

Probabilidade de morrer no primeiro ano de vida em área urbana da região sul, Brasil*

Probability of dying in the first year of life in an urban area of Brazil

Regina K. Tanno de Souza**, Sabina L.D. Gotlieb***

SOUZA, R.K.T. de & GOTLIEB, S.L.D. Probabilidade de morrer no primeiro ano de vida em área urbana da região sul, Brasil. *Rev. Saúde Pública*, 27: 445-54, 1993. Coorte constituída por 4.876 crianças nascidas vivas, em hospitais do Município de Maringá-PR (Brasil), em 1989, foi acompanhada com a finalidade de estimar a probabilidade de morrer no primeiro ano de vida. As variáveis de estudo foram sexo, peso ao nascer, idade da mãe, subgrupos etários e causa básica de morte. A probabilidade de morte no primeiro ano de vida foi estimada em 19,9 por mil, sendo que 77,3% dos óbitos ocorreram no período neonatal. As causas perinatais, juntamente com as anomalias congênitas, responderam por mais de 80% dos óbitos, e as doenças infecciosas e parasitárias, por apenas 1,1%. A probabilidade de morrer no primeiro ano de vida devido às afecções originadas no período perinatal foi superior nas crianças nascidas de parto normal (20,3 por mil) em relação à das nascidas por cesárea (9 por mil). O risco de morrer foi maior nos filhos de mulheres adolescentes, nas crianças nascidas com peso inferior a 2.500g. Os resultados chamam a atenção para a necessidade de melhorar a qualidade da assistência pré-natal, ao parto e ao recém-nascido e sugerem possível associação entre maior mortalidade e pior nível socioeconômico.

Descritores: Mortalidade infantil. Probabilidade. Fatores de risco.

Introdução

Inúmeros trabalhos têm abordado a mortalidade infantil, analisando-a quanto a sua magnitude. Sua relevância é consenso no meio científico, cuja importância não se restringe a este meio mas se estende aos contextos econômico, político e social.

O coeficiente de mortalidade infantil-CMI (relação entre os números de óbitos de menores de um ano e de nascidos vivos)⁹ tem sido reconhecido como um dos indicadores mais sensíveis da condição de saúde^{3,12,13}, bastante utilizado para comparação entre diferentes regiões⁸. É medida que reflete as condições de vida de uma população e se

apóia na influência que os principais determinantes do nível de vida como alimentação, moradia, acesso ao conhecimento médico e seu desenvolvimento, entre outros, exercem sobre a probabilidade de sobreviver ao primeiro ano de vida.

Conforme Simões¹⁸, a mortalidade infantil vem apresentando tendência declinante, em nível mundial, fenômeno que vem se processando de forma desigual e com determinantes específicos, de acordo com o nível de desenvolvimento de cada área. Assim, em países industrializados, o progresso socioeconômico, sem dúvida, desempenhou importante papel e, nas sociedades em vias de desenvolvimento, as causas da diminuição parecem ter sido outras¹. Os países não participantes da revolução ocorrida no século passado registraram reduções tardias em seu nível de mortalidade¹³ que são creditadas principalmente a intervenções setoriais, nem sempre acompanhadas de desenvolvimento socioeconômico integral¹. Vários autores^{5,13,18} atribuem a redução da mortalidade infantil, nas últimas décadas, no Brasil, ao saneamento básico e, mais recentemente, aos avanços específicos da medicina e da saúde pública. Além desses fatores, assinalam-se modificações nos padrões da fecundidade e da natalidade, nos últimos anos, como responsáveis pela alteração da evolução da mortalidade infantil¹².

Na atualidade encontram-se, de um lado, países que apresentam estimativas próximas a 15 por mil

* Financiado pela FAPESP, Processo 91/3069-0. Parte da Dissertação apresentada ao Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, em 1992.

** Departamento de Enfermagem da Fundação Universidade Estadual de Maringá - Maringá, PR - Brasil

*** Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo - São Paulo, SP - Brasil

Separatas/Reprints: R.K.T.de Souza - Av. Colombo, 3690 - 87020-900 - Maringá, PR - Brasil

Edição subvencionada pela FAPESP. Processo Medicina 93/0208-5.

nascidos vivos (n.v.) e, por outro, regiões classificadas como menos desenvolvidas (África e América-Latina), com valores que superam 80 por mil n.v.¹⁰. Esses diferenciais observados e a multiplicidade de situações que determinam maior ou menor risco de morte apontam a importância de abordagens que se voltem, simultaneamente, para o estabelecimento de associações com os aspectos globais, bem como com os de natureza específica.

Tradicionalmente, os estudos sobre a mortalidade infantil partem dos dados já existentes, geralmente com base nas estatísticas vitais oficiais, com cálculo de coeficientes. Esses estudos apresentam algumas limitações:

- as estatísticas oficiais podem apresentar distorções e subestimar o número de nascimentos e/ou óbitos, não revelando a real magnitude do problema;
- embora o coeficiente seja entendido como estimativa de risco, possui viés que pode assumir importância se ocorrerem variações bruscas no número de nascimentos de um ano a outro⁵;
- no estudo de fatores associados, devido a insuficiência de informações, pois as estatísticas oficiais são apresentadas somente segundo sexo, idade e causa básica, enquanto que outras variáveis fortemente associadas à mortalidade infantil não são disponíveis, como peso ao nascer e idade da mãe.

Frente às questões colocadas, o presente estudo constitui uma tentativa de aprofundar o conhecimento sobre a mortalidade infantil em Maringá - PR, onde o coeficiente de mortalidade infantil reduziu-se em 41,6% no período 1980/88, atingindo patamares próximos a 20 por mil n.v., diferindo de várias localidades brasileiras e conferindo uma especificidade, principalmente, naquilo que se refere à adoção de medidas que visem a reduções futuras.

O objetivo da presente pesquisa é estimar a probabilidade de morte infantil de coorte constituída por crianças nascidas em hospitais do Município de Maringá - PR, filhos de mulheres nele residentes, em 1989, segundo subgrupos clários, causas básicas, peso ao nascer, sexo e idade da mãe.

Metodologia

População de estudo e fontes de dados

Constituíram a população de estudo 4.876 nascidos vivos, cujos partos realizaram-se nos hospitais do Município de Maringá, entre 1 de janeiro e 31 de dezembro de 1989, filhos de mulheres residentes.

A coleta foi realizada nos sete hospitais do Município que prestam atendimento ao parto, e no Centro de Epidemiologia da Secretaria Estadual de Saúde do Paraná. Foram consultados os livros de registro de nascimentos existentes em seis hospitais (um hospital não faz anotação em livro), os livros de registro de todas internações, o livro da maternidade e o prontuário médico (nesta ordem de utilização) para complementar informações essenciais.

Os dados referentes aos óbitos foram levantados das primeiras vias das declarações de óbito (DO) arquivadas na Secretaria de Saúde do Paraná (SSP).

Procedimentos

O levantamento dos dados foi realizado diretamente em planilhas e, no ato da coleta, os dados eram codificados conforme padronização prévia.

Foram excluídos da coleta, os nascimentos que continham a observação "nascido morto", "feto morto" ou "natimorto", e os que fizessem menção à residência em outros municípios.

Quando ocorria um óbito infantil, no período intra-hospitalar, já na coleta era devidamente destacado.

Concluída a coleta da coorte de nascimentos, foi realizado o levantamento dos óbitos, através das primeiras vias das DO arquivadas no Centro de Epidemiologia da SSP. Inicialmente, foram coletadas todas as DO das crianças nascidas em 1989, naturais de Maringá, que faleceram no primeiro ano de vida. Fizeram também parte desta seleção as declarações de nascidos mortos, em função do possível mau preenchimento da DO, isto é, um nascido vivo que viesse a falecer imediatamente após o parto e fosse declarado como nascido morto⁹.

Foram localizadas 103 DO de crianças naturais do Município de Maringá, cujo evento ocorreu no Estado do Paraná; posteriormente, algumas foram excluídas e outras acrescentadas.

De posse das DO, tentou-se identificar aquelas que se referiam à coorte definida. Foram utilizadas, inicialmente, a listagem que relaciona os nascidos vivos registrados, pois dado que a criança nasceu viva e foi a óbito, o esperado é que tenham sido realizados dois registros: o de nascimento e o de óbito. Nessa listagem, das 103 declarações selecionadas, 86 foram localizadas entre os registros de nascimento (Figura). As demais (17) foram avaliadas individualmente quanto à sua inclusão, verificando-se que 5 referiam-se à população estudada, totalizando até aqui 91 óbitos. Além destes, mais seis óbitos foram acrescentados:

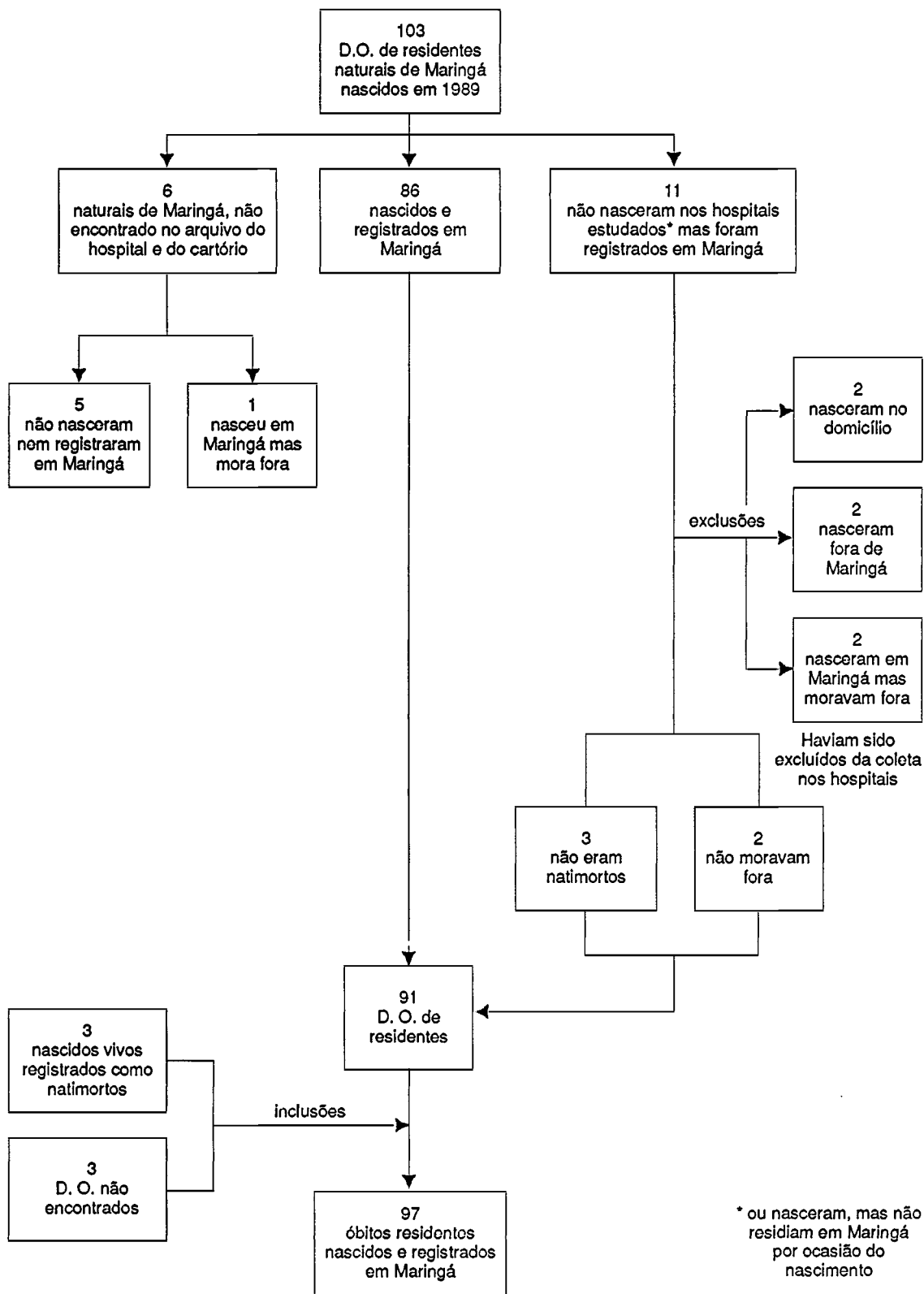


Figura. Fluxo da seleção da população de óbitos.

- três eram crianças registradas como nascidas mortas, mas, nas anotações hospitalares, constava que estas crianças nasceram com vida e faleceram logo após o nascimento. Reafirma esta informação a própria DO, na qual consta no campo referente a "Morte (em relação ao parto)", que a criança foi a óbito após o parto;
- três eram crianças falecidas no período intra-hospitalar, cujas declarações não foram localizadas no Centro de Epidemiologia. Duas eram crianças devidamente registradas quanto ao nascimento e óbito; a outra corresponde a uma situação na qual ocorreu simultaneamente o sub-registro de nascimento e o de óbito. As evidências não deixam dúvidas que a criança nasceu com vida, pois o prontuário médico faz referência a retirada de um conceito *com vida*, apresentando anomalias e hidrocefalia. Estes três últimos casos correspondem àqueles cuja causa de morte é *ignorada*. As demais variáveis foram analisadas a partir dos dados dos hospitais.

Desta forma, 97 crianças nascidas em hospitais de Maringá, em 1989, filhos de mulheres residentes foram a óbito antes de completar um ano de vida (Figura).

Delineamento da pesquisa e medidas utilizadas

A pesquisa é do tipo longitudinal em que a coorte foi formada por 4.876 crianças nascidas vivas em hospital e foram rastreadas até completar um ano de idade, por meio das DO respectivas, com a finalidade de medir a ocorrência do óbito.

*Probabilidade de morte infantil*⁶ - Foi obtida relacionando-se os óbitos de menores de um ano de uma geração de nascimentos hospitalares com estes nascimentos. É uma estimativa da probabilidade mínima, pois óbitos ocorridos fora do Estado do Paraná e casos em que não foram preenchidas as DO, são situações que podem ter ocorrido, mas não foram de alcance do presente estudo.

$$\text{Probabilidade de morte infantil} = \frac{\text{Óbitos de crianças menores de 1 ano nascidas em hospitais de Maringá (residentes) em 1989}}{\text{Total de nascidos vivos em hospitais de Maringá (residentes) em 1989}} \times 1000$$

Variáveis de estudo

As variáveis consideradas e respectivas modalidades foram:

- *Sexo*: masculino e feminino.
- *Peso*: expresso em gramas e considerando as categorias: baixo peso ao nascer (peso inferior a 2.500g), peso inadequado ao nascer (2.500 a 2.999g) e peso normal ao nascer (igual ou superior a 3.000g).

- *Subgrupos etários*: óbito neonatal precoce (menores de 7 dias), neonatal tardio (de 7 a 27 dias) e pós-neonatal (28 dias e mais).
- *Causa básica de morte*: classificados nos 17 Capítulos de causas e em algumas categorias da Classificação Internacional de Doenças - 9ª Revisão¹¹.
- *Idade materna*: expressa em anos, apresentando-se em grupos quinquenais.

Resultados e discussão

Das 4.876 crianças nascidas vivas, 97 faleceram antes de completar um ano de vida. Portanto, a estimativa da probabilidade de morrer entre menores de um ano foi igual a 19,9 por mil, valor este semelhante ao do Coeficiente de Mortalidade Infantil, obtido através dos dados oficiais (22,6 por mil n.v., para o mesmo ano). A pequena diferença entre as duas medidas de mortalidade pode ser atribuída a:

1. no estudo foram excluídas as crianças nascidas em domicílio. No registro oficial, foi verificado que, em 1989, 20 crianças nasceram em domicílio e destas, 2 foram a óbito. A inclusão dessas crianças faria com que a probabilidade passasse de 19,9 para 20,2 por mil.
2. diferença existente entre os cálculos da probabilidade e do coeficiente.
3. possível subestimativa do denominador no cálculo de coeficientes que, via de regra, é representado pelas crianças registradas em cartório, o que nem sempre corresponde à totalidade de nascimentos de uma dada área. Em trabalho anterior²⁰ a estimativa do sub-registro de nascimento nessa população foi igual a 9,1%.

A mortalidade infantil em Maringá, em 1989, pode ser considerada relativamente baixa, mesmo

quando comparada à estimativa para o país, como um todo, em 1987 (53 por mil n.v.) e de algumas regiões brasileiras, para esse mesmo ano, como Sul (37,0 por mil n.v.), Sudeste (38,4 por mil n.v.) e Nordeste (74,7 por mil n.v.)¹⁹. Por outro lado, a taxa é alta, se comparada a de países desenvolvidos. A projeção da mortalidade para o período 1950 - 2025, realizada pelas Nações Unidas¹⁰, estima para o período atual (1985 - 1990) uma mortalidade infantil da ordem de 9,9, 7,2 e 6,5 por mil n.v. para Canadá, Japão e Suécia, res-

pectivamente. Ainda considerando esta projeção, observa-se que o risco de morrer das crianças maringenses está bem distante ao da América Latina (55,7 por mil n.v.) e mais se aproxima ao de Cuba (18,6 por mil n.v.).

Contudo, Maringá, a exemplo de alguns outros municípios brasileiros, como São Caetano do Sul no Estado de São Paulo (CMI = 18,8 por mil n.v.)¹⁷ apresenta taxa diferenciada frente à realidade nacional. Conforme exaustivamente explorada pela literatura, a provável explicação encontra-se no campo econômico. O Município conta com uma agropecuária de expressão, o comércio e a indústria são capazes de absorver inclusive parcela de trabalhadores de municípios circunvizinhos. Certamente este potencial econômico contribui de forma favorável à geração do que Kowarick⁷ denomina salários indiretos, isto é, "os gastos realizados em educação, saúde (...), moradia (...), elementos necessários à vida coletiva...", que são conseqüentes às possibilidades de captação de recursos a serem geridos pelo setor público. Bens e serviços assim oferecidos à população maringense também devem estar influenciando favoravelmente na qualidade de vida. Além disso, Maringá não conta com grandes conglomerados populacionais em precárias condições de vida - favelas ou cortiços - tão comuns, hoje, nas cidades. A população rural, bastante sacrificada na conjuntura atual, é limitada a 2%. Observa-se, portanto, que as camadas sociais nas quais a mortalidade infantil é geralmente alta, em conseqüência do nível de vida, significam uma parcela reduzida da população.

Probabilidade de morte infantil segundo subgrupos etários e causa básica

Os óbitos que ocorreram em menores de um ano concentraram-se, principalmente, no período neonatal (77,3%) (Tabela 1) e foram, em sua maioria, devido às causas perinatais (Tabela 2), com baixa frequência de doenças infecciosas. Observa-se na Tabela 1 que, enquanto a probabilidade de morte infantil tardia foi de 4,5 por mil, a neonatal foi 15,4.

Em 63,8% dos óbitos infantis a causa básica foi afecções originadas no período perinatal (Tabela 2) e a probabilidade de morte foi de 12,3 por mil. Victora e col.²¹, ao comentar a participação das causas perinatais na mortalidade infantil em Pelotas (1982), as comparam com os dados da Inglaterra e País de Gales, onde, a exemplo de Pelotas, as patologias perinatais foram as principais causas de morte. No entanto, o coeficiente em Pelotas foi 3,7 vezes maior (16,6 por mil n.v. e 3,5 por mil n.v.,

Tabela 1. Número e percentagem de óbitos e probabilidade* de morte de menores de 1 ano (por mil) segundo subgrupos etários. Maringá-PR, 1989.

Subgrupos etários	Óbitos		Probabilidade* de morte
	Nº	%	
Neonatal precoce	61	62,9	12,5
Neonatal tardia	14	14,4	2,9
Pós-neonatal	22	22,7	4,5
Total	97	100,0	19,9

* Calculadas em relação ao total de 4.876 nascidos vivos.

Tabela 2. Número e percentagem de óbitos de menores de 1 ano segundo grupos de causas* básicas e subgrupos etários. Maringá-PR, 1989.

Grupos de causas**	Subgrupos					
	Neonatal		Pós-neonatal		Total	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%
I. Doenças infecciosas e parasitárias	-	-	1	4,5	1	1,1
II. Neoplasmas	-	-	2	9,1	2	2,1
III. D. glând. endóc., nutr. metab. e transt. imunitários	-	-	1	4,5	1	1,1
VI. Doenças do sistema nervoso e órgãos dos sentidos	-	-	1	4,5	1	1,1
VIII. Doenças do aparelho respiratório	-	-	2	9,1	2	2,1
IX. Doenças do aparelho digestivo	-	-	1	4,5	1	1,1
XIX. Anomalias congênitas	11	15,3	8	36,4	19	20,2
XV. Algumas afecções originadas no período perinatal	60	83,3	-	-	60	63,8
XVI. Sintomas, sinais e afecções mal definidas	1	1,4	2	9,1	3	3,2
XVII. Causas externas	-	-	4	18,1	4	4,3
Total	72	100,0	22	99,8	94***	100,1

* Segundo os capítulos da CID¹³, 9ª revisão.

** Somente capítulos cuja frequência é diferente de zero.

*** Excluídos 3 casos cujas causas básicas são ignoradas.

respectivamente). Para o ano de 1989, no Estado do Rio Grande do Sul, 47,6% dos óbitos de menores de 1 ano tiveram como causa básica essas afecções¹⁶; em Santos, 61,7% dos falecidos apresentaram esta afecção*. Em Maringá, todos os óbitos por esta causa ocorreram até o 28º dia de vida e responderam por mais de 80% dos óbitos do período neonatal. Na Tabela 3 é possível verificar que 20% dos óbitos relativos às afecções originadas no período perinatal apresentaram como causa básica o crescimento fetal retardado, a má nutrição e a prematuridade e 48,3%, a hipóxia, anóxia ao nascer ou outras afecções respiratórias.

Tabela 3. Distribuição do número e percentagem de óbitos neonatais segundo tipo de afecções originárias no período perinatal*. Maringá-PR, 1989.

Tipo de afecções	Nº	%
Crescimento fetal retardado, mal nutrição fetal e prematuridade (764-765)	12	20,0
Trauma de parto (767)	2	3,3
Hipóxia, anóxia ao nascer e outras afecções respiratórias (768-770)	29	48,3
Doença hemolítica do feto ou do recém-nascido	1	1,7
Outras	16	26,7
Total	60	100,0

* Rubricas de três algarismos da Lista Brasileira para Mortalidade, correspondente ao capítulo XII da CID-9 (categorias 760-779).

Essas causas de óbitos sugerem que uma significativa parcela de produtos de concepção ainda prematuros vieram a nascer. Exemplo disso é a menção da imaturidade ou prematuridade, como causa básica** ou associada, em 38,1% das DO estudadas, percentagem que passa para 49,2% quando se consideram as do período neonatal, ou ainda, 68,3% daquelas devido às causas perinatais. Reforça ainda a idéia de imaturidade/prematuridade, a alta freqüência de nascimentos de baixo peso entre as crianças falecidas por essas causas; ou seja, 71,7% tinham peso inferior a 2.500g, proporção que passa para 81,7% quando se consideram também as de peso inadequado.

Estas questões levam a questionar a qualidade dos serviços de saúde voltados para assistência pré-natal, ao parto e ao recém-nascido. Em alguns casos a imaturidade e nascimentos de baixo peso

são conseqüentes a problemas evitáveis através de intervenções adequadas. Ressalte-se a influência das cesarianas na mortalidade observada, pois a retirada da criança em uma fase precoce, ainda vulnerável fisiologicamente, pode representar risco à criança. As probabilidades de morte em menores de um ano por afecções originárias no período perinatal, segundo tipo de parto, foram, respectivamente, 20,3 (parto normal) e 9,0 (parto cesariano) por mil. No entanto, cabe a ressalva de que a maior proporção de partos normais em crianças de menores pesos (Tabela 4) pode também ser indicativa de negligência no atendimento e pior nível socioeconômico. Em muitos casos, um controle e acompanhamento adequado das gestações de alto risco poderiam prevenir nascimentos de baixo peso.

Tabela 4. Número e percentagem de nascidos vivos em hospitais, filhos de mulheres residentes, segundo peso ao nascer (em g) e tipo de parto. Maringá-PR, 1989.

Peso ao nascer	Parto				Total	
	Normal		Cesárea		Nº	%
	Nº	%	Nº	%		
400 a 1.499	21	63,6	12	36,4	33	100,0
1.500 a 1.999	25	46,3	29	53,7	54	100,0
2.000 a 2.499	82	32,4	171	67,6	253	100,0
2.500 a 2.999	406	35,7	732	64,3	1.138	100,0
3.000 a 3.499	578	28,0	1.488	72,0	2.066	100,0
3.500 a 3.999	277	24,8	840	75,2	1.117	100,0
4.000 a 4.900	40	19,6	164	80,4	204	100,0
Total	1.429	29,4	3.439	70,6	4.865	100,0

* Excluídos 11 casos cujo tipo de parto e/ou peso ao nascer são ignorados.

Estas questões sugerem possibilidade de diminuição de óbitos por causas perinatais. A extensão de cobertura dos serviços voltados para o grupo materno-infantil (como ocorreu em Maringá e em várias regiões brasileiras, seja através de programas oficiais como PAISMC***, ou iniciativas isoladas inseridas em planos municipais de saúde), ocasionou pouco impacto na mortalidade neonatal, tendo seu maior reflexo sobre a mortalidade pós-neonatal.

Observa-se que, em Maringá em 1989, as anomalias congênitas foram responsáveis por 36,4% dos óbitos ocorridos no período pós-neonatal (Tabela 2) e as doenças infecciosas e respiratórias,

* Trabalho apresentado no I Congresso Brasileiro de Epidemiologia, Campinas, 1990, na Sessão de "Comunicações Coordenadas".

** Segundo regras da Classificação Internacional de Doenças, a prematuridade só é considerada causa básica quando não há menção a outra patologia na declaração de óbito.

*** Programa de Assistência Integral à Saúde da Mulher e da Criança, implantado no país sob a coordenação do Ministério da Saúde, na década de 80.

bastante importantes em anos anteriores, foram mencionadas como causas básicas em apenas 4,5% e 9,1%, respectivamente, no período. Essas percentagens passam para 1,1 e 2,1, quando se consideram os óbitos do primeiro ano de vida. Além disso, outras causas que ocupavam posições menos importantes, como as causas externas, começam a merecer atenção, sendo responsáveis por 4,3% dos óbitos infantis (um devido a acidente de trânsito e três por asfixia mecânica).

Assiste-se atualmente a mudanças nas causas de óbito; as doenças infecciosas e respiratórias, até então, relevantes no quadro de mortalidade infantil, passam a ser gradativamente substituídas pelas não-infecciosas, fato que tem sido denominado de transição epidemiológica¹⁰.

Probabilidade de morte infantil segundo sexo

Paradoxalmente aos resultados citados em vários estudos (onde há sempre sobremortalidade infantil masculina), entre as crianças nascidas, em 1989, em hospitais de Maringá, as do sexo feminino apresentaram risco de morrer 1,4 vezes o correspondente ao do sexo masculino (Tabela 5). Este diferencial no período neonatal foi de 33,3%, e a partir do 29º dia de vida foi de 72,7% maior no sexo feminino.

Tabela 5. Óbitos e probabilidade de morte de menores de 1 ano (por mil) segundo sexo e subgrupos etários. Maringá-PR, 1989.

Sexo	Neonatal		Pós-neonatal		Total	
	Nº	Prob	Nº	Prob	Nº	Prob
Masculino (2.431)	32	13,2	8	3,3	40	16,5
Feminino (2.438)	43	17,6	14	5,7	57	23,4
Total (4.869)	75	15,4	22	4,5	97	19,9

Entre parênteses, totais de nascidos vivos segundo sexo.

Ferreira⁵, analisando a influência do sexo na mortalidade infantil, ressalta maior vulnerabilidade masculina e mostra que no período de 1979/1984 a MI masculina no Estado de São Paulo foi superior à feminina em 30%, diferença esta maior no período neonatal (1,36 vezes). Baseado em alguns autores, explica a sobremortalidade masculina a partir do "processo de maturação dos pulmões das crianças do sexo masculino que é mais lento durante o desenvolvimento fetal (...)" e que o "diferencial por sexo da mortalidade neonatal é, em geral, maior do que o da pós-neonatal (...). Por outro lado, a ocorrência de uma maior mortalidade infantil feminina está mais associada a questões socioculturais de discriminação ao sexo feminino, que resultam em prejuízos aos cuidados e atenção às crianças deste sexo...". Este último fator, provavelmente, não deveria estar influenciando maior mortalidade infantil feminina observada, pois não há evidências para tal fato; o resultado encontrado para Maringá recomenda cautela quanto às conclusões. A sobremortalidade feminina observada deve ser apenas achado casual para o ano de 1989. À guisa de esclarecimento, em série histórica de 1980 a 1989, referente à Maringá, pode ser observado que em 1982 tal fenômeno também ocorreu, sendo que, dos óbitos menores de um ano, 70 óbitos eram do sexo masculino e 74 referiam ao sexo feminino.

Probabilidade de morte infantil segundo peso ao nascer

O baixo peso ao nascer, devido a sua influência na sobrevivência infantil, tem sido objeto de várias investigações. Verifica-se que, entre os nascimentos hospitalares ocorridos em Maringá, em 1989, à medida que aumenta o peso diminui a probabilidade de morrer (Tabela 6). Enquanto as crianças nascidas com peso inferior a 1.500g apresentam probabilidade de morte no primeiro

Tabela 6. Nº de nascidos vivos, nº de óbitos menores de 1 ano e probabilidade de morte de menores de um ano de vida (por mil) segundo sexo e peso ao nascer (em g). Maringá-PR, 1989.

Peso ao nascer	Sexo						Total		
	Masculino			Feminino			Nº n.v	Nº ób.	Prob.
	Nº n.v	Nº ób.	Prob.	Nº n.v	Nº ób.	Prob.			
400 a 1.499	14	12	857,1	19	13	684,2	33	25	757,6
1.500 a 1.999	21	8	381,0	33	9	272,7	54	17	314,8
2.000 a 2.499	110	4	36,4	140	7	50,0	250	11	44,0
2.500 a 2.999	466	6	12,9	672	10	14,9	1.138	16	14,1
3.000 a 4.999	1.814	10	5,5	1.571	18	11,5	3.385	28	8,3
Total	2.425	40	16,5	2.435	57	23,4	4.860*	97	19,9

* Excluídos 16 casos cujo peso ao nascer e/ou sexo são ignorados.

Tabela 7. Nº de nascidos vivos, nº de óbitos menores de 28 dias e probabilidade de morte de menores de 28 dias de vida (por mil) segundo sexo e peso ao nascer (em g). Maringá-PR, 1989.

Peso ao nascer	Sexo								
	Masculino			Feminino			Total		
	Nº n.v	Nº ób.	Prob.	Nº n.v	Nº ób.	Prob.	Nº n.v	Nº ób.	Prob.
400 a 1.499	14	12	857,1	19	13	684,2	33	25	757,6
1.500 a 1.999	21	7	333,3	33	9	272,7	54	16	296,3
2.000 a 2.499	110	3	27,3	140	7	50,0	250	10	40,0
2.500 a 2.999	466	4	8,6	672	5	7,4	1.138	9	7,9
3.000 a 4.999	1.814	6	3,3	1.571	9	5,7	3.385	15	4,4
Total	2.425	32	13,2	2.435	43	17,6	4.860*	75	15,4

* Excluídos 16 casos cujo peso ao nascer e/ou sexo são ignorados.

ano de vida de 757,6 por mil, entre aquelas nascidas com peso mínimo de 3.000g, a probabilidade foi de 8,3 por mil. A probabilidade de morte em crianças de baixo peso ao nascer, menores de um ano, foi de 155,9 por mil contrapondo-se a 9,7 por mil daquelas que nasceram com peso mínimo de 2.500g (RR=16).

Comparando os dados das Tabelas 6 e 7 verifica-se que todos os óbitos de crianças nascidas com peso inferior a 1.500g ocorreram no período neonatal, período bastante crítico no qual a sobrevivência depende da capacidade do recém-nascido superar, principalmente, os problemas decorrentes da imaturidade pulmonar.

Bobadilla e col.² colocam que o peso ao nascer constitui um eficiente prognóstico de morte perinatal e destacam-no como fator mais importante a explicar o efeito das variáveis sociais e biológicas na mortalidade perinatal.

A problemática da mortalidade por baixo peso foi mais intensa nas crianças do sexo masculino. A probabilidade de morte obtida através da estratificação segundo sexo e peso ao nascer (Tabelas 6 e 7) mostra que, em nascimentos cujo peso foi inferior a 2.000g, o sexo masculino foi mais vulnerável, com risco aumentado em 25,3% para nascidos com pesos até 1.500g e 39,7% para aqueles de peso entre 1.500 e 1.999g. A partir de 2.000g inverte-se a relação: a probabilidade de morte passa a ser maior no sexo feminino, atingindo, a partir de 3.000g, risco 100% maior. Observa-se, portanto, que o peso ao nascer tem papel preponderante na mortalidade observada (das crianças que nasceram com peso inferior a 1.500g, somente 24,2% sobreviveram). Comparando os dados das Tabelas 6 e 7, é possível constatar que, mesmo nascendo neste intervalo de peso (até 1.500g), os meninos que resistiram até o 28º dia sobreviveram ao primeiro ano de vida. Entre as meninas nascidas com peso até 2.500g, o mesmo fato ocorreu. Em relação aos nascidos vivos de maior peso, observa-

se que a mortalidade referente ao período pós-neonatal aumenta sua participação à medida que os pesos assumem maiores valores.

Probabilidade de morte segundo idade materna

A idade da mãe na ocasião do nascimento da criança constitui um importante fator para a mortalidade infantil. Os resultados da Investigação Interamericana de Mortalidade na Infância¹⁵ revelavam maior mortalidade neonatal em filhos de mulheres com menos de 20 anos, e aqueles cujas mães tinham idade entre 20 a 24 anos eram os mais protegidos. Mostraram, também, que a taxa de mortalidade infantil aumentava após os 35 anos de idade.

Os resultados para Maringá corroboram os achados da citada Investigação¹⁵. Conforme se observa na Tabela 8, a probabilidade da criança falecer no primeiro ano de vida foi de 71,4 por mil, quando suas mães tinham menos de 15 anos, probabilidade que tendeu a ser bem menor (25,4 por

Tabela 8. Nº de nascidos vivos, nº de óbitos e probabilidade de morte de menores de um ano de vida (por mil) segundo idade materna e subgrupos etários. Maringá-PR, 1989.

Idade da mãe	Neonatal		Pós-neonatal		Total	
	Nº ób	Prob	Nº ób	Prob	Nº ób	Prob
< 15 (14)	1	71,4	-	-	1	71,4
15 a 19 (747)	11	14,7	8	10,7	19	25,4
20 a 24 (1.699)	25	14,7	2	1,2	27	15,9
25 a 29 (1.423)	21	14,8	8	5,6	29	20,4
30 a 34 (682)	11	16,1	2	2,9	13	19,1
35 a 39 (245)	6	24,5	1	4,1	7	28,6
>= 40 (40)	-	-	1	16,7	1	16,7
Total (4.870)	75	15,4	22	4,5	97	19,9

Entre parêntesis estão apresentados os números de nascidos vivos segundo idade da mãe, sendo que 6 casos foram excluídos pois a idade da mãe é ignorada.

mil) na faixa imediatamente posterior (15 a 19 anos), atingindo melhores possibilidades de sobrevivência entre 20 a 24 anos (risco de 15,9 por mil). O risco de morrer foi maior na faixa de 35 a 39 anos de idade (28,6 por mil).

Muitas explicações são dadas a respeito da maior mortalidade nos nascimentos de mães em idades extremas (adolescentes e aquelas com 35 anos e mais). Entre essas, são citados os problemas de natureza fisiológica, que se traduzem na maior ocorrência de patologias perinatais, nas maiores taxas de imaturidade e, conseqüentemente, no aumento da incidência de baixo peso ao nascer, que se observa com maior freqüência entre mães jovens^{4,5,15}.

Ao distribuir os nascimentos segundo idade materna e peso ao nascer (Tabela 9) mais uma vez evidencia-se o esperado, isto é, a proporção de baixo peso foi superior nas idades extremas. Enquanto que 10,3% e 10,0% das mães com menos de 20 anos, e 40 anos ou mais, respectivamente, tiveram filhos com menos de 2.500g, somente 5,8% dos nascidos vivos, filhos de mulheres entre 20 e 25 anos de idade, apresentaram baixo peso.

Tabela 9. Distribuição do número e percentagem de nascidos vivos em hospitais, filhos de mulheres residentes, conforme a idade materna e peso ao nascer. Maringá-PR, 1989.

Idade materna	Peso ao nascer				Total	
	< 2.500g		> = 2.500g			
	Nº	%	Nº	%	Nº	%
< 20	78	10,3	681	89,7	759	100,0
20 a 24	99	5,8	1.595	94,2	1.694	100,0
25 a 29	87	6,1	1.336	93,9	1.423	100,0
30 a 34	49	7,2	629	92,8	678	100,0
35 a 39	21	8,6	224	91,4	245	100,0
> = 40	6	10,0	54	90,0	60	100,0
Total	340	7,0	4.519	93,0	4.859*	100,0

* Excluídos 17 casos cuja idade materna e/ou peso ao nascer são ignorados.

Ao problema da maior mortalidade infantil, em filhos de mulheres em idades extremas, além das razões já citadas, associa-se a de natureza socio-cultural. Entre mães em idades avançadas são mais freqüentes as grandes múltiparas cujos intervalos interpartais inadequados podem diminuir as possibilidades de sobrevivência das crianças. A exemplo das adolescentes, estas advêm principalmente de camadas socioeconômicas mais desfavorecidas em que, aos aspectos negativos nutricionais acumulam-se menor acesso às informações (seja em

nível de sistema formal ou informal) e a ausência de outros fatores que contribuiriam favoravelmente na saúde infantil.

Considerações finais

A mortalidade infantil continua sendo de grande importância no contexto atual e possivelmente constituir-se-á em objeto de vários estudos futuros, tendo em vista os seus múltiplos determinantes e a situação sociopolítica contemporânea. O presente estudo pretendeu estimar a magnitude desta mortalidade no Município de Maringá; no entanto, na busca de explicações para os resultados encontrados, novos problemas e várias hipóteses foram levantadas. Algumas questões, embora não conclusivas, devido à sua relevância, merecem ser destacadas.

Assim, em termos gerais, a análise dos diferenciais de mortalidade infantil e da tendência declinante, seja em nível de estratos sociais, regiões ou países, deve contemplar, além das questões tradicionalmente abordadas (como o desenvolvimento socioeconômico), as transições demográfica e epidemiológica. A transição que ora se observa tem se caracterizado pelas alterações nos padrões reprodutivos e nos padrões de mortalidade (diminuição da mortalidade infantil e alterações nas causas de óbito)^{10,14}.

Há de ser ressaltado o fato de a probabilidade de morrer em menores de um ano nascidos de parto normal ter sido maior do que a dos nascidos por parto tipo cesária. Entretanto, em trabalho anterior²⁰, nesta população de nascidos vivos foi detectada associação entre ter nascido por parto normal e baixo nível socioeconômico da mãe; portanto, não é o tipo de parto que leva a um maior risco de morrer mas sim o nível socioeconômico e o atendimento.

Outro ponto a comentar é o quanto a organização administrativa e a expansão dos serviços básicos de saúde, ocorridas na década de 80, contribuíram para reduzir a mortalidade infantil aos níveis atuais em Maringá. Conforme revelaram os resultados, a maioria dos óbitos infantis, em 1989, ocorreram no período neonatal e tiveram como principal causa de óbito, as causas perinatais. Quando se analisou a evolução da mortalidade infantil, no período 1980/88, verificou-se que a mortalidade neonatal apresentou redução pouco significativa durante o período, apesar do aumento substancial da oferta de serviços, com atenção especial ao grupo materno-infantil (o que pressupõe uma assistência sistematizada às gestantes). Estas evidências sugerem a necessidade de avaliar a eficácia e a eficiência da assistência prestada, prin-

principalmente se se considerar que reduções futuras na mortalidade infantil dependem da capacidade de resolver, inclusive, os problemas relativos às causas perinatais.

SOUZA, R.K.T. de & GOTLIEB, S.L.D [Probability of dying in the first year of life in an urban area of Brazil]. *Rev. Saúde Pública*, 27: 445-54, 1993. A birth-cohort of 4,876 children born alive in hospital were selected and followed through up to the age of one year with a view to estimating the risk of dying in the first year of life. All of them were born in 1989, in one of the the seven hospitals of an urban area of Southern Brazil and the only requirement for belonging to the cohort was that of residence on the area. The selected variables were: sex, birthweight, age at moment of death, underlying cause of death, and maternal age. The estimated probability of dying in the first year was of 19.9 per 1,000 (77.3% of the deaths occurred during the neonatal period). Perinatal causes and congenital malformations contributed to 80% of the deaths, and infectious diseases were the underlying cause of death in only 1.1% of the losses. The risk of dying in the first year of life due to afections arising during the perinatal period was higher among vaginally delivered babies (20.3 per 1,000) than it was for those born by caesarian section (9 per 1,000). A higher probability of death was present among infants born to adolescent mothers, and those with low birthweight (less than 2,500g). The results brought out the need for improving the quality of prenatal and infant care. They also suggested the hypothesis of a possible association between higher infant mortality and lower socio-economic level.

Keywords: Infant mortality. Probability. Risk factors.

Referências Bibliográficas

1. AMIGO, H. et al. Mortalidade em menores de cinco anos na cidade de Recife, PE (Brasil): tendências e associações. *Rev. Saúde Pública*, 19: 531-42, 1985.
2. BOBADILLA, J.L. et al. Los efectos de la calidad de la atención médica en la sobrevivencia perinatal. *Salud Pública Mex.*, 30: 416-31, 1988.
3. BREILII, J. et al. *Ciudad e muerte infantil*. Quito, C.E.A.S., 1983.
4. BUCHALLA, C.M. Estudo de um grupo de recém-nascidos em maternidades: suas características e mortalidade no período neo-natal precoce. São Paulo, 1988. [Dissertação de Mestrado - Faculdade de Saúde Pública da USP].
5. FERREIRA, C.E.C. Mortalidade infantil e desigualdade social em São Paulo. São Paulo, 1990. [Tese de Doutorado - Faculdade de Saúde Pública da USP].
6. HOGUE, C.J.R. et al. Overview of the national infant mortality surveillance (NIMS): project-design, methods, results. *Public Health Rep.*, 102: 126-38, 1987.
7. KOWARICK, L. et al. Novas formas de pobreza e espaço urbano em São Paulo: a diminuição perversa da segregação socioespacial. In: Congresso Brasileiro de Epidemiologia, 1ª, Campinas, 1990. *Anais*. Rio de Janeiro, ABRASCO, 1990. p. 274-81.
8. LAURENTI, R. Mortalidade infantil nos Estados Unidos, Suécia e Estado de São Paulo. *Rev. Saúde Pública*, 21: 268-73, 1987.
9. LAURENTI, R. et al. *Estatísticas de saúde*. São Paulo, E.P.U., 1987.
10. LAURENTI, R. Transição demográfica e transição epidemiológica. In: Congresso Brasileiro de Epidemiologia, 1ª, Campinas, 1990. *Anais*. Rio de Janeiro, ABRASCO, 1990. p. 143-63.
11. MONTEIRO, C.A. Mortalidade infantil e desenvolvimento social. *Saúde Deb.*, 5 (10): 27-9, 1980.
12. MONTEIRO, C.A. Contribuição para o estudo do significado da evolução do coeficiente de mortalidade infantil no Município de São Paulo, SP (Brasil), nas três últimas décadas (1950-1979). *Rev. Saúde Pública*, 16: 7-18, 1982.
13. ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. *Manual da classificação estatística internacional de doenças, lesões e causas de óbito*; 9ª rev. 1975. São Paulo, Centro da OMS para Classificação de Doenças em Português, 1879. v. 1.
14. PATARRA, N.L. Transição em marcha: novas questões demográficas. In: Congresso Brasileiro de Epidemiologia, 1ª, Campinas, 1990. *Anais*. Rio de Janeiro, ABRASCO, 1990. p. 187-97.
15. PUFFER, R.R. & SERRANO, C.V. *Características de la mortalidad en la niñez*. Washington, Organización Panamericana de la Salud, 1973.
16. SECRETARIA DE SAÚDE E MEIO AMBIENTE. *A criança no Rio Grande do Sul: indicadores de saúde*. Porto Alegre, 1990.
17. SÁ, X. Qualidade de vida mostra dois "Brasis" em São Paulo. *Folha de São Paulo*, S.Paulo, 05 jan. 1992, p. 8.
18. SIMÕES, C.C. da & OLIVEIRA, L.A.P. de. 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.
19. SIMÕES, C.C., org. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: mortalidade infantil e saúde na década de 80*. Rio de Janeiro, IBGE, 1989.
20. SOUZA, R.K.T. de & GOTLIEB, S.L.D. Sub-registro de nascimentos vivos hospitalares em área urbana da região sul do Brasil, em 1989. *Rev. Saúde Pública*, 27: 177-84, 1993.
21. VICTORA, C.G. et al. *Epidemiologia da desigualdade*. 2ª ed. São Paulo, HUCCITEC, 1989.

Recebido para publicação em 20.4.1993

Reapresentado em 25.8.1993

Aprovado para publicação em 20.9.1993