

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE

ESCOLA NACIONAL DE CIÊNCIAS ESTATÍSTICAS - ENCE

RELATÓRIOS TÉCNICOS

Nº 04/90

MEDIDAS DE MORTALIDADE: UM ESTUDO SOBRE OS  
EFEITOS DAS MUDANÇAS DA ESCOLARIDADE DA MÃE  
E DA ESTRUTURA DE FECUNDIDADE EM QUATRO  
ÁREAS BRASILEIRAS

Kaizō Iwakami Beltrão - ENCE/IBGE  
Diana Oya Sawyer - CEDEPLAR/UFMG

MAIO/90

GE-00010066-4

IBGE - CDDI/GEDOC
REDE DE BIBLIOTECAS
N.º de Reg: 894
Data: 6/6/90

31(047.3)

R382r

4/90

de

As matérias publicadas nos RELATÓRIOS TÉCNICOS são preprints, com tiragens limitadas, de trabalhos elaborados por professores da ENCE, em complementação a suas atividades de ensino, com ênfase para as pesquisas realizadas no Laboratório de Estatística da Escola.

## INDICE

1. INTRODUÇÃO . . . . .	2
2. METODOLOGIA . . . . .	4
2.1 Fontes de Dados . . . . .	4
2.2 Definição de Variáveis de Controle. . . . .	6
2.2.1 <u>Escolaridade</u> . . . . .	6
2.2.2 <u>Area (Condição de Domicílio e Região)</u> . . . . .	7
2.2.3 <u>Parturição e Idade da Mãe</u> . . . . .	8
2.3 Variável Dependente . . . . .	9
2.4 Modelo Suposto . . . . .	10
2.5 Padronização de $D_i$ e cálculo de $q(5)$ equivalente . . . . .	12
3. TENDENCIAS DEMOGRAFICAS E DE ESTRUTURA DA ESCOLARIDADE DAS MULHERES NO PERIODO REPRODUTIVO. . . . .	18
4. RESULTADOS . . . . .	22
4.1 Ajuste da taxa de sobrevivência a idade exata $x$ . . . . .	22
4.2 Padronização e $q(5)$ equivalente . . . . .	27
4.3 Decomposição do diferencial de mortalidade em fatores . . . . .	28
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS . . . . .	30

MEDIDAS DE MORTALIDADE:  
UM ESTUDO SOBRE OS EFEITOS DAS MUDANÇAS DA ESCOLARIDADE DA MÃE  
E DA ESTRUTURA DE FECUNDIDADE EM QUATRO ÁREAS BRASILEIRAS

Kaizô Iwakami Beltrão<sup>1</sup>  
Diana Oya Sawyer<sup>2</sup>

## 1. INTRODUÇÃO

A transição da fecundidade no Brasil, no sentido de se verificar uma queda progressiva e generalizada nas suas taxas, teria se iniciado, neste século, na década dos 60 e se acentuado nas décadas seguintes. Conquanto o declínio dos níveis globais de mortalidade tenha se iniciado nos anos 40, a mortalidade na infância manteve-se em níveis bastantes altos na maioria das regiões brasileiras. Pode-se afirmar que foi somente na década dos 70 que se verifica uma queda generalizada de mortalidade na infância, que se estende para áreas com tradição de elevadas taxas, como o Nordeste brasileiro.<sup>a</sup>

Com a divulgação dos resultados do World Fertility Survey e dos resultados preliminares do Demographic and Health Survey se retoma a discussão dos efeitos da queda da fecundidade nos níveis de mortalidade na infância. Os avanços metodológicos permitem que se avaliem esses efeitos e os resultados apontam para mecanismos benéficos da queda da fecundidade, através de idades à concepção e intervalos intergenésicos mais favoráveis à saúde da mulher e à sobrevivência dos filhos, e redução de nascimentos em mulheres com

---

<sup>1</sup>Da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (ENCE), IBGE.

<sup>2</sup>Do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Departamento de Ciências Econômicas, UFMG.

altas parturições (TRUSSELL & PEBLEY, 1984; BONGAARTS, 1984; POTTER, 1988; FERNANDEZ CASTILLA, 1985, 1986; TRUSSELL, 1988).

A nossa preocupação, neste trabalho, apesar de no sentido mais amplo se referir ao efeito da queda da fecundidade na mortalidade na infância, é colocar a questão de uma forma um pouco distinta. Considerando que os níveis globais de mortalidade na infância representam médias ponderadas da composição da população por diferentes estratos, a indagação que surge é, "até que ponto a queda dos níveis globais de mortalidade na infância estaria representando uma real queda no risco de morrer, ou até que ponto ela estaria refletindo uma mudança na estrutura de nascimentos segundo a parturição das mães, ou de mudanças de estrutura na composição por estratos sociais da população ou ainda de uma interação das duas, ou seja, da queda diferencial da fecundidade nos estratos sociais?"<sup>b</sup>

O objetivo central deste trabalho é medir e isolar os efeitos das mudanças de composição da população nos riscos de morrer, em quatro áreas do Brasil: áreas urbanas e rurais do Nordeste e do Estado de São Paulo. A razão da escolha destas quatro áreas foi a de assegurar áreas sócio e economicamente contrastantes entre si, com histórias distintas de tendências de fecundidade e mortalidade.

O detalhamento da metodologia se acha na seção 2. A seção 3 apresenta as principais mudanças que ocorreram na composição da população, segundo características de interesse deste trabalho, tal como revelados pelos censos de 1970 e 1980. Esta precede a análise dos resultados do modelo e da decomposição da variação na mortalidade apresentada, juntamente com comentários na seção 4. A seção 5 apresenta as considerações finais.

## 2. METODOLOGIA

Os dados de sobrevivência de filhos de mulheres de 15 a 49 anos foram modelados e ajustados de acordo a um modelo logístico que os relacionavam com: ano censitário (1970, 1980); grupo quinquenal de idade da mulher; parturição da mulher e nível de escolaridade. Esse ajuste permitiu: a) que se levassem em conta os efeitos das flutuações amostrais; b) a análise dos efeitos de cada variável e das suas interações nas taxas de sobrevivência dos filhos e c) a estimação, também, de valores para combinações de parturições e escolaridades não observados. Após o ajuste, foram efetuadas padronizações das taxas de mortalidade associadas ao *i*-ésimo grupo etário ( $D_i$ ), de 1970 com a estrutura de nascimentos segundo parturição e níveis de escolaridade das mulheres de 1980. As taxas de mortalidade ( $D_i$ ), ajustadas e padronizadas para cada grupo etário, foram, através do método de Brass (BRASS, 1968, 1985), transformadas para valores de probabilidades acumuladas de morte até a idade  $x$  ( $q(x)$ ), alocadas no tempo e recalculadas como valores de  $q(5)$  equivalentes. A diferença entre os valores de  $q(5)$  observados em dois períodos foi então decomposta em efeito devido à mudança na estrutura da população e devido à mudança no risco de morrer. Primeiramente vamos descrever a fonte de dados e caracterizar o ajuste utilizado via definição das variáveis de controle, variável dependente e modelo suposto. A seguir discutiremos os procedimentos para a padronização dos níveis de mortalidade e cálculo do  $q(5)$  equivalente.

### 2.1. Fontes de Dados

A fonte básica utilizada foi a Fita para o Usuário da Amostra de 1% do Recenseamento Geral Demográfico de 1970 e de 3% do Censo de 1980, que por sua vez foram montadas da amostra de 25% da população brasileira nos respectivos anos de recenseamento. As tabulações necessárias para os procedimentos analíticos foram

realizadas utilizando os fatores de expansão contidos nas fitas. Valores expandidos foram necessários para os cálculos de população e taxas de fecundidade e mortalidade. Esses valores, de 1970 e de 1980 foram divididos respectivamente por 100 e 100/3 e foram a base para as regressões logísticas, que demandam dados brutos não expandidos. Esse procedimento procura estimar os valores brutos a partir dos expandidos invertendo a fração média amostral.

Convém se chamar a atenção para o fato de que os processos de cálculos dos pesos de expansão, para as informações contidas na amostra de 25%, diferiram nos dois censos considerados. Em 1970, a metodologia empregada foi a da razão amostral segundo estratos definidos por situação de domicílio, região, sexo e idade. Em 1980, além de se incluírem mais variáveis, como tamanho do domicílio, os pesos para a expansão da amostra de 25% foram definidos segundo processo iterativo, em que se obedecem as distribuições marginais dadas pelo universo recenseado. Tal procedimento foi bastante oportuno, já que a amostra de 25% apresentou uma tendenciosidade para domicílios de pequeno tamanho.

Ao se dividir os valores expandidos por um mesmo valor, como o foi neste trabalho, pode-se correr o risco de se associar menores variâncias (e equivalentemente menores intervalos de confiança e maiores níveis de significância), do que o devido, às características dos grupos de indivíduos com maior "peso". Para uma avaliação dos erros incorridos, calculou-se a distribuição dos pesos contidos nas fitas .

Como se pode ver na Tabela 1, que contem as médias e desvios padrão dos pesos para a expansão nas áreas consideradas, para a amostra de 1% do Censo de 1970 os pesos médios por área diferem do esperado, 100, em menos de 5% no caso mais extremo (NERU). O desvio padrão médio é em torno de 10 correspondendo ao de uma distribuição uniforme entre 88 e 112. A área SPRU no entanto apresenta uma

distribuição de pesos menos concentrada que as outras. Para a amostra de 3% do Censo de 1980, os pesos médios por área, exceto para SPRU, diferem do esperado,  $100/3$ , em torno de 1%. O desvio padrão médio é em torno de 14, correspondendo ao de uma distribuição uniforme entre 16 e 50. Quanto a concentração dos valores, os pesos são uniformes através das áreas apesar de SPRU ter tipicamente pesos menores. Em ambas as amostras a área com comportamento que diferiu das outras foi SPRU, em 1970 pela maior variância e em 1980 pela esperança menor.

Na medida do possível as distribuições marginais das tabelas obtidas foram comparadas com as publicações dos Censos Demográficos. As diferenças não excediam a 1% o que consideramos uma diferença aceitável.

## 2.2 Definição de Variáveis de Controle.

Consideramos como informação básica para definição de estratos homogêneos, além da classificação por área, a escolaridade e a parturição das mães. No que se segue descreveremos cada uma delas em separado.

2.2.1 Escolaridade. O nível de escolaridade da mãe tem sido indicado por vários autores como uma das variáveis mais importantes na explicação de diferenciais de mortalidade (UNITED NATIONS, 1985; HAKKERT, 1986). A importância da escolaridade pode ser vista por duas óticas: a primeira é de que esta é uma variável indicadora do nível sócio-econômico e que quando comparada com variáveis usuais como renda e ocupação ela se apresenta mais estável no tempo. A segunda ótica considera-a como uma variável com poder explicativo "per se", mesmo controlando-se por outras variáveis da mesma classe (indicadoras de nível socio-econômico). Acredita-se que a escolaridade da mulher afetaria a sua capacidade de auto-eficácia ("self-efficacy"), no sentido de possibilitar as mães a

tomarem decisões, procurarem ajuda quando necessário, situarem-se em ambientes desconhecidos, o que faria uma diferença na saúde e sobrevivência sua e da prole independentemente do nível sócio-econômico. O efeito "per se" desta variável tem sido objeto cada vez maior de atenção por parte dos especialistas.<sup>c</sup> Como conceituada neste trabalho é uma variável definida relativamente cedo no ciclo vital da mulher e constitui um bom indicador estável de inserção da mulher na estrutura social.

O nível de escolaridade é tomado como um fator associado ao nível de mortalidade, sem a preocupação de se isolar qual ou quais os mecanismos pelas quais ele atuaria. Foi definido a partir do cruzamento de duas variáveis do censo: última série concluída e último grau concluído. As categorias formadas são: i. analfabetas (0 ou menos de 1 ano do 1o. grau ou equivalente e alfabetização de adulto), ii. primário incompleto (1 a 3 anos do 1o. grau ou equivalente) e iii. primário completo ou mais (pelo menos 4 anos 1o. grau ou equivalente). Essa categorização se justifica na hipótese de que o efeito da escolaridade da mãe se verifica com níveis não muitos altos. A categoria primário completo seria o suficiente para se fazer notar um diferencial significativo na mortalidade dos filhos.

2.2.2 Area (Condição de Domicílio e Região). Características ligadas à urbanização, como existência de água encanada, esgoto e facilidade de acesso a serviços médicos básicos são creditadas usualmente como fatores diferenciais de níveis de mortalidade (VETTER E SIMOES, 1981; SAWYER E SOARES, 1983; MERRICK 1985; SAWYER et alii., 1987). No Brasil, porém, até 1980, a população rural apresentava níveis de mortalidades infanto-juvenis menores quando comparadas a população urbana da mesma Grande Região (CARVALHO, 1979; CARVALHO & PINHEIRO, 1986; CARVALHO & WOOD, 1978). A existência de diferenças e secundariamente a não conformidade destes com padrões mais usuais de mortalidade urbana mais baixa do que a

rural, é um dos motivos de incluí-la como variável de controle (cf. Gráficos 1a e 1b)

O critério adotado para definição de urbano e rural, foi o do IBGE, que considera urbano os centros que sejam sedes de município ou distrito. Apesar de reconhecer que este critério político administrativo poderia não ser o mais adequado, foi adotado especialmente para fins comparativos com informações de outros autores.

São Paulo e o Nordeste foram as regiões consideradas devido às disparidades econômicas e sociais que experienciaram historicamente. Nordeste incluiu os estados do Maranhão, Piauí, Rio Grande do Norte, Pernambuco, Paraíba, Ceará, Sergipe e Bahia. Essa agregação foi necessária para assegurar número suficientes de casos nas celas dos cruzamentos utilizados. Devido a alta taxa de urbanização do estado de São Paulo, o contingente de nascimentos urbanos foi da mesma ordem de grandeza do que os do Nordeste, mas o de nascimentos rurais foi inferior, implicando então em estimadores com variâncias maiores. Vamos nos referir as regiões Nordeste Rural, Nordeste Urbano, São Paulo Rural e São Paulo Urbano respectivamente pelas siglas NERU, NEUR, SPRU e SPUR.

2.2.3. Parturição e Idade da Mãe. Algumas características do comportamento reprodutivo, tais como ordem e intervalos entre nascimentos, são sabidamente (NORTMAN, 1974; OMRAM, 1981; WINIKOFF, 1983; CLELAND & ZEBBA, 1984; TRUSSEL & PEBLEY, 1984; PALLONI & MILLMAN, 1986; PEBLEY & STUPP, 1987;) correlacionados com as taxas de mortalidade tanto da criança como da mãe. Neste trabalho, usa-se somente as informações diretas encontradas nos dados, ou seja nível de parturição e idade da mulher. Para a parturição considerou-se ordem de 1 a 23, e o grupo 24 e mais nascimentos. Investigou-se, uma dependência linear e quadrática. Na literatura é mais usual considerar menos níveis de parturição.

Como porém a hipótese básica que queremos testar é a influência das mudanças no padrão da fecundidade nas medidas de mortalidade, achou-se que uma desagregação maior far-se-ia necessária.

Quanto à idade da mulher, categorizamos o período reprodutivo usual, de 15 a 50 anos, em grupos quinquenais.

Existe um confundimento intrínscico à metodologia adotada, da alocação temporal (vide seção 2.5) e o efeito idade da mãe. A literatura (e.g. CHACKIEL, 1983; FERNANDEZ CASTILLA, 1986) indica que a dependência da mortalidade dos filhos por idade da mãe é uma curva em J, decrescendo com a idade até uma região de mínimo em torno de 25 a 35 anos, e crescendo a partir daí. Como, porém, a informação utilizada é de experiência acumulada o efeito se faz sentir mais nos primeiros grupos etários. Isto porque nas idades mais baixas, o grupo de alto risco constitui a maioria das mulheres ao passo que em idades mais altas ele se dilui no todo. Como se verá mais tarde, este fato se confirmou (vide seção 4.2) e não utilizamos as informações deste grupo. Em se supondo este comportamento, esperaríamos encontrar uma descontinuidade das tendências estimadas de mortalidade quando concatenando a informação do início da série usando o Censo de 1970 e o final da série usando o Censo de 1980 (cf. Gráficos 1a e 1b).

Tipicamente, as estimativas utilizando os grupos abaixo de 30 anos, deveriam apresentar valores maiores do que o "ocorrido", já que incorporariam também, o crescimento do risco devido ao fator idade da mãe, enquanto que para os grupos de maior idade, com a informação de experiência acumulada este efeito ficaria diluído.

### 2.3 Variável Dependente

Consideraram-se os filhos sobreviventes (número de filhos vivos no momento da entrevista por número de nascidos vivos tidos

por uma mulher) como variável dependente. O mais usual é tomar-se a proporção de filhos mortos, que nada mais é do que o complemento da variável estudada.

#### 2.4 Modelo Suposto

Supuzemos que em cada área a probabilidade de sobrevivência de um indivíduo depende de sua idade, do grau de instrução da mãe, da parturição experimentada por esta e da condição de domicílio da família. Supuzemos também que condicionada a estas variáveis a probabilidade é independente para membros de uma família, mais precisamente entre irmãos e entre mães e filhos. Formalizando, seja  $I(f)$  o indicador do indivíduo  $f$  da população (com características associadas de idade, condição de domicílio, número de irmãos e nível de educação da mãe).

$$I(f) = \begin{cases} 1 & \text{se o indivíduo sobreviveu até a data do Censo} \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Então  $I(f)$  é distribuído como uma variável aleatória de Bernoulli com probabilidade  $p$ , função das características associadas, de ser igual a 1.

A informação de filhos sobreviventes de uma mãe foi considerada uma variável aleatória com distribuição binomial,  $B(f_n, p)$ , onde  $f_n$  é o número de filhos nascidos vivos desta mãe e  $p$  a probabilidade de sobrevivência desses filhos.

Para estimarmos  $p$ , supusemos uma dependência linear das características consideradas no logito das probabilidades de sobrevivência, ou o que é equivalente no logaritmo das chances relativas ("odds ratio"), i.e:

$$\text{logit } p = 0,5 \cdot \log[p/(1-p)] = \beta X,$$

onde  $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2 \dots \beta_k)$  é o vetor de parâmetros a serem estimados e  $X = (1, X_1, X_2 \dots X_k)$  é o vetor das variáveis explicativas.

Supor tal modelo, é equivalente a dizer que a chance relativa de um indivíduo é o produto de vários fatores (independentes), que são exatamente as chances relativas do dado indivíduo para os níveis de cada uma das variáveis explicativas.

Para a variável parturição testamos também uma dependência quadrática criando uma variável auxiliar igual ao quadrado da parturição. A variável nível de instrução foi considerada qualitativa e a regressão foi feita para os contrastes do primeiro nível (analfabeta) contra o segundo (primário incompleto) e contra o terceiro (primário completo ou mais).

Realizamos a regressão em separado para as duas condições de domicílio (urbana e rural). Consideramos interações máximas de segunda ordem e ignoramos todas as inclusões de variáveis com nível de significância inferior a 5%.

Utilizamos o pacote GLIM (Generalised Linear Models) da Royal Statistical Society, Londres, na sua versão 3.77 para a estimação. O pacote acha a solução por um método iterativo que maximiza a função de máxima verossimilhança exata, no caso, para uma distribuição binomial. Tem, obviamente, uma grande vantagem sobre os pacotes usuais que usam os métodos dos mínimos quadrados, generalizados ou não e que assumem implicitamente que as variáveis consideradas têm sempre uma distribuição normal multivariada.

Após o ajuste dos modelos os valores de  $p$  estimados com base no censo de 1970 foram padronizados segundo a estrutura de nascidos

vivos e grupos de nível de escolaridade de 1980. Este procedimento permite avaliar o efeito das mudanças dessa estrutura no nível global da mortalidade, nas regiões consideradas.

## 2.5 Padronização de $D_i$ e cálculo de $q(5)$ equivalente

Consideramos que a mortalidade, como medida global da população de uma região é a média ponderada das mortalidades observadas em cada um dos estratos homogêneos que a compõem. Em se mudando a composição da população em relação a esses estratos, a medida global da mortalidade variará, mesmo que a mortalidade nos estratos tenha se mantido constante.

Quando mensuramos a mortalidade estamos na verdade fazendo uma medida condicional, isto é, uma medida de mortalidade condicionada, por exemplo, à estrutura de fecundidade e nível de educação experienciada pela população.

No Diagrama 1, o eixo dos  $x$  denota a estrutura de fecundidade num determinado instante de tempo  $x$ , o eixo dos  $y$ , denota estrutura de mortalidade no instante  $y$  e o eixo dos  $z$ , o nível de educação das mulheres na população no instante  $z$ . Medindo a mortalidade diretamente a partir dos dados, para determinado ano, por exemplo 1970, estamos considerando o ponto A, onde a estrutura da fecundidade, e estrutura de educação e a estrutura de mortalidade referem-se ao ano de 1970. Então na diagonal AD, temos medidas que correspondem a uma simultaneidade temporal de fecundidade, educação e mortalidade. A extensão AD é portanto o eixo temporal.

O ponto D corresponde ao nível de mortalidade de 1980, dadas as estruturas de fecundidade e educação de 1980. O ponto C corresponde a uma situação hipotética de uma população com estruturas de fecundidade e educação igual a de 1980, mas com o nível de mortalidade ainda de 1970. O ponto B, corresponde a uma população

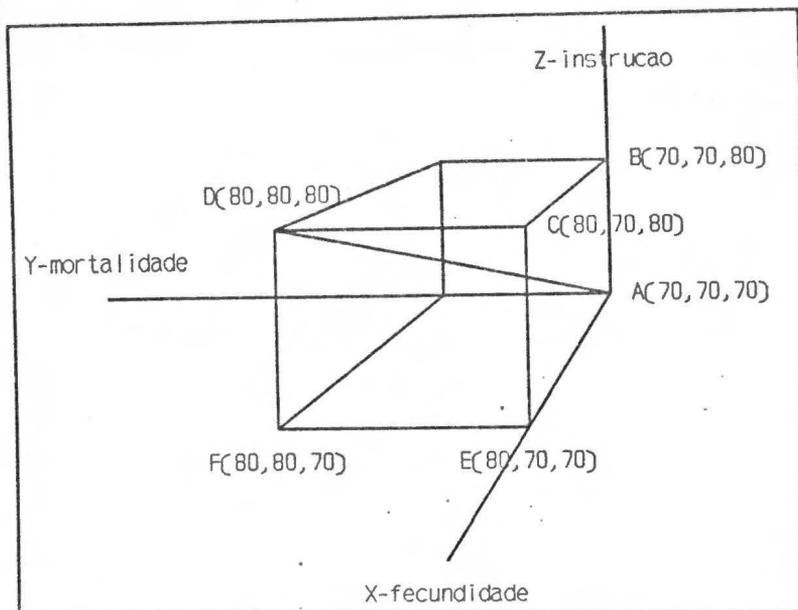


Diagrama 1. Trajetórias de decomposição da taxa de mortalidade.

com estrutura de fecundidade igual a de 1970, estrutura de educação igual a de 1980 e de mortalidade igual a de 1970.

Em mensurando a diferença entre os pontos A e D, a mortalidade em 1970 com a estrutura de fecundidade e educação de 1970 e a mortalidade de 1980 sob as condições

de 1980, poderíamos decompor o caminho como  $AD = AB + BC + CD$ . Isto é equivalente a decompor a diferença como uma fração correspondente ao efeito mudança da estrutura de nível de educação de 1970 para 1980, mantendo constante as estruturas de fecundidade e mortalidade iguais às de 1970, uma fração correspondente ao efeito mudança da estrutura de fecundidade de 1970 para 1980 mantendo constante a estrutura de educação igual à de 1980 e mortalidade igual à de 1970 e uma fração correspondente ao efeito mudança da estrutura de mortalidade de 1970 para 1980 mantendo constante a estrutura de fecundidade e educação de 1980.

Note que a diferença entre os pontos A e D é constante, independente do caminho, mas os efeitos de cada um dos componentes (fecundidade, educação e mortalidade) podem variar dependendo do caminho, porque significam coisas diferentes. Por exemplo, os segmentos AB e FD correspondem ao efeito diferencial da estrutura de nível de educação no período 1970/80, mas o segmento FD é o efeito da mudança do nível de educação de 1970 para 1980, dada as estruturas de fecundidade e mortalidade de 1980, enquanto que o

segmento AB é o efeito da mudança no nível de educação de 70 para 80, dadas as estruturas correspondentes a 1970.

A estrutura das variáveis consideradas (fecundidade, mortalidade e educação) é um cruzamento de 3 fatores com dois níveis cada e a decomposição usual seria a de efeitos principais mais interações de segunda ordem, mais interações de terceira ordem. DAS GUPTA (1978) propõe uma decomposição, generalizando o trabalho de KITAGAWA (1955) em efeitos principais "médios", onde as interações de todas as ordens, são distribuídas entre os efeitos principais. No caso de interações negativas de módulo maior que os efeitos principais este procedimento pode mascarar os efeitos principais, reduzindo-os em valor absoluto.

Uma forma alternativa é definir uma hierarquia e trabalhar com uma estrutura de variáveis aninhadas, no nosso caso dois níveis aninhados em dois níveis aninhados em dois níveis. Optamos por esta forma definindo uma estrutura onde o primeiro fator é a educação e as variações de fecundidade são consideradas dados os níveis de educação e por último as variações nos níveis de mortalidade são considerados dados os níveis de fecundidade. Achamos mais natural definir o primeiro fator como educação, considerando que esta é uma das variáveis explicativas mais comumente encontrada na literatura como antecedente de mudanças comportamentais (cf. seção 2.2.1)

A opção de considerar a variação da mortalidade como último nível equivale a medir esta variação considerando-se já todas as outras mudanças nas estruturas de educação e fecundidade, ou seja, considerando-se estas estruturas na sua "condição" mais recente (no caso, do ano de 1980). Estamos então medindo os efeitos das mudanças nos níveis de mortalidade ocorridos durante a década sob a hipótese de que a população teria a estrutura do censo mais recente, a da população observada no Censo de 1980.

Formalizando, seja  $N_i(t,t)$  os filhos nascidos vivos de mães do instante  $t$  e do estrato  $i$ . Seja  $p_i(t)$  a probabilidade de sobrevivência associada a estes filhos. A taxa de sobrevivência para a população como um todo, no instante  $t$  é:

$$p(t,t,t) = \frac{\sum_i N_i(t,t) p_i(t)}{\sum_i N_i(t,t)} .$$

Definimos  $p(u,v,t)$  como a taxa de sobrevivência global que seria medido para uma população hipotética com estrutura de fecundidade como a do instante  $u$ , com nível de escolaridade distribuído como o da população no instante  $v$ , mas com a mortalidade experienciada pela população no instante  $t$  que pode ser calculada como:

$$p(u,v,t) = \frac{\sum_i N_i(u,v) p_i(t)}{\sum_i N_i(u,v)} ,$$

onde  $N_i(u,v)$  é definido como os filhos nascidos vivos de uma população hipotética de mães com estrutura de fecundidade como a do instante  $u$  e com nível de escolaridade como a da população do instante  $v$ , satisfazendo então:

$$\frac{N_i(u,v)}{N_j(u,v)} = \frac{N_i(u,u)}{N_j(u,u)}$$

para  $i, j$  estratos dentro do mesmo nível de escolaridade, e

$$\sum N_k(u,v) = \sum N_k(v,v) ,$$

onde a soma é sobre todos os  $k$  pertencentes a um dado nível de escolaridade  $E$ , e válida para todos os níveis. A distribuição marginal das mulheres por nível de educação é idêntica a do instante  $v$  e a distribuição condicional das mulheres dado um nível de educação é idêntica a do instante  $u$ .

A diferença então da taxa de sobrevivência do instante  $t$  e  $u$  pode ser decomposta como:

$$\begin{aligned}
 p(t,t,t) - p(u,u,u) &= [p(t,t,t) - p(t,u,t)] + \\
 &+ [p(t,u,t) - p(u,u,t)] + \\
 &+ [p(u,u,t) - p(u,u,u)] .
 \end{aligned}$$

onde a primeira parcela do lado direito da igualdade é uma medida da parte explicada somente pela mudança de escolaridade da população, a segunda como a parte explicada pela mudança na estrutura de fecundidade e a terceira como a explicada pela mudança nos riscos de sobrevivência propriamente dito. Considerando  $u=1970$  e  $t=1980$ , essa decomposição é equivalente, no Diagrama 1, a:  $AD = AB + BC + CD$

Para se poder efetuar a decomposição acima foi necessário obter medidas comparáveis. Os métodos convencionais de Brass (BRASS 1968, 1985) para determinação de  $q(x)$  e sua alocação no tempo foram efetuados, após o que, os valores de  $q(x)$  foram trasladados para os de  $q(5)$ , usando como geradora da família de tábuas de mortalidade a tabela modelo Brasil, nível 16 (IBGE, 1981). Escolhemos trasladar os valores de  $q(x)$  para  $q(5)$  por corresponder este último a uma idade intermediária entre as idades consideradas do período infante-juvenil e portanto refletindo menor influência da tabela padrão escolhida. Os  $q(5)$  equivalentes foram calculados por uma transformação logital com  $\beta$  igual a 1. Ou seja:

$$\text{logit } q(5) = \text{logit } q(x) + \text{logit } q(5)^s - \text{logit } q(x)^s ,$$

onde:  $q(x)^s$  é a probabilidade de morte até idade exata  $x$ , de uma tabela padrão, essa expressão é equivalente a:

$$q(5) = 1 - \frac{1}{1 + e^{2\delta} \frac{q(x)}{1-q(x)}}$$

onde:

$$\delta = \text{logit } q(5)^s - \text{logit } q(x)^s .$$

Como estamos trabalhando com subgrupos homogêneos para se calcular os  $q(5)$  equivalentes a um certo  $q(x)$  observado na popula-

ção, temos duas possibilidades. A primeira seria determinar inicialmente o  $q(5)$  equivalente de cada subgrupo e ponderá-lo pelo tamanho do subgrupo. Denominaremos este de  $q(5)^a$ . A segunda seria calcular o  $q(5)$  equivalente da mortalidade do todo (média ponderada da mortalidade em cada subgrupo). Denominaremos este de  $q(5)^b$ . A primeira forma,  $q(5)^a$ , nos daria a taxa esperada para a população em questão se pudéssemos aguardar até a idade exata 5 (ou equivalentemente se tivéssemos medido a mortalidade na idade exata 5), isto é, seria a medida que encontraríamos para a população num instante de tempo  $t$  que correspondesse a uma idade média de filhos  $x = 5$ . Para a segunda, não existe obrigatoriamente um instante  $t$ , que produzisse  $q(5)^b$  como medida de mortalidade. Tem, porém, a vantagem de independer da partição em subgrupos considerados, uma vez que expressão  $\sum_i N_i q(x,i) / \sum_i N_i [1-q(x,i)]$ , que é usado na fórmula, é medido na população.

As equações são:

$$q(5)^a = \frac{\sum_i N_i \left[ 1 - \frac{1}{1 + e^{2\delta} \frac{q(x,i)}{1-q(x,i)}} \right]}{\sum_i N_i}$$

$$q(5)^b = 1 - \frac{1}{1 + e^{2\delta} \frac{\sum_i N_i q(x,i)}{\sum_i N_i [1-q(x,i)]}}$$

onde  $N_i$  é o número de filhos nascidos vivos no subgrupo  $i$  e  $q(x,i)$  é a probabilidade de morte no subgrupo  $i$  de pessoas com idade exata  $x$  e  $\delta$  como já foi definido.

A diferença básica entre as duas fórmulas é que a primeira é uma média ponderada de valores de uma função e a segunda é uma função da média ponderada.

Quando  $\delta > 0$  (ou o que é equivalente  $x < 5$ ), a função em questão é convexa e  $q(5)^a$  é sempre menor do que  $q(5)^b$ . O inverso ocorre quando  $\delta < 0$ . Neste trabalho optamos por utilizar a segunda forma  $q(5)^b$ , para que os resultados globais fossem compatíveis com as medidas usuais, apesar de acreditar que a primeira forma espelharia melhor a medida de mortalidade do grupo.

Tipicamente para as estimativas utilizando informações das mães nos grupos etários acima de 30 a 34 anos ( $x > 5$ ) estaremos superestimando a mortalidade.

### 3. TENDENCIAS DEMOGRAFICAS E DE ESTRUTURA DA ESCOLARIDADE DAS MULHERES NO PERIODO REPRODUTIVO.

O objetivo desta seção é avaliar, através dos dados censitários de 1970 e 1980, a magnitude das transformações de níveis de fecundidade e mortalidade, assim como da composição da população feminina em idade reprodutiva que ocorreram nas quatro áreas de estudo. A magnitude destas transformações pode orientar a análise dos resultados apresentados nas seções posteriores.

Pode-se afirmar que nas quatro áreas, embora com ritmos diferentes, verificaram-se alterações tanto na composição por nível educacional das mulheres quanto nos níveis de mortalidade e de fecundidade.

A Tabela 2 apresenta a proporção de mulheres em cada grupo de nível de escolaridade, como definido na seção 2.2, nos anos de 1970 e 1980 por área. A distribuição em 1970 no NERU indicava que 72,94% das mulheres de 15 a 50 anos não tinham nenhuma escolaridade,

enquanto que em SPUR esta porcentagem era de 17,62%. A proporção de mulheres com pelo menos o primário completo era de 5,13% na primeira área, enquanto que em SPUR 60,36% se achavam nesta categoria. As outras duas áreas SPRU e NEUR apresentavam situações intermediárias, porém com alto percentual de analfabetas (41,75% e 35,11% de mulheres sem escolaridade, respectivamente). Em 1980 houve um aumento considerável de mulheres na categoria "pelo menos o primário completo" em todas as áreas. Pode-se dizer que os ganhos relativos foram bem menores em SPUR "vis a vis" as outras áreas, o que é esperado já que os níveis de escolaridade eram baixos nas outras áreas deixando margem a uma melhoria. As reduções na proporção de mulheres analfabetas se faz notar especialmente nas duas áreas de São Paulo. Note-se que, a distribuição de 1980, para SPRU é praticamente a inversa da de 1970, mostrando também um progressivo aumento no nível de escolaridade das mulheres nesta região. No NEUR as distribuições entre os dois anos se distinguem pela transferência na década dos dois níveis mais baixos de escolaridade para o mais alto. A única região onde ainda é altamente predominante a proporção de analfabetas é no NERU.

A Tabela 3 apresenta as estimativas de fecundidade para as áreas segundo os níveis de escolaridade da mulher. As estimativas foram obtidas através do ajuste relacional de Gompertz (BOOTH, 1979; BRASS, 1981; ZABA, 1981) aos dados censitários de 1970 e 1980. Segundo estas estimativas, NERU teria passado de uma taxa de fecundidade total (TFT) de 7,53 em 1970 a 7,11 em 1980, o que representa uma queda de apenas 6%. As demais áreas experienciaram uma queda de fecundidade na ordem de 20 a 25%. SPUR que apresentou as menores taxas, teria reduzido a sua fecundidade de uma TFT de 3,80, em 1970, para a de 3,06 em 1980. Entretanto o diferencial do número médio de filhos, em 1980, entre a mais alta categoria de escolaridade e a mais baixa foi de cerca de 2,2 filhos. SPRU que passou de uma TFT de 6,08 a 4,80, também apresentou diferencial semelhante à de SPUR entre as categorias extremas de escolaridade.

NEUR foi a área que apresentou maior queda relativa (6,46 filhos a 4,87 filhos o que representa uma queda de 24%). Foi também a área que maior diferencial apresentou (3,1 filhos). Este diferencial se acentua com relação a 1970, basicamente pela grande queda que se verifica na categoria mais alta de escolaridade. É interessante apontar para o fato de que, considerando a estrutura de fecundidade dentro de cada área, apenas em SPUR é que a queda relativa foi maior nas mulheres com menor nível de escolaridade. Nas demais áreas, a queda relativa foi maior no grupo de mulheres mais instruídas.

Os Gráficos 2a a 3b mostram a tendência das probabilidades de morte até a idade de 5 anos,  $q(5)$ , para as quatro áreas, para o período que compreende anos em torno de 1955 a aproximadamente 1975. Estas estimativas foram obtidas pelo método de BRASS (1968 e 1975) e alocadas no tempo segundo o mesmo autor (BRASS, 1985). Considerando-se o período todo, pode-se dizer que a redução da mortalidade foi generalizada em todas as áreas. Entre o início do período e o fim deste as reduções foram na ordem de 40 a 50%. Apesar de estarem em níveis bastantes altos, uma das características da mortalidade no Nordeste é que durante todo o período, a melhoria nos níveis de mortalidade se verificou de forma progressiva e contínua. As taxas são invariavelmente maiores nas áreas urbanas, com maiores diferenciais urbano-rural no grupo das mulheres "sem escolaridade". Mulheres deste grupo nas áreas urbanas apresentavam mortalidade dos filhos na ordem de 25 a 30% mais alta do que as das áreas rurais. Conquanto, o pequeno número de mulheres no grupo de escolaridade mais alta da área rural dificulte a comparação, há indicação de que neste grupo o diferencial urbano-rural estaria se minimizando. Outra característica é de que não há evidência de que um grupo teria se beneficiado mais do que outro, neste período, nos ganhos da mortalidade. Tal fato não significa que não existam diferenciais, dentro de uma mesma área, entre os diferentes grupos. Na área urbana, as taxas de mulheres com menor

nível de escolaridade em determinados períodos chegam a ser 80 a 90% mais altas do que as de maior nível de escolaridade.

A característica da tendência de mortalidade no estado de São Paulo, tanto na área rural quanto na urbana é de que o grande percentual da queda teria se verificado até 1966. A partir desta data parece que há uma desaceleração no ritmo da queda, havendo até indicações de aumento das taxas da mortalidade até 1976. Esta desaceleração se verifica para todos os grupos de escolaridade. Dadas a peculiaridades das taxas obtidas pelos métodos indiretos de não poderem captar tendências reversas a curto prazo (SAWYER et alii, 1987; SAWYER & FERNANDEZ, 1987) a configuração que os nossos dados apresentam podem estar se referindo ao aumento da mortalidade infantil, no período 1966 a 1976, notado por vários autores após a análise dos dados de estatísticas vitais (LESER & BARBOSA, 1975; WOOD 1977; SAWYER 1980; WOOD & CARVALHO, 1988). Na época, os autores levantaram várias hipóteses sobre os condicionantes deste aumento. As mais correntes eram sobre o afluxo de grandes contingentes migrantes que se instalavam nas áreas urbanas de São Paulo em situações bastantes adversas, outra hipótese foi a da deterioração do padrão de vida da classe trabalhadora, resultante das políticas econômicas vigentes na época. O que os nossos dados apontam ou acrescentam são indicações de que este aumento teria sido mais generalizado entre diferentes grupos sociais e condições de domicílio, do que se pensava.

A desaceleração ou reversão da tendência decrescente da mortalidade em São Paulo teria diminuído o diferencial regional entre este estado e o Nordeste. Entretanto, a diferença ainda é muito acentuada. Pode-se, praticamente, à exceção da escolaridade mais alta, generalizar de que as taxas mais recentes de mortalidade em todos os grupos no Nordeste equivalem às taxas vigentes há vinte anos atrás, nos grupos correspondentes, em São Paulo.

O conjunto das transformações pelas quais passaram as populações em estudo necessita ser analisado de forma a captar os efeitos das interações, para se poder compreender com maior detalhes os componentes das tendências de mortalidade nas quatro áreas.

#### 4. RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados da análise multivariada da taxa de sobrevivência via ajuste logístico e da decomposição da taxa de mortalidade pelos efeitos das mudanças nas estruturas da escolaridade e da fecundidade.

##### 4.1 Ajuste da taxa de sobrevivência a idade exata x

Como descrito na seção 2.4, utilizamos um modelo linear generalizado, mais particularmente um modelo logístico, i.é., o logito da taxa de sobrevivência foi ajustado como uma combinação linear das variáveis independentes. Este ajuste foi feito a princípio para cada combinação de grupo etário feminino, condição de domicílio e região. Os resultados indicaram que dentro de cada condição de domicílio e região, os ajustes para os diferentes grupos etários, excluindo os dois primeiros (15-19 e 20-24 anos), chegavam ao mesmo modelo (considerando-se somente os coeficientes estatisticamente significativos), além de fornecerem estimativas semelhantes destes coeficientes. Somente a medida de nível (média), como era de se esperar, apresentou valores distintos, já que correspondia a diferentes idades médias de exposição ao risco (inclusive como visto na seção 2.2, confundido com a variação temporal). Ignoramos os dois primeiros grupos etários, não só por não serem consistentes com os outros, mas por serem sabidamente atípicos e superestimarem os níveis de mortalidade. Consideramos

um modelo para cada condição de domicílio e região, sendo o grupo etário utilizado na regressão como uma variável classificatória.

Os modelos finais utilizados incorporaram as seguintes variáveis:

ANO(.) - ano censitário (2 níveis)  
ESC(.) - nível de escolaridade da mãe (3 níveis)  
PART - nível de parturição da mãe (quantitativo - 24 valores) componentes linear e quadrática  
IDAD(.) - grupo etário da mãe (5 níveis),

e as interações de segunda ordem:

ANO(.) e ESC(.); ESC(.) e PART; ESC(.) e IDAD(.);  
PART E IDAD(.).

Além destes fatores para a área SPUR incluiu-se a interação

ANO(.) e IDAD(.),

e nas demais áreas (NERU, NEUR e SPRU)

PART(quadrática) e IDAD(.); ANO(.) e PART(linear).

Na Tabela 4 que apresenta as chances relativas ("odds ratio") de sobrevivência para os efeitos principais ajustadas pelo modelo logístico, podemos observar que no período 1970/80 houve um crescimento na taxa de sobrevivência em todas as regiões, sendo que o mais notável ocorreu na área SPRU, onde os dados de 1980 revelam uma chance relativa de sobrevivência 57% maior do que a obtida pelos de 1970, ou seja chance relativa de 1,57. A menor ocorreu na SPUR onde a chance relativa foi de 1,12. Consistentemente estas diferenças foram maiores na zona rural.

Como esperado um maior nível de instrução correspondeu a uma mortalidade menor. Na zona urbana o diferencial, medido pelas chances relativas, entre as mulheres com pelo menos o primário completo em relação àquelas com o primário incompleto foi, porém, bem maior (em média 72%) do que o diferencial entre estas últimas e as analfabetas (em média 25% maior). Na zona rural o diferencial

correspondente aos dois maiores níveis de instrução foi bem pequeno (em média 12%), indicando que o "treshhold" de educação na zona rural foi menor do que na zona urbana e que nossos grupamentos parecem razoáveis. No geral a educação como variável explicativa da mortalidade, considerando as chances relativas, teve um peso maior na zona urbana do que na zona rural. Supondo que as mulheres com pelo menos o primário completo (nível mais alto de educação considerado) dentro de cada área possuem o maior nível de informação pertinentes a mortalidade, os ganhos possíveis via um programa educacional/informativo teria maior efeito na zona urbana.

Parturições mais altas elevaram o risco de mortalidade, confirmando os resultados encontrados na literatura, sendo que na zona urbana este acréscimo foi maior. A chance relativa de sobrevivência nas zonas urbanas, para mulheres com parturição 3 em relação as de 1, foi em média 9% maior do que nas zonas rurais. Como as mulheres de nível sócio-econômico mais baixo foram as que tiveram maior parturição, sendo a TFT mais diferenciada na zona urbana, o estimador do coeficiente de regressão relativo a esta variável foi mais fortemente influenciado por este grupo.

A Tabela 5 apresenta os coeficientes para os efeitos principais e interações do ajuste logístico das taxas de sobrevivência segundo as áreas consideradas. A análise que se efetua a seguir é baseada no logito das taxas. Os coeficientes da componente linear da parturição foram sempre negativos, sendo sempre maiores em magnitude nas áreas urbanas do que nas rurais, indicando que a diminuição nas chances de sobrevivência devido ao maior número de irmãos é menor na zona rural. Quando significativos, os coeficientes da componente quadrática da parturição foram sempre positivos, e de tal magnitude a trabalharmos sempre no ramo descendente da parábola, implicando então serem os diferenciais de mortalidade entre os níveis contíguos, medido pela chance relativa,

ainda que sempre maiores que a unidade, decrescentes com a parturição (cf. Tabela 4).

Como podemos observar na Tabela 5, salvo em SPRU, os coeficientes relativos aos grupos etários das mães, como era de se esperar, decresceram com a ordem do grupo. A forma da regressão é tal que, como os efeitos são calculados em relação ao primeiro grupo, este último tem efeito zero. Os coeficientes positivos relativos aos grupos de idade (IDAD(.)) não foram estatisticamente significativos e foram incorporados devido a existência de interações. O sinal positivo no grupo de 25 a 29 anos em SPUR pode indicar uma quebra do pressuposto de fecundidade constante ou maior risco de mortalidade dos filhos, à semelhança do que ocorre nos dois primeiros grupos (15 a 19, 20 a 14). A diferença entre os coeficientes entre os grupos também é crescente, implicando que os grupos mais jovens tem uma experiência mais uniforme de mortalidade. Cumpre notar que, no entanto, cada um destes grupos corresponde a uma idade média de exposição ao risco diferente para os filhos e também a um período de referência distinto.

Para uma dada parturição, os intervalos intergenésicos médios crescem tipicamente com o grupo etário da mãe. Como sabemos que intervalos maiores correspondem a menor risco de mortalidade, é consistente que as interações (PART IDAD(.)) dos grupos etários e a componente linear da parturição (o termo dominante da equação nos níveis de parturição considerados, parturição < 24) tenham sido na sua quase totalidade (1 exceção) positivos.

"Em linha gerais" a interação de nível de instrução e da componente linear da parturição (ESC(.)PART) foi também negativa e de magnitude menor que os efeitos principais, indicando que há uma saturação, para altos níveis de escolaridade não há ganhos cumulativos em diminuindo o número de filhos.

A interação entre instrução e ano (ANO(.)ESC(.)) foi também em praticamente todas as combinações (1 exceção) negativa, indicando que ganhos relativos maiores nos níveis de sobrevivência no período 70/80, na escala logital, foram alcançados em níveis mais baixos de instrução. Uma vez que os níveis de sobrevivência eram menores, havia mais possibilidade de ganhos relativos.

Para as áreas NEUR, SPRU e SPUR, as interações entre instrução e grupo etário (ESC(.)IDAD(.)) foram todas positivas, com magnitude menor do que a do efeito principal (IDA(.)), indicando que entre os grupos etários, foram para as mulheres com maior nível de instrução, que ocorreram os maiores diferenciais, ou equivalentemente entre os níveis de instrução, foram para os grupos etários mais jovens, que ocorreram os maiores diferenciais. Isto só não aconteceu para a área NERU, onde praticamente todas as interações foram negativas, exceto para o último grupo, indicando o oposto.

Na área SPUR, a única onde as interações de ano e grupo etário da mãe (ANO(.)IDAD(.)) foram significativamente diferentes de zero, os estimadores das mesmas foram sempre positivos, porém no grupo 30-35 anos, de magnitude maior do que o efeito principal desse grupo. Para 25-30 anos o efeito principal do grupo é positivo, o que combinado com a informação anterior mostra que em SPUR o ganho foi menor nos grupos mais novos (correspondendo a um tempo mais recente), sendo então consistente com a constatação da seção 3. Estas interações são nulas para as outras áreas, mostra que na escala logital os ganhos nas sobrevivências em NERU, NEUR e SPUR foram os mesmos para todos os grupos de idade considerados.

Para uma análise dos resíduos utilizaram-se os histogramas dos desvios padronizados, apresentados nos Gráficos 4A a 4D e os diagrama de dispersão como função dos logaritmos dos valores ajustados da proporção de filhos sobreviventes para cada classe de parturição, instrução e grupo etário (Gráficos 5A a 5D). Como se

pode observar, os histogramas apresentaram o comportamento esperado: são simétricos em torno de zero e sem valores atípicos. Os diagramas de dispersão não mostram nenhum padrão definido, reforçando a idéia de boa aderência dos dados ao modelo.

Como a distribuição de probabilidades associada à variável dependente é binomial, não se utiliza como critério de ajuste a média dos quadrados de desvios. No entanto, podemos sempre comparar esta estatística com a variância amostral da variável dependente. No nosso caso os valores foram bem satisfatórios, para as áreas consideradas, a razão entre a média dos quadrados dos desvios e a variância amostral nunca ultrapassou o 0,15%.

#### 4.2 Padronização e $q(5)$ equivalente

A padronização das taxas de sobrevivência foi feita utilizando-se a fórmula de  $q(x)$  como descrita na seção 2.5, equação de  $q(5)^b$ . Os valores encontrados por grupo etário da mãe e nível de instrução estão listados na Tabela 6. A primeira coluna de dados, iniciada por 777 corresponde às condições de fecundidade, mortalidade e educação caracterizadas no Censo de 1970. A coluna iniciada por 778 corresponde a mudar somente a estrutura da educação para os níveis encontrados no Censo de 1980. As colunas iniciadas por 878 correspondem às condições de fecundidade e educação de 1980 e a experiência de mortalidade medida a partir dos dados de 1970. As colunas 888 correspondem às condições do censo de 1980.

Utilizamos como valor de  $q(x,i)$  na equação, o valor predito pelo modelo logístico e não o estimado diretamente da amostra populacional. Note que os valores calculados desta forma (denotados na Tabela por S777, S778, S878 e S888) foram mais estáveis e sujeitos a menos flutuações) do que os calculados utilizando os estimadores diretos da amostra (compare na Tabela 6 os valores

correspondentes, denotados por V777, V778, V878 e V888). Como se pode observar, porém, os valores ajustados e estimados são bem próximos.

O cálculo do período de referência a que se refere a medida de mortalidade obtida para um dado grupo etário da mãe, assim como o multiplicador para o ajuste a uma idade exata e o  $q(5)$  equivalente, foi feito utilizando-se um programa em LOTUS 1-2-3<sup>d</sup>. As entradas do programa foram os filhos nascidos vivos no último ano e filhos tidos por grupo etário da mãe e por área. Os valores obtidos para o período de referência e o  $q(5)$  equivalente para os estimadores dos níveis de mortalidade por grupo etário e área encontram-se na Tabela 7.

#### 4.3 Decomposição do diferencial de mortalidade em fatores

Para obter os valores de  $q(5)$  para os anos exatos de 1960, 1965, 1970 e 1975, para as combinações de estrutura de fecundidade, educação e mortalidade necessárias para a nossa análise, interpolamos linearmente os resultados da Tabela 7. Voltamos a lembrar, como já visto na seção 2.5, que a decomposição que vamos fazer pressupõe uma hierarquia traduzida pela estrutura de aninhamento dos fatores de nossa partição. A Tabela 8 apresenta os valores de  $q(5)$  interpolados, assim como as parcelas devida a cada um dos fatores na decomposição da medida global de mortalidade, em dois períodos de dez anos: 1960/1970 e 1965/1975.

Em valores absolutos a maior queda, num período de 10 anos, foi verificada no NEUR que foi de 0,2172 a 0,1685 de 1965 a 1975. A menor foi em SPUR que no mesmo período foi de 0,1160 a 0,0895.

O efeito da mudança nos níveis educacionais foi uma parcela crescente quando comparamos os períodos 60/70 e 65/75, porém pequena na área NERU. Isto é consistente com o fato (ver seção 3)

que esta região quase não apresentou mudanças na estrutura educacional entre os Censos considerados. O valor destoante e grande desta parcela em SPUR, no período 65/75 (47,61%) parece ser devido ao fato que a parcela correspondente a uma efetiva variação no padrão de mortalidade controlado por educação e fecundidade apresentou sinal negativo.

A mudança no padrão de fecundidade corrigido pelos níveis de educação respondeu, no Nordeste, por 45 a 50% da variação da mortalidade observada nos dois períodos. Na área rural de São Paulo, as parcelas correspondentes, nos dois períodos, foram da ordem de 31% e 35%, respectivamente, enquanto que na área urbana, a mudança na fecundidade teria contribuído com 27%, entre 1960 e 65, e por 56% entre 1965 e 75. A contribuição da mudança do padrão da fecundidade, no segundo período se comparada com a do primeiro, parece ser bastante alta em São Paulo urbano. Ou a estrutura de nascimentos segundo os diferentes grupos teria se alterado de forma acentuada ou, o que é mais plausível, a mesma explicação oferecida para a parcela de contribuição da educação na variação da mortalidade se aplicaria para a da fecundidade.

Com exceção de NERU, as áreas apresentam, no segundo período, menores ganhos devido à variação no risco de mortalidade (considerados os efeitos da educação e da mortalidade), do que no primeiro. A queda da contribuição desse risco se faz notar em São Paulo. Na área rural, entre 1960 a 1970 o efeito da redução do risco, na variação global da mortalidade na infância, teria sido de 51%. No período 65/70 este efeito cai para 37%. Na área urbana o efeito do risco era, no primeiro período de 48%, enquanto que no segundo ela passa a -4%. Esta última cifra é indicação de que entre 1965 e 1975 o risco de morrer teria aumentado. Esta desaceleração e mesmo o aumento que se verificou no último período foi aventada na seção 3 (pag.21) ao analisar a tendência de mortalidade no período de 1955 a 1975.

Apresentaremos a seguir à guisa de considerações finais, alguns destaques das análises precedentes e tecer algumas considerações a respeito de aspectos metodológicos e das implicações que estes resultados têm para formulações de políticas sociais.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Para as quatro áreas estudadas, entre datas próximas a 1955 e 1975, houve uma redução da ordem de 40 a 50% nas probabilidades de morte até a idade de 5 anos, estimadas pelo método indireto de filhos sobreviventes. A área que maior queda apresentou foi São Paulo Urbano que passa, neste período, de uma taxa de 163,3 por mil à de 90,3. A área rural do estado experimenta queda semelhante passando de 163,3 a 91,8. Na Região Nordeste, as reduções foram da ordem de 40%. Nas áreas rurais a taxa cai de 253,4 para 155,8, enquanto que nas áreas urbanas as taxas são, respectivamente de 275,3 e 168,2 para o início e fim do período considerado. O ritmo da queda, entretanto, apresenta diferenças. No Nordeste, essa queda teria se acentuado a partir de meados da década dos 60, enquanto que em São Paulo, o maior ritmo teria se verificado nos primeiros dez anos do período, havendo indicações de uma desaceleração deste, ou mesmo uma reversão da tendência à queda, na última década.

A análise dos modelos logísticos ajustados, especialmente dos coeficientes das interações, foi bastante elucidativa para se entender os diferenciais dos subgrupos constituídos. Apontamos alguns resultados mais importantes:

- a) A escolaridade da mãe como variável explicativa da mortalidade na infância tem mais peso na zona urbana do que na rural.
- b) Maior parturição da mulher diminui a chance de sobrevivência dos filhos, entretanto, este efeito tem menor impacto nas áreas rurais.

c) Ganhos relativos na sobrevivência dos filhos entre 1970 e 80 foram alcançados com mais intensidade nos grupos de mães com níveis de escolaridade mais baixos.

d) Entre os níveis de escolaridade da mulher, foram nos grupos mais jovens onde ocorreram os maiores diferenciais de mortalidade, à exceção da área rural do Nordeste.

e) Para maiores níveis de escolaridade da mãe quase não há ganhos cumulativos na sobrevivência dos filhos através de menor parturição alcançada pelas mulheres.

A diversidade de respostas nos diferenciais de mortalidade segundo área de residência, nível de parturição e escolaridade é bastante ampla. Entretanto, os dados indicam que no decorrer do período analisado houve respostas mais positivas na sobrevivência dos filhos para aqueles grupos socialmente menos favoráveis, com menor parturição e residentes nas áreas urbanas.

Os resultados dos efeitos das diferenças individuais é complementada pela parte final da análise que estuda o efeito das mudanças da estruturas, por escolaridade e parturição alcançada, das mulheres em idade reprodutiva.

A alteração na composição das mulheres em idade reprodutiva, no sentido de se aumentar o nível de escolaridade e de se ter menor proporção de mulheres com parturições muito altas teve um impacto significativo na variação da probabilidade de morrer até os 5 anos de idade, no período de 1965 a 75. Na área rural do Nordeste o efeito conjunto das mudanças explicou 50,1% da variação da probabilidade de morrer, enquanto que na área urbana a participação na variação foi de 67,7%. Na área rural de São Paulo esta cifra foi de 62,7%. Para as três áreas, o efeito da mudança da estrutura por esses dois fatores é maior neste período do que no anterior

(1960/70). Uma interpretação consequencial é de que para os períodos mais recentes, apesar da queda que se verifica nas taxas de mortalidade, não se verifica uma queda real no risco de morrer. Caso especial foi o da área urbana de São Paulo no período 1965/75 que, após a decomposição, confirma resultados de outros estudos efetuados com dados de estatísticas vitais, que indicaram que neste período houve um aumento no risco de mortalidade na infância. Neste caso o efeito da mudança da composição foi o único responsável por eventual diminuição dos riscos globais de mortalidade.

Algumas considerações de natureza metodológica devem ser tecidas. A metodologia por nós adotada, seguiu uma das várias trajetórias de decomposição possíveis apresentadas no Diagrama 1. A opção está de acordo com um marco referencial de que o nível de mortalidade é uma consequência, entre outros fatores, de mudanças que ocorrem na estrutura de fecundidade que por sua vez decorrem de mudanças na estrutura dos níveis educacionais das mulheres em idade reprodutiva. Tivéssemos seguido uma outra trajetória, por exemplo, alterar a ordem dos fatores antecedentes: considerar inicialmente a mudança na fecundidade e depois a da escolaridade, os resultados das taxas padronizadas poderiam diferir desses por nós apresentados e os efeitos isolados desses fatores antecedentes poderiam ser diferentes daqueles que encontramos. Entretanto, o efeito combinado de educação e fecundidade seria idêntico, assim como o da mortalidade uma vez que esse seria o último a ser considerado, o que parece ser a ordenação natural dentro do marco por nós adotado.

Os efeitos dos fatores presentes, educação e fecundidade, refletem, por um lado, a intensidade com que se processaram as mudanças da composição da população feminina na idade fértil. Por outro lado refletem o efeito intrínscico do fator (exemplificado na Tabela 4). No nosso caso esta mudança se fez através de maior proporção de mulheres em categorias mais favoráveis à sobrevivência

dos filhos, evidenciado pela diminuição dos níveis globais de mortalidade. Um baixa participação de um fator na decomposição pode estar simplesmente refletindo ausência de mudanças e não necessariamente de que este fator não tenha participação relevante.

O que chamamos de efeito da mortalidade, na realidade é o resíduo na variação da probabilidade de morte, após considerados os efeitos da educação e fecundidade. Ele traz consigo o efeito das interações dos fatores presentes e efeitos principais e interações de fatores ausentes. Fatores relevantes como o saneamento ou acesso a serviços médicos estão implicitamente incluídos no efeito residual a qual denominamos de efeito mortalidade. As conclusões relativas a esse resíduo devem ser relativizadas e interpretadas dentro de um referencial explicativo mais amplo.

Este trabalho mais de caráter metodológico, não pretendeu montar um quadro explicativo completo dos diferenciais e determinantes da mortalidade na infância. Estamos conscientes de que os fatores escolhidos para este estudo longe estão de um quadro referencial completo para a explicação de variação nos níveis de mortalidade na infância. Entretanto, o nível de escolaridade é uma variável resumo consistente das condições sócio-econômicas da população e a estrutura da população segundo nível de parturição é uma medida resumo consistente dos determinantes mais próximos da mortalidade. Algumas simulações podem ser efetuadas com os nossos resultados. Vejamos um exemplo. O Nordeste Urbano apresentou em 1980, estrutura por educação mais favorável do que a área rural de São Paulo e as duas áreas tinham níveis de fecundidade semelhantes. Entretanto, em 1975, a probabilidade de morrer até os 5 anos de idade era no Nordeste Urbano 47% mais alta do que em São Paulo Rural. Em se mantendo inalteradas as estruturas por educação e fecundidade o efeito do conjunto de ações outras que permitiriam que a taxa atingisse o nível de São Paulo teriam que ser praticamente dobradas. Outro exercício que poderia ser efetuado seria a

avaliação de quanto seria a taxa de mortalidade no Nordeste Urbano se esta área apresentasse a mesma estrutura por escolaridade e fecundidade de São Paulo Urbano, mantida constante a participação dos outros efeitos.

A aplicação desta metodologia, no sentido de se procurar um balanço entre a participação de alterações verificadas, numa população, da estrutura de fatores relevantes na variação da mortalidade e os níveis desajáveis de mortalidade podem orientar uma visão holística de avaliação e implementação de políticas sociais.

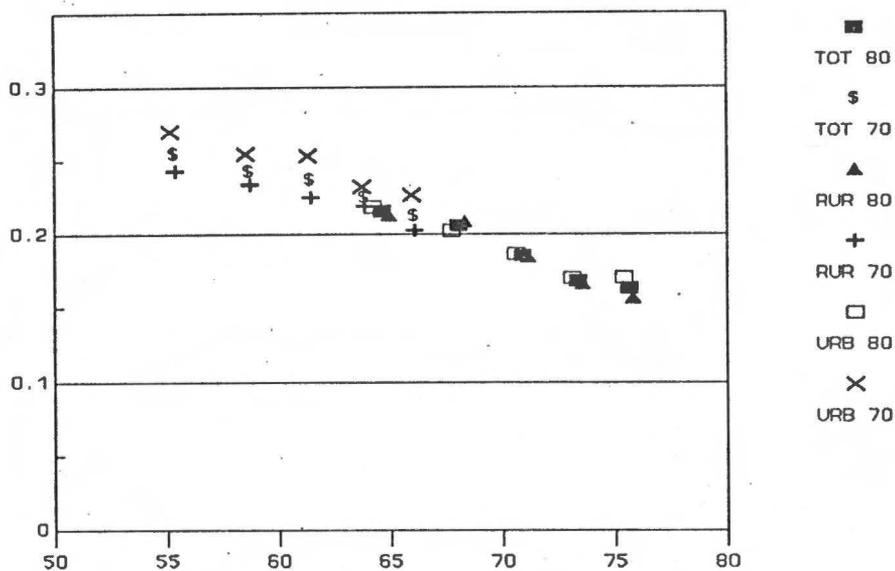
#### NOTAS

- a. Vários são os trabalhos que tratam da queda de fecundidade e mortalidade no Brasil. Veja como exemplos: LEITE, 1981; NAS, 1983; WONG R., 1983a,b; MERRICK & BERQUO, 1984; CARVALHO & PINHEIRO, 1986; PAIVA et alii., 1986; OLIVEIRA PINTO & SIMÕES 1988.
- b. Um enfoque semelhante foi utilizado para os dados agregados do Brasil por MCCRACKEN (1989).
- c. Veja-se por exemplo BENJAMIN, 1975; CALDWELL, 1979; CALDWELL & CALDWELL, 1975; COCHRANE, 1980; FERNANDES, 1984; FRENZEN & HOGAN, 1982; LINDENBAUM, 1985; LEVINE, 1987; HOBcraft, 1985.
- d. O programa utilizado foi escrito e cedido por Francisco Martin Castilla a quem agradecemos.

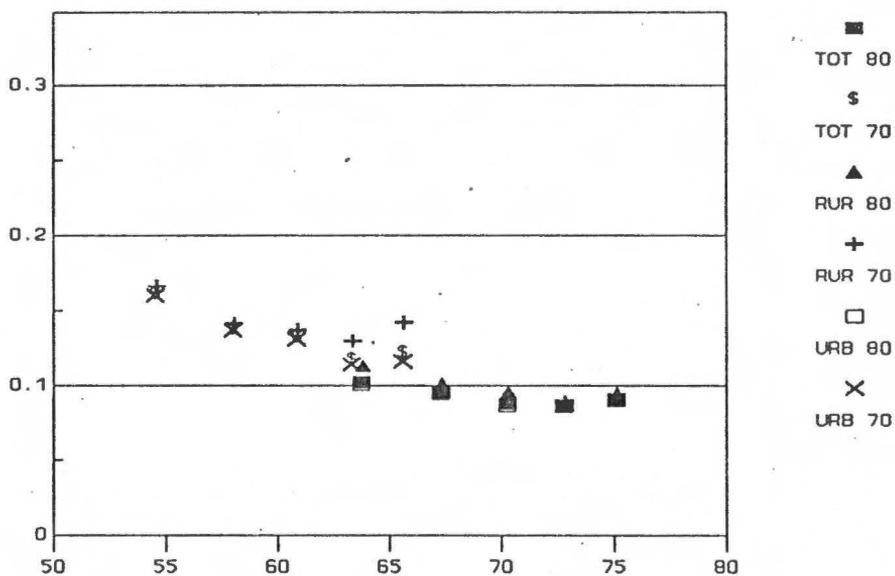
#### AGRADECIMENTOS

A versão final deste trabalho beneficiou-se com os comentários levantados em seminários realizados com colegas do Núcleo de Estudos de População (NEPO) da UNICAMP, da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (ENCE) do IBGE e do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) da UFMG. Reinaldo Gregori nos auxiliou na tabulação dos dados censitários de 1970 e 1980. A todos eles os nossos agradecimentos pela oportunidade de convívio enriquecedor e pelas sugestões oportunas.

Grafico 1: Valores de  $q(5)$  alocados no tempo segundo ano censitário da base dos dados - NORDESTE e SAO PAULO

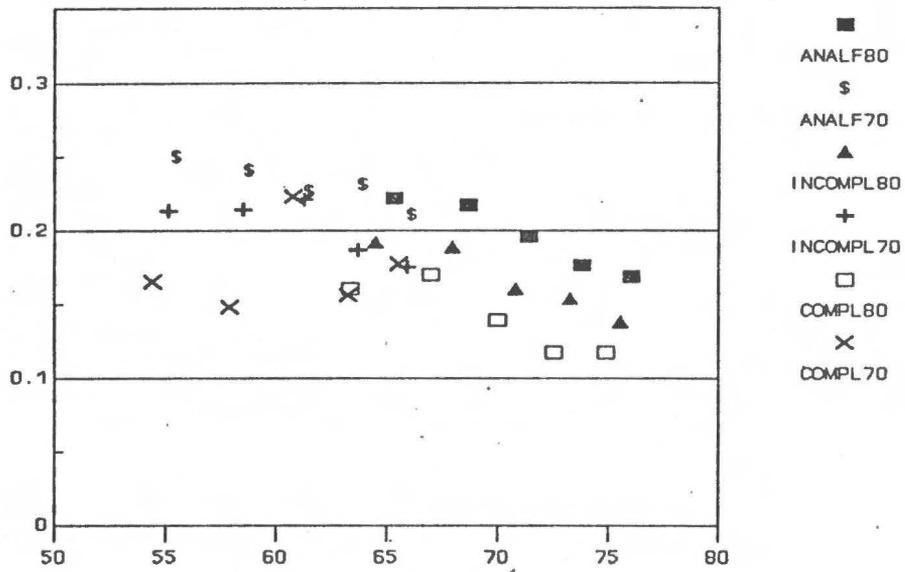


1A NORDESTE

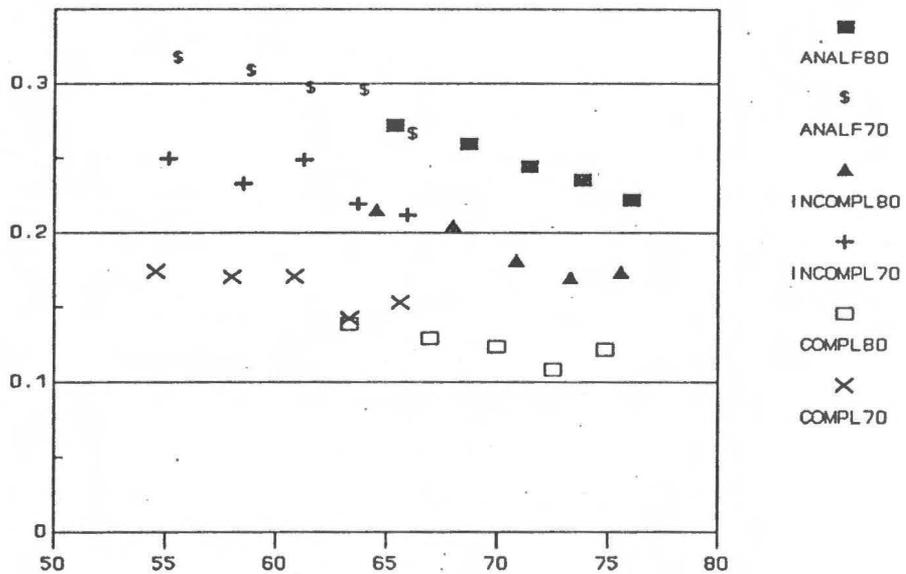


1B SAO PAULO

Gráfico 2: Valores de  $q(5)$  alocados no tempo segundo nível de escolaridade, situação de domicílio e ano censitário da base dos dados - NORDESTE

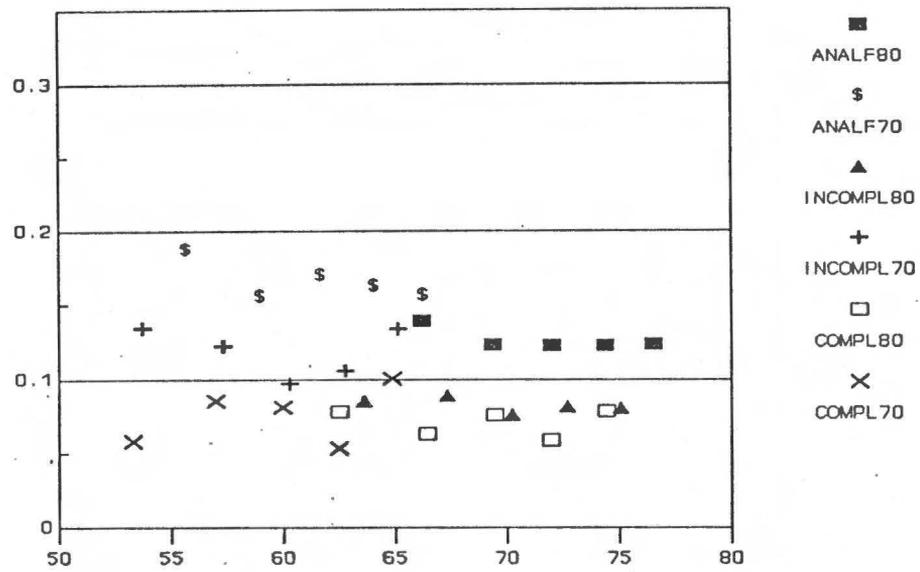


2A NORDESTE RURAL

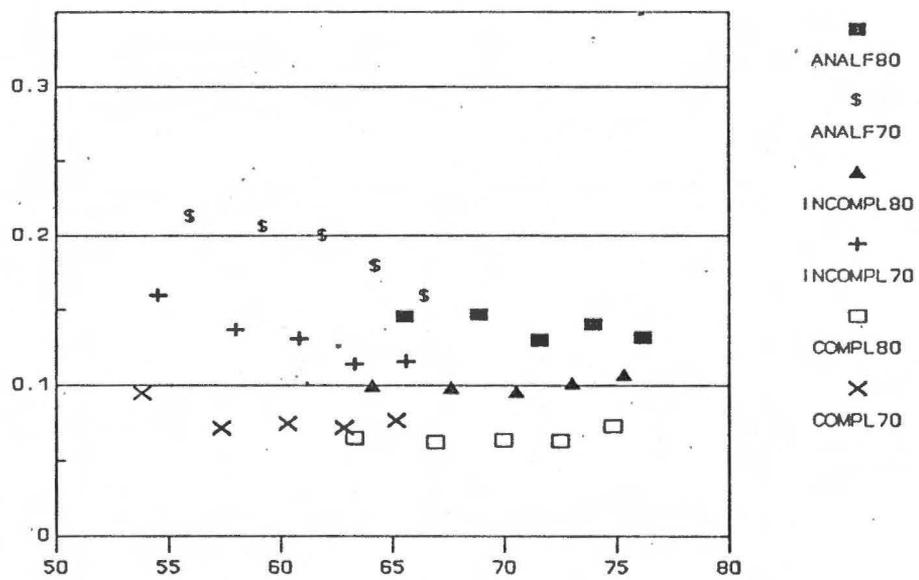


2B NORDESTE URBANO

Gráfico 3: Valores de  $q(5)$  alocados no tempo segundo nível de escolaridade, situação de domicílio e ano censitário da base dos dados - SAO PAULO

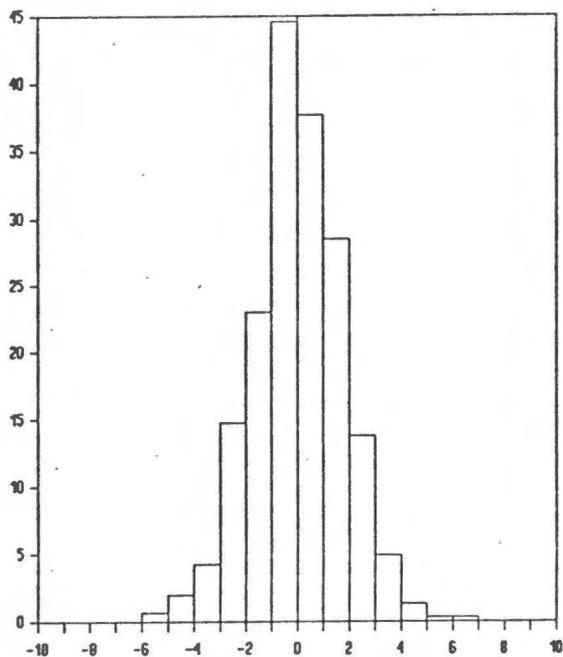


3A SAO PAULO RURAL

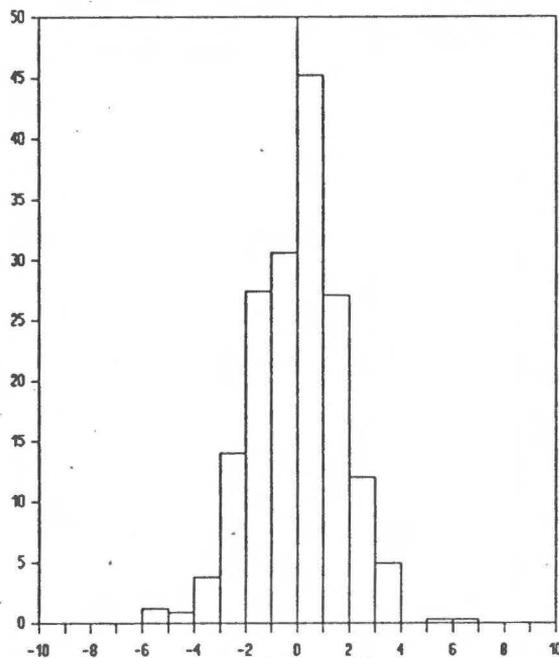


3B SAO PAULO URBANO

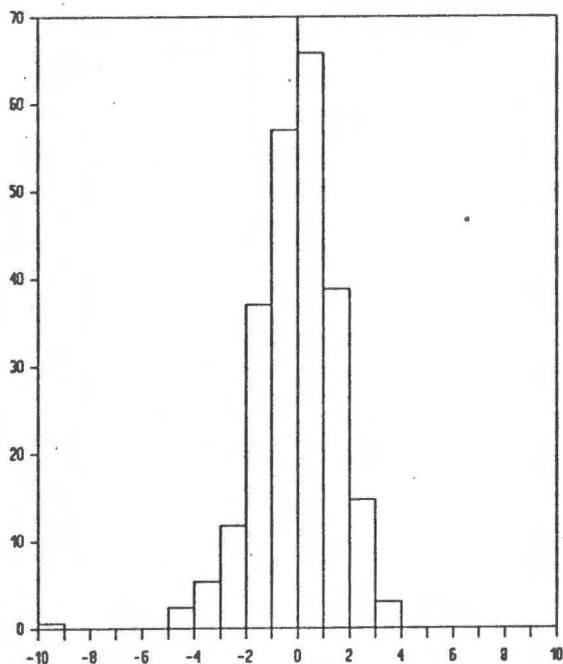
Gráfico 4: Distribuição dos resíduos padronizados segundo área.



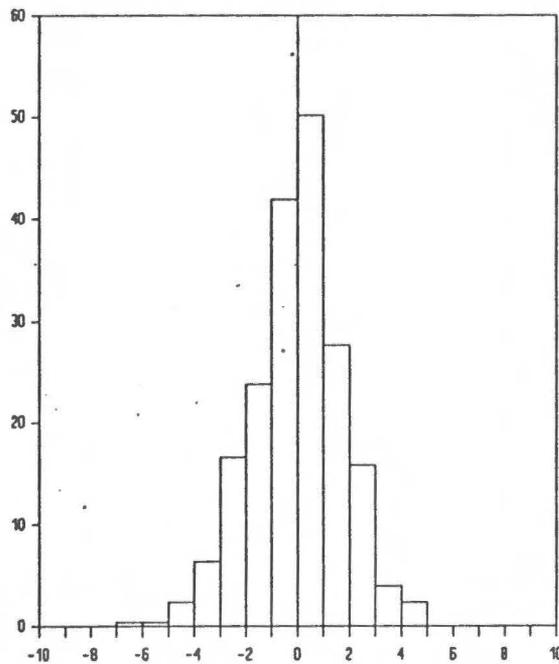
4A: NORDESTE RURAL



4B: NORDESTE URBANO

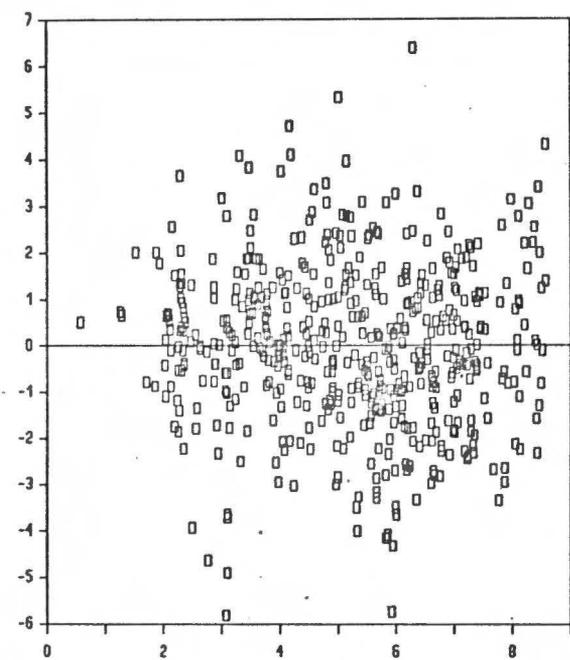


4C: SAO PAULO RURAL

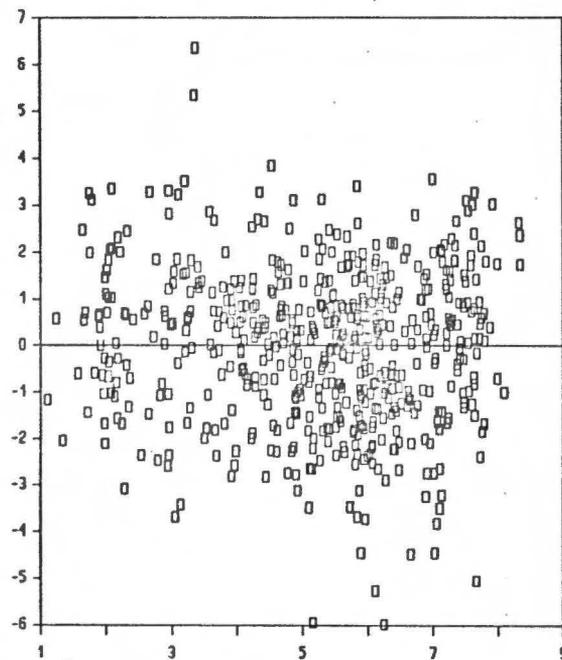


4D: SAO PAULO URBANO

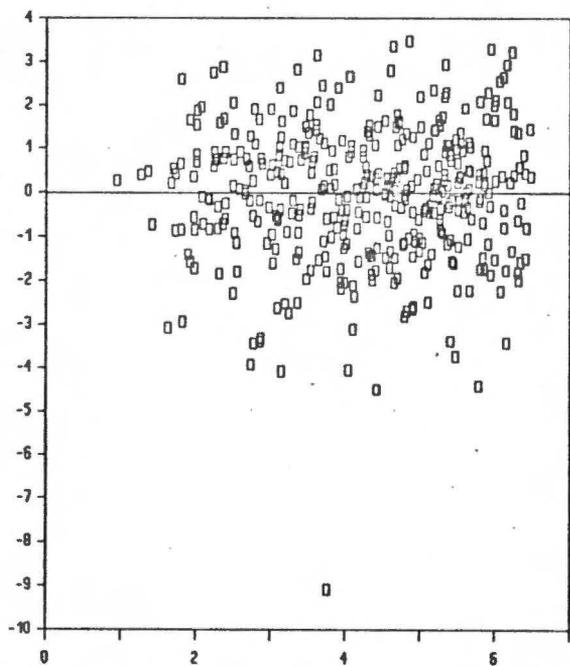
Gráfico 5: Resíduos padronizados segundo o logaritmo do valor ajustado de probabilidade de sobrevivência.



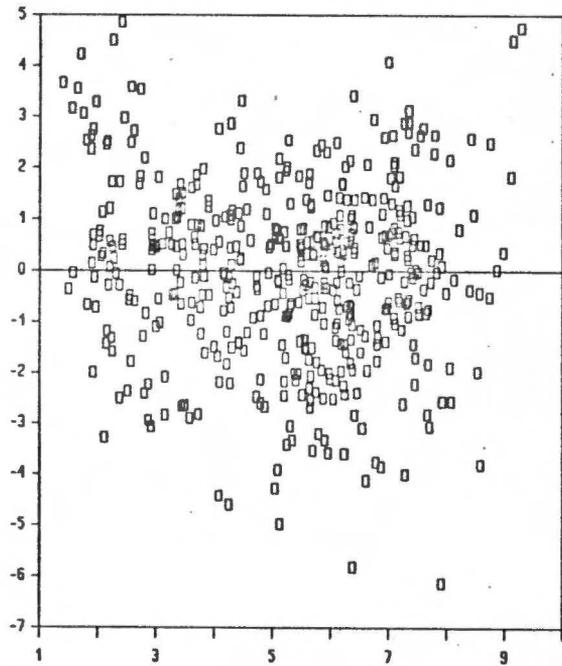
5A: NORDESTE RURAL



5B: NORDESTE URBANO



5C: SAO PAULO RURAL



5D: SAO PAULO URBANO

Tabela 1: Média e desvio padrão dos pesos para as áreas consideradas

	NORDESTE				SAO PAULO			
	Rural		Urbano		Rural		Urbano	
	1970	1980	1970	1980	1970	1980	1970	1980
Média	96.54	33.62	102.30	33.85	99.26	29.62	101.58	33.83
Desvio Padrão	9.79	14.65	8.05	13.62	16.08	13.63	6.43	14.33

Tabela 2: Distribuição percentual das mulheres em idade reprodutiva segundo categorias de escolaridade por áreas. 1970 e 1980

ESCOLARIDADE	NORDESTE				SAO PAULO			
	Rural		Urbano		Rural		Urbano	
	1970	1980	1970	1980	1970	1980	1970	1980
Analfabeta	72.94	62.27	35.11	25.14	41.75	26.52	17.62	10.91
Primário Incomp.	21.93	21.10	5.13	16.63	36.77	32.48	22.02	17.85
Primário Comp. +	5.13	16.63	39.76	57.27	21.48	41.00	60.35	71.24
% sobre Total	54.45	16.63	39.76	57.27	16.73	9.62	83.23	90.38

Tabela 3: Taxas de fecundidade total segundo categorias de escolaridade das mulheres e áreas. 1970 e 1980.

ESCOLARIDADE	NORDESTE				SAO PAULO			
	Rural		Urbano		Rural		Urbano	
	1970	1980	1970	1980	1970	1980	1970	1980
Analfabeta	7.78	7.48	7.24	6.47	6.78	5.83	5.70	4.55
Primário Incomp.	7.58	7.30	7.05	6.04	5.58	4.59	4.28	4.01
Primário Comp. +	6.63	5.35	4.79	3.61	4.44	3.71	2.82	2.38
Total	7.53	7.11	6.46	4.89	6.08	4.80	3.80	3.06

Tabela 4: Chances relativas ("odds ratios") de sobrevivência para efeitos principais ajustadas segundo modelo logístico

	NORDESTE		SAO PAULO	
	Rural	Urbano	Rural	Urbano
ANO(80)/ANO(70)	1.34	1.32	1.57	1.12
ESC(2)/ESC(1)	1.16	1.27	1.60	1.23
ESC(3)/ESC(2)	1.15	1.76	1.09	1.68
PART(1)/PART(3)	1.44	1.53	1.39	1.55
PART(1)/PART(5)	2.05	2.23	2.04	2.39

Tabela 5: Coeficientes do ajuste logístico das chances relativas de sobrevivência, segundo áreas

FATORES	NORDESTE		SAO PAULO	
	Rural	Urbano	Rural	Urbano
CONST	2.4520	2.2060	2.5690	2.7960
ANO(2)	0.2958	0.2759	0.4513	0.1104
ESC(2)	0.1462	0.2391	0.4669	0.2102
ESC(3)	0.2823	0.8082	0.5523	0.7293
PART	-0.1867	-0.2343	-0.1429	-0.2228
PART2	0.0013	0.0056	-0.0058	0.0009
IDAD(2)	-0.0645	-0.1884	-0.0428	0.1633
IDAD(3)	-0.1345	-0.3246	-0.4688	-0.1075
IDAD(4)	-0.4025	-0.5654	0.2513	-0.2915
IDAD(5)	-0.7179	-0.6425	-0.4312	-0.5815
ANO(2).ESC(2)	0.0098	-0.0369	-0.0949	-0.0852
ANO(2).ESC(3)	-0.0359	-0.1559	-0.3478	-0.2172
ANO(2).PART	-0.0180	-0.0100	-0.0230	-
ESC(2).PART	0.0084	-0.0013	-0.0417	-0.0134
ESC(3).PART	-0.0040	-0.0554	-0.0275	-0.0578
ESC(2).IDAD(2)	-0.0955	0.0929	0.1250	0.0843
ESC(2).IDAD(3)	-0.1182	0.0410	0.2887	0.0958
ESC(2).IDAD(4)	-0.0953	0.0592	0.0714	0.2395
ESC(2).IDAD(5)	0.1065	0.0475	0.3007	0.1933
ESC(3).IDAD(2)	-0.0244	0.2017	0.3501	0.0404
ESC(3).IDAD(3)	-0.0551	0.2491	0.0960	0.0560
ESC(3).IDAD(4)	-0.0390	0.3960	0.2805	0.2934
ESC(3).IDAD(5)	0.0806	0.4439	0.5142	0.2553
PART.IDAD(2)	0.0590	0.1025	0.0511	0.0032
PART.IDAD(3)	0.0791	0.1403	0.1532	0.0503
PART.IDAD(4)	0.1101	0.1585	-0.0109	0.0699
PART.IDAD(5)	0.1551	0.1621	0.0769	0.0908
PART2.IDAD(2)	-0.0025	-0.0065	0.0076	-
PART2.IDAD(3)	-0.0020	-0.0069	-0.0023	-
PART2.IDAD(4)	-0.0026	-0.0063	0.0077	-
PART2.IDAD(5)	-0.0041	-0.0065	0.0047	-
ANO(2).IDAD(2)	-	-	-	0.0185
ANO(2).IDAD(3)	-	-	-	0.2477
ANO(2).IDAD(4)	-	-	-	0.2148
ANO(2).IDAD(5)	-	-	-	0.3686

NOTA: Os coeficientes se referem ao logito das taxas de sobrevivência, ou seja ao logaritmo dos "odds ratios" das categorias indicadas da variável em relação à primeira categoria da mesma variável.

As variáveis e suas categorias indicadas são: ANO(2), ano censitário de 1980; ESC(2), ESC(3), escolaridade, respectivamente, correspondentes a primário incompleto e completo; PART, parturicão; PART2, parturicão quadrática; IDAD(x), x = 2,3,4,5, grupos etários de 30 a 34, 35 a 39, 40 a 44 e 45 a 49, respectivamente.

Tabela 6: Taxas de sobrevivência ajustadas por modelo logístico e padronizadas

AREAS	GRUPO ETARIO	TAXAS AJUSTADAS (Sxyz*)				TAXAS NAO AJUSTADAS (Vxyz*)			
		S777	S778	S878	S888	V777	V778	V878	V888
<b>NORDESTE</b>									
<b>Rural</b>									
	25-29	0.8144	0.8193	0.8291	0.8541	0.8169	0.8203	0.8319	0.8532
	30-34	0.7910	0.7940	0.8098	0.8325	0.7843	0.7876	0.8036	0.8348
	35-39	0.7746	0.7756	0.7898	0.8095	0.7716	0.7716	0.7851	0.8105
	40-44	0.7449	0.7477	0.7597	0.7776	0.7513	0.7557	0.7674	0.7756
	45-49	0.7287	0.7327	0.7426	0.7600	0.7300	0.7341	0.7449	0.7601
<b>Urbano</b>									
	25-29	0.7845	0.8011	0.8231	0.8447	0.7942	0.8115	0.8313	0.8423
	30-34	0.7670	0.7793	0.8084	0.8299	0.7708	0.7835	0.8104	0.8288
	35-39	0.7488	0.7591	0.7825	0.8042	0.7426	0.7528	0.7779	0.8058
	40-44	0.7288	0.7377	0.7564	0.7782	0.7287	0.7375	0.7562	0.7783
	45-49	0.7042	0.7143	0.7261	0.7490	0.7001	0.7098	0.7195	0.7500
<b>SAO PAULO</b>									
<b>Rural</b>									
	25-29	0.8637	0.8782	0.8933	0.9126	0.8692	0.8792	0.8985	0.9102
	30-34	0.8636	0.8780	0.8940	0.9128	0.8705	0.8867	0.9012	0.9095
	35-39	0.8589	0.8682	0.8778	0.8987	0.8580	0.8674	0.8767	0.8990
	40-44	0.8494	0.8575	0.8653	0.8856	0.8459	0.8529	0.8596	0.8872
	45-49	0.8177	0.8289	0.8404	0.8642	0.8096	0.8209	0.8303	0.8672
<b>Urbano</b>									
	25-29	0.8947	0.9066	0.9171	0.9154	0.8947	0.9067	0.9190	0.9156
	30-34	0.8859	0.8983	0.9116	0.9125	0.8859	0.8979	0.9136	0.9125
	35-39	0.8643	0.8756	0.8862	0.9084	0.8643	0.8767	0.8883	0.9084
	40-44	0.8505	0.8632	0.8710	0.8942	0.8505	0.8635	0.8705	0.8942
	45-49	0.8164	0.8267	0.8352	0.8812	0.8164	0.8255	0.8324	0.8812

\* Os índices xyz denotam as estruturas utilizadas para o cálculo das sobrevivências.  
 O 7 corresponde ao Censo de 1970 e o 8 ao de 1980.  
 A ordem dos dígitos é fecundidade, mortalidade e instrução.

Tabela 7: Probabilidades de morte até a idade de 5 anos q(5) ajustadas e padronizadas, segundo ano de alocação no tempo, por região e condição de domicílio.

AREA	ANO MEDIO A QUE CORRESPONDEM AS ESTIMATIVAS DE MORTALIDADE				q(5) ajustados e padronizados (Qxyz*)			
	A777	A778	A878	A888	Q777	Q778	Q878	Q888
<b>NORDESTE</b>								
<b>Rural</b>								
	1966.9	1966.9	1966.6	1976.6	0.20528	0.19920	0.18217	0.15575
	1964.8	1964.8	1964.4	1974.4	0.21868	0.21606	0.19682	0.17335
	1962.4	1962.5	1962.0	1972.0	0.22832	0.22774	0.21049	0.19056
	1959.8	1959.9	1959.4	1969.4	0.24804	0.24586	0.23045	0.21301
	1956.8	1956.9	1956.2	1966.2	0.25341	0.25022	0.23654	0.21998
<b>Urbano</b>								
	1966.7	1966.8	1966.3	1976.3	0.23721	0.22061	0.19127	0.16815
	1964.6	1964.7	1964.1	1974.1	0.24241	0.23039	0.19635	0.17435
	1962.2	1962.3	1961.7	1971.7	0.25334	0.24364	0.21585	0.19414
	1959.6	1959.8	1959.0	1969.0	0.26242	0.25452	0.23113	0.20998
	1956.5	1956.7	1955.8	1965.8	0.27529	0.26660	0.24923	0.22762
<b>SAO PAULO</b>								
<b>Rural</b>								
	1966.3	1966.4	1965.9	1975.9	0.14810	0.13427	0.11202	0.09188
	1964.1	1964.2	1963.7	1973.7	0.13969	0.12557	0.10712	0.08812
	1961.7	1961.9	1961.2	1971.2	0.13942	0.13077	0.11905	0.09858
	1959.0	1959.2	1958.5	1968.5	0.14165	0.13472	0.12458	0.10562
	1955.7	1956.0	1955.1	1965.1	0.16363	0.15429	0.14044	0.11911
<b>Urbano</b>								
	1966.1	1966.1	1965.7	1975.7	0.11590	0.10326	0.08838	0.09025
	1963.9	1963.9	1963.4	1973.4	0.11603	0.10349	0.08864	0.08776
	1961.4	1961.5	1960.9	1970.9	0.13317	0.12208	0.10995	0.08836
	1958.7	1958.7	1958.1	1968.1	0.13942	0.12756	0.11820	0.09680
	1955.4	1955.4	1954.7	1964.7	0.16332	0.15412	0.14372	0.10294

\* Os índices xyz denotam as estruturas utilizadas para o cálculo da mortalidade.  
 O 7 corresponde ao Censo de 1970 e o 8 ao de 1980.  
 A ordem dos dígitos é fecundidade, mortalidade e instrução.

Tabela 8: Decomposição da variação das probabilidades de morte até a idade de 5 anos q(5), segundo mudança de estrutura de educação e de fecundidade, entre as datas dos Censos Demográficos de 1970 e 1980.

AREA	EFEITOS	xyz*	PERIODO DE VARIAÇÃO						
			60/70			65/75			
			q(5)	Varição Absoluta	Decompo- sição	xyz*	q(5)	Varição Absoluta	Decompo- sição
<b>NORDESTE</b>									
<b>RURAL</b>									
	Escolaridade	777	0.2469	0.0015	3.74%	777	0.2172	0.0024	4.98%
	Fecundidade/Escolaridade	778	0.2454	0.0194	49.98%	778	0.2148	0.0220	45.14%
	Mortalidade/Escolaridade e Fecundidade	878	0.2260	0.0180	46.28%	878	0.1928	0.0243	49.88%
		888	0.2080			888	0.1685		
<b>URBANO</b>									
	Escolaridade	777	0.2611	0.0076	13.39%	777	0.2414	0.0124	17.87%
	Fecundidade/Escolaridade	778	0.2535	0.0279	49.06%	778	0.2290	0.0347	49.85%
	Mortalidade/Escolaridade e Fecundidade	878	0.2256	0.0214	37.55%	878	0.1943	0.0225	32.28%
		888	0.2042			888	0.1718		
<b>SAO PAULO</b>									
<b>RURAL</b>									
	Escolaridade	777	0.1408	0.0073	18.61%	777	0.1432	0.0146	27.63%
	Fecundidade/Escolaridade	778	0.1335	0.0120	30.79%	778	0.1286	0.0185	35.10%
	Mortalidade/Escolaridade e Fecundidade	878	0.1215	0.0198	50.60%	878	0.1101	0.0197	37.26%
		888	0.1017			888	0.0904		
<b>URBANO</b>									
	Escolaridade	777	0.1365	0.0114	25.23%	777	0.1160	0.0126	47.61%
	Fecundidade/Escolaridade	778	0.1250	0.0123	27.24%	778	0.1034	0.0149	56.41%
	Mortalidade/Escolaridade e Fecundidade	878	0.1127	0.0215	47.52%	878	0.0885	-0.0011	-4.02%
		888	0.0912			888	0.0895		

\* Os índices xyz denotam as estruturas utilizadas para o cálculo da mortalidade. O 7 corresponde ao Censo de 1970 e o 8 ao de 1980.  
A ordem dos dígitos é fecundidade, mortalidade e instrução.

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

BENJAMIN, B. 1975.

The effects of education on mortality. In: Helmut V. Muhsam (org.). Education and population: mutual impacts. Ordina, Dolhain, Belgium: 167-180.

BRASS, W. et alii. 1968.

The demography of Tropical Africa. Princeton. Office of Population Research, Princeton University Press

BRASS, W. 1975.

Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data. Chapel Hill, N.C., Carolina Population Center, Laboratories for Population Studies

----- 1981.

The use of the Gompertz relational model to estimate fertility. In: International Population Conference, 2. Manila. 1981. Proceedings... Liège, IUSSP.

----- 1985.

A simple approximation for the time location of estimates of child mortality from proportions dead by age of mother. Advances in methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data. An Occasional Publication, London, CPS, London School of Hygiene and Tropical Medicine.

BONGAARTS, J. 1987.

Does family planning reduce infant mortality? Population and Development Review, 13 (2):323-3

BOOTH, H. 1979.

The estimation of fertility from incomplete cohort data by means of the transformed Gompertz model. Ph.D. thesis, London, London School of Hygiene and Tropical Medicine.

CALDWELL, J.C. 1979.

Education as a factor in mortality decline: an examination of Nigerian data. Population Studies 33: 395.

----- & CALDWELL, P. 1985.

Education and literacy as factors in health. In: S. B. Halstead, J. A. Walsh & K. S. Warren (eds.). Good health at low cost. New York, Rockefeller Foundation.

- CARVALHO, J.A.M. 1974  
Tendências regionais de fecundidade e mortalidade no Brasil.  
 Belo Horizonte, CEDEPLAR/UFMG, (Monografia 8).
- & WOOD, C.H. 1978.  
 Mortality, income distribution, and rural-urban residences un  
 Brazil. Population and Development Review, 4(3): 405-420
- & PINHEIRO, S.M.G. 1986.  
Fecundidade e mortalidade no Brasil - 1970/80. Belo Horizonte,  
 CEDEPEPLAR/UFMG, 102 p. (Relatório de Pesquisa).
- CHACKIEL, J. 1983.  
 La mortalidade en America Latina: niveles, tendencias y  
 determinantes. In: Memorias del congreso Latinoamericano de  
 poblacion y desarrollo. Ciudad de Mexico, 8-12 de Noviembre,  
 1983. Vol1:131-156
- CLELAND, J.G & ZEBBA, A.S. 1984  
 The effect of birth spacing on childhood mortality in  
 Pakistan. Population Studies 38: 401-18.
- COCHRANE, S.H. et alii. 1980.  
 The effects of education on health. World Bank Staff Working  
 Paper 405.
- DAS GUPTA, P. 1978.  
 A general method of decomposing a difference between two rates  
 into several components. Demography, 15(1): 99-112, Feb.
- FERNANDES, D.M. 1984  
 Diferenciais de mortalidade segundo instrução: regiões  
 metropolitanas - Brasil - 1970. In: IV Encontro Nacional de  
 Estudos Populacionais, 2, Aguas de São Pedro. 1984. Anais...  
 São Paulo, vol. 2: 643-660.
- FERNANDEZ CASTILLA, R.E. 1985  
The influence of differentials in child mortality by age of  
 mother, birth order, and birth spacing on indirect estimation  
 methods. Ph.D. thesis. London, London School of Hygiene and  
 Tropical Medicine.
- . 1986  
 O efeito demográfico da mudança dos padrões da fecundidade nas  
 tendencias da mortalidade infante juvenil uma proposta de  
 metodologia. Paper presented at the V Encontro Nacional de  
 Estudos Populacionais, ABEP, Aguas de São Pedro.

- FRENZEN, P. & HOGAN, D. 1982.  
The impact of class, education, and health care on infant mortality in a developing society. Demography 19(3): 391-408.
- HAKKERT, R. 1986.  
Mecanismos subjacentes à relação entre a mortalidade infanto-juvenil e a educação dos pais". Revista Brasileira de Estudos de População 3(2): 47-65.
- HOBcraft, J. N. et alii. 1985.  
Demographic determinants of infant and early child mortality: a comparative analysis. Population Studies 39(3): 363-385.
- et alii. 1983.  
Child-spacing effects on infant and early child mortality. Population Index 49(2): 584-618.
- IBGE. 1981.  
Brasil: tábuas-modelo de mortalidade e populações estáveis. Rio de Janeiro, IBGE.
- KITAGAWA, E.M. 1955.  
Components of a difference between two rates. Journal of the American Statistical Association. 50: 1168-119
- LESER, W. & BARBOSA, V. 1972.  
Relacionamento de certas características populacionais com a mortalidade infantil, do município de São Paulo 1950-1970. Problemas Brasileiros, 109 pp.17-30.
- LEITE, V. M. 1981.  
Níveis e tendências da mortalidade e da fecundidade no Brasil a partir de 1940. In: Segundo Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 2, Aguas de São Pedro. 1980. Anais... São Paulo,
- LEVINE, R.A. et alii. 1987.  
Schooling and maternal behavior in a Mexican city: the effects on fertility and child survival. New York, Population Council, Fertility Determinants Research Notes 16.
- LINDENBAUM, S. et alii. 1985.  
The influence of maternal education on infant and child mortality in Bangladesh. Dhaka, International Centre for Diarrhoeal Disease Research.
- MCCRACKEN, S. 1989  
A multilevel socio-demographic analysis of early childhood mortality in Brazil. Ph.D. dissertation, University of Texas.

MERRICK, T. W. 1985.

The effect of piped water on early childhood mortality in urban Brazil 1970 to 1976. Demography 22(1).

----- & BERQUO, E.S. 1983.

The determinants of Brazil's recent rapid decline in fertility. Committee on Population and Demography, Report No. 23, Washington, D.C., National Academy Press.

NAS (National Academy of Science) 1983.

Levels and trends in fertility and mortality in Brasil. Washington, D.C.

NORTMAN, D. 1974

Parental age as a factor in pregnancy outcome and child development. Reports on Population/Family Planning, 16, New York, The Population Council.

OLIVEIRA, L.P. & SIMÕES, C. C. 1988.

As informações sobre fecundidade, mortalidade e anticoncepção nas PNADs. In: Diana Oya Sawyer (org.), PNADs em Foco: Anos 80. Belo Horizonte, ABEP.

OMRAN, A. R. 1981.

Review of evidence - an update. In: A.R. Omran & C.C Stanley (eds.) Further studies on family formation patterns and health. Geneva, World Health Organization.

PAIVA et alii. 1987.

Demografia. In: IBGE. Estatísticas Históricas do Brasil. Rio de Janeiro, IBGE, 1987. Séries Estatísticas Retrospectivas, 3, seção 1, p. 17-50.

PALLONI, A. & MILLMAN, S. 1986.

Effects of inter-birth intervals and early childhood mortality. Population Studies 40: 215-.

PEBLEY, A.R. & STUPP, P.W. 1987.

Reproductive patterns and child mortality in Guatemala. Demography 24.

POTTER, J.E. 1988.

Does family planning reduce infant mortality? Population and Development Review 14(1): 179-87.

SAWYER, D.O. 1980.

Mortality - fertility relationships through historical and socioeconomic changes: the case of São Paulo. D.Sc. thesis, The Harvard School of Public Health. Harvard University.

- . & SOARES, E. 1983.  
Child mortality in different context in Brazil: variation in the effects of socioeconomic variables. In: Infant and Childhood Mortality in the Third World. Paris CICRED, WHO/OMS 1983.145-160.
- . et alii. 1987.  
The impact of urbanization and industrialization on mortality in Brazil. World Health Statistics Quarterly, WHO; 40(1): 84-95
- . & FERNANDEZ CASTILLA R.E. 1989.  
Problemas metodologicos de medicion y interpretacion en los estudios de la mortalidad infantil y de la ninez. In: LATTES, A.E. et alii (ed.). Salud, enfermedad y muerte de los niños en América Latina, CLACSO, IDRC. IDRC.
- TRUSSELL, J. 1988.  
Does Family planning reduce infant mortality?: comment prepared in response to Bongaart's article. Population and Development Review 13(2): 323-3
- . & PEBLEY, A.R. 1984  
The potential impact of changes in fertility on infant, child and maternal mortality. Studies in Family Planning, 15(6): 267-30, Nov/Dec.
- UNITED NATIONS. 1985.  
Comparative patterns of child mortality in developing countries. New York, United Nations, ST/ESA/Series R.
- VETTER, .D.M. & SIMOES, C.C. 1981.  
Acesso a infra-estrutura de saneamento básico e mortalidade. Separata da Revista Brasileira de Estatística . 42(165): 17-35.
- WARE, Helen. 198  
Ignorance or poverty ? The impact of maternal education, women's roles and child care practices on health related variables" Population and Development Review 10 (supplement), pp.191-21
- WINNIKOFF, B. 1983.  
The effects of birth spacing on child and maternal health. Studies in Family Planning 14(10): 231-45, Oct.
- WONG R. 1983a.  
Estimativas de fecundidade para o Brasil e suas regiões a partir de informações sobre nupcialidade e fecundidade marital. Informe Demográfico, São Paulo, 9: 3-52.

1983b.

Níveis e tendências da fecundidade nas diversas regiões do Brasil. Aplicação do Método dos Filhos Próprios ao censo de 1970. Informe Demográfico, São Paulo, 9: 99-140.

WOOD, C.H. 1977

Infant mortality trends and capitalist development in Brasil: the case of São Paulo and Belo Horizonte. Latin American Perspectives 9 (Fall), pp. 41-55.

----- & CARVALHO, J.A.M. 1988

The demography of inequality in Brazil. Cambridge, Cambridge University Press.

ZABA, Basia. 1981.

Use of the relational Gompertz Model in analysing fertility data collected in retrospective surveys. CPS Working Paper: 81-2, London School of Hygiene and Tropical Medicine.

NÚMEROS JÁ PUBLICADOS:

- 01/88 - CRÍTICA DE RAZÕES NO CENSO ECONÔMICO  
Renato Martins Assunção (ENCE/IBGE)  
Rosana de Freitas Castro (DEIND/IBGE)  
José Carlos R.C.Pinheiro (ENCE/IBGE)
- 02/88 - USO DE AMOSTRAGEM EM SIMULAÇÃO DE LEGISLAÇÃO TRIBUTÁRIA  
José Carlos da Rocha C. Pinheiro (ENCE/IBGE)  
Manuel Martins Filho (DISUL/SERPRO)
- 03/88 - FORECASTING THE NUMBER OF AIDS CASES IN BRAZIL  
Dani Ganeman (IME/UFRJ)  
Helio S. Migon (ENCE/IBGE & IME/UFRJ)
- 04/88 - AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DE REDUÇÃO DA FRAÇÃO DE AMOSTRAGEM NO CENSO  
DEMOGRÁFICO  
José Carlos da Rocha C.Pinheiro (ENCE)  
José Matias de Lima (DPE/NME)
- 01/89 - MIGRAÇÕES ANUAIS RURAL - URBANO - RURAL  
Período 70/80  
Kaizô Iwakami Beltrão (ENCE/IBGE)  
Helio dos Santos Migon (ENCE/IBGE)
- 02/89 - CURVA DE LORENZ & ÍNDICE DE GINI PARA DISTRIBUIÇÕES DE RENDA  
José Paulo Q.Carneiro (ENCE/IBGE)  
Jorge Luiz Rangel Costa (CIDE)
- 03/89 - METODOLOGIA DE CRÍTICA DE EQUAÇÕES DE FECHAMENTO NOS CENSOS  
ECONÔMICOS DE 1985  
José Carlos da Rocha Castelar Pinheiro (ENCE/IBGE)  
Renato M. Assunção (ENCE/IBGE)
- 04/89 - UMA PROPOSTA DE DIMENSIONAMENTO DA AMOSTRA DO CENSO DEMOGRÁFICO DE 1990  
José Carlos da Rocha Castelar Pinheiro (ENCE/IBGE)  
José Matias de Lima (ENCE/IBGE)

