

DECRÉSCIMO E DESIGUALDADE DA MORTALIDADE INFANTIL: SALVADOR, 1980–1988¹

— *Jairnilson Silva Paim² e Maria da Conceição N. Costa³* —

Este estudo visa descrever a evolução da mortalidade infantil de menores de um ano na cidade do Salvador, Bahia, no período de 1980 a 1988. Para tanto, utilizaram-se estimativas da variação de dois indicadores — mortalidade infantil proporcional e coeficiente de mortalidade infantil nas diferentes áreas da cidade. Para o primeiro indicador, identificaram-se os quartis baixo, intermediário, elevado e muito elevado, para o ano de 1980, calculando-se seus valores para 1988. Para o segundo indicador, utilizou-se a estimativa do número de nascidos vivos, aplicando a taxa de 33,4/1 000 habitantes, para 1980 e de 31,4, para os demais anos. Os resultados mostraram ter havido uma redução da mortalidade infantil nesse grupo etário durante o período, mas que no fim da década ainda persistiam desigualdades na distribuição dos óbitos infantis, comprovando que condições adversas continuam a existir para determinados segmentos da população.

Estudos sobre mortalidade infantil na Região das Américas têm revelado uma tendência decrescente de suas taxas e a persistência das desigualdades na distribuição geográfica e social dos óbitos de menores de 1 ano (1–3). Mesmo recorrendo a diferentes metodologias, estudos realizados no Brasil apresentam resultados consistentes no que se refere à redução dos indicadores (4–6). Desde 1940 tem-se verificado uma queda dos coeficientes de mortalidade infantil (CMI) e da mortalidade infantil proporcional (MIP) (7), embora com alterações na tendência em

meados da década de 60, particularmente em São Paulo, e, anos depois, em outras capitais (8–10). Nos anos 70, especialmente em sua segunda metade, verifica-se uma retomada da curva descendente da mortalidade infantil.

Becker e Lechtin (11), examinando a evolução da mortalidade infantil no Brasil no período de 1977–1984, ressaltaram que “se, por um lado, a última década apresentou a maior redução proporcional desse coeficiente, verifica-se nos últimos anos uma interrupção da tendência decrescente, com reversão da curva a partir de 1983”. Os resultados apontam que de 1977 a 1982 “as regiões Norte e Nordeste foram as que apresentaram as maiores reduções absolutas e também os maiores aumentos entre 1982 e 1984” (11), levando os autores a sugerir uma relação com o quadro de recessão econômica a partir de 1983.

Uma publicação do Fundo Internacional de Emergência das Nações Unidas

¹ Trabalho apresentado em “Comunicações Coordenadas” do 1º Congresso Brasileiro de Epidemiologia (ABRASCO.DMP5/FCM/UNICAMP). Campinas, São Paulo, 2 a 6 de setembro de 1990.

² Universidade Federal da Bahia, Faculdade de Medicina, Departamento de Medicina Preventiva e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), Salvador, Bahia, Brasil.

³ Universidade Federal da Bahia, Faculdade de Medicina, Departamento de Medicina Preventiva e Secretaria da Saúde do Estado da Bahia, Centro de Informações de Saúde, Salvador, Bahia. Endereço para correspondência: Departamento de Medicina Preventiva da Faculdade de Medicina da Universidade Federal da Bahia, Rua Padre Feijó, 29 - 4º andar, 40.140, Salvador, Bahia, Brasil

em Prol da Criança (UNICEF) demonstra, mediante uma bateria de indicadores, que apesar da recessão persiste, na maioria dos países, o declínio dos CMI e das taxas de mortalidade de menores de cinco anos (TMM5), inclusive no Brasil, cujo CMI estimado em 1986 era de 65 óbitos por 1 000 nascidos vivos (12). Tais fatos apenas reforçam o caráter complexo dos determinantes da mortalidade infantil, especialmente quando, concomitantemente à piora das condições de vida, possam estar ocorrendo outros fenômenos como a redução da natalidade, o espaçamento das gestações, a expansão do saneamento básico, a intervenção dos serviços de saúde, etc.

O objetivo do presente estudo é descrever a evolução da mortalidade dos menores de um ano, em Salvador, no período de 1980 a 1988, estimando a variação da MIP e do CMI nas diferentes áreas da cidade.

MATERIAIS E MÉTODOS

Salvador é a capital do Estado da Bahia, situada na Região Nordeste do Brasil. Atualmente é a 3ª capital brasileira em número de habitantes que, em 1988 era de 1 945 467. Para a pesquisa sobre a mortalidade infantil neste município, colheram-se, em publicações do Ministério da Saúde (13), dados relativos ao número de óbitos, total e de menores de um ano, para o período de 1980–1985, e, para os anos seguintes, no Centro de Informações de Saúde (CIS) da Secretaria da Saúde do Estado da Bahia (SESAB). Para o estudo da distribuição dos óbitos de menores de um ano, por zona de informação (ZI) de Salvador, utilizaram-se os dados obtidos através de levantamentos das declarações de óbitos de residentes em Salvador nos anos de 1980 e 1988 (anexo 1). Os óbitos totais e de menores de um ano aí contidos foram codificados e agregados a partir dos endereços residenciais, considerando-se o mapeamento elaborado pela Companhia de Desenvolvimento da Região Metropolitana de

Salvador (CONDER) que divide o município em 76 ZI, segundo critérios físico-urbanísticos, administrativos, de planejamento e de compatibilização com os setores censitários da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Classificaram-se os óbitos por ZI, seguindo os mesmos procedimentos empregados em estudo anterior (14).

A mortalidade infantil proporcional e o coeficiente de mortalidade infantil foram os indicadores utilizados para a análise dos dados. Para o estudo da variação da MIP no período, identificaram-se, inicialmente, as zonas de informação que, em 1980 compuseram os quartis de MIP “baixa” (3,9 a 17,1), “intermediária” (17,9 a 25,8), “elevada” (26,5 a 37,5) e “muito elevada” (37,5 a 52,5); a seguir, calcularam-se os valores assumidos por cada um desses quartis no ano de 1988. Deste modo, foi possível aferir a variação da MIP para cada quartil entre 1980 e 1988, bem como apresentar as diversas áreas mediante mapas específicos.

Para a obtenção dos CMI, recorreu-se à estimativa do número de nascidos vivos a partir das taxas de natalidade empregadas pelo CIS/SESAB. Assim, aplicou-se a taxa de 33,4 nascidos vivos por 1 000 habitantes à população de Salvador do ano de 1980, enquanto que a taxa de 31,4 por 1 000 foi adotada para os demais anos. Estas mesmas taxas foram utilizadas para a estimativa de nascidos vivos de cada ZI em 1980 e em 1988. Para a análise da variação dos CMI entre as zonas de informação, inicialmente compuseram-se os quartis com CMI “baixo” (4,9 a 27,9), “intermediário” (28,8 a 53,9), “elevado” (54,1 a 80,8) e “muito elevado” (89,4 a 333,3) para o ano de 1980 e, posteriormente, adotou-se o mesmo procedimento já descrito para a MIP com os dados relativos a 1988. Finalmente, calcularam-se os percentuais correspondentes à variação do CMI em cada quartil em relação ao ano de 1988.

Cumpra assinalar certas distorções, relacionadas com os indicadores empregados neste estudo e com determinados procedimentos utilizados para obtê-los, que impõem cautela na interpretação dos resultados. No que diz respeito à MIP, esta pode sofrer a influência de alterações porventura ocorridas na estrutura etária da população e/ou na distribuição dos óbitos na faixa etária igual ou superior a um ano. Quanto ao CMI, o fato de ter sido utilizada a mesma taxa de natalidade para estimar o número de nascidos vivos na maior parte da série histórica (1981–1988), bem como em cada uma das zonas de informação, introduz distorções na análise, pois é improvável que a natalidade tenha uma distribuição uniforme entre as diferentes áreas da cidade.

A dificuldade para contornar tais problemas é decorrência do fato de não se dispor, para Salvador, de dados relativos à estrutura etária e à taxa de natalidade discriminados por zonas da cidade.

Informações desta natureza só estarão disponíveis nos próximos anos, depois da divulgação dos dados correspondentes ao Censo Demográfico de 1991. As repercussões que podem resultar dessas limitações serão comentadas com mais profundidade na discussão dos resultados.

RESULTADOS

Observa-se, na tabela 1, um decréscimo acentuado dos dois indicadores utilizados. Assim, a mortalidade infantil proporcional caiu de 30,8%, em 1980, para 17,4%, em 1988, correspondendo a uma redução de 43,5%. O coeficiente de mortalidade infantil reduziu-se de 71,9 óbitos para 31,6 em igual período, equivalendo a uma diminuição de 56,0%. Nessa tabela nota-se que essa tendência decrescente se expressa também, de modo regular, na variação do número absoluto dos óbitos de menores de um ano em todo o período.

Na tabela 2 constata-se um decréscimo da MIP em cada subconjunto de ZI

da cidade do Salvador, tomando-se como referência os quartis estabelecidos em 1980 correspondentes às áreas com MIP “baixa”, “intermediária”, “elevada” e “muito elevada” (9). Este decréscimo foi maior nas áreas correspondentes aos quartis de MIP “intermediária”, “elevada” e “muito elevada” no início da década embora, no ano de 1988, a distribuição dos óbitos de menores de um ano nas diferentes áreas da cidade permanecesse desigual.

Os limites superiores da MIP que compuseram os quartis “baixo” (17,1%), “intermediário” (25,8%), “elevado” (37,5%) e “muito elevado” (52,5%) para o ano de 1980, e que possibilitaram o desenho do mapa da figura 1, foram utilizados para a elaboração do mapa correspondente ao ano de 1988 (figura 2).

Ao comparar a figura 1 com a figura 2 nota-se que nesta há uma redução das áreas escuras o que aponta para um número menor de zonas de MIP “elevada” e “muito elevada” no ano de 1988.

Quando se utilizou o CMI para comparar a situação de saúde de Salvador entre 1980 e 1988, levando em consideração os quartis compostos por ZI com taxas “baixa”, “intermediária”, “elevada” e “muito elevada”, verificou-se, também, um declínio em todos os quartis, o menor sendo no quartil “baixo” (2,7%) como se vê na tabela 3. Não obstante o decréscimo, mantém-se uma distribuição desigual da mortalidade com os CMI variando de 18,2 (quartil “baixo”) a 58,8 (quartil “muito elevado”), em 1988.

Finalmente, a comparação dos mapas correspondentes às figuras 3 e 4, desenhados a partir dos quartis estabelecidos pelos CMI em 1980, revela uma diminuição de áreas escuras em 1988, significando um maior número de zonas de informação classificadas nos quartis de CMI “baixo” e “intermediário”.

TABELA 1. Evolução da mortalidade infantil proporcional (MIP) e dos coeficientes de mortalidade infantil (CMI). Salvador, 1980–1988

Anos	Número de óbitos		MIP	Nascidos vivos ^a	CMI
	<1 ano	totais			
1980 ^b	3 608	11 707	30,8	50 166	71,9
1981 ^b	3 321	11 078	30,0	48 671	68,2
1982 ^b	3 014	10 772	28,0	50 184	60,0
1983 ^b	2 983	11 115	26,8	51 623	57,8
1984 ^b	2 908	11 470	25,3	53 061	54,8
1985 ^b	2 368	10 754	22,0	54 500	43,4
1986 ^c	2 314	11 487	20,1	57 614	40,2
1987 ^c	2 154	11 116	19,4	59 334	36,3
1988 ^c	1 934	11 121	17,4	61 088	31,6

^a Até 1980 a SESAB utilizava uma taxa bruta de natalidade de 33,4 e, posteriormente, de 31,4/1 000.

^b Ministério da Saúde (73)

^c Centro de Informações de Saúde/Secretaria da Saúde do Estado da Bahia (CIS/SESAB) Dados preliminares sujeitos a retificação

TABELA 2. Variação da mortalidade infantil proporcional (MIP) em zonas correspondentes aos quartis de MIP baixa, intermediária, elevada e muito elevada. Salvador, 1980–1988

MIP	1980	1988	%
Baixa	11,8	9,0	-23,7
Intermediária	21,7	12,9	-44,7
Elevada	31,4	21,5	-31,5
Muito elevada	42,5	22,7	-46,6

DISCUSSÃO

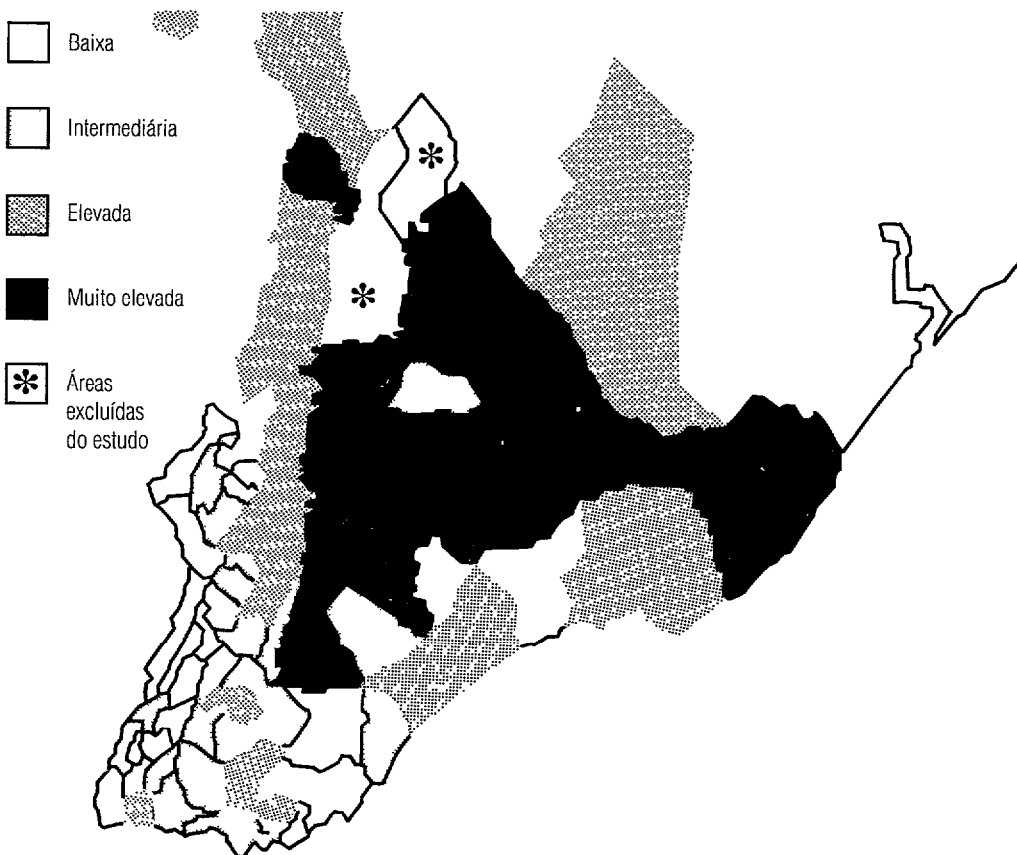
Os resultados do presente estudo revelam um decréscimo da mortalidade, em Salvador, no período de 1980–1988, de crianças menores de um ano. Este fato é constatado através da variação dos dois indicadores empregados (MIP e CMI). Do mesmo modo, verifica-se um declínio da mortalidade em todos os quartis compostos por zonas de informação com mortalidade “baixa”, “intermediária”, “elevada” e “muito elevada”, quer empregando a MIP, quer utilizando o CMI estimado.

Tais resultados precisam ser interpretados com cuidado, diante das distorções vinculadas à obtenção do número de nascidos vivos a partir do emprego da mesma taxa de natalidade na maior parte da série

histórica e nas diferentes zonas, conforme será discutido adiante. O descenso da mortalidade de menores de um ano, exibido através da MIP — indicador que prescinde do número de nascidos vivos — é bastante expressivo. Embora a MIP esteja sujeita a variação em consequência do aumento ou da diminuição do número de óbitos nas demais idades (mesmo quando o número de óbitos de menores de um ano permanece constante), tal fato não ocorreu na série histórica analisada. Em outras palavras, quando se observam os valores absolutos dos óbitos de menores de um ano, constata-se uma tendência decrescente que se manifesta regularmente em todo o período. Quanto às demais idades, não se notou elevação dos óbitos durante o mesmo período.

Esse padrão descendente também se verifica na maioria das áreas da cidade, conforme registrado em todos os quartis compostos a partir dos dados de 1980, especialmente nas áreas de MIP e de CMI “intermediários”, “elevados” e “muito elevados”. Essa tendência declinante já fora observada no Brasil, nas suas grandes regiões e nas áreas metropolitanas de Fortaleza, Recife, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo, no período de 1980–1987 (15, 16). Ou-

FIGURA 1. Mortalidade infantil proporcional segundo zonas de informação e respectivos quartis. Salvador, 1980



tros estudos realizados no Brasil apontam na mesma direção (17–22).

No que diz respeito à distribuição espacial da mortalidade infantil, cabe assinalar a persistência de desigualdades entre as diferentes zonas da cidade, quer empregando a MIP quer o CMI estimado, embora tenham sido observadas reduções em todos os quartis. Tais resultados também devem ser interpretados com cuidado, tendo em conta as limitações dos indicadores utilizados no estudo.

Apesar da vantagem de dispensar o número de nascidos vivos, a MIP pode sofrer a influência de distintas estruturas de idade das diferentes zonas da cidade. Quanto

ao CMI, outras distorções tendem a ocorrer na medida em que as estimativas realizadas recorrem à mesma taxa de natalidade para as diferentes zonas, conforme foi ressaltado no item “materiais e métodos”. Assim, é possível admitir que as diferenças dos CMI entre as zonas da cidade fossem, na realidade, mais brandas que as indicadas pelos resultados encontrados. Na literatura pode-se encontrar ampla informação sobre a correlação positiva entre natalidade, fecundidade total e mortalidade infantil, sobre a correlação negativa

FIGURA 2. Mortalidade infantil proporcional segundo zonas de informação e respectivos quartis estabelecidos em 1980. Salvador, 1988

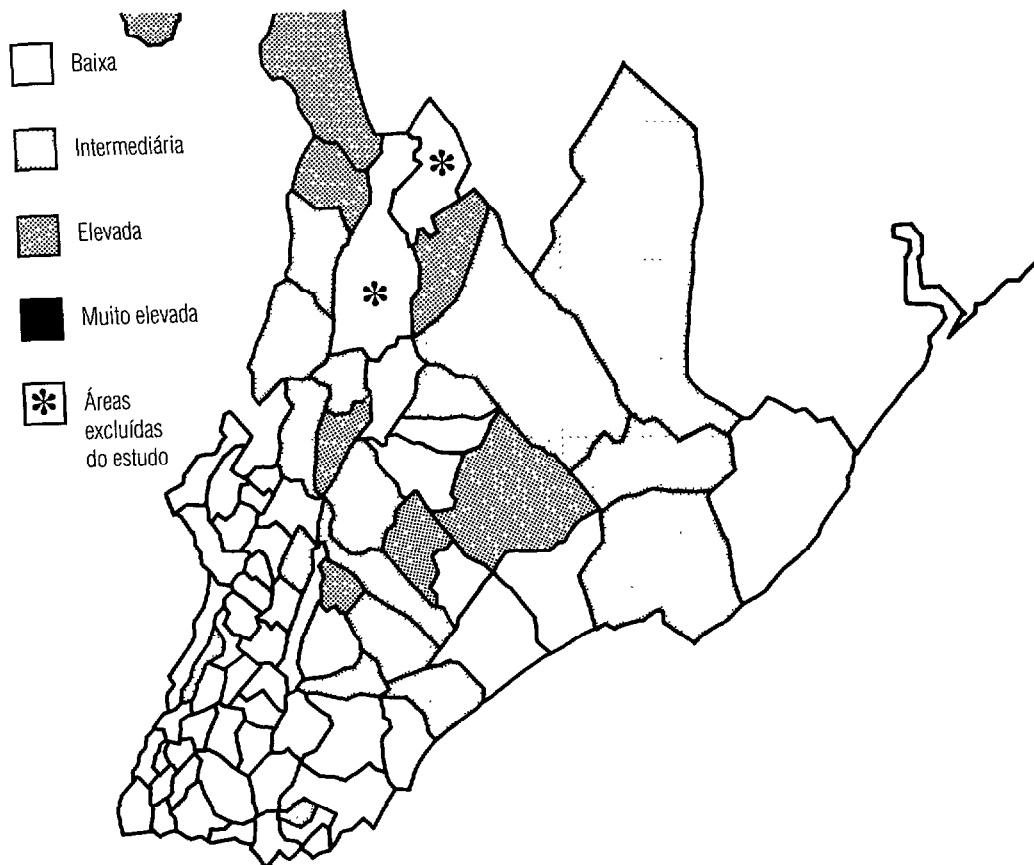


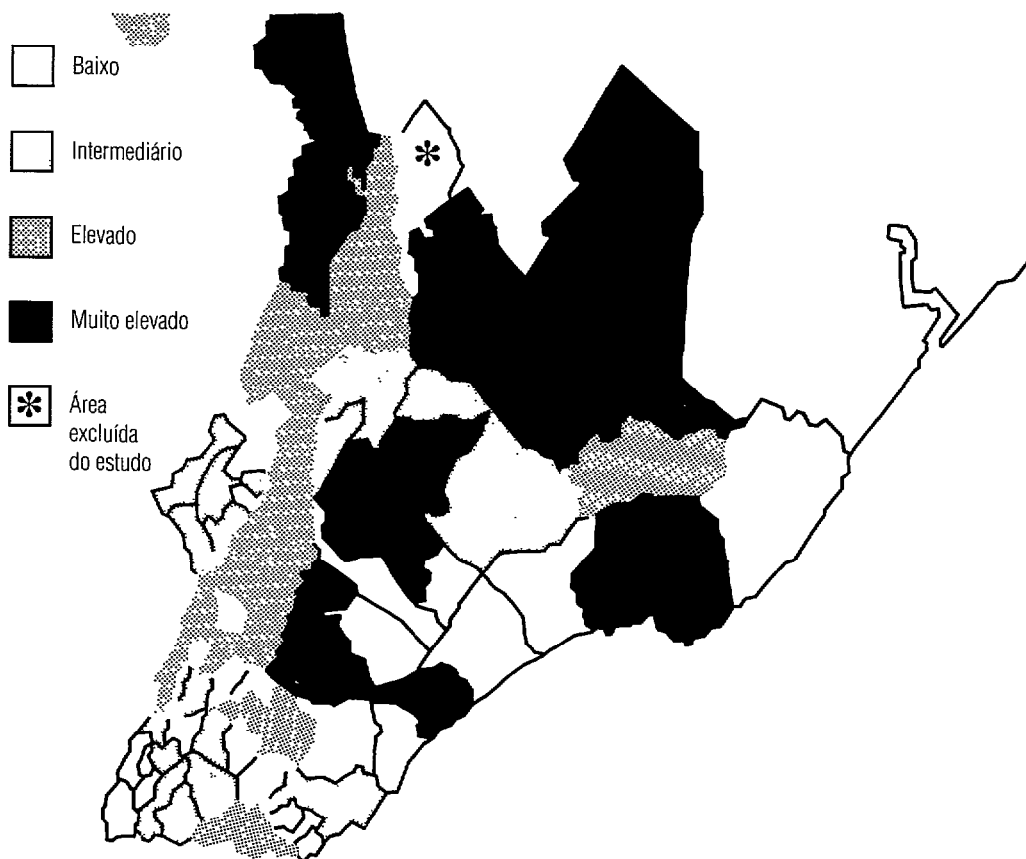
TABELA 3. Variação dos coeficientes de mortalidade infantil (CMI) estimados para zonas correspondentes aos quartis de mortalidade infantil baixa, intermediária, elevada e muito elevada. Salvador, 1980-1988

CMI	1980	1988	%
Baixo (4,9 a 27,9)	18,7	18,2	-2,7
Intermediário (28,8 a 53,9)	42,6	21,7	-49,1
Elevado (54,1 a 80,8)	65,9	26,4	-59,9
Muito elevado (89,4 a 333,3)	120,3	58,8	-51,1

entre natalidade e renda (23, 24) além, obviamente, sobre a correlação positiva entre mortalidade infantil e a população de famílias com baixa renda (1, 25). Conseqüentemente, seria lógico esperar uma natalidade elevada nas zonas de baixa renda e de alta mortalidade infantil.

No que se refere a Salvador, os quartis com mortalidade infantil mais alta apresentaram, em 1980, elevada proporção de

FIGURA 3. Coeficiente de mortalidade infantil, segundo zonas de informação e respectivos quartis. Salvador, 1980

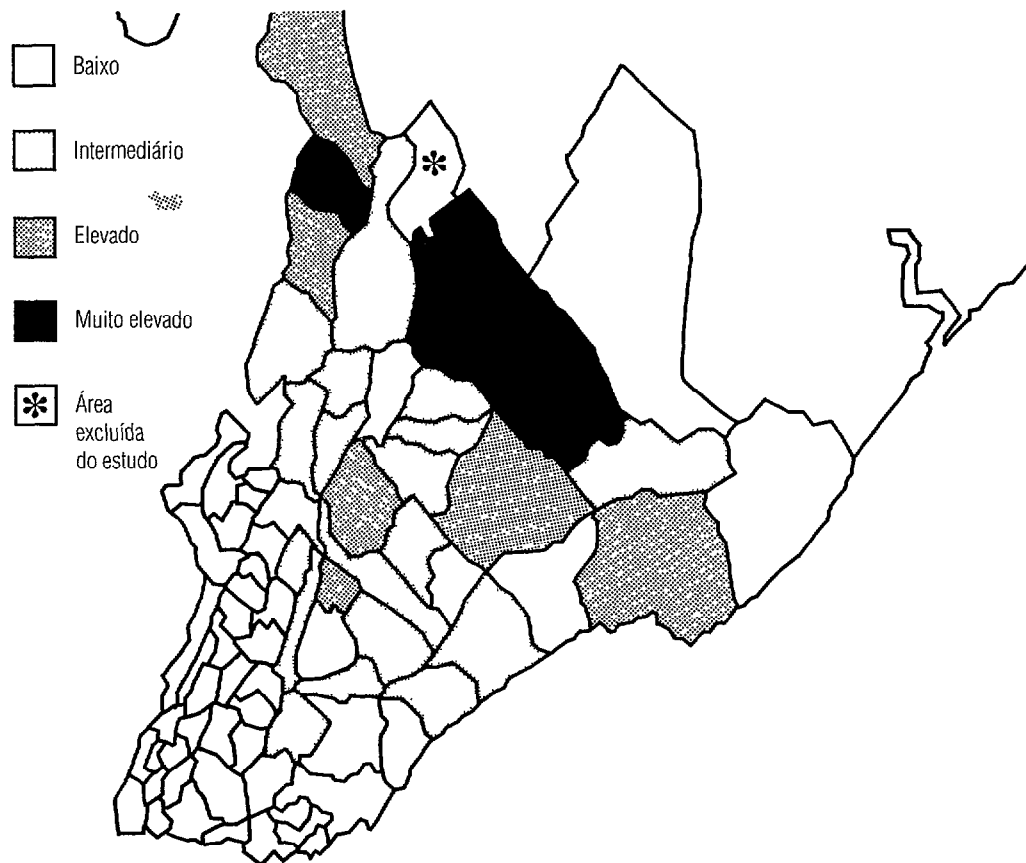


famílias de baixa renda enquanto que os que registraram baixa mortalidade, dispunham de melhor nível de renda (26). Logo, os valores do CMI nos quartis de mortalidade infantil "elevada" e "muito elevada" poderiam ser, na realidade, menores que os apresentados no presente estudo, já que o denominador da fração (número de nascidos vivos) seria, provavelmente, maior que os obtidos através das estimativas. Quanto aos quartis de mortalidade "baixa" e "intermediária", os valores dos CMI seriam possivelmente maiores que os

estimados, desde quando o número de nascidos vivos fosse menor. Portanto, os resultados obtidos no presente estudo devem ser vistos mais como aproximações à situação de saúde do que uma expressão exata dessa realidade.

Mesmo interpretando tais resultados com reservas, cabe atentar para o fato de que o quartil de MIP "baixa" apresentava, em 1980, o valor de 9%, enquanto que o quartil de MIP "muito elevada", o de 22,7%. No caso do CMI, os quartis apresentaram taxas estimadas entre 18,2 ("baixo") e 58,8 por 1 000 ("muito elevado"). Constata-se, portanto, alguma evidência da distribuição desigual da mortalidade infantil, expressa por tais indicadores no espaço urbano de Salvador. As-

FIGURA 4. Coeficiente de mortalidade infantil segundo zonas de informação e respectivos quartis estabelecidos em 1980. Salvador, 1988



sim, no estudo mencionado (26), foi possível demonstrar que nos locais onde a MIP era "muito elevada", 98% das famílias recebiam menos de cinco salários mínimos, 43% residiam em habitações subnormais (barracos), consumiam em média 64 litros de água por dia, dispunham de dois médicos para cada 10 000 habitantes nos centros e postos de saúde e não contavam com leitos hospitalares. Já nas zonas com MIP "baixa", apenas 23% das famílias auferiam rendimentos inferiores a cinco salários mínimos e somente 2% moravam em barracos; aqui, as famílias consumiam maior quantidade de água (110 l/dia), contavam com seis médicos para cada 10 000 habitantes nos centros e postos de saúde e

dispunham de quatro leitos hospitalares para cada 1 000 habitantes. As análises de correlação efetuadas entre tais variáveis apresentaram valores estatisticamente significativos (26).

Embora não seja objetivo do presente trabalho analisar os determinantes do decréscimo e da distribuição desigual da mortalidade infantil, algumas hipóteses explicativas merecem ser discutidas de modo a orientar estudos posteriores.

Desde meados da década de oitenta que se verifica um declínio da mortalidade infantil na América Latina, o que estimulou a realização de estudos e reuniões para analisar a questão. A indagação básica era como explicar o comportamento declinante desse indicador num período de crise econômica, com a simultânea deterioração das condições de vida da população de muitos países.

Estudos reunidos em publicação da Organização Pan-Americana da Saúde (OPAS) (27) indicam que intervenções específicas, no âmbito da atenção primária à saúde, teriam um impacto positivo na redução da mortalidade, mesmo em situações sócio-econômicas adversas. Sob outra perspectiva, Taucher destacou o efeito do descenso da fertilidade sobre a mortalidade infantil, formulando a hipótese segundo a qual “o maior espaçamento entre nascimentos e o decréscimo da fecundidade que se pode lograr com a anticoncepção diminuirá o número de nascidos vivos com alto risco de morte” (28). Ao analisar a situação do Chile, cuja fecundidade teve uma redução de 23% entre 1972 e 1978, a autora chamou a atenção para o fato de que as mulheres que têm filhos em idades demasiadamente precoces ou tardias, que os tem muito seguidos ou que têm filho de alta ordem de nascimento, os expõem a maior risco de morte dentro do estrato econômico a que pertencem.

No caso da Bahia, durante a primeira metade da década de 80 a população conviveu com a recessão, corrosão do salário real, desemprego, concentração da renda, além de, no caso de Salvador, com o fato de não ter havido expansão do serviço de abastecimento de água durante o período do estudo — apresentando a cidade um dos índices mais baixos de ligação de residências à rede de esgoto entre as capitais brasileiras (29).

Caberia, portanto, investigar como a ampliação das imunizações, o controle das diarreias através da terapia de reidratação oral (TRO), o estímulo ao aleitamento materno, o controle das infecções respiratórias agudas (IRA), o acompanhamento do crescimento e desenvolvimento, entre ou-

tras ações por parte dos serviços de saúde, poderiam ter contribuído para a redução da mortalidade infantil em Salvador. Do mesmo modo, o declínio na fecundidade ocorrido no início da década de 80 no Brasil — especialmente no Nordeste (30) —, resultante da demanda contraceptiva, voluntária e induzida, com alta ocorrência de esterilização feminina (31, 32), não pode ser descartado como elemento explicativo para a expressiva diminuição da mortalidade infantil no período em questão. No Nordeste, durante os primeiros anos da década de 80, mesmo as mulheres com nível de instrução mais baixo apresentaram uma queda de fecundidade de 12%, enquanto que em Salvador a taxa de fertilidade total decresceu em 20% entre 1980 e 1984 (33).

É fato bem conhecido que a rápida disseminação de conhecimentos sobre espaçamento entre partos, bem como a expansão das imunizações e da TRO durante os anos 80, constitui uma intervenção significativa para a melhoria do nível de saúde das crianças. Assim, estudos subseqüentes visando investigar as hipóteses acima mencionadas devem considerar que “o decréscimo da mortalidade infantil merece análise mais detalhada no que tange, pelo menos, dois aspectos: avaliação de uma série temporal maior, para melhor apreciar a tendência, e um referencial analítico que contemple a possibilidade de quedas das taxas de mortalidade infantil simultaneamente com aumento das taxas de desemprego e concentração de rendas” (34).

No caso particular de Salvador, apesar das evidências de redução da mortalidade infantil na série histórica investigada, assim como em todos os quartis compostos por zonas da cidade, no final da década de 80, persistiam desigualdades na distribuição dos óbitos infantis. O cotejo desses resultados com os encontrados no início daquela década mostra que as condições sociais adversas para determinados segmentos da população continuam a existir.

AGRADECIMENTOS

Os autores registram o seu agradecimento especial à Enfermeira Sanitarista Maria Roseilda Bispo Barreto da Silva, pela colaboração dada na coleta dos dados, e ao Dr. Carlos Maurício Cardeal Mendes, pelo apoio técnico na análise dos dados e na elaboração dos mapas em microcomputador.

REFERÊNCIAS

1. Barros FC, Victora CG. *Epidemiologia da saúde infantil. Um manual para diagnósticos comunitários*. São Paulo: Editora HUCITEC-UNICEF; 1991.
2. Corteguera RR, Massabot NER, Sabatela RC. Mortalidad infantil en Cuba, 1969–1987. *Bol Of Sanit Panam*. 1989;106(1):1–12.
3. González Pérez G, González AMG, Villarreal MJ. Factores socioeconómicos y mortalidad infantil en Ecuador, 1970–1981. *Rev Saude Pública* (São Paulo). 1988;22(4):273–280.
4. Ortiz LP. Estimativas da mortalidade infantil através do método do filho prévio. Em: Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP). VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Olinda-PE., 16 a 20 de outubro de 1988. *Anais* (Olinda). 1988;4:433–450.
5. Simões CC. Novas estimativas da mortalidade infantil-1980/87. Em: Brasil, Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República; Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE); UNICEF. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 1989:14–48.
6. Teixeira P, Perillo SR. Mortalidade infantil recente estimada em Teresina: avaliação dos resultados face ao contexto nordestino. Em: Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP). VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Olinda-PE., 16 a 20 de outubro de 1988. *Anais* (Olinda), 1988; 4:221–236.
7. Yunes J, Ronchezel VS. Evolução da mortalidade geral, infantil e proporcional do Brasil. *Rev Saude Pública* (São Paulo). 1974;8(Supl 1):3–48.
8. Paim, JS. Estrutura da mortalidade infantil proporcional no Brasil. *Rev Baiana Saude Publica* (Salvador). 1985;12(4):84–97.
9. Paim JS, Costa MCN. Variação da mortalidade infantil em diferentes capitais brasileiras (1960–1979). *Rev Baiana Saude Publica* (Salvador). 1982;9(3/4):125–135.
10. Yunes J. Evolução da mortalidade infantil proporcional no Brasil. *Pediatrics* (São Paulo). 1981;3(1): 42–53.
11. Becker RA, Lechting A. *Brasil: evolução da mortalidade infantil no período de 1977–1984*. Brasília: Ministério da Saúde, Secretaria Nacional de Ações Básicas de Saúde, Divisão Nacional de Epidemiologia, Centro de Documentação; 1986. (Série C: Estudos e Projetos, 3).
12. Grant JP. *Situação mundial da infância, 1988*. Brasília: Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF); 1988.
13. Brasil, Ministério da Saúde, Secretaria Nacional de Ações Básicas de Saúde, Divisão Nacional de Epidemiologia. *Estatísticas de mortalidade: Brasil 1980; 1981; 1982; 1983; 1984; 1985*. Brasília: Centro de Documentação do Ministério da Saúde; (Série 6: Estatísticas e Informações em Saúde: N°s 3, 7, 8, 9, 15, 16).
14. Paim JS, Costa MCN, Cabral V, Mota IA, Neves RBB. Mortalidade infantil proporcional, Salvador, Bahia, Brasil. *Bol Of Sanit Panam*. 1987;103(2): 113–122.
15. Becker RA. Brasil: tendências recentes das causas de mortalidade na infância. Em: Brasil, Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República; Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE); UNICEF. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 1989:55–83.
16. Simões CS, Oliveira LAP. Algumas indicações sobre a mortalidade infantil no Nordeste nos primeiros anos da década de 80. Em: Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP). VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Olinda-PE., 16 a 20 de outubro de 1988. *Anais* (Olinda). 1988;4:155–161.
17. Drumond Júnior M, Morais Neto OL. Morte infantil e espaço urbano: o município de Belo Horizonte na década de 80. Em: Associação Brasileira de Saúde Coletiva (ABRASCO); DMPS/FCM/ UNICAMP. 1º Congresso Brasileiro de Epidemiologia — Epidemiologia e desigualdade social: os desafios do final do século. Campinas, SP, 2–6 de setembro de 1990. Campinas: *Programa*; 1990. (Resumo N° 54).

18. Duarte CML. Como morrem as crianças do Rio de Janeiro? Em: Associação Brasileira de Saúde Coletiva (ABRASCO); DMPS/FCM/UNICAMP. 1º Congresso Brasileiro de Epidemiologia — Epidemiologia e desigualdade social: os desafios do final do século. Campinas, SP, 2–6 de setembro de 1990. Campinas: *Programa*; 1990. (Resumo N° 55).
19. Brasil, Governo de Sergipe; UNICEF. *Crianças e adolescentes em Sergipe: a saúde, a educação, o trabalho*. Aracajú, agosto de 1990:6–8.
20. Oliveira, LP. A mortalidade infantil recente e a dinâmica social. Em: Brasil, Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República; Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE); UNICEF. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 1989:49–54.
21. Ortiz LP. A mortalidade infantil em São Paulo durante o período 1975/87. Em: Brasil, Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República; Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE); UNICEF. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 1989:84–90.
22. Szwarcwald CL, Castilho EA, Pinto CB. Características da mortalidade no Estado do Rio de Janeiro 1977–86. Em: Brasil, Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República; Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE); UNICEF. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 1989:91–102.
23. Schlarepfer-Pedrazzini L, Bobadilla JL. Relación entre patrones reproductivos y mortalidad infantil: interpretaciones alternativas. *Salud Publica Mex.* 1990;32(4):381–394.
24. Solís JA. Salud materno-infantil y planificación familiar. Em: *Salud materno-infantil y atención primaria en las Américas: hechos y tendencias*. Washington DC: OPAS; 1984: 178–193. (Publicação científica 461).
25. Breilh J, Granda E, Campana A, Betancourt O. *Ciudad y muerte infantil, Investigación sobre el deterioro de la salud en el capitalismo atrasado: un método*. Quito: Ediciones C.E.A.S. [Centro de Estudios y Asesoría en Salud]; 1983.
26. Paim JS, Costa, MCN, Cabral V, Mota IA, Neves RBB. Spatial distribution of proportional infant mortality and certain socioeconomic variables in Salvador, Bahia, Brazil. *Bull Pan Am Health Organ.* 1987;21(3):225–239.
27. Organização Pan-Americana da Saúde. *Salud materno-infantil y atención primaria en las Américas: hechos y tendencias*. Washington DC: OPAS; 1990. (Publicação científica 461).
28. Taucher E. *Mortalidad infantil en Chile: revisión actualizada, abril de 1984*. Em: OPAS/OMS. Vol I: *Taller Regional sobre Estrategias de Atención Primaria y Mortalidad del Niño*, México DF, 7–11 de maio de 1984.
29. Brasil, Governo do Estado da Bahia, Secretaria do Planejamento, Ciência e Tecnologia (SEPLAN-TEC)-Coordenação Central de Planejamento (COCEPLAN). *Plano Estratégico de Ação: 1988–1991*. Salvador; 1988:35–85.
30. Arruda JM, Morris L, Ferraz EA, Goldberg H. Tendências recentes da fecundidade e do planejamento familiar na Região Nordeste 190–1986. Em: Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP). VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Olinda-PE., 16 a 20 de outubro de 1988. *Anais (Olinda)*. 1988;(4):111–136.
31. Berquó E. A esterilização feminina do Brasil hoje. Em: *Quando a paciente é mulher*. Relatório do Encontro Nacional de Saúde da Mulher: um direito a ser conquistado. Brasília: Conselho Nacional dos Direitos da Mulher; 1989. (4ª mesa):79–85.
32. Sila NLP, Oliveira LAP, Simões CCS. Os métodos anticonceptivos como um dos fatores de redução de fecundidade nordestina na década de 80. Em: Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP). VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Olinda-PE., 16 a 20 de outubro de 1988. *Anais (Olinda)*. 1988;(4):433–450.
33. Santos TF. Tendências recentes da fecundidade na região nordestina e regiões metropolitanas. Fortaleza, Recife e Salvador. Em: Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP). VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Olinda-PE., 16 a 20 de outubro de 1988. *Anais (Olinda)*. 1988;(9):91–110.
34. Brasil. *Mortalidade infantil*. Rio de Janeiro: RADIS Dados; 1986.

35	Av. Heitor Dias/Acesso Norte	33	8	24	24,2	333,3	17	1	30	5,9	33,3
36	19 BC	5	1	173	20,0	5,8	41	9	213	21,9	42,2
37	Pituacu	21	6	226	28,6	26,5	45	8	274	17,8	29,2
38	Calçada/Mares/Roma/										
39/40	Liberdade	264	26	772	9,8	33,7	144	7	940	4,9	7,0
41	IAPI	700	167	2.905	23,9	57,5	578	65	3.737	11,2	17,4
42	Fazenda Grande Retiro	168	53	980	31,5	54,1	180	22	1.191	11,6	18,5
43	S. Grande Retiro	299	88	1.263	29,4	69,7	292	55	1.539	18,8	35,7
44	Engomadeira	139	57	408	41,0	139,7	105	29	494	27,6	58,7
45	CAB	93	36	1.378	38,7	26,2	313	61	1.673	19,5	36,5
46	Piatá/Patamares	12	1	...	8,3	...	2
47	Bonfim/Ribeira/Monte Serrat/	3	...	20	6
48	Caminho Areia	227	28	971	12,3	28,8	303	33	1.185	10,9	27,8
49	Massarandubá/Jardim										
50/51	Cruzeiro/Itapagipe	392	82	1.692	20,9	48,5	258	37	2.058	14,3	18,0
52	Uruguai/Alagados II	271	69	1.290	25,5	53,5	266	40	1.569	15,0	25,5
53	São Caetano	616	164	2.770	26,6	59,2	439	72	3.380	16,4	21,3
54	Mata Escura	111	51	397	45,9	128,5	128	28	482	21,9	58,1
55	Susuarana	167	82	619	49,1	132,5	122	39	751	32,0	51,9
56	Paralela/E.V. Aeroporto	38	17	424	44,7	113	44,7	39	519	34,5	75,1
57	Itapoã	206	75	746	36,4	94,4	279	63	965	22,6	65,3
58	Aeroporto/P. Flamengo/S. Mares	32	15	40	46,9	...	5
59	Lobato/Pirajá	247	84	1.076	34,0	78,1	249	63	1.331	25,3	47,3
60	Campinas/Pirajá	76	29	538	38,2	53,9	110	31	739	28,2	41,9
61	Pau da Lima	329	144	1.001	43,8	143,8	273	44	1.221	16,1	36,0
62	Seite de Abril/Marechal Rondon	139	64	459	46,0	139,4	109	18	555	16,5	32,4
63	Mussurunga/São Cristóvão	134	56	713	41,8	78,5	145	31	867	21,4	35,7
64	Plataforma	346	113	1.417	32,7	79,7	371	91	1.722	24,5	52,8
65	Porto Seco/Pirajá/Brasilgás	148	56	468	37,8	119,6	134	26	586	19,4	44,4
66	Castelo Branco	40	15	217	37,5	69,1	22	...	268
67	Escada/Periperi/P. Grande	105	24	496	22,9	48,2	101	19	604	18,8	31,4
68	Pq. São Bartolomeu	314	106	1.185	33,8	89,4	358	85	1.484	23,7	57,3
69	Valéria	2	2	30	100,0	66,7	3	2	36	66,7	55,5
70	Águas claras	102	46	213	45,1	216,0	93	29	262	31,2	110,7
71	Estrada CIA/Aeroporto	61	32	243	52,5	93,3	254	52	415	20,5	125,3
72	Coutos	56	20	126	35,7	158,7	14	5	152	21,4	19,7
73	Limite com USIBA	116	50	521	43,1	96,0	263	94	641	35,7	146,6
74	Paripe/Base Naval	1	...	21
75	Ilhas Capeta/Bom Jesus/Frades	302	109	1.154	36,1	94,4	321	106	1.343	33,0	78,9
76	Madre de Deus	6	2	74	33,3	26,3	2	...	97
77	Ilha de Maré	39	14	265	35,9	52,8	29	6	322	20,7	18,6
78	Ignorada	16	6	84	37,5	66,7	3	1	109	33,3	9,2
79	Não registrada	199	48	...	24,2	...	129	24	...	18,6	...
80		167	118	...	70,7	...	78	55	...	70,5	...

SUMMARY

DECREASE AND INEQUALITIES OF INFANT MORTALITY IN SALVADOR, 1980–1988

This study sought to describe the changes in mortality among infants under one year of age in different areas of the city of Salvador, Bahia, during the period 1980–1988. This was done using estimates of variation in two indicators: proportional infant mortality and the coefficient of infant mortality. Values

for the first indicator were separated into low, intermediate, high, and very high quartiles for 1980 and then calculated again using 1988 data. The second indicator was derived from the estimated number of live births using the rate of 33.4/1,000 inhabitants for 1980 and 31.4/1,000 for the years thereafter. The results showed that infant mortality in that age group had declined over the period, but that at the end of the period inequalities persisted in the distribution of infant deaths, which confirmed that conditions remained adverse for certain segments of the population.

Protección de la lactancia materna

En los últimos 18 meses, la OMS y UNICEF han promovido una campaña mundial dirigida a proteger la lactancia materna. En 122 países se han tomado medidas para poner coto a la distribución gratuita de fórmulas alimentarias comerciales para bebés en hospitales y centros de maternidad, a la separación de madres y niños sanos, y a la costumbre de administrar agua azucarada a los recién nacidos. Todas esas prácticas han redundado en una peligrosa disminución de la lactancia materna y contribuyen a mantener el ciclo de infecciones y desnutrición en los niños. Se ha empezado también, en 90 países en desarrollo y 14 industrializados, a evaluar y certificar como "hospitales amigos del niño" a las instituciones que hayan modificado sus procedimientos y adiestrado al personal con el fin de facilitar la lactancia materna. Veinte gobiernos han firmado acuerdos con los fabricantes de sucedáneos de la leche materna y en otros se han pasado leyes o tomado medidas administrativas para desalentar el uso innecesario de esos alimentos. El Dr. Hiroshi Nakajima, Director General de la OMS, espera que para 1994 se hayan tomado medidas similares en todos los Estados Miembros.