

MEDIDAS BÁSICAS DE MORTALIDADE E MORBI(LI)DADE

Neste capítulo e nos três seguintes (9, 10 e 11) os conceitos gerais introduzidos no Capítulo 7 serão operacionalizados para cada uma das três componentes básicas da dinâmica demográfica: mortalidade, natalidade/fecundidade e migração. Costuma-se começar com a mortalidade por ser, de certa forma, a componente menos complexa. As medidas básicas de mortalidade e morbi(li)dade apresentadas neste capítulo trarão uma ideia da intensidade (nível) e da estrutura desses fenômenos num dado período de tempo. Isso significa que será privilegiada a apresentação dos indicadores a partir de uma análise transversal (por períodos), e não longitudinal (por coortes ou gerações).

No caso da mortalidade, os eventos de interesse são os óbitos ocorridos num determinado período de tempo. Com a exceção da seção 8.6, que trata da natimortalidade, e o cálculo da mortalidade perinatal, a análise se concentra em nascidos vivos e os óbitos fetais e nascidos mortos não são considerados no cálculo da maioria dos indicadores. O número total de óbitos ocorridos numa população varia segundo três fatores:

- O tamanho da população;
- O risco de ocorrência do óbito;
- A estrutura por idade e sexo sobre a qual incide o risco.

Entretanto, o que se quer medir e comparar é o risco de ocorrência do óbito, independentemente do tamanho da população e de sua estrutura por idade e sexo.

8.1 TAXA BRUTA DE MORTALIDADE

Para eliminar o efeito do tamanho da população, a primeira medida a ser apresentada é a *Taxa Bruta de Mortalidade* (“Crude Death Rate” ou CDR, em inglês), que será denotada por TBM. A mesma taxa também é conhecida, na área da saúde, como *Coefficiente Geral de Mortalidade* (CGM). Onde o termo “mortalidade” foi usado intuitivamente, sem maiores explicações, nos capítulos anteriores, o conceito implícito era este. Conforme a definição de uma taxa, que foi introduzida em capítulo anterior, a TBM é calculada relacionando-se o número total de óbitos ocorridos no período com o tempo total de exposição daqueles que estiveram expostos ao risco de morrer naquele mesmo período ou o número total de anos-pessoa vividos em exposição ao risco no período. Para fins de apresentação, multiplica-se o resultado por mil.

$$\begin{aligned} TBM &= 1000 \frac{\text{Número total de óbitos ocorridos no período}}{\text{Tempo total de exposição ao risco no período}} = \\ &= 1000 \frac{\text{Número total de óbitos ocorridos no período}}{\text{Total de anos de pessoa vividos em exposição ao risco no período}} \end{aligned} \quad (8.1)$$

Como discutido no capítulo anterior, o cálculo de uma taxa traz o conceito de anos-pessoa vividos em exposição ao risco no período de interesse. Para o seu cálculo, tem-se que considerar todas as frações de tempo vividas em exposição, no período considerado, pelos indivíduos daquela população que estiveram expostos ao risco. Como esse cálculo é difícil de ser realizado, utiliza-se como medida aproximada, a população total média no período (\bar{P}).

A população total média no período (\bar{P}) pode ser obtida como a média aritmética das estimativas populacionais totais no início e final do período, ou como a estimativa populacional total à metade do período.

$$\bar{P} = (P_{\text{início}} + P_{\text{fim}}) / 2 \approx P_{\text{meio do período}} \quad (8.2)$$

Como, geralmente, as taxas se referem ao período de um ano, tem-se como denominador a população média do ano em questão ou a população à metade do ano, ou, mais precisamente, a estimativa populacional para 1º de julho.

A partir dessas considerações sobre o denominador, pode-se reescrever a fórmula de cálculo da TBM da seguinte maneira:

$$TBM = 1000 \frac{\text{Número total de óbitos ocorridos no período}}{\text{População média no período}} \quad (8.3)$$

No que segue, o numerador (número total de óbitos ocorridos no período) será representado por D e o denominador (população média no período) por \bar{P} .

É usual considerar no numerador a média aritmética do número de óbitos de três anos consecutivos ($t-1$, t e $t+1$), onde t é o ano de referência da TBM. Essa estratégia tem como finalidade

obter uma estimativa mais estável e robusta para o indicador, evitando-se assim flutuações aleatórias no número de óbitos observados num dado período.

$$TBM = 1000 \frac{D(t-1, t) + D(t, t+1) + D(t+1, t+2)}{3 \bar{P}} \quad (8.4)$$

A Tabela 8.1 apresenta estimativas para as TBMs para alguns países para o período 2015-19. Observa-se que os maiores valores são apresentados pelos países europeus (especialmente Alemanha e Portugal), seguidos pelos países africanos e Uruguai. Com valores bem mais baixos, encontram-se os países latino-americanos, como também Cabo Verde, Macau e São Tomé & Príncipe.

Tabela 8.1: Taxas Brutas de Mortalidade para países selecionados, 2015-2019

Países	TBM (óbitos por 1.000 habitantes)
Alemanha	11,2
Angola	8,3
Argentina	7,6
Brasil	6,4
Cabo Verde	5,6
Espanha	9,0
França	9,3
Guiné-Bissau	9,7
Guiné Equatorial	9,4
Macau	3,9
México	6,0
Moçambique	8,6
Paraguai	5,5
Portugal	10,6
São Tomé & Príncipe	4,9
Timor-Leste	6,0
Uruguai	9,5
Venezuela	7,0

Fonte: Divisão de População das Nações Unidas, Revisão de 2019.

Esses valores parecem contradizer a relação conhecida entre níveis de mortalidade e níveis de desenvolvimento socioeconômico. Espera-se que quanto mais desenvolvido o país, menor será o nível da mortalidade. Assim, seria natural que os menores valores fossem apresentados pelos países europeus. Esses valores contraditórios nos levam a concluir que a TBM não é um bom indicador para o nível de mortalidade de uma região ou país. Isso é explicado pela influência que a estrutura por idade da população exerce sobre esse indicador. Ou seja, como já foi

explicado no Capítulo 6, quanto mais envelhecida a estrutura etária da população, espera-se um número maior de óbitos o que leva a uma TBM mais elevada.

Por isso não se podem comparar TBMs entre localidades (regiões/países) que tenham diferentes estruturas etárias ou uma mesma localidade em diferentes momentos no tempo. Para comparar níveis de mortalidade, deve-se padronizar ou ajustar esses níveis observados a uma estrutura etária comum, ou seja, buscar eliminar ou reduzir o efeito das estruturas etárias das populações envolvidas na comparação. Para tanto, é necessário obter níveis de mortalidade específicos para cada idade. Este procedimento já foi explicado no Capítulo 6 e será aplicado na seção 8.3 deste capítulo.

8.2 TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE POR SEXO E IDADE

Como o risco de morte varia segundo a idade e o sexo dos indivíduos, é fundamental obter medidas que descrevam esse comportamento. Da mesma forma como foi feito para a TBM, para o cálculo das *Taxas Específicas de Mortalidade* (TEMs) por idade e sexo (${}_nM_{x,s}$), relaciona-se o número de óbitos ocorridos no período com o tempo total de exposição ao risco daqueles que estiveram expostos ao risco de morrer naquele mesmo período ou o número total de anos-pessoa vividos em exposição ao risco no período, considerando tanto no numerador como no denominador as características de idade e sexo dos indivíduos (idades entre x e $x+n$ e sexo s).

Mais especificamente, pode-se escrever a fórmula de cálculo das TEMs por sexo e idade como:

$${}_nM_{x,s} = \frac{\text{Número de óbitos com idades entre } x \text{ e } x+n \text{ do sexo } s \text{ ocorridos no período}}{\text{População média com idades entre } x \text{ e } x+n \text{ do sexo } s \text{ no período}} = \frac{{}_nD_{x,s}}{{}_n\bar{P}_{x,s}} \quad (8.5)$$

onde

${}_nD_{x,s}$ = Número de óbitos com idades entre x e $x+n$ e sexo s ocorridos no período; e

${}_n\bar{P}_{x,s}$ = População média com idades entre x e $x+n$ e sexo s no período

Igualmente, é comum calcular as TEMs por idade e sexo, considerando no numerador a média aritmética do número de óbitos em três anos consecutivos. A Tabela 8.2 apresenta os dados de óbitos por sexo e idade para o Brasil em 2014, 2015 e 2016, captados pelo Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde, que serão utilizados para o cálculo das Taxas Específicas de Mortalidade (TEMs) por idade e sexo, em 2015.

Nota-se que os grupos de idade são quinquenais, com exceção do primeiro grupo etário para o qual é dado destaque à mortalidade no primeiro ano de vida, e ao grupo etário aberto final. É importante ressaltar que a taxa de mortalidade específica em menores de um ano não é equivalente à Taxa de Mortalidade Infantil, como pode ser visto mais à frente neste capítulo.

Além dos óbitos, necessita-se dos dados sobre a população por sexo e idade para o ano de referência. Os dados populacionais para o Brasil em 2015 foram extraídos da projeção de população feita pelo IBGE em 2013. A Tabela 8.3 traz os dados populacionais e os resultados para o cálculo das Taxas Específicas de Mortalidade.

Tabela 8.2: Óbitos por sexo e grupos de idade, Brasil, 2014-2016

Grupos de idade	Homens				Mulheres			
	2014	2015	2016	Média	2014	2015	2016	Média
<1	21616	20930	20917	21154	17048	16812	16796	16885
1-4	3322	3035	3372	3243	2799	2573	2848	2740
5-9	2107	1828	1864	1933	1532	1446	1437	1472
10-14	3365	3058	3018	3147	1976	1848	1867	1897
15-19	18269	17544	18042	17952	3931	3879	3798	3869
20-24	23457	22750	23663	23290	4677	4620	4720	4672
25-29	22366	21563	21715	21881	5875	5578	5669	5707
30-34	23303	22397	22308	22669	7984	7773	7854	7870
35-39	23784	23781	24062	23876	10169	10429	10769	10456
40-44	26629	26478	26481	26529	12970	13182	13722	13291
45-49	33689	33494	33873	33685	18215	18091	18732	18346
50-54	42804	43408	44306	43506	24239	25095	25681	25005
55-59	51741	52313	55016	53023	30896	31919	33051	31955
60-64	58097	59890	63696	60561	37197	38958	40659	38938
65-69	61712	65090	69340	65381	43506	46224	48401	46044
70-74	65838	67045	70868	67917	51295	52958	54783	53012
75-79	67877	71307	73395	70860	62478	65485	66533	64832
80+	144325	153547	161197	153023	195951	207847	215321	206373

Fonte: Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), 2012-2014.

Tabela 8.3: População e Taxas Específicas de Mortalidade por sexo e idade, Brasil, 2015

Grupos de idade	População		Taxas (M_x)	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
<1	1472923	1405421	0,014362	0,012130
1-4	6065132	5794264	0,000535	0,000483
5-9	8062852	7716257	0,000240	0,000199
10-14	8616189	8276054	0,000365	0,000239
15-19	8710123	8430077	0,002061	0,000466
20-24	8622007	8434416	0,002701	0,000555
25-29	8634055	8542753	0,002534	0,000688
30-34	8816331	8821076	0,002571	0,000905
35-39	7879629	7976626	0,003030	0,001275
40-44	6882205	7062021	0,003855	0,001837
45-49	6266080	6536317	0,005376	0,002787
50-54	5659620	6027724	0,007687	0,004021
55-59	4678733	5120879	0,011333	0,006033
60-64	3655012	4142038	0,016569	0,008980
65-69	2672038	3172665	0,024469	0,013713
70-74	1793495	2283016	0,037869	0,022468
75-79	1222314	1691282	0,057972	0,036941
80+	1246784	2062241	0,122734	0,095018

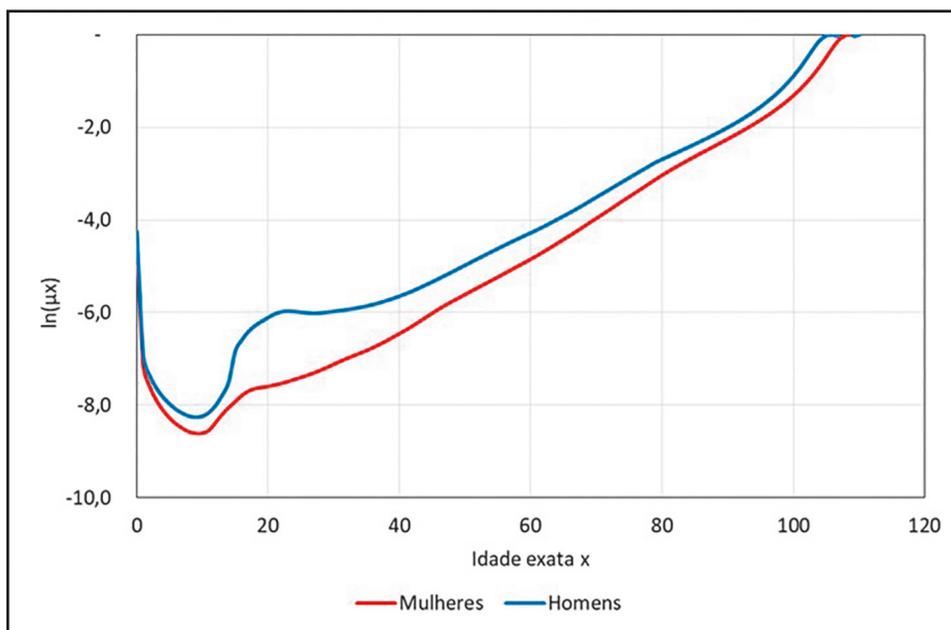
Fonte: IBGE, Projeções de população – Revisão de 2013 (população).

Para poder construir tabelas como nas Tabelas 8.2 ou 8.3 ou mesmo para calcular uma Taxa Bruta de Mortalidade, é preciso dispor de estatísticas fidedignas sobre o número de óbitos por sexo e idade ou pelo menos do número total de óbitos que ocorrem numa população anualmente. Atualmente, Portugal e o Brasil são os únicos países lusófonos que dispõem destes dados de forma direta, por meio do Registro Civil ou do SIM. Outros países podem eventualmente estimar estes dados indiretamente, por meio de procedimentos mais complexos. Por exemplo, como se explicou na seção sobre o conteúdo e os resultados do censo do Capítulo 4, a maioria dos censos de população pergunta quantas pessoas faleceram no domicílio (agregado familiar) nos últimos 12 meses, qual foi a data do seu falecimento e qual era o seu sexo e idade no momento da sua morte, com o propósito de compor um tipo de registro civil de óbitos paralelo para o ano anterior à data do censo. Em teoria, esta informação poderia ser usada para construir uma tabela como 8.2. Mas na prática a informação obtida desta maneira geralmente não é confiável e precisa passar por ajustes e correções que serão discutidas no Capítulo 23, antes de poder ser usada para este propósito.

Após uma rápida inspeção nas séries de taxas específicas de mortalidade por idade e sexo, verifica-se que o risco de morte decresce nas primeiras idades até o grupo etário de 5-9 anos, e a partir de então aumenta até a idade aberta final. Observa-se também que o risco de morte é mais elevado entre homens do que entre mulheres.

No entanto, para melhor perceber o comportamento do risco de morte por idade e sexo no Brasil em 2016, a apresentação gráfica é mais adequada. Neste caso, utiliza-se o gráfico de linhas, com escala logarítmica para os valores das taxas, para evidenciar as diferenças entre os pequenos valores nas idades centrais. Ou seja, em vez de mostrar as taxas diretamente, o Gráfico 8.1 mostra os seus logaritmos, para reduzir a variação aparente.

Gráfico 8.1: Taxas Específicas de Mortalidade (TEMs) por sexo e idade, Brasil, 2016



Fonte: IBGE (2016).

O gráfico das taxas específicas complementa a análise com base apenas nos valores tabulados. Em primeiro lugar, fica claro, como já havia sido assinalado, que o comportamento do risco de morte por idade apresenta um formato em U ou J, ou seja, o risco decresce nas idades mais jovens até o mínimo entre 5 e 10 anos, voltando a aumentar até o grupo etário aberto final. O nível da mortalidade na infância determinará o formato da curva: U se a mortalidade na infância for muito elevada, e J caso contrário. Em países mais desenvolvidos, prevalece o formato J, enquanto que em países com baixos índices de desenvolvimento socioeconômico, o formato será U.

Tornam-se também evidentes as diferenças do risco de morte por idade entre os sexos. No Brasil, enquanto nas primeiras idades as diferenças são muito pequenas, elas se ampliam nas idades jovens, com um aumento acelerado do risco de morte a partir dos 15 anos entre os homens. A partir dos 25 anos, essas diferenças tendem a diminuir até o grupo aberto final, mas sempre com um risco menor entre as mulheres.

Contrariamente às TBMs, cuja comparação é dificultada pelas diferenças nas estruturas etárias subjacentes, as TEMs sim podem ser comparadas. Mas como são muitas, nem sempre é claro qual é o critério mais adequado para a comparação (${}_4M_1$? ${}_5M_{15}$? ${}_5M_{40}$?) e dependendo da escolha os resultados podem variar. A mortalidade na população pode ser mais baixa do que na população B em algumas idades, mas em outras, o resultado pode ser o oposto. A padronização fornece um instrumento para resumir estas comparações num único número.

8.3 PADRONIZAÇÃO

O princípio da padronização direta e indireta já foi introduzido na seção 6.6 do Capítulo 6, mas a aplicação mais frequente desta técnica se apresenta no caso das taxas de mortalidade. A Tabela 8.4 compara os óbitos por grupos etários, totais de população, taxas específicas de mortalidade e o que aqui se chamou de estrutura, ou seja, a proporção da população por grupos etários. Nos totais podem ser vistas as Taxas Brutas de Mortalidade (TBM): 7,18 por mil habitantes em São Tomé & Príncipe e 5,88 por mil habitantes no Brasil.

Tabela 8.4: Óbitos, população, estrutura, Taxas Específicas de Mortalidade e Taxas Brutas de Mortalidade – São Tomé & Príncipe e Brasil, 2012 e 2015

Grupos de idade	São Tomé & Príncipe, 2012				Brasil, 2015			
	Óbitos	População	Estrutura	Taxa	Óbitos	População	Estrutura	Taxa
<1	132	5714	0,0319	0,023100	38636	2878344	0,0141	0,013272
1-4	69	22258	0,1244	0,003100	6260	11859396	0,0580	0,000510
5-9	18	25472	0,1423	0,000707	3767	15779109	0,0772	0,000220
10-14	29	21427	0,1197	0,001353	5487	16892243	0,0826	0,000303
15-19	29	18457	0,1031	0,001571	21610	17140200	0,0838	0,001277
20-24	54	15974	0,0892	0,003380	27729	17056423	0,0834	0,001640
25-29	39	14815	0,0828	0,002632	28203	17176808	0,0840	0,001616
30-34	41	12522	0,0700	0,003274	31088	17637407	0,0863	0,001738
35-39	61	9731	0,0544	0,006269	33554	15856255	0,0776	0,002147
40-44	51	7879	0,0440	0,006473	40091	13944226	0,0682	0,002833
45-49	49	6311	0,0353	0,007764	52664	12802397	0,0626	0,004054
50-54	77	5364	0,0300	0,014355	66692	11687344	0,0572	0,005796
55-59	52	3816	0,0213	0,013627	81254	9799612	0,0479	0,008563
60-64	86	2661	0,0149	0,032319	92673	7797050	0,0381	0,012537
65-69	60	1925	0,0108	0,031169	102576	5844703	0,0286	0,018630
70-74	102	1878	0,0105	0,054313	115354	4076511	0,0199	0,029244
75-79	103	1411	0,0079	0,072998	126628	2913596	0,0143	0,045764
80+	234	1376	0,0077	0,170058	327858	3309025	0,0162	0,105461
Total	1286	178991	1		1202124	204450649	1	
TBM		7,18 por 1.000					5,88 por 1.000	

Fonte: United Nations, *Demographic Yearbook* 2015; SIM, 2014-2016; IBGE, *Projeções de População*, Revisão de 2013.

Da mesma forma como se notou em relação com a viuvez na Tabela 6.4, o fato de a TBM de São Tomé & Príncipe ser mais elevada que a do Brasil poderia levar a pensar que as condições de vida em São Tomé & Príncipe são piores e, por isso, morre-se mais naquele país. Mas alguns detalhes devem ser observados:

- No primeiro grupo etário, dos menores de 1 ano de idade, a Taxa Específica de Mortalidade (TEM) de São Tomé & Príncipe é quase o dobro da TEM do Brasil.
- No segundo grupo etário, das crianças de 1-4 anos de idade, a TEM de São Tomé & Príncipe é seis vezes a TEM do Brasil.
- Mais em geral, em todos os grupos etários as TEMs de São Tomé & Príncipe são mais elevadas que as do Brasil.
- Em todos os grupos etários até a faixa de 20-24 anos, São Tomé & Príncipe apresenta maiores percentuais de população; a partir do grupo de 25-29 anos até o grupo etário aberto final de 80 anos ou mais, o Brasil apresenta maiores percentuais de população.

São Tomé & Príncipe apresenta uma TBM mais elevada que a do Brasil, mesmo tendo uma estrutura etária mais jovem. Como foi mostrado no Gráfico 8.1, a curva das TEMs segue a forma de U, com valores mais elevados no primeiro ano de vida e nas idades mais avançadas. Se uma população, como é o caso de São Tomé & Príncipe, tem uma alta proporção de jovens, é de se esperar que ela também tenha um total de óbitos baixo. Porém, não é o que ocorre. Cabe perguntar: como seria a TBM de São Tomé & Príncipe se o país tivesse a mesma estrutura etária do Brasil?

A Tabela 8.5 mostra de que forma a padronização dos óbitos é feita. Como foi mostrado anteriormente, a TBM de São Tomé & Príncipe em 2012 foi de 7,18 óbitos por 1.000 habitantes. Porém, se o país tivesse a estrutura etária brasileira, a TBM seria de 11,5. Já no caso do Brasil, a TBM observada foi de 5,88 por 1.000 habitantes. Se tivesse a estrutura etária de São Tomé & Príncipe, essa taxa seria de 3,69. Ou seja, os resultados da padronização direta mostram que, independentemente de qual população seja escolhida como padrão, a TBM padronizada de São Tomé & Príncipe seria ainda mais elevada que a brasileira e que só não o é em razão da composição etária.

Tabela 8.5: Padronização das Taxas Brutas de Mortalidade – São Tomé & Príncipe e Brasil, 2012 e 2015

Grupos de idade	São Tomé & Príncipe, 2012			Brasil, 2015		
	Taxa (a)	Estrutura BR (b)	Taxa · Estr. BR (a·b)	Taxa (c)	Estrutura STP (d)	Taxa · Estr. STP (c·d)
<1	0,023100	0,014078	0,00033	0,013272	0,031925	0,0004
1-4	0,003100	0,058005	0,00018	0,000510	0,124353	0,0001
5-9	0,000707	0,077178	0,00006	0,000220	0,142309	0,0000
10-14	0,001353	0,082623	0,00011	0,000303	0,119710	0,0000
15-19	0,001571	0,083835	0,00013	0,001277	0,103117	0,0001
20-24	0,003380	0,083426	0,00028	0,001640	0,089245	0,0001
25-29	0,002632	0,084014	0,00022	0,001616	0,082769	0,0001
30-34	0,003274	0,086267	0,00028	0,001738	0,069959	0,0001
35-39	0,006269	0,077555	0,00049	0,002147	0,054366	0,0001
40-44	0,006473	0,068203	0,00044	0,002833	0,044019	0,0001
45-49	0,007764	0,062619	0,00049	0,004054	0,035259	0,0001
50-54	0,014355	0,057165	0,00082	0,005796	0,029968	0,0002
55-59	0,013627	0,047931	0,00065	0,008563	0,021319	0,0002
60-64	0,032319	0,038137	0,00123	0,012537	0,014867	0,0002
65-69	0,031169	0,028587	0,00089	0,018630	0,010755	0,0002
70-74	0,054313	0,019939	0,00108	0,029244	0,010492	0,0003
75-79	0,072998	0,014251	0,00104	0,045764	0,007883	0,0004
80+	0,170058	0,016185	0,00275	0,105461	0,007688	0,0008
Total		1	0,01148		1	0,00369
		11,5 por 1.000			3,69 por 1.000	
TBM padronizada		(São Tomé & Príncipe, padrão Brasil)			(Brasil, padrão São Tomé & Príncipe)	

Fonte: Tabela 8.4.

A padronização pode ser usada não apenas para comparação entre localidades distintas, mas também quando se pretende estudar um mesmo local em vários pontos no tempo. Por

exemplo: comparar a TBM no Brasil em 1980 e 2010. A estrutura etária no país muda ao longo do tempo, de forma que a comparação sem a padronização das taxas pode levar a interpretações equivocadas.

8.4 QUALIDADE E COBERTURA DA INFORMAÇÃO SOBRE MORTALIDADE

Os cálculos apresentados acima só podem ser realizados em países com estatísticas de mortalidade (quase) completas e com estimativas relativamente precisas da população por sexo e idade no ano, incluindo Portugal, Brasil, Macau, Argentina, Chile, Colômbia, Cuba, Guatemala, México, Trindade & Tobago, Uruguai, Cabo Verde e eventualmente São Tomé & Príncipe. Mesmo no Brasil a OMS estimava a cobertura do registro de óbitos em 2009 em 93%. Em países onde os registros de óbitos são menos completos, incluindo Angola, Guiné-Bissau, Guiné Equatorial, Moçambique e Timor-Leste, é preciso usar outros recursos. As fontes que podem ser usadas para estimativas alternativas incluem os censos demográficos, o DHS e MICS. Todas estas fontes tratam da mortalidade na infância em muito mais detalhe do que da mortalidade adulta. A seção 8.7 fornece mais informação sobre a estimação da mortalidade na infância.

A mortalidade adulta conta com menos fontes alternativas de estimação. Em muitos casos a informação sobre a mortalidade adulta é tão escassa ou tão precária que ela acaba sendo estimada pela extrapolação matemática da mortalidade na infância, usando tábuas de vida modelo (ver Capítulo 20). Hoje em dia a informação mais usada para estimar a mortalidade adulta é a pergunta sobre óbitos ocorridos no domicílio nos últimos 12 meses (ver Capítulo 4). Se esta pergunta funcionasse perfeitamente, seria um tipo de “registro de óbitos paralelo”. Entretanto, há várias razões pelas quais na prática a informação costuma ser deficiente e precisa de correções significativas. As formas de correção destes dados serão abordadas na seção 23.5 do Capítulo 23.

Outro método usado nas pesquisas do tipo DHS para captar a mortalidade adulta é via perguntas sobre a sobrevivência dos pais, mães, irmãos e irmãs da pessoa entrevistada, mas como se trata de amostras com certas tendenciosidades essas estimativas também têm limitações inerentes. Embora este livro faça diversas referências a estes métodos, a sua aplicação não será tratada em detalhe. Tais detalhes podem ser encontrados em Palloni, Massagli e Marcotte (1984) e em Moutrie et al. (2013: 222-256), entre outros.

8.5 DIFERENCIAIS DE MORTALIDADE

Tanto os níveis como os padrões etários da mortalidade podem variar – às vezes consideravelmente – entre diferentes grupos da população. A mortalidade dos pobres é mais alta do que dos ricos. As TEMs dos homens na faixa de 15-34 anos mostram uma elevação devido a acidentes e violência que é muito menos pronunciada no caso das mulheres (ver Gráfico 8.1). O padrão das diferenças urbano-rurais é menos nítido. Como foi visto no Capítulo 2, na Europa pré-industrial e no início da industrialização as condições de vida urbanas eram insalubres a esperança de vida rural superava a urbana (Woods, 2003). Na atualidade, a situação oposta prevalece, mas certamente existem exceções. Carvalho e Wood (1978; Wood e Carvalho, 1994), encontraram, por exemplo, que as condições de mortalidade dos estratos mais baixos da população brasileira, segundo o Censo de 1970, em vários Estados eram mais precárias na cidade do que no campo.

Mosley e Chen (1984) propuseram um esquema conceitual para classificar os diferentes tipos de determinantes da mortalidade infantil e as ligações entre eles. Este esquema tem muita semelhança com o esquema que Davis e Blake (1956) propuseram para os determinantes da fecundidade (ver Capítulo 10) e consiste de diferentes níveis de determinação: determinantes próximos, intermédios e mais distantes. Entre os primeiros estão fatores biológicos associados à mãe (por exemplo, idade da mãe e tipo de gestação) e à criança (por exemplo, a idade gestacional e peso ao nascer, bem como a existência de malformações congênitas). Os fatores intermédios incluem características associadas à mãe (filhos anteriores tidos, consumo de álcool ou drogas, se fuma ou não) e as condições do parto (assistência pré-natal, acesso e qualidade dos serviços médicos). Finalmente, os determinantes mais distantes incluem diferentes características socioeconômicas que Mosley e Chen classificam em fatores maternos (por exemplo, nível de instrução, nível de renda, cor e situação conjugal), fatores ambientais (condição da moradia, disponibilidade de água tratada), deficiências nutricionais e acidentes ou outras agressões externas.

Outro determinante importante da mortalidade é o nível de educação. Na seção 3.6 do Capítulo 3 já se mencionou que, segundo alguns autores (Lutz e Kebede, 2018), a relação entre a mortalidade e a escolaridade média nos países é mais consistente do que a relação entre a mortalidade e o PIB/capita. Caldwell (1979) mostrou que a educação da mãe é um determinante mais importante da sobrevivência dos seus filhos (menores de 5 anos) do que vários outros fatores que parecem relevantes, tais como o nível de renda da família ou mesmo a educação paterna. Estes resultados têm sido verificados de forma bastante consistente em vários estudos posteriores (ver, por exemplo, o foro em *Health Transition Review*, de outubro de 1994).

Entretanto, existem evidências contrárias também. Macassa et al. (2003) não encontraram uma associação estatisticamente significativa da mortalidade de crianças com a educação materna no DHS de Moçambique de 1997, mas num segundo artigo (Macassa et al., 2004) encontraram fortes associações com fatores ambientais, como a presença de saneamento básico e água tratada no agregado familiar. Van Malderen et al. (2019) tampouco encontraram uma associação significativa com a educação materna no DHS de 2011, mas sim no DHS de Angola de 2015-16. Balde (2019) tentou verificar a hipótese para o caso da Guiné-Bissau, usando uma regressão binária baseada em dados do MICS 2014. Uma primeira análise permitiu estabelecer a associação entre a educação materna e mortalidade das crianças menores de 5 anos na ausência dos demais fatores associados. A segunda análise apontou a existência de uma associação negativa entre a educação materna e mortalidade na infância, na presença e na ausência das outras covariadas. Entretanto, a educação materna não esteve associada à mortalidade infantil ao mesmo tempo na presença e ausência das outras covariadas. Níveis de educação secundária e mais estiveram associados significativamente à redução nos níveis de mortalidade na infância. Vale mencionar que alguns autores também têm questionado a dominância da educação materna sobre a paterna. Breierova e Duflo (2004) analisaram dados de um inquérito muito grande na Indonésia e encontraram efeitos semelhantes para a educação materna e paterna. Elas atribuem a aparente dominância da educação materna em outros estudos à não correção dos vieses resultantes da associação estatística entre a educação materna e paterna.

Outra relação que tem sido amplamente documentada é a relação entre a mortalidade infanto-juvenil e a fecundidade precoce, particularmente de mães com menos de 18 anos. Em parte, essa relação se explica pelo fato de que as mulheres que têm filhos muito cedo tendem a ser mais pobres

e menos instruídas, mas a relação se mantém mesmo quando esses fatores são descontados (Buvinnic, 1998). Entretanto, embora a maior parte da literatura confirme esta relação, Cau (2012: Quadro 3), numa análise de regressão logística multinível da mortalidade infantil nos censos de 1997 e 2007 em Moçambique, encontrou o nível mais baixo entre mulheres de 15-19 anos, seguidas pelas mulheres de 20-24 anos. A diferenciação entre mulheres com ou sem escolaridade primária não estava associada a uma diferença significativa de mortalidade dos filhos, mas o estado civil sim.

Uma das diferenças que têm atraído mais atenção é aquela entre os sexos. Em todos os países do mundo as mulheres vivem mais do que os homens, mas o tamanho da diferença varia consideravelmente. A Tabela 8.6 mostra os países com as maiores diferenças, além de todos os países de língua portuguesa, usando o critério da esperança de vida ao nascer. Formalmente esse conceito só será definido rigorosamente no próximo capítulo, mas a noção de que a Tabela 8.6 mostra quantos anos mais as mulheres vivem em comparação com os homens intuitivamente é fácil de entender.

O caso da Síria é muito particular, devido à guerra civil, que reduziu a esperança de vida masculina em mais ou menos 8 anos, mas a feminina em apenas 1-2 anos. Os países do Leste europeu são outro grupo onde as diferenças são muito grandes devido à alta incidência de alcoolismo e outros fatores comportamentais negativos entre a população masculina que também foi mais negativamente afetada pela transição do socialismo para a economia de mercado do que as mulheres. No outro extremo da distribuição (não mostrado na Tabela 8.6) encontram-se países do Sul da Ásia, onde as diferenças são atipicamente pequenas: Butão (0,66 anos), Paquistão (1,89 anos), Índia (2,42 anos) e Nepal (2,89). Também há vários países na África Ocidental com diferenças muito pequenas, como Guiné (1,20 anos), Burquina-Faso (1,49 anos) e Mali (1,50 anos). Por um lado, isso se deve ao nível relativamente alto da mortalidade naqueles países, já que o diferencial por sexo tende a aumentar com a esperança de vida dos dois sexos. Entretanto, os países do Sul da Ásia também têm um problema específico de mortalidade feminina elevada. Até meados da década de 70 do século passado a esperança de vida feminina na Índia era, inclusive, mais baixa do que a masculina. Isso já não é mais o caso hoje em dia, mas a mortalidade infantil e de crianças para meninas continua um pouco mais elevada do que para meninos.

Tabela 8.6: Diferença (em anos) entre a esperança de vida feminina e masculina em 2015-2019

Mundo	4,80
Síria	11,80
Lituânia	11,19
Federação Russa	10,73
Belarus	10,04
Látvia	9,87
Ucrânia	9,80
El Salvador	9,43
Geórgia	8,83
Eswatini	8,71
Cazaquistão	8,53
Moldova	8,52
Estônia	8,51
Mongólia	8,32
Vietnã	8,24
Filipinas	8,23
Quirguistão	8,15
Kiribati	8,07
Polónia	7,89
Venezuela	7,68
Tailândia	7,50
Seicheles	7,49
Uruguai	7,43
Brasil	7,37
Brasil	6,69
Portugal	5,97
Moçambique	5,84
Angola	5,59
São Tomé & Príncipe	4,78
Timor Leste	4,08
Guiné-Bissau	3,91
Guiné Equatorial	2,14

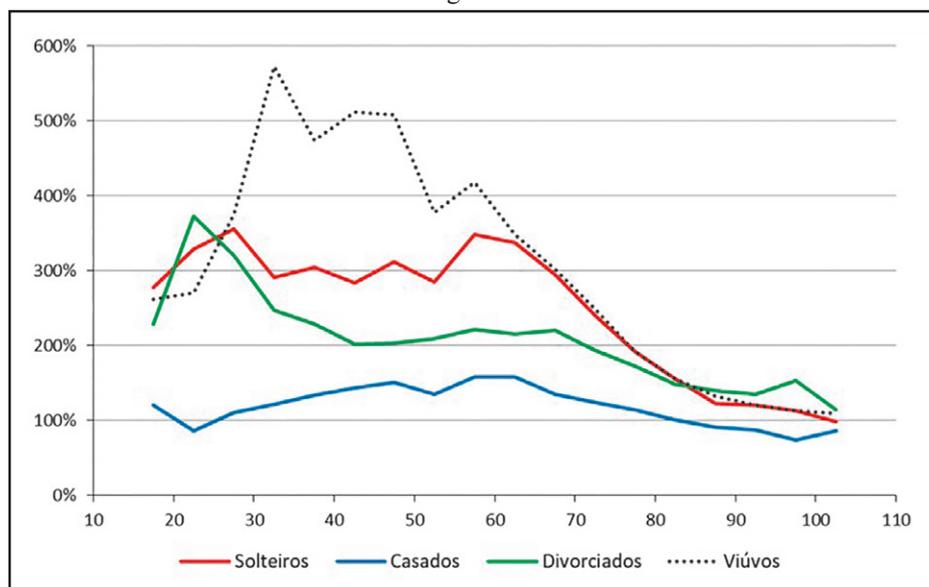
Fonte: Divisão de População das Nações Unidas, Revisão de 2019.

O Brasil, Portugal e Angola também têm diferenças relativamente grandes na esperança de vida por sexo, mas os demais países de língua portuguesa encontram-se abaixo da média mundial de 4,80 anos. A análise da mortalidade feita pelo INE de Cabo Verde com base nos dados do Censo de 2010 encontrou uma esperança de vida de 69,74 anos para os homens, comparada com 79,15 anos para as mulheres (INE Cabo Verde, 2014). A Divisão de População das Nações Unidas, na sua Revisão de 2019, reduziu a diferença para 6,69 anos, o que de qualquer forma está por cima da média mundial.

O Gráfico 8.2, baseado em dados portugueses, mostra que o diferencial de mortalidade entre homens e mulheres varia consideravelmente por estado civil. Tanto os homens como as mulheres

possuem uma mortalidade mais baixa dentro do casamento do que em outros estados civis e a mortalidade dos homens casados não é muito diferente daquela das mulheres na mesma situação, chegando inclusive a ser um pouco mais baixa nas idades mais avançadas. Os outros estados civis se caracterizam não só por uma mortalidade mais elevada em ambos os sexos, mas também por uma sobremortalidade masculina muito mais pronunciada. Isso é particularmente evidente no caso dos homens viúvos, cuja mortalidade na faixa entre 30 e 60 anos é 4-5 vezes maior do que a mortalidade das viúvas da mesma idade.

Gráfico 8.2: Mortalidade masculina em relação à feminina, por idade e estado civil, em Portugal 1999-2002



Fonte: Fernandes (2007): Figura 6.

Finalmente, é preciso fazer menção dos efeitos da guerra. Embora não seja um tema que tenha sido extensamente investigado, é de grande importância para a história recente de vários dos PALOP, particularmente Angola, Guiné-Bissau, Moçambique e Timor-Leste. Os efeitos dos conflitos não se limitam às mortes diretas em combate, mas também passam pelas consequências indiretas para a população afetada, particularmente as crianças. Murray et al. (2002) chamam a atenção para as dificuldades de uma avaliação correta do conjunto destes efeitos. Eles estimam que o número de óbitos do conflito em Angola entre 1992 e 1994 pode ter sido entre 100 e 500 mil, o número mais alto depois do massacre em Ruanda. Avogo e Agadjanian (2010) analisaram a mortalidade infantojuvenil entre residentes de Luanda, migrantes voluntários e migrantes forçados em função da guerra, com base num inquérito executado na Grande Luanda em 2004. Eles encontraram uma desvantagem significativa de crianças expostas à migração forçada em 2003 ou 2004, mesmo controlando outros fatores. As crianças nascidas em Luanda, depois da migração dos seus pais, também tiveram uma mortalidade mais elevada, mas neste caso a diferença pode ser explicada por outros fatores, como diferenças nas condições de vida com a população residente. Macassa et al. (2003 b) mostraram que as diferenças entre a mortalidade infantojuvenil nas áreas urbanas rurais e urbanas aumentaram durante o conflito em Moçambique, o que, na sua interpretação, pode

ser uma consequência do maior impacto do conflito nas zonas rurais. Noden, Pearson e Gomes (2011) documentaram o efeito que a guerra teve nos padrões de mortalidade por idade durante e depois do conflito na região Central de Moçambique. O genocídio de Timor-Leste entre 1975 e 1999 foi o objeto de uma investigação sistemática pela Comissão, Acolhimento, Verdade e Reconciliação (CAVR) que será brevemente discutida no Capítulo 15.

8.6 TAXA DE NATIMORTALIDADE

Com a exceção da Guiné-Bissau, todos os países de língua portuguesa exigem o registro de natimortos (nados mortos, óbitos fetais), mas as definições operacionais do termo variam. Convém esclarecer algumas definições da OMS:

- Óbito fetal (Perda fetal ou morte fetal) é “a morte de um produto da concepção, antes da expulsão ou da extração completa do corpo da mãe, independente da duração da gestação: indica o óbito o fato de o feto, depois da separação, não respirar nem apresentar nenhum outro sinal de vida, como batimentos do coração, pulsações do cordão umbilical ou movimentos efetivos dos músculos de contração voluntária.” Em 1996, com a entrada em vigor a 10ª Revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10) (ver Capítulo 8), passou-se a considerar como limite inferior “os produtos de gestação extraídos ou eliminados do corpo da mãe a partir de 22 semanas de gestação (peso equivalente a 500 g)”.
- Natimorto é o produto do nascimento de um feto morto. No Brasil, considera-se feto morto aquele que nasce pesando mais de 500 g e que não tem evidência de vida depois de nascer.
- Aborto espontâneo: O produto da gestação extraído ou eliminado antes das 22 semanas.

No caso brasileiro, o Conselho Federal de Medicina determinou, mediante a Resolução 1601 de 2000, que “Em caso de morte fetal os médicos que prestaram assistência à mãe ficam obrigados a fornecer a declaração de óbito do feto, quando a gestação tiver duração igual ou superior a 20 semanas ou o feto tiver peso corporal igual ou superior a 500 (quinhentos) gramas e/ou estatura igual ou superior a 25 cm.” Entretanto, nem todos os países adotam a mesma definição. Prazos de 22, 24 e particularmente 28 semanas também são comuns e alguns países adotam o critério de 1000 gramas, em vez de 500 gramas.

Só o Brasil e Portugal têm condições de usar estes dados para publicar estimativas diretas da *Taxa de NatiMortalidade* ou *Taxa de Mortalidade Fetal (TMF)*, que é definida da seguinte forma:

$$TMF = 1000 \frac{\text{Número de nascidos mortos}}{\text{Nascidos vivos e nascidos mortos no período}} \quad (8.6)$$

Como o conceito usado no Brasil é relativamente abrangente, a sua TMF tende a aumentar em comparação com outros países que usam definições mais restritivas.

Fora do âmbito dos países mais desenvolvidos, onde existem boas estatísticas a respeito, as estimativas existentes geralmente se baseiam em informação obtida por meio de pesquisas amostrais. Em 2016, a revista *Lancet* publicou um levantamento das melhores estimativas disponíveis

com base nos dados existentes, que se mostram a seguir para o caso de alguns países relevantes. Alguns dos dados que chamam a atenção são as taxas extremamente elevadas em Angola e Guiné-Bissau e a taxa relativamente (para os padrões europeus) da França, bem como a taxa extremamente baixa de Portugal.

Tabela 8.7: Número de natimortos e Taxas de Natimortalidade: Melhores estimativas disponíveis da natimortalidade para países selecionados, baseadas em fontes diversas

País	Ano	Definição	Fonte de Dados	Número de Natimortos	Taxa de Natimortalidade
Argentina	2012	28 semanas	INDEC Argentina	3.731	5,0
Angola	2005	1000 g	WHO Global Survey	169	30,5
Brasil	2013	500 g	DATASUS	31.818	10,8
Cabo Verde	2002	28 semanas	DHS	21	9,4
França	2013	22 semanas	l'État de la Santé	--	8,9
Guiné-Bissau	2001	28 semanas	Kaestrel	31	56,0
Índia	2013	28 semanas	Kumar	281	17,1
Japão	2012	500 g	Consulta	3.343	3,2
Moçambique	2008	28 semanas	DHS	127	10,7
Portugal	2014	28 semanas	INE Portugal	188	2,3
Reino Unido	2013	24 semanas	3 Nat. Statistical Offices	3.628	4,6
Suécia	2013	28 semanas	NBHW	319	2,8

Fonte: Blencowe et al. (2016): Supplementary Annex.

8.7 MEDIDAS DE MORTALIDADE NA INFÂNCIA

As medidas de mortalidade na infância recebem destaque por sua relevância como indicadores de saúde e qualidade de vida utilizados em comparações internacionais e em metas globais como os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) entre 1990 e 2015, e os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) entre 2015 e 2030 (United Nations, 2015).

A infância compreende o período entre o nascimento e o quinto aniversário, e as medidas, diferentemente das taxas específicas, têm em seu denominador os nascimentos ocorridos no ano de referência. A mortalidade na infância pode ser desagregada nas seguintes componentes segundo o tempo vivido ou idade no momento do óbito:

1. Mortalidade em crianças de 1-4 anos completos
2. Mortalidade infantil (menores de 1 ano), por sua vez desagregada em:
 - 2.1 Mortalidade Neonatal (0-27 dias)

2.2.1 Mortalidade Neonatal Precoce (0-6 dias)

2.2.2 Mortalidade Neonatal Tardia (7-27 dias)

2.2 Mortalidade Pós-neonatal (28-364 dias)

Figura 8.1: Componentes da mortalidade na infância (esquema da mortalidade na infância)

0.....1.....5 (anos)

MORTALIDADE NA INFÂNCIA	
(0 --1) INFANTIL	(1 -- 5) CRIANÇAS DE 1-4 ANOS COMPLETOS

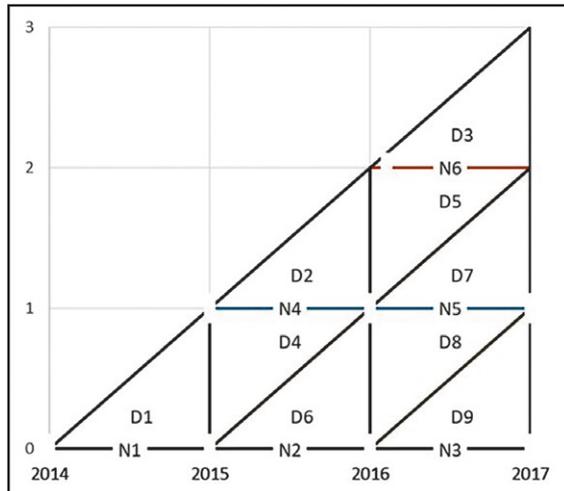
0.....1.....12 (anos)

MORTALIDADE INFANTIL (0 -- 1)	
NEONATAL	PÓS-NEONATAL

Para que seja uma verdadeira probabilidade de morte, a medida (tanto a mortalidade infantil como a mortalidade na infância) deveria ser construída como uma medida longitudinal, ou seja, os óbitos deveriam ser um subconjunto dos nascimentos referidos no denominador, como apresentado no Capítulo 7.

Ao detalhar a mortalidade na infância, tem-se uma das medidas mais conhecidas de mortalidade, a *Taxa de Mortalidade Infantil* (TMI) (“Infant Mortality Rate”, em inglês). A TMI representa o risco de morte entre o nascimento e o primeiro aniversário. Como uma probabilidade de morte no primeiro ano de vida, é uma medida que deve ser calculada no longitudinal. No diagrama apresentado no Gráfico 8.3, a TMI correspondente aos anos 2014-2015 seria dada por $(D1+D4)/N1$ e a correspondente aos anos 2015-2016 por $(D6+D8)/N2$. Mas esta forma de cálculo tem dois inconvenientes. Por um lado, com a exceção de alguns países como a França que possuem um sistema de *dupla classificação* que permite conhecer os óbitos $D1$, $D4$, $D6$ e $D8$ separadamente, a maioria dos países só dispõe de números totais por ano calendário, ou seja $D4+D6$ ou $D8+D9$, de modo que não é possível calcular as referidas taxas diretamente. Por outro lado, mesmo que elas pudessem ser calculadas, as taxas se refeririam a dois anos calendário consecutivos, o que tampouco é conveniente.

Gráfico 8.3: Diagrama de Lexis para ilustrar o cálculo da Taxa de Mortalidade Infantil



Por esses motivos, muitas vezes se prefere uma estimativa para um período específico, o que requer uma abordagem transversal. Portanto, estima-se a mortalidade infantil em 2015 como $(D4+D6)/N2$ e em 2016 como $(D8+D9)/N3$. Em situações onde $N1$, $N2$ e $N3$ são mais ou menos iguais, as diferenças introduzidas dessa forma não são muito relevantes, mas em casos onde, por exemplo, houver uma diminuição muito acentuada do número de nascimentos entre 2014 e 2015 ($N2 \ll N1$), a TMI construída desse modo pode não ser inteiramente realista.

Sendo assim, a TMI pode ser calculada a partir da seguinte fórmula:

$$TMI = 1000 \text{ } _1q_0 = 1000 \frac{\text{Número de óbitos em menores de 1 ano no período}}{\text{Nascimentos ocorridos no período}} \quad (8.7)$$

Tendo o número de nascimentos no denominador, a medida mais comum para estimar o risco de morte na infância é dada pela probabilidade de morte entre o nascimento e o quinto aniversário, denotada por ${}_5q_0$. Para tanto, constrói-se uma coorte hipotética a partir dos nascimentos observados no período e os óbitos ocorridos em menores de 5 anos naquele mesmo período. Essa medida é também conhecida como Taxa de Mortalidade na Infância. Como no caso da mortalidade infantil, usa-se o número de óbitos do período, mesmo sabendo que alguns dos óbitos de crianças menores de 5 anos registrados no período se referem a crianças nascidas nos 5 anos anteriores ao período.

Tendo em conta essas ressalvas, a fórmula de cálculo para a Taxa de Mortalidade na Infância (“Child Mortality Rate”, em inglês) é dada por:

$${}_5q_0 = 1000 \frac{\text{Número de óbitos em menores de 5 anos no período}}{\text{Nascimentos ocorridos no período}} \quad (8.8)$$

Em casos de países ou regiões com estatísticas vitais com qualidade deficiente, o risco de mortalidade na infância pode ser estimado por métodos indiretos, a partir de dados de censos ou pesquisas domiciliares sobre a sobrevivência de filhos tidos de mulheres em idades reprodutivas. No

Capítulo 23, os métodos indiretos para estimar a mortalidade na infância são apresentados em mais detalhe.

Como os óbitos não se distribuem de maneira uniforme nesse primeiro ano de vida, e as causas de morte expressam necessidades de diferentes políticas públicas e de saúde, em particular, a TMI é desagregada nas suas componentes:

- Taxa de Mortalidade Neonatal (TMNeo):

$$TMNeo = 1000 \frac{\text{Número de óbitos com tempo de vida de 0 a 27 dias, no período}}{\text{Nascimentos ocorridos no período}} \quad (8.9)$$

- Taxa de Mortalidade Pós-Neonatal (TMPos):

$$TMPos = 1000 \frac{\text{Número de óbitos com tempo de vida de 28 a 364 dias, no período}}{\text{Nascimentos ocorridos no período}} \quad (8.10)$$

A mortalidade neonatal é, por sua vez, decomposta em:

- Taxa de Mortalidade Neonatal Precoce (TMNeoPrec)

$$TMNeoPrec = 1000 \frac{\text{Número de óbitos com tempo de vida de 0 a 6 dias, no período}}{\text{Nascimentos ocorridos no período}} \quad (8.11)$$

- Taxa de Mortalidade Neonatal Tardia (TMNeoTar)

$$TMNeoTar = 1000 \frac{\text{Número de óbitos com tempo de vida de 7 a 27 dias, no período}}{\text{Nascimentos ocorridos no período}} \quad (8.12)$$

A distribuição dos óbitos infantis ao longo do primeiro ano de vida está associada ao nível da mortalidade. Em geral, observa-se que quanto mais elevada a mortalidade infantil, maior será a proporção de óbitos no período pós-neonatal. A expressiva queda da mortalidade infantil observada em vários países em desenvolvimento está associada à redução, sobretudo, da componente pós-neonatal. A essa componente estão associadas causas evitáveis por vacinação precoce ou por melhorias das condições nutricionais, de habitação e saneamento. Ou seja, causas estreitamente relacionadas às condições de vida precárias e de pobreza (ver, por exemplo, Alberto et al., 2011; Barros, 2004).

Por outro lado, quanto menor o nível da mortalidade infantil, maior será a concentração de óbitos que se espera no período neonatal precoce. As causas de morte mais frequentes nesse período são aquelas de mais difícil redução, como as relacionadas a anomalias congênitas e prematuridade. Estas causas às vezes são chamadas *endógenas*, em oposição às causas *exógenas* que dependem mais de fatores ambientais controláveis. Bourgeois-Pichat (1951 a b) estabeleceu um procedimento que parte do princípio de que a mortalidade pós-neonatal é inteiramente exógena, enquanto a neonatal pode ser separada estatisticamente numa componente endógena e exógena. Entretanto, certos desenvolvimentos médicos posteriores fazem com que esta distinção deixasse

de ser tão nítida como foi na época (ver Vallin e Berlinger, 2006). Devido às suas características especiais, muitos países têm sistemas de auditoria específicos para monitorar os óbitos neonatais (Bugalho e Bergström, 1993 a b; Pattinson et al., 2009).

Para o cálculo da TMI e das suas componentes, recorre-se aos dados das estatísticas vitais, com o detalhamento do tempo vivido no primeiro ano para os óbitos infantis. No Brasil, os dados provenientes do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) e do Sistema de Nascidos Vivos (SINASC) permitem calcular de maneira direta as medidas da mortalidade na infância para algumas Unidades da Federação e municípios. A cobertura deficiente das estatísticas vitais implica na necessidade de correção dos dados de óbitos e nascimentos para a obtenção de estimativas mais fidedignas.

Para regiões ou países que têm boa qualidade de dados, essas medidas podem ser calculadas diretamente a partir do número de óbitos segundo tempo de vida e nascimentos ocorridos num determinado período. A Tabela 8.8 traz os dados de óbitos e nascimentos de dez Unidades da Federação brasileira em 2014.

As taxas de mortalidade na infância, mortalidade infantil e suas componentes são apresentadas na Tabela 8.9. Esses resultados mostram que o risco de morte entre o nascimento e o quinto aniversário varia segundo o tempo de vida. O risco é maior mais perto do nascimento, no período neonatal precoce, variando de 5,42 no Rio Grande do Sul a 7,56 óbitos por 1000 nascimentos em Goiás. Embora os números sejam mais altos, a sua variação entre UFs é relativamente pequena devido à predominância de causas endógenas. Já no período pós-neonatal, onde as causas exógenas cobram uma maior importância, as diferenças entre UFs são mais acentuadas: o menor risco de morte encontra-se no Distrito Federal (3,01 óbitos por 1000 nascimentos) e o maior no Mato Grosso (5,87 óbitos por 1000 nascimentos). Essa variabilidade na distribuição dos óbitos segundo tempo de vida, entre as Unidades da Federação, indica diferenças na atenção à saúde de mulheres, recém-nascidos e crianças. Esses indicadores são fundamentais para avaliar e monitorar as políticas de saúde voltadas para esse segmento populacional.

Tabela 8.8: Número de óbitos em menores de 5 anos segundo tempo de vida e Unidades da Federação (UF) selecionadas, Brasil, 2014

UF	Óbitos				Total < 5 anos	Nascimentos
	0-6 dias	7-27 dias	28-< 1 ano	1-4 anos		
Espírito Santo	345	124	170	115	754	163.448
Rio de Janeiro	1533	517	920	436	3406	680.474
São Paulo	3584	1346	2243	1048	8221	1.853.191
Paraná	964	315	512	279	2070	469.618
Santa Catarina	487	173	283	140	1083	271.879
Rio Grande do Sul	753	307	469	221	1750	423.606
Mato Grosso do Sul	286	91	194	112	683	128.606
Mato Grosso	384	143	301	173	1001	160.794
Goiás	705	211	366	198	1480	287.894
Distrito Federal	287	92	131	74	584	132.748

Fonte: SIM (2014) e SINASC (2014).

Tabela 8.9: Taxa de mortalidade na infância, taxa de mortalidade infantil e suas componentes segundo Unidades da Federação (UF) selecionadas, Brasil, 2014

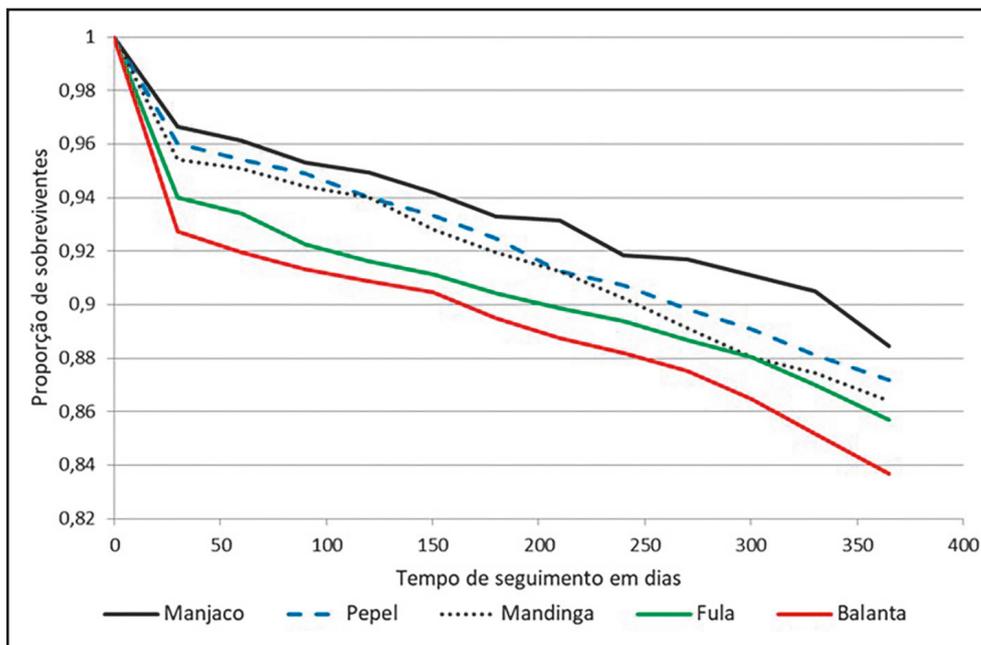
UF	Taxa de Mortalidade				
	Neonatal		Pós-Neonatal	TMI	Menores de 5 anos
	Precoce	Tardia			
Espírito Santo	6,53	2,35	3,22	12,09	14,27
Rio de Janeiro	6,88	2,32	4,13	13,33	15,28
São Paulo	5,81	2,18	3,64	11,63	13,33
Paraná	6,26	2,05	3,33	11,63	13,45
Santa Catarina	5,49	1,95	3,19	10,62	12,20
Rio Grande do Sul	5,42	2,21	3,38	11,00	12,60
Mato Grosso do Sul	6,77	2,15	4,59	13,51	16,16
Mato Grosso	7,49	2,79	5,87	16,15	19,53
Goiás	7,56	2,26	3,92	13,74	15,87
Distrito Federal	6,60	2,12	3,01	11,72	13,43

Fonte: Tabela 8.8.

Os cálculos apresentados acima só podem ser feitos em países com estatísticas vitais (quase) completas. Alguns países possuem dados detalhados baseados em sistemas DSS que permitem acompanhar as populações estudadas ao longo do tempo (ver Capítulo 5). Nos outros é preciso lançar mão de outros recursos, principalmente os censos e os inquéritos do tipo MICS ou DHS (ver seção 5.3 do Capítulo 5). As pesquisas do tipo MICS e DHS contêm histórias de nascimentos, incluindo a idade ao morrer das crianças que morreram, o qual permite calcular os indicadores apresentados acima mais ou menos da mesma forma como se faria tendo informação do registro civil. A limitação é que se trata de dados amostrais que não podem ser desagregados no mesmo grau de detalhe que os dados do registro civil.

Também existem alguns inquéritos especiais que permitem a observação de uma população (geralmente pequena) ao longo do tempo, registrando todos os óbitos e outros eventos relevantes. Em 1990, por exemplo, o Ministério da Saúde Pública da Guiné-Bissau, em colaboração com UNICEF, montou uma pesquisa prospectiva por 5 anos concernente ao tétano neonatal, visando: 1. obter dados mais completos e fiáveis sobre: a. mortalidade peri e neonatal, especificamente aquela causada pelo tétano neonatal; b. mortalidade infantil; c. mortalidade materna; d. o impacto do programa de cuidados primários de saúde na mortalidade infantil e materna; 2. a possibilidade de criar um DSS permanente. Foram escolhidas 5 regiões mais populosas e acessíveis e dentro de cada uma delas 20 aldeias rurais (conglomerados). Na primeira visita à aldeia foram recenseadas todas as mulheres em idade fértil (15-44 anos de idade), além de registradas as gravidezes e as vacinas antitetânicas, com um mínimo de 100 por aldeia. Nas visitas seguintes registraram-se as informações a respeito de consultas pré-natais, de vacinas antitetânicas, do desfecho da gravidez anotada na última visita e do local do parto. O gráfico reproduzido abaixo mostra a sobrevivência das crianças durante o seu primeiro ano de vida, por grupo étnico.

Gráfico 8.4: Sobrevivência das crianças durante o seu primeiro ano de vida, por grupo étnico, na Guiné-Bissau, 1990-1994



Fonte: Cá (1999): 44.

Os dados do censo são mais resumidos e geralmente consistem apenas do número de filhos (geralmente desagregados por sexo) que cada mulher teve ao longo da sua vida e o número de filhos que sobreviveram. Às vezes o censo também contém uma pergunta sobre a sobrevivência do último filho nascido vivo (nado vivo) (Angola, em 2014). Em Moçambique, em 2007, perguntaram quantos dos filhos nascidos nos últimos 12 meses ainda estavam vivos na data do censo. A partir destes dados e considerando tábuas de vida modelo (ver Capítulo 20), a mortalidade infantil e suas componentes podem ser estimadas, usando os métodos indiretos de estimação que serão expostos em mais detalhe no Capítulo 23. Existe um Grupo Interagência de Estimação da Mortalidade das Crianças que padroniza os procedimentos usados nestas e outras estimativas e que periodicamente publica os resultados mais recentes para todos os países do mundo (UN Inter-Agency Group for Child Mortality Estimation, 2017).

8.8 MORTALIDADE POR CAUSAS

Como foi explicado no Capítulo 2, todos os países do mundo passaram (ou ainda estão passando) por um processo de Transição Epidemiológica, ou seja, a melhoria das condições de vida fez com que as pessoas deixassem de morrer por determinadas causas que eram comuns no passado, sobrevivessem por mais tempo e passassem a morrer em idades mais avançadas em razão de outras causas. À medida que as condições de vida melhoram, a morte devido a causas relacionadas à fome, desnutrição e às doenças infectocontagiosas se torna menos frequente e começam a predominar as mortes por doenças do aparelho circulatório, neoplasias (causas endógenas) e causas externas. Medindo a distribuição dos óbitos por causas de morte, é possível analisar as condições de saúde, condições socioeconômicas da população e a qualidade dos serviços públicos, entre

outros fatores, permitindo a elaboração de políticas públicas para prevenção e tratamento voltadas especificamente para enfermidades que mais levam a óbito.

Só é possível fazer uma análise dos óbitos por causas porque existe uma Classificação Internacional de Doenças (CID, em português; ICD, em inglês). A primeira CID foi criada em 1893 e foi adotada pelo Instituto Internacional de Estatística com o objetivo de padronizar a nomenclatura das enfermidades, a fim de permitir o estudo estatístico das causas de doenças e de morte (WHO, 2017). Sob responsabilidade da Organização Mundial de Saúde desde 1948, a CID é revisada periodicamente. A 10^a é a que vigora nos inícios da década de 2020; a 11^a revisão deverá vigorar a partir de 01/01/2022 e seu conteúdo está disponível em: <https://www.who.int/classifications/icd/en/>. As causas de óbitos estão divididas em 22 capítulos, que por sua vez se subdividem em 264 grupos e 2045 categorias. Os capítulos são designados com numeração romana e, dentro de cada capítulo, as enfermidades são designadas por letras de A a U seguidas de três dígitos. O código A06.1 por exemplo designa amebíase intestinal crônica; C91.0 se refere à leucemia linfoblástica aguda; V02.1 é o código para pedestre traumatizado em colisão com um veículo a motor de duas ou três rodas.

A primeira possibilidade de análise para se mensurar o impacto de determinada causa de mortalidade numa população é realizar o cálculo de taxas específicas de mortalidade por essa causa, usando-se a população no meio do período estudado como denominador. Essas taxas são calculadas por 100.000 habitantes. Alguns exemplos são: taxa de mortalidade específica por AIDS (SIDA); taxa de mortalidade específica por acidentes de trânsito; taxa de mortalidade específica por doenças do aparelho circulatório.

Outra possibilidade é a mensuração da mortalidade proporcional por grupos de causas¹. Esse indicador tem como limitação o fato de depender das demais causas (a queda no percentual dos óbitos por uma determinada enfermidade pode não significar que aquela causa está levando menos pessoas a óbito na região, mas sim que outras causas afetaram a população com maior frequência). Também é preciso ter atenção com a composição etária da população, que se reflete diretamente nas causas de morte. Numa população com maior percentual de idosos é esperado que a proporção de óbitos por neoplasias (tumores) seja mais elevada do que numa população com poucos idosos. Para evitar interpretações equivocadas é indicado que a análise seja feita por grupos etários específicos ou que se faça uma padronização, como descrita na seção 8.3. Porém, o indicador de mortalidade proporcional por grupos de causas também apresenta vantagens. A principal delas é a comparabilidade entre países e/ou regiões.

¹ A mortalidade proporcional também é usada para caracterizar o perfil etário de óbitos, como a percentagem de óbitos de pessoas muito jovens ou de idade avançada. Em particular, há certa tradição na área de saúde de calcular a percentagem de óbitos que correspondem a pessoas com 50 anos ou mais. Quanto maior for essa proporção, melhor o estado de saúde da população. Uma das vantagens desta prática é que proporções deste tipo tendem a ser pouco sensíveis a problemas de sub-registro de óbitos, pelo menos em situações onde o sub-registro não depende fortemente da idade das pessoas. O problema é que essa proporção não depende só da longevidade das pessoas, mas também depende fortemente da estrutura etária da população que, como se viu acima e se verá em mais detalhe no Capítulo 22, é determinada muito mais pela natalidade do que pela mortalidade. Entretanto, em situações onde a cobertura do registro de óbitos ainda é baixa, como acontece com o sistema SIS-ROH de Moçambique, muito pode ser aprendido pela análise de proporções por causa, idade, época do ano etc. (Moçambique e Moasis/Jembi Health Systems, 2015).

Para o cálculo da mortalidade proporcional por causas deve-se dividir o número de óbitos de residentes por causas definidas pelo número total de residentes, sendo excluídas as mortes por causas mal definidas. O resultado é multiplicado por 100.

$$\text{Mortalidade Proporcional} = 100 \frac{\text{Número de óbitos de residentes por grupo de causas definidas}}{\text{Total de óbitos de residentes, sem as mortes por causas mal definidas}} \quad (8.13)$$

É indicado que o cálculo seja feito separadamente para homens e mulheres. É comum que alguns capítulos da 10ª Revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10) sejam usados para classificação das enfermidades. Um exemplo dado pela Rede Interagencial de Informação para a Saúde (RIPSA, 2008) é: algumas doenças infecciosas e parasitárias (classificadas com códigos A00-B99); neoplasias (C00-D48); doenças do aparelho circulatório (I00-I99); doenças do aparelho respiratório (J00-J99); algumas afecções originadas no período perinatal (P00-P96); e demais causas definidas (RIPSA, 2008). A Tabela 8.10 mostra a mortalidade proporcional por grupos de causas em Cabo Verde em 2012.

Tabela 8.10: Mortalidade proporcional (%) por grupos de causas – Cabo Verde, 2012

Grupos de causas	Número de óbitos	Mortalidade proporcional por grupos de causas
Algumas doenças infecciosas e parasitárias	198	8,04
Neoplasias	385	15,64
Doenças do aparelho circulatório	691	28,07
Doenças do aparelho respiratório	260	10,56
Algumas afecções originadas no período perinatal	243	9,87
Causas externas	268	10,89
Demais causas definidas	417	16,94
Óbitos por causas mal definidas	302	--
Total de óbitos por causas definidas	2.462	100,00

Fonte: United Nations, *Demographic Yearbook 2015*.

Como mostra a tabela, em 2012 as doenças do aparelho circulatório foram a maior causa de mortes no país, respondendo por 28,07% dos óbitos. Em seguida aparecem as demais causas definidas (16,94%) e as neoplasias (15,64%).

É possível fazer outras desagregações, permitindo a avaliação de enfermidades específicas, como diabetes, Alzheimer ou pneumonia, por exemplo.

Outro indicador importante que pode ser obtido a partir dos óbitos classificados por causas de morte é a mortalidade proporcional por causas mal definidas. Esse indicador é calculado a partir da divisão do número de óbitos por causas mal definidas pelo total de óbitos multiplicado por 100. No caso de Cabo Verde em 2012, a mortalidade proporcional por causas mal definidas seria de 10,93% (302 / 2.764 óbitos · 100). Junto com a cobertura geral do registro de óbitos, esse indicador determina a qualidade da informação e o preparo profissional daqueles

que preenchem os documentos que atestam o óbito. Segundo a base de dados da Organização Mundial da Saúde (OMS) para 2014-15, as percentagens para diferentes países foram: Finlândia (2%), Singapura (2%), Ucrânia (2%), Irlanda (4%), México (4%), Chile (5%), Hungria (5%), Nicarágua (5%), Reino Unido (5%), Peru (6%), Islândia (7%), EUA (7%), Federação Russa (8%), Itália (9%), Suécia (10%), Suíça (10%), Brasil (10%), Panamá (10%), Noruega (11%), Alemanha (11%), Equador (12%), Guatemala (12%), Países Baixos (13%), Paraguai (14%), França (15%), Japão (16%), Uruguai (16%), Suriname (16%), Argentina (17%), África do Sul (17%), El Salvador (26%) e Portugal (31%). A mistura de países em diferentes níveis de desenvolvimento sugere que o indicador não pode ser usado de forma isolada, já que um país pode ter poucos óbitos por causas mal definidas se esses óbitos são simplesmente omitidos.

Um procedimento comum para resolver o problema das causas mal definidas é a sua distribuição proporcional entre as causas definidas. Entretanto, a menos que a percentagem total de causas mal definidas seja muito pequena, isso pode causar distorções significativas. A razão é que certas causas têm uma probabilidade muito maior do que outras para serem classificadas erroneamente como “mal definidas”. Por exemplo, a mortalidade materna ou por causas ligadas à velhice frequentemente acabam não sendo detalhadas nas certidões de óbitos, levando a descrições insuficientemente precisas como “morreu por pressão alta” ou “morreu por velhice”. Por outro lado, as mortes por causas violentas – devido ao fato de que geralmente envolvem um processo judicial – estão muito menos sujeitas a esse problema. Ledermann (1955) desenvolveu uma metodologia que permite fazer uma redistribuição menos enviesada desde que haja dados para diferentes unidades geográficas ou temporais sujeitas à mesma tendência de má declaração por causa. O método consiste em definir uma regressão linear simples entre as proporções de cada uma das causas definidas e a proporção de causas mal definidas de cada unidade. Os detalhes do método não serão discutidos aqui, mas uma descrição e aplicação podem ser encontradas em Paes (2018: seção 7.3.2.2).

Obter informação de boa qualidade sobre a mortalidade por causas é o aspecto mais exigente dos estudos de mortalidade já que requer não só uma boa cobertura do registro civil ou do sistema de monitoramento de óbitos hospitalares, mas também um sistema confiável de codificação e processamento de causas. Como se verá na próxima seção, isso pode ser bastante difícil em alguns casos como as causas maternas. Outro exemplo são as doenças novas, como a COVID-19, cuja mortalidade real ainda é objeto de questionamentos. Viglione (2020) menciona que até o dia 18 de agosto de 2020, um conjunto de 32 países e 4 cidades com dados pertinentes tinha registrado um total de 413.041 óbitos por COVID-19, mas o excedente de óbitos em comparação com anos “normais” durante o período foi de 593.344. Parte da diferença de 180.303 óbitos pode ser atribuída à piora do atendimento a outras doenças em função da sobrecarga dos hospitais ou da tendência de pessoas vulneráveis a interromper o seu tratamento, por medo de se expor à COVID-19. Entretanto, também existe uma parcela significativa deste total onde a COVID-19 pode ter estado presente como parte da causa, mas não foi reconhecida como tal.

No relatório de 2016, publicado num número especial da revista *The Lancet* (vol. 390, nº 10100), o grupo de especialistas que realizou o estudo resume a qualidade da informação disponível sobre causas de morte nos diferentes países do mundo segundo um sistema de “estrelas”, como segue:

- 5 estrelas: 25 países, incluindo EUA, Federação Russa, Finlândia, Hungria, Islândia, Irlanda, Itália, Moldova, Noruega, Reino Unido, Singapura, Suécia, Trindade & Tobago e Ucrânia;
- 4 estrelas: 48 países, incluindo Alemanha, Argentina, Belize, Brasil, Chile, Equador, França, Guatemala, Guiana, Japão, México, Países Baixos, Panamá, Portugal, Suíça, Uruguai e Venezuela;
- 3 estrelas: 30 países, incluindo China, El Salvador, Jamaica, Nicarágua, Paraguai, Peru, República Dominicana e Suriname;
- 2 estrelas: 21 países, incluindo África do Sul e Cabo Verde;
- 1 estrela: 44 países, incluindo Angola, Bolívia, Guiné-Bissau, Haiti, Moçambique e São Tomé & Príncipe;
- Sem avaliação: Coreia do Norte, Guiné Equatorial, Somália e Timor-Leste.

Na grande maioria dos casos, os dados sobre causas de morte provêm do registro civil ou, como no caso do Brasil, de sistemas paralelos de processamento da informação recolhida pelo sistema de saúde (SIM). Entretanto, na ausência de informação suficientemente completa destas fontes, alguns países têm feito esforços para obter informação por meio do censo ou de uma combinação entre o censo e alguma pesquisa pós-censitária. Como já se mencionou no Capítulo 4, Moçambique, por exemplo, depois do Censo de 2007, organizou um Inquérito Nacional sobre Causas de Mortalidade (INCAM), onde os agregados familiares que declararam óbitos ocorridos durante o ano anterior ao censo foram revisitados para investigar a natureza de cada óbito por meio de uma *autópsia verbal*, um procedimento em que a família da pessoa falecida é entrevistada para esclarecer as condições da sua morte (INE Moçambique, US Census Bureau, MEASURE Evaluation e USCDC, 2012). Esta metodologia pode produzir estimativas sobre algumas categorias amplas de causas, diferenciando, por exemplo, entre acidentes, doenças crônicas e infecções agudas, mas uma classificação detalhada de causas só é possível por meio de um diagnóstico médico ou autópsia do falecido. O Ministério da Saúde e UNICEF (2009) executaram um estudo de autópsia verbal baseado nas mortes infantis ocorridas em 388 domicílios (agregados familiares) onde o INCAM detectou pelo menos uma morte infantil.

Finalmente é preciso mencionar os conceitos de DALY (“Disability Adjusted Life Years”, em inglês), YLL (“Years of Life Lost”) e YLD (“Years Lost to Disability”). O cálculo detalhado desses indicadores, que foram introduzidos pela OMS a partir dos anos 90, foge ao escopo deste livro, mas devido ao seu uso crescente em estudos epidemiológicos e de saúde, é preciso situá-los conceitualmente. O projeto *Carga Global de Doenças* (“Global Burden of Disease”, em inglês), da OMS (Foreman et al., 2018), que desenvolveu a metodologia, tem contribuído muito para a melhor avaliação e o aperfeiçoamento das estatísticas sobre causas de morte em todos os países do mundo. A metodologia geralmente é aplicada a nível nacional, mas existem exemplos de aplicações locais, como a Cidade de Maputo (Dgedge et al., 2001). O conceito de DALY é muito útil para efeitos da saúde pública na medida em que quantifica a totalidade de perdas humanas devidas não somente à morte prematura, mas também devidas a diferentes condições de deficiência física ou mental que limitam o bom funcionamento das pessoas. A fórmula básica que expressa essa ideia é

$$DALY = YLL + YLD \quad (8.14)$$

O primeiro componente, YLL, é a soma de todos os óbitos, multiplicados pelo número de anos que a pessoa teria continuado a viver em média se não tivesse morrido na idade x ($w - x$, onde w é um valor algo arbitrário, mas que geralmente é escolhido próximo à esperança de vida da população). Em português este conceito geralmente é traduzido como *Anos Potenciais de Vida Perdidos* (APVP). Para uma ilustração do seu cálculo, pode-se consultar Paes (2018: 89-92). O cálculo de YLD (que em português geralmente é traduzido como *Carga Global de Morbidade* ou CGM) é mais complicado porque as condições de deficiência variam no grau em que afetam o bom funcionamento e a qualidade de vida das pessoas. Por isso, além de quantificar o número de pessoas afetadas e o número de anos entre o início da condição e a morte, o cálculo envolve um peso que expressa a gravidade da condição, por exemplo 0,195 para a cegueira, 0,406 para a depressão moderada e 0,666 para a doença de Alzheimer.

O conceito de YLD também está ligado ao conceito de *Esperança de Vida Saudável* (EVS, “Healthy Life Expectancy” ou HALE, em inglês) que, como o nome sugere, expressa o número médio de anos que um indivíduo vive em bom estado de saúde. Esse conceito e os diferentes métodos de cálculo serão discutidos em algum detalhe no Capítulo 19, junto com outras extensões da tábua de vida e da esperança de vida. Segundo Salomon et al. (2013), a esperança de vida mundial para homens aumentou de 62,8 anos para 67,5 anos entre 1990 e 2010, enquanto a esperança de vida feminina aumentou de 68,2 para 73,3 anos. A EVS, entretanto, aumentou apenas 3,9 anos no caso dos homens (de 54,4 para 58,3 anos) e 4,0 anos no caso das mulheres (de 57,8 para 61,8 anos). Nepomuceno (2012) aplicou o conceito ao Brasil, usando o método intercensitário de comparação. Camargos (2004) usou o método de Sullivan (ver Capítulo 19) para mostrar que os homens paulistanos em 2000, ao atingir os 60 anos, podiam esperar viver, em média, 17,6 anos, dos quais 14,6 (83%) seriam vividos livres de incapacidade funcional. Já entre as mulheres, apenas 16,4 anos (73,7%), dos 22,2 anos remanescentes, seriam vividos livres de incapacidade funcional. Nesse mesmo contexto, entre os homens, 1,55 ano (8,8%) seria vivido com incapacidade funcional e dependência contra 2,5 anos (11,1%) das mulheres. Esse resultado ilustra que as mulheres vivem mais do que os homens, mas dependendo do lugar e das definições usadas, a sua esperança de vida livre de incapacidade funcional pode ser menor.

Um problema conceitual que afeta o cálculo da EVS é como exatamente se define a “vida saudável”. Por exemplo, uma pessoa com uma diabetes assintomática deve ser considerada saudável ou não, para efeitos do cálculo da EVS? Não todas as instâncias usam as mesmas definições, de modo que os números publicados podem variar. Por exemplo, a OMS estima a EVS para Angola (em 2016) em 53,8 anos para homens e 57,7 anos para mulheres, comparada com uma esperança de vida de 60,3 anos para homens e 64,9 anos para mulheres. Os números para o Brasil são 63,4 e 68,7 anos (comparados com esperanças de vida de 71,4 e 78,9 anos), para Moçambique 50,3 e 53,9 anos (comparados com esperanças de vida de 57,7 e 62,3 anos) e para Portugal 70,0 e 70,4 anos (comparados com esperanças de vida de 78,4 e 84,5 anos). No caso de Portugal, entretanto, o Eurostat, que usa critérios muito mais restritivos para a boa saúde, estima a EVS (em 2018) em apenas 59,8 anos para homens e 57,5 anos para mulheres. Outra vez é notável que a EVS para mulheres neste caso é menor do que a EVS dos homens. Isso não é o caso em todos os países europeus. Por exemplo, na

Alemanha o Eurostat estima a EVS dos homens (em 2018) em 65,1 anos e das mulheres em 66,3 anos. Na França os números são 63,4 e 64,5 anos, respectivamente.

Finalmente deve ser mencionado o conceito de *mortalidade evitável*. Trata-se de um conceito útil para os administradores de sistemas de saúde porque quantifica o número de mortes que ocorrem apesar da existência de facilidades que, em princípio, deveriam ter tido condições de preveni-las. Mas também é um conceito difícil de ser definido com precisão e sem ambiguidades porque aquilo que é evitável num contexto de tecnologia médica e infraestrutura de atendimento não necessariamente é evitável em outro contexto. Portanto, é preciso definir cuidadosamente quais são os fatores tomados em conta na avaliação da evitabilidade do óbito: é apenas a existência da tecnologia curativa necessária ou também a acessibilidade da mesma ou mesmo as eventuais medidas preventivas (por exemplo, higiene básica, saneamento básico) que poderiam ter prevenido o surgimento da condição clínica que levou à morte? Esses aspectos precisam ser esclarecidas com precisão antes de fazer estimativas da mortalidade evitável em determinado local e determinada época. Em 2007 Malta et al. (2007) fizeram uma avaliação da mortalidade no Brasil que poderia ter sido evitada por intervenções do Sistema Único de Saúde (SUS). Essa avaliação tem sido atualizada periodicamente para incorporar os avanços do Sistema na prevenção de causas de morte que anteriormente não podiam ser consideradas preveníveis. Já em Portugal, onde as condições do sistema de saúde são outras, os critérios de evitabilidade também são diferentes (Santana, 2002).

8.9 MORTALIDADE MATERNA

Segundo a definição da Organização Mundial de Saúde (OMS), a morte materna é “a morte de uma mulher durante a gestação ou em até 42 dias após o término da gestação, independentemente da duração e da localização da gravidez, por causas relacionadas ou agravadas pela gravidez ou por medidas relacionadas a ela, mas não por causas acidentais ou incidentais” (WHO, *Health Statistics and Information Systems*. Disponível em: <http://www.who.int/healthinfo/statistics/indmaternalmortality/en/>). Trata-se de um importante indicador de qualidade da saúde de um país, pois grande parte desses óbitos pode ser evitada com adequada atenção durante o período pré-natal, cuidados durante o parto e acompanhamento adequado durante o período de puerpério (período de 42 dias após o nascimento do bebê). Entretanto, em termos puramente numéricos se trata de um evento muito raro. Por exemplo, Cabo Verde só teve 1 morte materna em 2014, 5 em 2015 e 2 em 2016. Segundo as estimativas periódicas realizadas pelo Grupo Interagência de Estimação da Mortalidade Materna (WHO / UNICEF / UNFPA / World Bank Group / Population Division, 2019), o número mundial de mortes maternas em 2017 foi 295.000, sendo que 196.000 ocorreram na África Subsaariana e apenas 7.800 na América Latina e 740 na Europa. Entre os países de língua portuguesa, os maiores números foram os de Angola (3.000) e Moçambique (3.100).

Existem vários indicadores para a mortalidade materna, mas o principal é a *Razão de Mortalidade Materna* (RMM). Nos países onde existe informação adequada, esta razão é calculada como o quociente entre o total de óbitos maternos (classificados de acordo com os códigos referidos) e o número de nascidos vivos; a RMM é sempre expressa por 100.000. A informação sobre crianças nascidas vivas é uma aproximação do número de mulheres grávidas e que, portanto, estariam expos-

tas ao risco de morrer em razão da gravidez, parto e puerpério. Um outro indicador de mortalidade materna que é usado às vezes quantifica o risco de morte por causas maternas ao longo da vida de uma mulher (*Risco Vitalício de Mortalidade Materna* ou RVMM) e que pode ser calculado como

$$RVMM = 1 - (1 - RMM / 100.000)^{TFT} \quad (8.15)$$

onde TFT representa o número médio total de filhos que as mulheres têm ao longo das suas vidas (ver Capítulo 10 para uma definição mais formal). Wilmoth (2009) sugere uma especificação alternativa, baseada na Taxa de Mortalidade Materna, em vez da Razão de Mortalidade Materna, ou seja no número de mortes maternas por mil mulheres de idade reprodutiva.

O tema da mortalidade materna figura entre os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS), lançados em 2015. O terceiro destes Objetivos é “assegurar uma vida saudável e promover o bem-estar para todos, em todas as idades” (United Nations, 2015). Dentro desse objetivo, a meta 3.1 define a redução da taxa de mortalidade materna global para menos de 70 óbitos por 100 mil nascidos vivos até 2030. No caso do Brasil, a meta é reduzir para 20 óbitos por 100 mil nascidos vivos (Souza, 2015).

Há dois principais fatores que dificultam o monitoramento da mortalidade materna (Ministério da Saúde, 2009). O primeiro é o sub-registro das declarações de óbito em geral, que se caracteriza pela ausência do registro em cartórios. O segundo, mais específico, é a subinformação das causas de óbito, ou seja, o preenchimento inadequado da Declaração de Óbito dentro do serviço de atendimento hospitalar. Muitos óbitos que deveriam ser considerados maternos acabam sendo atribuídos a outras causas, seja porque não se sabia que a mulher estava grávida, porque ela morreu como consequência de um aborto clandestino inseguro ou porque o hospital preferiu atribuir a morte a outra causa já que uma morte materna sempre reflete mal na qualidade do serviço prestado. Songane e Bergström (2002) constaram que 86% das mortes maternas em serviços de saúde em Moçambique eram classificadas incorretamente.

Na CID-10 as mortes maternas estão referidas no capítulo XV, códigos O00-O95 e O98-O99. Também devem ser incluídos os óbitos classificados com os códigos A34 (tétano obstétrico), F53 (transtornos mentais e comportamentais associados ao puerpério), M83.0 (osteomalácia puerperal), nos casos em que a morte ocorreu até 42 dias após o término da gravidez; códigos B20 a B24 (doença causada pelo HIV), D39.2 (mola hidatiforme maligna ou invasiva) e E23.0 (necrose hipofisária pós-parto) nos casos em que a mulher estava grávida no momento da morte ou tivesse estado grávida até 42 dias antes da morte.

A Tabela 8.11 mostra a razão de mortalidade materna no Brasil de 2010 a 2014 calculada diretamente (sem correção).

Tabela 8.11: Óbitos maternos, nascidos vivos e Razão de Mortalidade Materna por 100.000 nascidos vivos – Brasil, 2010-2014

Causas de morte	2010	2011	2012	2013	2014
Tétano obstétrico	0	0	0	1	0
Doença causada pelo HIV	58	44	43	34	30
Neoplasia (mola hidatiforme maligna ou invasiva)	0	0	0	1	2
Transtornos mentais e comportamentais associados ao puerpério	2	2	1	5	2
Óbitos durante gravidez, parto ou puerpério (O00-O95 e O98-O99)	1.659	1.564	1.539	1.645	1.705
Total	1.719	1.610	1.583	1.686	1.739
Nascidos Vivos	2.861.868	2.913.160	2.905.789	2.904.027	2.979.259
Razão de Mortalidade Materna	60,07	55,27	54,48	58,06	58,37

Fonte: SIM (2010, 2011, 2012, 2013, 2014); SINASC (2010, 2011, 2012, 2013, 2014).

Nenhum país do mundo dispõe de estatísticas administrativas confiáveis sobre a mortalidade materna. Mesmo quando existem estatísticas mais ou menos fidedignas sobre causas de morte para a maioria das causas, a mortalidade materna sempre exige cuidados especiais. Em países com estatísticas completas de óbitos, como a França ou Inglaterra, se fazem revisões periódicas para reavaliar o status de todos os óbitos de mulheres em idade reprodutiva para averiguar se foram ou não direta ou indiretamente associadas a causas maternas. Um relatório do Grupo Interagencial de Estimativa da Mortalidade Materna (WHO / UNICEF / UNFPA / World Bank Group / Population Division, 2015: Annex 4) atribui os seguintes fatores de correção às estatísticas nacionais, com base em avaliações feitas pelos próprios países:

África do Sul (2005-2007)	0,90
Austrália (2003-2005)	2,03
Brasil (2002)	1,40
Dinamarca (2002-2006)	1,04
Eslovênia (2003-2005)	5,00
EUA (2003-2005)	1,41
França (2007-2009)	1,21
Guatemala (2007)	1,73
Irlanda (2009-2011)	3,40
Japão (2005)	1,35
México (2008)	0,99
Países Baixos (1993-2005)	1,48
Nova Zelândia (2010)	1,00

Portugal (2001-2007)	2,04
Reino Unido (2006-2008)	1,60
Sérvia (2007-2010)	1,86
Suécia (1988-2007)	1,68

As variações erráticas destes fatores (0,90 na África do Sul e 0,99 no México, contra 3,40 na Irlanda e 5,00 na Eslovênia) já dão uma impressão da extrema dificuldade de avaliar corretamente qual é uma morte materna e qual não é.

No caso do Brasil, o fator de 1,40 provém de um estudo de Laurenti, Mello-Jorge e Gotlieb (2004) que não é só uma reavaliação das estatísticas vitais, mas também envolve outros elementos. Com o intuito de identificar e mensurar o sub-registro nas capitais brasileiras e no Distrito Federal, os autores realizaram uma detalhada investigação dos óbitos de mulheres em idade fértil (para essa situação, consideraram mulheres de 10-49 anos) no primeiro semestre de 2002. Foram aplicados questionários junto às famílias das mulheres falecidas, além da avaliação dos prontuários médicos, laudos de autópsia e até mesmo boletins de ocorrência da polícia, quando era o caso. A partir dessas informações, foram elaboradas novas declarações de óbito, que foram comparadas às declarações de óbito originais. A partir dessa comparação os autores chegaram a um fator de correção de óbitos de 1,40 para o conjunto das capitais e o Distrito Federal. Porém, chamam a atenção para as grandes discrepâncias entre os fatores de correção de acordo com as Regiões: enquanto na Região Norte o fator de correção foi de 1,08, na Região Sul foi de 1,83.

Esta metodologia, em que se consultam várias fontes de informação (registro civil, registros de hospitais, parteiras tradicionais, comitês de vigilância de mortalidade materna, boletins policiais de ocorrência etc.) para obter dados sobre os óbitos de mulheres em idade reprodutiva é conhecida como *Reproductive Age Mortality Study* (RAMOS). Ela envolve a identificação e a investigação de causas de óbitos de mulheres em idade fértil e, embora possa gerar informações incompletas, vem sendo usado com sucesso em países ou regiões com precário sistema de informações sobre mortes maternas e infantis como a Jamaica (1986), o Egito (1990) e Honduras (1990). Na maioria dos casos a identificação das causas envolve autópsias verbais (ver Høj, Stensballe e Aaby, 1999, para uma aplicação de autópsia verbal na Guiné-Bissau). Além do estudo de Laurenti, Mello-Jorge e Gotlieb mencionado acima, Tanaka e Mitsui (1999), Albuquerque (1994) e Valongueiro (1996) também fizeram estudos deste tipo em diferentes regiões do Brasil. As maiores fraquezas do método são a dificuldade de garantir uma cobertura de 100% das mortes de mulheres em idade reprodutiva e o problema de que as autópsias verbais são menos confiáveis do que um exame médico na ocasião do óbito, principalmente em casos onde a família não sabia que a falecida estava grávida. O método também pode ser custoso para ser implementado em grande escala.

Na grande maioria dos países em desenvolvimento não há informação estatística disponível, seja do registro civil ou de pesquisas do tipo RAMOS, para medir a mortalidade materna diretamente. A solução neste caso é medi-la por meio do censo ou de pesquisas do tipo DHS ou MICS. Em ambos os casos é preciso ampliar o conceito já que em fontes deste tipo o respondente não tem condições de avaliar se as causas pelas quais uma mulher em idade reprodutiva morreu eram maternas ou não. Só se pode tentar avaliar se no momento da sua morte a mulher estava grávida,

dando à luz ou se tinha dado à luz nos últimos 42 dias. Neste caso, trata-se de uma *morte relacionada com a gravidez* (“pregnancy related death”, em inglês), seguindo a denominação da OMS. É uma definição mais abrangente, pois é definida como a morte de uma mulher durante a gravidez ou no prazo de 1 ano após o final da gravidez, como sugere o USCDC. Na grande maioria de casos em que isso acontece trata-se de mortes maternas, embora evidentemente haja casos de acidentes ou doenças não relacionadas com a gravidez. As duas formas de aplicar este conceito ampliado são as seguintes:

- a) Como se explicou no Capítulo 4, muitos censos perguntam quantas pessoas faleceram no domicílio (agregado familiar) nos últimos 12 meses, por sexo, idade e a data de falecimento. A isso pode-se acrescentar uma pergunta (de preferência desdobrada em três componentes) no caso de tratar-se de uma mulher em idade reprodutiva, se ela estava grávida, dando à luz ou tinha dado à luz nas últimas 6 semanas, o que permite aproximar-se do nível de morte materna. Para corrigir o problema da subdeclaração de óbitos em geral, existem métodos de correção que serão expostos na seção 23.5 do Capítulo 23. Normalmente se faz o suposto de que o *número absoluto* de mortes de mulheres durante a gravidez, parto ou puerpério pode não ser correto, mas a sua *proporção* entre o total de mortes de mulheres em idade reprodutiva sim. Ao corrigir o número total, obtém-se, então, uma estimativa mais correta do número de mortes de mulheres nestas condições. Para superar o outro problema, de que não todas as mortes de mulheres durante a gravidez, parto ou puerpério necessariamente tiveram causas maternas, alguns países têm realizado inquéritos pós-censitários para re-visitarem os domicílios (agregados familiares) com óbitos de mulheres em idade reprodutiva, para fazer uma autópsia verbal. Além do caso de Moçambique, que já foi mencionado e que foi analisado por Dade (2013), a Bolívia fez um inquérito especial de mortalidade materna depois do seu Censo de 2001 (Hakkert, 2011).
- b) Outro método para estimar a mortalidade materna, mais apropriada para ser usada em inquéritos do tipo DHS, é por meio de uma pergunta sobre a sobrevivência das irmãs da pessoa e sua situação de gravidez (mesmas categorias de a) no momento da sua morte. No Brasil, o método foi aplicado à PNDS de 1996, resultando em estimativas consideravelmente maiores (161 por 100.000 nascidos vivos para o período de 1983-1996) do que as obtidas por meio dos registros administrativos. O tema não fez parte da PNDS de 2006. Além do problema dos possíveis erros sistemáticos, as estimativas resultantes deste método, por basear-se em pesquisas amostrais, têm intervalos de confiança muito amplos. Por exemplo, a estimativa da RMM para Angola obtida a partir do DHS (IIMS) de 2015-16 foi 239 por 100.000 nascidos vivos, mas com um intervalo de 95% de confiança que se estendia de 164 a 313.

Os resultados da aplicação destes métodos no contexto da América Latina são discutidos, entre outros, em Cobos, Miller e Ruiz Salguero (2013) e em Hill et al. (2009).

Na ausência de qualquer informação direta, o único recurso que resta para estimar a MMR é pela via da regressão estatística, estabelecendo uma relação com outras variáveis demográficas e socioeconômicas que podem ser medidas mais facilmente. O Grupo Interagência de Estimção

da Mortalidade Materna (WHO / UNICEF / UNFPA / World Bank Group / Population Division, 2019: 27) usa a seguinte equação para este propósito:

$$\log(EPM^{NA}) = b_0 + b_1 \log(PNB) + b_2 \log(TFG) + b_3 PAQ + \gamma_j + \varphi_k \quad (8.16)$$

onde EPM^{NA} se refere à proporção de óbitos de mulheres em idade reprodutiva que são maternos e não relacionados com AIDS, PNB é o Produto Nacional Bruto *per capita* (PPP), TFG é a Taxa de Fecundidade Geral (ver Capítulo 10) e PAQ a proporção de partos atendidos por atendentes qualificados. Os termos γ_j e φ_k são efeitos aleatórios associados ao país e à região, respectivamente. Em países com incidência significativa de AIDS (SIDA), a PM especificada em (8.16) deve ser aumentada com uma componente adicional, cuja especificação pode ser encontrada no Anexo 6 da publicação acima. Especificações alternativas podem ser encontradas em Wong (1994) e Hakkert (2001).

8.10 MEDIDAS DE MORBI(LI)DADE

Para o estudo das condições de saúde de uma população é importante mensurar não apenas as causas de morte e os grupos populacionais mais afetados por essas causas, mas também as doenças que atingem a população – podendo levar a óbito ou não.

Dois conceitos são essenciais quando se fala em mensurar de que forma as doenças afetam a população: incidência e prevalência.

Incidência se refere a casos novos de uma determinada doença registrados num período específico de tempo. Já a prevalência se refere ao número total de casos de uma determinada doença, sejam eles novos ou velhos, num ponto no tempo. Bonita, Beaglehole e Kjellström (2010) explicam que uma doença pode ter baixa incidência e alta prevalência, como é o caso do diabetes. Embora o número de diagnósticos por ano seja relativamente baixo, é alto o número “acumulado” de pessoas com essa doença na população. Por outro lado, no caso do resfriado comum, ocorre o contrário. É alta a incidência e baixa a prevalência.

Fazendo uso desses conceitos é possível construir dois indicadores:

- Taxa de prevalência: calculada a partir da divisão do número de pessoas com a doença dividido pela população em risco, multiplicado por 10^n (frequentemente é expressa por 100 ou por 1.000 pessoas).
- Taxa de incidência: calculada a partir da divisão do número de pessoas que adoeceram no período dividido pelas pessoas-ano em risco multiplicado por 10^n .

Outro conceito importante é o de letalidade, que mede a severidade das doenças. Ele é calculado a partir da divisão do número de mortes por uma doença específica num período de tempo determinado dividido pelo número de doentes por aquela doença no mesmo período multiplicado por 100. Ainda que essas medidas sejam extremamente úteis para se avaliar as condições de saúde de uma população, elas são mais usadas na área de epidemiologia do que na demografia, propriamente, onde a mortalidade recebe maior atenção.

Na internet é possível encontrar bons manuais de Epidemiologia disponíveis para download gratuito, como o livro *Epidemiologia Básica* 2ª edição, que é uma tradução da publicação *Basic Epidemiology*, publicado originalmente pela Organização Mundial da Saúde (OMS) em 2008 (http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/43541/5/9788572888394_por.pdf).

8.11 BASES DE INFORMAÇÃO SOBRE MORTALIDADE E MORBI(LI)DADE

Existe uma grande variedade de bases de dados sobre os diferentes aspectos da mortalidade e morbidade, muitas das quais podem ser acessadas via internet. Além do SIM e SINASC, o DATASUS fornece acesso a uma série de outras informações administrativas sobre saúde no sítio web <http://datasus.saude.gov.br> que podem ser processadas com o aplicativo TABNET. Paes (2018: Quadro 2.1) mostra um quadro exaustivo desses e outros dados relevantes para a área de saúde.

Uma fonte de dados de interesse particular é o Sistema de Informações Hospitalares (SIH). Este recolhe as informações da Autorização de Internação Hospitalar (AIH) da rede conveniada ao Sistema Único de Saúde (SUS) e permite estudos do perfil da morbidade (processo de saúde, enfermidades e morte). Este sistema cobre cerca de 70% das internações hospitalares do país. As informações principais dizem respeito à idade, sexo, local de residência, local de internação, diagnóstico principal da internação etc. A limitação principal do sistema é que não acompanha o indivíduo, mas a internação. Assim, permite múltiplos registros (sobre-enumeração).

Mas também existem bases de dados mais especializadas sobre as componentes da mudança demográfica. A mais conhecida é a *Human Mortality Data Base*, mantida por pesquisadores do Instituto Max Planck da Alemanha, da Universidade de Califórnia (Berkeley) e do INED da França (www.mortality.org) (Barbieri et al., 2015). Em 2015 a base continha dados sobre óbitos e população de 45 países mais desenvolvidos, inclusive Portugal, onde existem dados brutos de boa qualidade, com o objetivo de facilitar pesquisas comparativas com os dados originais. Adicionalmente há um acervo de tábuas de vida desenvolvidas por diferentes pesquisadores para um conjunto mais amplo de países que inclui o Brasil (desde 1991) e outros países da América Latina. A Organização Mundial de Saúde (OMS) também mantém uma base de dados (www.who.int/healthinfo/mortality_data/en/), mas esta baseia-se na informação fornecida diretamente pelos estados membros, sem um filtro para determinar a qualidade da mesma ou aplicar correções onde forem necessárias. Como a *Human Mortality Data Base* tem critérios bastante estritos para a aceitação de dados brutos, existem duas bases alternativas sobre América Latina que reúnem informação sobre países que possuem dados estatísticos de uma qualidade aceitável, mas que não cumpre com as exigências da *Human Mortality Data Base*. Trata-se da *Latin American Human Mortality Data Base*, mantida por pesquisadores da Universidade Nacional da Colômbia e da Universidade Federal do Minas Gerais no Brasil (www.lamortalidad.org), com dados da Argentina, Brasil, Colômbia, México e Peru, e da *Latin American Mortality Data Base* (LAMBdA) mantida por pesquisadores da Universidade de Wisconsin e da Universidade de Califórnia (UCLA) (www.ssc.wisc.edu/cdha/latinmortality/). Estas bases cobrem um período histórico bem mais extenso do que a OMS que dá prioridade a dados contemporâneos. A base LAMBdA aplica correções e suavizações extensas aos dados originais, mas em contrapartida é mais restritiva na inclusão de dados. A outra base tem uma cobertura mais ampla, incluindo dados subnacionais e em anos intercensitários, mas representa os dados mais ou menos na sua forma original, só com correções dos problemas mais evidentes.

Para o caso do Brasil, deve ser mencionada a *Rede Interagencial de Informações para a Saúde* (RIPSA), constituída em 1996, com apoio da Organização Panamericana de Saúde (OPAS), que tem como propósito promover a disponibilidade adequada e oportuna de dados básicos, indicadores e análises sobre as condições de saúde e suas tendências, visando aperfeiçoar a capacidade de formulação, gestão e avaliação de políticas e ações públicas pertinentes (Risi, 2006). Os produtos da Rede baseiam-se nos dados e informações gerados em parceria e referem-se tanto ao estado de saúde da população, quanto aos aspectos de natureza econômica e social que condicionam e influenciam a situação de saúde. A divulgação dos trabalhos produzidos pressupõe a consulta prévia aos parceiros e resguarda os direitos de autoria. Para compor a RIPSA, foram identificadas entidades representativas dos segmentos técnicos e científicos nacionais envolvidos na produção e análise de dados (produtores de informações estrito senso, gestores do sistema de saúde e unidades de ciência e tecnologia). Parte significativa dessas instituições formalizou sua concordância em estabelecer parcerias para aperfeiçoar informações de interesse comum. Os Indicadores e *Dados Básicos para a Saúde* (IDB) (<http://www.ripsa.org.br/vhl/indicadores-e-dados-basicos-para-a-saude-no-brasil-idb/>) são produto dessa ação integrada, diretamente trabalhado pelas instituições responsáveis pelos principais sistemas de informação de base nacional utilizados – Ministério da Saúde, IBGE, IPEA e Ministério da Previdência Social. Também existe uma variedade de outras bases de dados (SISPRENATAL, SINAN, SISCAM/SISCOLO, SIAB) sobre temas específicos na área da saúde (Cavenaghi, 2006).

