA (1992) discordam das abordagens que enfatizam o papel da “pressão econômica” sobre as parcelas mais pobres da população (empobrecimento) como explicação da transição da fecundidade no Brasil. Apesar da influência das flutuações da renda no curto prazo, eles consideram que a elevação dos níveis educacionais da população nas últimas décadas teve um efeito maior sobre o declínio da fecundidade. Ao invés do ciclo econômico, eles consideram mais importante o papel do investimento de longo prazo em capital humano, que eleva os salários

femininos e aumenta as oportunidades de emprego para as mulheres, reduzindo o número de filhos desejados.

2.3.5 Evidências Empíricas

Além das correntes mencionadas acima, alguns autores partem de evidências empíricas para apontarem outra ordem de fatores explicativos para a queda da fecundidade.

PERPÉTUO (1998) documenta a evolução dos níveis e diferenciais de fecundidade e da contracepção na Região Nordeste e investiga a relação entre esses dois fenômenos com ênfase no papel da esterilização feminina. Segundo a autora, a taxa de fecundidade total nordestina declinou significativamente em todos os grupos sociais, áreas urbanas e rurais e Unidades da Federação. Esta queda se deu em razão da esterilização feminina que passou a responder por quase 70% da prática contraceptiva em 1996. Desapareceram os diferenciais socioeconômicos e regionais na esterilização de tal forma que a prevalência dos outros métodos passou a ser responsável pelos diferenciais de fecundidade.

A transição da fecundidade, pelo menos no Nordeste, captada com dados de 1991 (Pesquisa de Saúde e Fecundidade do Nordeste) foi objeto de vários estudos que identificaram entre os determinantes socioeconômicos mais relevantes da mudança, a educação e o acesso aos meios de comunicação de massa, este último, como proxy da exposição a mensagens de modernidade e, conseqüentemente, de adoção de valores que propiciaram um menor número de filhos (WONG, 1994). Aspectos de menor poder explicativo para esta transição teriam sido, entre outros, o tipo de residência urbana ou rural, e a etnia ou cor. Entre o que se conhece como variáveis intermediárias, a prevalência anticonceptiva teria sido a mais relevante no processo de queda e teria se operado, particularmente através de uma denominada “esterilização precoce”. (CAMARANO, 1994, PERPÉTUO, 1998).

Segundo WONG (1998) a queda sustentada da fecundidade e a alta prevalência de uso de métodos contraceptivos explicam-se, ou estão associadas, ao desejo de um tamanho de família relativamente reduzido. Com efeito, o número médio ideal de filhos declarado pelas mulheres casadas foi de 2,7 em 1991 e de 2,3 em 1996. (PSFNe-91 e PNDS-96).

3 MODELO TEÓRICO DOS DETERMINANTES DA DESNUTRIÇÃO

Os primeiros modelos explicativos da desnutrição davam ênfase à renda como determinante principal do problema e apontavam para as limitações ao acesso aos alimentos por parte de amplos setores da população. Numa segunda fase, a escolaridade⁵ foi inserida no modelo explicativo, sob o argumento da ignorância e dos maus hábitos alimentares da população como fatores responsáveis pela desnutrição. Uma corrente posterior, de cunho neomalthusiano, incluía variáveis como tamanho da família e ordem de nascimento, colocando em jogo a questão do controle da natalidade como forma adicional de combate à desnutrição (GOLDENBERG; 1989).

Os modelos explicativos surgidos na década de 80 apontavam a desnutrição como subproduto de fatores de naturezas diversas: biológica, cultural, socioeconômica e demográfica. Estes modelos se caracterizaram pela inclusão de fatores polarizados em dois grupos. O primeiro grupo diz respeito ao consumo de alimentos e tudo aquilo que o determina, ou seja, renda, poder aquisitivo, política econômica e agrícola vigentes. O segundo refere-se à capacidade de aproveitamento biológico dos nutrientes disponíveis, condição condizente com o estado de saúde, salubridade do ambiente e acesso a serviços de saúde (JONSSON, 1981; BEGHIN et al., 1989; UNICEF (1991); MONTEIRO et al., 1992; VICTORA e OLINTO, 1997). Estas duas ordens de fatores sofreriam influência indireta exercida pelo modelo de desenvolvimento econômico social pautado.

Embora muitos pesquisadores já há algum tempo tenham enfatizado a importância de fatores comportamentais para o crescimento adequado na infância em condições de

⁵ A **escolaridade**, tradicionalmente, era apontada como variável importante, na medida em que prevalecia a concepção de que a desnutrição constituía-se, em suma, num problema de deficiência qualitativa de nutrientes, devido a erros alimentares e da má distribuição de alimentos intrafamiliar - ao lado do número "irracionalmente grande de filhos".

pobreza e restrição de alimentos (SIMS et al., 1972), as inter-relações entre disponibilidade de alimentos, práticas de cuidado, e nutrição na infância ganham reconhecimento político pela Conferência Internacional de Nutrição (ICN 1992). O modelo conceitual que incorpora o papel do cuidado sobre as condições de nutrição na infância difundiu-se a partir do modelo divulgado pela UNICEF em 1990.

O modelo UNICEF conceitua as causas da desnutrição como resultante de um processo multisetorial, abrangendo alimentação, saúde e práticas de cuidado. Segundo este paradigma a desnutrição protéico-calórica é produto da articulação de três grupos principais de causas (UNICEF 1990; FAO/WHO 1990):

Segurança alimentar inadequada no domicílio refere-se ao acesso inadequado a alimentação necessária a uma vida saudável e produtiva para todos os membros do domicílio. Restrições a esse acesso podem resultar de uma produção insuficiente e/ou baixo poder de compra.

Controle da doença infecciosa: as inter-relações sinérgicas entre desnutrição e infecção são as principais causas do processo saúde-doença e mortalidade evitável, particularmente em crianças;

Necessidade de controle pela mulher sobre os recursos disponíveis e capacidade de cuidar: o acesso e controle dos recursos pela mulher, regulado por seu status socioeconômico, condiciona seu potencial em prover suas famílias, bem como alimentar e cuidar de seus filhos. O status socioeconômico da mulher pode ser a ligação *pivot* entre os dois outros grupos de causa: a segurança alimentar no domicílio e o adequado estado nutricional e de saúde dos indivíduos.

O comportamento reprodutivo ganha expressão nos estudos realizados por LALOU e MBACKÉ (1992); CARDOSO (1995); BEGHIN (1999); CARVALHAES (1999, 2000). Estes dois últimos adotam o modelo desenvolvido por ENGLE et al. (1997) que incorporou o cuidar infantil na cadeia de eventos condicionantes do estado nutricional e sobrevivência na infância. Dentre os fatores maternos que influenciam as práticas de

cuidado inclui-se o comportamento reprodutivo como um importante elemento desse subconjunto de fatores.

O presente estudo parte do esquema conceitual proposto por ENGLE et al (1997) que concebe o estado nutricional como o resultado da articulação de fatores socioeconômicos, comportamentais, demográficos e de saúde.

3.1 FORMULAÇÃO DE UM MODELO DE DETERMINANTES

O modelo conceitual aqui utilizado constitui uma adaptação do modelo proposto por ENGLE et al. (1997) e modificado por CARVALHAES (2000). De forma simplificada, este esquema ilustra as relações entre os fatores socioeconômicos de um lado e o estado nutricional do outro, mediado por fatores maternos, nos quais se inserem as características reprodutivas, e práticas do cuidar infantil (**Figura 2**).

No primeiro nível situam-se os *fatores socioeconômicos* e entre eles incluem-se o contexto urbano/rural, a renda familiar e a salubridade do ambiente. As causas subjacentes a estes são insuficiências na *segurança alimentar do domicílio*, na *capacidade de cuidar* e em *serviços essenciais* como saúde, educação, água e saneamento. A disponibilidade e acesso a esses serviços, por sua vez são determinados por recursos econômicos, humanos e organizacionais. O desenvolvimento desses recursos e sua alocação no sentido de reduzir a desnutrição dependem, em última instância, do desenvolvimento e estrutura da economia, da ideologia política vigente e de fatores sociais e culturais, tais como aqueles relacionados a gênero (carga de trabalho feminino, processo de tomada de decisão e alocação de recursos) e tabus alimentares.

Além de influenciar o acesso a uma gama de bens e serviços, os *fatores socioeconômicos* também condicionam diretamente as *características reprodutivas maternas*, elementos centrais desta análise. As características reprodutivas, por sua vez, influenciam a qualidade do *cuidar infantil*, dado que mães múltiparas, de prole

numerosa e estreitamente espaçada, dispõem de menor tempo para dedicar-se a cada filho individualmente. O *Cuidar* refere-se ao fornecimento, em nível do domicílio e da comunidade, do tempo, atenção e apoio necessários ao alcance das necessidades físicas, mentais e sociais da criança em desenvolvimento (UNITED NATIONS, 1991). Na seqüência, as *características reprodutivas maternas* sofrem influência do acesso a serviços de saúde, especialmente das ações de planejamento familiar.

Segundo este diagrama causal, o acesso a serviços de saneamento e saúde, o modelo da atenção dispensada à criança e o padrão reprodutivo materno constituem elementos condicionantes do estado nutricional e de saúde via um número variável de mecanismos.

A relação de alta paridade e estreito intervalo entre nascimentos sobre o crescimento na infância se produz segundo mecanismos similares. Eles podem estar associados à competição por alimentos e ao cuidado infantil no domicílio, ou ao baixo peso ao nascer decorrente da depleção das reservas nutricionais maternas.

Curtos intervalos entre nascimentos exercem influência adversa sobre a criança futura, a criança atual ou a própria mãe. Espaçamentos maiores podem significar a diferença entre o cuidado adequado da criança precedente, incluindo a continuidade de seu aleitamento, e o desmame precoce devido uma nova gestação e conseqüentemente a privação da atenção materna. A sobrecarga em tempo e estresse maternos compromete sua capacidade para cuidar da família, e é agravada por gestações estreitamente espaçadas. Em locais com alta prevalência de desnutrição em adultos, esse fator protege a mulher da depleção de suas reservas físicas.

Além disso, curtos intervalos entre nascimentos pressionam desfavoravelmente a economia familiar: mais 'bocas' para alimentar com os mesmos recursos, ou provavelmente menor contribuição materna à renda familiar, uma vez que o tempo dedicado a prole concorre com o tempo no mercado de trabalho.

Este modelo sugere estratégias úteis para a correção das condições predisponentes da desnutrição, focando sobre a mulher, a principal responsável pelo cuidado infantil. Neste sentido as características reprodutivas constituem importante item do desempenho materno.

Figura 2: Modelo Conceitual Simplificado dos Determinantes da Desnutrição

(adaptado de ENGLE, 1997)

3.2. HIPÓTESES E MECANISMOS SUBJACENTES

A partir dos achados e mecanismos mencionados na literatura, este estudo objetiva a verificação das seguintes hipóteses:

3.2.1 Características Reprodutivas

Intervalo interpartal prévio, definido como o intervalo de tempo decorrido entre os nascimentos da criança de referência e da criança precedente. Admite-se que curtos espaçamentos entre os nascimentos (inferiores a 24 meses) constituem um fator de risco para o estado nutricional. Estudos acerca do efeito do intervalo entre nascimentos têm identificado três mecanismos causais pelos quais este afetaria a *situação nutricional*.

O primeiro mecanismo estaria ligado à depleção das reservas maternas (calorias, proteínas e ferro), com reflexo no peso ao nascer da criança. A depleção materna é frequentemente citada como o mecanismo primário responsável pelos efeitos adversos de intervalos interpartais curtos⁶, em contexto de alta prevalência de desnutrição na população adulta. O argumento de caráter biológico supõe que entre gestações separadas por períodos curtos, a mãe não teria o tempo suficiente, em situações de privação econômica e social, para recuperar-se do stress fisiológico e nutricional associado à gravidez, ao parto e à lactação⁷.

O segundo mecanismo estaria relacionado à competição pela atenção e cuidados maternos. Nascimentos sucessivos, com pequeno espaçamento, impõem restrições às

⁶ Como citado em BOERMA e BICEGO (1991), a síndrome de depleção materna resulta do estresse crescente e cumulativo de sucessivas gestações e lactações. Isto pode resultar em deficiências de nutrientes ou em deficiência protéico-calórica geral.

⁷ Vários estudos têm documentado um risco acrescido de retardo do crescimento intra-uterino para intervalos intergenésicos inferiores a 9 meses, isto é intervalos entre nascimentos menores do que 18 meses (LIEBERMAN et al., 1989; BRODY e BRACKEN, 1987; FERRAZ et al., 1988).

crianças do domicílio, não somente em relação à distribuição dos recursos materiais, mas, também em relação ao cuidado e atenção materna.

O terceiro mecanismo diz respeito à transmissão de doenças infecciosas. Um curto intervalo interpartal prévio implica que a criança-índice tem um irmão mais velho com idade inferior a 24 meses, idade em que as doenças infecciosas como diarreias e infecções respiratórias atingem seus níveis mais altos na infância. A criança mais velha pode então constituir uma fonte de infecção para a criança-índice, cujos mecanismos de defesa estão reduzidos pelo espaçamento curto. Este aumento da morbidade, por sua vez, tem um efeito comprometedor sobre a situação nutricional.

Ordem ao nascer, definida como a ordem que a criança (ou nascimento) ocupa dentro do conjunto de experiências reprodutivas maternas. A elevada ordem de nascimento também tem sido apontada como fator de risco de desnutrição. O mecanismo biológico em jogo refere-se à chamada síndrome de esgotamento materno, causada por uma sucessão de gestações em curto espaço de tempo. Neste processo, há um substancial desgaste com conseqüências para o crescimento fetal, resultando em baixo peso ao nascer para a criança. Além de que os filhos de ordens mais elevadas estão em desvantagem frente a seus irmãos maiores, quanto à obtenção dos cuidados e recursos necessários para manutenção do estado nutricional (SCRIMSHAW, 1978).

Idade materna. Em crianças de mães adolescentes ou acima de 35 anos incidiria uma maior proporção de baixo-peso. A inclusão da idade materna no estudo da prevalência da desnutrição tem sua origem na hipótese de que, tanto as idades muito jovens como as mais avançadas estão associadas à prematuridade e ao baixo-peso, que por sua vez condicionam velocidades diferenciadas no desenvolvimento pondero-estatural. Além disso, as idades maternas também se associam com momentos distintos do ciclo vital (ou familiar), que se refletem nos cuidados e atenção ao recém-nascido (Ferreira, 1990). Supõe-se que em idades mais precoces as mães tenham um menor discernimento quanto

ao cuidado infantil e em idades mais maduras apresentam uma melhor administração das necessidades e exigências do cuidar infantil, resultando em um efeito positivo sobre o estado nutricional dos filhos.

Tamanho da família. Famílias numerosas são apontadas como fator de risco de desnutrição pela diluição intrafamiliar dos recursos escassos (NOBREGA et al., 1991). A associação entre o tamanho da família e a sobrevivência na infância se interpreta em termos de prosperidade ou pobreza relativa e, sem dúvida, de desnutrição associada, atingindo seletivamente as crianças de ordem mais elevada.

A existência de muitos filhos em famílias de baixa renda é apontada como condição estreitamente associada ao risco nutricional, principalmente nos países subdesenvolvidos (United Nations for Developing People–UNDP; Organização das Nações Unidas para a Agricultura e a Alimentação–FAO).

3.2.2 Condições Socioeconômicas

Fatores socioeconômicos e contextuais podem acentuar ou atenuar a natureza das relações entre características dos nascimentos e situação nutricional. Recursos disponíveis no domicílio, o conhecimento e atitudes (atenção pré e pós-natal) associados com a situação socioeconômica podem alterar significativamente a relação de natureza fisiológica presumida entre características dos nascimentos e antropometria⁸.

Como variável indicadora das condições socioeconômicas do domicílio, tem sido utilizada com sucesso a *escolaridade do chefe do domicílio* (LALOU e MBACKÉ, 1992; MONTEIRO et al, 2000d).

⁸ No tocante à mortalidade, alguns resultados sugerem que a associação entre características dos nascimentos é bastante atenuada nos melhores grupos socioeconômicos (PALLONI e MILLMAN, 1986; PEBLEY e STUPP, 1987; Mc CRACKEN, 1990; RODRIGUES, 1991).

Os contextos *urbanos-rurais* envolvem cenários diferenciados em relação às condições de vida da população, que afetam de forma distinta o risco de desnutrição. A área de residência 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 (CRUZ e LEITE, 2002). Verifica-se uma tendência generalizada, nos países em desenvolvimento, de maior concentração de população mais instruída, com melhores recursos de saúde e níveis de renda mais elevados e melhores condições materiais do domicílio nas áreas urbanas, particularmente nas cidades com maior porte populacional.

3.2.3 Cuidado Infantil e Acesso a Serviços Públicos de Saúde e Saneamento

Sendo a mãe a principal responsável pelo cuidado infantil, sua escolaridade constitui um marcador da qualidade desse cuidado. O nível de *escolaridade materna* influi na determinação do crescimento, visto que está diretamente relacionado com uma melhor compreensão da prática dos cuidados infantis. O impacto da escolaridade materna sobre a desnutrição infantil é defendido por VICTORA (1992), para quem mães com maior escolaridade seriam capazes de interferir favoravelmente nas condições de saúde de seus filhos através da maior capacidade decisória, da melhor compreensão de informações e da aceitação das orientações médicas. Para MONTEIRO et al. (2000d), a escolaridade materna está intimamente relacionada à melhor utilização da renda no que diz respeito aos cuidados infantis e dos serviços públicos que estiverem ao alcance das famílias. As mães com maior grau de escolaridade realizam com mais propriedade os cuidados preventivos e curativos com as crianças e, por essa razão, a escolaridade materna tem sido evidenciada por muitos autores como um importante fator na determinação do crescimento em menores de cinco anos. Além disso, um maior nível de instrução certamente contribuirá para uma melhor oportunidade de emprego e, por conseguinte, melhor nível de renda.

O *saneamento básico inadequado*, outro representante das condições socioeconômicas das famílias, potencializa os riscos de doenças infecto-parasitárias e por extensão, exerce influência significativa sobre os indicadores nutricionais (MONTEIRO et al, 2000d; TEIXEIRA e PUNGIRUM, 2005).

Dentre os serviços de saúde, a assistência pré-natal exerce influência significativa sobre o peso ao nascer, que por sua vez constitui um fator de risco de desnutrição na infância

Vários estudos (WHO/UNICEF, 2003; CARROLI, ROONEY e VILLAR; 2001; BERGSJØ e VILLAR, 1997; DRACHLER, 2003) evidenciam a importância do cuidado pré-natal para reduzir a ocorrência de baixo peso ao nascer, que por sua vez associa-se a uma maior propensão à deficiência de crescimento pós-natal. Consequências adversas, como o baixo peso ao nascer, podem ser reduzidas através de uma combinação de intervenções presentes na atenção pré-natal, especialmente por meio do controle do ganho de peso na gestação, da prevenção de infecções durante a gestação, da avaliação das condições orgânicas e condutas de risco da gestante (tabagismo, alcoolismo, uso de drogas, etc.) e da orientação de intervenção nutricional.

4 OBJETIVOS

4.1 OBJETIVO GERAL

Avaliar o impacto da evolução das características reprodutivas maternas sobre o declínio da prevalência da desnutrição infantil na Região Nordeste entre 1986 e 1996, considerando os contextos urbano e rural.

4.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

1. Estudar a evolução dos fatores reprodutivos maternos tais como: ordem de nascimento, intervalo interpartal prévio, idade materna à parturição, bem como variáveis da composição familiar – número de pessoas no domicílio e densidade de menores de 5 anos, a partir dos inquéritos realizados em 1986 e 1996 pela PNDS na Região Nordeste urbana e rural;
2. Estudar a evolução de outros fatores associados à desnutrição infantil: escolaridade materna, acesso à assistência pré-natal e a serviços de abastecimento de água;
3. Identificar os efeitos das mudanças das características reprodutivas sobre o declínio da prevalência de retardo do crescimento no período 86/96, após ajuste pelos demais determinantes da desnutrição.

4.3 QUESTÕES DE ESTUDO

1. Qual foi a tendência apresentada na Região Nordeste urbana e rural pelas características reprodutivas maternas, mais especificamente - idade materna à parturição, paridade, ordem de nascimento e intervalo interpartal entre 1986 e 1996?
2. Quanto da redução da prevalência de desnutrição no período estudado pode ser atribuída à evolução dos antecedentes reprodutivos maternos nas áreas urbana e rural do Nordeste?

5 MATERIAL E MÉTODOS

5.1 AMOSTRA

Os dados utilizados neste estudo foram coletados nas fases I e III do Programa de Pesquisa Nacional Sobre Demografia e Saúde – PNDS (Demographic and Health Survey – DHS), realizado no Brasil em 1986 e 1996⁹. Os dois inquéritos baseiam-se em duas amostras de 5.892 e 12.612 mulheres, com idades entre 15 e 49 anos nos respectivos anos, para as quais se dispõe da história reprodutiva completa, com informações sobre as características dos nascimentos –data de nascimento, idade materna a parturição, ordem de nascimento, intervalos interpartais prévio e subsequente e óbito–, e alguns indicadores socioeconômicos da mãe e seu domicílio.

As PNDS abrangem a população residente em domicílios privados no país. As amostras são desenhadas para produzirem estimativas confiáveis de taxas de fecundidade e de mortalidade infantil, indicadores de saúde reprodutiva e de saúde da criança, entre os quais indicadores antropométricos das crianças menores de 5 anos, em nível nacional, urbano e rural. Nas PNDS, todas as crianças menores de cinco anos de idade, cujas mães foram entrevistadas, estiveram elegíveis para a coleta de dados antropométricos.

Na região Nordeste do Brasil a Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar (1986) foi complementada com um Estudo Antropométrico de peso e altura de crianças de 0-59 meses, filhas das mulheres em idade fértil, componentes da amostra da referida pesquisa. O estudo teve como objetivo avaliar o estado nutricional das crianças, determinando a magnitude e distribuição da desnutrição

⁹ O levantamento de 1986 denomina-se Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar (PNSMIPF). Ao longo do texto, adotou-se as denominações PNDS ou DHS para os dois levantamentos.

entre os estratos urbano e rural. Objetivou, ainda, esclarecer a cronologia do comprometimento do crescimento e determinar possíveis inter-relações entre o estado nutricional e algumas variáveis levantadas na pesquisa.

Este estudo concentrou-se na região Nordeste do país e vinculou duas temáticas abordadas pelas PNDS 86/96, quais sejam a reprodução materna e antropometria em menores de cinco anos encontrados nos domicílios visitados. As amostras para o estudo antropométrico constituíram-se de 1.138 e 1.327 crianças menores de cinco anos em 1986 e 1996, respectivamente.

As PNDS 1986 e 1996 são resultado de uma amostra probabilística selecionada aleatoriamente em dois estágios: no primeiro estágio, selecionaram-se os setores censitários, com probabilidade proporcional ao número de domicílios em cada setor, e no segundo, os domicílios, considerando a representatividade dentro de cada setor (Anexos A a C). Em cada domicílio selecionado, fazem parte da amostra todas as mulheres de 15 a 49 anos. As amostras se constituem de 107 setores censitários em 1986 e 291 setores censitários em 1996, distribuídos proporcionalmente nas zonas urbana e rural de cada estado da federação para a região Nordeste. As amostras de ambos os inquéritos foram ponderadas para a estimativa das prevalências brutas, e da distribuição absoluta e relativa das variáveis independentes.

Uma avaliação da qualidade dos dados antropométricos foi realizada para a PNDS 1986 (SOMMERFELT e BOERMA, 1994), que quantificou a omissão das informações antropométricas, segundo idade da criança, residência urbano/rural, vieses sistemáticos devido a preferências de dígitos (confluência de dígitos ‘,0’ e ‘,5’ nas medições de altura e declaração da idade), medições improváveis (z-escores *flagged*) e apontou as razões da não mensuração das medidas. Em resumo, este inquérito levantou medidas de peso e altura para 96,8% das crianças elegíveis, a maior concentração de omissões de dados

ocorreu no setor urbano (4,8% contra 1,6% no rural), e apenas 0,6% do índice altura/idade assumiu valores discrepantes.

Na região Nordeste, a taxa de resposta total, isto é, a taxa combinada para domicílios e mulheres, foi de 85,6% na PNDS 96 (BEMFAM/Macro Internacional. Brasil; 1997), a taxa de resposta das mulheres entrevistadas foi de 89,4% na PNDS 1986 (BEMFAM/IRD; 1987). Não se dispõe de uma avaliação da magnitude da omissão de respostas em variáveis selecionadas segundo o domínio geográfico. Em âmbito nacional, a proporção de casos com informação ignorada, com exceção de dados antropométricos, é notavelmente baixa na PNDS 1996 (BEMFAM/Macro Internacional. Brasil; 1997). Em nenhum caso, a omissão de respostas sobre datas atinge 3%, o que confere bastante confiabilidade aos dados. No caso da antropometria, 15% das mães, por algum motivo, não tiveram seus filhos medidos e pesados. As medidas de altura não foram realizadas em 9,52% das crianças elegíveis. O grau de omissão de respostas, com relação a variáveis como data de nascimento, idade ao morrer, educação dos entrevistados, estatura da criança ao nascer e medidas antropométricas, consta no Anexo D.

5.1.1 Variável Dependente

Estado nutricional medido pela relação altura/idade, sendo considerada desnutrida a criança situada abaixo de 2 desvios-padrão da população de referência (NCHS/OMS).

O estado nutricional das crianças foi classificado pelo índice altura/idade expressa em valor z em relação à mediana da população de referência americana (NCHS, 1977), segundo recomendação da Organização Mundial de Saúde (WHO, 1995).

O índice altura para idade traduz o desenvolvimento esquelético cujos déficits (*stunting*) referem-se a efeitos cumulativos de problemas nutricionais e de saúde relacionados às condições socioeconômicas ao longo do tempo (WHO, 1986).

5.1.2 Fatores de Estudo

Escolaridade materna (0 a 3 anos; 4 anos e mais¹⁰);

Antecedentes reprodutivos maternos:

Idade materna (< 18 anos; 18 a 34 anos; 35 anos e mais);

Ordem de nascimento da criança (ordens 1 e 2; ordem 3 e mais);

Duração do intervalo interpartal prévio (<18 meses; 18–23 meses; ≥ 24 meses)¹¹.

Composição e tamanho da família:

Número de pessoas no domicílio (até 4 pessoas; 5 pessoas e mais)

Número de crianças menores de 5 anos no domicílio (até 2 crianças; 3 crianças e mais).

Acesso a serviços:

Assistência pré-natal (sim; não);

Acesso à rede de abastecimento de água (sim; não).

Escolaridade do chefe do domicílio (0 a 3 anos; 4 anos e mais);

Sexo da criança;

Idade da criança (< 12 meses; 12 a 24 meses; 24 a 59 meses);

Ano do inquérito (1986 e 1996).

Para a categorização das variáveis independentes, compatibilizou-se a classificação corrente na literatura especializada com os resultados de uma técnica estatística exploratória, denominada árvore de decisão que estabelece uma relação entre a variável dependente e diversas variáveis preditoras. Esta técnica gera um diagrama, concebido como um tronco com progressivas partições em “ramificações” cada vez menores das variáveis preditoras. O tronco da árvore inicial é composto por todos os participantes do

¹⁰ A Unesco ressalta que o processo de alfabetização só se consolida de fato entre as pessoas que concluem a quarta série do ensino fundamental, em razão das elevadas taxas de regressão ao analfabetismo entre os que não atingem esse nível de escolaridade. Dessa forma, a alfabetização funcional é definida operacionalmente, segundo critérios da Unesco, como o domínio de habilidades em leitura, escrita, cálculos e ciências, correspondentes a uma escolaridade mínima de quatro séries completas.

¹¹ Na análise múltipla, esta variável incluiu os filhos de ordem 1.

estudo. Quando se utiliza apenas uma única variável independente, esta técnica define os limites desta variável que gera grupos homogêneos com relação ao evento de interesse. O método utilizado na construção desse diagrama foi o CHAID. Foram utilizados como critérios de parada das ramificações um nível de significância de 5% para os testes estatísticos e a não formação de novos grupos (parent node) inferiores a 100 casos.

5.2 ETAPAS DA ANÁLISE

O estudo compreendeu inicialmente uma análise da distribuição dos fatores de estudo nos dois inquéritos. Na sequência, foi realizada análise *univariada*, visando estimar a associação entre o retardo do crescimento e fatores de estudo em ambos os inquéritos. Numa etapa seguinte procedeu-se a análise de *regressão de Poisson múltipla*¹². Na seção 5.2.1 serão apresentadas considerações teóricas acerca da utilização da regressão de Poisson em estudos transversais com desfecho comum.

As análises univariada e múltipla foram precedidas pela junção dos bancos de dados dos inquéritos 1986 e 1996. Sobre essa base combinada de dados, foram realizadas sucessivas análises de regressão de Poisson sempre com a inclusão da variável *ano do inquérito*.

Com esse procedimento, estimou-se a razão de prevalência (RP), referente ao ponto médio do período 1986-1996 para cada um dos fatores de estudo. Não foram detectadas interações estatisticamente significantes entre o ano de inquérito e cada um dos fatores de estudo.

Foram incluídas na análise múltipla todas as variáveis associadas ao desfecho na análise univariada com nível de significância menor do que 0,20. A análise múltipla adotou um modelo hierarquizado, sendo considerados três níveis de determinação do retardo do crescimento com base no modelo teórico apresentado na Figura 1. O primeiro nível foi representado pela característica socioeconômica e por variáveis de controle – escolaridade do chefe do domicílio, sexo e idade da criança, ano do inquérito; o segundo

¹² O modelo de regressão de Poisson tem como equação (BARROS e HIRAKATA, 2003):

$$\log\left(\frac{n}{t}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k$$

Onde 'n' é o número de eventos para um dado indivíduo, 't' o tempo em que ele foi seguido, e X_i , as covariáveis. Os parâmetros do modelo (β_i) são *log* do risco relativo.

nível incluiu a escolaridade e as características reprodutivas maternas – idade, paridade e a duração do intervalo interpartal prévio; o terceiro nível inseriu as variáveis de acesso a serviços– a assistência pré-natal e a rede de abastecimento de água. Os modelos hierarquizados incluem as variáveis do respectivo nível e aquelas dos níveis anteriores, que evidenciaram associação com o retardo do crescimento em seu nível de inclusão. Foi estabelecido o nível de 5% ($p < 0,05$) para considerar estatisticamente significativo o efeito da variável de exposição sobre o índice de altura para idade.

Visando estimular a redução esperada na prevalência da desnutrição atribuível a cada fator estudado, utilizou-se a fração de impacto apresentada por KLEINBAUM et al. (1982).

KLEINBAUM et al. (1982) estima a fração de impacto através da expressão abaixo:

$$IF_r = \frac{\sum_{i=0}^k (\hat{p}'_i - \hat{p}''_i) \hat{IDR}_i}{\sum_{i=0}^k \hat{p}'_i (\hat{IDR}_i)}$$

onde IF_r , é a fração de impacto estimada que reflete uma redução na prevalência de doença como resultado de uma mudança na distribuição de um fator de risco na população, $\hat{p}'_i$ é a proporção estimada da população na i-ésima categoria de exposição antes da intervenção planejada ou mudança, $\hat{p}''_i$ é a proporção estimada da população na i-ésima categoria de intervenção após a mudança, e $IF_r > 0$. O $\hat{IDR}$ representa a razão de densidade de incidência, ou razão de riscos.

No presente estudo, utilizou-se como IDR a razão de prevalência obtida para cada fator de estudo pela análise múltipla.

Nesta análise, a *fração de impacto* na população foi calculada para as variáveis incluídas no modelo final, considerando razão de prevalência ajustada e a magnitude inicial e final correspondente a cada fator estudado (KLEINBAUM, 1982.). A *fração de impacto* é interpretada como a proporção de desnutridos que poderia ser evitada se o fator de risco fosse reduzido na população, após ajuste para outros fatores. (EIDE e. HEUCH, 2001). Em outros termos, a fração de impacto representa a variação esperada nos níveis de prevalência dos déficits de estatura na infância resultante da mudança observada na distribuição dos fatores de exposição na década.

Com o propósito de medir níveis diferenciais de déficit de crescimento sob cenários hipotéticos que simulam fatores de exposição distintos dos observados na região Nordeste, agrupamos em nossas análises as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste em uma única região: o Centro-Sul; embora distintas em alguns aspectos, estas três regiões exibem níveis semelhantes de indicadores sociais.

Os resultados foram processados através dos *softwares* STATA 9.1 e SPSS 13.0 for Windows.

Todas as estimativas e a regressão de Poisson foram realizadas utilizando-se o procedimento “svy”, que vincula o plano amostral. O plano amostral foi declarado para os dois inquéritos separadamente. A Unidade Primária de Amostragem (UPA) foi representada pelo setor censitário em ambos os inquéritos, definidos pelas PNAD’s 1985 e 1995, para as DHS’s 1986 e 1996 respectivamente. Todo domicílio localizado dentro de cada setor censitário é considerado como uma Unidade Secundária de Amostra (USA). O domínio geográfico é a região Nordeste e o estrato foi representado pelos setores urbano e rural de residência.

5.2.1 Regressão de Poisson

É bem conhecido que em estudos com desfecho comum (usualmente $> 10\%$) a razão de chances (odds ratio) obtida mediante regressão logística tende a produzir vieses nas medidas de associação analisadas, superestimando ou subestimando, quando a razão for maior ou menor do que 1, respectivamente (MC NUTT, 2003). Assim sendo, o odds ratio é uma estimativa do risco relativo apenas quando o evento é raro, mas quando o evento é comum ele superestima a magnitude do efeito.

Várias alternativas têm sido discutidas na literatura para análise de desfechos binários em estudos transversais usando a razão de prevalência ao invés do odds ratio. BARROS e HIRAKATA (2003) citam duas estratégias para obtenção da razão de prevalência:

- (i) A maneira mais simples é transformar o odds ratio obtido pela regressão logística em razão de prevalência.
- (ii) Uma outra possibilidade é usar um modelo estatístico que estima diretamente a razão de prevalência e seu intervalo de confiança. As alternativas exploradas na literatura epidemiológica são a regressão de Cox com tempos iguais de seguimento atribuídos a todos os indivíduos, a regressão log-binomial (um modelo linear generalizado com uma função link logarítmica e distribuição binomial para o resíduo), a regressão de Poisson (TRAISSAC et al., 1999) o modelo log-log $(1-\pi)$ e a distribuição binomial.

BARROS e HIRAKATA (2003) afirmam que a regressão de Cox ou Poisson com variância robusta e a regressão log-binomial fornecem estimativas corretas e são uma melhor alternativa para a análise de estudos transversais com desfecho binário do que a regressão logística, além do que a razão de prevalência é um conceito de mais fácil interpretação.

TRAISSAC et al. (1999), BARROS e HIRAKATA (2003), MC NUTT (2003) e GREENLAND (2004) afirmam que não há mais justificativa para a utilização de regressão logística quando o desfecho é comum, pois nesses casos, estimativas de razão de chances não são uma boa aproximação para razão de riscos ou razão de prevalências.

O assunto mereceu revisão recente e foi tema do editorial no *American Journal of Epidemiology*. O editorial do *American Journal of Epidemiology* (2005) recomendou o uso de modelo log-binomial ou, caso este não obtenha convergência, a regressão de Poisson modificada, sempre que os desfechos analisados sejam freqüentes.

6 RESULTADOS

6.1 NORDESTE URBANO

6.1.1. Evolução dos Fatores de Risco no Período

O modelo conceitual proposto neste estudo configura uma cadeia de fatores, identificados como determinantes da desnutrição infantil, que exerce um efeito direto ou indireto sobre este fenômeno, em função do grau de proximidade. Assim sendo, cada conjunto de variáveis nele exposto obedece a uma instância ou nível diferente quanto à forma pela qual seus efeitos se traduzem em elementos desestabilizadores do estado nutricional da criança. O modelo desenvolvido por ENGLE et al. (1997) foi adaptado neste estudo e norteou a seleção dos fatores de risco para o retardo de crescimento na infância.

A variação na distribuição das crianças amostradas segundo os fatores de risco no período no setor urbano constitui a primeira etapa desta análise (Tabela 8).

Ganhos substanciais na escolaridade materna ocorreram no período. O número de filhos de mulheres sem nenhuma escolaridade ou até 3 anos de estudos foi reduzido em 23,5%.

No que concerne aos antecedentes reprodutivos maternos, a distribuição das crianças segundo a idade da mãe evidencia um acréscimo na proporção de filhos de mães menores de 18 anos (52,9%), e um decréscimo das mesmas em idades tardias – acima de 35 anos (-43,8%). É importante destacar o aumento da participação das mulheres adolescentes na fecundidade total: de 9,3% em 1986 para 17,1% em 1996 no Nordeste, conforme mencionado em seção anterior (Tabela 4).

A proporção de crianças de elevadas ordens de nascimento (igual ou superior a 3) reduziu-se em cerca de 30,9% no período. Em paralelo, a ocorrência de curtos intervalos interpartais também variou substancialmente. Crianças com espaçamentos inferiores a 18 meses reduziram-se em 43,7%, enquanto as nascidas após intervalos inferiores a 24 meses decresceram em 38,4%. Ressalte-se a importância desta nova configuração dos espaçamentos entre os nascimentos para condição nutricional.

A proporção de crianças convivendo em famílias numerosas (5 membros e mais) sofreu uma redução de 11,4% no período. Assim como a concentração de crianças menores de 5 anos no domicílio (3 e mais) também sofreu uma queda (18,8%) na década, fenômeno coerente com a redução de alta paridade e tamanho da família.

As modificações observadas na composição destas variáveis são presumivelmente expressões das mudanças nos padrões de fecundidade produzidas no período, como os indicadores selecionados de fecundidade mostraram em seção anterior.

Quanto às variáveis de acesso a serviços, a parcela da população infantil sem assistência pré-natal entre os inquéritos reduziu-se em cerca de 47,0% no período. A maior cobertura da assistência pré-natal entre as crianças urbanas é indicativa da expansão da oferta de serviços de saúde na década.

A proporção de crianças em domicílios não servidos pela rede pública de água nas áreas urbanas decresceu 38,8% na década. Em 1996, mais de dois terços das crianças urbanas nordestinas contavam com serviços de abastecimento de água.

Tabela 8

Distribuição das crianças menores de cinco anos estudadas nas DHS 1986 e 1996 segundo condições desfavoráveis quanto a características reprodutivas e escolaridade materna e acesso

Variáveis	1986 N = 567	1996 N = 797	Variação (%)
Escolaridade materna (anos)			
0 a 3	41,2	31,5	-23,5
Ordem de Nascimento			
>=3	54,1	37,4	-30,9
>=5	31,0	12,0	-61,3
Intervalo Interpartal (meses) (*)			
<18	31,8	17,9	-43,7
<24	51,8	31,9	-38,4
Idade materna (anos)			
< 18	1,7	2,6	52,9
35 e +	24,0	13,5	-43,8
Assistência Pré-natal			
Não	23,0	12,2	-47,0
Nº de pessoas/domicílio			
5 e mais	72,9	64,6	-11,4
Nº de crianças <5 anos/domicílio			
3 e mais	21,8	17,7	-18,8
Rede pública de água			
não	51,3	31,4	-38,8

(*) Nascimentos de ordem 1 foram excluídos

6.1.2 Razões de Prevalência Associadas aos Fatores de Estudo

Numa segunda etapa estimou-se os níveis de prevalência do retardo de crescimento segundo os fatores determinantes no período, em análise univariada e múltipla.

6.1.2.1 Análise Univariada

Conforme mencionado na metodologia, procedeu-se à junção dos bancos de dados relativos aos dois inquéritos, DHS 1986 e DHS 1996, visando identificar quais componentes do modelo hierarquizado de determinação do crescimento na infância estiveram associados ao retardo do crescimento no período.

Com base no banco de dados agregado, analisou-se a magnitude da prevalência do retardo do crescimento associado a cada um dos fatores selecionados, e calculou-se a razão de prevalência média no período a partir de modelos univariados da regressão de Poisson para cada um dos fatores de estudo.

A prevalência de déficit de crescimento no setor urbano em 1986 era 1,9 vezes maior que aquela observada em 1996.

Com relação às características reprodutivas, a idade materna precoce não se revelou um determinante da desnutrição na infância, observados seus efeitos brutos (Tabela 9). Entretanto, esse resultado pode ter sido influenciado pelo número reduzido de mães adolescentes ($n=40$).

A prevalência de retardo de crescimento a partir do terceiro filho aumentou em 2,2 vezes a proporção de desnutrição estimada entre as crianças de ordem 1 e 2. No mesmo sentido, a prevalência de déficit estatural para crianças nascidas após intervalos

inferiores a 18 meses foi 2,3 vezes maior do que aquela observada para as crianças espaçadas por intervalos acima de 24 meses e filhos de ordem 1.

Por sua vez, a análise da escolaridade materna demonstrou uma associação inversa bastante clara com o déficit de crescimento, configurando maior prevalência para a situação menos favorável. Uma maior prevalência de desnutrição foi estimada entre crianças, cujas mães tinham até 3 anos de estudo ($RP=2,1$), comparada àquelas cujas mães tinham quatro ou mais séries cursadas.

Seguindo a mesma tendência, o retardo do crescimento infantil esteve também inversamente associado à assistência pré-natal: a prevalência de desnutrição entre as crianças cujas mães foram assistidas no período pré-natal foi pelo menos duas vezes maior do que entre aquelas sem atendimento ($RP=2,0$).

A prevalência de déficit de crescimento foi significativamente maior entre as crianças cujo domicílio não era servido por um sistema de abastecimento de água ($RP=1,9$).

Tabela 9 - Prevalência de déficit de crescimento e razão de prevalência bruta segundo características socioeconômicas, reprodutivas e de acesso a serviços no banco conjunto de crianças menores de cinco anos, estudadas pela DHS 1986 e DHS 1996, Nordeste Urbano.

	N	Prevalência (%)	RP bruta IC 95%	p-valor
Sexo				
Feminino	913	14,8	0,75 0,61-0,92	0,005
Masculino	843	19,7	1,00	—
Idade (meses)				
< 12	364	8,0	1,00	—
12 - 23	313	22,8	2,81 1,84-4,31	0,000
24 e +	1079	18,7	2,30 1,58-3,36	0,000
Ano do Inquérito				
1986	641	23,3	1,79 1,35-2,37	0,000
1996	1115	13,0	1,00	—
Escolaridade do Chefe do Domicílio (anos)				
Até 3	784	22,3	2,08 1,58-2,75	0,000
4 e mais	624	10,7	1,00	—
Escolaridade Materna (anos)				
0 a 3	606	26,2	2,12 1,64-2,74	0,000
4 e mais	1150	12,3	1,00	—
Ordem de Nascimento				
1 e 2	1000	11,2	1,00	—
3 e +	756	24,8	2,22 1,78-2,78	0,000
Intervalo Interpartal Prévio (meses)				
< 18	278	30,0	2,34 1,81-3,04	0,000
18 a 23	195	26,8	2,11 1,62-2,77	0,000
> 24 + filho de ordem 1	1283	12,8	1,00	—
Idade Materna				
< 18	40	9,7	0,57 0,22-1,51	0,257
18 - 34	1410	16,2	1,00	—
35 e +	306	23,0	1,43 1,03-1,96	0,028
Assistência Pré-natal				
Sim	1450	15,0	1,00	—
Não	270	29,3	1,95 1,47-2,60	0,000
Rede Pública de Água				
Sim	1060	12,9	1,00	—
Não	696	23,8	1,85 1,42-2,42	0,000

6.1.2.2 Análise Múltipla

A análise múltipla dos fatores de estudo para o retardo de crescimento foi realizada através da regressão de Poisson hierarquizada, onde um elenco de fatores selecionados a partir da análise univariada definiu os modelos preditivos de prevalência, para os contextos urbano e rural. A partir da junção das bases dos dois inquéritos, foram realizadas sucessivas análises múltiplas de regressão que identificaram, nos diferentes níveis hierárquicos do modelo, os fatores determinantes significativamente associados ao déficit de estatura na infância.

Os fatores de estudo e as possíveis variáveis de controle foram agrupados em blocos, ordenados segundo a precedência com que influiriam sobre o estado nutricional na infância. Em primeiro lugar, a ação conjunta do fator socioeconômico, representado pela escolaridade do chefe do domicílio e variáveis controle (sexo, idade da criança e ano do inquérito), foi testada, configurando o bloco socioeconômico; seguida da inclusão do bloco de variáveis reprodutivas e escolaridade materna; e finalmente das variáveis relativas ao acesso a serviços— a assistência pré-natal e a rede de abastecimento de água.

Os fatores associados à desnutrição infantil, identificados pelos modelos hierarquizados de regressão de Poisson no contexto urbano, foram representados pela escolaridade do chefe do domicílio, os antecedentes reprodutivos maternos —a ordem de nascimento e o intervalo interpartal prévio—, além do acesso à assistência pré-natal e à rede de abastecimento pública de água.

No setor urbano, baixos níveis de escolaridade do chefe do domicílio representaram um acréscimo na prevalência de retardo de crescimento duas vezes o estimado em crianças cujo domicílio possuía chefes com escolaridade acima do nível elementar (RP=2,0). Um efeito similar foi atribuído à baixa escolaridade materna, onde níveis inferiores ao

elementar aumentaram em 1,5 vezes o risco de retardo de crescimento na infância (Tabela 10).

Quanto às variáveis reprodutivas, elevadas ordens de nascimento (igual ou superior a 3) corresponderam a um acréscimo de 36% sobre a prevalência de retardo de crescimento estimada em crianças de ordens inferiores. Por outro lado, o risco do déficit de estatura para as crianças espaçadas por curtos intervalos interpartais (inferiores a 24 meses) foi 1,8, o que expressa a ocorrência de 78% mais desnutrição entre os nascidos após estreitos espaçamentos entre irmãos. A idade materna não representou uma condição de risco relevante para o retardo do crescimento nos dois extremos da vida reprodutiva.

A ausência de cuidados pré-natais incidiu num risco adicional de 24% de déficit estatural, assim como domicílios não servidos pela rede pública de abastecimento de água estiveram associados ao aumento de 1,3 vezes a ocorrência de retardo do crescimento infantil.

Tabela 10
Análise múltipla hierarquizada de Poisson: razão de prevalências ajustadas segundo características socioeconômicas, reprodutivas e de acesso a serviços no banco conjunto de crianças menores de cinco anos, estudadas pela DHS 1986e DHS 1996, Nordeste Urbano.

	Modelo	Rz prevalência	IC	p-valor
N í v e l	Sexo			
	Fem	0,75	0,61-0,93	0,009
	Masc	1,00	—	—
	Idade (meses)			
	<12	1,00	—	—
	12 a 23	2,73	1,74-4,31	0,000
	24 e mais	2,09	1,34-3,25	0,001
	Ano do Inquérito			
	1986	1,72	1,29-2,29	0,000
	1996	1,00	—	—
N í v e l	Escolaridade do chefe (anos)			
	Até 3	2,01	1,54-2,63	0,000
	4 e mais	1,00	—	—
	Escolaridade materna			
	0 a 3 anos	1,49	1,08-2,04	0,014
	4 anos e mais	1,00	—	—
	Ordem de Nascimento			
	1 e 2	1,00	—	—
	3 e mais	1,36	1,03-1,78	0,028
	Intervalo Interpartal			
N í v e l	Ordem 1 ou 24 meses e mais	1,00	—	—
	< 18 meses	1,77	1,30-2,40	0,000
	18 a 23 meses	1,79	1,32-2,42	0,000
	Assistência Pré-natal			
	Sim	1,00	—	—
	Não	1,24	0,94-1,62	0,123
	Rede pública de água			
	Sim	1,00	—	—
	Não	1,31	0,98-1,73	0,065

FONTE: Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar - Brasil /86.
Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (PNDS) - Brasil /96
OBS: Valores da razão de prevalência para o primeiro nível de inclusão da covariável no modelo.

6.1.3 Estimativa da Variação Esperada na Prevalência Segundo os Fatores de Estudo

6.1.3.1 Nordeste 1986-1996

A variação esperada na prevalência do retardo de crescimento entre os inquéritos foi obtida pelo cálculo da fração atribuível (KLEINBAUM, 1982), que avalia os efeitos de variações na composição dos fatores de risco no tempo sobre os níveis de prevalência. Assim sendo, a fração atribuível a cada fator na redução da prevalência do retardo de crescimento, a partir das mudanças descritas anteriormente entre os dois inquéritos, foi obtida ponderando-se as razões de prevalência associadas às diferentes categorias de cada um dos fatores, segundo sua distribuição relativa em 1986 e 1996.

Os intervalos interpartais aumentados e baixas ordens de nascimento lideraram as maiores reduções nos níveis de prevalência da desnutrição nas áreas urbanas do Nordeste (Tabela 11). Com efeito, estes dois fatores de risco explicariam aproximadamente 11,0% e 5,0%, respectivamente, da redução na prevalência de retardo do crescimento no período. O acesso à rede pública de abastecimento de água na área urbana contribuiu em 5,3% de redução do déficit de crescimento. As reduções sobre os níveis de desnutrição, como resultado de maior escolaridade materna, representaram 3,9% na década.

Tabela 11
Reduções Esperadas na Prevalência do Retardo do Crescimento na Infância segundo Variações nos Fatores de Risco no Período - Nordeste Urbano 1986 e 1996

	Distribuição % Nordeste Urbano DHS 86	Distribuição % Nordeste Urbano DHS 96	Razão de Prevalência NEDHS 86+96	Redução Esperada na Prevalência
Escolaridade materna				
0 a 3 anos	41,2	31,5	1,49	-3,9
4 e mais	58,8	68,5	1,00	
Ordem de nascimento				
Ordens 1 e 2	45,9	62,6	1,00	-5,0
Ordem 3 e mais	54,1	37,4	1,36	
Intervalo interpartal prévio				
Ordem 1 ou 24m e mais	60,8	79,6	1,00	-11,0
< 18 meses	24,0	11,4	1,77	
18 a 23 meses	15,1	9,0	1,79	
Rede pública de água				
Sim	48,7	68,6	1,00	-5,3
Não	51,3	31,4	1,31	

Ajustado por sexo, idade da criança, ano do inquérito e escolaridade do chefe do domicílio

OBS: rz_prevalência foi obtida a partir da regressão de Poisson
valores da razão de prevalência para o primeiro nível de inclusão da covariável no modelo.

6.1.3.2 Cenário Centro-Sul

Um segundo exercício de estimação da redução hipotética nos níveis de prevalência de retardo de crescimento consistiu na simulação da distribuição dos fatores de estudo, idêntica à observada na Região Centro-Sul. Esta simulação corresponde à hipótese de que se os fatores de estudo presentes no Nordeste urbano em 1996 assumissem a mesma distribuição da Região Centro-Sul em 1996, a queda complementar nos níveis de prevalência seria da ordem de 7,5% em relação à escolaridade materna crescente

(Tabela 12). Os antecedentes reprodutivos maternos, paridade e espaçamento entre os nascimentos, contribuiriam em 3,1% e 6,0%, respectivamente, na redução adicional dos níveis de retardo do crescimento, sob a hipótese de que estes dois fatores se distribuíssem de forma semelhante à Região Centro-Sul.

Em menor intensidade, a proporção de domicílios servidos pelo sistema público de abastecimento de água também reduziria em 4,8% os níveis de retardo do crescimento, caso a distribuição desse serviço observasse as proporções da região Centro-Sul.

As reduções obtidas no cenário, que projeta a distribuição dos fatores de exposição à semelhança da Região Centro-Sul, são duplicadas no tocante à escolaridade materna, quando comparadas à variação esperada a partir dos avanços produzidos nesses fatores entre 1986 e 1996, na Região Nordeste. Em contrapartida, as reduções devidas aos demais fatores foram menores que as produzidas no Nordeste na década.

O impacto de cada fator na prevalência do déficit de crescimento é função da magnitude da razão de prevalência e da variação observada na frequência dos fatores de estudo no período. O efeito resultante das mudanças produzidas na década, no que se refere aos padrões reprodutivos, cuidados em saúde, escolaridade materna e acesso ao sistema de abastecimento de água, sobre os níveis de prevalência do retardo de crescimento, foi positivo para cada um desses fatores.

Tabela 12
Reduções Estimadas na Prevalência do Retardo do Crescimento na Infância caso o Nordeste Urbano
Apresentasse Distribuição dos Fatores de Estudo Semelhantes ao Centro-Sul Urbano Nordeste e Centro-Sul
1996

	Distribuição % Nordeste Urbano DHS 96	Distribuição % Centro-Sul Urbano DHS 96	Razão de Prevalência NEDHS 86+96	Redução Esperada na Prevalência
Escolaridade materna				
0 a 3 anos	31,5	13,6	1,49	-7,5
4 e mais	68,5	86,5	1,00	
Ordem de nascimento				
Ordens 1 e 2	62,6	72,1	1,00	-3,1
Ordem 3 e mais	37,4	27,8	1,36	
Intervalo interpartal prévio				
Ordem 1 ou 24m e mais	79,6	88,6	1,00	-6,0
< 18 meses	11,4	5,4	1,77	
18 a 23 meses	9,0	6,0	1,79	
Rede pública de água				
Sim	68,6	85,8	1,00	-4,8
Não	31,4	14,2	1,31	

Ajustado por sexo, idade da criança, ano do inquérito e escolaridade do chefe do domicílio

OBS: rz_prevalência foi obtida a partir da regressão de Poisson
valores da razão de prevalência para o primeiro nível de inclusão da covariável no modelo.

6.2 NORDESTE RURAL

6.2.1 Evolução dos Fatores de Estudo no Período

A Tabela 13 apresenta a variação produzida na década na distribuição dos fatores de estudo no setor rural.

No que diz respeito aos antecedentes reprodutivos maternos, as crianças de elevadas ordens de nascimento estiveram menos representadas também em área rural no período 1986/1996. Uma queda de 16,2% na proporção de crianças de alta paridade (igual ou superior a 3 filhos) foi registrada entre as mulheres amostradas. Observou-se também entre os dois inquéritos, queda de 24,0% na proporção de crianças nascidas após um intervalo interpartal inferior a dois anos. Estes dois fatores de risco foram substancialmente reduzidos nos últimos dez anos, configurando supostamente, um cenário positivo para a normalidade antropométrica na infância. A proporção de crianças nascidas de mães jovens (<18 anos) cresceu no período, em oposição à queda de filhos de mães em idades mais tardias (-19,6%).

Na seqüência dos fatores demográficos relativos ao padrão reprodutivo das famílias, as famílias das crianças amostradas tiveram seu tamanho reduzido entre os dois inquéritos. A proporção de crianças conviventes em famílias com 5 membros e mais sofreu uma queda de 10,2%.

Quanto à escolaridade materna, aumentos expressivos foram observados na década, principalmente com relação à escolaridade elementar. Duplicou-se a proporção de filhos de mães com 4 anos de estudos, o que configura importante condição para a redução da desnutrição.

Também em área rural observou-se uma expansão do acesso ao cuidado pré-natal. A porcentagem de crianças cuja mãe não foi assistida por profissional médico durante a gravidez decresceu 34,1% no período. Entretanto, é importante mencionar que mais de 40% das crianças amostradas, eram filhos de mulheres que não receberam nenhum tipo de assistência médica no período pré-natal, no último inquérito.

No meio rural, a proporção de crianças residentes em domicílios não atendidos por canalização interna de água decresceu 8,6% durante a década que separa os dois inquéritos.

Tabela 13
Distribuição das crianças menores de cinco anos estudadas nas DHS 1986 e 1996 segundo condições desfavoráveis quanto a características reprodutivas e escolaridade materna e acesso

Variáveis	1986	1996	Variação (%)
	N = 571	N = 533	
Escolaridade Materna (anos)			
0 a 3	82,7	63,4	-23,3
Ordem de Nascimento			
>=3	66,7	55,9	-16,2
>=5	41,6	31,7	-23,8
Intervalo Interpartal (meses) (*)			
<18	31,9	24,6	-22,9
<24	52,9	40,2	-24,0
Idade materna (anos)			
< 18	0,8	4,8	500,0
35 e +	28,0	22,5	-19,6
Assistência Pré-natal			
Não	63,0	41,5	-34,1
Nº de pessoas/domicílio			
5 e mais	75,2	67,5	-10,2
Nº de crianças <5 anos/domicílio			
3 e mais	22,0	24,5	11,4
Rede pública de água			
não	95,2	87,0	-8,6

(*) Nascimentos de ordem 1 foram excluídos

6.2.2 Razões de Prevalência Associadas aos Fatores de Estudo

6.2.2.1 Análise Univariada

A prevalência de déficit de crescimento no nordeste rural em 1986 foi 42% maior do que a observada em 1996 ($RP=1,4$).

No que tange às variáveis reprodutivas, a prevalência de retardo do crescimento configurada por curtos intervalos interpartais excedeu em 34% a prevalência estimada entre as crianças espaçadas por no mínimo 24 meses, enquanto a prevalência desse efeito associada à alta paridade materna, traduzida por ordens de nascimento iguais ou superiores a 3, foi 61% maior do que a prevalência estimada entre crianças de ordens 1 e 2. A idade materna não se associou a uma maior prevalência de desnutrição.

O nível de escolaridade materna abaixo do elementar duplicou a probabilidade de déficit estatural ($RP=2,1$) para os filhos dessas mulheres.

Por outro lado, a ausência da assistência pré-natal esteve associada a uma maior prevalência de desnutrição na infância: o risco para as crianças sem assistência pré-natal aumentou em 44% (Tabela 14).

A falta de acesso a um sistema de canalização interna de água representou uma condição de risco para desnutrição na infância, definindo uma razão de prevalência duas vezes maior do que a estimada para crianças presentes em domicílios servidos por algum sistema de abastecimento de água ($RP=2,2$).

A identificação dos fatores de risco associados à desnutrição crônica em áreas rurais, conduzida pela análise univariada, aponta a falta de acesso a um sistema de

fornecimento de água e baixos níveis de escolaridade materna, como os fatores de exposição mais associados à desnutrição na infância nesse nível de análise.

Tabela 14 - Prevalência de déficit de crescimento e razão de prevalência bruta segundo características socioeconômicas, reprodutivas e de acesso a serviços no banco conjunto de crianças menores de cinco anos, estudadas pela DHS 1986 e DHS 1996, Nordeste Rural

Variáveis	N	Prevalência (%)	RP bruta IC 95%	p-valor
Sexo				
Feminino	713	29,5	0,89 0,76–1,04	0,131
Masculino	636	33,1	1,00	—
Idade (meses)				
< 12	257	15,9	1,00	—
12 - 23	265	40,6	2,59 1,70–3,95	0,000
24 e +	827	32,9	2,10 1,44–3,05	0,000
Ano do Inquérito				
1986	646	36,4	1,42 1,10–1,84	0,007
1996	703	25,6	1,00	—
Escolaridade do Chefe do Domicílio (anos)				
Até 3	1019	32,8	1,58 1,13–2,19	0,007
4 e mais	219	21,0	1,00	—
Escolaridade Materna (anos)				
0 a 3	985	36,1	2,05 1,58–2,66	0,000
4 e mais	364	17,7	1,00	—
Ordem de Nascimento				
1 e 2	528	22,6	1,00	—
3 e +	821	36,5	1,61 1,30–1,98	0,000
Intervalo Interpartal Prévio (meses)				
< 18	301	38,9	1,34 1,15–1,56	0,000
>18 ou filho de ordem 1	1048	28,9	1,00	—
Idade Materna				
< 18	40	26,7	0,92 0,54–1,56	0,756
18 - 34	972	30,6	1,00	—
35 e +	337	33,0	1,08 0,86–1,35	0,509
Assistência Pré-natal				
Sim	659	25,4	1,00	—
Não	670	36,8	1,44 1,17–1,78	0,001
Água com Canalização Interna				
Sim	128	14,6	1,00	—
Não	1219	32,7	2,22 1,21–4,05	0,010

6.2.2.2 Análise Múltipla

No setor rural, o elenco de fatores de exposição identificado pela análise múltipla foi composto pela mesma seleção estabelecida para o setor urbano (Tabela 15).

Os baixos níveis de escolaridade, tanto da chefia domiciliar quanto materna, ampliaram em mais de 50% o risco de retardo de crescimento na infância (RP=1,55 e 1,65 respectivamente).

Entre os fatores reprodutivos, a idade materna precoce ou tardia (menor do que 18 anos ou maior do que 35 anos) não configurou risco significativo para o retardo do crescimento. Por outro lado, elevadas ordens de parturição e intervalos interpartais curtos (<18 meses) representaram ambos uma condição de risco adicional 1,3 vezes maior do que os riscos estimados em crianças de baixas ordens de nascimento ou espaçadas por maiores intervalos.

A ausência da assistência pré-natal aumentou 1,3 vezes o risco de retardo do crescimento. Assim sendo, todos os fatores relativos à saúde reprodutiva – alta paridade, curtos espaçamentos entre os nascimentos e cuidados pré-natais ausentes ou insatisfatórios – estiveram fortemente associados ao retardo do crescimento infantil, mesmo quando os fatores socioeconômicos foram controlados.

A falta de abastecimento de água esteve associada a um risco de déficit de crescimento 1,7 vezes maior do que o observado entre crianças cujo domicílio era servido por um sistema de fornecimento de água.

Tabela 15
Análise múltipla hierarquizada de Poisson: razão de prevalências ajustadas segundo características socioeconômicas, reprodutivas e de acesso a serviços no banco conjunto de crianças menores de cinco anos, estudadas pela DHS 1986 e DHS 1996, Nordeste Rural.

	Modelo	Rz prevalência	IC	p-valor
N í v e l 1 2 3	Sexo			
	Fem	0,87	0,75-1,02	0,087
	Masc	1,00	—	—
	Idade (meses)			
	<12	1,00	—	—
	12 a 23	2,46	1,64-3,70	0,000
	24 e mais	1,92	1,35-2,75	0,000
	Ano do Inquérito			
	1986	1,40	1,06-1,84	0,017
	1996	1,00	—	—
	Escolaridade do chefe (anos)			
	Até 3	1,55	1,11-2,16	0,010
	4 e mais	1,00	—	—
N í v e l 2	Escolaridade materna			
	0 a 3 anos	1,65	1,22-2,22	0,001
	4 anos e mais	1,00	—	—
	Ordem de Nascimento			
	1 e 2	1,00	—	—
	3 e mais	1,25	1,01-1,56	0,042
	Intervalo Interpartal			
	Ordem 1 ou 18 meses e mais	1,00	—	—
	< 18 meses	1,25	1,06-1,48	0,009
	Assistência Pré-natal			
	Sim	1,00	—	—
	Não	1,27	1,02-1,58	0,030
3	Água com Canalização Interna			
	Sim	1,00	—	—
	Não	1,68	0,95-2,99	0,076

FONTE: Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar - Brasil /86.
 Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (PNDS) - Brasil /96
 OBS: Valores da razão de prevalência para o primeiro nível de inclusão da covariável no modelo.

6.2.3 Variação Esperada na Prevalência Segundo os Fatores de Estudo

6.2.3.1 Nordeste 1986-1996

Reduções hipotéticas nos níveis de desnutrição foram estimadas através da fração atribuível a cada fator identificado a partir da análise de regressão de Poisson hierarquizada (Tabela 16).

Variações esperadas distintas das estimadas em área urbana foram observadas para o meio rural. A escolaridade materna e o acesso à atenção pré-natal mostraram-se como os possíveis fatores mais expressivos na redução dos níveis de prevalência do déficit de crescimento na infância. O primeiro deles explicaria 8,1%, enquanto a assistência ao cuidado pré-natal produziria uma diminuição em 5,0% da variação nos níveis do retardo estatural na década. Reduções menos importantes foram atribuídas às variáveis relativas ao padrão reprodutivo, o intervalo entre os nascimentos e a ordem de nascimento da criança, 2,4% e 1,9%, respectivamente.

No contexto rural, as variáveis de conteúdo informativo e de acesso a serviços estariam mais correlacionadas aos déficits de crescimento na infância.

Tabela 16
Reduções Esperadas na Prevalência do Retardo do Crescimento na Infância segundo Variações nos Fatores de Risco no Período - Nordeste Rural 1986 e 1996

	Distribuição % Nordeste Rural DHS 86	Distribuição % Nordeste Rural DHS 96	Razão de Prevalência NEDHS 86+96	Redução Esperada na Prevalência
Escolaridade materna				
0 a 3 anos	82,7	63,4	1,65	-8,1
4 e mais	17,3	36,6	1,00	
Ordem de nascimento				
Ordens 1 e 2	33,3	44,1	1,00	-2,3
Ordem 3 e mais	66,7	55,9	1,25	
Intervalo interpartal prévio				
Ordem 1 ou 18m e mais	73,4	81,2	1,00	-1,9
< 18 meses	26,6	18,8	1,25	
Assistência pré-natal				
Sim	37,0	58,5	1,00	-5,0
Não	63,0	41,5	1,27	

Ajustado por sexo, idade da criança, ano do inquérito e escolaridade do chefe do domicílio

OBS: rz_prevalência foi obtida a partir da regressão de Poisson
valores da razão de prevalência para o primeiro nível de inclusão da covariável no modelo.

6.2.3.2 Cenário Centro-Sul

A Tabela 17 mostra a variação nos níveis de prevalência do déficit de estatura, caso os fatores de estudo assumissem níveis semelhantes à região Centro-Sul.

Com relação às populações rurais, as frações de impacto mais importantes sobre os níveis de prevalência foram representadas pela escolaridade materna e o acesso ao cuidado pré-natal, que reduziriam estes níveis em 15,7% e 8,1%, respectivamente. No tocante aos fatores reprodutivos, intervalo interpartal e ordem de nascimento, essa

simulação resultaria numa redução de 2,3 % e 4,3% no déficit de crescimento na infância, respectivamente. A extensão desse impacto reflete maior desvantagem da região Nordeste rural, no que se refere aos níveis de escolaridade materna, incidência de gestações de alto risco e cobertura da atenção pré-natal, vigentes em 1996, quando comparado à região Centro-Sul em 1996, assim como o nível da razão de prevalência associada a estes fatores no Nordeste rural.

Tabela 17
Reduções Estimadas na Prevalência do Retardo do Crescimento na Infância caso o Nordeste Rural Apresentasse Distribuição dos Fatores de Estudo Semelhantes ao Centro-Sul Rural Nordeste e Centro-Sul 1996

	Distribuição % Nordeste Rural DHS 96	Distribuição % Centro-Sul Rural DHS 96	Razão de Prevalência NEDHS 86+96	Redução Esperada na Prevalência
Escolaridade materna				
0 a 3 anos	63,4	29,2	1,65	-15,7
4 e mais	36,6	70,8	1,00	
Ordem de nascimento				
Ordens 1 e 2	44,1	64,0	1,00	-4,3
Ordem 3 e mais	55,9	36,1	1,25	
Intervalo interpartal prévio				
Ordem 1 ou 18m e mais	81,2	90,7	1,00	-2,3
< 18 meses	18,8	9,3	1,25	
Assistência pré-natal				
Sim	58,5	91,8	1,00	-8,1
Não	41,5	8,2	1,27	

Ajustado por sexo, idade da criança, ano do inquérito e escolaridade do chefe do domicílio

OBS: rz_prevalência foi obtida a partir da regressão de Poisson
valores da razão de prevalência para o primeiro nível de inclusão da covariável no modelo.

Os níveis esperados do retardo do crescimento no Nordeste urbano e rural mostraram-se muito distantes do nível médio observado no período, quando assumimos a distribuição

dos fatores de risco presentes na região Centro-Sul, pois a cobertura da assistência pré-natal e, principalmente, a escolaridade feminina apresentaram patamares muito inferiores aos existentes na região Centro-Sul.

7 DISCUSSÃO

A prevalência do déficit de crescimento na infância diminuiu no período 1986 e 1996 nos setores urbano e rural da região Nordeste. Observou-se uma redução de 44,2% nos níveis de retardo do crescimento no setor urbano, enquanto a redução no setor rural foi aproximadamente 30% na década em estudo.

Este estudo destaca a influência de padrões reprodutivos mais favoráveis, traduzidos por espaçamentos entre nascimentos mais longos e menor paridade sobre os níveis de prevalência do retardo de crescimento na infância no Nordeste. No Nordeste urbano, observou-se que frações importantes da redução do déficit de estatura na infância no período 86/96 são atribuídas aos padrões reprodutivos mais favoráveis, configurados por maiores intervalos entre os nascimentos (10,2%) e menor paridade (6,0%). No Nordeste rural, a redução atribuída aos fatores reprodutivos maternos correspondeu a uma parcela menor, (4,4%) do declínio nos níveis de prevalência observado no período.

A influência diferenciada dos fatores reprodutivos sobre a queda de prevalência da desnutrição no Nordeste urbano e rural remete à existência de patamares diferenciados nos níveis de fecundidade nos dois setores. A diferença entre o número de filhos por mulher nos setores urbano e rural atingia três filhos no início do período analisado, reduzindo-se a dois filhos em 1996. O nordeste urbano exibia um número médio de filhos por mulher igual a 3,7 em 1986 que atingiu 2,5 filhos em 1996, enquanto o nível de fecundidade no meio rural situava-se em 6,7 filhos em 1986, e reduziu-se a 4,5 em 1996. A paridade mais elevada presente no Nordeste rural implica numa maior proporção de nascimentos espaçados por curtos intervalos, cuja variação no período foi menor do que a registrada no Nordeste urbano. Reduções distintas nas categorias de exposição dos fatores reprodutivos presumivelmente explicam a repercussão diferenciada dos mesmos nos dois contextos.

Um maior número de filhos interfere sobre diversos aspectos da saúde na infância: limita a eficiência dos serviços de saúde, compromete o tempo e qualidade do cuidado materno, reduz a eficiência econômica intrafamiliar, aumenta a difusão de infecções, todos estes com repercussão negativa potencial sobre o estado nutricional da criança (MONTEIRO et al., 2000b; CARVALHAES e BENÍCIO, 2002).

Os resultados encontrados são similares àqueles apresentados por Mc. CRACKEN et al. (1991) que investigou as mudanças nas características dos nascimentos e o impacto destas mudanças sobre a mortalidade infantil no Brasil entre 1970/75–1980/85. A análise baseou-se na história reprodutiva coletada na DHS 1986. A metodologia utilizada consistiu na padronização hierárquica dos coeficientes da regressão logística^{13,14}. Mudanças nas características dos nascimentos durante um período de declínio da fecundidade no Brasil e particularmente no Norte/Nordeste contribuíram para o aumento da sobrevivência na infância no período 1970-75 e 1980-85. A padronização do risco de mortalidade infantil sugere que variações conjuntas na composição de nascimentos – idade materna, ordem de parturição, intervalo prévio e concepção subsequente – explicaram de 26-50% (segundo o cenário de padronização considerado) do declínio na mortalidade infantil no Norte/Nordeste e entre 5 a 7% nas demais regiões na década. Ao passo que mudanças na educação materna contribuíram

¹³ Dois exercícios de padronização foram realizados. O primeiro calculou o risco padronizado de óbito infantil segundo as covariáveis, utilizando a estrutura de risco de mortalidade estimada para 1970-75 e adotando como população-padrão a composição das covariáveis em 1980-85. O segundo exercício procedeu ao cálculo inverso, calculando-se o risco padronizado a partir da estrutura de riscos estimados para 1980-85 e tomando-se como população-padrão a distribuição dos estratos das características em estudo em 1970-75.

¹⁴ Segundo os autores, para modelos ajustados sequencialmente, isto é, começando com o modelo nulo e acrescentando-se progressivamente as variáveis explicativas, seria possível estimar a mudança no risco, associada à variação na composição da característica em estudo, a cada estágio do modelo construído. Este procedimento é essencialmente a padronização direta, com a diferença que neste caso, a padronização está baseada nos valores ajustados da regressão logística, sendo progressiva e sequencial, pois ela ocorre com cada novo modelo de regressão. A cada estágio, o efeito de composição de uma variável incluída, isenta do efeito de variáveis já inseridas no modelo, pode estar associado com diferenças nos níveis de mortalidade infantil entre os dois inquéritos.

em 22-32% (segundo o cenário de padronização considerado) para o declínio na mortalidade infantil no Norte/Nordeste e aproximadamente 15% nas demais regiões.

Mudanças hipotéticas no comportamento reprodutivo no sentido de práticas mais favoráveis de fecundidade reduziriam a mortalidade na infância dramaticamente em muitos países em desenvolvimento.

RUZICKA e KANE (1988) notam que se todas as crianças nascessem espaçadas por um período de 2 anos, 1 em 5 óbitos infantis poderia ser evitado. Se crianças em países em desenvolvimento nascessem de mulheres no início de sua vida reprodutiva (20-34), TRUSSEL e PEBLEY (1984) estimam que a mortalidade infantil e juvenil cairiam cerca de 5%. E, se nascimentos de ordem 4 e mais fossem eliminados (no Paquistão, Indonésia, Filipinas e Siri Lanka) a mortalidade infantil e juvenil cairia em 4 a 8%, respectivamente. Segundo estes estudos, projeções hipotéticas baseadas na eliminação de características reprodutivas desfavoráveis, a exemplo daquelas orientadas em políticas públicas, vislumbram reduções importantes nos indicadores de saúde na infância.

Vários estudos têm associado os antecedentes reprodutivos maternos ao déficit estatural na infância. AERTS, DRACHLER, e GIUGLIANI (2004) a partir de um estudo transversal de base populacional sobre os determinantes do retardo no crescimento de crianças com menos de cinco anos em Porto Alegre, utilizando um modelo multivariado hierarquizado, encontram que as crianças com maior prevalência tinham as seguintes características: idade materna ao nascimento < 20 anos (OR: 1,73), terceira ou mais posição entre os irmãos (OR: 2,04), intervalo interpartal anterior < 24 meses (OR: 1,69), renda per capita < 0,8 salário mínimo (OR: 3,95), mães sem escolaridade (OR: 17,17), condições inadequadas de moradia (OR: 2,75).

RAFALIMANANA e WESTOFF (2000) analisaram as implicações da realização de espaçamentos entre nascimentos 'desejados' sobre três indicadores de desnutrição,

usando dados da DHS em 20 países da África Subsaariana. O procedimento adotado para avaliar os efeitos potenciais dos intervalos entre nascimentos 'desejados' sobre o estado nutricional consistiu em padronizar a prevalência de crianças *stunted*, *wasted*, e *underweight* segundo a distribuição dos intervalos prévios 'desejados' pelas mães. Desta maneira recalculou-se a prevalência de desnutrição esperada se as preferências prevalecessem, embora na ausência de variáveis controle como educação materna, renda familiar, ordem de nascimento, etc. Em Comoros, Ghana, Kenya, e Zimbabwe a realização de intervalos interpartais desejados, em média, reduziria *stunting*, *wasting*, e *underweight* em 7%, 10%, e 8%, respectivamente. Nos dezesseis países remanescentes, a redução esperada na prevalência de desnutrição seria inferior a 2%, em média.

Em análise de dados coletados pela DHS 86 em 16 países em desenvolvimento, DESAI (1992a) examina o impacto do tamanho da família e do intervalo decorrido entre os nascimentos sobre o crescimento físico da criança. O autor conclui que crianças espaçadas por intervalos inferiores a dezoito meses apresentaram menor índice altura/idade quando comparadas àquelas com intervalos maiores. O efeito da ordem de nascimento revelou-se menos conclusivo, apresentando significância estatística em apenas 6 dos países estudados. O impacto da presença de um irmão em idade menor de 5 anos sobre o índice altura/idade (controlados a ordem ao nascer e espaçamento) mostrou-se fortemente negativo no Nordeste do Brasil.

Pesquisas mais antigas sobre as conseqüências da fecundidade para o bem-estar da criança foram inconclusivas. Estudos conduzidos em países desenvolvidos indicam uma relação inversa forte entre o número de irmãos que uma criança tem e uma variedade de marcadores do bem-estar da criança, incluindo desempenho escolar, habilidade cognitiva, saúde e nutrição (BLAKE, 1989; DESAI et al., 1989; BELMONT e MAROLLA, 1973; HEER, 1985). Por outro lado, os resultados a partir de países em desenvolvimento são mistos. Alguns estudos têm encontrado um forte impacto negativo do tamanho da família sobre o bem-estar da criança (KNODEL et al., 1990;

BIRDSALL, 1982; PSACHAROPOULOS e ARRIGADA, 1989); outros têm encontrado que o tamanho da família fora menos importante (MOCK e LESLIE, 1986); e outros até encontraram um impacto positivo do tamanho da família sobre o bem-estar da criança, particularmente para a criança mais velha ou mais jovem (GOMES, 1984). A metodologia empregada nesses estudos difere consideravelmente e poucos estudos examinam mais de uma sociedade, o que talvez explique a discordância destes resultados. Ainda que alguns pesquisadores, particularmente MUELLER (1984b), tenham sugerido que a relação entre tamanho da família e conseqüências para criança possa depender do nível do desenvolvimento socioeconômico da sociedade, um quadro teórico para examinar as condições nas quais a alta fecundidade limita as opções da criança não tem sido completamente desenvolvido.

No presente estudo, cerca de 60% das crianças no último período analisado estão incluídas em pelo menos uma categoria de elevado risco de desnutrição: em conseqüência da mãe ter menos de 18 anos ou mais de 35 anos, ou por ter ocorrido antes de se terem passado 24 meses do nascimento anterior, ou por ser o terceiro ou mais, na ordem dos nascimentos. A expansão de serviços de planejamento familiar que assistam às mulheres que desejam postergar, espaçar ou limitar nascimentos contribuirá para reduzir esse risco.

Além dos fatores reprodutivos, outros fatores de estudo tiveram impacto significativo, porém menor sobre o crescimento infantil no Nordeste urbano: o acesso à rede pública de água (5,3%) e a escolaridade materna (3,9%) (Gráfico 2).

No meio rural, os demais fatores responsáveis pela redução da prevalência do déficit de crescimento foram representados pelo aumento dos níveis de escolaridade materna (8,1%) e a expansão do acesso à atenção pré-natal (5,0%).

Gráfico 2 - Reduções esperadas na prevalência do retardo de crescimento na infância, segundo mudanças observadas nos fatores de risco selecionados no período 1986-1996 Nordeste Urbano/Rural

Com relação ao impacto produzido pela baixa escolaridade materna observou-se uma influência de menor magnitude no Nordeste urbano. No meio rural, a escolaridade materna assume uma importância maior na redução dos déficits de crescimento. Uma possível explicação para este fato reside na constatação de que o Nordeste rural parte de níveis bem mais elevados de baixa escolaridade materna (82,7%) implicando um potencial de impacto maior.

Os resultados encontrados neste estudo quanto ao papel da escolaridade materna alinham-se aos de publicações que mostram a importância da determinação de fatores sociais sobre o crescimento infantil (CARVALHAES e BENÍCIO, 2002; ENGSTROM e

ANJOS, 1999; GUIMARÃES et al., 1999). O efeito da escolaridade materna ocorre possivelmente por vários caminhos. Diversos autores defendem a hipótese de que a educação materna viabiliza melhor adequação do cuidado infantil, maior valorização das práticas de higiene, das medidas de prevenção e tratamento das doenças e confere a mulher melhor habilidade para obter informações e relacionar-se com o meio de modo a gerar recursos que atendam às necessidades da criança (ENGLE, 1991; LEVINE, 1991; GULDAN, 1993). Além disso, esse canal de conhecimentos atua provavelmente, estreitando a relação com os serviços de saúde ou outras formas de ajuda comunitária e, mesmo, articulando-se com outros fatores do meio social, como trabalho, renda, condições do ambiente físico (DRACHLER et al., 2003).

A redução nos déficits de crescimento na infância atribuída à realização da atenção pré-natal mostrou-se distinta nos contextos urbano e rural. O acesso à assistência pré-natal cresceu 14% no Nordeste urbano, atingindo 88% das crianças nessa amostra. Por sua vez, no meio rural, este crescimento foi muito superior (58%) no período, apesar de estender-se a apenas 58,5% das crianças.

Análises exploratórias realizadas por este estudo mostraram que alguns atributos maternos, tais como a idade da mulher à maternidade, seu nível de instrução e paridade, são fatores associados à realização do cuidado pré-natal. Entre as mulheres com idade de 20 a 34 anos, observa-se uma maior proporção de nascimentos com atenção pré-natal do que entre aquelas mulheres nos extremos da vida reprodutiva, considerados de risco. Os primeiros filhos apresentaram os maiores percentuais de atendimento pré-natal. Na medida em que aumenta a ordem do nascimento, a atenção pré-natal diminui progressivamente. Quanto maior o nível de instrução materna, maior a proporção de crianças assistidas por profissional médico na gravidez da mãe, atingindo 70% entre as mulheres com 4 ou mais anos de estudo, enquanto que, entre as mães sem nenhuma instrução, esta porcentagem foi de apenas 7,6%, no Nordeste urbano (dados não apresentados).

Quanto à influência da disponibilidade de água, verificou-se diminuição da prevalência de desnutrição atribuível a este benefício nas áreas urbana e rural. TEIXEIRA e PUNGIRUM (2005) encontraram associação positiva entre a cobertura populacional por sistema de abastecimento de água e por sistema de esgotamento sanitário e indicadores epidemiológicos, como taxa de mortalidade infantil e mortalidade por enfermidades diarreicas agudas na infância, nos países da América Latina e do Caribe. A partir dos resultados encontrados, os autores enfatizam os benefícios do saneamento ambiental sobre a diminuição da mortalidade por doenças diarreicas e parasitárias e conseqüente melhoria do estado nutricional das crianças.

DRACHLER et al. (2003), em estudo transversal de base populacional realizado em Porto Alegre, investigam, através de regressão linear multinível, o efeito de condições sócio-econômicas, demográficas, de saúde e dos ambientes físico e social sobre a altura de crianças de 12 a 59 meses. A área de localização do domicílio foi classificada como bem e mal provida em infra-estrutura habitacional. A estatura na infância mostrou-se positivamente associada à escolaridade e qualificação ocupacional dos pais, renda, qualidade de moradia, idade materna, intervalo interpartal, e negativamente relacionada ao número de menores de cinco anos no domicílio.

Neste estudo, o exercício de simulação, que projeta para o Nordeste a distribuição dos fatores de estudo presentes na região Centro-Sul em 1996, caracterizada por níveis mais elevados de escolaridade materna e características reprodutivas mais favoráveis, bem como maior acesso à assistência pré-natal e ao sistema de fornecimento de água potável, ilustra as vantagens adicionais a serem conquistadas pelo Nordeste. As reduções adicionais estimadas neste quadro hipotético foram de 9,1% e 7,5% nos níveis do retardo do crescimento, representadas pela remoção de fatores reprodutivos desfavoráveis e níveis crescentes de escolaridade materna, respectivamente. O Nordeste rural, por sua vez, reduziria em 15,7% seus níveis de desnutrição, além do observado no período, se

alcançasse os elevados níveis de escolaridade materna presentes no Centro-Sul. Padrões reprodutivos mais favoráveis e maior expansão da atenção pré-natal responderiam por reduções adicionais de 6,6% e 8,1%, respectivamente, neste cenário. Estes resultados ilustram em ambos os contextos a distância que separa as regiões Nordeste e Centro-Sul.

Num contexto urbano MONTEIRO e CONDE (2000b) reafirmam os achados do presente estudo. Os autores estimaram que mudanças positivas em determinantes intermediários do estado nutricional – saneamento do meio, antecedentes reprodutivos e, em menor medida, acesso a serviços de saúde – justificaram parcela importante do declínio da desnutrição observado entre meados dos anos 80 e 90 no município de São Paulo.

Com relação às limitações metodológicas, o fato deste estudo ter utilizado dados secundários restringiu a análise às variáveis disponíveis e impossibilitou a análise de outros fatores explicativos constantes do modelo teórico, em particular informações econômicas, como a renda, e sócio-culturais, que mediam o relacionamento da fecundidade com os indicadores de saúde na infância. Cabe esclarecer que a escolaridade do chefe do domicílio foi utilizada como proxy da renda em vários estudos da área (MONTEIRO, 2000d). A aferição do indicador antropométrico foi de qualidade satisfatória. A omissão das medidas incidiu sobre 3,2% das crianças elegíveis, com apenas 0,6% de valores discrepantes (*z-scores flagged*). Apenas 0,4% das crianças elegíveis apresentaram valores desconhecidos do mês ou ano de nascimento na amostra para a região Nordeste em 1986. Embora não se disponha de uma avaliação similar segundo o domínio geográfico para o inquérito de 1996, a omissão das medições de altura, em âmbito nacional, situou-se em 9,5%.

Em síntese, os resultados deste estudo indicam a importância de características reprodutivas mais favoráveis, níveis crescentes de escolaridade materna e a universalização do acesso à atenção pré-natal e água potável. Isso confirma as hipóteses

levantadas por MONTEIRO et al. (1995), que apontam como explicação mais plausível para a redução da prevalência da desnutrição na infância o contínuo progresso na proporção de indivíduos beneficiados por serviços de saúde, educação e saneamento, progresso facilitado por taxas de fecundidade declinantes e reduzido crescimento populacional.

Os resultados encontrados sugerem que investimentos governamentais em educação, assim como em ações de planejamento familiar, atenção pré-natal e à saúde da mulher e da criança, são potencialmente úteis para, em médio e longo prazo, melhorarem os indicadores de saúde na infância. O efeito significativo das variáveis reprodutivas, ordem de parturição e espaçamentos entre os nascimentos, ressalta a importância do planejamento da reprodução. Acessos à educação e água potável mostram a importância que os recursos sociais públicos podem ter ao romper o ciclo de contaminação ambiental, diminuindo o risco de infecções recorrentes e conseqüente preservação da saúde.

8 CONCLUSÕES

Este estudo focalizou as mudanças das características reprodutivas na década e sua repercussão sobre os níveis da desnutrição crônica. Os resultados apontam para mudanças benéficas da queda da fecundidade, através de ordens de nascimentos e intervalos interpartais mais favoráveis à normalidade antropométrica.

Entre os fatores reprodutivos, a idade materna precoce ou tardia (menor do que 18 anos ou maior do que 35 anos) não configurou risco significativo para o retardo do crescimento. Enquanto que elevadas ordens de parturição e curtos espaçamentos entre os nascimentos configuraram razões de prevalência de 1,4 até 1,8 vezes mais aqueles estimados para os primeiros nascidos e intervalos mais amplos entre os irmãos, respectivamente, nos setores urbanos. Por outro lado, nos setores rurais, a alta paridade e intervalos interpartais curtos representaram, separadamente, uma condição de risco nutricional 1,3 vezes maior do que os riscos estimados em crianças de baixas ordens de nascimento ou espaçadas por maiores intervalos.

Maiores intervalos interpartais e baixas ordens de nascimento lideraram as maiores reduções nos níveis de desnutrição nas áreas urbanas do Nordeste. Com efeito, estes dois fatores de risco explicariam aproximadamente 11,0% e 5,0%, respectivamente, da redução na prevalência de retardo do crescimento no período.

Assim sendo, no setor urbano parcela importante da redução da prevalência de desnutrição no período estudado poderia ser atribuída aos antecedentes reprodutivos maternos. Com efeito, a variação esperada em função da evolução dos fatores reprodutivos correspondeu a 16,0% da redução efetivamente ocorrida na prevalência de desnutrição (44,2%).

No meio rural, reduções menos importantes foram atribuídas às variáveis relativas ao padrão reprodutivo, a ordem de nascimento da criança e o intervalo entre os nascimentos, 2,4% e 1,9%, respectivamente.

De modo que a expressão dos fatores reprodutivos no meio urbano teve um impacto maior do que o produzido no meio rural, que parece responder mais intensamente aos benefícios do aumento da escolaridade materna e o acesso à atenção pré-natal.

No Nordeste rural, após ajuste pelos demais determinantes da desnutrição, os principais fatores responsáveis pela redução da prevalência do déficit de crescimento foram o aumento dos níveis da escolaridade materna (8,1%) e a expansão do acesso à atenção pré-natal (5,0%) e, em menor medida, à diminuição da ocorrência de gestações de risco.

No setor rural, a redução atribuída aos fatores reprodutivos maternos correspondeu a uma parcela pequena, 4,2%, da variação total ocorrida no período nos níveis de prevalência (30%).

No cenário que projeta a distribuição dos fatores de estudo à semelhança da região Centro-Sul, os ganhos adicionais foram maiores no setor rural do que no setor urbano: enquanto a redução nos déficits de crescimento no Nordeste urbano atingiria 21,4% além da redução atribuída a esses mesmos fatores no período 1986-1996, no Nordeste rural, esta simulação estima uma redução adicional de aproximadamente 30,4% nos déficits de estatura acima da redução esperada no período. Em ambos os setores, a escolaridade materna produz o maior impacto na redução do nível de prevalência da desnutrição, seguido pelo espaçamento entre os nascimentos no contexto urbano, ao passo que no Nordeste rural o segundo maior fator foi representado pela assistência pré-natal.

9 BIBLIOGRAFIA

Aerts D, Drachler M, Giugliani ERJ. Determinants of growth retardation in Southern Brazil. *Cad Saúde Pública*. 2004;20(5):1182-1190.

Alves JED. As políticas populacionais e o planejamento familiar na América Latina e no Brasil. Textos para discussão. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Ciências Estatísticas; 2006; 21.

Disponível em:

http://www.ence.ibge.gov.br/publicacoes/textos_para_discussao/textos/texto_21.pdf

Barbosa L de M. O Nordeste: o declínio da fecundidade versus condições sociais em 2000. [Trabalho apresentado no seminário Tendências da Fecundidade e Direitos Reprodutivos no Brasil, 2004; Belo Horizonte.]

Barros AJD, Hirakata V. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. *BMC Med Res Methodol* [periódico na internet]. 2003 [acesso em 6 outubro 2006];3:21. Disponível em: <http://www.biomedcentral.com/1471-2288/3/21>

Belmont L, Marolla FA. Birth order, family size and intelligence. *Science*. 1973;182:1096-1101.

Beltrão KL, Sawyer DO. Medidas de mortalidade: um estudo sobre os efeitos da escolaridade da mãe e da estrutura da fecundidade em quatro áreas brasileiras. Relatório Técnico ENCE. Rio de Janeiro, 4/90; 1990.

BEMFAM/IRD. Pesquisa nacional sobre saúde materno-infantil e planejamento familiar – Brasil, 1986. Relatório. Rio de Janeiro; 1987.

BEMFAM/Macro Internacional. Brasil – Pesquisa nacional sobre demografia e saúde – PNDS 1996. Relatório. Rio de Janeiro; 1997.

BEMFAM. Nordeste Brasil - Fecundidade, anticoncepção e mortalidade infantil - Pesquisa sobre saúde familiar no Nordeste 1991. Relatório. Rio de Janeiro; 1994.

Bergsjø P, Villar J. Scientific basis for the content of routine antenatal care. II. Power to eliminate or alleviate adverse newborn outcomes: some special conditions and examinations. *Acta Obstet Gynecol Scand.* 1997;76:15-25.

Birdsall N. A cost of siblings: child schooling in urban Colombia. *Res Popul Econ.* 1982;2:115-150.

Blake J. Family size and achievement. Berkeley: University of California Press; 1989.

Boerma JT, Van Vianen HAW. Birth interval, mortality and growth of children in a rural area in Kenya. *J Biosoc Sci.* 1984;16: 475-486.

Boerma JT, Bicego GT. Preceding birth intervals and child survival: searching for pathways of influence. In: *Proceedings of Demographic and Surveys World Conference*, 1991 August 5-7; Washington DC, USA. Columbia: Inst Resour Dev Demog Health Surv; 1991. v. 1, p. 1183-1205.

Boerma JT, Sommerfelt AE, Bicego GT. Child anthropometry in cross-sectional surveys in developing countries: an assessment of the survivor bias. *Am J Epidemiol.* 1992;135: 438-449.

Cáceres Ureña FI. Determinantes da mortalidade infantil e o papel da assistência pré-natal e ao parto na República Dominicana [tese de doutorado]. Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas da UFMG; 1994.

Camarano AM. Os determinantes próximos da fecundidade nordestina: uma análise agregada. In: Fecundidade, anticoncepção e mortalidade infantil. Pesquisa sobre saúde familiar no nordeste 1991. Rio de Janeiro, 1994. p. 37-56.

Camarano AA. Fertility transition in Brazil in the twentieth century: a comparative study of three areas [doctoral thesis]. London: London School of Economics; 1996.

Cardoso MAA. Cuidado infantil e desnutrição de pré-escolares: regiões Nordeste e Sul do Brasil [tese de doutorado]. São Paulo: Faculdade de Saúde Pública da USP; 1995.

Carroli G, Rooney C, Villar J. How effective is antenatal care in preventing mortality and serious morbidity? *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2001; 15 suppl 1:1-42.

Carvalhães MA. Desnutrição e cuidado infantil: um estudo de casos e controles [tese de doutorado]. São Paulo: Faculdade de Saúde Pública da USP; 1999.

Carvalhães MA, Benício MH d'A. Capacidade materna de cuidar e desnutrição infantil. *Rev Saude Publica*. 2002;2:188-197.

Carvalho JAM, Paiva P, Sawer DR. A recente queda de fecundidade no Brasil: evidências e interpretações. Belo Horizonte: CEDEPLAR; 1981. (Monografia, CEDEPLAR, 12).

Carvalho JAM, Wong LLR. Fertility Transition in Brazil: causes and consequences. In: Guzmán, JM organizador. The fertility transition in Latin America. Oxford: Claredon Press; 1996 p. 373-396.

Cleland JG, Sathar ZA. The effect of birth spacing on childhood mortality in Pakistan. *Popul Stud (Camb)*. 1984;38:401-418.

Cruz MCC, Leite IC. Fatores de risco para déficits estaturais no segundo ano de vida: Brasil, PNDS, 1996. *Rev Bras Estud Popul*. 2002;19(1):131-140.

Cuervo MRM, Aerts DRG de, Halpern R. Vigilância do estado nutricional das crianças de um distrito de saúde no sul do Brasil. *J de Pediatr (Rio J)*. 2005;81(4):325-31.

Curtis SL, Diamond I, Donald LW. (1991). Birth interval effects and healthy families in Brazil. In: *Proceedings of Demographic and Surveys World Conference, 1991 August 5-7; Washington DC, USA*. Columbia: Inst Resour Dev Demog Health Surv; 1991. v. 1, p. 207-227.

Desai S, Lindsay Chase-Lansdale P, Robert TM. Mother or market? Effects of maternal employment on the intellectual ability of 4-year-old children. *Demography*. 1989;26:545-561.

Desai S. The impact of family size on children's nutritional status: insights from a comparative perspective. In: Lloyd C editor. *Fertility, family size and structure*. New York: The Population Council; 1992a. p. 155-191.

Desai S. Children at risk: The role of family structure in Latin America and West Africa. *Popul Dev Rev*. 1992b;18 (4):689-717.

De Sweemer C. The influence of child spacing on child survival. *Popul Stud (Camb)*. 1984;38: 47-72.

Doyle P, Morley D, Woodland M, Cole J. Birth intervals, survival and growth in a Nigerian village. *J Biosoc Sci*. 1978;10: 81-94.

Drachler ML. Desigualdade social e outros determinantes da altura em crianças: uma análise multinível. *Cad Saude Publica*. 2003;19(6):1815-1825.

Drake WD, Fajardo LF. The Promotora program in Candelaria: a Colombian attempt to control malnutrition and disease, 1968-1974. Ann Arbor: Community Systems Foundation; 1976.

Eide GE, Heuch I. Attributable fractions: fundamental concepts and their visualization. *Stat Methods Med Res*. 2001;10:159-193.

Engle PL, Menon P, Haddad L. Care and nutrition: concepts and measurement. Washington DC: International Food Policy Research Institute; 1997.

Engstrom EM, Anjos LA. Déficit estatural nas crianças brasileiras: relação com condições sócio-ambientais e estado nutricional materno. *Cad Saúde Pública*. 1999;15(3):559-567.

Faria VE. Políticas de governo e regulação da fecundidade: consequências não antecipadas e efeitos perversos. In: ANPOCS organizador. *Ciências sociais hoje*. São Paulo: Vértice e ANPOCS; 1989; p. 62-103.

Ferraz EA organizador. Fecundidade, anticoncepção e mortalidade infantil. In: Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste 1991. Brasil. Rio de Janeiro: Sociedade Civil Bem-Estar Familiar no Brasil; 1994.

Ferreira CEC. (1990). Mortalidade infantil e desigualdade social em São Paulo [tese de doutorado]. São Paulo: Faculdade de Saúde Pública da USP; 1990.

Gage A, Sommerfelt AE, Piani AL. Household structure, socioeconomic level and child health in sub-saharan Africa. Calverton, Maryland; 1996. (Demographic and Health Surveys Analytical Reports, 1).

Girma W, Genebo T. Determinants of nutritional status of women and children in Ethiopia. Calverton, Maryland; 2002. (Demographic and Health Survey Further Analysis, FA39).

Goldenberg P. Repensando a desnutrição como questão social. Campinas: Editora da Universidade estadual de Campinas; 1989.

Gomes M. Family size and educational attainment in Kenya. *Popul Dev Rev.* 1984;10:647-660.

Greenland S. Model-based estimation of relative risks and other epidemiologic measures in studies of common outcomes and in case-control studies. *Am J Epidemiol.* 2004;160:301-305.

Greiner T, Latham MC. Factors associated with nutritional status among young children in St. Vincent. *Ecol Food Nutr.* 1981;10: 135-141.

Heer DM. Effects of sibling number on child outcome. *Annu Rev Sociol.* 1985;11:27-47.

Hobcraft JN, Mc Donald JW, Rutstein SO. Child-spacing effects on infant and early child mortality. *Popul Index.* 1983;49:585-618.

Hobcraft JN, Mc Donald JW, Rutstein SO. Demographic determinants of infant and early child mortality: a comparative analysis. *Popul Stud (Camb).* 1985;39:363-385.

Hobcraft JN. Child spacing and child mortality. In: *Proceedings of Demographic and Surveys World Conference, 1991 August 5-7; Washington DC, USA.* Columbia: Inst Resour Dev Demog Health Surv; 1991. v. 2. p. 1157-1181.

Hughes K. Odds ratios in cross-sectional studies. *Int J Epidemiol.* 1995;24:463-464.

Huttly SRA, Victora CG, Barros FC, Vaughan JP. Birth spacing and child health in urban Brazilian children. *Pediatrics.* 1992;89(6):1049-1054.

IBGE-UNICEF. Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil. A situação da fecundidade; determinantes gerais e características da transição recente. Rio de Janeiro: IBGE; 1988.

Kleinbaum DG, Kupper LL, Morgenstern H. *Epidemiologic Research. Principles and Quantitative Methods.* New York: Van Nostrand Reinhold Company; 1982. Measures of potential impact and summary of the measures; p. 159-180.

Knodel J, Havanon N, Sittitrai W. Family size and the education of children in the context of rapid fertility decline. *Popul Dev Rev.* 1990;16:31-62.

Koenig MA, Phillips JF, Campbell OM, D'Souza S. Birth intervals and childhood mortality in rural Bangladesh. *Demography*. 1991;27(2):251-265.

Lalou R, Mbacké CSM. The micro-consequences of high fertility on child malnutrition in Mali. In: Lloyd C editor. *Fertility, family size and structure*. New York: The Population Council; 1992. p. 193-232.

Lam D, Sedlacek G, Duryea S. Increases in Women's Education and Fertility Decline in Brazil. PSC Research Report 1992;92:255

Lee J. Odds ratio or relative risk for cross-sectional data? *Int J Epidemiol*. 1994;23:201-203.

Leite ICO. Efeito do aleitamento materno e o intervalo entre nascimentos sobre a mortalidade infantil: considerações metodológicas para seu estudo - Nordeste, 1991 [dissertação de mestrado]. Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas da UFMG; 1994.

Maragno L, Goldbaum M, Gianini RJ, Novaes HMD, César CLG. Prevalência de transtornos mentais comuns em populações atendidas pelo Programa Saúde da Família (QUALIS) no município de São Paulo, Brasil. *Cad Saude Publica*. 2006;22(8):1639-1648.

Mc Cracken SD. Fertility behavior, birth characteristics, and early childhood mortality [tese de pós-doutorado]. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais; 1991.

Mc Cracken SD, Rodrigues RN, Sawyer DO. Fertility change and infant survival in Brazil, 1970-75 and 1980-85. In: *Proceedings of Demographic and Surveys World*

Conference, 1991 August 5-7; Washington DC, USA. Columbia: Inst Resour Dev Demog Health Surv; 1991. v. 1, p. 1021-1043.

McNutt LA, Wu C, Xue X, Hafner JP. Estimating the Relative Risk in Cohort Studies and Clinical Trials of Common Outcomes. *Am J Epidemiol*. 2003;157:940-943.

Menegolla IA. Estado nutricional e fatores associados à estatura de crianças da terra indígena Guarita, Sul do Brasil. *Cad Saude Publica*. 2006;22(2):395-406.

Mock PR, Leslie J. Childhood malnutrition and schooling in Terai region of Nepal. *J Dev Econ*. 1986;20:33-52.

Monteiro CA, Benício MH d'A, Gouveia NC. Saúde e nutrição das crianças brasileiras no final da década de 80. In: IBGE/Unicef. Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: aspectos de saúde e nutrição de crianças no Brasil, 1989. Rio de Janeiro: IBGE; 1992. p. 19-42.

Monteiro CA, Benício MH d'A, Iunes RF, Gouveia NC, Taddei JA de A, Cardoso MAA. ENDEF e PNSN: para onde caminha o crescimento físico da criança brasileira? *Cad Saude Publica*. 1993;9 Supl 1:85-95.

Monteiro CA, Conde WL. Tendência secular do crescimento pós-natal na cidade de São Paulo (1974-1996). *Rev Saude Publica*. 2000a Supl 6;34:41-51.

Monteiro CA, Conde WL. Tendência secular da desnutrição e da obesidade na infância na cidade de São Paulo (1974-1996). *Rev Saude Publica*. 2000b Supl 6;34:52-61.

Monteiro CA, Benício MH d'A, Iunes RF, Gouveia NC, Cardoso MAA. Evolução da desnutrição infantil. In: Monteiro CA organizador. Velhos e novos males da saúde no

Brasil: a evolução do país e de suas doenças. São Paulo: Hucitec-Nupens/USP; 2000c. p. 93-114.

Monteiro CA, Benício MA d'A, Freitas ICM. Evolução da mortalidade infantil e do retardo de crescimento nos anos 90: causas e impacto sobre desigualdades regionais. In: Monteiro CA organizador. Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e de suas doenças. São Paulo: Hucitec-Nupens/USP; 2000d. p.393-420.

Montgomery MR, Lloyd CB, Hewett PC, Heuveline P. The consequences of imperfect fertility control for children's survival, health and schooling. Calverton, Maryland; 1997. (Demographic and Health Survey Analytical Reports, 7).

Morgenstern H, Bursic ES. A method for using epidemiologic data to estimate the potential impact of an intervention on the health status of a target population. J Community Health. 1982;7(4):292-309.

Mukuria A, Cushing J, Sangha J. Nutritional status of children: results from the Demographic and Health Surveys 1994-2001. Calverton, Maryland; 1997. (DHS Comparative Reports, 10).

National Research Council (U.S.). Working Group on Population Growth and Economic Development. Population growth and economic development: policy questions [monografia na internet]. Washington DC: National Academy Press; 1986 [acesso em 28 março 2003]. Will slower population growth increase per capita levels of schooling and health? p. 53-61.

Disponível em: http://books.nap.edu/openbook.php?record_id=620&page=53

National Research Council. Contraception and reproduction: health consequences for women and children in the developing world. Washington DC: National Academy Press; 1989.

Olinto MTA, Victora CG, Barros FC, Tomasi E. Determinantes da desnutrição infantil em uma população de baixa renda: um modelo de análise hierarquizado. Cad Saude Publica. 1993;9 Supl 1:14-27.

Oliveira LAP, Silva NLP. Tendências da fecundidade nos primeiros anos da década de 80. In: Anais do V Encontro Nacional de Estudos Populacionais; 1986; Águas de São Pedro, BR. São Paulo: ABEP; 1986. p. 213-232.

Omram AR, Standley CC eds. Family formation patterns and health. Geneva: World Health Organization; 1976.

Osborn J, Cattaruzza MS. Odds ratio and relative risk for cross sectional data. Int J of Epidemiol, 1995;24:464-5.

Paiva PTA. O processo de proletarização como fator de desestabilização dos níveis de fecundidade no Brasil. Belo Horizonte: CEDEPLAR-UFMG; 1982.

Palloni A. Santé et lutte contre la mortalité en Amérique latine. In: Vallin J, Lopez A, editores. La lutte contre la mort: influence des politiques sociales et des politiques de santé sur l'évolution de la mortalité (Travaux et documents, cahier 108). Paris: Presses Universitaires de France, 1985. p. 447-473.

Palloni A, Millman S. Effects on inter-birth intervals and breast-feeding on infant and early childhood mortality. Popul Stud (Camb). 1986;40(2): 215-236.

Palloni A. Theory, analytical frameworks and causal approach in the study of mortality at young in developing countries. *Annales de la Société Belge de Médecine Tropicale*. 1987; 67 Suppl 1:31-45.

Pascom ARP. O Que Provocou o Declínio da Fecundidade entre 1986 e 1996? A Análise de algumas variáveis selecionadas. In: *Anais do XIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*; 2002; Ouro Preto, BR. São Paulo: ABEP; 2002.

Disponível em:

http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/GT_REP_ST44_Pascom_texto.pdf

Pebley AR, Stupp PW. Reproductive patterns and child mortality in Guatemala. *Demography*, 1987;24 (1): 43-60.

Perpétuo IHO. Contracepção e declínio da fecundidade na região Nordeste, 1980-1996. *Rev Bras Estud Popul*. 1998;15:43-56.

Potter JE. Birth-spacing and child survival: a cautionary note regarding evidence from the WFS. *Popul Stud (Camb)*. 1988;42: 443-450.

Psacharopoulos G, Arrigada AM. The determinants of early age human capital formation: evidence from Brazil. *Economic Development and Cultural Change*. 1989;37:683-708.

Rafalimanana H, Westoff CF. Gap between preferred and actual birth intervals in sub-Saharan Africa: implications for fertility and child health. Calveton, Maryland; 2001. (DHS Analytical Studies No. 2).

Retherford RD, Choe MK, Thapa S, Gubhaju BB. To what extent does breastfeeding explain birth-interval effects on early childhood mortality? *Demography*. 1989;26(3):439-450.

Romani SAM, Lira PIC. Fatores determinantes do crescimento infantil. *Rev Bras Saúde Materno Infantil*. 2004;4(1):15-23.

Santos TF organizador. *Dinâmica populacional das regiões Norte e Nordeste: Questões atuais e emergentes*. Recife: Fundação Joaquim Nabuco, Editora Massangana; 2000.

Sawyer DO, Beltrão IB. "Healthy households" and child survival in Brazil. In: *Proceedings of Demographic and Surveys World Conference, 1991 August 5-7; Washington DC, USA*. Columbia: Inst Resour Dev Demog Health Surv; 1991. v. 1, p. 205-221.

Scrimshaw SCM. Infant mortality and behavior in the regulation of family size. *Popul Dev Rev*. 1978;4(3):383-403.

Sommerfelt AE. Comparative analysis of the determinants of children's nutritional status. In: *Proceedings of Demographic and Surveys World Conference, 1991 August 5-7; Washington DC, USA*. Columbia: Inst Resour Dev Demog Health Surv; 1991. v. 1, p. 981-998.

Sommerfelt AE, Stewart MK. Children's nutritional status. Calverton, Maryland; 1994a. (DHS Comparative Studies, 12).

Sommerfelt AE, Boerma JT. Anthropometric status of young children in DHS-I surveys: an assessment of data quality. In: *An assessment of the quality of health data in DHS-I*

surveys. Calverton, Maryland; 1994b. p. 127-144. (Demographic and Health Survey Methodological Reports 2, MR2).

Souza MH de, Silva NN da. Comparação de softwares para análise de dados de levantamentos complexos. *Rev Saude Publica*. 2000;34 (6):646-653.

Spiegelman D, Hertzmark E. Easy SAS calculation for risk or prevalence ratios and differences. *Am J Epidemiol*. 2005;162:199-200.

Taucher E. Implicaciones del descenso de la fecundidad en la mortalidad infantil y la salud materna. In: *Proceedings of the Seminar on Fertility Transition in Latin America*. Buenos Aires: Int Union for the Sci Study of Popul; 1990. p. 7-22.

Taucher E. Effects of decreasing fertility on infant mortality levels. Technical studies. Ottawa; 1996. (Infant Mortality and Health Studies-Technical Study / IDRC, 57e).

Teixeira JC, Pungirum MEMC. Análise da associação entre saneamento e saúde nos países da América latina e do Caribe, empregando dados secundários do banco de dados da Organização Pan-americana de Saúde-OPAS. *Rev Bras Epidemiol*. 2005;8(4):365-76.

Traissac P, Martin-Prevel Y, Delpeuch F, Maire B. Régression logistique vs autres modèles linéaires généralisés pour l'estimation de rapports de prévalences. *Rev Epidemiol Santé Publique*. 1999;47: 593-604.

Trussel J, Pebley AR. The potential impact of changes in fertility on infant, child, and maternal mortality. *Stud Fam Plann*. 1984;15(6): 267-280.

Trussel J, Menken J. Estimating levels, trends and determinants of child mortality in countries with poor statistics. In Mosley WH, Chen LC editores. Child survival: strategies for research. Supplement to Popul Dev Rev. 1984;10:325-346.

Victora CG, Huttly SRA, Barros FC, Lombardi C, Vaughan JP. Maternal education in relation to early and late child health outcomes: findings from a Brazilian cohort study. Soc Sci Med. 1992;34(8):899-905.

Victora CG, Huttly SRA, Fuchs S, Olinto MT. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach. Int J Epidemiol. 1997;26:224-227.

Webb R, Ballweg JA, Fougere W. Child spacing as a component of nutrition education programs. J Nutr Educ. 1972;4(3): 97-99.

WHO–UNICEF. Antenatal care in developing countries : promises, achievements and missed opportunities : an analysis of trends, levels and differentials, 1990-2001. Geneva: World Health Organization; 2003.

Disponível em: http://www.who.int/reproductive-health/docs/antenatal_care.pdf

Winikoff B. The effects of birth spacing on child and maternal health. Stud Fam Plann. 1983;14(10): 439-450.

Wong LR. A queda da fecundidade no Nordeste: uma aproximação aos determinantes. In: Ferraz EA organizador. Fecundidade, anticoncepção e mortalidade infantil. Pesquisa sobre saúde Familiar no Nordeste 1991. Rio de Janeiro: Junho, 1994. p.9-36.

Wong LR. A diminuição dos nascimentos e a queda da fecundidade no Brasil dos anos pós 80. In: Anais do V Encontro Nacional de Estudos Populacionais; 1986; Águas de São Pedro, BR. São Paulo: ABEP; 1986. p.233-256.

Wong LR, Badiani R, Quental I. Achados e perdidos sobre saúde reprodutiva na PNDS-1996. *Rev Bras Estud Popul.* 1998;15:23-41.

Wong LR. A Transição da Fecundidade no Norte e Nordeste do Brasil. In: Santos TF organizador. *Dinâmica populacional das regiões Norte e Nordeste: Questões atuais e emergentes.* Recife: Fundação Joaquim Nabuco, Editora Massangana; 2000. p.107-138.

Wood C, Carvalho JA. *The demography of inequality in Brazil.* Cambridge: Cambridge University Press; 1988.

Wray JD, Aguirre A. Protein-Calorie Malnutrition in Candelaria, Colombia: I. Prevalence: Social and Demographic Causal Factors. *J Trop Pediatr.* 1969; 76-98.

Zocchetti C, Consonni D, Bertazzi PA. Relations between prevalence rate ratios and odds ratio in cross-sectional studies. *Int J Epidemiol.* 1997;26:220-223.

ANEXOS

Anexo A – Desenho e seleção da Amostra 1986

O desenho da amostra da Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar - PNSMIPF baseou-se num processo probabilístico de seleção dos domicílios. Para a seleção destes domicílios, foi utilizada uma subamostra da amostra dos setores censitários da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios PNAD, do IBGE, atualizada em 1985. Foram excluídos do universo o Estado do Acre, os Territórios do Amapá, Roraima e Rondônia e as áreas rurais dos Estados do Amazonas, Pará, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, devido ao difícil acesso e por apresentarem uma baixa densidade populacional. Segundo o Censo Demográfico de 1980, estas áreas excluídas da amostra representam menos de 5% da população total do País. Para a PNSMIPF foram estabelecidos seis domínios geográficos, descritos a seguir:

DOMÍNIO	ESTADO
Rio de Janeiro	Rio de Janeiro
São Paulo	São Paulo
Sul	Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul
Centro-Leste	Minas Gerais, Espírito Santo, Distrito Federal
Nordeste	Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Pernambuco, Sergipe, Bahia, Paraíba, Alagoas
Norte-Centro-Oeste (somente área urbana)	Amazonas, Pará, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso

Devido ao interesse em se obterem estimativas independentes para os seis domínios (ou áreas geográficas) e para as áreas rurais e urbanas do domínio do Nordeste, o total da amostra em cada domínio foi estabelecido da seguinte forma:

DOMÍNIO	TAMANHO DA AMOSTRA
Rio de Janeiro	1.200
São Paulo	1.200
Sul	1.200
Centro-Leste	1.500
Nordeste	2.650
Norte-Centro-Oeste	1.000

O desenho da amostra dentro de cada um destes domínios foi autoponderado, e qualquer estimativa a nível nacional requer que cada domínio seja ajustado com sua ponderação correspondente. Como a seleção da amostra da PNSMIPF foi feita utilizando-se uma subamostra dos setores censitários da PNAD, algumas características mais importantes do desenho utilizado serão mencionadas.

O principal objetivo da amostra da PNAD foi proporcionar estimativas de indicadores sócio-econômicos para cada uma das regiões definidas na pesquisa. Para cada região foi implementada separadamente uma amostra autoponderada, estratificada em estágios múltiplos, a qual não inclui suas principais áreas metropolitanas. Para cada uma destas áreas metropolitanas foi utilizado um desenho com características de seleção similares, mas com frações diferentes de amostragem. Neste desenho da amostra, a menor unidade de área última utilizada foi o setor censitário.

Para a amostra da PNSMIPF, em cada domínio (ou área geográfica) o total de domicílios selecionados foi distribuído entre suas regiões metropolitanas e não-metropolitanas, proporcionalmente aos totais de domicílios estimados no marco da amostra da PNAD em 1985. Com este procedimento, foi estabelecido o total de setores censitários a serem selecionados.

Em cada domínio, a subamostra dos setores censitários teve que satisfazer a duas condições básicas. A primeira foi a eliminação da variação de amostragem entre as

regiões da PNAD, com a finalidade de se obterem domínios autoponderados. A segunda condição foi a de se ter uma fração da subamostragem de domicílios dentro de cada setor censitário, a fim de se obter uma média aproximada de 25 domicílios.

Em cada região metropolitana ou estado da região não-metropolitana de cada domínio consideraram-se:

f^* = fração de amostragem total do domínio.

p^*_1 = probabilidade total de seleção do setor censitário na PNSMIPF.

p^*_2 = probabilidade de seleção de domicílios dentro do setor censitário selecionado.

A condição de autoponderação em cada domínio foi aplicada independentemente, dentro de cada uma das suas regiões metropolitanas e em cada estado das suas regiões não-metropolitanas, da seguinte maneira:

$$f^* = p^*_1 p^*_2 = (m^* Mi / M) (1 / I^*_2)$$

Onde:

m^* = Número de setores censitários selecionados na região metropolitana ou no estado da região não-metropolitana em consideração, para a PNSMIPF;

Mi = Medida de tamanho dada ao setor censitário i -ésimo, determinado na amostra da PNAD e selecionado para a PNSMIPF;

M = Medida de tamanho dada à região metropolitana ou estado da região não-metropolitana em consideração na amostra da PNAD;

I^*_2 = Intervalo de subamostragem de domicílios dentro do setor censitário selecionado.

As duas condições básicas, mencionadas anteriormente, foram obtidas de acordo com o seguinte processo metodológico:

$$\begin{aligned} f^* &= p^*_1 p^*_2 = (m^* Mi / M) (1 / I^*_2) \\ &= (m Mi / M) (m^* / m) (1 / I^*_2) \\ &= p_1 (m^* / m) (1 / I^*_2) \end{aligned}$$

Onde:

m = Número de setores censitários selecionados para a PNAD;

p_1 = Probabilidade total de seleção do setor censitário na PNAD, semelhante a p^* ;

Para passar da amostra da PNAD para a amostra da PNSMIPF, observa-se que primeiro manteve-se a probabilidade total de seleção do setor censitário na amostra da PNAD. Em segundo lugar, selecionaram-se m^* setores censitários para a amostra da PNSMIPF, tirados dos m setores censitários da amostra da PNAD. Assim, uma subamostra de 25 domicílios em média por setor censitário ficou automaticamente estabelecida pela fração total de amostragem f^* .

No quadro 1 pode-se observar o número de setores censitários selecionados por região metropolitana e por estado na região não-metropolitana em cada domínio, assim como a fração total de amostragem para cada domínio.

Foi possível obter-se uma listagem completa dos domicílios de cada setor censitário selecionado, atualizada em agosto de 1985.

Finalmente, em cada setor censitário urbano, obteve-se uma subamostragem de domicílios selecionados sistematicamente.

O intervalo de seleção foi calculado de acordo com as seguintes etapas:

- a) O valor p_1 foi calculado de acordo com a amostra da PNAD. Deve-se ter em conta que este valor é o produto das probabilidades de seleção feitas em diferentes etapas até o nível de setor censitário.
- b) O intervalo de seleção sistemática para a subamostragem de domicílios I^*_2 foi calculado de acordo com a seguinte expressão:

$$I^*_2 = (p_1 m^* / m f^*)$$

Para os setores censitários rurais a seleção dos domicílios foi feita de maneira contínua e a seleção do primeiro domicílio, de maneira aleatória. O tamanho da subamostra foi calculado de maneira similar à do setor censitário urbano.

Nos domicílios selecionados foram entrevistadas todas as mulheres entre 15 e 44 anos de idade. A coleta de informações iniciou-se em maio de 1986 e finalizou-se em agosto de 1986. Num total de 351 setores censitários selecionados, 346 foram cobertos pela

PNSMIPF. Estes cinco setores que faltaram pertencem ao domínio do Nordeste e não foram visitados devido a condições de difícil acesso, causadas pelas chuvas e inundações.

A amostra da PNSMIPF inclui 8.519 domicílios, nos quais foram identificadas 6.733 mulheres elegíveis para a entrevista. Um total de 5.892 mulheres entre 15 e 44 anos de idade foram entrevistadas. A taxa de resposta das mulheres entrevistadas foi de 88%.

As ponderações para cada domínio foram calculadas levando-se em consideração o diferencial da fração de amostragem, a taxa de respostas dos domicílios e a taxa de respostas das mulheres em cada domínio. Assim, as ponderações finais foram estabelecidas da seguinte maneira:

DOMÍNIO	PONDERAÇÃO FINAL
Rio de Janeiro	0,82383
São Paulo	1,68502
Sul	1,34875
Centro-Leste	0,89202
Nordeste	0,88438
Norte-Centro-Oeste	0,47575

QUADRO 1: NÚMERO DE SETORES CENSITÁRIOS NA AMOSTRA DA PNSMIPF

Região metropolitana ou estado da região não-metropolitana	Amostra da PNAD		1985	Amostra da PNSMIPF		
	Fração de amostragem	Número de setores (m)	% de domicílios estimada	Amostra de domicílios esperada	Número de setores (m*)	Fração de amostragem
DOMÍNIO NORDESTE						
Maranhão	1 / 300	161	10,4	276	12	1 / 3.000
Piauí	1 / 300	84	5,7	151	6	1 / 3.300
Fortaleza	1 / 100	186	4,7	124	5	1 / 3.000
Ceará	1 / 300	150	10,2	270	11	1 / 3.300
(interior)						
Rio Grande do Norte	1 / 300	77	5,3	140	6	1 / 3.300
Paraíba	1 / 300	112	8,1	215	8	1 / 3.300
Recife	1 / 100	284	6,7	178	8	1 / 3.300
Pernambuco	1 / 300	158	12,1	321	12	1 / 3.300
(interior)						
Alagoas	1 / 300	82	5,7	151	6	1 / 3.300
Salvador	1 / 100	223	5,6	148	6	1 / 3.300
Bahia	1 / 300	309	21,9	580	23	1 / 3.300
Sergipe	1/200	60	3,6	95	4	1 / 3.300

Anexo B – Desenho e seleção da Amostra 1996

DESENHO DA PESQUISA

Descrivem-se, neste anexo, as características principais do desenho e implementação da amostra da PNDS 1996. A caracterização do desenho da amostra inclui: tamanho da amostra; escolha dos domínios geográficos; estágios do processo amostral; estratificação da amostra; grau de aglomeração; relação entre desenho da amostra e natureza do marco amostral. Uma descrição mais completa dos desenhos de amostra das pesquisas DHS encontra-se no Manual de Amostragem, Série Documentação Básica n ° 8, pp. 59-66.

A implementação da amostra refere-se a qualquer trabalho cartográfico e de listagem necessário para atualizar, aprimorar ou gerar a seleção definitiva de domicílios e entrevistas individuais.

A.1 Introdução

A amostra utilizada para a Pesquisa PNDS 1996 é uma amostra probabilística selecionada em duas etapas: a primeira etapa consiste na seleção dos setores censitários e a segunda, na seleção de domicílios. A amostra se constitui de 842 setores censitários, distribuídos proporcionalmente nas zonas urbana e rural de cada estado da federação, com exceção dos estados de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá e Tocantins (inclui um setor na área rural), todos eles localizados na região Norte do país. A amostra permite sólidas estimativas de um número de variáveis importantes para cada uma das sete regiões da PNAD e para quatro estados da federação que foram sobreamostrados (Rio Grande do Norte, Pernambuco, Bahia e Ceará). O desenho também permite estimativas independentes para os estados do Rio de Janeiro, São Paulo, Minas Gerais e Rio Grande do Sul. A amostra não é autoponderada em nível de regiões, total urbano, total rural e todo o país. Acrescenta-se ainda, que para os estados de Pernambuco, Bahia e Ceará a amostra é representativa a nível urbano e rural.

Uma amostra total de 16.838 domicílios foi selecionada com o objetivo de obter 13.613 entrevistas completas de mulheres de 15-49 anos de idade. O número de domicílios ocupados foi 14.252, sendo neles realizadas 13.283 entrevistas completas de domicílios. Nesses domicílios encontrou-se um total de 14.579 mulheres elegíveis e obteve-se um total de 12.612 entrevistas completas.

A.2 Desenho e seleção

Universo de estudo

O universo da amostra estudada representa, aproximadamente, 97% da população total do país. Excluiu-se a área rural da região Norte, com exceção do estado de Tocantins, área extensa e pouco habitada, uma vez que o custo total implicado no estudo de fração populacional muito pequena do país (3%) seria extremamente alto.

Unidades amostrais

As Unidades Primárias da Amostra (UPA) são áreas censitárias definidas pelo censo populacional de 1991. Todo domicílio localizado dentro de cada área censitária é considerado como uma Unidade Secundária da Amostra (USA).

Estratificação

Com o objetivo de assegurar maior precisão das estimativas (com menor erro amostral) as UPA's estão agrupadas por áreas de residência rural e urbana, dentro de cada estado da federação.

Marco Amostral

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) mantém desde 1967, uma amostra principal que tem sido ampliada e aperfeiçoada para atender a diferentes objetivos de pesquisa de base domiciliar nas últimas décadas. A última seleção dessa amostra, denominada PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), foi elaborada usando como marco amostral o censo populacional de 1991.

O IBGE mantém um banco de dados com informações sobre os setores censitários da amostra da PNAD, tais como os parâmetros de seleção e a última atualização de domicílios em cada setor dessa amostra. A atualização de domicílios é realizada anualmente e a última corresponde a 1995. Em consequência, decidiu-se utilizar a amostra principal da PNAD como marco amostral para os objetivos da pesquisa PNDS 1996, devido, primeiro, à viabilidade de uma subseleção de setores para a pesquisa PNDS 1996 e, segundo, à atualização dos endereços dos domicílios em cada setor selecionado, realizada durante o ano de 1995 pelo IBGE.

Composição da Amostra

Com o objetivo de obter um número aproximado de 13.600 entrevistas completas de mulheres elegíveis, utilizaram-se informações da Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste Brasil, 1991, como instrumento de auxílio para estimar alguns parâmetros do desenho. Estimou-se que seria necessário um total de 16.800 domicílios a serem selecionados para chegar a aproximadamente 13.600 entrevistas completas. Esse total foi distribuído por regiões da federação, não de acordo com sua população, mas para cumprir com os objetivos da pesquisa, como se pode observar na Tabela A.1.

Tabela A.1 Entrevistas de mulheres e número de setores selecionados

Tamanho esperado de entrevista de mulheres e número de setores selecionados por região e estado. Brasil. PNDS 1996.

Região e estado	Número de Domicílios		Número esperado de mulheres	Número de Setores		
	Desenho proporcional	Desenho não proporcional		Área urbana	Área rural	Total
Rio de Janeiro	1.701	1.500	1.213	72	3	75
São Paulo	3.974	2.200	1.779	103	7	110
Sul						
Paraná	1.027	700	566	26	9	35
Santa Catarina	556	500	404	18	7	25
Rio Grande do Sul	1.229	1.000	809	39	11	50
Centro-Leste						
Minas Gerais	1.835	1.200	970	46	14	60
Espírito Santo	303	500	404	19	6	25
Nordeste						
Maranhão	488	435	352	9	13	22
Piauí	253	225	182	6	5	11
Ceará	657	1.049	848	35	17	52
Rio Grande do Norte	253	632	511	22	10	32
Paraíba	337	315	255	11	5	16
Pernambuco	791	1.265	1.023	46	17	63
Alagoas	253	240	194	7	5	12
Sergipe	168	150	121	5	2	7
Bahia	1.246	1.522	1.231	47	29	76
Norte						
Rondônia	67	172	139	9	NA	9
Acre	34	69	56	3	NA	3
Amazonas	135	309	250	15	NA	15
Roraima	17	35	28	2	NA	2
Para	253	516	417	26	NA	26
Amapá	17	35	28	2	NA	2
Tocantins	101	103	83	5	1	6
Centro-Oeste						
Distrito Federal	185	400	323	19	1	20
Mato Grosso do Sul	219	400	323	18	2	20
Mato Grosso	219	866	700	34	9	43
Goiás	488	500	404	22	3	25
Total	16.838	16.838	13.613	666	176	842

NA = Não se aplica.

Nota: Para o estado de Mato Grosso só foi possível completar 30 setores, sendo 25 na área urbana e 5 na área rural.

Seleção da Amostra

A amostra para cada domínio ou região é obtida em duas etapas: a primeira etapa consiste na seleção sistemática dos setores censitários com probabilidade proporcional ao seu tamanho. Na realidade, essa primeira etapa é uma combinação de procedimentos: a seleção dos setores do censo para a pesquisa PNAD e uma subseleção desses setores para a pesquisa PNDS 1996. Depois de selecionados os setores, utilizou-se a lista atualizada de domicílios fornecida pelo IBGE para realizar a seleção última dos domicílios. Finalmente definiu-se o número de domicílios a ser selecionado em cada setor censitário, de tal maneira que se mantivesse uma fração amostral uniforme para cada domicílio em cada região. Essa fração amostral não é a mesma para cada região, uma vez que o dimensionamento da amostra não foi proporcional em todas as regiões estudadas.

O processo de seleção dos setores censitários deu-se da seguinte forma:

O total da amostra foi distribuído entre cada uma de suas regiões, de acordo com o tamanho requerido e, dentro de cada região, entre seus correspondentes estados, de acordo com sua população; O número de setores censitários em cada estado foi calculado de acordo com a divisão da amostra por estado e tamanho médio da amostra em cada setor do censo.

Para cada região se obteve uma lista de setores censitários por estado, de acordo com a pesquisa PNAD.

Em cada estado realizou-se uma seleção sistemática do número de setores censitários requeridos para esta pesquisa, digamos a , e um total de setores censitários da pesquisa PNAD, designado por b . Temos então uma taxa de subamostragem para a pesquisa PNDS 1996 como: $s = a/b$.

Originalmente, a probabilidade de seleção de i-ésimo setor censitário para a pesquisa PNAD foi:

$$P_{li} = (b * m_i) / (\sum m_i)$$

onde:

b: número de setores censitários da pesquisa PNAD,

m_i : número de domicílios no i-ésimo setor censitário do censo de 1991,

$\sum m_i$: número de domicílios no estrato de seleção segundo o censo de 1991.

A combinação da seleção dos setores censitários com probabilidades de seleção proporcional ao tamanho da pesquisa PNAD com a subseleção sistemática destes setores resulta numa amostra final de setores com probabilidade proporcional ao tamanho, similar à amostra original.

A probabilidade final do i-ésimo setor censitário para a pesquisa PNDS 1996 é dada por:

$$P^*_{li} = s * (b * m_i) / (\sum m_i)$$

$$P^*_{li} = (a * m_i) / (\sum m_i)$$

onde:

a: número de setores censitários para a pesquisa PNDS 1996;

m_i : número de domicílios no i-ésimo setor censitário segundo o censo de 1991;

$\sum m_i$: número de domicílios no estrato de seleção segundo o censo de 1991.

Depois de obter as listas atualizadas para cada setor censitário selecionado, determina-se o número final de domicílios de acordo as seguintes fórmulas:

$$P^*_{2ij} = (n_i / L_i)$$

$$P^*_{li} * P^*_{2ij} = f$$

daí obtém-se

$$n_i = (b * f * L_i) / (a * P_{li})$$

onde

n_i : número de domicílios selecionados no setor para pesquisa PNDS 1996,

L_i : número total de domicílios no setor censitário na PNAD de 1995,

f : fração amostral na região'

a : número de setores censitários para pesquisa PNIS 1996,

b : número de setores censitários da PNAD,

P_{ij} : probabilidade de seleção do setor censitário na PNAD e cujo valor é calculado com base nos parâmetros do desenho da amostra principal como:

$$P_{ij} = (n\text{-mun-se})(\text{prob-mun})(n\text{-set-se})(\text{prob-set})$$

onde :

$N\text{-mun-se}$: número de municípios selecionados na PNAD,

Prob-mun : probabilidade de seleção do município na PNAD,

$N\text{-set-se}$: número de setores selecionados no município na PNAD e

Prob-set : probabilidade de seleção do setor na PNAD.

Uma vez estabelecido o número de domicílios a serem selecionados, o procedimento de seleção dos mesmos depende de o setor ser urbano ou rural. Para cada setor urbano, a seleção dos domicílios foi realizada de forma sistemática, com intervalo de seleção de $I_{ij} = L_i / n_i$. Para cada setor rural, a seleção dos domicílios foi realizada com grupos compactos de domicílios contínuos sobre a lista de domicílios e de acordo com o seguinte procedimento:

Numeramos os domicílios de forma consecutiva, de acordo com a lista do setor censitário rural.

Em cada múltiplo de oito (ou seja, 8, 16, 24 etc.) traça-se uma linha com um marcador colorido.

Cada grupo é formado por domicílios entre linhas horizontais consecutivas, sendo o primeiro grupo constituído pelo primeiro domicílio na lista até o anterior imediato à primeira linha horizontal. No caso de existir mais de quatro domicílios depois da última linha horizontal, o último grupo é constituído por esses domicílios depois da linha horizontal. Todos esses grupos assim formados se denominam grupos compactos, sendo G_i o total desses grupos.

Se houver domicílios (menos de quatro) depois da última linha horizontal, os mesmos foram distribuídos uniformemente entre os grupos compactos anteriores, em forma sistemática e com início do sorteio.

Calcula-se o número de grupos compactos a selecionar como:

g_i = número arredondado mais próximo de $(n_i/8)$.

Selecionamos então g_i grupos compactos do total G_i numa forma sistemática e com início de sorteio.

Todos os domicílios dentro do grupo compacto no setor censitário foram considerados como amostra de domicílios do setor censitário.

Anexo C – Metodologia PNDS 1996

Questionários

Para a coleta de dados, adotou-se a metodologia de entrevistas domiciliares, com aplicação de três tipos de questionários:

- Ficha de domicílio;
- Questionário individual de mulheres;
- Questionário individual de homens.

Os questionários tiveram por base o modelo utilizado pelas Pesquisas de Demografia e Saúde para a terceira fase, contextualizado e acrescido de questões em atendimento a necessidades específicas de dados para o país. Destaca-se, ainda, que os instrumentais foram devidamente pré-testados no Rio de Janeiro, em dezembro de 1995. A comparabilidade com as pesquisas anteriores, de 1986 e 1991, foi, também, assegurada.

FICHA DE DOMICÍLIO	QUESTIONÁRIO DE MULHERES	QUESTIONÁRIO DE HOMENS
Moradores Habituais	Características das entrevistadas	Características do entrevistado
Idade	Reprodução	Reprodução
Sexo	Anticoncepção	Anticoncepção
Escolaridade	Casamento e atividade sexual	Casamento e atividade sexual
Dados sobre os pais naturais	Planejamento de fecundidade	Planejamento de fecundidade
Abastecimento de água	DST/AIDS	DST/AIDS
Número de cômodos	Mortalidade materna	Mortalidade materna
Esgotamento sanitário	Gravidez e amamentação	
Iluminação elétrica	Imunização e saúde	
Bens duráveis	Antropometria	
	Calendário	

Material piso/parede/ telhado	Características do marido, Ocupação e residência	
Tipo de sal utilizado		

Desenho da amostra

A amostra da pesquisa, uma subamostra da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-95) do IBGE, foi desenhada para obter resultados representativos e estimativas independentes para todas as sete regiões da PNAD (Rio de Janeiro, São Paulo, Sul, Centro-Leste, Nordeste, Norte (área urbana) e Centro-Oeste). Além disso, assegura estimativas independentes para os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Norte, Bahia, Pernambuco, Ceará e Rio Grande do Sul.

Trata-se de amostra probabilística, selecionada aleatoriamente em dois estágios: no primeiro estágio, selecionaram-se os setores censitários, com probabilidade proporcional ao número de domicílios em cada setor e no segundo, os domicílios, considerando a representatividade dentro de cada setor.

Em cada domicílio selecionado, fazem parte da amostra todas as mulheres de 15 a 49 anos. Para a entrevista com homens, utilizou-se uma subamostra de domicílios correspondente a 25% da amostra. Nesses domicílios, fazem parte da amostra todos os homens de 15 a 59 anos, como também as mulheres que apresentam idade dentro do intervalo anteriormente citado.

Implementação da amostra

A PNDS 1996 abrange a população residente em domicílios privados no país. A amostra foi desenhada para produzir estimativas confiáveis de taxas demográficas, particularmente as taxas de fecundidade e de mortalidade infantil - indicadores de saúde reprodutiva e de saúde da criança, em nível nacional, urbano e rural. Estimativas para as variáveis selecionadas foram também produzidas para as diferentes regiões do país. Além da amostra principal de mulheres, uma subamostra de homens entre 15-59 anos foi entrevistada, com o objetivo de conhecer, da perspectiva do homem, dados sobre conhecimento, atitudes e práticas relacionadas a planejamento familiar, AIDS e outros tópicos. Os resultados da implementação da amostra são apresentados na Tabela 1.4.

Dos 16.451 domicílios selecionados, obtiveram-se informações completas para 81%, não sendo registrada diferença significativa entre os percentuais encontrados para as áreas urbanas e rurais - 81% e 80%, respectivamente. Rio de Janeiro e São Paulo apresentaram o menor percentual de entrevistas completas (68% e 72%) e o maior percentual de recusas e de moradores ausentes. A região Norte apresentou o maior percentual de entrevistas completas, 91%. Nos 14.252 domicílios ocupados coletaram-se dados para 13.283 domicílios. Nestes, foram encontradas 14.579 mulheres, o que significa em média uma mulher por domicílio, tendo sido entrevistadas 86% deste universo. A entrevista individual segue o mesmo padrão de resultado da entrevista de domicílio. Isto é, o Rio de Janeiro e São Paulo apresentaram o menor percentual de entrevistas completas e maiores percentuais de recusa e de moradores ausentes.

Para a pesquisa com os homens, foram identificados nos domicílios selecionados 3.986 homens de 15-59 anos, sendo entrevistados 74%. O percentual de homens elegíveis ausentes do domicílio, em nível de Brasil, foi de 19%, sendo o mais baixo encontrado na região Norte (8%) e o mais alto no Rio de Janeiro (34%).

A taxa de resposta total, isto é, a taxa combinada para domicílios e mulheres, foi de 81% e para a pesquisa com os homens foi de 69%.

Tabela 1.4 - Resultado das entrevistas de domicílio e individual
Número de domicílios, número de entrevistas de mulheres e de homens e taxas de respostas, segundo o local de residência e região, Brasil, PNDS 1996

Resultado	Residência			Região						Total
	Urbana	Rural	Rio	São Paulo	Sul	Centro-Leste	Nordeste	Norte	Centro-Oeste	
DOMICÍLIOS										
Selecionados	13.029	3.422	1.495	2.278	2.144	1.655	5.803	1.259	1.817	16.451
Completo	80,8	80,5	68,4	71,9	81,5	84,4	83,9	91,5	80,3	80,7
Ausência pessoa qualificada	0,6	0,2	1,1	1,1	0,5	5,0	0,3	0,2	0,6	0,5
Recusa total	2,9	0,4	6,6	6,0	2,1	1,2	0,8	0,2	2,0	2,3
Não encontrados	2,9	3,3	6,2	3,1	2,8	3,0	2,6	0,7	3,1	3,0
Total ocupados	11.363	2.889	1.228	1.869	1.866	1.476	5.081	1.165	1.567	14.252
Moradores ausentes	5,5	3,8	9,2	8,5	6,2	4,4	3,4	1,3	5,1	5,1
Desocupados	5,4	8,5	6,2	6,5	5,0	5,1	7,0	4,1	5,9	6,0
Destruídos	1,1	1,8	1,3	1,3	1,2	0,8	1,4	1,4	1,3	1,3
Outras respostas	0,8	1,5	1,1	1,7	0,6	0,5	0,7	0,6	1,7	0,9
Taxa de resposta¹	92,6	95,4	83,2	87,6	93,6	94,6	95,8	98,9	93,1	93,2
MULHERES										
Elegíveis	11.882	2.697	1.047	1.720	1.808	1.583	5.340	1.432	1.649	14.579
Entrevistadas	86,3	87,4	76,4	78,8	86,9	86,4	89,4	93,6	85,3	86,5
Ausentes	8,7	9,7	17,2	12,7	9,1	8,8	7,0	3,9	9,6	8,9
Entrevistas recusadas	2,9	1,1	4,8	5,8	2,7	1,5	1,9	0,7	2,4	2,6
Entrevistas incompletas	0,3	0,1	0,3	0,2	0,2	0,2	0,3	0,1	0,5	0,3
Incapacitadas	1,1	1,1	1,1	1,2	0,7	1,6	1,2	0,9	1,1	1,1
Outras respostas¹	0,7	0,5	0,2	1,2	0,5	1,4	0,3	1,5	1,0	0,7
Taxa de resposta total	79,9	83,4	63,6	69,0	81,4	81,8	85,6	92,5	79,4	80,6
HOMENS										
Elegíveis	3.098	888	291	456	484	437	1.480	365	473	3.986
Entrevistados	73,7	75,0	56,0	62,9	75,4	72,5	78,0	86,8	73,2	74,0
Ausentes	20,0	17,8	34,4	27,6	16,7	22,9	16,8	8,5	19,5	19,5
Entrevistas recusadas	3,6	1,9	7,6	7,5	2,9	0,9	2,7	1,4	2,1	3,2
Entrevistas incompletas	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4	0,7	0,3	0,0	0,2	0,3
Incapacitados	1,2	2,5	0,7	0,7	1,9	1,8	1,6	1,4	1,7	1,5
Outras respostas	1,1	2,5	1,0	0,9	2,6	1,2	0,8	3,3	3,4	1,5
Domicílios para homens	3.253	853	371	570	532	412	1.449	315	457	4.106
Taxa de domicílios²	92,4	97,0	83,1	85,3	94,4	96,8	95,7	99,3	94,7	93,4
Taxa de resposta total	68,1	72,8	46,5	53,7	71,2	70,2	74,6	86,2	69,3	69,1

¹O denominador da taxa de resposta exclui domicílios com moradores ausentes, desocupados, destruídos e outras respostas

²Inclui adiadas.

Anexo D – Tabelas

Tabela D1			
Omissão de respostas			
Porcentagem de informações ignoradas observadas, por questões de demografia e saúde selecionadas. Brasil, PNDS 1996			
Variáveis	Grupo de Referência	Porcentagem do grupo de referência com informação ignorada	Número
Data de Nascimento	Nascidos nos últimos 15 anos		
Apenas o mês		2,03	15,648
Mês e ano		0,54	15,648
Idade ao morrer	Nascidos não sobreviventes no últimos 15 anos	2,78	950
Idade/data à primeira união¹	Entrevistados alguma vez casados	2,73	8,759
Educação dos entrevistados	Todas as entrevistadas	0,04	12,612
Tamanho das crianças ao nascer	Nascimentos nos últimos 1-35 meses	4,07	4,439
Antropometria²	Crianças vivas com idade de 1-35 meses		
Peso da criança		14,38	4,588
Altura da criança		9,52	4,588
Peso e altura		14,97	4,588
Diarréia nas últimas duas semanas	Crianças vivas com idades de 1-35 meses	11,78	4,588
¹ Que omitiram ambos, idade e ano.			
² Crianças não medidas.			

Tabela D2

Nascimentos, por ano calendário desde o nascimento

Distribuição dos nascimentos por ano calendário desde o nascimento para crianças vivas, mortas e todas as crianças, segundo o nível do completude das respostas, razão de sexo ao nascer e razão de nascimentos por ano calendário. Brasil, PNDS 1996.

Número total de nascimentos				Porcentagem com data completa ¹		
Ano	Vivos	Mortos	Total	Vivos	Mortos	Total
96	302	12	314	99,9	100,0	99,9
95	963	30	994	99,9	96,1	99,8
94	916	42	958	99,9	100,0	99,9
93	937	46	983	99,8	99,1	99,7
92	895	34	929	99,8	100,0	99,8
91	913	50	963	99,7	89,7	99,2
90	1.002	90	1.093	97,8	82,9	96,5
89	1.056	65	1.121	98,8	86,7	98,1
88	1.076	45	1.121	98,4	90,4	98,1
87	1.023	83	1.106	98,4	78,9	96,9
92-96	4.014	164	4.178	99,8	99,0	99,8
87-91	5.070	333	5.402	98,6	84,7	97,7
82-86	4.984	397	5.381	98,1	79,8	96,7
77-81	4.358	419	4.776	97,4	78,8	95,8
< 77	4.128	612	4.740	96,6	74,5	93,7
Total	22.554	1.924	24.478	98,1	80,4	96,7

¹Ano e mês de nascimento declarados