

Estimativas da mortalidade infantil no Brasil, década de oitenta: proposta de procedimento metodológico

Estimates of infant mortality in Brazil in the 80's: a proposal for a methodological procedure

Célia Landmann Szwarcwald e Euclides Ayres de Castilho

Departamento de Informações para a Saúde, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro RJ - Brasil

Propõe-se um procedimento para a estimativa da mortalidade infantil, no Brasil, na década de 80, baseado apenas na distribuição etária dos óbitos registrados, possibilitando o acompanhamento da evolução deste indicador de forma contínua, ano a ano, em diversas subáreas do País. Análise-se a distribuição espaço-temporal das principais causas de óbito e discute-se a sensibilidade do risco de morrer entre os menores de um ano face às condições de vida da população brasileira, no período de 1979 a 1989.

Mortalidade infantil, tendências. Causa da morte. Técnicas de estimação.

Introdução

As estatísticas de mortalidade constituem uma das mais tradicionais informações em estudos de população. No âmbito da saúde pública, as frequências das causas de morte e a distribuição etária dos óbitos têm sido fontes constantes de análise para caracterizar condições de saúde (Laurenti e col.²⁴, 1985).

O interesse em expressar quantitativamente diferentes situações de mortalidade através de medidas sintetizadoras tem estimulado, ao longo do tempo, a proposição das chamadas estatísticas de saúde (Hanoluwka²¹, 1987). Neste sentido, o coeficiente de mortalidade infantil exerce papel fundamental. Desde a constatação de declínio acentuado nos países industrializados, é tido como um dos indicadores mais expressivos da situação de saúde e da condição social de uma população (Pollard e col.²⁷, 1974).

A disponibilidade e a qualidade das estatísticas vitais têm imposto série de restrições para o uso do coeficiente de mortalidade infantil no Brasil (Irwin e Oliveira²², 1974; Jorge²³, 1983). Dado pelo número de óbitos em menores de um ano para

cada mil nascidos vivos (NV), conforme definição internacional, o seu cálculo é problemático em países onde a cobertura das informações de registro é incompleta.

Diante das limitações das fontes primárias de informações em grande parte dos países subdesenvolvidos, a pesquisa demográfica dedicou-se à formulação de técnicas, ditas de mensuração indireta e baseadas em dados de entrevistas censitárias ou em pesquisas especiais para substituir as estimativas clássicas (United Nations²⁵, 1990). Entretanto, as estimativas assim obtidas referem-se a intervalos de tempo irregulares, o que constitui sério empecilho para a monitoração da mortalidade.

O caráter de continuidade, singular aos dados de registro, tem encorajado a produção de métodos para estimar indicadores de mortalidade mediante o ajuste das estatísticas vitais (Sawyer²⁸, 1984). Nos últimos trinta anos, vários procedimentos têm sido desenvolvidos baseando-se no simples princípio de que se a taxa de sub-registro de óbitos é aproximadamente constante por idade, a distribuição etária das mortes não é afetada (United Nations²⁴, 1983).

Com o propósito de caracterizar o comportamento da mortalidade infantil no Brasil, na década

Separatas/Reprints: Célia Landman Szwarcwald - Departamento de Informações para a Saúde, Fundação Oswaldo Cruz/CICT/DIS, Av. Brasil, 4365 - 21045-900 - Rio de Janeiro, RJ - Brasil. Fax: (021) 290-0287 E. mail: CELIA@MALARIA.PROCC.FIOCRUZ.BR

Recebido em 10.10.1994. Reapresentado em 14.7.1995. Aprovado em 22.8.1995.

de 80, defrontou-se com o problema de estimar este indicador em regiões com grande precariedade das estatísticas de óbitos. Tentativas de uso das técnicas já existentes não se mostraram satisfatórias, sobretudo pelas restrições impostas pelos modelos nem sempre válidos para os dados brasileiros. Recorreu-se, portanto, ao instrumental matemático e estatístico para propor um procedimento que possibilitasse mensurar a mortalidade infantil de forma contínua, ano a ano, nas diversas subáreas geográficas do território nacional.

O presente trabalho tem o objetivo principal de propor procedimento para estimar a mortalidade infantil no Brasil, na década de 80, a partir das informações de óbitos registrados. Fundamenta-se em representar a mortalidade proporcional por idade por meio de indicadores invariantes ao sub-registro de óbitos.

Metodologia

O método ora proposto para caracterizar a evolução da mortalidade infantil no Brasil, na década de 80, foi desenvolvido em duas etapas. Primeiramente, uma aproximação matemática ao modelo geral das Nações Unidas (United Nations⁴³, 1982) possibilitou a sua utilização para populações com coberturas não completas das estatísticas vitais, permitindo a obtenção das estimativas no ano de 1980 para todas as Unidades da Federação (UF), como apresentado na sessão seguinte.

Na segunda etapa, para mensuração da mortalidade infantil durante a década de 80 sem depender de informações censitárias, propõe-se procedimento baseado apenas na mortalidade proporcional por idade, fundamentando-se em representar a composição etária dos óbitos por meio de indicadores invariantes ao sub-registro de óbitos. Através de uma análise estatística por componentes principais e dos indicadores construídos nas UFs, no triênio 1979-1981, o padrão etário brasileiro de mortalidade foi expresso por número reduzido de fatores.

As estimativas da mortalidade infantil foram obtidas quantificando-se os desvios entre a mortalidade proporcional por idade de cada UF e o padrão nacional. A relação foi obtida por meio de uma regressão logito-linear tendo como variável resposta os valores estimados pelo modelo da ONU modificado, e como variáveis independentes os "scores" padronizados nos três primeiros componentes principais.

Por meio do método proposto, utilizando-se as "Estatísticas do Registro Civil" (FIBGE⁷⁻¹⁷, 1981,

1983, 1984, 1986, 1988, 1989, 1990, 1991), foi possível estimar a mortalidade infantil por grandes regiões e regiões metropolitanas, no período de 1979 a 1989. A partir das informações do Subsistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS)²⁶⁻³⁴ (1982-1985, 1987, 1988, 1991, 1992), calculou-se a mortalidade proporcional segundo principais causas* entre os menores de um ano, possibilitando a estimativa de taxas específicas por causas de morte.

Estimativas para 1980 pelo Modelo da ONU Modificado

O modelo geral das Nações Unidas (United Nations⁴³, 1982) surgiu da necessidade de se construir tábuas-de-vida especificamente para populações em desenvolvimento. O modelo consiste em expressar as alterações na curva de mortalidade (traduzidas pelos logitos das probabilidades de morte nos grupos etários 0-1, 1-4, 5-9, ..., 80-84) de uma determinada população em relação a uma curva modelo por meio de uma regressão linear, resultante de uma análise de componentes principais.

Todavia, embora este modelo tenha inúmeras formas de uso para o ajuste das probabilidades de morte e para a estimação de parâmetros demográficos, a sua aplicação direta a dados de óbitos subenumerados resulta em distorções relevantes de acordo com a magnitude do sub-registro.

A elaboração de um procedimento denominado de "modelo da ONU modificado - MONUM"^{**} possibilitou a sua utilização para populações com estatísticas de mortalidade incompletas. Sob a hipótese de sub-registro de mortes aproximadamente constante em um certo intervalo etário (e.g. 1-69 anos), a reformulação consiste em ajustar os desvios dos logaritmos das taxas observadas de mortalidade por idade em relação a um padrão-médio através de uma análise de regressão múltipla. As estimativas dos coeficientes do MONUM estabelecem a probabilidade de morrer no primeiro ano de vida e o grau de cobertura do sistema de registro.

Para a aplicação do MONUM nas grandes regiões e UFs, por sexo, em 1980, os dados utilizados sobre população foram os referidos no censo de 1980 (FIBGE⁶, 1984) e os sobre óbitos, publicados nas estatísticas de Registro Civil (FIBGE⁸, 1981), à

* Excluindo-se os óbitos sem definição da causa básica.

** Ver descrição sucinta no Anexo.

exceção da Região Norte, para a qual foram usadas as informações do Subsistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde, por terem se mostrado mais fidedignas (Szwarcwald¹¹, 1993). Para o ajuste das curvas brasileiras de mortalidade por idade à regressão descrita pela equação (A5) do Anexo, considerou-se o intervalo etário [1,69] anos e adotou-se o padrão "Chilean", como modelo médio, por ter sido o que demonstrou a melhor aderência ao modelo em todas as regiões estudadas. As probabilidades de morte no primeiro ano para ambos os sexo foram calculadas através dos valores obtidos para o sexo feminino e masculino, supondo-se, como habitual, razão de sexo ao nascimento de 1,05.

Os resultados obtidos pela aplicação do MONUM às estatísticas de mortalidade regionais evidenciam os contrastes internos (Tabelas 1 e 2). A pior notificação foi obtida para a Região Norte, onde a proporção de óbitos declarados não atingia 50%, em 1980. A Região Nordeste é a que apresentava os maiores níveis de mortalidade infantil, calculada em 122/1.000 NV para ambos os sexos, duas vezes maior que no Centro-Sul. Os achados para a Região Centro-Oeste apontam para altas taxas de sub-registro mas risco de morrer no primeiro ano de vida próximo aos obtidos nas regiões mais desenvolvidas do País.

A mortalidade infantil para o Brasil, 1980, estimada em 83 por 1.000 NV, foi calculada como sendo a média ponderada das estimativas regionais, utilizando-se pesos proporcionais ao número corrigido de nascidos vivos* em cada grande região.

Tabela 1 - Estimativas da mortalidade infantil (por 1.000 NV) pelo MONUM, segundo as grandes regiões e sexo. Brasil, 1980.

Região	Mortalidade Infantil (/1.000 NV)		
	Sexo Masculino	Sexo Feminino	Total
Norte	109,9	99,3	104,7
Nordeste	129,5	114,1	122,0
Sudeste	61,8	53,4	57,7
Sul	57,9	50,8	54,4
Centro-Oeste	70,8	49,3	60,3
Brasil	89,2	77,4	83,4

MONUM - Modelo da ONU modificado

* Estimativas através de informações censitárias pelo método de Brass¹ (1975).

Tabela 2 - Estimativas do grau de cobertura (%) pelo MONUM, segundo as grandes regiões e sexo. Brasil, 1980.

Região	Sexo		Total
	Masculino	Feminino	
Norte	48,1	43,1	45,9
Nordeste	50,2	48,0	49,2
Sudeste	98,0	94,6	96,6
Sul	93,2	87,3	90,7
Centro-Oeste	63,1	63,1	63,1
Brasil	72,7	68,9	71,1

MONUM - Modelo da ONU modificado

Para estimar as probabilidades de morte no primeiro ano de vida nas Unidades da Federação através do MONUM, calculou-se, primeiramente, as taxas médias de mortalidade segundo sexo e idade no período 1979-1981. Optou-se por trabalhar com as médias trienais com base no ano de 1980, para prover maior estabilidade aos coeficientes. Os resultados segundo Unidades da Federação estão apresentados na Tabela 3.

Modelo Baseado na Mortalidade Proporcional por Idade

O procedimento proposto, seguindo as idéias de Moraes²⁵ (1959) e Guedes e Guedes²⁰ (1973), consiste em aferir níveis de mortalidade por meio da quantificação da curva de mortalidade proporcional por idade. A partir dos pressupostos de que o sub-registro de óbitos é aproximadamente constante segundo a variável idade dentro do intervalo de 1 a 69 anos e que o sub-registro de mortes não varia significativamente por meses de idade dentro do intervalo 0-1 ano, o princípio do método é baseado em expressar o padrão etário de mortalidade de uma dada população por um conjunto de indicadores que independem da magnitude do sub-registro de óbitos.

Fundamentando-se na disponibilidade de informações de óbitos registrados, publicadas regularmente, construíram-se os seguintes indicadores:

i) Para o primeiro ano de vida

X_{01} = proporção de óbitos de 28 a 59 dias em relação ao total de óbitos de menores de um ano.

X_{02} = proporção de óbitos de 60-364 dias em relação ao total de óbitos de menores de um ano.

Tabela 3 - Estimativas da probabilidade de morrer entre os menores de um ano pelo MONUM, segundo as Unidades da Federação (UFs) e sexo, Brasil, 1980.

UFs	Sexo Masc.	Sexo Fem.	Ambos os Sexos
RO+AC+RR+AP	0,1329	0,1095	0,1215
AM	0,0977	0,0903	0,0941
PA	0,1064	0,0972	0,1019
MA	0,0615	0,1089	0,0846
PI	0,0667	0,0781	0,0723
CE	0,1506	0,1289	0,1400
RN	0,1437	0,1069	0,1253
PB	0,1776	0,1225	0,1507
PE	0,1598	0,1135	0,1372
AL	0,1334	0,1216	0,1276
SE	0,1147	0,0989	0,1070
BA	0,1174	0,1055	0,1116
MG	0,0687	0,0579	0,0634
ES	0,0859	0,0698	0,0780
RJ	0,0662	0,0566	0,0615
SP	0,0518	0,0479	0,0499
PR	0,0671	0,0521	0,0598
SC	0,0587	0,0508	0,0548
RS	0,0485	0,0465	0,0475
MS	0,0813	0,0573	0,0696
MT	0,0838	0,0653	0,0748
GO	0,0640	0,0464	0,0554
DF	0,0625	0,0419	0,0525

MONUM - Modelo da ONU modificado.

ii) Entre 1 e 69 anos

X_j = proporção de óbitos no grupo etário I_j em relação ao total de óbitos entre 1 e 69 anos, para $j=1,2,\dots,14$ onde $I_1=1-4$ anos, $I_2=5-9$ anos, ..., $I_{14}=65-69$ anos.

Obviamente, de acordo com as suposições iniciais, os indicadores X_{01} , X_{02} e X_j ($j=1,\dots,14$) têm a propriedade de se manter inalterados, qualquer que seja o grau de cobertura dos óbitos.

Com o propósito de expressar a mortalidade proporcional por idade através de um número reduzido de fatores, realizou-se uma análise estatística de componentes principais (descrita em Green¹⁹, 1978), considerando-se como conjunto de variáveis os logaritmos dos dezesseis indicadores X_{01} , X_{02} e X_j ($j=1,2,\dots,14$), denotados respectivamente por L_1, L_2, \dots, L_{16} . Calculados para as UFs nos anos de 1979, 1980 e 1981, constituíram uma matriz de 77 observações multivariadas. As fontes de informação foram as Estatísticas do Registro Civil referentes ao triênio 1979-1981 (FIBGE^{7,9,10}, 1981, 1983).

Da análise estatística, foram escolhidos três fatores que explicaram cerca de 79% da variância

total. A rotação dos eixos pelo método varimax (apresentado em Green¹⁹, 1978) determinou uma nova configuração da matriz de cargas que facilitou a interpretação do espaço reduzido (Tabela 4). As maiores cargas das variáveis referentes aos óbitos na infância (1-4 anos) e no primeiro ano de vida foram encontradas no primeiro componente principal, induzindo a denominá-lo de "Mortalidade proporcional entre os menores de um ano". Os sinais negativos correspondentes a esses grupos etários indicam correlação inversa com a mortalidade infantil. O segundo componente, apresentando cargas grandes (em valor absoluto) correspondentes a quase todos os grupos etários compreendidos entre 5 e 69 anos, foi chamado de "Mortalidade proporcional entre 5 e 69 anos". Exibindo cargas negativas para as idades mais avançadas e positivas entre 1 e 69 anos, neste eixo, melhores situações de mortalidade são traduzidas por coordenadas negativas. O terceiro fator tem o papel de explicar diferenças na mortalidade em adultos jovens. Apresentando as maiores cargas para os grupos 35-39, 40-44 e 30-34 anos, foi designado "Mortalidade proporcional em adultos jovens de 30-44 anos".

A situação de cada UF, em relação ao espaço reduzido, pode ser dimensionada através dos "scores" padronizados obtidos em cada componente principal. Os valores médios resultantes, calculados para as UFs no triênio 1979-1981, foram representados no plano cartesiano formado pelos dois primeiros fatores (Figura 1). Observando o gráfico no sentido do círculo trigonométrico, o

Tabela 4 - Cargas dos três primeiros componentes principais após rotação varimax.

Faixa etária	Variável	Componente		
		1	2	3
28-59 dias	L_1	-0,6556	-0,3058	-0,0103
60-364 dias	L_2	-0,8072	-0,0278	-0,0771
1-4 anos	L_3	-0,8408	0,3733	-0,2256
5-9 anos	L_4	-0,4870	0,7694	-0,2678
10-14 anos	L_5	-0,3305	0,7336	-0,2598
15-19 anos	L_6	0,1576	0,8967	-0,0727
20-24 anos	L_7	0,2083	0,8676	0,1660
25-29 anos	L_8	0,1191	0,7681	0,4868
30-34 anos	L_9	-0,0072	0,6132	0,5710
35-39 anos	L_{10}	0,0541	0,1333	0,8623
40-44 anos	L_{11}	0,2813	-0,2198	0,7658
45-49 anos	L_{12}	0,6124	-0,4755	0,4519
50-54 anos	L_{13}	0,6753	-0,5889	0,1331
55-59 anos	L_{14}	0,5056	-0,7673	0,0607
60-64 anos	L_{15}	0,3143	-0,8977	0,0932
65-69 anos	L_{16}	0,1598	-0,8673	-0,1577
Proporção da variância total (%)		21,9	41,7	14,9

* Para o Estado do Amazonas utilizou-se como fonte de informações o SIM/MS.

quarto quadrante agrega as unidades com os melhores níveis de mortalidade. Aí localizados estão os Estados das regiões Sul e Sudeste, destacando-se o Rio Grande do Sul seguido de São Paulo e Rio de Janeiro. Opostamente, o aglomerado formado por Paraíba, Ceará, Alagoas, Sergipe, Pernambuco, Rio Grande do Norte e Bahia, no terceiro quadrante, expressa as piores condições de mortalidade infantil. Padrões intermediários são apresentados para as regiões Norte e Centro-Oeste. Situadas no quadrante esquerdo superior, a primeira assemelha-se ao Nordeste no tocante à mortalidade infantil, enquanto a segunda, localizada à sua direita (com exceção do Mato Grosso), aproxima-se das regiões mais desenvolvidas. Vale notar a posição do Distrito Federal. Suas coordenadas refletem um bom nível em relação à mortalidade no primeiro ano de vida, mas indicam pequenas proporções de óbitos em idosos, traduzindo a estrutura de população jovem da capital do País, em 1980.

Após a análise redutora do espaço multivariado, os três primeiros componentes principais podem ser interpretados como sendo uma estrutura vetorial capaz de expressar o padrão brasileiro da mortalidade proporcional por idade, no triênio 1979-81. As coordenadas ("scores") obtidas nos

três novos fatores, desvios padronizados em relação ao padrão, estabelecem as condições de mortalidade de uma dada população. Devidamente ponderadas e totalizadas em uma medida única dão origem a um indicador do nível de mortalidade da população.

Objetivando encontrar as ponderações dos componentes principais que resultassem na estimativa da mortalidade infantil, recorreu-se a uma regressão múltipla tendo como variável-resposta os logitos das probabilidades de morte no primeiro ano de vida, estimadas em cada UF, no triênio 1979-81, por meio do modelo da ONU modificado (MONUM) e dispostas na Tabela 3. Os "scores" padronizados médios nos três fatores retidos após a rotação dos eixos constituíram os vetores independentes.

As estimativas dos coeficientes da regressão estabeleceram a equação de conversão dos "scores" nos três eixos principais resultando em um algoritmo simples para a mensuração da mortalidade infantil. Denominado de "MPPI" (modelo a partir da mortalidade proporcional por idade), o procedimento consiste em calcular os indicadores L_j ($j=1,2,\dots,16$) através das informações de registro de óbitos, conforme definição anterior, e a seguir multiplicá-los pelas ponderações W_j

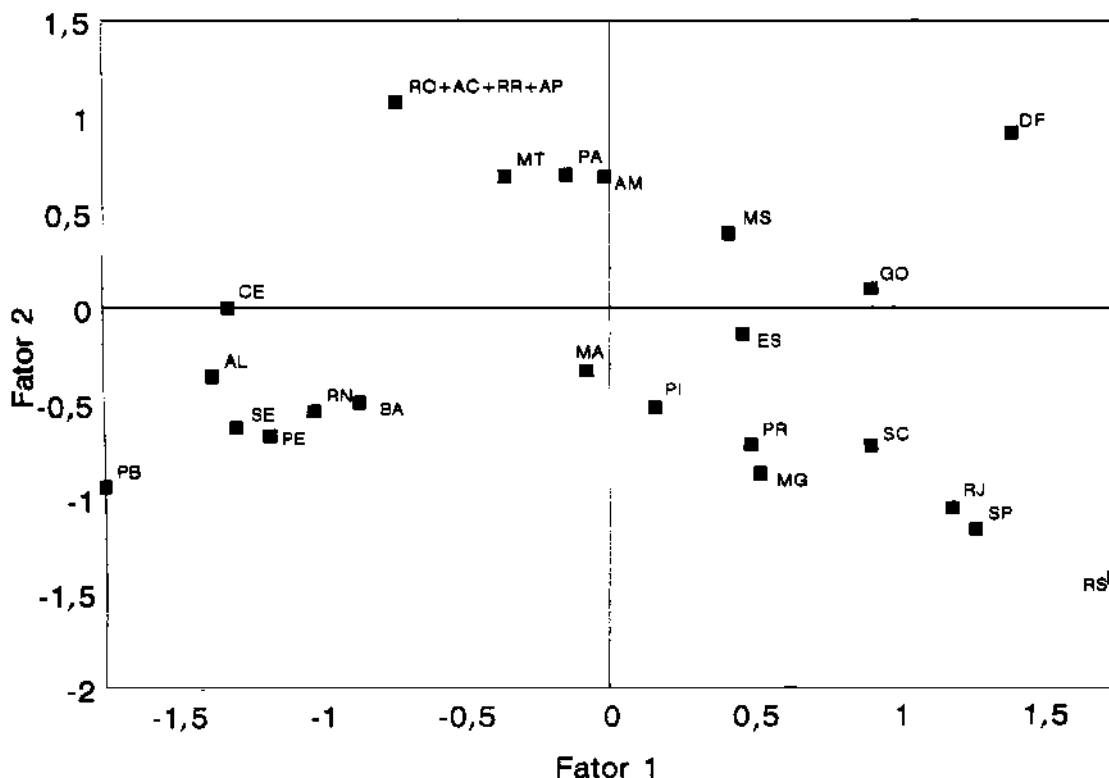


Figura 1 - "Scores" padronizados nos dois primeiros componentes principais.

($j=1,2,\dots,16$) dadas na Tabela 5. O somatório dos valores ponderados, o qual denota-se por S , fornece a estimativa de risco de morrer entre os menores de um ano (${}_1q_0$):

$$\hat{q}_0 = \frac{\exp[2(-1,1613+S)]}{1+\exp[2(-1,1613+S)]}, \text{ onde } S = \sum_{j=1}^{16} W_j L_j.$$

Diferentemente do MONUM, que é um modelo mais geral, o MPPI, proposto com base nas curvas de mortalidade proporcional dos Estados brasileiros, tem aplicação limitada a regiões do território nacional. Todavia, seu uso no País se justifica. Baseando-se apenas em dados de óbitos publicados regularmente, sem depender de informações censitárias ou de pesquisas especiais, possibilita o acompanhamento anual dos níveis de mortalidade infantil nas diversas subáreas do País, em um período próximo ao ano de 1980. Através do MPPI foi possível estimar a mortalidade infantil por grandes regiões e regiões metropolitanas, de 1979 a 1989.

Mortalidade Infantil na Década de 80

Ao analisar-se o comportamento da mortalidade infantil entre 1979 e 1989 constata-se, de modo geral, que a evolução foi de descenso, reduzindo-se de 90, em 1979, a 60 por 1.000 NV, em 1989 (Tabela 6). Não obstante a redução, quando comparado a outros países, o Brasil mostrou ritmo lento de declive, e o valor de 60 por

1.000 NV, em 1989, representava nível bastante elevado, não só em relação às sociedades desenvolvidas mas também em relação à população latino-americana. Segundo dados do Banco Mundial¹ (1991), entre 1965 e 1989 a velocidade de decréscimo foi inferior a de vários países vizinhos com renda per capita mais baixa e menores taxas de crescimento econômico. Percebe-se que a série temporal descrita pela mortalidade infantil entre 1979 e 1989 não representa um processo uniforme de declive. Nos três primeiros anos há um decréscimo em continuidade à evolução da década de 70. Contudo, entre 1982 e 1984 ocorre interrupção na tendência de queda com picos de aumento em quase todas as regiões. Ao ano de 1985 corresponde a maior variação de descenso, seguida, porém, de novos acréscimos em 1986.

Compatíveis com os contrastantes contextos socioeconômicos, as disparidades regionais foram acentuadas. A estagnação econômica e a precariedade das condições de vida no Nordeste se traduzem pela persistência de taxas ainda muito elevadas. Enquanto as regiões mais desenvolvidas apresentavam um índice médio de aproximadamente 50 por 1.000 NV, no período de 1979 a 1989, o Nordeste ultrapassava a taxa média de 100 por 1.000 NV (Tabela 6). Apesar do declínio ter alcançado todas as regiões, a tendência da evolução temporal também demonstrou maior fragilidade nas áreas menos favorecidas. Foram o Nordeste e o Norte as que apresentaram as menores taxas de descenso, de 3% ao ano, enquanto a taxa de variação média para as outras regiões do País foi de 5% ao ano.

Observando-se o comportamento da mortalidade infantil nas regiões metropolitanas, foram obtidos, basicamente, os mesmos resultados (Tabela 7). Entretanto, as variações, ora de aumento ora de redução, são bem mais acentuadas. As séries temporais são marcadas por picos agudos entre 1982 e 1984 em todas as metrópoles, à exceção de Belo Horizonte que não apresentou alterações na tendência.

Principais Causas de Morte

Entre os óbitos em menores de um ano, no Brasil, destacam-se as afecções originadas no período perinatal, as doenças infecciosas intestinais e as infecções respiratórias agudas como principais causas de mortalidade. Seguidos pelas deficiências nutricionais e pelas anomalias congênitas, estes fatores explicam quase a totalidade das mortes no primeiro ano de vida (Tabela 8).

Tabela 5 - Valores da constante W_0 e das ponderações W_j ($j = 1, \dots, 16$) para estimativas da mortalidade infantil pelo MPPI.

Faixa etária	Variável	Ponderação	Estimativa
	Constante	W_0	-1,1613
28-59 dias	L_1	W_1	0,3022
60-364 dias	L_2	W_2	0,3373
1-4 anos	L_3	W_3	0,0982
5-9 anos	L_4	W_4	0,0408
10-14 anos	L_5	W_5	0,0176
15-19 anos	L_6	W_6	-0,1035
20-24 anos	L_7	W_7	-0,0976
25-29 anos	L_8	W_8	-0,0252
30-34 anos	L_9	W_9	0,0468
35-39 anos	L_{10}	W_{10}	0,1394
40-44 anos	L_{11}	W_{11}	0,0326
45-49 anos	L_{12}	W_{12}	-0,1339
50-54 anos	L_{13}	W_{13}	-0,2232
55-59 anos	L_{14}	W_{14}	-0,1123
60-64 anos	L_{15}	W_{15}	-0,0269
65-69 anos	L_{16}	W_{16}	-0,0147

MPPI - Modelo a partir da mortalidade proporcional por idade.

Tabela 6 - Estimativas da mortalidade infantil (/1.000 NV) pelo MPPI, segundo as grandes regiões. Brasil, 1979-1989.

Região	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Norte	104 ⁽²⁾	99 ⁽²⁾	93 ⁽²⁾	84	89	95	82	88	82	81	73
Nordeste	129	124	115	108	108	113	101	103	100	97	89
Sudeste	62	58	51	53	48	50	43	42	38	39	37
Sul	65	60	52	48	49	50	44	44	41	40	40
Centro-Oeste	74	68	57	61	60	53	48	50	49	44	43
Brasil	90	85	77	75	73	76	67	68	65	64	60

Fonte: (1) - FIBGE⁷⁻¹⁷ 1981; 1983; 1984; 1986; 1988-1991.

(2) - Ministério da Saúde^{28, 29} (1982-1984)

MPPI - Modelo a partir de mortalidade proporcional por idade.

Tabela 7 - Estimativas da mortalidade infantil (/1.000 NV) pelo MPPI, segundo as regiões metropolitanas. Brasil, 1979-1989.

Região Metropolitana	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Belém	90	73	71	50	54	66	59	65	55	53	53
Fortaleza	134	118	119	117	121	124	104	105	98	85	80
Recife	99	90	78	79	67	76	65	73	60	68	57
Salvador	120	113	108	99	105	98	99	92	92	87	83
Belo Horizonte	77	70	61	61	53	47	50	45	42	46	40
Rio de Janeiro	59	50	46	49	45	48	39	39	37	39	37
São Paulo	55	51	49	49	39	53	37	37	31	34	34
Curitiba	68	68	57	53	51	63	55	51	46	43	42
Porto Alegre	44	41	34	35	38	45	35	35	38	36	31

Fonte: FIBGE⁷⁻¹⁷ 1981; 1983; 1984; 1986; 1988-1991.

MPPI - Modelo a partir de mortalidade proporcional por idade.

Expressando uma vez mais a situação deficiente de saneamento, de nutrição, de moradia, de educação e de saúde em grande parte do território brasileiro, em 1987, as diarreias ainda explicavam mais de 25% das mortes com causa definida nas regiões ao norte do País. O percentual aparentemente pequeno atribuído às deficiências nutricionais traduz apenas a subnotificação da desnutrição como causa de morte, provavelmente, porque as doenças associadas a ela são priorizadas pelos médicos ao atestarem os óbitos (Carvalho⁴, 1986).

Caracterizando a precariedade da assistência médica, chama a atenção o elevado percentual de óbitos em que não foi possível definir a causa da morte (Tabela 8). Na Região Nordeste, a proporção de óbitos classificados na categoria "sinais, sintomas e afecções mal definidas", em 1987, atingia 45%.

A queda da mortalidade infantil verificada na década de 80 pode ser atribuída em grande parte à redução dos óbitos por doenças infecciosas intestinais. A implementação do programa de reidratação oral, a retomada da prática do aleitamento materno e a expansão da rede de saneamento contribuíram, certamente, para o declínio expressivo da taxa por diarreias, que decresceu à razão de 9% ao ano entre

Tabela 8 - Mortalidade proporcional (%) entre os menores de um ano, segundo principais causas e grandes regiões. Brasil, 1987.

Com Definição da Causa Básica	Região					Brasil
	N.	NE.	SE.	S.	CO.	
D. Infecciosas intestinais	28,4	26,6	11,2	11,6	12,9	16,8
Deficiências nutricionais	2,8	5,1	4,7	4,2	4,5	4,6
Pneumonia	9,6	8,7	6,6	10,6	10,0	10,7
Anomalias congênitas	5,3	3,9	8,3	12,2	8,7	7,4
Causas perin.	44,4	43,8	51,4	48,2	49,2	48,3
Outras causas	9,5	11,9	17,8	13,2	14,7	12,2
Sem Definição da Causa Básica	23,8	45,4	5,6	11,1	11,5	22,9

Fonte: Ministério da Saúde³⁰ (1992).

N. = Norte

NE. = Nordeste

SE. = Sudeste

S. = Sul

CO. = Centro Oeste

1979 e 1989. No entanto, irregularidades no comportamento das taxas por diarreia e deficiência nutricionais, encontradas persistentemente em todas as grandes regiões entre 1982 e 1984, merecem contemplação (Figura 2). Ao serem comparados à invariância da mortalidade infantil por anomalias congênitas, durante todo o período analisado, os agravos da mortalidade infantil por doenças associadas à subnutrição nos momentos de crise constituem-se em evidências empíricas do paralelismo já sobejamente reconhecido entre a conjuntura nutricional e as condições de saúde da população.

Comentários Finais

Na década de 80, particularmente nos anos iniciais, o Brasil enfrentou uma fase de grave recessão econômica, com taxas de variações negativas no Produto Interno Bruto (PIB) per capita, depois de duas décadas de crescimento contínuo. Embora tenha havido certa recuperação econômica a partir de 1985, o nível de crescimento anual do PIB caiu de 9%, no período 1965-80, para 3%, entre 1980 e 1989 (Banco Mundial¹, 1991). A crise gerou o aumento do desemprego e a contenção de investimentos em políticas sociais que acabaram por demonstrar influências negativas nos padrões de saúde da população.

A continuidade da tendência declinante da mortalidade infantil nos primeiros anos da década de 80, apontada por métodos indiretos de esti-

mação através dos dados do censo de 1980 e da PNAID de 1984 (Simões e Oliveira⁴⁰, 1986), fez com que se acreditasse, a princípio, na falta de sensibilidade deste coeficiente para indicar uma deterioração da qualidade de vida neste período (Giraldelli e Fernandes¹⁸, 1986).

Investigando as informações anuais do Subsistema de Mortalidade do Ministério da Saúde, Becker e Lechtig² (1986) foram os primeiros a detectar acréscimos em 1983 e 1984, sobretudo nas regiões Norte e Nordeste. Trabalhos posteriores reafirmaram a importância do acompanhamento anual da mortalidade infantil, indicando interrupções no processo de queda em diferentes áreas do País (Castilho e Szwarcwald⁵, 1986; Macedo²⁵; Oliveira³⁶, 1989; Simões³⁹, 1989; Szwarcwald e col.⁴², 1989). Nos estudos desta natureza, as maiores dificuldades residem justamente em obter estimativas fidedignas da mortalidade infantil em regiões do País onde ainda há enorme precariedade nos sistemas de informações registradas em cartório.

O procedimento aqui utilizado visou, sobretudo, o aproveitamento do caráter de continuidade dos dados de registro, buscando retirar deles as informações que, apesar das deficiências do sistema, pudessem expressar as distintas situações de mortalidade infantil encontradas no Brasil, nos anos 80. Sumarizadas em uma medida única por meio de procedimentos estatísticos multivariados, as estimativas resultantes foram consideradas bastante satisfatórias se comparadas às obtidas por outras técnicas

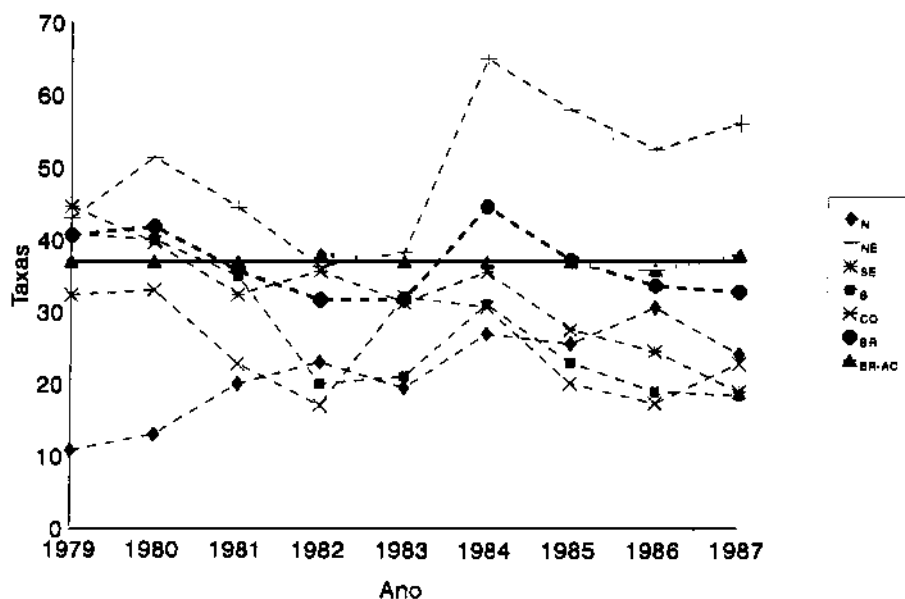


Figura 2 - Mortalidade infantil (/10.000 NV) por deficiências nutricionais, segundo grande região e por anomalias congênitas (AC). Brasil. 1979-1987.

(Szwarcwald⁴¹, 1993) e possibilitaram identificar os reflexos da crise econômica na população menor de um ano em diferentes áreas do território nacional.

Os achados mostraram consistência ao comportamento esperado para uma fase de desequilíbrio econômico. Apesar da tendência geral de descenso entre 1979 e 1989, todas as regiões analisadas, apresentando variados contextos sociais e econômicos, demonstraram reprodutibilidade dos resultados: interrupções na tendência de declínio da mortalidade infantil no início dos anos 80. Os aumentos foram associados ao componente tardio, sobretudo às doenças relacionadas à fome e à miséria como as diarreias e as deficiências nutricionais. Constatou-se, ainda, que o excesso de mortes esteve correlacionado negativamente ao nível socioeconômico, sendo mais significativo nas regiões de menor desenvolvimento, Norte e Nordeste.

O comportamento geral de declínio da mortalidade infantil, nos anos 80, pode ser explicada, fundamentalmente pelas intermediações do processo de urbanização da população que acabou por facilitar o acesso às ações e programas de saúde, à assistência médica e ao abastecimento de água encanada, além do impacto produzido pela queda contínua da fecundidade desde a década anterior. Por outro lado, desacelerações nos gradientes de declive, ao lado de picos de acréscimo, são interpretadas como prováveis decorrências do referido desequilíbrio econômico registrado nesse período.

Entre todas as dimensões da problemática da mortalidade infantil no Brasil, ficou fortemente evidenciada a disparidade espacial no sentido Norte-Sul. Enquanto o Centro-Sul demonstra sinais de simularidade aos níveis dos países desenvolvidos, a mortalidade infantil no Nordeste ainda é decrita por um padrão muito distante. O perfil de mortalidade entre

os menores de um ano na Região Nordeste apontou para a carência de assistência médica, com elevado percentual de óbitos sem definição da causa básica, para a desnutrição e falta de saneamento básico, com relevante proporção de mortes por diarreia.

Embora não se tenha estabelecido ainda nenhuma situação de aclave contínuo, a constatação empírica das flutuações encontradas na série temporal estudada sugere a hipótese de uma teia de causalidade, onde as condições de vida, determinadas pelas variações na economia interagem com os benefícios da transição urbano-industrial da sociedade. Os efeitos negativos, desencadeados pelo agravamento da pobreza, são, certamente, contrabalançados pelos efeitos intermediadores como a implementação de políticas sociais e de infra-estrutura urbana ao lado dos programas de prevenção e controle de doenças, acarretando em alterações na velocidade de decréscimo que estabelecem a não-uniformidade do processo de queda.

Desnecessário insistir que estas explicações podem não passar de meras especulações sugeridas pela instabilidade no padrão de declive repetidamente observada nas mais diferentes regiões analisadas. Evidentemente, outras hipóteses podem ser pertinentes para interpretar as flutuações observadas, como até mesmo, a de serem resultantes de simples aleatoriedade dos processos temporais.

Em suma, a análise demonstrou que a série temporal que descreve a evolução da mortalidade infantil no Brasil nos anos 80 é marcada por nítidas interrupções na tendência de declínio. Afetada particularmente nas regiões menos favorecidas, onde os aumentos foram atribuídos sobretudo às doenças relacionadas à subnutrição, o estudo revelou a persistência e a acentuação das desigualdades no processo de morte entre os menores de um ano.

Referências Bibliográficas

1. BANCO MUNDIAL. *Relatório sobre o desenvolvimento mundial*. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1991.
2. BECKER, R. A. & LECHTIG, A. *Brasil: evolução da mortalidade infantil no período 1977-1984*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1986. (Série C: Estudos e Projetos, 3).
3. BRASS, W. *Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data*. Chapel Hill, Carolina Population Center, University of North Carolina, 1975.
4. CARVALHO, M.L. et al. Concordância na determinação da causa básica de óbito em menores de um ano na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. *Rev. Saúde Pública*, 24: 20-7, 1986.
5. CASTILHO, E.A. & SZWARCWARD, C.L. *Crise econômica: o impacto na mortalidade*. Rio de Janeiro, FIOCRUZ, 1986.
6. FUNDAÇÃO IBGE. *Anuário estatístico do Brasil - 1983*. Rio de Janeiro, 1984.
7. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1979*. Rio de Janeiro, 1981. v. 6.
8. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1980*. Rio de Janeiro, 1981a. v. 7.
9. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1981*. Rio de Janeiro, 1983. v.8.
10. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1982*. Rio de Janeiro, 1983a. v. 9.
11. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1983*. Rio de Janeiro, 1984. v. 10.
12. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1984*. Rio de Janeiro, 1986.

13. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1985*. Rio de Janeiro, 1985. v. 12.
14. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1986*. Rio de Janeiro, 1988. v. 13.
15. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1987*. Rio de Janeiro, 1989. v. 14.
16. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1988*. Rio de Janeiro, 1990. v. 15.
17. FUNDAÇÃO IBGE. *Estatísticas do registro civil: 1989*. Rio de Janeiro, 1991. v. 16.
18. GIRALDELLI, B.W. & FERNANDES, D.M. Uma alternativa de estudo da interação entre mortalidade e economia. In: *Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Populacionais*, 5ª, São Paulo, 1986 Anais. São Paulo, ABEP, 1986 p.461-82.
19. GREEN, P.E. *Analysing multivariate data*. Hinsdale, The Dryden Press, 1978.
20. GUEDES, J.S. & GUEDES, M.S. Quantificação do indicador de Nelson de Moraes (curva de mortalidade proporcional). *Rev. Saúde Pública*, 7: 103-13, 1973.
21. HANOLUWKA, H.E. Measuring the health status of a population: current state of the art. *Popul. Bull. United Nations*, 23/24: 56-75, 1987.
22. IRWIN, & OLIVEIRA, L.A.P. Tendências e possibilidades na coleta de estatísticas vitais no Brasil. *Rev. Bras. Estat.*, 35: 179-202, 1974.
23. JORGE, M.H.P.M. Sub-registro dos eventos vitais. *Rev. Saúde Pública*, 17: 148-51, 1983.
24. LAURENTI, R. et al. *Estatísticas de Saúde*. São Paulo, Editora Pedagógica e Universitária, 1985.
25. MACEDO, R. Brazilian children and the economic crisis: the evidence from the state of São Paulo revisited. São Paulo, s.d.
26. MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Estatísticas de mortalidade: Brasil, 1979*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1982.
27. MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Estatísticas de mortalidade: Brasil, 1980*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1983.
28. MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Estatísticas de mortalidade: Brasil 1981*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1984.
29. MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Estatísticas de mortalidade: Brasil, 1982*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1985.
30. MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Estatísticas de mortalidade: Brasil, 1983*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1987.
31. MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Estatísticas de mortalidade: Brasil, 1984*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1987.
32. MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Estatísticas de mortalidade: Brasil, 1985*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1988.
33. MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Estatísticas de mortalidade: Brasil, 1986*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1991.
34. MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Estatísticas de mortalidade: Brasil, 1987*. Brasília, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1992.
35. MORAES, N.L.A. Níveis de saúde de coletividades brasileiras. *Rev. Serv. Saúde Pública*, 10: 403-97, 1959.
36. OLIVEIRA, L.A.P. A mortalidade infantil e a dinâmica social. In: Simões, C.C.S. org. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro, Fundação IBGE, 1989. p.49-54.
37. POLLARD, A.H. et al. *Demographic techniques*. Sidney. Pergamon Press, 1974.
38. SAWYER, D.O. *Considerações sobre o estudo de mortalidade na América Latina* (versão revisada). México, Population Council, 1984. (Documento de Trabalho n. 18).
39. SIMÕES, C.C.S. Novas estimativas da mortalidade infantil-1980/87. In: Simões, C.C.S. org. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro, Fundação IBGE, 1989. p.14-48.
40. SIMÕES, C.C.S. & OLIVEIRA, L.A.P. Evolução da mortalidade infantil. In: Fundação IBGE. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: aspectos socioeconômicos da mortalidade infantil em áreas urbanas*. Rio de Janeiro, 1986. p.29-48.
41. SZWARCOWALD, C.L. Estimativas da mortalidade infantil como função da distribuição etária dos óbitos registrados: proposta de um procedimento. [Tese de Doutorado. Rio de Janeiro, Escola Nacional de Saúde Pública. FIOCRUZ].
42. SZWARCOWALD, C.L. et al. Características da mortalidade no Estado do Rio de Janeiro 77 a 86. In: Simões, C.C.S. org. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro, Fundação IBGE, 1989. p.91-102.
43. UNITED NATIONS. *Model life tables for developing countries*. New York, 1982. (Population Studies N. 77).
44. UNITED NATIONS. *Manual X: indirect techniques for demographic estimation*. New York, 1983. (Population Studies N. 77).
45. UNITED NATIONS. *Step-by-step guide to the estimation of child mortality*. New York, 1990. (Population Studies N.107).

Abstract

A procedure for the estimation of the infant mortality rate in Brazil, in the 1980's, based only on the age distribution of registered deaths, is here proposed. Using this technique, it is possible to estimate the probabilities of dying in the first year of life in a continuous way, year by year, for different regions of the country. The space-time distribution of the main causes of infant deaths is analysed and the relevance of using this coefficient to express the social and economic conditions of the Brazilian population from 1979 to 1989 is discussed.

Infant mortality, trends. Cause of death. Estimation techniques.

Anexo

Com o objetivo de construir modelos de mortalidade específicos para populações subdesenvolvidas, o projeto das Nações Unidas⁴³, (1982) consistiu em analisar um conjunto de tábuas de vida de diferentes países da América Latina, Ásia e África, traduzidas matematicamente pelos logitos das probabilidades de morte (logito ${}_nq_x$)* nos grupos etários 0-1, 1-4, ..., 80-84.

O modelo geral da ONU baseou-se em estabelecer que variações na estrutura etária da mortalidade de uma população em relação à outra, tomada como padrão, são expressas por meio de uma regressão linear, resultante de uma análise estatística por componentes principais. Considerando-se dois componentes, o modelo geral da ONU é descrito por:

$$(A1) \text{logito } {}_nq_x - \text{logito } {}_n\bar{q}_x = b_1u_{1x} + b_2u_{2x}$$

onde ${}_nq_x$ e ${}_n\bar{q}_x$ são, respectivamente, as probabilidades de morrer entre as idades x e $x+n$ da população em estudo e da população padrão, u_{1x} e u_{2x} coordenadas dos dois primeiros componentes apresentados na referida publicação - e b_1 e b_2 parâmetros a serem estimados por procedimentos de regressão.

Após a estimação dos coeficientes da regressão, são determinados os valores ajustados das probabilidades de morte. Observa-se, porém, que se em uma determinada população existe expressivo sub-registro de óbitos em todas as faixas etárias, a aplicação direta do procedimento produz estimativas incorretas dos parâmetros do modelo e, em decorrência, ajustes incorretos das probabilidades de morte.

Com o propósito de incluir parâmetros no modelo que representassem o sub-registro de óbitos por grupo etário, por meio de transformações matemáticas das funções da tábua de vida, reformulou-se o modelo geral da ONU, possibilitando descrever os logaritmos das taxas específicas de mortalidade por uma regressão linear:

$$(A2) \frac{1}{2} \{ \log {}_nm_x - \log {}_n\bar{m}_x \} \cong b_1u^*_1 + b_2u^*_2, \text{ onde,}$$

$$u^*_{ix} = u_{ix}(1 - a_x {}_n\bar{m}_x),$$

${}_na_x$ é o número médio de anos vividos entre as idade x e $x+n$, e ${}_nm_x$ e ${}_n\bar{m}_x$ são, respectivamente, as taxas centrais de mortalidade da população em estudo e da população padrão.

Por outro lado, representando-se a cobertura dos óbitos registrados no intervalo etário $(x, x+n)$ por ${}_nS_x$, tem-se:

$$(A3) {}_nm'_x = {}_nm_x \cdot {}_nS_x$$

onde ${}_nm'_x$ são as taxas centrais de mortalidade calculadas a partir das informações de registro e ${}_nm_x$ são as verdadeiras taxas.

Substituindo-se a igualdade (A3) no modelo (A2), obtém-se a equação geral do modelo da ONU modificado, denominado de "MONUM":

$$(A4) \frac{1}{2} \log {}_nm'_x - \frac{1}{2} \log {}_n\bar{m}_x \cong \frac{1}{2} \log {}_nS_x + b_1u^*_1 + b_2u^*_2.$$

Propondo adequados modelos para descrever o comportamento da cobertura ${}_nS_x$ por idade, os coeficientes b_j são estimados para produzir o melhor ajuste à regressão (A4), possibilitando determinar as funções da tábua de vida.

* logito ${}_nq_x = 0.5 \log ({}_nq_x / (1 - {}_nq_x))$, onde ${}_nq_x$ é a probabilidade de morrer entre as idades x e $x+n$.

Admitindo-se sub-registro aproximadamente invariante em um certo intervalo etário (e.g. 1-69 anos), isto é, ${}_nS_x=s$, obtém-se um modelo linear:

$$(A5) \frac{1}{2} \log {}_n m_x - \frac{1}{2} \log \bar{{}_n m}_x \cong b_0 + b_1 u^*_1 + b_2 u^*_2, \text{ onde,}$$

$$b_0 = \frac{1}{2} \log s.$$

Neste caso, a cobertura constante s é determinada pelo valor estimado do coeficiente linear da regressão.