



dados, medidas e técnicas indiretas de estimação de mortalidade

Diana Oya Sawyer*
Francisco Martín Castilla**

RESUMO – O trabalho procura, através de aplicações empíricas, verificar a consistência dos resultados de estimativas de mortalidade na infância e adulta, que se basearam em diferentes fontes de dados e técnicas indiretas.

Para estimativas de mortalidade na infância foram usados os métodos de Brass, Feeney e Preston-Palloni. A comparação deste último com os dois anteriores é de interesse, pois ele prescinde do pressuposto de fecundidade constante e é adequado para populações abertas. Os dados empregados para os dois primeiros métodos são aqueles do tipo Brass. Para o de Preston-Palloni usaram-se resultados obtidos pela aplicação do Método de Filhos-Próprios. Os dados originais são dos Censos Demográficos de 1970 e 1980.

Apesar de procedimentos distintos de alocação no tempo, houve coerência entre as estimativas pelo método de Brass e Feeney. Os resultados por Preston-Palloni não foram satisfatórios, possivelmente pela limitação dos dados provenientes da aplicação dos Filhos-Próprios. Para contornar esta limitação, sugestões de questões a serem incorporadas nos Censos Demográficos são apresentadas ao fim do trabalho.

Os dados de orfandade materna e dos óbitos ocorridos no domicílio no último ano, incorporados pela primeira vez nos Censos Demográficos em 1980, permitiram que se calculassem probabilidades de morte na idade adulta. Dados do Registro Civil corrigidos, também, foram utilizados para cotejo, especialmente com os óbitos ocorridos no último ano. Tabelas de sobrevivência de dois parâmetros foram construídas e considera-se que os resultados são bastante coerentes. Enfatiza-se a importância da informação sobre os óbitos ocorridos no último ano, por sua potencialidade de vir a ser uma fonte para calcular diferenciais sócio-econômicos da mortalidade adulta, no país. Entre as Tabelas Modelo empregadas, os dados se adequaram mais ao Modelo Brasil. Há indícios de que o padrão de mortalidade no Brasil, apresenta estrutura de mortalidade na infância mais elevada e da adulta mais baixa do que as Tabelas Modelo de Coale e Demeny utilizadas. Há necessidade de melhor se avaliar as fontes de dados com aplicações mais extensivas dos métodos.

* Professora e Pesquisadora do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Departamento de Ciências Econômicas, UFMG.

** Do Programa de Doutorado em Demografia, CEDEPLAR, UFMG.

O presente trabalho tem como objetivos: 1) comparar empiricamente as estimativas de mortalidade na infância derivadas de aplicação de diferentes técnicas. Os principais resultados a serem cotejados seriam aqueles obtidos pelo método de Brass e o de Preston-Palloni. O interesse em tal cotejo se apresenta por ser o último método adequado para situações de queda de fecundidade e de mortalidade simultaneamente; 2) derivar tabelas de sobrevivência de dois parâmetros pela compatibilização das estimativas de tendências de mortalidade na infância, obtidas pelo método dos filhos sobreviventes, com as estimativas de mortalidade adulta obtidas pelo método da orfandade; 3) avaliar os dados de óbitos ocorridos no domicílio no ano anterior ao Censo, como uma das fontes de dados para se obter estimativas de mortalidade adulta em épocas recentes.

AValiação EMPÍRICA DAS ESTIMATIVAS DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA

A técnica de estimativa de mortalidade na infância inicialmente proposta por Brass (1968) tem sido de emprego quase que universal pela sua simplicidade e robustez. A sensibilidade da técnica, bem como propostas de adaptações ou ajustes em situações em que os pressupostos da técnica não eram verificados, têm sido objeto de estudos por vários autores.

Baseado no fato de que as estimativas de sobrevivência por coorte obtidas através da proporção de filhos sobreviventes correspondem a uma equivalente sobrevivência por período, num tempo T anos antes da data da pesquisa, o método foi adaptado para situações de mortalidade variável, segundo uma determinada tendência (Feeney, 1976, 1980; Preston & Palloni, 1977; Coale & Trussell, 1977; Brass, 1985a). A sobreestimação da mortalidade baseada na informação de mulheres de 15 a 19 e 20 a 24 anos, pela violação do pressuposto de mortalidade não diferenciar por idade da mãe e ordem de nascimento, pode ser ajustada segundo multiplicadores propostos por Fernandez Castilla (1985). Em situações em que a fecundidade não se mantém constante, uma das alternativas seria o uso da técnica proposta por Preston-Palloni (1977), que se baseia na informação sobre a distribuição de idades dos filhos sobreviventes, para caracterizar a fecundidade das diferentes coortes de mulheres.

Arrolamentos de caráter metodológico a respeito dos principais problemas de mensuração e interpretação nos estudos de mortalidade na infância, foram efetuados com maiores detalhes em trabalho anterior de um dos autores (Sawyer & Fernandez Castilla, 1989). O presente trabalho procura avaliar, através de procedimentos empíricos, os resultados das diferentes técnicas de estimativas aplicada ao caso brasileiro.

Os dados para a aplicação da técnica de Preston-Palloni foram obtidos através de tabulações especiais das fitas de amostra dos Censos Demográficos correspondentes a: 1% em 1970 e 3% em 1980, pelo programa de alocação de filhos, para a estimativa de fecundidade pelos filhos próprios. A fim de se assegurar maior comparabilidade, as informações sobre parturição, idade média da fecundidade e proporção de filhos mortos, usadas nas técnicas de Feeney e Brass, foram coletadas também das tabulações provenientes destas amostras.



As tendências de mortalidade infantil $q(1)$ através das técnicas de Feeney, Brass e Preston-Palloni foram estimadas para o Brasil nos seguintes grupos: a) mulheres informantes sem nenhum grau de instrução e mulheres com 3 a 4 anos de instrução, nos Censos de 1970 e 1980; b) mulheres informantes residentes em áreas urbanas e rurais por ocasião do Censo de 1980. Os resultados das estimativas permitem avaliar comparativamente: a) a técnica de Feeney, que teve o seu desenvolvimento baseado em métodos gráficos, e a técnica de Brass. Ambas trazem os pressupostos de fecundidade constante e população fechada; b) a de Preston-Palloni que por se basear na distribuição de idade dos filhos sobreviventes, torna-se flexível para ser empregada em situações de fecundidade decrescente ou para estudos de diferenciais, em que a categoria classificatória se altera com a idade da mulher.

A alocação no tempo das estimativas de $q(x)$, obtidas pela técnica de Brass, foi feita seguindo a proposta do próprio autor (Brass, 1985a), em que $T = (1+d)G(a+m)$. Onde T é o número de anos anteriores ao Censo; a = ponto médio de grupo de idade da mulher; m = idade média da fecundidade. $G(a+m)$ é a função que descreve T para um modelo padrão de mortalidade, dada uma estrutura de fecundidade e d é um fator que permite mudança no padrão. O padrão de mortalidade, usado pelo autor, foi o padrão geral de Brass com $\beta = 1$ e $\alpha = -0,4$ e, a função de fecundidade padrão foi tomada do sistema relacional de Gompertz.

Foram aplicadas duas variantes de Preston-Palloni para a obtenção de estimativas de $q(x)$: a) modelo de regressão (PrePal1), cujos parâmetros são a proporção de filhos sobreviventes com dois anos completos ou menos de idade [C(2)]; com quatro anos ou menos [C(4)] e a idade média ao último aniversário dos filhos sobreviventes (As). Para mulheres informantes de 35 a 39 anos, foi usada a equação baseada em C(4) e também na proporção de filhos sobreviventes entre 5 a 9 anos [C(5-9)], por serem os dados obtidos a partir do método dos Filhos Próprios que trunca a distribuição dos filhos aos 15 anos; b) pela fórmula:

$$B/S = \int [cs(a)/p(a)] da \text{ (PrePal2), onde:}$$

- B = total de filhos nascidos vivos tidos pelas mulheres informantes;
- S = total de filhos sobreviventes das mães informantes;
- $cs(a)$ = proporção de crianças sobreviventes com idade a ;
- $p(a)$ = proporção de nascimentos ocorridos a anos antes do Censo, que sobrevivem até o momento do Censo.

Desenvolvimento da fórmula permite calcular diretamente os α s do sistema logital de Brass, segundo:

$$\alpha = \{ \ln D - \ln S - \ln [F - I] \} / 2 \text{ onde:}$$

$$F = \int \{ [cs(a)/ps(a)] da \};$$

D = total de filhos mortos entre os nascimentos tidos por mulheres informantes.

Uma vez obtidos os $q(x)$, seja pela aplicação da fórmula e subsequente transformação logital, segundo o mesmo modelo utilizado para se obter os $ps(a)$, ou seja pela equação de regressão, a alocação no tempo será feita, como estabelece o método, através do tempo médio de

exposição dos filhos mortos (*Ad*) no pressuposto de tendência de mortalidade linear nas coortes.

Os valores de $q(x)$ obtidos por Brass e por Preston-Palloni, alocados no tempo, foram trasladados através de transformação logital para se obter $q(l)$, utilizando-se o modelo Padrão Geral de Brass. Tal procedimento foi efetuado para se comparar as estimativas obtidas, uma vez que o método de Feeney fornece diretamente os valores de $q(l)$ e usa aquele padrão.

As Tabelas 1 e 2 apresentam as estimativas de mortalidade infantil segundo os diferentes métodos para mulheres informantes sem instrução e para mulheres de 3 a 4 anos de instrução, por ocasião dos Censos de 1970 e 1980, assim como as de mulheres segundo situação de domicílio, no Censo de 1980. As Tabelas 3 e 4 apresentam as respectivas datas para as quais as estimativas correspondem e, as Tabelas 5 e 6 as estimativas de $q(x)$ obtidas pela técnica de Brass e pela de Preston-Palloni. Estes dados podem ser resumidos nos Gráficos 1 e 2.

TABELA 1
Estimativas de Tendências de Mortalidade Infantil ($q/l \times 1000$) para Dois Grupos de Instrução da Mulher
Métodos de Brass, Feeney e Preston-Palloni
1970 e 1980

Idade da mãe	1970				1980			
	Feeney	Brass	PrePal 1	PrePal 2	Feeney	Brass	PrePal 1	PrePal 2
Sem instrução								
15-19	117,4	116,7	123,5	124,3	133,6	129,6	140,2	141,0
20-24	102,8	102,6	103,8	105,1	103,0	101,5	103,0	104,5
25-29	97,9	98,1	97,0	97,4	96,8	96,3	96,7	96,9
30-34	101,7	101,8	102,3	100,0	97,8	97,4	99,3	97,4
35-39	105,3	105,2	112,4	111,4	98,7	97,9	105,4	105,0
40-44	105,0	107,2	120,4	121,4	102,9	104,1	118,2	112,8
45-49	111,2	111,4		134,2	99,2	98,7		120,4
3 a 4 anos de escolaridade								
15-19	160,2	159,5	115,3	116,7	105,6	103,3	113,6	112,4
20-24	70,9	69,3	63,7	61,7	67,0	66,4	68,7	68,6
25-29	56,6	56,0	51,4	51,2	56,5	56,4	56,8	56,6
30-34	57,4	56,8	52,3	52,1	53,2	52,9	53,2	52,7
35-39	55,8	55,3	52,7	53,2	53,2	53,1	55,2	55,5
40-44	76,4	77,0	78,5	78,2	55,7	56,6	63,2	63,5
45-49	91,7	90,5		98,3	54,9	54,7		66,2

FONTE: FIBGE – Censos Demográficos de 1970 e 1980.



TABELA 2
Estimativas de Tendências de Mortalidade Infantil ($q/x1000$), Segundo Situação do Domicílio
Métodos de Brass, Feeney e Preston-Palloni
1980

Idade da mãe	Total				Urbano				Rural			
	Feeney	Brass	PrePal 1	PrePal 2	Feeney	Brass	PrePal 1	PrePal 2	Feeney	Brass	PrePal 1	PrePal 2
15-19	118,7	116,3	119,9	119,6	119,8	117,2	120,4	120,0	117,6	115,3	119,0	118,9
20-24	79,2	78,6	79,2	79,3	79,1	78,5	79,5	79,2	79,7	79,1	78,9	79,5
25-29	68,5	68,5	68,2	68,1	66,8	66,8	66,6	66,4	71,9	71,8	71,1	71,1
30-34	68,9	68,7	68,5	68,1	64,9	64,8	64,5	64,0	76,2	75,9	75,8	75,4
35-39	72,8	72,4	75,1	75,1	68,4	68,0	70,2	70,1	80,7	80,3	83,8	83,9
40-44	77,8	79,2	87,2	87,7	72,3	73,6	80,5	80,9	88,1	89,4	99,2	99,8
45-49	77,3	77,1		91,4	73,4	73,3		86,5	84,7	84,4		100,7

FONTE: FIBGE – Censo Demográfico de 1980.

TABELA 3
Data Correspondente as Estimativas de Mortalidade Infanto-Juvenil, Obtidas por Diferentes Métodos, Segun-
do Dois Grupos de Instrução da Mulher.
1970 e 1980

Idade da mãe	1970			1980		
	Feeney	Brass	PrePal	Feeney	Brass	PrePal
Sem instrução						
15-19	69,5	69,8	68,9	79,3	79,7	78,9
20-24	68,0	68,7	67,2	78,0	78,5	77,0
25-29	66,2	66,9	64,9	76,0	76,7	74,8
30-34	63,9	64,8	62,7	73,8	74,5	72,7
35-39	61,1	62,4	61,5	71,0	72,2	71,5
40-44	58,1	59,8	60,4	68,0	69,5	70,3
45-49	54,8	56,8		64,7	66,4	
3 a 4 anos de escolaridade						
15-19	70,3	70,0	69,2	79,3	79,7	79,0
20-24	69,3	69,3	67,7	78,0	78,5	77,3
25-29	67,8	67,7	65,2	76,0	76,7	75,0
30-34	65,8	65,7	62,0	73,8	74,5	72,3
35-39	63,5	63,5	60,3	71,0	72,2	70,8
40-44	60,6	61,0	58,9	68,0	69,5	69,7
45-49	57,6	58,2		64,8	66,4	

FONTE: FIBGE – Censos Demográficos de 1970 e 1980.

TABELA 4
Data Correspondente as Estimativas de Mortalidade Infanto-Juvenil Obtidas Por Diferentes Métodos,
Segundo Situação de Domicílio,
1980

Idade da mãe	Total			Urbano			Rural		
	Feeney	Brass	PrePal	Feeney	Brass	PrePal	Feeney	Brass	PrePal
15-19 . . .	79.7	79.6	79.0	79.7	79.6	79.0	79.5	79.6	78.9
20-24 . . .	78.2	78.1	77.3	78.3	78.2	77.4	78.2	78.1	77.2
25-29 . . .	76.5	76.3	75.1	76.5	76.3	75.2	76.3	76.2	75.0
30-34 . . .	74.3	74.1	72.7	74.3	74.1	72.7	74.2	74.0	72.8
35-39 . . .	71.7	71.7	71.0	71.7	71.7	70.9	71.5	71.6	71.4
40-44 . . .	68.7	69.0	69.9	68.7	69.0	69.7	68.5	68.9	70.3
45-49 . . .	64.3	65.7		65.5	65.8		65.3	65.6	

FONTE: FIBGE – Censo Demográfico de 1980.

TABELA 5
Estimativas de $q(x)$ Segundo Método de Brass e Preston-Palloni, Para Dois Grupos de Instrução da Mulher
1970 e 1980

Idade x	1970			1980		
	Brass	PrePal 1	PrePal 2	Brass	PrePal 1	PrePal 2
Sem instrução						
1	0,117	0,123	0,124	0,130	0,140	0,141
2	0,134	0,136	0,137	0,133	0,135	0,137
3	0,142	0,141	0,142	0,140	0,140	0,141
5	0,162	0,162	0,159	0,155	0,158	0,155
10	0,181	0,193	0,191	0,170	0,182	0,181
15	0,193	0,214	0,216	0,188	0,211	0,202
20	0,222		0,261	0,200		0,238
3 a 4 anos de escolaridade						
1	0,160	0,115	0,117	0,103	0,114	0,112
2	0,092	0,084	0,082	0,088	0,091	0,091
3	0,083	0,076	0,076	0,084	0,084	0,084
5	0,093	0,086	0,085	0,087	0,087	0,086
10	0,099	0,095	0,096	0,096	0,099	0,100
15	0,142	0,145	0,144	0,107	0,118	0,119
20	0,185		0,199	0,117		0,139

FONTE: FIBGE – Censos Demográficos de 1970 e 1980.



TABELA 6
Estimativas de $q(x)$ Segundo Método de Brass e Preston-Palloni, Por Situação de Domicílio
Brasil
1980

Idade x	Total			Urbano			Rural		
	Brass	PrePal 1	PrePal 2	Brass	PrePal 1	PrePal 2	Brass	PrePal 1	PrePal 2
1	0.116	0.120	0.120	0.117	0.120	0.120	0.115	0.119	0.119
2	0.104	0.104	0.105	0.103	0.105	0.104	0.104	0.104	0.105
3	0.101	0.101	0.100	0.099	0.098	0.098	0.106	0.105	0.105
5	0.111	0.111	0.110	0.105	0.105	0.104	0.123	0.122	0.122
10	0.128	0.133	0.133	0.121	0.125	0.124	0.141	0.147	0.147
15	0.146	0.160	0.161	0.136	0.148	0.149	0.163	0.180	0.181
20	0.160		0.187	0.153		0.178	0.174		0.203

FONTE: FIBGE - Censo Demográfico de 1980.

A inspeção das tabelas e gráficos, que permitem comparar as diferentes estimativas, revelam a alta consistência nas tendências da mortalidade infantil entre Brass e Feeney. A limitação que foi imputada a Feeney, de que o desenvolvimento de sua técnica estaria baseada em métodos gráficos, por ocasião da apresentação de sua técnica, não se sustenta.

Teoricamente era de se esperar que estimativas de Brass, por não levar em conta a queda da fecundidade, estivesse sobreestimando a mortalidade. Tal expectativa poderia ser testada ao se comparar as estimativas com as de Preston-Palloni. Entretanto, essas últimas mostraram tendências bastante irregulares devido a sobreestimação daquelas taxas derivadas de mulheres informantes em idades mais velhas. Estas irregularidades se acentuam quando os dados estão com maior nível de desagregação, como no caso de grupos de mulheres segundo os níveis de instrução.

Dois fatos influem nos resultados: primeiro, o programa de Filhos Próprios aloca moradores no domicílio às suas respectivas mães. A unidade é o domicílio, portanto, os filhos alocados são os de 0 a 14 anos, pois indivíduos acima desta idade tem maior probabilidade de estarem residindo fora do domicílio. Tal fato leva a um efeito de truncamento na distribuição de idade dos filhos sobreviventes, base do desenvolvimento da técnica. O efeito truncamento se verifica para mulheres acima de 40 anos e com menor intensidade para mulheres de 35 a 39 anos, o que leva a uma sobreestimação da mortalidade. Levando em conta a sobreestimação da mortalidade para mulheres informantes mais jovens de 15 a 19 anos e em alguma medida para aquelas de 20 a 24 anos, muitos poucos pontos confiáveis restam para se caracterizar uma tendência. A equação de regressão sugerida pelos autores tenta ajustar para as idades de 35 a 39 anos, o efeito do truncamento, porém, parece que para estes grupos estudados o ajuste não teria sido suficiente. Além de afetar os níveis das estimativas, o truncamento tem o seu efeito na estimativa de A_d , usado para a alocação das estimativas no tempo. Estes valores são estimados

por regressão, tendo como parâmetro o tempo de exposição dos filhos sobreviventes (A_s). Na presença de truncamento, estes valores estarão subestimados, portanto, a alocação será feita num tempo mais próximo ao do Censo do que corresponderia na realidade. Esta alocação num tempo menos longínquo estaria reforçando a sobreestimação da mortalidade infantil derivadas de mulheres mais idosas. Veja nos Gráficos 1 e 2 a forma em U das estimativas por este método. Segundo, além disso, o efeito de truncamento teria sido acentuado também pelo fato de que os resultados se basciam na expansão da amostra de 1% de 1970 e 3% de 1980. Uma rápida inspeção dos dados parece revelar alguns efeitos de números pequenos na amostra, por exemplo: os grupos de mulheres em idade quinquenal acima de 35 anos teriam parturição em torno de 1,5 filhos para mulheres com 3 a 4 anos de instrução em 1970. Tais cifras contradizem qualquer bom-senso, pelo que se conhece do comportamento da fecundidade no Brasil. Parece que a robustez desta técnica teria sido mais afetada do que a das outras, por tal deficiência nos dados.

A sugestão, de se indicar no quadro de domicílios a mãe dos indivíduos residentes, feita no Seminário de Sugestões para o Censo de 1990 (Fernandez Castilla, 1987) seria uma recomendação a se ratificar. A alocação dos filhos seria feita prontamente sem a necessidade de se fazer pressupostos e programas especiais e, também, haveria muito maior facilidade para se trabalhar com maior tamanho de amostra e testar com maior confiabilidade a robustez das técnicas, especialmente para o seu emprego nos diferenciais de mortalidade.

DERIVAÇÃO DE TABELAS DE SOBREVIVÊNCIA DE DOIS PARÂMETROS PELA COMPATIBILIZAÇÃO DA SÉRIE TEMPORAL DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA E DA ADULTA

O Censo de 1980 incluiu pela primeira vez o quesito sobre orfandade materna, possibilitando a estimativa dos níveis e das tendências da mortalidade adulta. Uma das vantagens de se contar com essas informações é de que se pode construir tabelas de sobrevivência de dois parâmetros, uma vez que se avalie e, quando for o caso, se provoque a compatibilidade entre os níveis das séries temporais da mortalidade na infância e da adulta.

No caso em que as estimativas alocadas no seu correspondente tempo apresentam níveis que são equivalentes, poder-se-ão construir tabelas de um parâmetro. No caso de níveis divergentes, o procedimento será de procurar um modelo padrão que permita uma compatibilização entre os níveis das duas séries, através de procedimento proposto por Brass (1985b). A compatibilização será efetuada através do sistema logital de Brass, em que provas de valores de β irão sucessivamente alterando o padrão adotado, pela relação $Y_s^*(x) = \beta Y_s(x)$. O novo padrão alterado pelo β provado fornece novas séries de α_s . Os valores de β irão sendo provados até que as séries de α_s na infância e adulta se aproximem. O nível para a mortalidade na infância será:

$$\alpha = Y(x) - \beta Y_s(x),$$

e para mortalidade adulta, o nível será derivado usando-se a relação:



$2\alpha = \ln \{1-nPb\} - \ln \{nPb [\exp(2\beta Ys(b+n))] - \exp(2\beta Ys(b))\}$; onde:
 $nPb =$ probabilidade de sobreviver da idade b até a idade $b+n$;
 $Ys(x) =$ logito de $1-l(x)$ da tabela modelo.

A série de α s correspondentes a mortalidade feminina na infância foi obtida pelas estimativas derivadas pela técnica de Brass de filhos sobreviventes e, a adulta a partir da orfanidade materna. A fim de avaliar a adequação das tabelas modelo mais usuais, empregou-se diferentes modelos padrão do sexo feminino, ou seja: Brasil, padrão geral de Brass e Norte, Sul, Leste e Oeste de Coale-Demeny. O nível adotado, com exceção do padrão geral de Brass que não o requer, foi 16.

A alocação no tempo, da série adulta, foi feita segundo Brass & Bangboye (1981), pela relação:

$$T = 1/2 N [1 - 1/3 \ln({}_{10}S_{n-5}) + f(N+M) + 0.0037 (27-M)]$$

onde: $N =$ idade do informante;

$M =$ idade média da natalidade;

$f(N+M) =$ função que descreve uma relação exponencial do nível da mortalidade com a idade da coorte, dado um padrão de mortalidade e uma estrutura da fecundidade. Os valores são tabulados de acordo com N e M ;

${}_{10}S_{n-5} =$ proporção de informantes não órfãos com idade entre $N-5$ e $N+5$;

O último termo da equação permite ajuste para a idade inicial M .

Valores de T obtidos por uma expressão mais simplificada, proposta pelos autores, também foram testados revelando pouca diferença com aqueles obtidos pela fórmula apresentada.

A medida que se ajusta os valores de α com determinados valores de β , ou seja, ao se introduzir uma nova estrutura no padrão, há que se modificar o valor de T de acordo com:

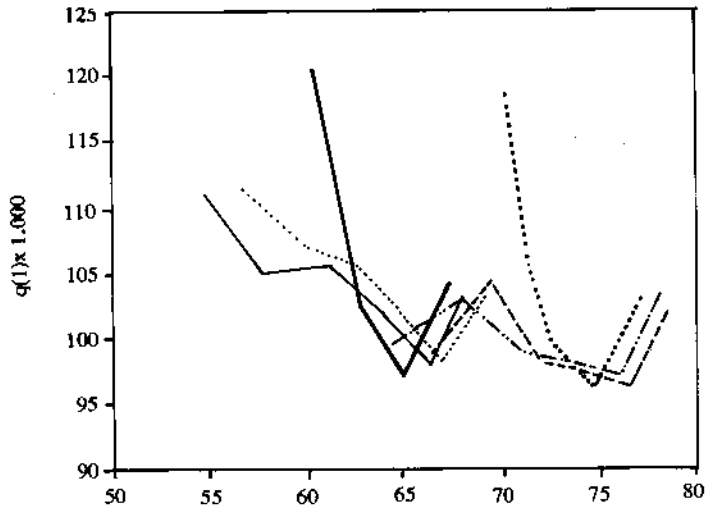
$$\delta T = - N/12 (\beta^* - 1) \ln \{ [(80-M) (80+M+N)] / [(80+M) (80-M-N)] \}.$$

As modificações nos valores de T para mortalidade na infância são relativamente pequenos e, portanto, não é efetuado nenhum ajuste.

Os Gráficos 3a a 3m apresentam os valores de α para β igual a um, ao lado daqueles considerados como os de melhor compatibilidade. O critério para a definição dos melhores pontos de compatibilização, quando os valores de α das duas séries eram muito divergentes, foi quando havia concordância entre os terceiros e quartos valores da série da infância com os pontos entre segundo e quarto da série adulta. Os modelos foram considerados como os mais adequados quando apresentavam maior grau de concordância entre os pontos e valores de β mais próximos a um. Dentro deste critério, o modelo que melhor descreveu as tendências da mortalidade foi o modelo Brasil com β igual a 0.90. Os outros dois modelos com níveis de concordância bem menores do que a do Brasil, apesar de poderem ser considerados razoáveis, fo-

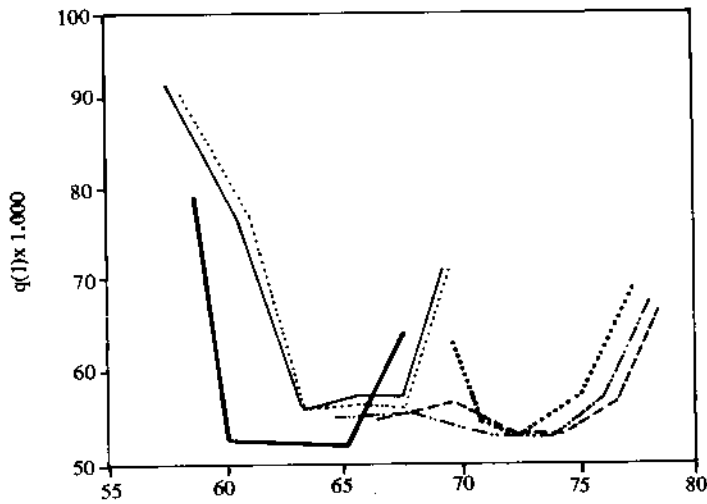
GRÁFICO 1

Tendências da Mortalidade Infantil $q(1)$ Obtidas Pelos Métodos de Brass, Feeney e Preston-Palloni, Segundo Dois Níveis de Instrução das Mulheres e Ano Censitário de Base dos Dados 1970 e 1980



Legenda
 — Feeney 70
 - - - Feeney 80
 Brass 70
 - . - . Brass 80
 ——— Prepal 70
 Prepal 80

a) sem instrução



Legenda
 — Feeney 70
 - - - Feeney 80
 Brass 70
 - . - . Brass 80
 ——— Prepal 70
 Prepal 80

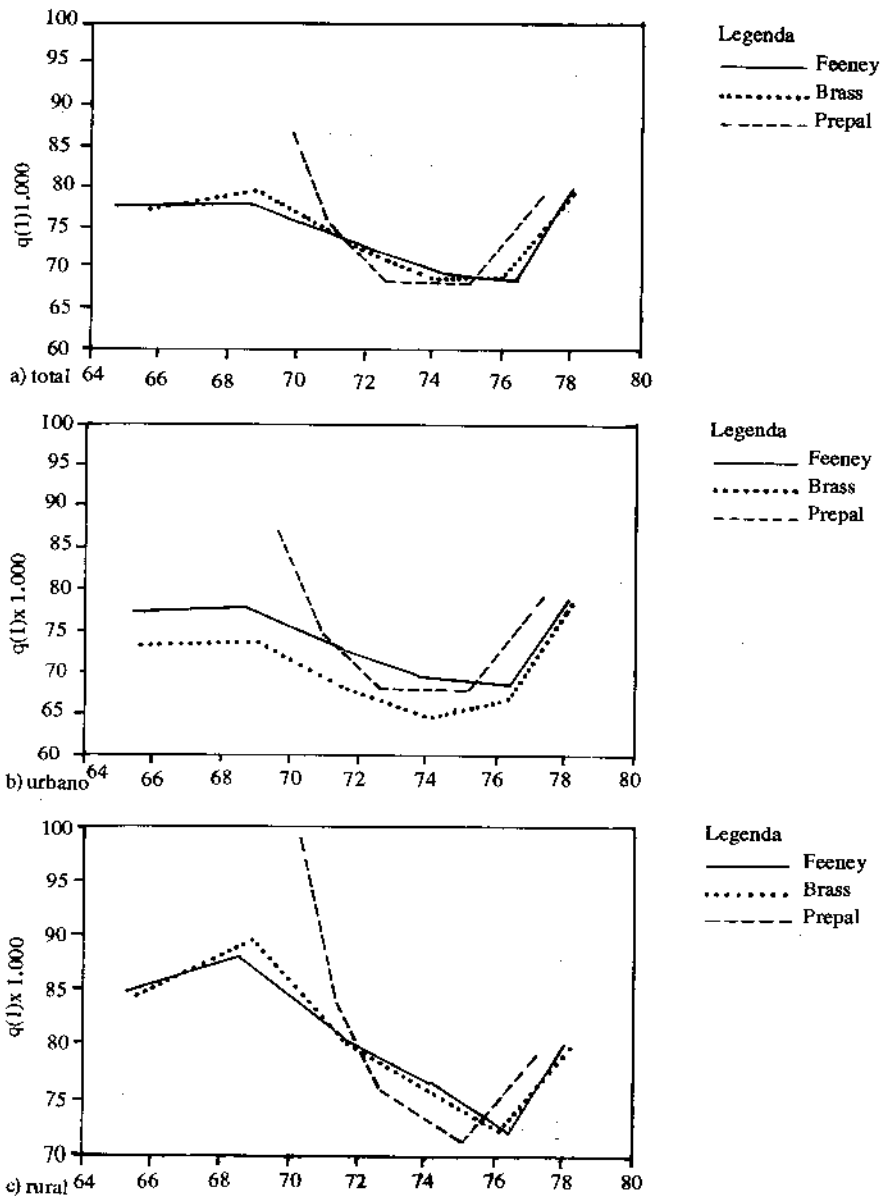
b) 3-4 anos de instrução

FONTE: Censo Demográfico de 1970 e 1980



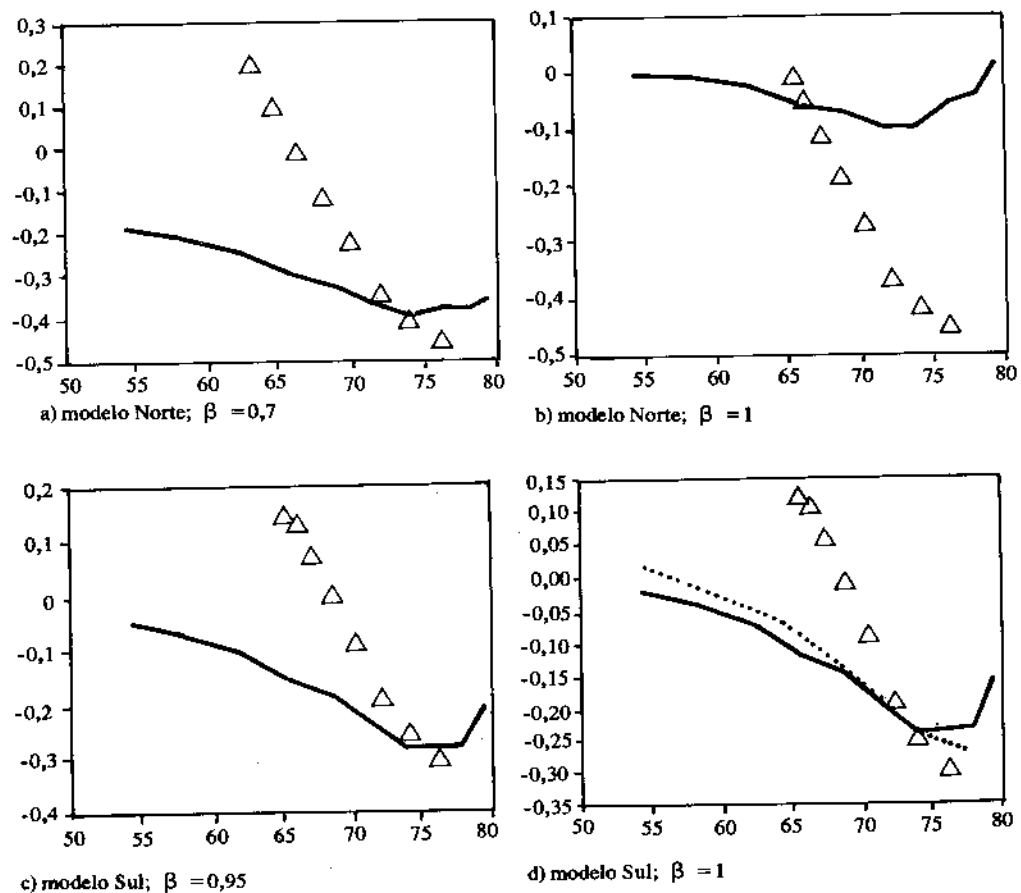
GRÁFICO 2

Tendências da Mortalidade Infantil $q(1)$ Obtidas Pelos Métodos de Brass, Feeney e Preston-Palloni, Segundo Situação de Domicílio das Mulheres e Ano Censitário de Base dos Dados 1980



FONTE: Censo Demográfico de 1980.

GRÁFICO 3
Tendência dos α , na Compatibilização das Séries Adulta e Infantil.



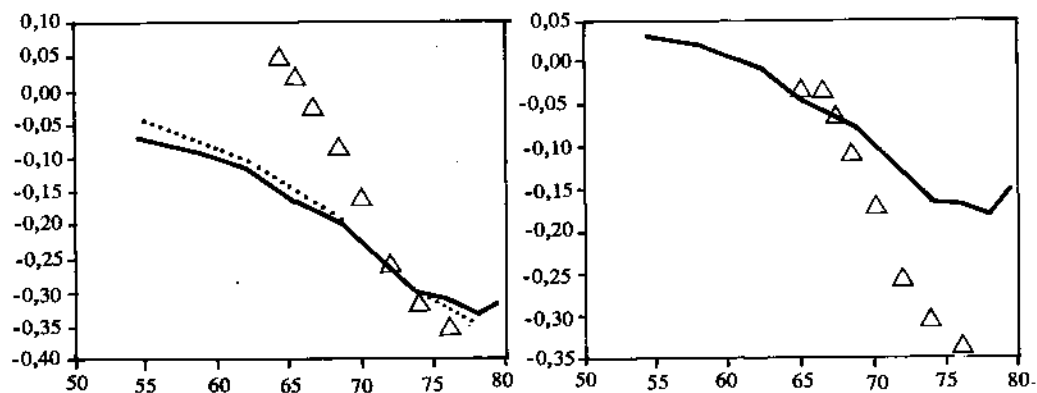
Legenda
 — Infanto-Juvenil
 △ Adulta
 Ajuste

FONTE: Dados originais do Censo Demográfico de 1970 e 1980

(Continua)

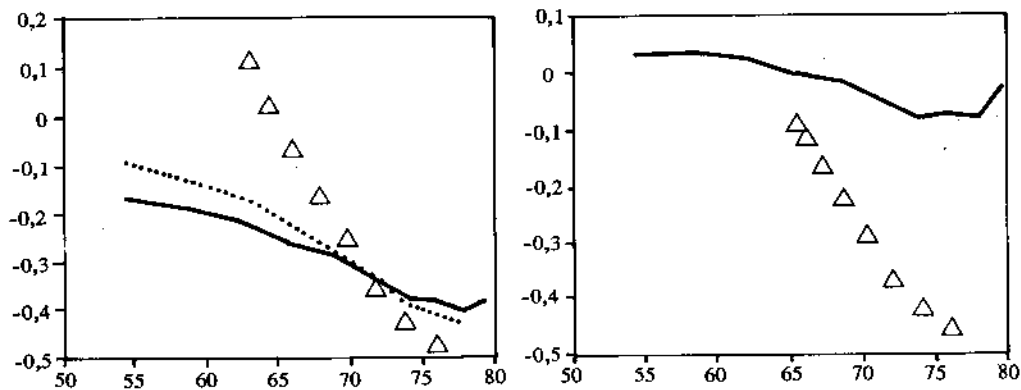


GRÁFICO 3
Tendência dos α , na Compatibilização das Séries Adulta e Infantil.



e) modelo Leste; $\beta = 0,85$

f) modelo Leste; $\beta = 1$



g) modelo Oeste; $\beta = 0,7$

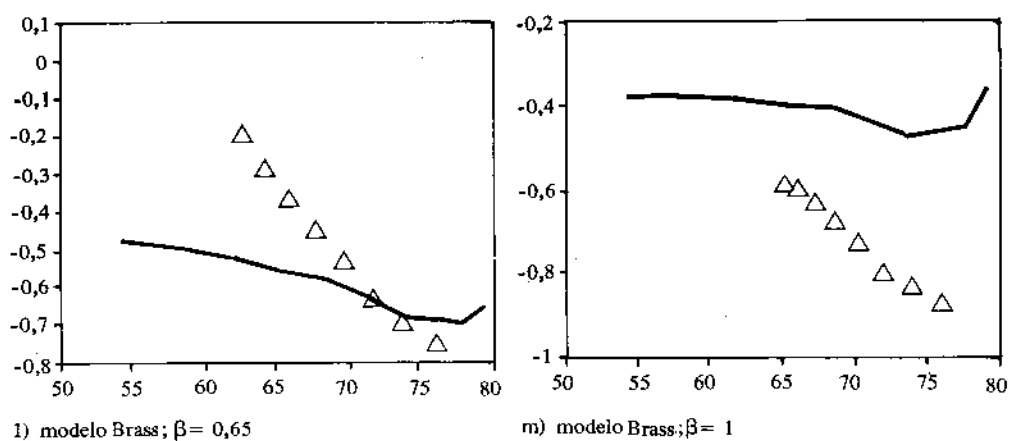
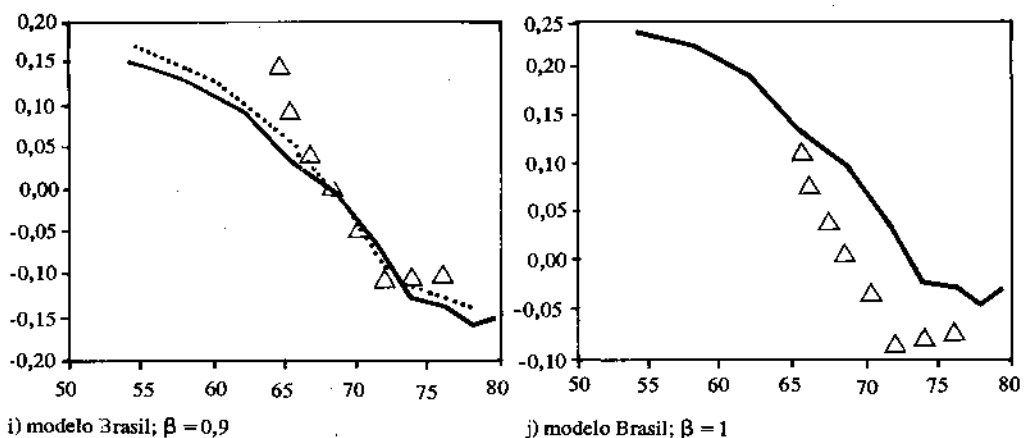
h) modelo Oeste; $\beta = 1$

Legenda
— Infanto-Juvenil
△ Adulta
..... Ajuste

FONTE: Dados originais do Censo Demográfico de 1970 e 1980

(Continua)

GRÁFICO 3
Tendência dos α , na Compatibilização das Séries Adulta e Infantil.



Legenda
 — Infante-Juvenil
 \triangle Adulta
 Ajuste

FONTE: Dados originais do Censo Demográfico de 1970 e 1980.

(Conclusão)



ram o modelo Sul com β igual a 1.00 e o modelo Leste com β igual a 0.85. Os outros modelos além de apresentarem pequeno grau de concordância, chegaram a essa concordância com valores de β muito inferiores a um.

O passo seguinte foi o de construir tabelas de sobrevivência para os modelos escolhidos para alguns anos da série. O modelo Oeste foi incluído apenas para fim comparativo. Nos modelos escolhidos, um ajuste dos α foi feito a mão livre, procurando seguir a tendência dada pela mortalidade na infância por parecerem mais confiáveis. A Tabela 7 apresenta para cada modelo os valores de β e de α com as respectivas estimativas da esperança de vida ao nascer e aos 20 anos de idade, para os anos de 1956, 1966 e 1976. Segundo as estimativas, pelos modelos Brasil, Sul e Leste, a esperança de vida ao nascer feminina no Brasil teria passado de 57 a 59 anos em 1956 para cerca de 66 anos em 1976. A tendência apresentada pelos diferentes modelos foram consistentes e os níveis podem ser considerados dentro dos limites que estudos de mortalidade no Brasil possam julgar aceitáveis, conquanto possa-se suspeitar de que as estimativas para 1976 estejam sobreestimadas.

TABELA 7

Valores de Alfa e Beta do Sistema Logital de Brass, Esperança de Vida Feminina ao Nascer e aos 20 Anos de Idade, Segundo Diferentes Modelos Padrão, Técnicas e Fontes de Dados para a Mortalidade Adulta.

Brasil

1956, 1966, 1976 e 1980

Modelo	Registro Civil *				Óbitos no domicílio *			
	1980,5				1980			
	beta	alfa	e (0)	e (20)	beta	alfa	e (0)	e (20)
Brasil961	-.09	65.0	52.8	1.029	-.01	63.7	51.5
Leste912	-.27	65.0	53.2	.935	-.25	64.6	51.9
Oeste740	-.36	66.1	54.8	.791	-.30	64.8	53.6
Sul	1.039	-.20	64.4	53.2	1.111	-.13	63.0	51.9

Modelo	Orfandade Materna **									
	1976				1966			1956		
	beta	alfa	e (0)	e (20)	alfa	e (0)	e (20)	alfa	e (0)	e (20)
Brasil90	-.14	65.7	53.7	.04	60.4	51.0	.15	57.0	49.4
Leste85	-.33	66.2	54.4	-.13	60.3	51.5	-.05	57.8	50.4
Oeste70	-.41	67.2	55.8	-.23	61.9	53.2	-.12	58.4	51.5
Sul	1,00	-.26	65.7	54.2	-.08	60.5	51,6	.01	57,6	50,3

FONTE: Dados originais do Registro Civil. FIBGE, Anuário Estatístico, Censo Demográfico de 1980.

(*) Valores de alfa e beta obtidos por processo iterativo.

(**) Valores de alfa e beta obtidos por compatibilização da série temporal da mortalidade na infância estimada pela informação de filhos sobreviventes e adulta estimada pela informação de orfandade materna.

Uma inspeção mais detida nos Gráficos 3a a 3m indica que o processo de compatibilização, que no nosso caso sempre passou de β igual a um para β s menores, provoca uma aproximação da série infantil à série adulta. As modificações que se verificam nos α s da série infantil são acentuadamente maiores do que aquelas verificadas nos da mortalidade adulta, que quase não se alteram. Por causa do pequeno número de estudos disponíveis sobre a mortalidade adulta no Brasil, torna-se difícil avaliar a robustez das estimativas. Entretanto, se essas estiverem subestimando os níveis, a compatibilização poderia estar provocando uma subestimação do α "compatibilizado" e provocando uma sobreestimação dos níveis de esperança de vida. Haveria a necessidade de se acumular maior conhecimento sobre o comportamento da mortalidade adulta, de avaliação dos dados e aplicação da técnica proposta para outros grupos e situações a fim de testar a solidez destas estimativas. A inclusão de quesito sobre orfandade materna nas PNAD's e Censos Experimentais, podem auxiliar na avaliação não só da qualidade dos dados, como também na adequação da técnica empregada.

AValiação DA INFORMAÇÃO DE ÓBITOS OCORRIDOS NO DOMICÍLIO NO ÚLTIMO ANO

A introdução do quesito sobre orfandade materna no Censo de 1980, representou uma possibilidade de grande avanço nos estudos da mortalidade, retirando uma lacuna na demografia brasileira que era o conhecimento que se tem sobre a mortalidade adulta com relação aos seus níveis, tendências, diferenciais e determinantes.

É certo que ainda há muito que se avaliar e, estudos que tenham aproveitado os dados são ainda bastante escassos. Se estas informações são auspiciosas no sentido de esclarecer quais os níveis e tendências da mortalidade adulta, antecipam-se problemas, não fáceis de serem contornados, nos estudos de diferenciais e determinantes. Os problemas que surgem nos estudos de diferenciais e determinantes da mortalidade na infância se acentuam quando se trata de mortalidade adulta, advinda da informação de sobrevivência dos pais. Uma, que as estimativas obtidas correspondem a um tempo T de há pelo menos 5 anos da data do Censo. Outra, que a correspondência das características sócio-econômicas entre o informante de idade adulta e a da sua respectiva mãe são difíceis de se avaliar. Estudos de diferenciais sócio-econômicos demandam, portanto, dados que permitam estimativas mais recentes e uma correspondência mais próxima com as características familiares e domiciliares reportadas na data do Censo.

O quesito sobre óbitos ocorridos no domicílio no último ano, introduzido no Censo de 1980, não tem sido empregado pelo alto nível de subenumeração que se verifica ao comparar o número de óbitos declarados com o correspondente nos Registros Cíveis. Não se desprezando o alto nível de sub-registro, procura-se avaliar a compatibilidade da estrutura de óbitos gerados por aquela informação com a estrutura de idade que se verifica no Censo. Esforços no sentido de se avaliar essas informações devem ser incentivados, uma vez que elas, se passíveis de serem usadas, permitem estimativas para data bastante próxima ao Censo e, talvez, constituam a fonte mais apropriada para estimativas de diferenciais por características familiares e domiciliares de mortalidade adulta.



A compatibilização das estruturas foi feita através da técnica de "growth balance" de Brass (1975) e comparada, com procedimentos análogos, com dados do Registro Civil. Após a correção dos níveis de mortalidade das taxas quinquêniais para a idade acima de 20 anos e, utilizando o valor de 1(2) obtido pela técnica de sobrevivência dos filhos de Brass, corrigidos pelos multiplicadores de Fernandez Castilla, seguiu-se a procedimentos iterativos com diferentes modelos padrão para se estabelecerem os valores de α e β do sistema logital de Brass e construção de tábuas de sobrevivência de dois parâmetros. A avaliação e construção da Tabela de sobrevivência foi feita para o sexo feminino para possibilitar a comparação com as tabelas obtidas pela compatibilização da série de mortalidade na infância e adulta proveniente da orfanidade materna.

Os dados sobre os óbitos no último ano fazem parte das Tabelas de Estudo da FIBGE. A tabela que se teve acesso, classifica os dados de acordo com sexo e mês de ocorrência do óbito. O número de óbitos decrescentes, de acordo com o mês de ocorrência mais longe da data do Censo, aponta para uma subenumeração diferencial com os meses. Para se avaliar o efeito desta subenumeração diferencial sobre as estruturas dos óbitos, a análise foi feita para dados reportados no ano, no mês de agosto de 1980, janeiro de 1980 e setembro de 1979. Os dados relativos aos meses estudados foram anualizados.

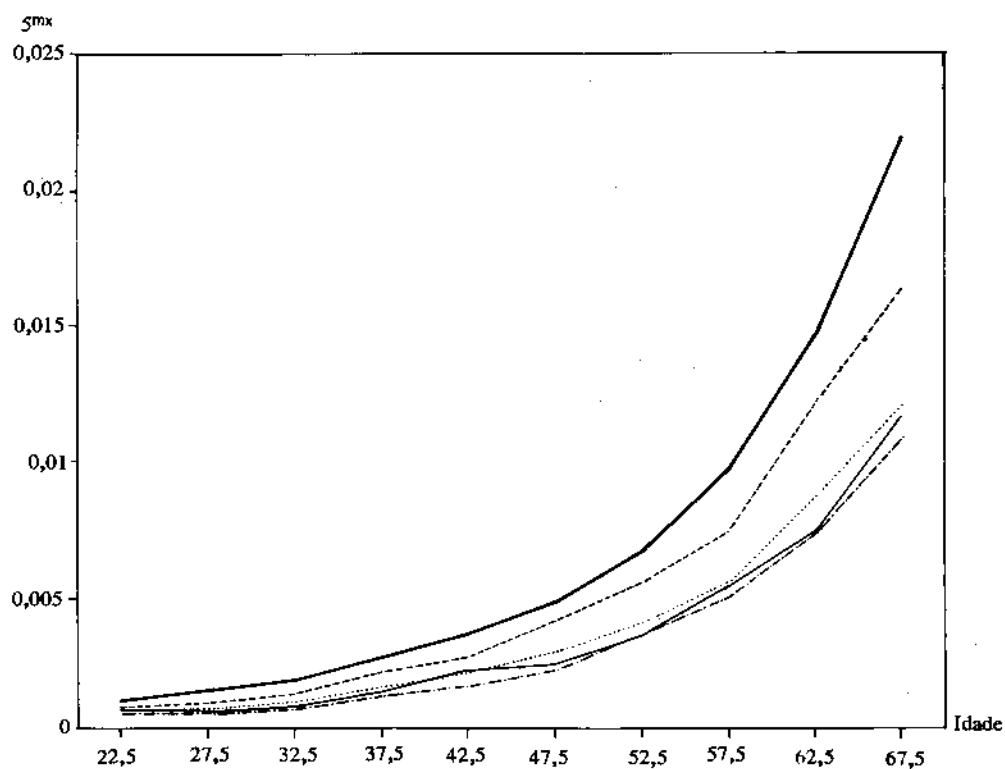
A Tabela 8 resume os resultados obtidos pelo "growth balance". Nota-se que as taxas de crescimentos oriundas de dados de Registro Civil e dos óbitos no domicílio, mostraram-se bastante consistentes e dentro do esperado (de 2,8 a 2,9%). O nível de subregistro, como já se previa, mostrou-se bastante alto para os óbitos no domicílio que se incrementa, à medida que se afasta da data do Censo. Os óbitos anualizados do mês de agosto de 1980, o mês anterior à data de realização do Censo, apresentam subregistro mais próximo ao do Registro Civil, enquanto que para os óbitos anuais ele é praticamente o dobro do Registro Civil. O Gráfico 4 apresenta os valores das taxas de mortalidade específicas para idades em grupos quinquêniais acima de 20 anos ($5Mx$) obtidas pelas diferentes fontes, sem nenhuma correção ou ajuste. As estruturas apresentadas são, sem dúvida, bastante satisfatórias e coerentes entre si, a ponto de não se poder diferenciar qual curva teria sido oriunda de qual fonte.

TABELA 8
Fator de Correção e Taxa de Crescimento ($\times 100$), Obtidos pela Equação de "Growth balance", Aplicada a Dados do Registro Civil e Óbitos ao Domicílio no Último Ano

Fonte	F. de Correção	Taxa de Crescimento
Registro Civil 1980	1,26	2,91
Óbitos no Domicílio		
Anual	2,47	2,82
Agosto 1980	1,71	2,86
Janeiro 1980	2,97	2,77
Setembro 1979	3,08	2,80

FONTE: Dados originais do Registro Civil. FIBGE, Anuário Estatístico, Censo Demográfico de 1980.

GRÁFICO 4
Taxas de Mortalidade Observadas Segundo Fontes de Dados



Legenda

- anuais
- setembro
- janeiro
- agosto
- r. civil

FONTE: Tabulações Especiais dos Censos Demográficos de 1970 e 1980.

A conclusão a que se pode chegar é de que para o sexo feminino os dados de óbitos adultos no domicílio no último ano, apesar do alto grau de subnumeração, apresentam estrutura coerente com a estrutura etária da população, e que apesar da subnumeração diferencial no tempo, as estruturas oriundas de diversos meses não diferem entre si e, portanto, daquela correspondente ao ano todo.



O próximo passo foi o de se verificar a relação que existe entre os dados e as tabelas modelo através de um processo iterativo, com uso do sistema logit de Brass, que procura compatibilizar a informação de mortalidade a partir dos 20 anos com a mortalidade na infância. O processo adotado foi aquele apresentado por Brass e Hill (1973). As tabelas modelo adotadas foram as mesmas usadas para se compatibilizar as estimativas de mortalidade adulta através da orfandade materna com a mortalidade na infância.

A finalidade desta etapa foi a de se verificar se as estruturas de óbitos derivadas de óbitos anuais, diferem daquelas oriundas de óbitos mensais anualizados se comparadas com determinados modelos padrão, procurando o padrão que mais se ajusta a essas estruturas. Adicionalmente, pode-se também comparar com a estrutura que mais se adequou a informação oriunda da orfandade materna. O critério para a definição do modelo de melhor ajuste foi aquele que mostrava menor variação de β s correspondentes a grupos de idades quinquenais de 30 a 65 anos. O conjunto dos valores de α s e β s obtidos e a amplitude dos β s para as idades consideradas, para as diferentes combinações de dados e modelos padrão, são apresentados na Tabela 9. A consistência das diferentes fontes (óbitos anuais, mensais anualizados e Registro Civil) que se verifica com relação a amplitude e valores estabilizados de β s para os diversos modelos, é um fato que chama a nossa atenção. Para todas as fontes o modelo de melhor ajuste foi o modelo Brasil, que apresentou amplitudes de variação de β s sempre inferiores a 0,10 e se estabilizou entre 0,961 e 1,091. Para os outros modelos as amplitudes de variação estavam entre 0,14 e 0,25. Os modelos Sul e Leste se estabilizaram em valores de β s próximos a um. Podendo se concluir, de forma análoga à sessão anterior, que o padrão que melhor se ajusta a dados de óbitos no domicílio e Registro Civil é o padrão Brasil.

Além de apresentarem consistência interna que apontam para uma estrutura de mortalidade relativamente confiável, os resultados deste procedimento confirmam mais uma vez que em termos de estrutura, apesar do subregistro diferencial, os dados anuais não diferem dos dados mensais anualizados e nem dos dados do Registro Civil. Este fato é importante porque ao se tomar dados mensais, estamos empregando uma desagregação correspondente a 1/12 dos dados anuais, indicando que este tipo de dado suporta desagregações relativamente grandes.

Tabelas de sobrevivência baseadas em dois parâmetros (α e β) foram construídas para os modelos Brasil, Leste, Sul e Oeste, usando-se dados anuais de óbitos no domicílio e Registro Civil. Apesar de ter sido o modelo Brasil elegido como o melhor padrão para estes dados, os outros modelos foram incluídos para fins comparativos. Os resultados das esperanças de vida ao nascer e aos 20 anos, bem como os valores de α e β encontrados pelo processo iterativo encontram-se na Tabela 7. A esperança de vida ao nascer para o sexo feminino no Brasil, segundo o modelo Brasil, Leste e Sul estariam entre 63 e 64,6 anos, no início de 1980 (dados de óbitos no domicílio) e em torno de 64,4 a 65,0 anos em meados de 1980 (dados do Registro Civil). Os valores parecem ser bastante consistentes entre eles e apresentam níveis considerados bastante razoáveis para a realidade brasileira.

Como no caso da orfandade materna, os dados de óbitos ocorridos no domicílio no último ano necessitam de mais estudos, especialmente para grupos mais desagregados. Entretanto, até agora as evidências apontam para que decisões de não se incorporar essas informações nos próximos Censos, baseadas apenas na informação sobre o nível de subnumeração parece precipitada.

TABELA 9
Valores de Alfa e Beta e Amplitude de Beta no Processo Iterativo para Dados de Registro Civil e Óbitos no Domicílio.

Padrão	Dados R. Civil	Dom. an.	Agosto 80	Janeiro 80	Setembro 79	
Brasil . . .	alfa	-.09	-.01	-.07	-.06	.00
	beta	.961	1.029	.983	1.091	1.043
	amp. de beta	.05	.07	.09	.06	.09
Brass . . .	alfa	-.69	-.65	-.67	-.62	-.64
	beta	.686	.734	.703	.775	.743
	amp. de beta	.18	.19	.21	.21	.22
Norte . . .	alfa	-.32	-.26	-.29	-.21	-.25
	beta	.755	.805	.774	.848	.815
	amp. de beta	.18	.21	.22	.21	.23
Sul	alfa	-.20	-.13	-.17	-.07	-.11
	beta	1.039	1.111	1.066	1.173	1.124
	amp. de beta	.18	.23	.24	.24	.25
Leste . . .	alfa	-.27	-.20	-.25	-.15	-.19
	beta	.912	.977	.935	1.032	.989
	amp. de beta	.14	.19	.15	.20	.21
Oeste . . .	alfa	-.36	-.30	-.34	-.26	-.29
	beta	.740	.791	.759	.836	.801
	amp. de beta	.19	.23	.23	.23	.23

FONTE: Dados originais do Registro Civil, FIBGE, Anuário Estatístico, Censo Demográfico de 1980.

CONCLUSÕES

A natureza dos dados trabalhados e a falta de estudos comparativos no Brasil e o caráter exploratório deste trabalho, não nos permitiram tirar conclusões decisivas. Entretanto, alguns dos pontos discutidos no decorrer deste trabalho serão aqui resumidos:

- 1) Preston-Palloni nos anos em que não ocorreram sobreestimação mostrou resultados bastante próximos aos métodos de Brass e Feeney, tal fato leva a ponderações sobre a importância da quebra dos pressupostos de fecundidade constante e população fechada.



- 2) A necessidade de se avaliar melhor o efeito da queda de fecundidade na estimativa indireta das tendências da mortalidade na infância e a robustez das estimativas de diferenciais por características que mudam com a idade das informantes, implica na necessidade de informações adicionais que sejam preferencialmente de fácil obtenção. A inclusão de quesitos muito simples como a identificação da mãe no quadro de domicílio, nos Censos e PNAD's, tornariam métodos de estimação de mortalidade e fecundidade por filhos próprios acessíveis para a maioria dos demógrafos que, até o momento, dependem de programas especiais.
- 3) Há necessidade de que estudiosos se interessem pela análise da mortalidade adulta utilizando informações existentes no Censo de 1980. A replicação de estudos em diferentes situações e grupos de categorias permitem não só avaliar a qualidade dos dados, como também as técnicas mais recentes de pouco uso no país. Atenção especial deve ser dada a construção de tabelas de sobrevivência, através da compatibilização das séries temporais de mortalidade na infância e adulta, o que permite a obtenção de séries de esperanças de vida por um período de até 15 anos com base num único Censo.
- 4) A informação sobre óbitos femininos ocorridos no domicílio no último ano, mostrou-se promissora para o estudo da mortalidade adulta no Brasil. Apesar do alto nível de subenumeração, a estrutura de óbitos por ela gerada é compatível com a estrutura etária do Censo, gerando níveis de esperança de vida dentro dos limites de consideração razoável. Não ignorando os problemas associados a este tipo de informação, as possibilidades que se visualizam como potencial fonte de dados para estudos dos níveis de mortalidade para datas próximas ao Censo e dos diferenciais e determinantes da mortalidade adulta, apenas incentivam que elas continuem a ser coletadas e avaliadas.
- 5) A análise de várias fontes de dados com diversos métodos aponta o Modelo Brasil como aquele que melhor descreve a estrutura de mortalidade feminina no Brasil. Há indicações de que a estrutura da mortalidade no Brasil apresenta mortalidade na infância mais elevada e a adulta consideravelmente mais baixa do que os modelos de Coale e Demeny, empregados neste trabalho.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BRASS, W. et al – 1968. *The demography of Tropical Africa*. Princeton. Office of Population Research, Princeton University Press.
- BRASS, W. e HILL, K. – 1973. Estimating adult mortality from orphanhood. *Proceedings of the International Population Conference, Liège 1973*. Liège, IUSSP, v. 3, p. 111-123.
- 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.

- BRASS, W. – 1985a. A simple approximation for the time location of estimates of child mortality from proportions dead by age of mother. CPS, *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.
- – 1985b. The derivation of life tables from retrospective estimates of child and adult mortality. CPS, *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.
- BRASS, W. e BAMGBOYE, E.A. – 1981. The time location of reports of survivorship: estimates for maternal and paternal orphanhood and ever-widowed. London, *CPS Working Paper N° 81-1*, London School of Hygiene and Tropical Medicine.
- COALE, A.J. e TRUSSELL, J. – 1977. Estimating the time to which Brass estimates apply. Annex I to PRESTON, S.H. e PALLONI, A. *Fine-tuning Brass-type mortality estimates with data on ages of surviving children*. Population Bulletin of the United Nations, n° 10.
- FEENEY, G. – 1976. Estimating infant mortality rates from child survivorship data by age of mother. *Asian Pacific Newsletter*, East West Population Institute, 3(2), Nov.
- – 1980. Estimating infant mortality from child survivorship data. *Population Studies* 34(1), Mar.
- FERNANDEZ CASTILLA, R.F. – 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).
- – 1987. *Sugestões de quesitos sobre mortalidade para o Censo Demográfico Brasileiro de 1990*. Trabalho apresentado ao Seminário sobre o Censo de 1990, ABEP, Belo Horizonte, Jun.
- PRESTON, S.H. e PALLONI, A. – 1977. Fine-tuning Brass-type mortality estimates with data on ages of surviving children. *Population Bulletin of the United Nations*, n° 18.
- SAWYER, D.O. e FERNANDEZ CASTILLA, R.E. – 1989. Problemas metodológicos de medición e interpretación en los estudios de la mortalidad infantil. In: LAITTES, A.E.; FARREN, M. e MacDONALD, J. (ed), *Salud, enfermedad y muerte de los niños en América Latina*. CLACSO/IDRC, p. 27-49.



ABSTRACT – This work tries to check consistency of different infant and adult mortality estimation results made with data from different sources, by means of empirical applications. The methods developed by Brass, Feeney and Preston-Palloni were used to estimate childhood mortality. The confrontation of Preston-Palloni's method with Brass and Feeney's is an interesting one because it dispenses the assumption of constant fertility and is adequate to open populations. Data used for the two first methods are of Brass' sort. For the Preston-Palloni method, results obtained through the application of the Own-Child method were used. The original data comes from the Demographic Census of 1970 and 1980. Results obtained by using Brass and Feeney methods were compatible, in spite of the differences in procedures. Preston-Palloni results were rather unsatisfactory, possibly due to limitations of data derived from the application of the Own-Child method. To overcome this deficiency, we propose some new questions to be incorporated to the forthcoming Demographic Censuses.

Data on maternal orphanhood and of deaths occurred in the household in the previous year, incorporated to the Demographic Censuses of 1980, allowed the estimation of adult death probabilities. The results were compatible with estimations based on data coming from the Civil Register.

The importance of the information about deaths in the previous year is stressed because of its potential use as source for calculations of socio-economic differentials of adult mortality in Brazil. Coale and Demeny Regional Model Life Tables were used, the Brazil Model being the more compatible. There are indications that the Brazilian mortality pattern is characterized by higher childhood mortality and lower adult mortality than indicated by the Coale and Demeny life tables used. More extensive application of methods is needed in order to better evaluate available sources of information.

AGRADECIMENTOS

Este trabalho beneficiou-se com a incorporação de muitas das sugestões fornecidas por Jorge Somoza e Carmen Arretx. Rogelio Fernandez Castilla participou de discussões teóricas, com os autores, sobre as técnicas empregadas e Eric Jorge Sawyer paciente e cuidadosamente efetuou a revisão do texto. A todos eles os nossos agradecimentos.

Com certeza, as impropriedades e incorreções que porventura hajam no trabalho são de inteira responsabilidade dos autores.