



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

CIRO HUMBERTO SANTOS ARAGÃO

Fatores Socioeconômicos Relacionados à Mortalidade Infantil no
Nordeste e em Pernambuco nos Anos de 1991 e 2000

Caruaru-PE

2011

CIRO HUMBERTO SANTOS ARAGÃO

**Fatores Socioeconômicos Relacionados à Mortalidade Infantil no Nordeste e em
Pernambuco nos Anos de 1991 e 2000**

ORIENTADORA: SONIA REBOUÇAS DA SILVA MELO

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em
Economia (CAA/UFPE), nesta Universidade, como
parte dos requisitos necessários à obtenção do Título
de Bacharel em Ciências Econômicas.

Caruaru-PE

2011

Catálogo na fonte

Bibliotecário Elilson Rodrigues Góis CRB4 - 1687

A659f Aragão, Ciro Humberto Santos.

Fatores socioeconômicos relacionados à mortalidade infantil no Nordeste e em Pernambuco nos anos de 1991 e 2000. / Ciro Humberto Santos Aragão. - Caruaru : O autor, 2011.

75.: ; il. ; 30 cm.

Orientador: Sonia Rebouças da Silva Melo

Monografia (Trabalho de Conclusão de Curso) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA. Economia, 2011.

Inclui bibliografia.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE MONOGRAFIA DO
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS DO ALUNO

CIRO HUMBERTO SANTOS ARAGÃO

A Comissão Examinadora, composta pelos professores abaixo especificados, sob a presidência do primeiro, considera o aluno **Ciro Humberto Santos Aragão APROVADO.**

Caruaru, 9 de dezembro de 2011.

Profa. Dra. Sonia Rebouças da Silva Melo

Orientadora

Prof. Dr. Luiz Honorato da Silva Júnior

Membro da Banca Examinadora

Profa. Dra. Monaliza de Oliveira Ferreira

Membro da Banca Examinadora

A Deus e minha família.

Agradecimentos

Agradeço a Deus por ter me dado forças suficientes para encerrar mais um ciclo de minha vida de estudante.

Agradeço a meus pais, Marisa e Benedito e meu irmão João Paulo por me apoiarem em momentos de desânimo durante o percorrer do Curso de Ciências Econômicas até a presente Monografia.

Mostro-me grato a minha madrinha Sebastiana Lopes de Lima (Nâna) que contribuiu com minha vida pregressa de estudante, possibilitando hoje eu ser aluno da UFPE/CAA.

Agradeço a Banca Examinadora que ao fazer críticas construtivas sobre o presente trabalho possibilitou o seu aperfeiçoamento.

E por fim, agradeço a minha orientadora Sonia Rebouças da Silva Melo pelo excelente direcionamento dado a mim durante todo o processo de criação da Monografia, sendo muito gentil e solícita.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE GRÁFICOS.....	07
LISTA DE FIGURAS.....	08
LISTA DE TABELAS.....	09
LISTA DE TABELAS DO APÊNDICE.....	11
RESUMO.....	12
ABSTRACT.....	13
1 INTRODUÇÃO.....	14
1.1 Objetivo Geral	15
1.2 Objetivos Específicos	15
2 CAPÍTULO: A MORTALIDADE INFANTIL.....	16
2.1 Definições e Medidas da Mortalidade Infantil	16
2.2 Políticas de Combate a Mortalidade Infantil e Acesso a Saúde no Brasil.....	18
2.3 Evolução da Mortalidade Infantil no Mundo e no Brasil	23
2.4 As Medidas de Combate a Mortalidade Infantil	28
2.5 A Mortalidade Infantil e os Aspectos Socioeconômicos: Breve Revisão da Literatura.....	33
3 CAPÍTULO: METODOLOGIA DA PESQUISA.....	41
3.1 Base de Dados e Descrição das Variáveis	41
3.2 Modelo Econométrico	42
4 CAPÍTULO: RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	45
4.1 Análise Descritiva do Perfil dos Indicadores de Pernambuco	45
4.2 Resultados Econométricos	58
5 CONCLUSÕES.....	66
REFERENCIAL.....	68
APÊNDICE.....	73

LISTA DE GRÁFICOS

	Página
GRÁFICO 1: Evolução da Mortalidade Infantil para Menores de 5 Anos (por mil nascidos vivos)	27
GRÁFICO 2: Evolução da Mortalidade Infantil para Menores de 1 Ano (por mil nascidos vivos)	28
GRÁFICO 3: Proporção da População Atendida pelo PACS.....	30
GRÁFICO 4: Proporção da População Atendida pelo PSF.....	31
GRÁFICO 5: População Beneficiada pelo PCCN, 1998-mar 2000.....	32

LISTA DE FIGURAS

	Página
FIGURA 1: Mortalidade no Brasil até 5 Anos de Idade.....	45
FIGURA 2: Mortalidade no Nordeste até 5 Anos de Idade.....	47
FIGURA 3: Mortalidade em Pernambuco até 5 Anos de Idade.....	49

LISTA DE TABELAS

	Página
TABELA 1: Descrição das Variáveis e Sinal Esperado.....	42
TABELA 2: Taxa de Mortalidade Infantil até Cinco Anos de Idade nos Municípios Pernambucanos - 1991	50
TABELA 3: Taxa de Mortalidade Infantil até Cinco Anos de Idade nos Municípios Pernambucanos - 2000	51
TABELA 4: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal em Pernambuco -1991	53
TABELA 5: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal em Pernambuco -2000.....	54
TABELA 6: População Urbana Pernambucana - 1991.....	55
TABELA 7: População Urbana Pernambucana - 2000	56
TABELA 8: Índice de Gini em Pernambuco – 1991.....	57
TABELA 9: Índice de Gini em Pernambuco – 2000.....	58
TABELA 10: Testes das Estimativas.....	59
TABELA 11: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos no Nordeste em Relação às Variáveis Explicativas – 1991	60
TABELA 12: Elasticidade da Variável Dependente (TMI5) em Relação às Variáveis Independentes para o Nordeste no ano de 1991	61
TABELA 13: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos no Nordeste em Relação às Variáveis Explicativas – 2000	61
TABELA 14: Elasticidade da Variável Dependente (TMI5) em Relação às Variáveis Independentes para o Nordeste no ano de 2000	62
TABELA 15: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos em Pernambuco em Relação às Variáveis Explicativas - 1991	62
TABELA 16: Elasticidade da Variável Dependente (TMI5) em Relação às Variáveis Independentes para Pernambuco no ano de 1991	63

TABELA 17: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos em Pernambuco em Relação às Variáveis Explicativas - 2000	64
TABELA 18: Elasticidade da Variável Dependente (TMI5) em Relação às Variáveis Independentes para Pernambuco no ano de 2000	64

LISTA DE TABELAS DO APÊNDICE

	Página
TABELA A: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos no Nordeste em Relação às Variáveis Explicativas – 1991	73
TABELA B: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos no Nordeste em Relação às Variáveis Explicativas – 2000	74
TABELA C: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos em Pernambuco em Relação às Variáveis Explicativas – 1991	74
TABELA D: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos em Pernambuco em Relação às Variáveis Explicativas – 2000	75

RESUMO

A despeito da redução da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) em Pernambuco entre 1991 e 2000 reduziu-se cerca de 42,8%, este valor se encontra abaixo dos padrões internacionais, o custo de oportunidade de se ter uma criança viva e em boas condições de saúde quando comparadas a crianças que não conseguem usufruir de uma boa qualidade de vida é alto, pois os gastos com prevenção de doenças são bem menores quando comparados aos gastos com medidas curativas. O objetivo deste estudo é identificar e analisar os fatores socioeconômicos relacionados à mortalidade infantil no Nordeste e em Pernambuco nos anos de 1991 e 2000, entre eles destacam-se o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal e o Índice de Gini. Através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) foram estimados modelos econométricos. Os resultados mostram que o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal é a variável que mais impactou na redução da TMI no Nordeste e em Pernambuco, seguida pelo Índice de Gini. O Índice de Desenvolvimento Humano Municipal nos anos de 1991-2000 tornou-se cada vez mais importante na explicação da problemática da mortalidade infantil, porém o Índice de Gini mostrou-se menos essencial na explicação desta no Nordeste, situação oposta a Pernambuco. Evidencia-se a necessidade através da elaboração de políticas públicas que visem melhorias na educação e na redução da desigualdade social como sendo promotoras na diminuição da taxa de mortalidade infantil.

Palavras-chave: Taxa de Mortalidade Infantil; Mínimos Quadrados Ordinários; Fatores Socioeconômicos; Nordeste; Pernambuco.

ABSTRACT

Despite the reduction of Infant Mortality Rate (IMR) in Pernambuco between 1991 and 2000 decreased approximately 42.8%, this value is below international standards, the opportunity cost of having a child alive and in good health when compared to children who can not enjoy a good quality of life is high, as spending on disease prevention are much smaller when compared to spending on curative measures. The aim of this study is to identify and analyze the socioeconomic factors related to infant mortality in Pernambuco in the Northeast and in the years 1991 and 2000, among them stand the Municipal Human Development Index and the Gini Index. Through the method of Ordinary Least Squares (OLS) econometric models were estimated. The results show that the Municipal Human Development Index is the variable that most impact in reducing IMR and Pernambuco in the Northeast, followed by the Gini Index. The Municipal Human Development Index in the years 1991-2000 has become increasingly important in explaining the problem of infant mortality, but the Gini coefficient was less critical in explaining this in the Northeast, the opposite situation to Pernambuco. This study highlights the need through the development of public policies that improve education and reduce social inequality as promoting the reduction of infant mortality rate.

Keywords: Infant Mortality Rate; Ordinary Least Squares; Socioeconomic Factors; Northeast; Pernambuco.

1 INTRODUÇÃO

A melhoria da qualidade de vida e bem-estar da população é preocupação constante dos diversos grupos sociais. A promoção de um melhor nível de qualidade de vida das crianças proporcionará uma melhor expectativa do futuro, ampliando sua capacidade de aprendizado e da sua futura vida produtiva. Isto, em última instância, contribui com o crescimento e desenvolvimento da economia.

Os aspectos do cotidiano que contribuem para a melhoria da qualidade de vida são em princípio os socioeconômicos. Essa se encontra submetida ao acesso a bens e serviços essenciais, tais como: saneamento básico, educação e renda, assim como atendimento médico, fatores capazes de mensurar a taxa de mortalidade infantil.

Por outro lado, vale observar que os gastos com prevenções de doenças são bem inferiores aos decorrentes do controle das mesmas. Isto não é diferente quando se trata das crianças quando acometidas por enfermidades ou mesmo com aquelas que nem chegam a nascer. Estas despesas serão refletidas em cuidados com a mãe e trarão retornos muito menores quando relacionados às crianças saudáveis, ou seja, o custo de oportunidade de se ter uma criança viva e em boas condições de saúde quando comparadas a crianças que não conseguem usufruir de uma boa qualidade de vida é bastante alto.

Se os pais de uma criança tivessem a certeza de que as chances da mortalidade infantil seriam minimizadas, baseados em um retrospecto econômico e social que estimulasse a qualidade de vida, eles teoricamente não mediriam esforços para que sua criança se desenvolvesse, aqueles pais equilibrariam a densidade demográfica, pois os mesmos teriam um número menor de filhos. Assim, o grau de mortalidade em uma sociedade reflete o padrão de vida das famílias.

As disparidades sociais excluem uma grande quantidade de pessoas que poderiam ter acesso a bens e serviços. Persistindo tal situação, a taxa de mortalidade infantil, considerada um dos principais indicadores de desenvolvimento econômico, tende a aumentar, pois esta não acontece apenas devido a fatores endógenos, ou seja, por fatores genéticos, mas também por condições externas.

A taxa de mortalidade na infância tem diminuído aceleradamente nos últimos anos, a taxa de óbito em crianças no mundo, em 1990 era de 88 óbitos por mil habitantes, enquanto que em 2010 esse número caiu para 57 (YOU; JONES; WARDLAW, 2011).

Analisando os dados do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento - PNUD (2003) a Região Nordeste do Brasil, onde o número de mortes em crianças diminuiu em torno de 55% entre os anos de 1990 a 2005 ainda possui números insatisfatórios para contribuir de modo mais eficiente com a proposta realizada pela Organização das Nações Unidas (ONU). A ONU propõe uma redução de 2/3 na TMI, partindo das taxas anuais dos países.

Neste sentido é de fundamental importância identificar quais os fatores que influenciam esta taxa, de forma a auxiliar na definição de políticas públicas que contribuam para a redução da mortalidade infantil, bem como para a melhoria da qualidade de vida e do próprio crescimento e desenvolvimento econômico.

Quando são verificados os dados do PNUD (2003) no período de 1991 e 2000 no Nordeste, pode-se observar que o Estado de Pernambuco apresentou a melhor taxa de mortalidade infantil da Região em 2000. Em 1991, teve a terceira menor taxa de mortes em criança para menores de 5 anos. Isto serve de incentivo a estudar a taxa de mortalidade infantil nordestina e pernambucana, de forma a identificar quais fatores e práticas que mais contribuíram para este fenômeno.

1.1 Objetivo Geral

- ✓ Identificar e analisar os fatores socioeconômicos relacionados à mortalidade infantil para menores de 5 anos nos municípios do Nordeste e de Pernambuco nos anos de 1991 e 2000.

1.2 Objetivos Específicos

- ✓ Traçar as tendências da mortalidade infantil nos Estados do Nordeste brasileiro em 1991 e 2000.
- ✓ Traçar as tendências da mortalidade infantil nos municípios pernambucanos em 1991 e 2000.
- ✓ Verificar a relevância dos fatores socioeconômicos associados à taxa de mortalidade infantil no Nordeste e Pernambuco, nos anos de 1991 e 2000, de modo a identificar possíveis alterações.

2 CAPÍTULO: A MORTALIDADE INFANTIL

Neste capítulo será exposta a mortalidade infantil através das suas definições e medidas, as políticas de combate a mortalidade em crianças junto ao acesso a saúde no Brasil, além da evolução da mortalidade infantil em nível mundial e brasileiro, destacando o último através da luz dos aspectos socioeconômicos.

2.1 Definições e Medidas da Mortalidade Infantil

A mortalidade segundo em Behm (1980) *apud* Saad (197-) é entendida como função da incidência de se ocorrer alguma enfermidade e da probabilidade desta ser letal.

O conceito de mortalidade infantil na literatura especializada é visto de um modo mais sintetizado ou mais fragmentado. Alguns estudos compartilham da primeira visão, como por exemplo, o de Carvalho e Costa (1998) onde a mortalidade de crianças é analisada por um coeficiente que corresponde aos óbitos de menores de um ano comparado com o total de nascidas vivas. Corroboram com essa idéia os trabalhos de Leite e Silva (2000), Sousa e Filho (2008) e Santos *et al* (2010).

A mortalidade de crianças, nas publicações internacionais, tem sido [...] explicada estatisticamente, como mortes por 1.000 crianças com idade variando entre 1 e 4 anos, inclusive. Esse dado usa um denominador diferente daquele utilizado para as taxas de mortalidade de menores de 1 ano (mortes por 1.000 nascidos vivos). Isto significa que as duas estimativas não poderiam ser facilmente combinadas e analisadas. Além disso, como o denominador usado para a taxa de mortalidade pré-escolar é muito alto, a taxa rapidamente cai para menos de um, à medida em que o país melhora suas condições de saúde... Espera-se que a TMM5 (taxa de mortalidade de menores de 5 anos) venha a ser adotada pelos países, nas análises nacionais e regionais e para a apresentação nos próximos anos, de modo que possa rapidamente se tornar a forma padrão quando se discutir mortalidade infantil (UNICEF, 1987 *apud* LAURENTI ; SANTOS, 1996, p.149).

Segundo Laurenti (1975), Caldeira *et al* (2005), Irffi, Oliveira e Carvalho (2008) e Silva e Justo (2010), a mortalidade infantil pode ser dividida em neonatal e pós-neonatal, a primeira diz respeito a óbitos ocorridos entre o primeiro dia de nascimento até o vigésimo sétimo dia de vida do recém-nascido e a última, refere-se ao falecimento de indivíduos entre 28 dias de vida até o primeiro ano da mesma.

Ainda segundo esses autores, a mortalidade neonatal é dividida em precoce e tardia. De acordo com Mathias *et al* (1986) e Ferreira *et al* (1988) *apud* Poles e Parada (2000), esse tipo de divisão acontece para mensurar o impacto dos fatores endógenos na mortalidade infantil, assim como os exógenos, os primeiros se referem a possibilidades de imaturidade e

anomalias congênitas, ocorridas no período neonatal, e os últimos se referem às condições de caráter ambiental reveladas no período pós-neonatal.

De acordo com Alberto (2010), o falecimento neonatal precoce pode incidir até o sexto dia de nascimento da criança e a mortalidade tardia pode acontecer do sétimo ao vigésimo sétimo dia de vida da mesma.

O período de mortalidade neonatal precoce ocorre nos sete primeiros dias de nascimento de um indivíduo, e a tardia, entre o sétimo e o vigésimo oitavo dia de nascimento. (WHO *World Health Organization*, 1996 *apud* ASSIS, 2008).

Segundo Duarte (2007), os óbitos de crianças que acontecem durante os primeiros vinte oito dias de vida, considerando mil crianças nascidas vivas, classificam-se como mortalidade neonatal, e a pós-neonatal, que se mostra a partir do 29º dia até 11 meses e 29 dias de idade, por cada grupo de mil crianças nascidas vivas. O componente neonatal para este autor também é dividido em precoce e tardio, onde o primeiro diz respeito a óbitos ocorridos na escala de 0 a 6 dias de vida, e o tardio, de 7 a 27 dias, corroborando com Alberto (2010).

Bastos, Reymão e Souza (2004) e Aquino *et al* (2007) abordam o conceito de mortalidade perinatal, que consiste na perda de fetos entre a 22ª semana de gestação ou com peso que equivalha a 500 g. e as mortes neonatais precoces como mais um coeficiente capaz de mensurar a mortalidade infantil.

Em Barros *et al* (2010) a concepção de mortalidade apresenta maiores níveis de segregação, sendo investigadas cinco tipologias da mesma, a taxa de mortalidade na infância, que acomete indivíduos de 0 a 59 meses; a taxa de mortalidade infantil, que tem maior risco de ocorrência no primeiro ano de vida, ou seja, de 0 a 11 meses; a taxa de mortalidade pós-infantil, que se revela a partir de 12 a 59 meses; a taxa de mortalidade neonatal, que tem probabilidade de acontecer durante os primeiros 30 dias de vida; e, por fim, a mortalidade pós-neonatal, que está associada a óbitos que aconteçam no período de 1 a 11 meses.

O conceito de óbitos evitáveis, ou *sentinel events*, foi criado por Rutstein *et al* no ano de 1976, pressupondo que o número de mortes em crianças poderia ser diminuído por ações de saúde mais eficazes (HARTZ *et al.*, 1996).

O *sentinel events*, serve para diagnosticar possíveis alterações que estejam presentes na estrutura da mortalidade, verificando quais os tipos de óbitos poderiam efetivamente ser evitados se serviços como os de saúde fossem mais amplamente ofertados (VERMELHO; MONTEIRO, 2002 *apud* PACHECO, 2010).

Considerando a definição de óbitos evitáveis, Pacheco (2010) analisa a problemática da mortalidade infantil como sendo vulnerável a tecnologias médicas existentes, por isso a autora acredita que a morte de crianças tende a cada vez ser mais rara.

A economia da saúde pelo lado da oferta apresenta estruturas de mercado complexas, não cabendo apenas a maximização do lucro o poder de explicá-la, dado a existência de entidades públicas e privadas não lucrativas que prestam serviço de saúde. Como o preço de tais serviços não pode ser definido a princípio no mercado, torna-se complicado mensurar a preferência dos consumidores por eles. Pelo lado da demanda, os consumidores não escolhem entre os serviços de saúde e o restante dos bens na economia através de sua “racionalidade na escolha”, e sim pela necessidade ou não dos serviços que é norteadada por um forte apelo emocional/psicológico (MEDICI, 1983 *apud* ZUCCHI; NERO; MALIK, 2000).

Discordando desses autores apenas no ponto em que a demanda dos serviços médicos depende de razões não econômicas, o presente estudo corrobora com Monteiro, Benício e Baldijão (1980), Yunis (1983), Bercini (1994), Szwarcwald *et al* (1997) e Santos *et al* (2010) que vêem a mortalidade na infância como sendo altamente sensível a qualidade de vida, saúde e desenvolvimento socioeconômico de uma população.

2.2 Políticas de Combate a Mortalidade Infantil e Acesso a Saúde no Brasil

Segundo Barros *et al* (2010), as políticas públicas podem melhorar a qualidade dos serviços de saúde e promover seu uso através de algumas ferramentas, dentre elas estão a otimização da regulação dos recursos privados ou via provisões públicas, a expansão do uso de subsídios na esfera privada que oferta este tipo de serviço, e por fim, através da disseminação maior de informações que ressaltem a importância das famílias em procurar recursos médicos para sua criança.

Para Campos, Carvalho e Barcellos (2000), a taxa de mortalidade infantil não pode ser vista como um indicador social completo, revelando assim o grau de subdesenvolvimento e de pobreza de um povo, pois esse se mostra frágil diante de medidas simples, como terapia de reidratação oral, vacinação e campanhas de aleitamento materno. É levantado ainda pelos autores o processo de urbanização como sendo um dos motores de promoção a esses serviços de saúde, mesmo aquele gerando um hiato social enorme.

Costa *et al* (2003) também atribui a terapia de reidratação oral o declínio da mortalidade infantil nos anos 80, como sendo de suma importância para a queda dos óbitos neonatais e das doenças infecciosas do trato intestinal.

A acentuada redução dos índices de mortalidade infantil observada nas últimas décadas em todo o mundo, contudo, não tem sido acompanhada por sensível melhora da qualidade de vida, sobretudo em países em desenvolvimento. Esse fato tem feito com que alguns autores questionem o real valor da taxa de mortalidade infantil como indicador de qualidade de vida, destacando o papel das medidas de saúde pública para a sobrevivência infantil. (VICTORA; BARROS, 1994 *apud* CALDEIRA; FRANÇA; GOULART, 2001, p. 462).

De acordo com Simões e Ortiz (1988) *apud* (Leite e Silva, 2000, p. 2),

[...] a premissa de que não se deve esperar reduções substanciais se não ocorrerem melhorias importantes na qualidade de vida vem sendo questionada a partir de experiências em alguns estados brasileiros e em outros países, onde a redução em um número expressivo de mortes infantis no primeiro ano de vida foi obtida através de intervenções específicas do setor saúde, independentemente de significantes mudanças nas estruturas sociais e econômicas, e até mesmo, em conjunturas marcadas por crise econômica ou por períodos recessivos.

Barreto e Carmo (2000) analisam as práticas direcionadas a questão da saúde como sendo insuficientes na redução do padrão epidemiológico e de seus riscos associados. Os autores classificam em dois grupos as ações realizadas no campo dos serviços médicos, o primeiro refere-se ao tratamento de doenças e o segundo relaciona-se a medidas preventivas das mesmas e de promoção da saúde, o aumento nos custos dessa, considerando a linha de restrição orçamentária deste setor como limitada, obstrui o desenvolvimento da rede pública de assistência em saúde no Brasil, representada pelo Sistema Único de Saúde (SUS).

Ainda os autores vêem a tecnologia médica bastante custosa e geradora de discussões, pois se argumenta que mesmo as intervenções de alto custo, como a revascularização coronariana, são ineficientes em muitas situações, cabe lembrar que grande parte da tecnologia médica utilizada hoje tem origem em economias centrais, atuando simplesmente na reparação de danos, os recursos médicos avançados não tem o impacto necessário para declinar os padrões de doenças que acometem a população; em se tratando de serviços de cunho curativo, eles podem até diminuir a ocorrência da prevalência de doenças letais, entretanto não atuam em seus determinantes.

Segundo o Relatório de Inflação, organizado pelo Banco Central do Brasil- BACEN (2011), a partir de dados do Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE) verificou-se que os gastos com remédios, em 2011, têm crescido mais do que a inflação geral. O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no mês de abril variou 0,77% enquanto que os custos com remédios no mesmo período variaram em 2,41%. Em maio, o IPCA variou

em 0,47% enquanto que os custos com medicamentos no mesmo mês variaram 1,20%. Ainda no mesmo estudo em relação à rubrica dos planos de saúde o mesmo comportamento observado pelos remédios não se repetiu porque de janeiro até maio a variação percentual mensal do IPCA se manteve constante em 0,59%.

Devido a esse processo inflacionário os serviços contratados e conveniados referentes ao SUS sofreram pressão para aumentos constantes dos preços, se fazendo necessária a implantação de medidas que visem o controle de custos, como por exemplo, o estímulo a comercialização de medicamentos genéricos e de tecnologias alternativas. (BARRETO; CARMO, 2000).

Porém os novos programas de saúde e as tecnologias avançadas nessa esfera seguem a tendência do *inverse care law*, onde esses tipos de medida tendem a atingir em primeiro lugar os estratos sociais mais ricos, só para depois de maneira paulatina, atender a parcela da população que mais necessita, estimulando o processo de desigualdade na saúde. (BENATTI, 2003). As pessoas que possuem menos recursos financeiros são mais suscetíveis a problemas de saúde, refletindo altas taxas de doenças e possíveis mortes pelas mesmas. (WORLD BANK, 1993 *apud* BARRETO; CARMO, 2000).

De acordo com dados do IBGE, na Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD), publicados em 1998, aproximadamente 1/3 da população brasileira não tem acesso a serviços de saúde de uso regular e a parcela restante da população deve, principalmente, a renda familiar, o acesso a este tipo de serviço. Os postos ou centros de saúde são mais procurados por jovens e por pessoas de renda familiar mais baixa, enquanto que o consultório privado é mais procurado por mulheres, idosos e por pessoas com um nível mais alto de renda. O acesso a consultas odontológicas tendem a aumentar significativamente com a renda e é mais elevado em áreas urbanas. De um total de 29,6 milhões de pessoas, população do Brasil em 1998, desse total 18,7% nunca foi ao dentista, sendo 85,6% deste valor correspondente a crianças menores de quatro anos. Aproximadamente 5 milhões de pessoas necessitaram de um serviço de saúde, mas não foram ao seu encontro devido a razões estritamente financeiras e, entre as pessoas atendidas cerca da metade utilizaram o SUS.

Dez anos depois esse panorama apresentado continuou tendo basicamente o mesmo comportamento. O contingente de pessoas que tinham cobertura de plano de saúde eram aquelas que possuíam mais rendimentos mensais *per capita* para indivíduos que recebiam até $\frac{1}{4}$ de um salário mínimo, destes apenas 2,3% tinham acesso a plano de saúde, enquanto os indivíduos que recebiam mais de 5 salários mínimos, 82,5% dos mesmos eram cobertos por planos de assistência médica.

Em 2008, através de dados publicados pela PNAD, 25,9% da sociedade brasileira dispunha de pelo menos um plano de saúde. Entre esses 77,5% estavam conveniados a planos de servidores privados enquanto que a parcela restante recorria a servidores públicos. Na zona urbana o percentual de pessoas que tinham plano de saúde diferia em 22,3% em relação a quem residia em áreas rurais. No Sul e Sudeste brasileiros a disponibilidade do ingresso em planos de saúde correspondia respectivamente a 35,6% e 30%, aproximadamente o triplo da abrangência dos planos na Região Norte (13,3%) e Nordeste (13,2%). Os postos de saúde continuaram sendo os locais mais solicitados por pessoas de baixa renda. Das pessoas que ganhavam a parcela correspondente a 25% de um salário mínimo, 77,2% freqüentavam os postos com relativa assiduidade. Seguindo para os estratos sociais mais elevados a procura por este local caía consideravelmente, chegando próximo dos 4,8% levando em consideração as pessoas que recebiam mais de 5 salários mínimos. E por fim, dos indivíduos que nunca realizaram uma consulta odontológica, 11,7% da população, o número de crianças menores de cinco anos respondia por 47,9% desse valor.

Em países onde a taxa de mortalidade infantil é elevada, a participação pós-neonatal é maior, e é necessariamente essa porção que costuma diminuir mais vertiginosamente quando ocorre uma baixa da TMI, uma vez que os condicionantes da morte neonatal são mais difíceis de lidar, mesmo que determinado país tenha um melhor acesso a tecnologias médicas de ponta (CARVALHO; COSTA, 1998).

Encontram-se na esfera da saúde abordagens relativas ao papel do Estado em seu funcionamento. Nos Estados Unidos, observa-se uma liberdade maior quanto à fixação dos preços dos serviços de saúde, dominando assim o pensamento pró-mercado. Diferentemente do que ocorre na Europa, onde os preços são regulamentados, além do impacto causado pelo seguro social nestes, predominando assim a administração pública no controle dos preços da economia da saúde (LABOURDETTE, 1988 *apud* ZUCCHI; NERO; MALIK, 2000).

A saúde é um bem semipúblico ou meritório. Até certo limite não existe a condição da rivalidade no consumo, mas a possibilidade do princípio de exclusão é real. De modo geral, estes bens provocam externalidades positivas, tornando a provisão governamental primordial para assegurar as condições de vida adequadas a todos os indivíduos (BARUFI, 2009).

Outro ponto a ser discutido é a questão da equidade. O governo se faz importante quando o mesmo procura diminuir as diferenças de mortalidade entre as categorias sociais. A equidade tem sido muitas vezes relacionada à justiça social (ZUCCHI; NERO; MALIK, 2000). Em Mooney (1996) *apud* Zucchi, Nero e Malick (2000) a definição de equidade em

serviços de saúde não se deve somente a recursos materiais e capital humano qualificado (leitos, clínicas, enfermeiros e médicos), mas também a qualidade dos serviços ofertados.

É preciso um acesso mais igualitário aos serviços médicos para toda a população. A exigência social por uma maior cobertura destes conduz a presença do governo, criando e mantendo indiretamente ou diretamente os serviços de saúde. No Brasil, existe espaço para as duas atuações: o que condiz ao setor privado não é válido para o setor público e vice-versa. (CASTRO; ROMEU; VIANNA, 1982).

Como caracterizam Caldeira, França e Goulart (2001), a infância é uma fase da vida onde seu grau de dependência em relação a fatores externos é alto, sejam esses socioeconômicos ou ambientais já que a criança depende para viver de condições mínimas de higiene, educação, nutrição e moradia. Duarte (2007) diz que os valores altos de mortalidade infantil condizem em geral a uma sociedade onde o nível de desenvolvimento socioeconômico é baixo, assim como os de saúde e de condições de vida.

Para Alberto (2010) o óbito infantil é também considerado como um indicador sensível a saúde de uma população, sendo determinado ora por fatores ambientais ora pelos cuidados com pré-natal e o parto. Em ambos os casos o viés socioeconômico é forte independentemente do nível individual, familiar ou coletivo. (GUPTA, 1990; CURTIS; MACDONALD; DIAMOND, 1993; MOÇAMBIQUE, 2005; ALVES, *et al.*, 2008 *apud* ALBERTO, 2010).

Conforme Silva *et al* (2006) a questão da mortalidade em grupos pueris relaciona-se a fatores de ordem econômica, social e ambiental, devido ao complexo psicobiológico das crianças encontrar-se em fase de formação, esse fica mais passível a sofrer agressões de caráter externo, sendo exposto a uma quantidade maior de doenças e de suas complicações.

Em Leite e Silva (2000) é exposto que a prática de políticas compensatórias de cunho sócio-institucional parece surtir efeito sobre a desigualdade social. Os autores explicam que isso se deve as distintas tendências que ocorrem entre os diversos países em relação ao declínio da TMI. Desse modo:

a experiência nos países desenvolvidos enfatiza a importância das melhorias sociais-distribuição dos rendimentos, produção de alimentos e mercado interno, ampliação da educação, organização urbana, regulação institucional e proteção social, sem menosprezar o papel dos serviços de saúde e da medicina curativa (OLIVEIRA; MENDES, 1995 *apud* LEITE; SILVA, 2000, p. 2).

A fim de verificar o quanto diferente é a realidade entre as economias desenvolvidas e subdesenvolvidas em relação à mortalidade infantil, faz-se necessário a construção de um panorama que mostre a evolução da TMI no mundo e no Brasil.

2.3 Evolução da Mortalidade Infantil no Mundo e no Brasil

Um estudo realizado por Ahmad *et al* (2000), que analisa dados entre 1980 e 1990, que compara as taxas de mortalidade infantil em crianças abaixo de cinco anos, de 1955-1999, verificou que na Europa, a mortalidade infantil que girava em torno de 63 mortes por um grupo de 1.000 crianças nascidas vivas, diminuiu para 19 nesses últimos 40 anos. Já no final do ano de 1999, quem exibia melhor desempenho em redução da TMI eram a Finlândia, Noruega e Suécia, o pior desempenho cabia ao Turkmenistão, onde 82 crianças por mil nascidas vivas acabavam morrendo; na América a TMI acabou por reduzir-se em 70%, caindo de 140 por mil para 38; na Região do Pacífico Ocidental ocorreu uma queda na TMI também em torno dos 70%, caindo de 154 por mil para 48; no Sudoeste da Ásia, de 222 por mil para 90; no Mediterrâneo Oriental, de 238 por mil para 71 e por fim na Região Africana a TMI declinou de 264 por mil para 152, uma queda de 42% (AHMAD, 2000 *apud* BENATTI, 2003).

A taxa de mortalidade infantil em Moçambique não teve queda significativa, permanecendo a mesma desde o período de sua Independência Nacional, que ocorreu em 1975 (GASPAR *et al.*, 1998; ARAÚJO, 1999 *apud* ALBERTO, 2010). O estudo de Akoto e Tambashe (2002) *apud* Alberto (2010) verificou que em países como Burkina Faso e Zimbábue o óbito infantil incidia menos em crianças de mães que moravam na zona urbana e eram mais velhas, detectando então a relevância da dependência espacial como um dos condicionantes da TMI.

Um trabalho realizado na área metropolitana da Cidade do Cabo, África do Sul, tinha como meta encontrar a variação espacial da mortalidade neonatal nas áreas periféricas da cidade, os resultados demonstraram a hipótese de uma relação contrária entre o nível socioeconômico e a taxa de mortalidade em crianças. Através da análise espacial, variações na TMI foram altamente correlacionadas com as mudanças de grau socioeconômico. (RIP *et al.*, 1987 *apud* ANDRADE, 2000).

De acordo com You, Jones e Wardlaw (2011), as maiores taxas de mortalidade infantil estão na África Subsaariana, onde 1 em cada 8 crianças abaixo dos cinco anos de vida morre.

Nestas Regiões 1 em cada 143 crianças menores de 5 anos de idade entram em óbito, enquanto que no Sul da Ásia entram em óbito 1 em cada 15. Como a TMI caiu mais vertiginosamente em outros locais o hiato entre essas duas Regiões e o restante do mundo cresceu ainda mais.

Ainda conforme You, Jones e Wardlaw (2011), apenas cinco países são os responsáveis por aproximadamente a metade de toda a TMI em menores de cinco anos no mundo, eles são: Índia, Nigéria, República Democrática do Congo, Paquistão e China, sendo que os dois primeiros respondem por um terço dos óbitos no mundo, para cada um é atribuído 22% e 11% destes respectivamente. Enquanto as mortes no período neonatal correspondem a mais de 70% da TMI mundial, destas, 30% encontram-se na Índia, porém é na África Subsaariana onde o risco de morte tem maiores chances de ocorrer no primeiro mês de vida.

Para Bercini (1994), nos países em desenvolvimento, a mortalidade pós-neonatal ocorre com menos frequência, sendo então o componente neonatal o que mais contribui para o aumento da TMI, mas, em se tratando de países desenvolvidos, como os Estados Unidos, Finlândia e Inglaterra, onde a importância das doenças de caráter infeccioso é baixa o processo é o inverso.

Nos Estados Unidos, a taxa de mortalidade infantil estava em queda em mais de 40% desde 1980, diminuindo em 9,2 por mil nascidos vivos, no ano de 1990 essa taxa foi para 7,1 a cada mil nascidos com vida (ANDRADE, 2000). Nos últimos anos, o componente neonatal foi o que apresentou diminuição mais significativa (GUYER *et al.*, 1998 *apud* ANDRADE, 2000). No mesmo trabalho faz-se um contraponto com realidade brasileira, onde a diminuição na TMI se deve essencialmente a contribuição do período pós-neonatal.

Carvalho e Costa (1998) constatarem que a taxa de mortalidade no mundo vem decrescendo com o passar do tempo, mas em muitos países ainda é considerada alta, evidenciando que as condições de vida destes países encontram-se comprometidas. Os mesmos autores revelam que na América Latina, a TMI presente na maioria dessas nações permanece elevada, embora apresentando uma tendência de queda, como é o caso da Costa Rica, México e Equador. O Brasil está seguido essa mesma tendência.

De acordo com IBGE (1999) na década de 30, a economia brasileira passou por um processo de profundas transformações em sua estrutura. Foi nesse período onde surgiram a Previdência Social, que atingiu segmentos especiais que viviam na zona urbana, onde a dinâmica do crescimento populacional estava mais forte e havia leis que regularam as relações entre trabalho e capital. Mas, a qualidade de vida da população não era equânime para todos, gerava-se um hiato socioeconômico cada vez maior ao longo do tempo. De certa forma, esse

cenário contribuiu na tradução das diferentes trajetórias da mortalidade infantil entre as Regiões do Brasil. A partir de 1940 novas tecnologias médicas foram inseridas no mundo e tenderam a acelerar a velocidade da queda da TMI.

Segundo o Banco Nacional de Desenvolvimento-BNDES (2002) com o término do Plano de Metas alguns setores de natureza industrial foram por demais estimulados e passaram a produzir mais do que era o necessário para suprir o mercado interno. Nesse período o sistema bancário da economia ainda era incipiente, formado por bancos comerciais de crédito a curto prazo. Estes não eram capazes de satisfazer os planos de financiamento do setor industrial. Na zona rural brasileira o aumento do que se era produzido, após o Plano de Metas foi muito contido. Devido a isso, houve o aumento do êxodo rural que serviu para aumentar a densidade demográfica, nas áreas urbanas, exigindo destas uma infra-estrutura mais qualificada que ainda não eram capazes de oferecer, de certa forma essa situação participou negativamente na diminuição da taxa de mortalidade na infância no Brasil.

A retomada do processo de diminuição da TMI no Brasil deu-se a partir das práticas centralizadoras dos militares, dentre elas estiveram maiores despesas com assistência médica e a expansão do processo de saneamento básico, especialmente no sistema de abastecimento de água (VETTER, 1981 *apud* IBGE, 1999).

Estudos realizados nos anos 70 para o início dos anos 80 vinham amadurecendo a idéia de se discutir a importância da redução da mortalidade na infância e a de âmbito geral, estes estavam preocupados com o processo de distribuição desigual da renda, com a impossibilidade de todos sem nível de distinção, usufruir de um bom serviço de saúde, de saneamento e educacional (GWATKIN 1980; PALONNI, 1981 *apud* IBGE, 1999).

Agregue-se a ampliação, dos serviços de saúde, educação e saneamento os programas de saúde materno-infantil, sobretudo os voltados para o pré-natal, parto e puerpério, a ampliação da oferta de serviços médicos, as campanhas de vacinação, os programas de incentivo ao aleitamento materno e a terapia de reidratação oral, contribuíram para a continuidade da redução dos níveis de mortalidade em crianças e infanto-juvenil, principalmente nos anos de 1980. (IBGE, 1999).

A economia brasileira nessa década atravessou um dos períodos mais críticos de sua história, o qual resultou na estagnação do Produto Interno Bruto (PIB) e em altas taxas de inflação. Apesar desse quadro econômico, os indicadores de natureza social evoluíram positivamente. Na verdade, o padrão alcançado pela taxa de mortalidade infantil e da esperança de vida ao nascer no Brasil, permite concluir que a “década perdida” no aspecto

social foi a de 60 e não a de 80, muitos poderiam apressadamente atribuir tal título pela observação da renda e da pobreza no período (OMETTO; FURTUOSO; SILVA, 1995).

Em 1980, a taxa de mortalidade infantil de menores de 5 anos de vida para cada grupo de mil crianças nascidas vivas no Brasil era de 85 mortes, passando para 47,8 por mil em 1990, chegando em 37,5 por mil no ano de 1996 (MARANHÃO *et al.*, 1999 *apud* ANDRADE, 2000). Apesar dessa diminuição, a TMI brasileira ainda é alta se comparado a países desenvolvidos. Quando comparados aos países da América Latina, em um nível mais desagregado há tendência de queda da TMI no Brasil, porém com fortes diferenças entre as Regiões do País. (ROMERO; SZWARCOWALD, 1999 *apud* ANDRADE, 2000).

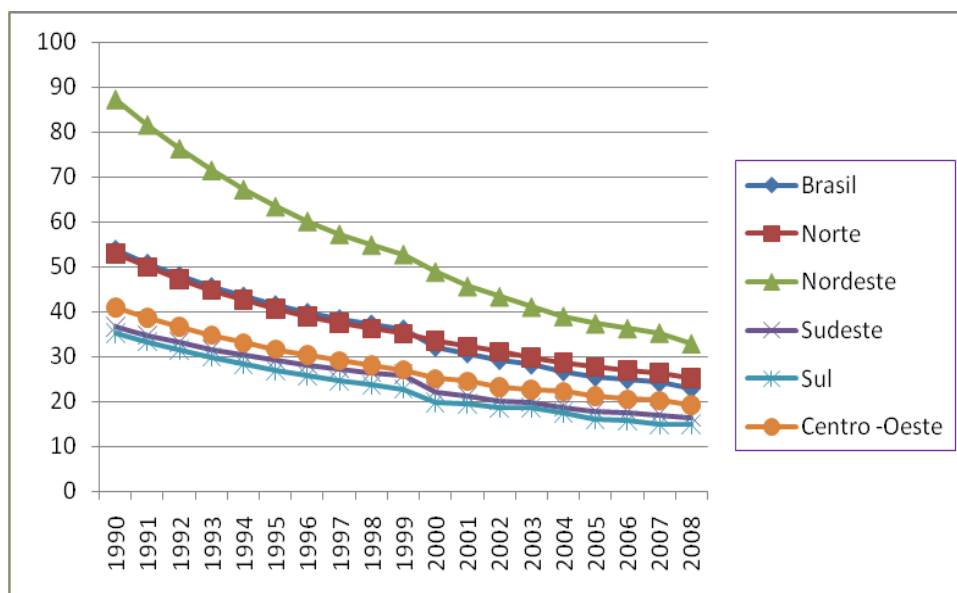
Para o IBGE (1999) nos anos 90 a situação parece ser de continuidade dos programas de ação básica. Estimou-se, que na década de 90, a esperança de vida ao nascer do brasileiro era de 67 anos e a mortalidade infantil de 38 óbitos por 1000 nascidos vivos.

A Assembléia do Milênio, ocorrida em 2000, proposta pela ONU, que contou com a participação de 191 países, onde se criou a Declaração do Milênio, que tem como um dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) a redução da mortalidade na infância em 2/3 das taxas anuais daqueles países até o ano de 2015. A tendência da mortalidade infantil no mundo desde a década de 1990 até os anos mais recentes apresenta-se em queda, a diminuição da mortalidade na infância para o Brasil, segundo os moldes da Declaração do Milênio, está perto de acontecer.

De acordo com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada- IPEA (2010) no ano de 2008, a taxa de mortalidade infantil no Brasil, era de 22,8 mortes por cada mil nascidos vivos. Desde 1990 até o ano de 2008 a redução nacional média foi de 58%, com variações entre as Regiões: 53% nas Regiões Norte e Centro-Oeste, 55% na Região Sudeste, 57% na Região Sul e 62% na Região Nordeste, mesmo com uma maior velocidade de declínio da TMI a Região Nordeste continuava com a maior taxa dentre as cinco Regiões do País (Gráfico 1). Desde o ano de 1990, as Regiões com as maiores e menores taxas de mortalidade na infância foram a Nordeste e a Sul, respectivamente. Em 1990, a mortalidade infantil na Região Nordeste foi 2,5 vezes maior do que na Sul, apresentando uma redução para 2,2 vezes no ano de 2008 (Gráfico 1).

Ainda com IPEA (2010), a meta definida para redução da taxa de óbitos para menores de 5 anos deve ser diminuída para 17,9 mortes por cada grupo de mil crianças nascidas vivas até 2015, se confirmada a tendência de redução atual, o Brasil atingirá esta meta antes do tempo preestabelecido pela ONU.

GRÁFICO 1: Evolução da Mortalidade Infantil para Menores de 5 Anos (por mil nascidos vivos)

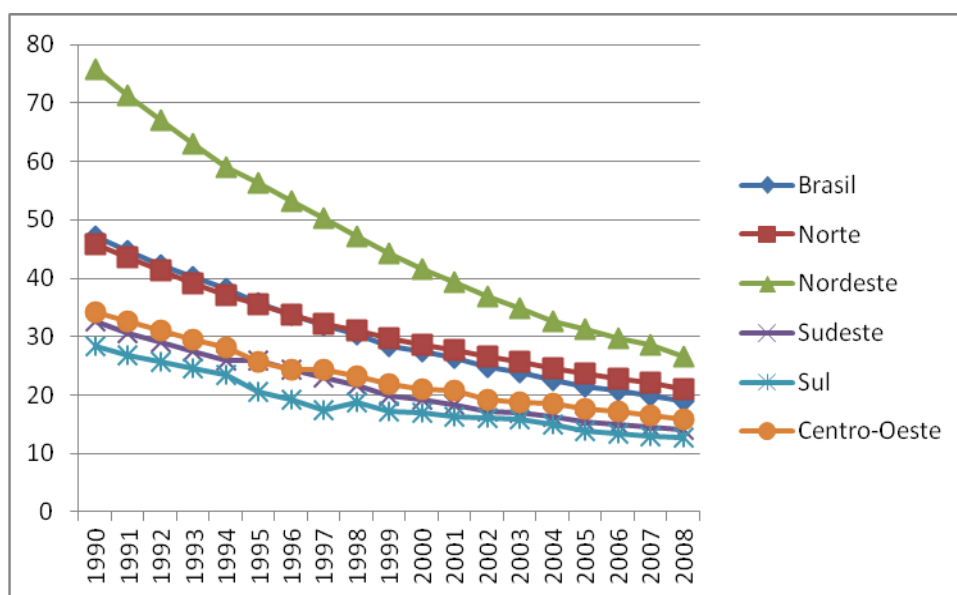


Fonte: Elaboração do autor, dados da Coordenação Geral de Informações e Análise Epidemiológica/Departamento de Análise da Situação de Saúde/Secretaria de Vigilância em Saúde; IBGE (200-) apud IPEA (2010).

De acordo com a Comissão Nacional Sobre Determinantes Sociais da Saúde - CNDSS (2008), mesmo com a tendência de declínio da mortalidade infantil na Região Nordeste, este permanecia em torno de 55%, no período de 1990 a 2005, resultado acima da média nacional em 10 pontos percentuais. A mortalidade infantil na Região no ano de 2005 correspondia a 38,9%, o que equivale ao dobro do valor apresentado pelo Sudeste e Sul do Brasil.

No período de 1980 a 1991 no Nordeste do Brasil, do total de 4,5 anos de ganho na esperança de vida ao nascer, obtida pelas mulheres ocorreu devido à diminuição da mortalidade infantil, contribuindo com 64,4% de toda a esperança de vida. Em se tratando do sexo masculino também no período de 1980 a 1991 do total de 4,2 anos de ganho de esperança de vida ao nascer, cerca de 3,2 anos partiram da queda da mortalidade infantil, significando 76,5% do valor total. E por fim na década de 90 a contribuição de crianças menores de um ano na esperança de vida da sociedade tem se distribuído de um modo bastante igualitário em ambos os sexos, chegando ao valor de 42% para cada (SIMÕES, 2002).

GRÁFICO 2: Evolução da Mortalidade Infantil para Menores de 1 Ano (por mil nascidos vivos)



Fonte: Elaboração do autor, dados da Coordenação Geral de Informações e Análise Epidemiológica/Departamento de Análise da Situação de Saúde/Secretaria de Vigilância em Saúde; IBGE (200-) apud IPEA (2010).

De acordo com Brant (2010), o País também deve cumprir, antes do prazo, a meta de diminuição em dois terços a mortalidade infantil no que se refere a crianças de até 1 ano. Para o IPEA (2010) de 1990 a 2008, aconteceu uma redução de 60% nos óbitos infantis em até menores de 1 ano, estes chegaram a 19 por mil nascidos vivos no ano de 2009 (Gráfico 2). O IPEA (2010) estima que a meta de 15,7 óbitos infantis, nessa faixa de idade, deve ser alcançada. O Nordeste continuou com a maior TMI dentre as Regiões do Brasil enquanto a Região Sul ficou com a menor. Contudo este hiato tende a diminuir: no ano de 1990, a morte de crianças na Região Nordeste era 2,7 vezes maior que na Região Sul do Brasil, quanto ao ano de 2008 essa diferença caiu em 0,6 vezes (Gráfico 2).

2.4 As Medidas de Combate a Mortalidade Infantil

Dentre os programas de atenção básica à saúde criados na década de 90 destacam-se: o Programa de Agente Comunitário de Saúde (PACS), o Programa Saúde da Família (PSF) e

Programa de Combate às Carências Nutricionais (PCCN). O PACS atua desde o início dos anos 90 e consiste na assistência a saúde de âmbito ambulatorial e domiciliar, o PSF foi implantado pelo Ministério da Saúde no ano de 1994 e surgiu no intuito de substituir as práticas curativas e a hospitalização para dar margem a ações preventivas, e por fim o Programa de Combate às Carências Nutricionais (PCCN), criado em 1998, substituindo o Programa Leite é Saúde, tem como objetivo impor índices toleráveis de carência nutricional e incentivar a prática do aleitamento materno. (BASTOS; REYMÃO; SOUZA, 2004).

Segundo o Portal da Saúde, do Ministério da Saúde (2011), os hospitais brasileiros que se tornam referência no incentivo ao aleitamento materno, são reconhecidos através do título Hospital Amigo da Criança, ação esta idealizada em 1990, porém prioritária a partir de 1992.

O estudo realizado para a cidade de São Paulo por Victora *et al* (1987) *apud* Escuder, Venancio e Pereira (2003) deixou claro quais eram os benefícios do aleitamento materno na redução da mortalidade infantil, pois foi constatado que o índice de diarreia em crianças desmamadas precocemente era 14,2 vezes maior que em crianças alimentadas por leite materno exclusivamente, além do risco de morte por doenças respiratórias ser superior 3,6 vezes em crianças desmamadas de modo precoce.

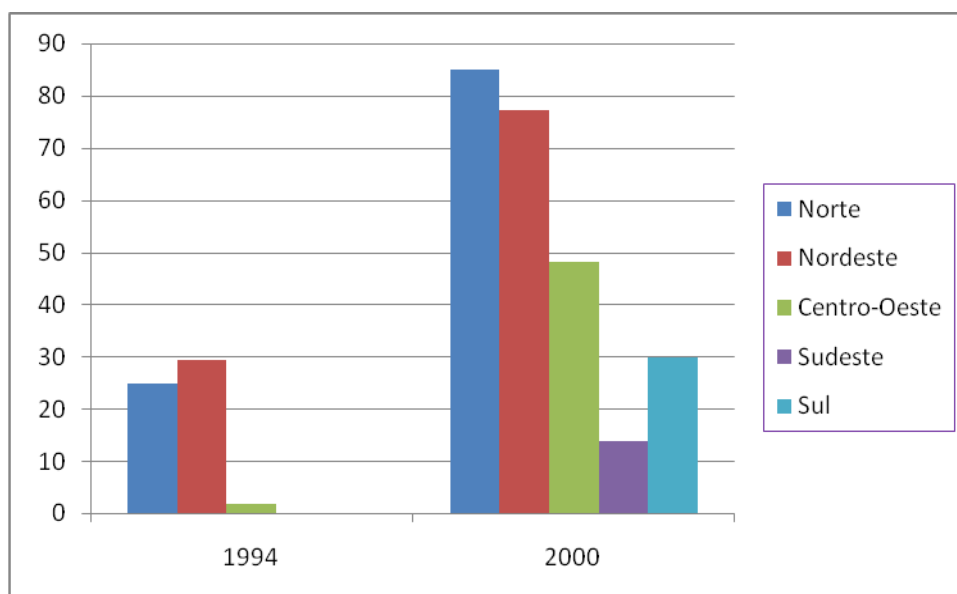
Tomando como base esse trabalho, Betrán *et al* (2001) *apud* Escuder, Venancio e Pereira (2003) pôde estimar o quanto impactante foi o aleitamento materno na redução da TMI em países da América Latina, a partir da análise de inquéritos de 16 países, concluiu-se que a prática da amamentação poderia reduzir significativamente a mortalidade na infância.

O PACS possui um dos maiores indicadores de cobertura dentre os programas desenvolvidos pelo Ministério da Saúde, com uma abrangência de 76% nos municípios brasileiros. As Regiões Sudeste e Sul encontram-se com os menores percentuais de população atendida (Gráfico 3). Isso reduz o grau de adesão ao PACS. No ano 2000, a Região Nordeste concentrava aproximadamente 52,3% dos agentes comunitários de saúde. Segundo informações do Departamento de Atenção Básica, do Ministério da Saúde (2011), o Programa de Agente Comunitário de Saúde é hoje considerado parte do Programa Saúde da Família. Nos municípios onde só existe a cobertura do PACS, este pode ser considerado um programa de transição para o Saúde da Família. No PACS, as ações dos agentes comunitários de saúde são monitoradas por um enfermeiro/supervisor lotado em uma unidade básica de saúde.

Em Bastos, Reymão e Souza (2004) o PSF, entre os anos de 1994 e 2001 conseguiu ampliar seu grau de cobertura em 77% dos municípios no Brasil. Em 2001, foram instaladas aproximadamente 10.788 equipes, apesar desse grau de cobertura, o PSF beneficia em torno de 25% da população. As Regiões Sudeste e Sul apresentam uma menor cobertura

populacional, enquanto o Nordeste possui a maior (Gráfico 4). Os impactos sobre a mortalidade infantil visto entre os anos de 1997 e 1999 tidos pelo PSF foram: a diminuição do processo diarréico em crianças menores de 2 anos e das carências nutricionais em menores de 1 ano.

GRÁFICO 3: Proporção da População Atendida pelo PACS

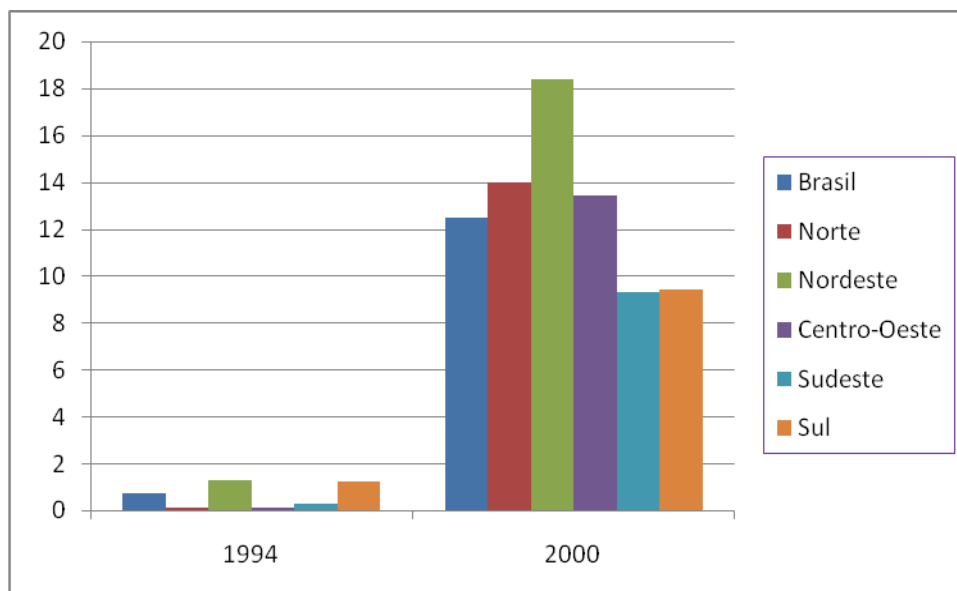


Fonte: Elaboração do autor, dados do Brasil/ Ministério da Saúde (200-) apud Bastos Reymão e Souza (2004).

De acordo com o Ministério da Saúde (2006), o grupo de municípios com renda mais baixa e o grupo de menor porte populacional tem coberturas de PSF maiores que as identificadas nos grupos de renda mais elevada e os de maior porte populacional. Esse comportamento pode estar condicionado pelo fato destes apresentarem interseção. Por exemplo, em 2004 a categoria de municípios pequenos tem mais da metade dos seus municípios (50,2%) na situação de renda baixa e apenas 4,4% na situação de renda elevada. No entanto, a categoria de municípios de grande contingente populacional tem na sua composição 10,9% de municípios com renda baixa e 46,6% com renda alta. O Ministério da Saúde considera um município como pobre quando o mesmo possui renda familiar *per capita* média menor que um salário mínimo, enquanto que os municípios considerados ricos são aqueles que apresentam renda *per capita* familiar média entre um e dois salários mínimos. Um município de grande porte populacional é definido como aquele que possui um número

igual ou superior a 80 mil habitantes, enquanto o de pequeno porte deve possuir população inferior a 20 mil habitantes.

GRÁFICO 4: Proporção da População Atendida pelo PSF



Fonte: Elaboração do autor, dados do Brasil/Ministério da Saúde (200-) apud Bastos, Reymão e Souza (2004).

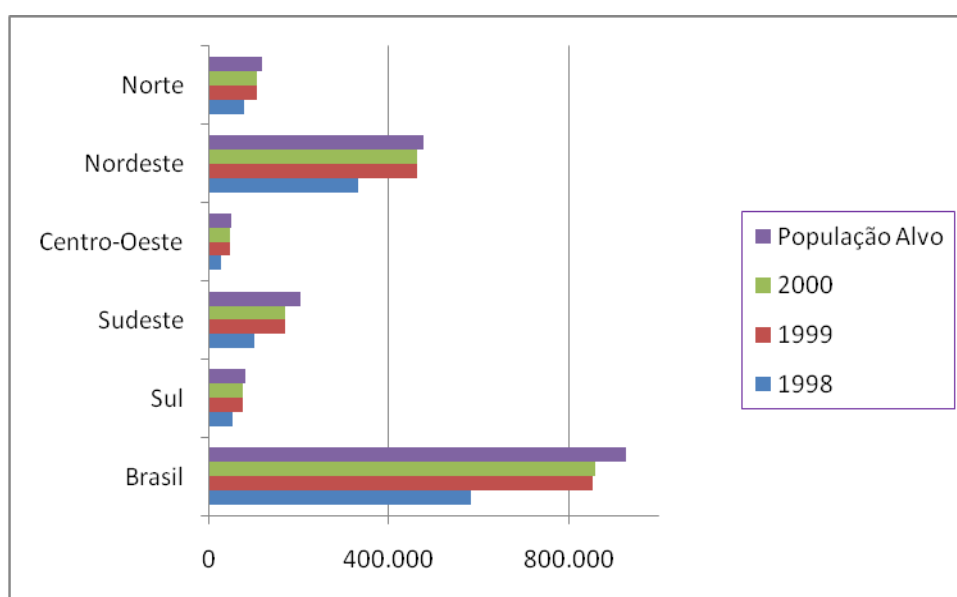
Continuando com o Ministério da Saúde (2006) é importante notar que em 2004 enquanto um município com 20 mil habitantes necessitava de 6 equipes de PSF para abranger 100% da população, a mesma quantidade de equipes quando inseridas em municípios de 80 mil habitantes cobre apenas 26% da população, ou seja, para que o PSF possua um raio de manobra elevado em municípios grandes se faz necessária uma maior disponibilidade de recursos de caráter financeiro, organizacional e político-institucional.

Com relação ao PCCN o financiamento do Programa foi feito pelo Ministério da Saúde em 1998, através do repasse dos recursos orçamentários para os municípios, parte destes recursos tem como fim a compra de leite em pó ou fluído pasteurizado e óleo de soja, para auxiliar no processo de recuperação nutricional de crianças com 6 a 23 meses. O valor destinado a esta recuperação nutricional é estimado em R\$ 180,00 por criança durante um ano. (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2001).

Ainda no Ministério da Saúde (2001) o PCCN beneficiou 92,5% de seu público alvo que é de 926.083 pessoas, até março de 2000. A população beneficiada pelo PCCN na Região Norte até março do ano 2000 foi de 105.033 indivíduos, tendo uma população alvo de

117.645 pessoas. No Nordeste até o terceiro mês do ano 2000, foram agraciados pelo Programa 462.703 indivíduos, faltando contemplar 13.405 pessoas para que a sua meta fosse atingida. Na Região Centro-Oeste do Brasil que tinha como população alvo do Programa 49.841 habitantes, o mesmo conseguiu atingir 46.089 pessoas até março de 2000. No Sudeste 82,8% das pessoas que deveriam ser atendidas pelo Programa o foram até março de 2000. No Sul do País 94% das pessoas que eram habilitadas segundo o PCCN para receber sua cobertura a receberam até o terceiro mês do ano 2000 (Gráfico 5).

GRÁFICO 5: População Beneficiada pelo PCCN, 1998-mar 2000



Fonte: Elaboração do autor, dados do Brasil/Ministério da Saúde (2001).

De acordo com o Portal da Saúde, do Ministério da Saúde (2011), o Pacto pela Redução da Mortalidade Infantil (PRMI), que surgiu do Compromisso para Acelerar a Redução das Desigualdades no Nordeste e na Amazônia Legal, assumido pelo ex-presidente da República Luis Inácio Lula da Silva, em dezembro de 2008, tinha como meta atender oito Estados nordestinos, Alagoas, Bahia, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe, 96 municípios e 9 Estados da Amazônia brasileira: Amapá, Acre, Amazonas, Maranhão, Mato Grosso, Pará, Roraima, Rondônia e Tocantins. O Ministério da Saúde ficou incumbido de reduzir, principalmente, a participação do componente neonatal na TMI dos anos de 2009 e 2010 e reduzir de modo geral a taxa de mortalidade infantil em 5%. O Pacto teve como previsão, no ano de 2009, possuir 110 milhões de reais para promover a redução da mortalidade infantil na Amazônia Legal e na Região Nordeste do Brasil, através da ampliação

de equipes de Saúde da Família (425), de leitos de Unidade de Cuidados Intensivos (UCI) e Unidade de Terapia Intensiva (UTI), com 2.208 e 736 unidades respectivamente, dos Bancos de Leite (22), das maternidades especializadas no Método Mãe-Canguru (110) dentre outras.

Diante da falta de dados mais precisos o PRMI não terá a possibilidade de ser avaliado quanto a seu impacto na redução da taxa de mortalidade infantil. Sugere-se que num próximo estágio dessa investigação, se incorpore informações sobre esse Programa para que assim como outros estudos venham colaborar na construção de um quadro cada vez mais completo de medidas de combate a mortalidade na infância.

2.5 A Mortalidade Infantil e os Aspectos Socioeconômicos: Breve Revisão da Literatura

Em estudos relacionados à mortalidade de crianças faz-se necessário verificar os fatores socioeconômicos que compõem o cenário onde elas estão inseridas (SILVA; JUSTO, 2010). Dentre estes, a falta de renda, merece destaque.

O Brasil é um dos países que apresenta maior disparidade de renda no mundo. Porém com o surgimento do Plano Real, em julho de 1994 houve uma significativa desconcentração e redistribuição de renda (RAMOS; VIEIRA, 2001). Entretanto, os mesmos autores relatam que este avanço não foi suficiente para compensar o que havia se deteriorado no ano anterior ao período de estabilização econômica.

A parcela mais pobre da população, incluindo as crianças, é marcada por possuírem pouca mobilidade social, devido a pouca distribuição de renda brasileira (BENATTI, 2003). Segundo a mesma autora, estas crianças acabam por dar prioridade ao trabalho, seja ele dentro de sua própria residência ou não, contribuindo assim com o orçamento familiar, mesmo gerando várias perdas, entre elas no nível educacional.

Segundo Jeffrey (2001) *apud* Benatti (2003) a probabilidade de um indivíduo pobre procurar por assistência médica é bastante remota ao se considerar o cenário onde este se insere, geralmente ele mora longe dos centros médicos e não possui dinheiro suficiente para tratar de doenças que lhe acometam.

Nesta perspectiva, acredita-se que a existência da mortalidade infantil em maior escala aconteça em segmentos de classe econômica mais baixa.

Porém atribuir demasiada importância a dados referentes à renda não é de todo correto. De acordo com Cacciamalli (2002), aqueles apresentam uma série de limitações, entre elas encontram-se a subestimação dos rendimentos de uma família, considerando os

segmentos mais pobres, não haverá disponibilidade de dados quanto às transferências realizadas pelo Estado em benefício desse grupo e nem estatísticas referentes a salários recebidos em espécie e de autoconsumo. Ainda segundo a autora, no que se referem aos dados de renda para estudo nas classes mais abastadas, as limitações decorrem do fato de haver sonegação por parte destas, além de possuírem lucros de maneira eventual, através de juros, lucros, aluguéis e benefícios.

O modelo dos determinantes proximais de Mosley e Chen (1984) *apud* Barufi (2009) tem como base o modelo de determinantes proximais, ou intermediários, que foi primeiramente aplicado nos estudos sobre fertilidade propostos por Davis e Blake no ano de 1956. A idéia por trás deste modelo é de que as variáveis intermediárias têm uma relação conhecida com a variável que se pretende explicar, porém estes determinantes proximais são afetados por condições de caráter social. Entretanto, essa comunicação entre as variáveis não acontece de forma clara, de modo que são necessárias estimações para identificá-la.

Para Mosley e Chen (1984) *apud* Barufi (2009) os determinantes intermediários para taxa de mortalidade infantil, onde os fatores socioeconômicos agem são:

- ✓ Fatores relacionados à mãe, tais como idade, já ter tido filhos e quanto foi o intervalo entre uma gravidez e outra;
- ✓ Contaminação do ambiente seja através do tripé alimentos/água/dedos solo, objetos e de insetos vetores de doenças;
- ✓ Deficiências nutricionais;
- ✓ Danos de natureza física (o fato de acontecerem está correlacionado aos contextos sociais, econômicos e ambientais);
- ✓ Soluções de cunho preventivo e curativo por parte dos serviços médicos;

Por outro lado, os fatores de natureza socioeconômica podem ser classificados em 3 grandes categorias que são segundo os mesmos autores:

- ✓ No campo individual: a produtividade dos pais, associado ao grau de instrução, saúde, o horizonte de tempo para cuidar das crianças, costumes, normas e atitudes dos mesmos.
- ✓ Na esfera domiciliar: fatores como renda e riqueza irão refletir no acesso à água, vestuário, habitação, uso de combustível e de energia, nas condições de higiene, nos cuidados com alguma doença e na obtenção de informações.
- ✓ Em relação à comunidade: onde está presente o sistema de saúde, condições políticas e ambientais.

Dentre as esferas que explicam as causas e conseqüências trazidas pela mortalidade infantil na sociedade, destacam-se segundo Alberto (2010) a demográfica, com a idade da mãe, a ordem do nascimento e parturição, o baixo peso ao nascer e o sexo do recém-nascido; a socioeconômica, com educação da mãe, o acesso a saneamento básico e áreas de domicílio; e a que se relaciona com serviços de saúde, com a atenção ao parto.

Em se tratando da primeira esfera, no tocante a idade da mãe o autor descreve que as mortes entre recém-nascidos têm maiores chances de ocorrer tendo a gravidez acontecido quando a mulher possui menos de 20 anos ou 35 anos ou mais. Segundo Camarano, (1998); Carneiro e Matos, (1999) e Rees *et al* (1997) *apud* Pantoja (2003), os riscos que podem ocorrer durante o processo de parto, comprometendo assim a vida da criança, estaria relacionado à falta de maturidade anátomo-fisiológica, que de acordo com César, Miranda-Ribeiro e Abreu (2000) e Sharma *et al* (2008) *apud* Alberto (2010) se caracteriza pelo peso, desenvolvimento do aparelho reprodutivo, altura e condições nutricionais das mães.

Taylor e Hall (1976) *apud* IBGE (1999) atribuem grande importância a fatores econômicos e nutricionais como soluções para resolver o problema da mortalidade em crianças que se localizam em países em desenvolvimento, tal como aconteceu em economias desenvolvidas. Ocupando uma linha de raciocínio bem parecida, Scrimshaw (1974) *apud* IBGE (1999) considera como o fator mais importante para o declínio da mortalidade em crianças também os aspectos nutricionais.

Vale observar que segundo a Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (2006) *apud* Barros *et al* (2010), todos os indicadores antropométricos revelam possibilidades remotas de subnutrição no Brasil. Os mesmos autores observaram ainda que apesar de retardos quanto à estatura de crianças em um pequeno contingente das mesmas, não existe deficiências energéticas graves nas crianças brasileiras.

De acordo com a Comissão Nacional Sobre Determinantes Sociais da Saúde (2008), o consumo de frutas e verduras no Brasil é insatisfatório, havendo uma relação direta entre o consumo das mesmas com o nível financeiro e educacional dos indivíduos: o aumento de 1% na renda irá corresponder a uma elevação de 0,04% na quantidade de frutas, legumes e verduras ingeridas. Partindo disso a Comissão concluiu que as crianças de famílias pobres estavam mais propensas a carência de micronutrientes e de terem retardo no seu crescimento cognitivo, ambos os fatores podendo desencadear o processo de óbito infantil.

Quanto à ordem do nascimento e parturição, o estudo “Fatores associados à mortalidade infantil em Moçambique, 1998 a 2003” de Alberto (2010) chega à conclusão de que as chances de óbito infantil são maiores na primeira gravidez, tendo uma maior

participação o componente neonatal, ainda observa-se que o óbito de crianças primogênicas pode sofrer alguma variação quando se considera a idade materna.

Ribeiro (2003) argumenta que os intervalos curtos de tempo em relação à parturição fazem com que um número maior de filhos nasça e se acomodem num mesmo ambiente, aumentando assim as chances dos mesmos contraírem doenças infecto-contagiosas e virem a óbito. Além disso, existe o desgaste excessivo do sistema biológico da mãe que enfraquece cada vez mais à medida que esta aumenta o número de filhos vindos de si, abrindo então a possibilidade para existência do retardamento do crescimento fetal.

A fecundidade precoce preocupa especialistas no campo da saúde por sua possível influência sobre a vida reprodutiva da mulher, a literatura revela que uma mulher que começa a sua vida reprodutiva mais cedo, maior é a probabilidade de terminá-la com uma fecundidade elevada. A mortalidade na infância, a das mães e problemas de saúde para a mulher, como a hipertensão, maior incidência de eclâmpsias, anemias e infecções do trato urinário também são vistos como problemas relativos à gravidez precoce. No ano de 1987 a mortalidade dos filhos de mães brasileiras de 15 a 19 anos era 42,5% mais elevado que a dos filhos de mulheres que tinham uma idade mais avançada. (CASTRO; ABRAMOVAY; SILVA, 2004 *apud* CAMARANO, 1998).

A década de 1990 surpreendeu os pesquisadores da área com o rejuvenescimento da fecundidade no Brasil. Em 1980 as mulheres de 25 a 29 anos tinham a maior média de filhos dentre os grupos de idade na faixa reprodutiva. A primeira mudança para o grupo mais jovem, de 20 a 24 anos, ocorreu em 1991, mantendo-se em 2000. Além disso, enquanto a fecundidade caiu em todos os grupos etários nos últimos dez anos, as jovens de 15 a 19 anos representaram pela primeira vez uma exceção, com um crescimento de 25% entre 1991 e 2000. Vale notar também que vem aumentando a importância relativa desse grupo etário no cômputo da taxa de fecundidade total. De 9% em 1980 passa a 14% em 1991, e em 2000 a fecundidade das mulheres de 15 a 19 anos já atinge 20% do número total de filhos tidos pelas mesmas ao longo de todo o período reprodutivo, ou seja, de 15 a 49 anos (CASTRO; ABRAMOVAY; SILVA, 2004).

No tocante do baixo peso ao nascer, Alberto (2010) *apud* Elshibly e Schmalisch (2008) atribui maior probabilidade de morte de um recém-nascido quando o mesmo encontra-se com baixo peso ao nascer, corroborando com o trabalho feito por Silva *et al* (2006) para o município de Maracanaú no Ceará, onde se constatou que os nascidos vivos com baixo peso ao nascer tinham 3 vezes mais chances de entrar em óbito quando comparados a recém-nascidos com um peso igual ou maior de 2.500g.

Os indicadores de déficit de peso por altura quanto de peso por idade apresentados na Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (2006), *apud* Barros *et al* (2010), encontram-se normais se comparados com a média de países que já sofreram processo de industrialização, os recém-nascidos com menos de 2,5kg aproximava-se dos 10%, padrão muito parecido com daqueles países.

Os recém-nascidos com menos de 2.500g possuem maior risco de morte e de ser acometido por doenças de caráter infeccioso e respiratório, além dos mesmos apresentarem retardo no seu crescimento e desenvolvimento (LUZ *et al.*, 1998 *apud* BOING; KEL; BOING, 2006).

Quando se fala no sexo do recém-nascido como sendo um dos condicionantes da mortalidade infantil, vários são os autores levantados no estudo de Alberto (2010) que apóiam este argumento, são eles Remoaldo, 2002; Alonso, Fuster e Luna, 2006. Estes autores observaram que possuindo um peso mais elevado que os recém-nascidos do sexo feminino, os bebês do sexo masculino, devido a características genéticas adversas do cromossomo X, são mais propensos a serem vítimas do óbito na infância. Os recém-nascidos masculinos têm um desenvolvimento fetal mais lento que as do sexo feminino, trazendo consigo maiores chances de uma imaturidade pulmonar (REMOALDO, 2002; DUARTE; MENDONÇA, 2005; ALONSO; FUSTER; LUNA, 2008; TITALEY *et al*, 2008 *apud* ALBERTO, 2010).

Em Caldwell (1979) *apud* Ribeiro (2003) é apontada 3 explicações que posicionam a educação materna como variável capaz de explicar a mortalidade infantil, a primeira diz que mães com um maior nível de escolaridade são mais flexíveis, não ficando presas a determinados tabus quanto lhes é apontada o quadro clínico de alguma doença, estas mães tendem a adotar com mais rapidez as recomendações médicas. A segunda explicação aponta que mães mais bem educadas são melhor ouvidas pelos médicos, e estas vêem os serviços ofertados por estes profissionais como sendo direito das mesmas e não um favor que lhes é prestado. E por fim, o último motivo é que mães com um grau de educação mais elevado têm mais autonomia quanto a tomadas de decisão em se tratando da sobrevivência de seus filhos.

Segundo Costa *et al* (2003) a hipótese da diminuição do analfabetismo para o declínio da mortalidade infantil via diminuição da fecundidade parece não ser verdadeira, já que, de acordo com os Censos Demográficos de 1980 e 1991, a proporção de mulheres de 15 a 49 anos não alfabetizadas no Brasil nesses dois anos era de 17,5% e 29,4% respectivamente. Além dessa situação, sabe-se que naquele momento, a queda na fecundidade se deu por razões econômicas (BERQUÓ, 1993 *apud* COSTA *et al.*, 2003).

Aquino *et al* (2007) em seu estudo realizado em Recife julgou como relevante o grau de instrução materno e o baixo padrão de vida dos bairros da cidade como sendo variáveis capazes de explicar a taxa de mortalidade perinatal, mas quando essas variáveis se ajustaram a outras presentes na análise a condição de vida do bairro onde se encontra o domicílio da mãe perdeu significância em termos estatísticos. Ainda sim o mesmo autor ressalta a existência de uma relação positiva entre a educação da mãe e a procura da mesma a serviços de saúde, aspecto esse que vem a influenciar na determinação da mortalidade perinatal.

De acordo com as áreas das residências, conforme Alberto (2010), elas tendem a facilitar ou dificultar o acesso a serviços de saúde, a aquisição de rendimentos para arcar com os custos de medicamentos, assim como o grau de educação e o modo de distribuição de recursos que contribuam com o estado de saúde das crianças.

Partindo disso pode-se dizer que os índices de mortalidade na infância são maiores em regiões mais pobres, entre elas estão inclusas as zonas rurais e favelas, onde as famílias possuem menos recursos financeiros ou educacionais que assegurem um quadro clínico mais saudável para suas crianças, principalmente nos primeiros anos de vida.

Entretanto Campos, Carvalho e Barcellos (2000) mostram a existência de uma relação negativa entre as condições socioeconômicas e a TMI no Rio de Janeiro, mesmo nas áreas onde as características socioeconômicas são mais críticas e apresentam os piores quadros de mortalidade. O estudo concluiu que a taxa de mortalidade na infância está mais intimamente relacionada ao alcance dos serviços de saúde.

De acordo com Ribeiro (2003) o local de moradia dos indivíduos tem sido mostrado como um importante fator na captura dos diferenciais de mortalidade na infância. Porém pode-se questionar, conforme Behm (1979) *apud* Ribeiro (2003) se a classificação urbano-rural seria de toda importância para mostrar as condições socioeconômicas que existem entre grandes cidades e pequenas áreas rurais face a mortalidade infantil.

Conforme o mesmo autor, em relação à TMI, algumas pesquisas indicam que os diferenciais de mortalidade em função do local de moradia podem estar intimamente ligados as condições dos serviços de ordem médica nas comunidades rurais. Segundo Goldberg *et al* (1984) *apud* Ribeiro (2003) em seu estudo com informações de quatro Estados nordestinos, dentre crianças que nunca foram amamentadas, a taxa de mortalidade das mesmas diminuiu mais nas áreas urbanas, para mães com um nível maior de conhecimento e que usavam os serviços médicos. Enquanto Victora (1986) *apud* Ribeiro (2003), trabalhando com dados do Rio Grande do Sul, constatou uma TMI maior em áreas urbanas.

Rutstein (2000) *apud* Alberto (2010) destaca em seus estudos a morte no período neonatal como sendo correlacionada ao nível de desenvolvimento de uma nação juntamente com a higiene domiciliar e de toda a circunvizinhança.

Em Moçambique crianças que moram em zona urbana, mas que não possuíam banheiro em sua casa e que não disponibilizavam de água para beber apresentam maiores chances de falecer quando comparadas as crianças que tem acesso a banheiro com descarga e água encanada (MACASSA *et al*, 2004 *apud* ALBERTO, 2010). Quadro este também comum a realidade brasileira.

Água em condições adequadas para o consumo tem sido apontada como um dos principais fatores que contribuem para a sobrevivência de crianças. Além de identificar diferenças socioeconômicas, a água imprópria para o consumo e a ausência de saneamento básico serve como transmissores de doenças parasitárias e infecciosas. As conseqüências destas seriam mais sentidas no período pós-neonatal e principalmente após o primeiro ano de vida da criança (SAWYER; SOARES, 1983 *apud* RIBEIRO, 2003).

Em Barros *et al* (2010), o panorama brasileiro quanto ao saneamento básico é considerado insuficiente, 22% das crianças na faixa de 0 a 5 anos moram em casas onde o acesso a água não é o adequado e 33% em residências com saneamento comprometido, enquanto que crianças sem acesso a nenhum dos dois serviços atingem os 40%. Segundo os autores este quadro declinou de modo substancial, no período de 1996-2006 a oferta de água encanada e de saneamento básico aumentou em 10% no Brasil.

A CNDSS (2008) analisou através dos dados da PNAD no período de 1999 a 2004 a estratificação socioeconômica através da variável saneamento básico. De acordo com as estatísticas da PNAD do ano 2004 observadas pela Comissão, houve um aumento de 80% para 83% de domicílios possuidores de uma rede geral de abastecimento de água e os domicílios cobertos por uma estrutura de saneamento adequada aumentou de 65% para 70% no período analisado.

Alberto (2010) ressalta o processo de atenção ao parto como sendo uma variável influente na problemática da mortalidade infantil, o autor mostra que a frequência de consultas de pré-natal é essencial na prevenção da morbidade e mortalidade infantil e suas conseqüências. A intensidade das frequências de consultas pré-natais é dependente de fatores socioeconômicos e do quanto é facilitado o acesso a serviços de ordem médica.

Em Barros *et al* (2010) o processo de assistência à gestação, além de aumentada sua velocidade, está mais bem distribuído, contribuindo para isso a participação das mulheres nordestinas que moram na área rural, concomitantemente a esse processo as diferenças de

caráter socioeconômico também decresceram em relação à posse das mães a um cartão pré-natal. Os autores destacam a queda de 28% das mães que sequer tinham realizado uma consulta pré-natal, considerando o período de 1996-2010.

Ainda em Barros *et al* (2010) a assistência ao parto não contribuiu, como ocorreu com a assistência a gestação, na diminuição das disparidades regionais, apesar das desigualdades entre as áreas urbanas e rurais terem declinado ao longo dos anos. Segundo os mesmos autores os partos que ocorreram sem nenhuma espécie de auxílio médico na Região Nordeste aumentaram cerca de 6 vezes comparadas com a Região Sul do Brasil, quando observados os períodos de 1996-2006.

3 CAPÍTULO: METODOLOGIA DA PESQUISA

Esse capítulo trará a metodologia da pesquisa, estando subdividido em: base de dados, descrição das variáveis e no modelo econométrico.

3.1 Base de Dados e Descrição das Variáveis

A partir do Atlas de Desenvolvimento Humano do PNUD (2003) e do IPEA (2011) foram coletadas informações, de natureza econômica, educacional, de infra-estrutura e saúde para os municípios do Nordeste e de Pernambuco, referentes ao ano de 1991 e 2000, que serão utilizadas como fatores associados à mortalidade na infância. Na Tabela 1 são mostradas as variáveis que foram utilizadas bem como o seu sinal esperado.

Conforme observado na literatura, sabe-se que existe uma estreita relação entre a quantidade de anos estudados pelo indivíduo e o aumento de seus rendimentos, outro modo de se olhar a mesma situação seria o aumento do salário de reserva para pessoas com mais anos de estudo (SACHSIDA; LOUREIRO; MENDONÇA, 2004). Então, as despesas com o percentual de médicos residentes para cada mil habitantes (MÉDICO), que foi utilizada como *proxy* para despesas com saúde deve depender da renda que existe em cada município do Brasil. Foi usada a média de escolaridade das pessoas com 25 anos ou mais (MESTUDEM25) como *proxy* para o grau de escolaridade das mães. Corroborando com Castro, Abramovay e Silva (2004), que nota um processo cada vez mais acentuado de gravidez precoce no Brasil, decidiu-se por também utilizar a variável (ANALF7a14), o percentual de analfabetismo que atinge a população de 7 a 14 anos, como *proxy* para o analfabetismo feminino.

As informações de educação e cultura foram obtidas junto ao IPEA (2011) e o restante das outras variáveis foi oriundo do Atlas de Desenvolvimento Humano do PNUD (2003).

A variável (*DUMMY_CE*) assumiu um formato de *dummy*, onde foi estabelecido o valor de 0 para os municípios que não faziam parte do Ceará e o valor de 1 para os municípios cearenses. Este mesmo raciocínio coube as outras *dummies* de Estado do Nordeste, que foram: (*DUMMY_BA*), (*DUMMY_AL*), (*DUMMY_MA*), (*DUMMY_PB*), (*DUMMY_RN*), (*DUMMY_SE*) e (*DUMMY_PI*). Vale observar que essas *dummies* foram utilizadas como variáveis de controle nas estimações realizadas com os municípios nordestinos para os anos de 1991 e 2000.

As variáveis (*DUMMY_SFRAN*), (*DUMMY_METRO*), (*DUMMY_SERT*), (*DUMMY_MATA*) e a (*DUMMY_AGRE*) também são *dummies*. A (*DUMMY_SFRAN*) equivale aos municípios que fazem parte da Mesorregião do São Francisco Pernambucano assumindo o valor 1, e em caso contrário o valor assume o valor igual a 0. O mesmo ocorreu com as outras *dummies*, que são: a Mesorregião Metropolitana, (*DUMMY_METRO*); a Mesorregião do Sertão, (*DUMMY_SERT*); a Mesorregião da Mata, (*DUMMY_MATA*) e a Mesorregião do Agreste, (*DUMMY_AGRE*). Estas *dummies* foram utilizadas nas estimações realizadas com os municípios pernambucanos para os anos de 1991 e 2000. Além de serem utilizadas como variável de controle.

TABELA 1: Descrição das Variáveis e Sinal Esperado

Variável	Descrição	Sinal Esperado
TMI5	Taxa de Mortalidade Infantil em até menores de 5 anos	Variável Dependente
FECUND	Taxa de Fecundidade Total	(+)
POPURB	População Urbana	(+)
POPRURAL	População Rural	(+)
MÉDICO	Percentual de Médicos Residentes por mil Habitantes	(-)
GINI	Índice de Gini	(+)
IPOBREZA	Intensidade da Pobreza	(+)
ÁGUA	Percentual de Pessoas que Vivem em Domicílios com Água Encanada	(-)
IDHM	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal	(-)
RENDAPC	Renda <i>Per Capita</i>	(-)
MESTUDEM25	Média de Escolaridade das pessoas com 25 anos ou mais	(-)
ANALF7a14	Percentual de Crianças de 7 a 14 anos Analfabetas	(+)
LTHEIL	Índice de Theil	(+)
TV	Percentual de Pessoas que Vivem em Domicílios com Energia Elétrica e TV	(-)
DESPEDU	Despesas com Educação e Cultura	(-)

Fonte: Elaboração do autor.

3.2 Modelo Econométrico

Os modelos serão estimados com base nos Mínimos Quadrados Ordinários, com dados municipais pernambucanos e de todos os Estados do Nordeste, nos anos de 1991 e 2000. Vale

observar que esse foi o período escolhido devido à indisponibilidade de dados municipais mais atuais.

Segundo Gurajati (2000), o MQO pode ser aplicado em:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad (1)$$

Dadas as hipóteses do modelo clássico de regressão, toma-se a expectativa condicional de Y nos dois lados da equação (1), tendo:

$$E(Y|X_{2i}, X_{3i}, \dots) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad (2)$$

Ou seja, a equação mostra a média condicional ou o valor esperado de Y, condicional a valores dados ou fixados das variáveis $X_2, X_3 \dots$ e X_n . Portanto, a análise de regressão múltipla é análoga ao caso de regressão simples, esta é uma análise condicional a valores fixos das variáveis explicativas e o que se obtém é o valor médio de Y, em respostas aos valores fixos de X.

O significado do coeficiente de regressão parcial é o seguinte: β_2 mensura a mudança no valor médio de Y, $E(Y|X_{2i}, X_{3i} \dots X_{ni})$, por variação unitária em X_2 considerando as demais variáveis explicativas constantes, do mesmo modo pensa-se para $\beta_3 \dots \beta_k$, todos esses betas são denominados de coeficiente de inclinação, exceto β_1 que é o intercepto da reta de regressão.

O termo u_i , é conhecido como termo de perturbação, onde estão presentes todos os fatores não incluídos explicitamente no modelo, uma das hipóteses subjacentes do MQO é que o termo de perturbação tenha um valor médio condicional zero, ou seja, os valores incluídos em u_i não devem afetar de modo sistêmico o valor de Y; por assim dizer, valores superestimados ou subestimados de u_i tendem a se anular e convergir para sua média.

Em princípio, as regressões estimadas para mensurar a taxa de mortalidade infantil em até menores de 5 anos nos municípios do Nordeste seria a mesma para os anos de 1991 e 2000:

$$\begin{aligned} TMI5 = & \beta_1 + \beta_2 M\u00c9DICO_i + \beta_3 IDHMi + \beta_4 MESTUDEM25_i + \beta_5 POPRURAL_i + \beta_6 FECUND_i + \\ & \beta_7 \u00c1GUA_i + \beta_8 IPOBREZA_i + \beta_9 GINI_i + \beta_{10} DUMMY_CE_i + \beta_{11} DUMMY_BA_i + \\ & \beta_{12} DUMMY_AL_i + \beta_{13} DUMMY_MA_i + \beta_{14} DUMMY_PB_i + \beta_{15} DUMMY_RN_i + \\ & \beta_{16} DUMMY_SE_i + \beta_{17} DUMMY_PI_i + u_i \quad (3) \end{aligned}$$

A equação de regressão do estudo, que caracterizava inicialmente a morte de crian\u00e7as pernambucanas menores de at\u00e9 5 anos de idade, ocorridas no ano de 1991 era:

$$TMI5 = \beta_1 + \beta_2 IDHMi + \beta_3 DESPEDUi + \beta_4 LTHEILi + \beta_5 \acute{A}GUAi + \beta_6 IPOBREZAi + \beta_7 POPRURALi + \beta_8 DUMMY_SFRANi + \beta_9 DUMMY_METROi + \beta_{10} DUMMY_SERTi + \beta_{11} DUMMY_MATAi + u_i \quad (4)$$

E, por fim, a regressão original que explicava a taxa de mortalidade infantil em menores de até 5 anos de vida em Pernambuco no ano de 2000 era:

$$TMI5 = \beta_1 + \beta_2 \acute{A}GUAi + \beta_3 RENDAPCi + \beta_4 IDHMi + \beta_5 ANALF7a14i + \beta_6 LTHEILi + \beta_7 TVi + \beta_8 DUMMY_SFRANi + \beta_9 DUMMY_METROi + \beta_{10} DUMMY_SERTi + \beta_{11} DUMMY_MATAi + u_i \quad (5)$$

Ao se estimar as regressões (3), (4) e (5), estas se apresentaram com diversas variáveis onde o sinal esperado para elas era diferente do esperado, como por exemplo, a (MESTUDEM25), que apresentou relação positiva frente à TMI nordestina em 1991, a influência zero da (POPRURAL) na TMI nordestina em 2000, as variáveis ($\acute{A}$ GUA) e (IPOBREZA), mostraram também sinais diferentes dos esperados para o entendimento da TMI pernambucana no ano de 1991. Assim, como a persistência da (POPRURAL) em zero de impacto na TMI, e por fim, as variáveis ($\acute{A}$ GUA), (RENDAPC), (ANALF7a14) apresentaram uma relação positiva com a mortalidade infantil em até menores de 5 anos em Pernambuco no ano 2000. Além disso, as estimações que continham tais variáveis apresentavam o problema de multicolinearidade forte. Então, optou-se por trabalhar com modelos reduzidos de regressão linear que serão apresentados.

Observadas as inconsistências de estimação, comentadas anteriormente, optou-se em estimar os modelos reduzidos de regressão linear, estes sim obtiveram variáveis com o sinal esperado, os mesmos são apresentados na seguinte ordem: uma única regressão refere-se a explicação da TMI em até menores de 5 anos no Nordeste no período de 1991-2000 respectivamente, e a segunda regressão refere-se a mesma situação, porém para o Estado de Pernambuco.

$$TMI5 = \beta_1 + \beta_2 IDHM + \beta_3 GINI + \beta_{10} DUMMY_CEi + \beta_{11} DUMMY_BAi + \beta_{12} DUMMY_ALi + \beta_{13} DUMMY_MAi + \beta_{14} DUMMY_PBi + \beta_{15} DUMMY_RNi + \beta_{16} DUMMY_SEi + \beta_{17} DUMMY_Pi + u_i \quad (6)$$

$$TMI5 = \beta_1 + \beta_2 IDHMi + \beta_3 GINIi + \beta_4 POPURB + \beta_4 DUMMY_AGREi + u_i \quad (7)$$

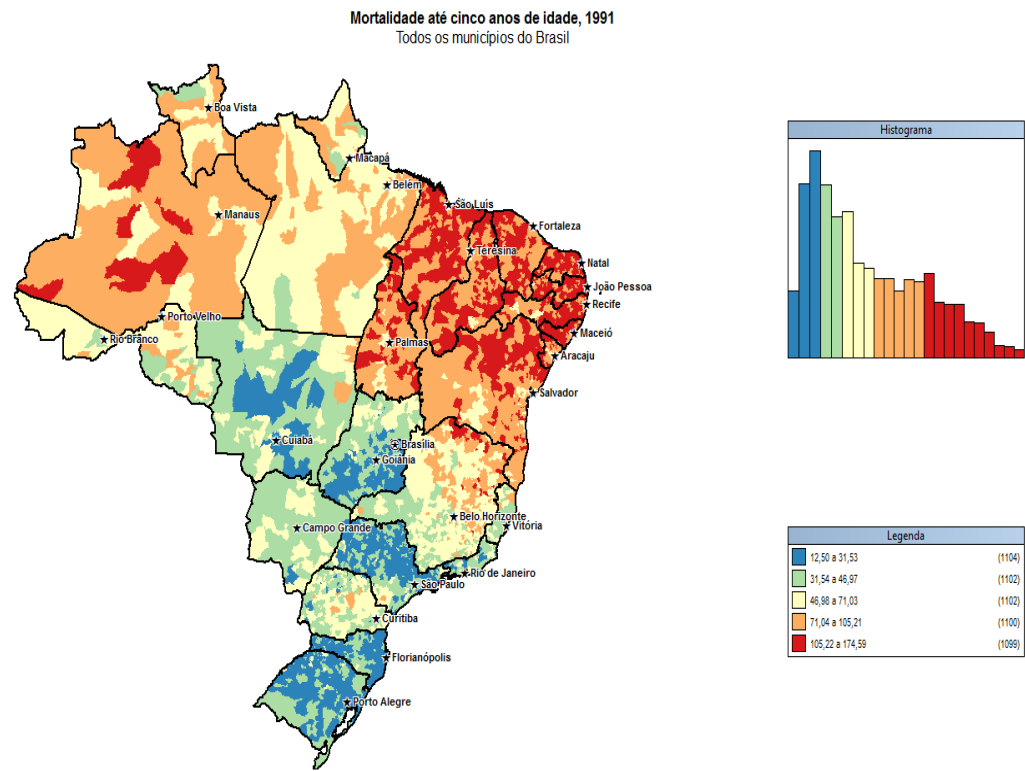
4 CAPÍTULO: RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesse capítulo será feita uma explanação dos resultados e das discussões obtidas pelo trabalho, estando o capítulo subdividido em: análise descritiva do perfil dos indicadores de Pernambuco e nos resultados econométricos.

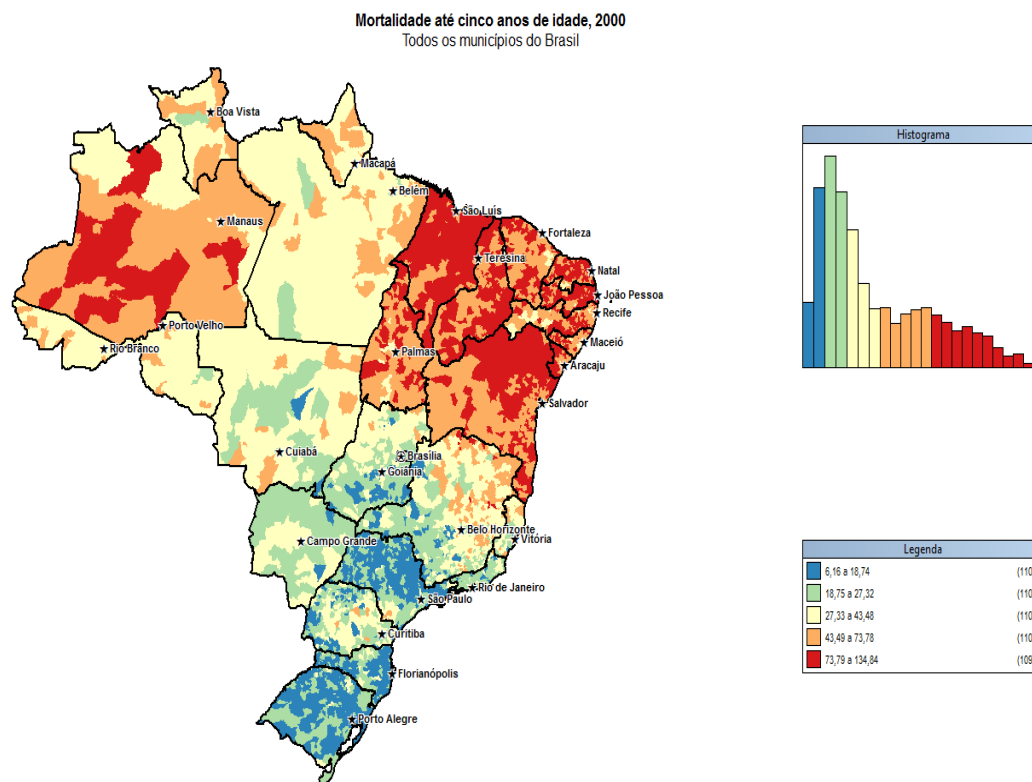
4.1 Análise Descritiva do Perfil dos Indicadores de Pernambuco

As Figuras 1, 2 e 3 mostram a distribuição espacial das taxas de mortalidade infantil em crianças menores de 5 anos de idade no Brasil, Nordeste e nos municípios pernambucanos no período de 1991 e 2000.

FIGURA 1: Mortalidade no Brasil até 5 Anos de Idade



(a) 1991

**(b) 2000**

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2003.

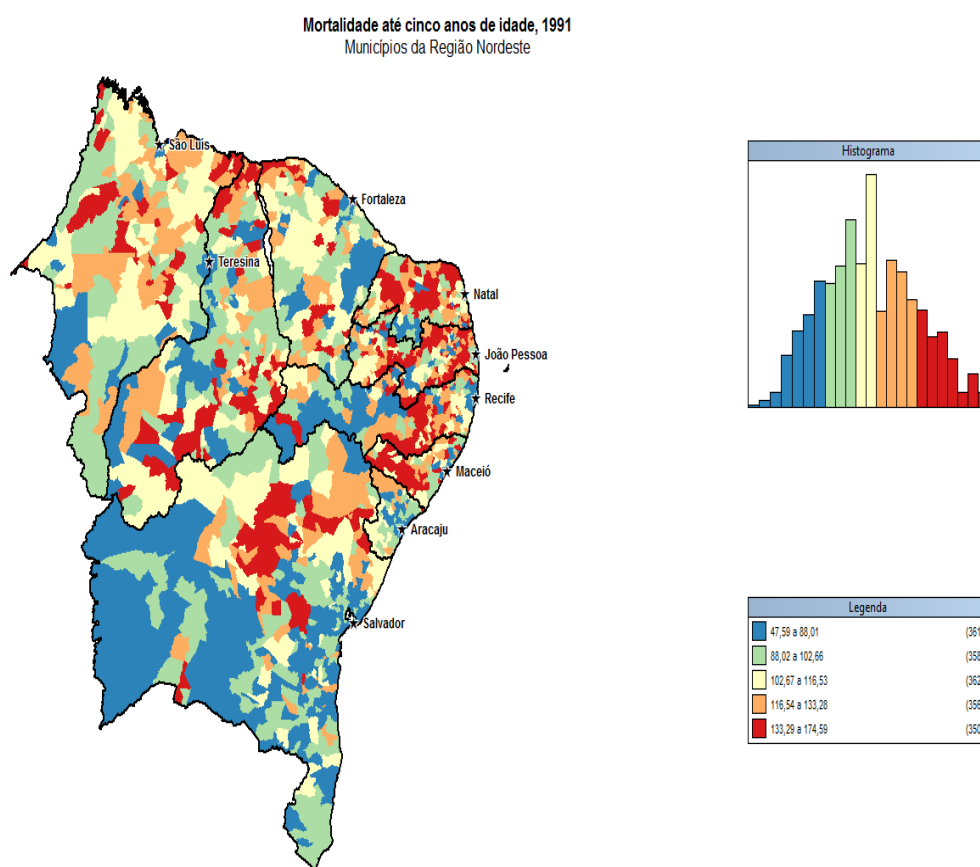
Percebe-se, a partir da Figura 1, que houve no Brasil, uma redução da TMI, as piores taxas de mortalidade infantil em até menores de 5 anos em 1991 chegaram a atingir um valor entre 105,22 a 174,59, enquanto que no ano 2000, as piores TMI chegaram a apresentar um valor entre 73,79 a 134,84.

A Figura 1 mostra ainda que a Região Nordeste apresenta uma maior TMI para menores de 5 anos, dentre as outras Regiões do Brasil, tanto no ano de 1991 quanto no de 2000. Nota-se as piores taxas de mortalidade infantil em boa parte da Paraíba e em quase todo o Estado do Maranhão no ano 2000. Este apresentou as maiores taxas de mortalidade na infância no Nordeste no mesmo ano. Uma maior parte de Manaus ficou em 2000 comparado com 1991, na pior faixa da TMI, esta descrita por maiores áreas em vermelho. A Região Centro-Oeste apresentou o desempenho significativo quanto ao declínio de mortes em crianças na faixa de até 5 anos de vida, principalmente o Estado do Mato Grosso do Sul. A Região Sul, juntamente com a Sudeste continuou a apresentar as menores taxas de mortalidade em crianças, em 1991-2000.

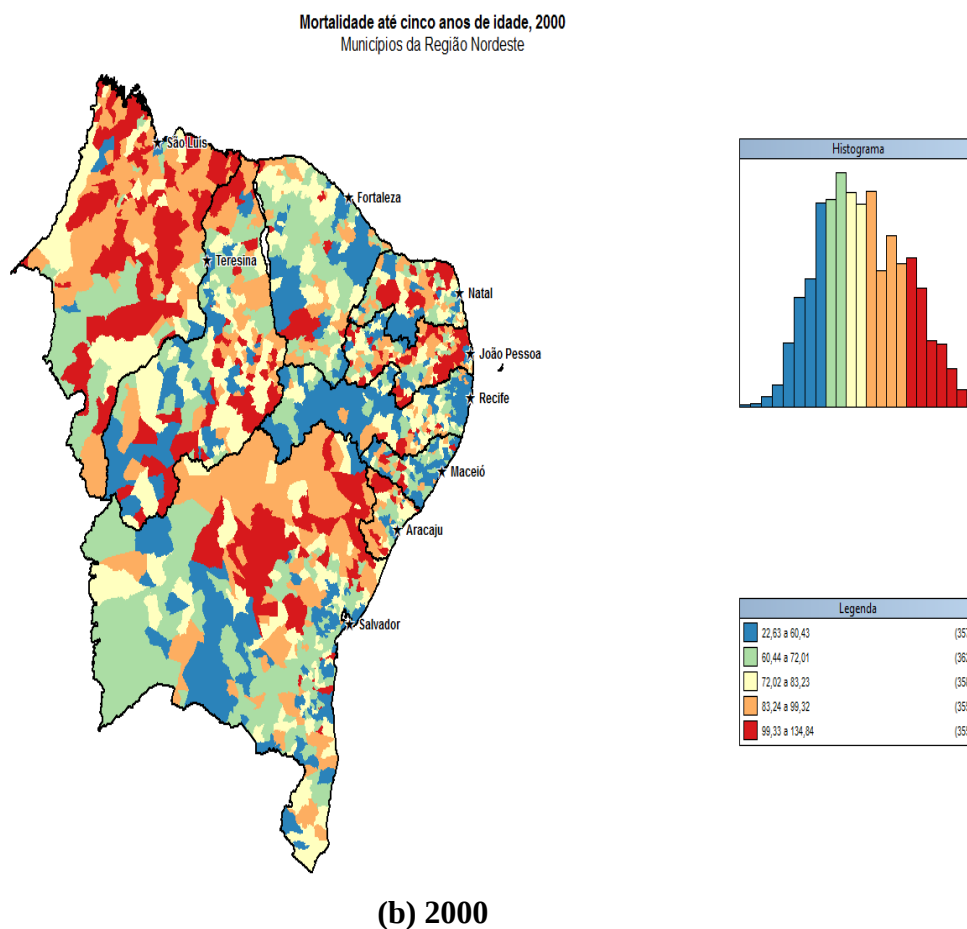
Na Figura 2, pode-se observar que o nível mais baixo de mortalidade infantil entre os Estados do Nordeste cabia ao Sergipe em 1991, considerando um grupo de 1000 crianças nascidas vivas, lugar este que foi tomado por Pernambuco no ano 2000.

Em 1991 a média da (TMI5) para Mesorregião do São Francisco era de 91,6833 indo em 2000 para 53,8080, na Mesorregião Metropolitana do Recife 70,2427 era o valor médio da taxa de mortalidade para menores de até 5 anos em 1991 e foi para 36,8118 em 2000. No tocante ao Sertão Pernambucano no ano de 1991 esse indicador tinha o valor médio de 107,4178 e foi para 63,5993 no ano 2000, em relação a Zona da Mata esse valor médio foi de 117,9084 em 1991, indo para 64,7284 no ano 2000. E, por fim, o Agreste Pernambucano tinha uma taxa de mortalidade infantil média para menores de até 5 anos em 1991 de 127,5045 indo em 2000 para o valor de 75,0934. Coube então ao Agreste Pernambucano o melhor avanço na redução da mortalidade na infância.

FIGURA 2: Mortalidade no Nordeste até 5 Anos de Idade



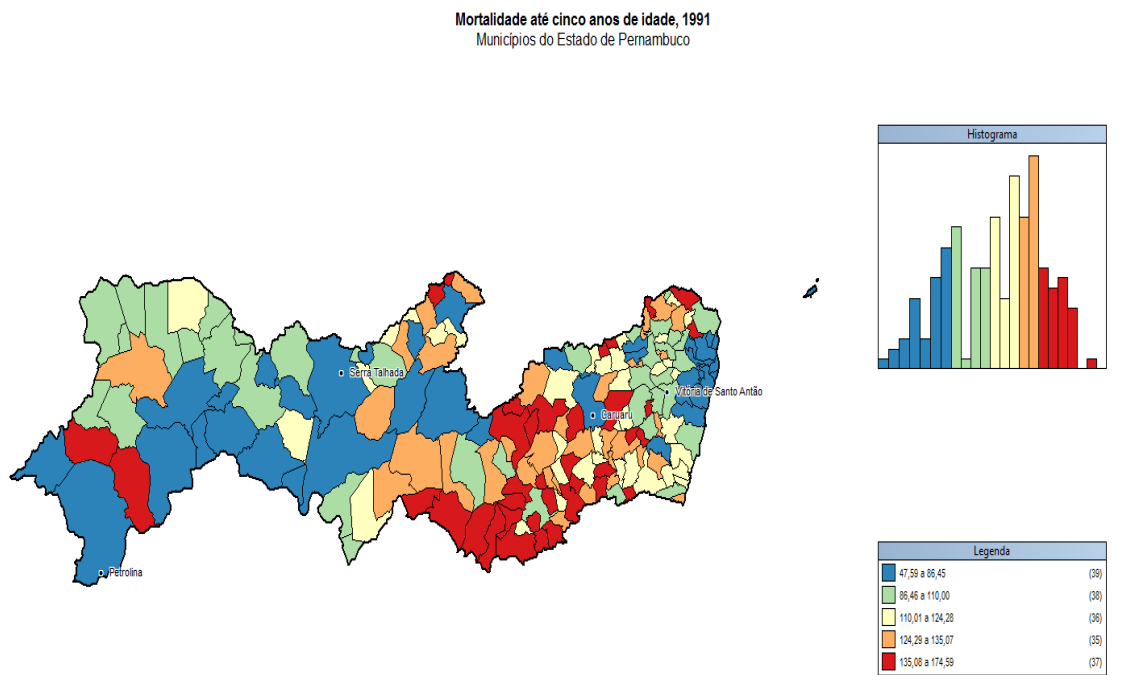
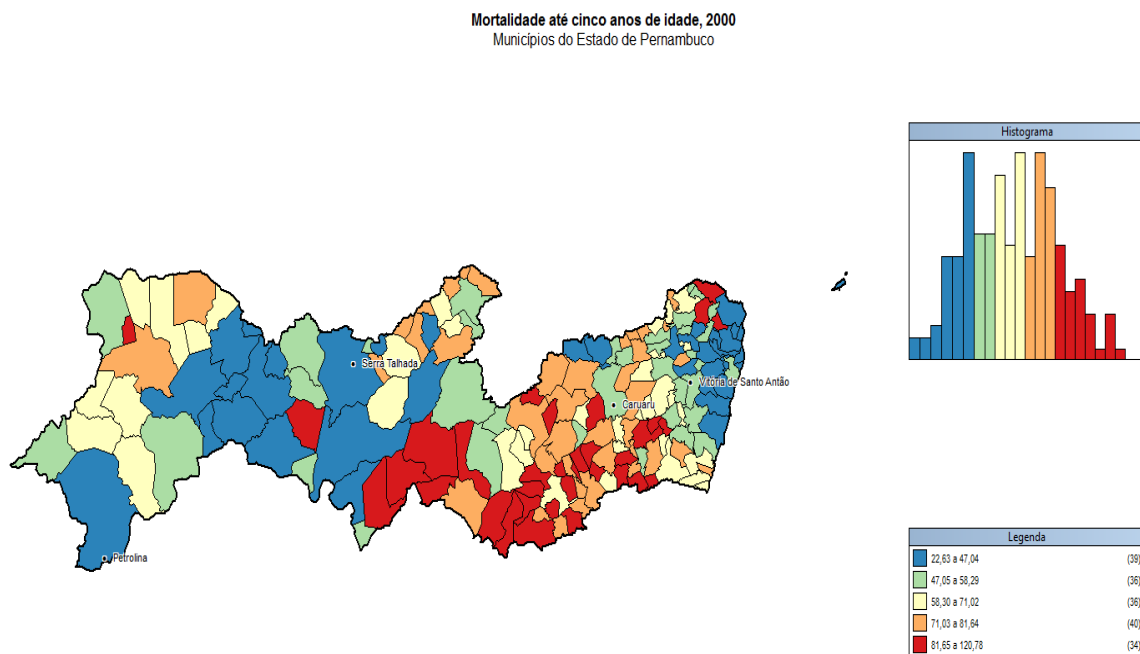
(a) 1991



Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2003.

A Região Nordeste vem reduzindo sua TMI, as menores taxas de mortalidade da Região tinham valores entre 47,59 e 88,01 para cada 1000 crianças nascidas com vida. Estes valores eram apresentados por 361 municípios em 1991, apesar de 362 cidades nordestinas ocuparem a faixa intermediária do mesmo indicador, que mostra valores entre 102,67 a 116,53. Em 2000 essa tendência continuou, pois as menores taxas de mortalidade infantil apresentadas por 357 cidades do Nordeste apresentavam-se entre 22,63 a 60,43, enquanto que os 358 municípios presentes na faixa intermediária, representada pelas áreas em amarelo, tinham uma TMI entre 72,02 a 83,03 por 1000 crianças nascidas vivas.

As menores taxas de mortalidade infantil no Estado de Pernambuco de acordo com a Figura 3 são mais bem distribuídas nas Mesorregiões do São Francisco Pernambucano, Sertão Pernambucano, Zona da Mata Pernambucana e na Mesorregião Metropolitana do Recife. A despeito da redução da taxa de mortalidade infantil em Pernambuco entre 1991 e 2000 esta reduziu-se cerca de 42,8%.

FIGURA 3: Mortalidade em Pernambuco até 5 Anos de Idade**(a) 1991****(b) 2000**

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2003.

O valor assumido pela maioria dos municípios, 39, pela TMI, estava entre 47,59 a 83,45, porém 35 municípios se apresentavam na faixa que ia desde 86,46 a 110,00, no ano de 1991. Em 2000, Pernambuco apresentou esta tendência, de um grupo de 1000 crianças nascidas vivas, o valor entre 22,63 a 47,04, de crianças que entravam em óbito não era predominante em Pernambuco por apenas um município, totalizando 40, que se localizavam na faixa de 71,03 a 81,64. As piores taxas de mortalidade infantil no período de 1991-2000 encontrava-se na Mesorregião do Agreste de Pernambuco, onde a maioria dos municípios possuía uma TMI entre os valores de 135,08 a 174,59 em 1991. No ano 2000 esses valores decresceram a uma classe de 81,65 a 120,78.

A Tabela 2 apresenta as quinze maiores e menores taxas de mortalidade infantil referentes a crianças de até 5 anos em Pernambuco no ano de 1991, enquanto a Tabela 3 mostra a mesma situação porém para o ano de 2000.

TABELA 2: Taxa de Mortalidade Infantil até Cinco Anos de Idade nos Municípios
Pernambucanos - 1991

Maiores		Menores	
Município	Taxa de Mortalidade	Município	Taxa de Mortalidade
Manari	174,59	Fernando de Noronha	47,59
Jurema	174,59	Paulista	57,41
São Benedito do Sul	165,39	Camaragibe	57,42
Saloá	156,52	Recife	62,77
Paranatama	156,52	Igarassu	63,08
Jucati	156,52	Toritama	63,08
Cortês	156,52	Itamaracá	65,18
Caetés	156,52	Parnamirim	65,99
Bom Conselho	153,38	Floresta	67,03
Xexéu	152,36	Olinda	67,43
Correntes	149,96	Jaboatão dos Guararapes	68,97
Canhotinho	149,96	Orocó	69,05
Brejão	149,96	Abreu e Lima	69,26
Santa Maria do Cambucá	149,49	Araçoiaba	69,81
São João	148,24	Itacuruba	69,84

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003).

As maiores taxas de mortalidade infantil no ano de 1991 foram observadas em Manari, Jurema e São Benedito do Sul. As menores se referem a Fernando de Noronha e Paulista. No

ano de 2000 a maior taxa de mortalidade na infância foi verificada novamente em Manari e as menores, continuaram sendo encontradas em Fernando de Noronha e Paulista.

Em relação às maiores taxas de mortalidade em crianças de até 5 anos de idade em Pernambuco os municípios de Jurema, Saloá, Cortês, Caetés e Jucati, reduziram sua TMI quando comparados os períodos de 1991-2000 em 40,5%, 38,4%, 38,4%, 33,6% e 32,09% respectivamente. No *ranking* dos municípios pernambucanos mais bem colocados quanto ao número de óbitos de crianças com até 5 anos de vida, os municípios de Itamaracá, Jaboatão dos Guararapes, Olinda, Igarassu, Abreu e Lima e Camaragibe diminuíram a velocidade da TMI comparando os anos de 1991 e 2000.

TABELA 3: Taxa de Mortalidade Infantil até Cinco Anos de Idade nos Municípios Pernambucanos – 2000

Maiores		Menores	
Município	Taxa de Mortalidade	Município	Taxa de Mortalidade
Manari	120,78	Fernando de Noronha	22,63
Águas Belas	108,2	Paulista	23,8
Lagoa dos Gatos	106,29	Itamaracá	30,56
Jucati	106,29	Jaboatão dos Guararapes	30,56
Caetés	103,83	Olinda	32,32
Jurema	103,82	Triunfo	34,08
Iati	101,34	Igarassu	34,57
Saloá	96,42	Parnamirim	37,2
Ibirajuba	96,42	Abreu e Lima	38,42
Cortês	96,42	Camaragibe	38,67
Barra de Guabiraba	96,42	Moreno	38,67
Itaquitinga	94,2	São Lourenço da Mata	38,67
Itambé	94,2	Carpina	38,83
Aliança	94,2	Itapissuma	39,04
São Caetano	93,38	Floresta	39,51

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003).

Correntes, Canhotinho, Brejão, Santa Maria do Cambucá e São João que se encontravam entre os quinze municípios com a maior taxa de mortalidade infantil para menores de 5 anos de vida em 1991 não mais se encontravam nesta classificação em 2000 e em seus lugares e nas mesmas colocações estiveram Barra de Guabiraba, Itaquitinga, Itambé, Aliança e São Caetano. Enquanto Toritama, Araçoiaba e Itacoruba que faziam parte da lista

dos quinze municípios pernambucanos com a menor taxa de mortalidade na infância até 5 anos de idade em 1991 não se encontravam neste *ranking* em 2000, em seus lugares e nas mesmas colocações entraram Triunfo, Itapissuma e Floresta. Enquanto o município de Parnamirim, tanto no ano de 1991 quanto no ano de 2000 manteve-se na mesma colocação.

Águas Belas, Iati e Ibirajuba que se encontravam na relação entre os quinze municípios com a maior TMI em 2000 não estiveram presentes em 1991. Eles foram substituídos por Paranatama, Bom Conselho e Xexéu, porém não nas mesmas colocações. Moreno, São Lourenço da Mata e Carpina, municípios estes entre os quinze de menor taxa de mortalidade infantil para até 5 anos de vida em 2000 tiveram em 1991 em seus lugares, porém não nas mesmas colocações Recife, Floresta e Orocó.

A metodologia do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) foi elaborada por pesquisadores da Fundação João Pinheiro (FJP) e do IPEA, parecido com o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), o cálculo do IDH-M apresenta os índices de longevidade, educação e renda. Para que esse novo indicador fosse criado, foram necessárias algumas modificações metodológicas, pois assim como o IDH, o IDH-M também infere o desenvolvimento humano em uma unidade geográfica. As adaptações são necessárias tendo em vista que os municípios não se comportam como economias fechadas, pois pode ocorrer de grande parcela da renda ser apropriada por indivíduos que não moram no município (ORLOWSKI; AREND, 2006).

A Tabela 4 e a Tabela 5 mostram os quinze municípios de Pernambuco que obtiveram o melhor IDH-M nos anos de 1991 e 2000 respectivamente.

Dos municípios pernambucanos que possuíam maior IDH-M no ano de 1991, 80% deles permaneceram nesta classificação no ano 2000, porém Recife, Paulista, Abreu e Lima, Petrolina, Itamaracá, Caruaru, Camaragibe, Arcoverde e Igarassu estiveram em colocações diferentes, enquanto os municípios de Fernando de Noronha, Olinda e Jaboatão dos Guararapes permaneceram nas mesmas durante os dois anos. Os municípios de Toritama, Santa Cruz do Capibaribe e Cabo de Santo Agostinho que faziam parte da relação de maior IDH-M em Pernambuco no ano de 1991, foram trocados em 2000 por Carpina, Triunfo e Salgueiro, com o último ocupando a mesma colocação que Cabo de Santo Agostinho.

Quando se trata dos municípios de pior IDH-M, 60% dos que estiveram com mais baixo IDH-M no ano de 1991 permaneceram no ano 2000, a primeira colocação coube ao município de Manari nos dois anos, enquanto que o restante dos 60% ocuparam posições distintas nos anos de 1991 e 2000. No entanto, Itaíba, Santa Filomena, Santa Cruz, Tacaimbó, Canhotinho e Quipapá que estiveram presentes em 1991 foram substituídos por Carnaubeira

da Penha, Jucati, Barra de Guabiraba, Ibirajuba, Paratama e Salóá, sendo que Santa Cruz, Tacaimbó e Canhotinho estiveram nas mesmas colocações ocupadas por Barra de Guabiraba, Ibirajuba e Salóá no ano 2000, respectivamente.

TABELA 4: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal em Pernambuco – 1991

Maiores		Menores	
Município	%	Município	%
Fernando de Noronha	0,759	Manari	0,359
Recife	0,74	São Benedito do Sul	0,404
Paulista	0,739	Tupanatinga	0,417
Olinda	0,732	Itaíba	0,422
Jaboatão dos Guararapes	0,701	Jurema	0,428
Camaragibe	0,681	Lagoa dos Gatos	0,433
Abreu e Lima	0,669	Iati	0,435
Petrolina	0,668	Xexéu	0,435
Itamaracá	0,653	Santa Filomena	0,443
Caruaru	0,651	Águas Belas	0,444
Toritama	0,643	Santa Cruz	0,445
Arcoverde	0,639	Tacaimbó	0,45
Santa Cruz do Capibaribe	0,635	Caetés	0,452
Cabo de Santo Agostinho	0,63	Canhotinho	0,457
Igarassu	0,628	Quipapá	0,458

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003).

Segundo os dados do PNUD (2003), considerando o IDH-M sob o prisma da renda, o Estado de Pernambuco esteve na primeira colocação quando comparados com os demais Estados nordestinos no período de 1991-2000. Em se tratando da longevidade, Pernambuco dentre toda a Região Nordeste, era o que apresentava melhor resultado no ano de 1991, enquanto que em 2000, o mesmo apresentou o segundo melhor resultado, perdendo somente para o Ceará. E quando o IDH-M tinha como foco a educação, em 1991, Pernambuco apresentava o IDH-M mais elevado considerando os demais Estados nordestinos, porém no ano 2000, Pernambuco ficou atrás da Bahia, Rio Grande do Norte, Ceará e Sergipe, quanto ao grau de educação de seus municípios.

Quanto ao Estado de pior desempenho em relação ao IDH-M, de acordo com dados do PNUD (2003) considerando a longevidade, encontra-se o Maranhão, no período de 1991-2000. Considerando o fator renda como promotor do Índice de Desenvolvimento Humano

Municipal, o Maranhão apresenta também os piores resultados dentre os Estados do Nordeste brasileiro em 1991-2000. Em se tratando da educação, Alagoas ocupava o primeiro lugar dentre os Estados nordestinos que possuíam menor grau de escolaridade no período de 1991-2000.

TABELA 5: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal em Pernambuco – 2000

Maiores		Menores	
Município	%	Município	%
Fernando de Noronha	0,862	Manari	0,467
Paulista	0,799	Caetés	0,521
Recife	0,797	Iati	0,526
Olinda	0,792	Águas Belas	0,532
Jaboatão dos Guararapes	0,777	Lagoa dos Gatos	0,536
Petrolina	0,747	Carnaubeira da Penha	0,537
Camaragibe	0,747	Tupanatinga	0,54
Itamaracá	0,743	São Benedito do Sul	0,549
Abreu e Lima	0,73	Jurema	0,55
Carpina	0,724	Jucati	0,553
Igarassu	0,719	Barra de Guabiraba	0,554
Triunfo	0,714	Ibirajuba	0,558
Caruaru	0,713	Paranatama	0,561
Salgueiro	0,708	Saloá	0,561
Arcoverde	0,708	Xexéu	0,561

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003).

As Tabelas 6 e 7 mostram os quinze municípios pernambucanos onde o contingente de população urbana foi maior e menor nos anos de 1991 e 2000 respectivamente.

Os municípios de Carnaubeira da Penha, Santa Filomena, Solidão, Quixabá, Paranatama, Vertente do Lério, Granito, Casinhas e Terezinha, apareceram entre os quinze municípios de menor população urbana em 1991, esses mesmos municípios permaneceram entre os que possuíam menor população urbana no ano 2000, porém estes assumiram posições distintas, enquanto que os municípios de Lagoa Grande, Jatobá, Dormentes Santa Cruz, Manari e Verdejante foram substituídos por municípios diferentes. Os municípios de Santa Cruz, Manari e Verdejante obtiveram em 1991 a mesma classificação dos municípios de Salgadinho, Santa Maria do Cambucá e Jucati no ano 2000 respectivamente.

Dos quinze municípios pernambucanos que possuíam um número maior de pessoas morando na zona urbana no ano de 1991, os municípios de Recife, Jaboatão dos Guararapes, Olinda, Paulista, Caruaru, Petrolina, Cabo de Santo Agostinho, Camaragibe, Garanhuns e Vitória de Santo Antão, mostram-se da primeira a décima colocação respectivamente nesse *ranking*, situação que não veio a se alterar no ano 2000. Apenas as cinco últimas posições se alternaram, o município de Abreu e Lima, décimo primeiro colocado em 1991 desceu uma colocação em 2000, a situação contrária ocorreu com o município de São Lourenço da Mata, este ocupava a décima segunda colocação em 1991 e foi para décima primeira em 2000, situações estas ocorridas com os municípios de Abreu e Lima e São Lourenço da Mata aconteceram com os municípios de Carpina e Igarassu respectivamente. O município de Arcoverde, décimo quinto colocado em 1991 assumiu a classificação tida por Santa Cruz do Capibaribe no ano 2000.

TABELA 6: População Urbana Pernambucana – 1991

Maiores		Menores	
Município	Pop. Urbana	Município	Pop. Urbana
Recife	1.297.876	Lagoa Grande	441
Jaboatão dos Guararapes	419.832	Carnaubeira da Penha	852
Olinda	339.227	Jatobá	860
Paulista	209.876	Santa Filomena	932
Caruaru	182.012	Solidão	986
Petrolina	124.240	Quixabá	990
Cabo de Santo Agostinho	109.763	Dormentes	1.033
Camaragibe	101.927	Paranatama	1.116
Garanhuns	89.206	Vertente do Lério	1.161
Vitória do Santo Antão	85.363	Granito	1.175
Abreu e Lima	70.548	Casinhas	1.316
São Lourenço da Mata	68.803	Terezinha	1.459
Carpina	51.090	Santa Cruz	1.491
Igarassu	50.740	Manari	1.545
Arcoverde	49.465	Verdejante	1.547

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003).

O Índice de Gini mede o grau de desigualdade que existe na distribuição de indivíduos segundo a renda familiar *per capita*. Seu valor varia entre 0 e 1, quando o valor do mesmo tende a 0 não há existência de desigualdade, o contrário ocorre quando seu valor se aproxima de 1. O mesmo raciocínio aplica-se ao Índice de Theil, sendo este nulo quando não houver

desigualdade de renda entre os indivíduos e quando o mesmo tende ao infinito representa a desigualdade chegando a limites críticos. Apesar de tratarem de um mesmo aspecto da teoria econômica, a mensuração da desigualdade de renda *per capita* entre os agentes, os resultados obtidos pelos dois índices diferem por terem distintas metodologias.

TABELA 7: População Urbana Pernambucana – 2000

Maiores		Menores	
Município	Pop. Rural	Município	Pop. Rural
Recife	1.422.905	Carnaubeira da Penha	1.122
Jaboatão dos Guararapes	568.474	Solidão	1.303
Olinda	360.554	Casinhas	1.425
Paulista	262.237	Vertente do Lério	1.508
Caruaru	217.407	Granito	1.601
Petrolina	166.279	Paranatama	1.647
Cabo de Santo Agostinho	134.486	Santa Filomena	1.693
Camaragibe	128.702	Terezinha	1.880
Garanhuns	103.435	Calumbi	1.914
Vitória de Santo Antão	99.342	Quixabá	2.038
São Lourenço da Mata	83.543	Fernando de Noronha	2.051
Abreu e Lima	77.696	Ingazeira	2.128
Igarassu	75.739	Salgadinho	2.251
Carpina	61.006	Santa Maria do Cambucá	2.261
Santa Cruz do Capibaribe	57.226	Jucati	2.277

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003).

O debate sobre crescimento econômico e bem-estar tem se destacado bastante nas duas últimas décadas. A teoria do crescimento econômico concentrava seus esforços na evolução da distribuição da renda média do agente representativo. Parte dessa situação deve aos pesquisadores aceitarem a hipótese de Kuznets, que tinha como princípio se houvesse maior desigualdade na economia entre dois setores da mesma que intra- setorialmente, o processo dinâmico desta funcionaria com o início da transferência da força de trabalho de um setor para o outro (MARINHO; SOARES; BENEGAS, 2004).

Quanto aos municípios mais e menos desiguais em termos de renda domiciliar *per capita* os mesmos são vistos nas Tabelas 8 e 9.

Apenas os municípios de Recife, Ouricuri e Bodocó que constavam na lista dos possuidores de maior Índice de Gini em 1991 continuaram nesta relação de desigualdade no

ano 2000, porém revelando posições distintas. Todos os outros doze municípios que constavam na mesma situação em 1991 foram substituídos por outros. Os municípios que ocuparam os primeiros lugares neste *ranking* foram Barreiros, Recife e São José do Egito, para o ano de 1991. Enquanto no ano 2000 os municípios que ocuparam as primeiras colocações no mesmo foram, Trindade, São Bento do Una e Santa Cruz.

TABELA 8: Índice de Gini em Pernambuco – 1991

Maiores		Menores	
Município	Índice de Gini	Município	Índice de Gini
Barreiros	0,73	Fernando de Noronha	0,35
Recife	0,67	Passira	0,4
São José do Egito	0,66	Sairé	0,41
Saloá	0,66	Manari	0,42
Ouricuri	0,64	Lagoa do Itaenga	0,43
Petrolina	0,63	Toritama	0,43
Bodocó	0,63	Araçoiaba	0,44
Tuparetama	0,62	Jupi	0,44
Tabira	0,62	Barra de Guabiraba	0,45
Serra Talhada	0,62	Buenos Aires	0,45
Pombos	0,62	Caetés	0,45
Bom Conselho	0,62	Dormentes	0,45
Salgueiro	0,61	Poção	0,45
Nazaré da Mata	0,61	Quipapá	0,45
Jaboatão dos Guararapes	0,61	Ipojuca	0,46

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003).

Dos municípios que apresentavam o menor Índice de Gini em Pernambuco no período de 1991-2000, somente Toritama, Sairé e Buenos Aires estiveram presentes nos dois anos, enquanto todos os outros foram trocados por municípios distintos no período de 1991-2000.

De acordo com os dados do PNUD (2003), a Bahia era o Estado que mais apresentava desigualdade quanto à renda domiciliar *per capita*, considerando os demais Estados nordestinos no ano de 1991. Em 2000, essa situação passou a ser do Estado de Alagoas, que possuía um Índice de Gini no valor de 0,69. Quanto a Pernambuco, o Índice de Gini apresentado pelo mesmo no ano de 1991 era de 0,65, segundo maior resultado dentre os Estados da Região Nordeste, valor esse igual ao do Ceará. No ano 2000, o Índice de Gini pernambucano era de 0,67, resultado esse igual o da Bahia, ficando a frente do Maranhão, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe, ambos possuíam um Índice de Gini no valor de 0,66 e

também da Paraíba que em relação ao mesmo indicador possuía um valor de 0,65, igual o atingido por Pernambuco e Ceará no ano de 1991.

TABELA 9: Índice de Gini em Pernambuco – 2000

Maiores		Menores	
Município	Índice de Gini	Município	Índice de Gini
Trindade	0,79	Toritama	0,46
São Bento do Una	0,78	Chã Grande	0,47
Santa Cruz	0,75	Abreu e Lima	0,48
Ouricuri	0,74	Buenos Aires	0,49
Manari	0,72	Tracunhaém	0,49
Riacho das Almas	0,71	Lagoa do Carro	0,5
Inajá	0,7	Sairé	0,5
Recife	0,68	Salgadinho	0,5
Quixabá	0,68	Brejão	0,51
Palmeirina	0,68	Capoeiras	0,51
Ipubi	0,68	Moreno	0,51
Araripina	0,68	Paranatama	0,51
Carpina	0,67	Terra Nova	0,51
Cumaru	0,66	Amaraji	0,52
Bodocó	0,66	Betânia	0,52

Fonte: Elaboração do autor, dados do PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003).

4.2 Resultados Econométricos

Antes de apresentar os resultados estimados, destaque-se que foram realizados o teste de Durbin-Watson, para verificar a presença de autocorrelação, e o teste de White para detecção da existência de heteroscedasticidade. Calculou-se o VIF (*Variance-Inflating Factor*) e o TOL (*Tolerance*). Pois, de acordo com Gujarati (2000), a existência de multicolinearidade é detectada pelo teste VIF e $1/VIF$, conhecido também como TOL. Além destes, observou-se o teste que mede o grau de significância das variáveis em nível individual (teste T), a análise de variância (teste F) e os coeficientes de determinação ajustado e o não ajustado.

Optou-se por fazer estes testes por eles já serem bastante recomendados pela literatura e se apresentarem convincentes para realização dos modelos. Na Tabela 10 são apresentados alguns dos referidos testes das estimativas.

TABELA 10: Testes das Estimativas

Testes	NE 1991	NE 2000	PE 1991	PE 2000
DURBIN-WATSON	1,947	1,988	1,897	2,118
WHITE	1,45*	0,79*	0,70*	3,80**
F	246,892**	345,713**	118,516**	163,346**
R ²	0,582	0,661	0,725	0,784
R ² AJUSTADO	0,579	0,659	0,719	0,779

Fonte: Elaboração do autor. *Não significativo, **Significante a 1%.

Os resultados do teste de White mostram que os resíduos das regressões referentes ao Nordeste e a Pernambuco, nos anos de 1991 e 2000, tendo como variável dependente a (TMI5) foram todos homoscedásticos, sendo a regressão que explica a (TMI5) para Pernambuco no ano 2000 foi significativa a 1%, e as demais não obtiveram significância. Quanto aos resíduos da regressão, o teste Durbin-Watson constata que nenhuma das regressões apresenta autocorrelação. Todos os testes F apresentaram-se significantes a 1%, rejeitando-se a hipótese nula de que os coeficientes de regressão parciais são todos iguais a zero. Quanto ao R², o modelo da taxa de mortalidade infantil para Pernambuco em 2000, possui maior poder de explicação da variável dependente, sendo de 78,4%, o R² normal possui relação positiva com o R² ajustado, à medida que o primeiro aumenta o segundo também aumenta só que em uma magnitude inferior, pois o R² ajustado busca penalizar a estatística pelo acréscimo de variáveis irrelevantes.

O VIF foi utilizado como um indicador de multicolinearidade, para entendê-lo basta prestar atenção a seguinte regra: se o VIF de uma variável exceder o limite de 10, mais colinear é a variável em questão. Outros estudos utilizam a medida de tolerância o TOL, como sendo a melhor medida para captar a multicolinearidade, este via de regra, deve apresentar valores menores que 1, para que o modelo não seja colinear. Todas as regressões seguiram estas regras e portanto não apresentaram multicolinearidade em escala considerada forte.

Analisando, inicialmente o modelo de regressão da taxa de mortalidade infantil para o Nordeste em 1991, na Tabela 11, verifica-se que a variável (IDHM) tem relação negativa com a (TMI5). O Índice de Desenvolvimento Humano Municipal tinha o poder de reduzir em 310,267, *coeteres paribus*, caso esse aumente em 0,1 unidade, a taxa de mortalidade infantil para até menores de 5 anos.

O Índice de Gini possui relação positiva com a taxa de mortalidade infantil, ou seja, quando essa variável aumenta ou diminui em 0,1 unidade, com tudo mais constante, a TMI

também segue esta tendência, então caso o Índice de Gini, *coeteres paribus*, crescesse em 0,1 unidade, aumentar-se-ia a TMI em 45,807 considerando um grupo de 1000 crianças nascidas com vida no Nordeste em 1991. Ambas as variáveis, (IDHM) e (GINI) são significantes a 1%.

TABELA 11: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos no Nordeste em Relação às Variáveis Explicativas -1991

Modelo	Coeficientes não padronizados	
	B	Teste T
(Constante)	252,405	55,815*
IDHM	-310,267	-39,652*
GINI	45,807	5,970*

Fonte: Elaboração do autor. *Significante a 1%

Na Tabela 12 são apresentadas as elasticidades parciais que captam o efeito de uma mudança percentual nas variáveis (IDHM) e (GINI), numa situação em que tudo mais esteja constante.

Nota-se que se considerar um aumento percentual de 1% por exemplo, no IDH-M, reduzir-se-ia a mortalidade infantil em 1,40% no Nordeste no ano de 1991.

Enquanto que se houvesse uma redução na variável (GINI) de 1%, *coeteres paribus*, esta reduziria a TMI nordestina daquele ano em 0,212%.

Na Tabela 13, percebe-se que a variável (IDHM) impactava a taxa de mortalidade infantil nordestina no ano 2000, em 315,124, *coeteres paribus*, caso esta aumentasse em 0,1 unidade.

Um aumento no IDH-M representa a melhoria das condições de renda, educação e longevidade de uma população, enquanto que um aumento no Índice de Gini indica que a desigualdade existente na distribuição de renda *per capita* encontra-se cada vez mais próxima de alcançar limites máximos.

Caso o Índice de Gini sofresse uma diminuição em 0,1 unidade, no ano 2000, estando tudo mais constante, ou seja, quando houvesse uma melhor distribuição de renda *per capita* na Região Nordeste do Brasil, diminuindo assim sua desigualdade, a taxa de mortalidade infantil para menores de até cinco anos de vida diminuiria em 24,051, dentre mil crianças nascidas com vida. Ambas as variáveis, (IDHM) e (GINI) mostraram-se significantes a 1%.

TABELA 12: Elasticidade da Variável Dependente (TMI5) em Relação às Variáveis Independentes para o Nordeste no ano de 1991

Variável Dependente	Variável Independente	Elasticidade
TMI5	IDHM	-1,4055410
TMI5	GINI	0,2120503

Fonte: Elaboração do autor.

TABELA 13: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos no Nordeste em Relação às Variáveis Explicativas - 2000

Modelo	Coeficientes não padronizados	
	B	Teste T
(Constante)	248,416	48,139*
IDHM	-315,124	-49,856*
GINI	24,051	4,348*

Fonte: Elaboração do autor. *Significante a 1%.

Na Tabela 14, são apresentadas as elasticidades das variáveis (IDHM) e (GINI) em relação à taxa de mortalidade infantil nordestina no ano 2000.

Se em 2000 houvessem sido diminuídos em 1% a variável (IDHM), a taxa de mortalidade infantil nordestina para menores de até 5 anos iria aumentar em 2,29%, *coeteris paribus*.

Se a desigualdade de renda *per capita*, representada pela variável (GINI) diminuir em 1% naquele ano no Nordeste do Brasil a (TMI5) iria reduzir-se em 0,18%.

A Tabela 15, mostra a relação positiva da variável (GINI) e da (POPUR), e a negativa da (IDHM) frente à (TMI5). Em caso de aumento no valor da variável (GINI) em 0,1 unidade, estando tudo mais constante, à taxa de mortalidade infantil pernambucana para menores de até 5 anos, em 1991, iria crescer em 40,779.

Se a população residente na zona urbana pernambucana naquele ano aumentasse em 1 habitante, com tudo mais constante, a taxa de mortalidade infantil para menores de até cinco anos de vida iria crescer em 0,000026.

Em relação ao Índice de Desenvolvimento Humano Municipal, em 1991 no Estado de Pernambuco, se a variável (IDHM) variasse positivamente em 0,1 unidade isto faria com que a (TMI5) diminuísse em 336,428. As variáveis explicativas, (GINI) e (POPURB) mostraram-se significantes a 5%, enquanto a (IDHM) foi significativa a 1%.

TABELA 14: Elasticidade da Variável Dependente (TMI5) em Relação às Variáveis Independentes para o Nordeste no ano de 2000

Variável Dependente	Variável Independente	Elasticidade
TMI5	IDHM	-2,294079256
TMI5	GINI	0,184859631

Fonte: Elaboração do autor.

TABELA 15: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos em Pernambuco em Relação às Variáveis Explicativas - 1991

Modelo	Coefficientes não padronizados	
	B	Teste T
(Constante)	263,966	19,489*
IDHM	-336,428	-17,849*
GINI	40,779	2,017**
POPURB	0,000026	2,289**

Fonte: Elaboração do autor. *Significante a 1%,

**Significante a 5%.

Na Tabela 16 são vistas as respostas a sensibilidade da (TMI5) em relação às variáveis (IDHM), (GINI) e (POPUR) para Pernambuco em 1991.

Um aumento de 1% na variável (IDHM), considerando tudo mais constante iria diminuir a (TMI5) pernambucana do ano de 1991 em 1,56%.

O Índice de Gini fazia crescer a taxa de mortalidade infantil em até menores de 5 anos em Pernambuco em 0,19%, caso o mesmo aumentasse em 1%, estando tudo mais constante em 1991.

A (POPURB) de Pernambuco, em 1991, crescendo em 1% faria aumentar a taxa de mortalidade em crianças pernambucanas de até cinco anos de vida em 0,006%, *coeteris paribus*.

De acordo com a Tabela 17, a variável (GINI), significativa a 5% apresentava uma relação positiva com a taxa de mortalidade infantil pernambucana em até menores de 5 anos no ano 2000, aumentando-a em 30,742, caso a variável crescesse em 0,1 unidade, mantendo-se tudo mais constante.

A (POPURB) de Pernambuco, *coeteris paribus*, impactava de forma nula a taxa de mortalidade infantil do referente Estado em 2000, porém a variável apresentou-se significativa em 1%.

TABELA 16: Elasticidade da Variável Dependente (TMI5) em Relação às Variáveis Independentes para Pernambuco no ano de 1991

Variável Dependente	Variável Independente	Elasticidade
TMI5	IDHM	-1,563571209
TMI5	GINI	0,190276534
TMI5	POPUBR	0,006276771

Fonte: Elaboração do autor.

Em relação ao Índice de Desenvolvimento Humano Municipal, variável significativa a 1%, conseguia diminuir a (TMI5) pernambucana em 298,152 caso essa variável crescesse em 0,1 unidade, pressupondo que tudo mais estivesse constante.

Das taxas de elasticidades das variáveis, (IDHM), (GINI) e (POPURB) frente à (TMI5), vistas na Tabela 18, a que representa um maior poder de explicação em relação à variável dependente é o IDH-M, seguida pelas variáveis (GINI) e (POPURB).

Se o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal tivesse a capacidade de aumentar em 1%, *coeteris paribus*, a variável dependente responderia a este aumento, reduzindo-se em

2,85%. Se o mesmo raciocínio for aplicado ao Índice de Gini e a população urbana, a taxa de mortalidade pernambucana no ano 2000 sofreria uma alta de 0,27% e 0,01% respectivamente.

A taxa de mortalidade infantil nordestina no ano de 1991 para que se reduzisse dependia em grande escala da melhora do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal, dependência esta que aumentou ainda mais no ano 2000, seu grau de sensibilidade em relação ao IDH-M de um ano para o outro cresceu em 63,6% enquanto que em Pernambuco, a taxa de mortalidade infantil para menores de até 5 anos mostrou-se mais sensível ao Índice de Desenvolvimento Humano Municipal em 82,7% no período de 1991-2000.

TABELA 17: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos em Pernambuco em Relação às Variáveis Explicativas - 2000

Modelo	Coeficientes não padronizados	
	B	Teste T
(Constante)	231,564	18,361*
IDHM	-298,152	-21,131*
GINI	30,742	2,441**
POPURB	0,000	4,298*

Fonte: Elaboração do autor. *Significante a 1%

**Significante a 5%.

TABELA 18: Elasticidade da Variável Dependente (TMI5) em Relação às Variáveis Independentes para Pernambuco no ano de 2000

Variável Dependente	Variável Independente	Elasticidade
TMI5	IDHM	-2,85795975
TMI5	GINI	0,27714639
TMI5	POPUBR	0,013835055

Fonte: Elaboração do autor.

No tocante ao Índice de Gini, a taxa de mortalidade infantil nordestina no período de 1991-2000 veio respondendo cada vez menos a variações do mesmo, a relação positiva de explicação da (TMI5) através da (GINI) diminuiu em 14,3%. Porém em Pernambuco essa

situação mostrou-se contrária, a taxa de mortalidade infantil para menores de até 5 anos vem sendo cada vez mais relacionada ao grau de desigualdade sob o prisma da distribuição de renda *per capita*, representado pela (GINI), o grau de sensibilidade observado na taxa de mortalidade infantil até menores de 5 anos frente ao Índice de Gini aumentou em 42,1%.

Diferentemente do Nordeste de 1991-2000, Pernambuco no mesmo período, mostrou que a população urbana teve importância, embora muito pequena, porém crescente ao longo do tempo no aumento da (TMI5).

5 CONCLUSÕES

Foi significativa a redução da mortalidade infantil em Pernambuco e no Nordeste nas últimas décadas, processo este podendo estar atrelado a adoção de programas de cunho nacional na redução da taxa de mortalidade infantil, mas ainda o valor da taxa de mortalidade infantil está abaixo do recomendado se considerados padrões internacionais. Este estudo procurou identificar e analisar os fatores socioeconômicos associados a mortalidade infantil no Nordeste e em Pernambuco em 1991-2000.

As maiores taxas de mortalidade infantil até 5 anos de idade em 1991 foram vistas nos municípios de Manari, Jurema e São Benedito do Sul. As menores se referem aos municípios de Fernando de Noronha e Paulista. Em 2000 a maior taxa de mortalidade na infância foi verificada novamente em Manari e as menores em Fernando de Noronha e Paulista. Apesar da redução da taxa de mortalidade infantil em Pernambuco entre 1991 e 2000 esta reduziu-se cerca de 42,8%.

O Estado de Alagoas foi o que mais reduziu a taxa de mortalidade infantil até cinco anos de idade no período de 1991-2000, no ano de 1991, a TMI foi de 113,84 para cada grupo de mil crianças nascidas com vida, enquanto que em 2000, essa taxa foi para 62,05. Na Bahia a taxa era de 90,74 em 1991 e 70,19 em 2000. No Ceará a mesma foi de 97,06 e 64,97 respectivamente, considerando os anos de 1991-2000. No mesmo período a taxa de mortalidade infantil para até menores de cinco anos de idade no Maranhão foi de 106,43 em 1991 e 85,70 em 2000. Na Paraíba a TMI foi de 113,61 em 1991 e 77,72 em 2000. No Piauí a mesma taxa foi de 99,81 em 1991 e 73,53 em 2000. No Rio Grande do Norte a taxa de mortalidade infantil foi de 103,98 em 1991 e 67,71 em 2000. Em Sergipe 85,11 foi a taxa de mortalidade infantil para menores de até cinco anos de vida em 1991 e 72,66 em 2000. Enfim, a taxa de mortalidade infantil pernambucana em 1991 foi de 95,47 e no ano 2000 foi de 54,60.

Vale observar que alguns autores argumentam que não se pode esperar reduções na TMI se não são feitas melhorias nos serviços médicos, com o propósito de melhorar a qualidade de vida da população, se não realizadas, não haverá redução da taxa de mortalidade infantil, algo que para eles independe de grandes mudanças ocorridas nas estruturas socioeconômicas. Nesta perspectiva o estudo constatou a partir dos modelos econométricos estimados por MQO, que o IDH-M, indicador este que inclui a renda, educação recebida pelos indivíduos e a longevidade dos mesmos foi a variável que mais influenciou na queda da

mortalidade infantil, no Nordeste e em Pernambuco no período de 1991-2000, seguida pela variável Índice de Gini, na importância da explicação da variável dependente.

No Nordeste e em Pernambuco o IDH-M mostrou-se cada vez mais importante no passar dos anos de 1991-2000 como variável capaz de explicar a mortalidade na infância em menores de até 5 anos de vida. Enquanto que o Índice de Gini, foi se tornando cada vez menos importante como fator de explicação da taxa de mortalidade infantil no Nordeste no período de 1991-2000, diferentemente de Pernambuco onde o Índice de Gini mostrou-se mais relevante para a diminuição da (TMI5).

Conclui-se que a elaboração de políticas públicas que visem melhorias na educação e na redução da desigualdade social, não mesnosprezando os serviços médicos, que mostram-se muitas vezes mais acessíveis a quem possui uma maior renda *per capita*, como indispensáveis para a redução da taxa de mortalidade infantil em Pernambuco e no Nordeste nos anos de 1991-2000.

REFERENCIAL

- ALBERTO, S. A. *Fatores Associados à Mortalidade Infantil em Moçambique, 1998 a 2003*. 2010 84f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Minas Gerais. 2010.
- ANDRADE, L. T. *Variações Espaciais da Mortalidade Infantil nos Três Primeiros Dias de Vida no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996*. 2000 94f. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) – Fundação Oswaldo Cruz Escola Nacional de Saúde Pública, Rio de Janeiro. 2000.
- AQUINO, T. A. et al. Fatores de risco para mortalidade perinatal no Recife, Pernambuco, Brasil, 2003. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 23, n.12, dez. 2007.
- ASSIS, M. H. de. *Perfis de Morbimortalidade Neonatal Precoce: Um Estudo para a Maternidade Odete Valadares de Belo Horizonte (MG), 2001-2006*. 2008 74f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Minas Gerais. 2008.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório da Inflação*. Distrito Federal, 2011.
- BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO (BNDES). *BNDES 50 Anos de Desenvolvimento*. BNDES; 2002 Disponível em:<
http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/livro50anos/Livro_Anos_60.PDF> Acesso em: 22 de out. 2011.
- BARRETO, M. L.; CARMO, E. H. Determinantes das condições de saúde e problemas prioritários no país. Ministério da Saúde/Conselho Nacional de Saúde. *Caderno da 11ª Conferência Nacional de Saúde*, p. 235-259, 2000.
- BARROS, R. P. et al. *Determinantes do Desenvolvimento na Primeira Infância no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2010 (Texto para Discussão - IPEA).
- BARUFI, A. M. B. *Dimensões Regionais da Mortalidade Infantil no Brasil*. 2009 100f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo. 2009.
- BASTOS, A. P. V.; REYMÃO, A. E. N.; SOUZA, A. L.. Saúde: Objetivos 4, 5 e 6. In: UFPA; PUC Minas/ IDHS; PNUD. (Org.). *Coleção de Estudos Temáticos sobre os Objetivos do Milênio*. CDU ed. Belo Horizonte: PNUD, 2004, 118 p.
- BENATTI, R. M. *Tendência da Desigualdade em Mortalidade Infantil na Cidade de Porto Alegre, RS*. 2003 78f. Dissertação (Mestrado em Pediatria) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Rio Grande do Sul. 2003.
- BERCINI, L. O. Mortalidade neonatal de residentes em localidade urbana da região sul do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 28, n.1, p. 38-45, 1994.
- BOING, A.; KEL, F.; BOING, A. Distribuição Espacial e Associação da Mortalidade Infantil e d Baixo Peso ao Nascer com Fatores Socioeconômicos e de Serviços de Saúde na Região Sul do Brasil. *SaBios-Rev*, Campo Mourão, v.1, n. 2, p. 23-32.
- BRANT, D. A Cinco Anos dos ODM, Brasil Atinge Duas Metas. *PrimaPagina*, p.1, 23 mar. 2010.

BRASIL. Ministério da Saúde. *Departamento de Atenção Básica*. Disponível em: <<http://dab.saude.gov.br/atencaobasica.php#saudedafamilia>> Acesso em: 4 de dez. 2011.

_____. *Portal da Saúde*. Disponível em: <http://portal.saude.gov.br/portal/saude/profissional/area.cfm?id_area=1583> Acesso em: 4 de dez. 2011.

_____. *Programa Combate às Carências Nutricionais*. Brasília, Distrito Federal, 2001, 32 p.

_____. *Saúde da Família no Brasil: Uma Análise de Indicadores Seleccionados 1998-2004*. Brasília, Distrito Federal, 2006, 200 p.

CACCIAMALI, M. C. Distribuição de renda no Brasil: Persistência do Elevado Grau de Desigualdade. In: PINHO, D. B.; VASCONCELLOS, M. A. S. (Org.). *Manual de Economia*. 4. ed. São Paulo: Saraiva, 2002, v. 1, p. 406-422.

CALDEIRA, A. P. et al. Evolução da mortalidade infantil por causas evitáveis, Belo Horizonte, 1984-1998. . *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 67-74, 2005

CALDEIRA, A. P.; FRANÇA, E. ; GOULART, A. E. M. Mortalidade infantil pós-neonatal e qualidade da assistência médica: um estudo caso-controle. *Jornal de Pediatria*, Rio de Janeiro, v. 77, n. 6, p. 461-468, 2001.

CAMPOS, T. P.; CARVALHO, M. S; BARCELLOS, C. C. Mortalidade infantil no Rio de Janeiro, Brasil: áreas de risco e trajetória dos pacientes até os serviços de saúde. *Revista Panamericana de Salud Pública*, v. 8, n. 3, set. 2000. Disponível em: <http://www.scielo.org/scielo.php?pid=S102049892000000800003&script=sci_arttext>. Acesso em: 5 de set. 2011.

CARVALHO, B. G.; COSTA, M. C. N. Mortalidade Infantil e seus Componentes em Salvador-BA., 1980-1991. *Informe Epidemiológico do SUS*, v. 7, n. 4, p. 35-41, 1998.

CASTRO, C. M.; ROMEU, N.; VIANNA, S. M. A mão invisível dos serviços de saúde: era que ela cura? *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 1, n 4, p. 418-431, 1985.

CASTRO, M. G.; ABRAMOVAY, M.; SILVA, L. B. *Juventudes e Sexualidade*. Brasília: Unesco, 2004. 412 p.

COMISSÃO NACIONAL SOBRE DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE (CNDSS). Análise da Situação de Saúde. In: _____. *As Causas Sociais das Iniquidades em Saúde no Brasil*. Relatório Final da CNDSS, 2008.

COSTA, M. C. N et al. Mortalidade infantil no Brasil em períodos recentes de crise econômica. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 37, n 6, p. 2003

DUARTE, C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. *Cadernos de Saúde Pública* (FIOCRUZ), v. 23, p. 1511-1528, 2007.

ESCUDE, M. M. L.; VENANCIO, S. I. ; PEREIRA, J. C. R. Estimativa de impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 37, n. 3, p. 319-325, 2003

GUJARATI, D.N. *Econometria Básica*. São Paulo.: Makron Books, 2000. 846 p.

HARTZ, et al. Mortalidade infantil “evitável” em duas cidades do Nordeste do Brasil: Indicador de Qualidade do Sistema Local de Saúde. *Revista de Saúde Pública*, Rio de Janeiro - RJ, v. 30, n. 4, p. 310-318, 1996.

IBGE *Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil. Informação demográfica e sócio-econômica: estudos e pesquisas número 2*. Rio de Janeiro, 45p, 1999.

_____. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. PNAD; 1998. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad98/saude/analise.shtm>> Acesso em: 18 de set. 2011

_____. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. PNAD; 2008. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/panorama_saude_brasil_2003_2008/PNAD_2008_saude.pdf> Acesso em: 19 de set. 2011

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em: <www.ipeadata.gov.br/> Acesso em: 19 de set. 2011

_____. *Objetivos de Desenvolvimento do Milênio, Relatório Nacional de Acompanhamento*, Brasília, 184p, 2010.

IRFFI, G. D.; OLIVEIRA, J. L.; CARVALHO, E. B. S. *Análise dos Determinantes Socioeconômicos da Taxa de Mortalidade Infantil no Ceará. 2008*. Ceará: IPECE, 2008 (Texto para Discussão – IPECE).

LAURENTI, R. Fatores de erros na mensuração da mortalidade infantil. *Revista de Saúde Pública* v. 9, n.4, dez.1975. Disponível em: <<http://www.scielo.org/pdf/rsp/v9n4/08.pdf>> Acesso em: 5 set. 2011

LAURENTI, R.; SANTOS, J. L. F. Taxa de mortalidade de menores de 5 anos proposta pela Unicef: análise crítica de sua validade como indicadores de saúde. *Revista de Saúde Pública*, v. 30, n. 2, p.148-152, 1996.

LEITE, A. J. M.; SILVA, A. C. Mortalidade Infantil: indicador das condições de vida das populações. *Revista Pediatria Ceará*, Ceará, 2000.

MARINHO, E. ; SOARES, F.; BENEGAS, M. Desigualdade de renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os estados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia* v.58, n.4, 2004. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034714020040004000006&script=sci_arttext> Acesso em: 3 de dez. 2011.

MONTEIRO, C. A.; BENÍCIO, M. H. D.; BALDIJÃO, M. F. A. A Mortalidade no Primeiro Ano de Vida e a Distribuição de Renda e de Recursos Públicos de Saúde, São Paulo (Brasil). *Revista Saúde Pública*., S. Paulo, 14:515-39, 1980.

OMETTO, A. M. H.; FURTUOSO, M. C. O. ; SILVA, M. V. Economia brasileira na década de oitenta e seus reflexos nas condições de vida da população. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 29, n.5, p. 403-414.

ORLOWSKI, R. F.; AREND, S. C. *Indicadores de Desenvolvimento Sócio- Econômico na Região da Amosc-Associação dos Municípios do Oeste de Santa Catarina*. Santa Catarina, p. 1-20.

PACHECO, P. C. *Evolução da mortalidade infantil, segundo óbitos evitáveis: Macrorregiões de Saúde do Estado de Santa Catarina, 1997-2008*. 2010 123f. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) – Universidade de São Paulo, São Paulo 2010.

PANTOJA, A. L. N. “Ser alguém na vida”: uma análise sócio-antropológica da gravidez/ maternidade na adolescência, em Belém do Pará, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 19 n. 2, p. 1-9

POLES, K. ; PARADA, C. M. G. L. A Mortalidade Neonatal em 1998, no Município de Botucatu-SP. *Rev.latino-am.enfermagem*, Ribeirão Preto, v. 8, n. 3, p. 67-75, julho 2000. v. 19 n. 2, p. 1-9.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). *Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil*. PNUD; 2003. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/atlas/>> Acesso em: 3 de set. 2011.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. *Desigualdade de Rendimentos no Brasil nas Décadas de 80 e 90: Evolução e Principais Determinantes*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001 (Texto para Discussão - IPEA).

RIBEIRO, L. C. *Efeitos Estruturais e de Composição nos Fatores Associados à Mortalidade Neonatal e Pós-Neonatal no Nordeste e Restante do Brasil em 1991-1996*. 2003 131f. Tese (Doutorado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Minas Gerais. 2003.

SAAD, P. M. *Um Método para Estimar o Peso de Fatores Sócio – Econômicos Sobre a Mortalidade na Infância a Partir de Informações Retrospectivas das Mães: Aplicação para o Estado de São Paulo, 1970 e 1976*, São Paulo, p. 1105-1139, (197-).

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. M.; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, abr/jun. 2004. Disponível em: < www.scielo.br/pdf/rbe/v58n2/a06v58n2.pdf> Acesso em: 4 de set. 2010

SANTOS, H. G.et al. Mortalidade infantil no Brasil: Uma revisão de literatura antes e após a implantação do Sistema Único de Saúde. *Pediatria* (São Paulo), v. 32, p. 131-143, 2010.

SILVA, C. C. L.; JUSTO, W. R. *Determinantes da Mortalidade Infantil no Ceará no Período 1991-2000: Uma abordagem em dados em painel*. V Encontro de Economia do Ceará. 2010, 21 p.

SILVA, C. F. et al. Fatores de risco para mortalidade infantil em município do Nordeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis - 2000 a 2002. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, v. 9, n.1, mar. 2006. Disponível em: <www.scielo.br/pdf/csp/v25n7/13.pdf> Acesso em: 5 de set. 2011.

SIMÕES, C. C. S. *Perfis de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise em seus condicionantes em grupos populacionais específicos*. : Organização Pan-Americana da Saúde, 2002. 141p.

SOUSA, T. R. V; FILHO, P. A. M. L. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. *Revista de Saúde Pública* v. 42, p. 796-804, 2008.

SZWARCWALD, C. L. et al. Mortalidade infantil no Brasil: Belíndia ou Bulgária? *Cadernos de Saúde Pública* (FIOCRUZ), Rio de Janeiro, v. 13, n. 2, p. 503-516, 1997.

YOU, D.; JONES, G.; WARDLAW, T. Levels & Trends in Child Mortality. *Report 2011 Estimates Developed by the UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation*, New York, p.1-24, 2011.

YUNIS, J. Características Sócio-Econômicas da Mortalidade Infantil em São Paulo. *Pediatrics* v. 5, n. 1, p.162-168, 1983.

ZUCCHI, P.; NERO, C.; MALIK, A. M. Gastos em Saúde: Os Fatores que Agem na Demanda e na Oferta dos Serviços de Saúde. *Revista de Administração Pública* (Impresso), v. 32, p. 127-150, 2000.

APÊNDICE

TABELA A: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos no Nordeste em Relação às Variáveis Explicativas – 1991

Modelo	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	Teste T	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Desvio padrão	Beta			TOL	VIF
(Constante)	252,405	4,522		55,815**	0,000		
IDHM	-310,267	7,825	-0,713	-39,652**	0,000	0,728	1,374
GINI	45,807	7,673	0,106	5,970**	0,000	0,750	1,333
DUMMY_CE	-9,783	1,706	-0,118	-5,733**	0,000	0,556	1,799
DUMMY_BA	-20,436	1,449	-0,342	-14,106**	0,000	0,400	2,503
DUMMY_AL	-3,632	2,060	-0,033	-1,763****	0,078	0,661	1,513
DUMMY_MA	-11,400	1,671	-0,148	-6,820**	0,000	0,502	1,993
DUMMY_PB	1,008	1,658	0,013	0,608*	0,543	0,498	2,007
DUMMY_RN	4,334	1,750	0,050	2,477***	0,013	0,580	1,725
DUMMY_SE	-17,898	2,248	-0,142	-7,962**	0,000	0,736	1,359
DUMMY_PI	-12,171	1,657	-0,159	-7,343**	0,000	0,502	1,991

Fonte: Elaboração do autor. * Não Significativo. ** Significante a 1%. *** Significante a 5%. **** Significante a 10%.

TABELA B: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos no Nordeste em Relação às Variáveis Explicativas – 2000

Modelo	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	Teste T	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Desvio padrão	Beta			TOL	VIF
(Constante)	248,416	5,160		48,139*	0,000		
IDHM	-315,124	6,321	-0,762	-49,856*	0,000	0,819	1,221
GINI	24,051	5,532	0,063	4,348*	0,000	0,907	1,102
DUMMY_CE	9,911	1,256	0,146	7,890*	0,000	0,557	1,794
DUMMY_BA	12,191	1,066	0,250	11,436*	0,000	0,401	2,494
DUMMY_AL	-13,392	1,519	-0,150	-8,819*	0,000	0,661	1,513
DUMMY_MA	15,557	1,240	0,246	12,549*	0,000	0,496	2,018
DUMMY_PB	13,302	1,242	0,213	10,712*	0,000	0,482	2,073
DUMMY_RN	14,063	1,292	0,198	10,889*	0,000	0,578	1,730
DUMMY_SE	14,454	1,658	0,141	8,717*	0,000	0,735	1,361
DUMMY_PI	6,808	1,229	0,109	5,538*	0,000	0,496	2,015

Fonte: Elaboração do autor. * Significante a 1%.

TABELA C: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos em Pernambuco em Relação às Variáveis Explicativas – 1991

Modelo	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	Teste T	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Desvio padrão	Beta			TOL	VIF
(Constante)	263,966	13,545		19,489*	0,000		
IDHM	-336,428	18,849	-0,834	-17,849*	0,000	0,700	1,429
GINI	40,779	20,218	0,085	2,017**	0,045	0,869	1,150
POPURB	0,000026	0,00001	0,103	2,289**	0,023	0,762	1,313
DUMMY_AGR E	10,834	2,263	0,198	4,787*	0,000	0,890	1,124

Fonte: Elaboração do autor. * Significante a 1%, **Significante a 5%.

TABELA D: Resultados da Estimativa, Taxa de Mortalidade Infantil em Menores de até 5 Anos em Pernambuco em Relação às Variáveis Explicativas – 2000

Modelo	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	Teste T	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Desvio padrão	Beta			TOL	VIF
(Constante)	231,564	12,612		18,361*	0,000		
IDHM	-298,152	14,109	-0,895	-21,131*	0,000	0,670	1,494
GINI	30,742	12,594	0,087	2,441**	0,016	0,951	1,052
POPURB	0,000	0,000	0,171	4,298*	0,000	0,762	1,312
DUMMY_AGR E	3,610	1,466	0,092	2,462**	0,015	0,854	1,171

Fonte: Elaboração do autor. * Significante a 1%. ** Significante a 5%