1998

# INTRODUÇÃO A ALGUNS CONCEITOS BÁSICOS E MEDIDAS EM DEMOGRAFIA

**José Alberto Magno de Carvalho'**

**Diana Oya Sawyer'**

**Roberto do Nascimento Rodrigues'**

2ª edição

**ASSOCIAÇAO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS**

' Professores do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) da FACE/UFMG.

314 CARVALHO, José Alberto Magno de.

C331i

1994 Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia / José Alberto Magno de Carvalho, Diana Oya Sawyer, Roberto do Nascimento Rodrigues. - 2. ed. rev. - São Paulo: ABEP, 1994, reimpr. 1998.

64 p. (Textos didáticos, 1)

1. Demografia. 2. Demografia - Técnica. I. Sawyer, Diana Reiko Tutiya Oya. II. Rodrigues, Roberto Nascimento. III. Associação Brasileira de Estudos Populacionais. IV. Serie.

## ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS

A Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP) é uma sociedade civil de caráter técnico-científico, de direito privado, para fins não lucrativos, com autonomia administrativa e financeira. Estabelecida legalmente em 20 de outubro de 1997, o objetivo da ABEP é promover o estudo da ciência demográfica no Brasil através do fomento, ampliação e fortalecimento do intercâmbio cientifico entre os demógrafos brasileiros e demais estudiosos dos problemas populacionais. Para tanto, promove encontros, congressos, conferencias, publica trabalhos, mantém contato com entidades congêneres nacionais e estrangeiras de modo a favorecer a troca de observações e experiências entre seus membros.



**CAPA**

*Lúcia R. Serrano*

**PRODUÇÃO DOS ORIGINAIS**

*Júlio Cézar dos* Santos

*Wellington Alues de Castro*

**IMPRESSÃO**

*Everton Euriques*

**Apoio Institucional**

*Fundação João Pinheiro*

# APRESENTAÇÃO

No empenho de dar continuidade a serie Textos Didáticos ABEP, a diretoria concluiu pela necessidade de encomendar um novo texto, ampliado e revisado de *"Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia"*. Existe significativa demanda por obras em português - mais densas, aprofundadas e/ou especializadas - dedicadas ao ensino.

Por outro lado, concluiu, também, que existe, ainda, grande necessidade por obras, que, como esta - com simplicidade e didatismo - possam servir ao leigo em Demografia e sinalizem a ele, os múltiplos caminhos a seguir na trilha da pesquisa em População. E assim, que oferecemos esta segunda edição do Número 1 da série, visando atender à crescente demanda por material que auxilie iniciantes, cada vez mais numerosos, no estudo da População.

A Diretoria

**SUMÁRIO**

1 INTRODUÇÃ0/11

2 DEMOGRAFIA: CONCEITO E VARIÁVEIS BÁSICAS / 11

3 MORTALIDADE / 14

3.1 Taxa Bruta de Mortalidade (TBM) / 14

3.2 Taxa Especifica de Mortalidade (TEM) / 16

3.3 Taxa da Mortalidade Infantil (TIM) / 17

3.4 Tabela de sobrevivência / 19

4 NATALIDADE EFECLINDIDADE / 24

4.1 Taxa Bruta de Natalidade (TBN) / 24

4.2 Taxa de Fecundidade Geral (TFG) / 25

4.3 Taxa Especifica de Fecundidade (TEF) / 25

4.4 Taxa de Fecundidade Total (TFT) / 26

5 ESTRUTURA ETÁRIA E DINÂMICA DA POPULAÇÃO / 29

6 REPRODUÇÃO / 33

6.1 Taxa Brutas de Reprodução (TBR) / 33

6.2 Taxa Líquida de Reprodução (TLR) / 35

7 TAXA INTRÍNSECA DE CRESCIMENTO E POPULAÇÃO ESTÁVEL/ 38

7.1 Taxa Intrínseca de Crescimento / 38

7.2 População Estável / 39

8 QUASE-ESTABILIDADE E DESESTABILIZAÇÃO / 39

9 PADRONIZAÇÃO / 45

9.1 Padronização direta / 46

9.2 Padronização indireta / 54

10 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS / 63

## 1 INTRODUÇÃO*

A crescente difusão dos Estudos de População nas universidades brasileiras tem aumentado consideravelmente a necessidade de se conter com textos básicos de Demografia. Esse trabalho vem se somar a literatura existente, constituída principalmente por material em inglês e francês, sem contudo pretender ser uma versão complete ou exaustiva. Seu objetivo primeiro é apresentar, de maneira simples e didática, alguns dos principais conceitos e medidas básicas em Demografia.

Uma breve conceituação e delimitação das principais características e variáveis inerentes a Demografia é seguida por uma abordagem mais específica dos conceitos e medidas de algumas dessas principais variáveis: mortalidade, natalidade e fecundidade, estrutura etária e dinâmica da população, e reprodução. Neste texto trabalha-se apenas com população fechada, não se analisando, portanto, a variável migração. Tendo como referência as modificações no padrão demográfico brasileiro nas últimas décadas, são abordados também temas como o da taxa intrínseca de crescimento, população estável, quase-estabilidade e desestabilização. A última parte do texto discorre sobre padronização, cuja utilização faz-se freqüentemente necessária na análise comparativa de indicadores brutos, muito usados nas diversas áreas das Ciências Sociais.

## 2 DEMOGRAFIA: CONCEITO E VARIÁVEIS BÁSICAS

Demografia (dêmos=população, *graphein=estudo)* refere-se ao estudo das populações humanas e sua evolução temporal no tocante a seu tamanho, sua distribuição espacial, sua composição e suas características gerais. Em estatística, usualmente a palavra população indica um conjunto de elementos com características comuns. Por exemplo: um conjunto de parafusos poderia constituir uma população.

---

* Os autores agradecem a colaboração de Laura Rodrigues Wong na preparação deste texto.

No nosso caso, estamos tratando de um conjunto de seres humanos com uma determinada característica. Por exemplo: conjunto de habitantes de um mesmo país ou região; conjunto de pessoas em um determinado grupo etário[1].

Ao caracterizar uma população humana, pensamos inicialmente no seu tamanho: quantas pessoas existem numa localidade, num determinado momento? Pensamos também sobre a sua composição: quantas pessoas maiores de 50 anos existem? quantas são do sexo feminino? quantas são economicamente ativas? Outro aspecto que vem a baila seriam os elementos que afetam o tamanho da população: quantas pessoas nascem num determinado período, quantas morrem, quantas migram? Quando refletimos sobre cada um destes elementos, outras questões surgem imediatamente. Por exemplo, no que se refere a nascimentos: quantas são as mulheres em idade reprodutiva? quantas estão casadas? que proporção usa métodos anticoncepcionais efetivos? *etc*. Uma questão importante que surge seria: como é que as mudanças em um ou mais destes componentes poderiam afetar os demais?

Para facilidade de explanação, vamos listar as principais variáveis demográficas: tamanho da população; distribuição por sexo, idade, estado conjugal; distribuição segundo região geográfica de residência atual, anterior e de nascimento; natalidade, fecundidade, mortalidade.

Pelo exposto, a Demografia trata dos aspectos estáticos de uma população num determinado momento - tamanho e composição -, assim como também da sua evolução no tempo e da inter-relação dinâmica entre as variáveis demográficas.

Imaginemos a população de uma determinada área geográfica, num determinado momento. Suponhamos também que, a partir de uma população inicial num passado longínquo, não tenha havido entrada e saída de pessoas da área. Trata-se de uma população fechada, isto é, sem movimentos migratórios. A trajetória entre aquela população inicial e a população atual é totalmente explicada pelas mortes e nascimentos ocorridos no período. O tamanho da população em qualquer momento desse período pode ser reproduzido por:

$$Q_n = Q_o + N_t - O_t \qquad (1)$$

---

[1] Várias são as obras que definem demografia. Veja, entre elas: Dicionário (1985); Hauser, Ducan (1969) e Santos, Levy (1980).

onde: $Q_n$ = população num instante n;

$Q_o$ = população inicial, instante o;

$N_t$ = nascimentos no período *t (t = n - o);*

Ot = mortes no período *t (t = n - o).*

Supondo que a população cresça em progressão geométrica, pode-se anotar que:

$$\mathbf{Q_n = Q_o\ (1+r)^t} \qquad (2)$$

onde: r = taxa de crescimento por unidade de tempo;

*t* = período, em unidades de tempo, decorrido entre o *e n*..

Para se calcular r, único valor desconhecido da equação acima, faz-se o seguinte desenvolvimento:

$$\frac{Q_n}{Q_o} = (1+r)^t \qquad (3)$$

$$\log\frac{Q_n}{Q_o} = t\log(1+r) \qquad (4)$$

$$\frac{\log\frac{Q_n}{Q_o}}{t} = \log(1+r) \qquad (5)$$

$$(1 + \mathrm{r}) = \mathit{antilog}\ \frac{\log\frac{Q_n}{Q_o}}{t}$$

$$r = antilog \frac{\log \frac{Q_n}{Q_o}}{t} - 1 \qquad (6)$$

Para uma abordagem mais detalhada das dual variáveis que definem o crescimento desta população - a mortalidade e a natalidade - vamos no limitar a discorrer, nas duas próximas seções, sobre uma população fechada, como definida acima.

## 3 MORTALIDADE

### 3.1 Taxa Bruta de Mortalidade (TBM)

Tomemos o total de óbitos ocorridos durante um ano calendário. A relação entre o total de óbitos e a população total representa o risco que tem uma pessoa dessa população de morrer no decorrer desse ano. Esta medida é conhecida como TBM e podemos representá-la por:

$$\boldsymbol{TBM} = \frac{O_j}{Q_j} \qquad (7)$$

onde j refere-se ao ano-calendário.

Uma vez que a população total muda a cada instante no decorrer de um ano, surge a dúvida sobre qual população levar em consideração no denominador. Como a TBM é uma medida de risco, teríamos que ter no denominador todas as pessoas submetidas a esse risco. Se tomamos a população no início do ano, nela não estão incluídas as crianças que nascerão durante o ano. Por outro lado, aquelas pessoas que estão vivas no início do ano e que virão a falecer antes do fim do ano não poderão entrar com o mesmo peso do que aquelas que sobreviverão. Se tomamos a população no final do ano, vela não estarão incluídas, por um lado, aquelas pessoas que faleceram durante o ano e, por outro, estarão incluídas integralmente as crianças que nasceram em diferentes momentos no decorrer do ano e que não estiveram submetidas ao risco de morte durante todo o ano. Idealmente, deveríamos contabilizar no denominador o número de pessoas-ano da população em estudo. Isso significa que todo indivíduo presente no início e no fim do ano deveria ser contado como uma pessoas-ano; os indivíduos presentes no início e que vierem a falecer nesse ano e todas as crianças nascidas durante o ano deveriam ser contabilizados pela fração de ano vivido. Ainda que o conceito de pessoas-ano seja muito simples, o seu cálculo exato é extremamente difícil. Como uma aproximação para o total de pessoas-ano, adota-se a estimativa da população total no meio do ano, na suposição de que os nascimentos e óbitos na população ocorram uniformemente no decorrer do ano. Como se trata de um período curto (12 meses), tal suposição não introduz, de maneira geral, distorções significativas.

Ainda que o mais usual seja calcular a TBM referente ao ano-calendário, ela também pode ser obtida para qualquer conjunto de 12 meses consecutivos.

Explicado o conceito de TBM, vejamos um exemplo concreto. No Estado de São Paulo, foram registrados em 1980 um total de 177.431 óbitos. A população residente em 1° de setembro de 1980, conforme o Censo Demográfico daquele ano, era de 25.040.712. Para se calcular a TBM para esse ano é necessário estimar-se a população para 1° de julho de 1980. Levando-se em consideração a população recenseada em 1° de setembro de 1970 (17.771.948), estima-se para 1° de julho de 1980 uma população total de 24.925.764[2]. Agora, temos todos os elementos para calcular a TBM de São Paulo para 1980. Aplicando a formula (7) temos:

$$TBM = \frac{1770431}{24.925.764} = 0,00712$$

[2] Para se chegar a esta estimativa, primeiro calculou-se r, taxa media anual de crescimento entre 1° de setembro de 1970 e 1° de setembro de 1980 (1° de setembro foi a data dos Censos de 1970 e 1980), conforme equação (6), encontrando-se r = 0,035 ou 3,5%. Em seguida, estimou-se a população para 1° de julho de 1980, através de (2):

$$Q1/7/80 = Q1/9/70\ (1 + r)^{t}$$

$$Q1/7/80 = 17.771.948\ (1,035)^{9,833}$$

$$Q1/7/80 = 24.925.764$$

Observe que entre 1° de setembro de 1970 e 1°- de julho de 1980 há um intervalo de 9 anos e 10 meses; por isto na equação acima

t = 9,8333.

Usualmente esta taxa é representada pelo número de óbitos por mil habitantes, para maior facilidade de interpretação. Então dizemos que a TBM de São Paulo em 1980 era de 7,12 óbitos por mil habitantes.

Rescrevemos a formula (7):

$$TBM = \frac{O_t}{Q_t} 1000 \tag{8}$$

O nível da TBM dependerá de dois componentes básicos: a intensidade com que se morre a cada idade e a distribuição etária proporcional da população. Do primeiro componente, porque em diferentes idades as pessoas estão sujeitas a diferentes riscos de morte.

Por exemplo: os recém-nascidos e os idosos têm maior chance de morrer do que os adolescentes. O segundo componente decorre do primeiro, pois se os riscos são diferenciados por idade, há de se levar em conta o maior ou menor peso dos diversos grupos etários.

### 3.2 Taxa Especifica de Mortalidade (TEM)

Aproveitamos para introduzir o conceito de TEM, que se refere ao risco de morte em cada idade ou em cada grupo etário. Corresponde ao quociente entre o total de óbitos, num determinado ano, em cada idade ou grupo etário e a população correspondente no meio do ano. Representamos por:

$${}_nTEM_{x,j} = \frac{{}_nO_{x,j}}{{}_nQx,\, j} \tag{9}$$

onde *x* refere-se a idade limite inferior do grupo etário, *n* a amplitude do intervalo do grupo e j ao ano em questão.

O total de óbitos no decorrer de um ano pode ser representado por:

$$O_j = \sum_x {}_nTEM_{x,j} \cdot {}_nQ_{x,j} \tag{10}$$

Podemos, então, representar a TBM por:

$$TBM_j = \frac{\sum_x {}_nTEM_{x,j} \cdot {}_nQ_{x,j}}{\sum_x {}_nQx,_j} \tag{11}$$

De (11) conclui-se que a TBM é a média ponderada das taxas específicas de mortalidade, cujos pesos são dados pela população em cada idade ou grupo etário. A formula (11) pode ser rescrita como:

$$TBM_j = \sum_x {}_nTEM_{x,j} \frac{{}_nQ_{x,j}}{\sum_x {}_nQ_{x,j}} \tag{12}$$

o que demonstra que a TBM depende da intensidade *(${}_nTEM_{x,j}$) e* da distribuição etária proporcional $({}_nQ_{x,j} / \sum_x {}_nQ_{x,j})$.

Do exposto, fica claro que duas populações com as mesmas TEMs podem gerar TBMs distintas, por terem distribuições etárias proporcionais diferentes. Também outras situações podem ocorrer: imaginemos as populações A e B, onde em qualquer idade a TEM de A seja maior do que de B. Neste caso, podemos afirmar que o nível de mortalidade de A é superior ao de B. No entanto, dependendo das respectivas distribuições etárias proporcionais, a TBM de A pode ser menor do que de B.

Conclui-se que as TBMs não são bons indicadores para se analisar diferenciais de níveis de mortalidade entre populações diferentes, a não ser em casos em que as populações tenham distribuições etárias proporcionais iguais.

O conceito de taxas específicas que usamos em relação a idade pode ser estendido para outras variáveis que influenciam o risco de morrer. Assim, podemos definir taxas específicas por sexo, estado conjugal, causas de morte, grupos sócio-economicos *etc.*

### 3.3 Taxa da Mortalidade Infantil (TMI)

Uma das taxas mais importantes no que se refere a mortalidade é a TMI. Ela corresponde ao risco que um nascido vivo tem de vir a falecer antes de completar um ano de idade. Está implícito neste conceito a idéia de probabilidade.

Como as crianças nascidas durante um ano, digamos j, só completarão um ano de idade no ano seguinte, j + 1, a mortalidade infantil entre os nascidos em um ano-calendário ocorrerá durante dois anos consecutivos, j *e j + 1*.

No ano j ocorrerão óbitos infantis de nascidos em j -1 e j, e em *j* + 1 ocorrerão óbitos infantis de nascidos em j *e j + 1*.

A TMI referente aos nascidos em j será:

$$TMI^{(nj)} = \frac{{}_1O_{o,j}{}^{(nj)} + {}_1O_{o,j+1}{}^{(nj)}}{N_j} \qquad (13)$$

onde: N = número de nascidos vivos;

$\mathbf{{}_1O_o^{(nj)}}$ = óbitos de crianças abaixo de um ano, nascidas no ano j;

*j e j + 1* = ano de ocorrência dos eventos.

Como seria necessário esperar dois anos para se poder calcular a TMI dos nascidos vivos em um determinado ano e dada a dificuldade prática de se separar, em cada ano-calendário, do total de óbitos infantis aqueles referentes a crianças nascidas no próprio ano e a crianças nascidas no ano anterior [${}_1O_{o,j}^{(nj)}$ e ${}_1O_{o,j}^{(nj-1)}$ ], usualmente toma-se como numerador da TMI os óbitos abaixo de um ano ocorridos durante o ano calendário e como denominador o número de nascimentos do mesmo ano. Isto é, ao invés de se adotar a formula (10), usa-se:

$$TMI_j = \frac{{}_1O_{o,j}}{N_j} \qquad (14)$$

onde ${}_1O_{o,j}$ refere-se a todos os óbitos abaixo de um ano de idade ocorridos no ano j, independentemente do ano de nascimento.

Como ${}_1O_{o,j} = {}_1O_{o,j}^{(nj-1)} + {}_1O_{o,j}^{(nj)}$, comparando-se (14) com (13), vê-se que o erro ao se adotar (14) dependerá da diferença entre ${}_1O_{o,j}^{(nj-1)}$ e ${}_1O_{o,j+1}^{(nj)}$ . Este erro será normalmente pequeno, a não ser que haja entre dois anos consecutivos grande diferença no número de nascimentos e/ou grande mudança na mortalidade de crianças abaixo de um ano. Pode-se considerar (14) como uma boa medida de mortalidade infantil e tomá-la como uma probabilidade.

Deve-se observar que o conceito de TMI difere daquele da TEM abaixo de um ano *(${}_oTEM$, )*. 0 denominador desta refere-se a população abaixo de um ano de idade no meio do ano, enquanto o denominador da TMI corresponde aos nascidos vivos no decorrer de um ano. Na mesma população e no mesmo ano, o denominador da TMI será geralmente maior do que o da $_{o}TEM,$ . Como ambas têm o mesmo numerador, se usada para a TMI a fórmula (14), a TMI será geralmente menor do que a $_{1}TEM_{o}$ .

Apesar do numerador da TMI corresponder aos óbitos de crianças com idade abaixo de um ano, a distribuição dos óbitos dentro deste intervalo se dá de maneira desigual. Para aquelas populações onde a taxa de mortalidade infantil é baixa, os óbitos se concentram nas primeiras semanas de vida das crianças, porque, neste caso, as mortes são principalmente por causas genéticas e causas ligadas ao parto. Naquelas populações onde a TMI é alta, os óbitos são menos concentrados nas primeiras semanas de vida, porque muitos dos óbitos infantis são devidos a fatores ligados ao meio em que a criança vive, tais como condição de saneamento, nutrição *etc*. Uma forma de diferenciar essas duas situações é dada pelos conceitos de Taxa de Mortalidade Neonatal (TMN) e Taxa de Mortalidade Pós-Neonatal (TMPN). A primeira corresponde ao quociente entre os óbitos ocorridos nas 4 primeiras semanas de vida (menos que 28 dias de idade) e o número de nascimentos. A segunda corresponde ao quociente entre óbitos de crianças de 28 dias até um ano de vida e o número de nascimentos.

No Estado de São Paulo, em 1930, TMI era de 155 mortes de menores de um ano por mil nascidos vivos, sendo 54 para o período neonatal e 101 para o pós-neonatal; em 1992, estas taxas eram respectivamente, 27, 17 e 10. A participação da mortalidade neonatal na infantil passou de 35 para 63% entre 1930 e 1992.

### 3.4 Tabela de sobrevivência

Como vimos anteriormente, a TBM não é uma boa medida para se comparar duas populações com estruturas etárias diferentes. Uma alternativa seria analisar o conjunto das TEMs. Entretanto, dado o elevado número de TEMs e a diversidade das estruturas de mortalidade, segundo a idade, em duas ou mais populações, a comparação entre TEMs pode dificultar a análise com relação aos níveis da mortalidade. Um dos indicadores que têm a característica de ser uma medida resumo e que não sofre a influência da estrutura etária da população é a esperança de vida em uma determinada idade $xe_{x}^{o}$. A esperança de vida em uma determinada idade pode ser interpretada como o número médio de anos que um indivíduo viverá a partir daquela idade, considerando o nível e a estrutura de mortalidade por idade observados naquela população. Assim, em uma população com esperança de vida ao nascer ($e_x^o$) de 50 anos, uma criança que nasce viverá em média 50 anos, se mantidos os níveis de mortalidade verificados nas diferentes idades.

O processo de obtenção da esperança de vida passa por diversas etapas. Várias destas etapas são espelhadas no que se conhece por tabela de sobrevivência, ou tábua de mortalidade, ou tábua de vida. Uma das formas de se obter a $e_x^o$ seria tomar uma coorte[3] de nascimentos num determinado ano, acompanhá-la até que ela se extinga, anotando-se o tempo vivido por cada pessoa, e calcular a vida média dos indivíduos da coorte. Neste caso, teríamos a tabela de sobrevivência de uma coorte[3] ou geração real, para o que é necessário que se tenham disponíveis longas séries de estatísticas de óbitos de boa qualidade, como no caso de algumas populações européias.

A forma mais usual consiste em submeter uma coorte hipotética de recém-nascidos a experiência de mortalidade (conjunto de TEMs) vivida por uma população real em um determinado ano ou período, e segui-la até que o último indivíduo morra. Neste caso, a experiência concreta de mortalidade não se refere a de uma geração específica, mas a de várias gerações diferentes que compõem a população de onde se tiram as TEMs. Pode-se também considerar a tabela de sobrevivência assim gerada como representando, a qualquer momento, uma população se de pensar na situação hipotética em que se tenha, indefinidamente, um número constante de nascimentos por unidade de tempo, e em que todas estas diferentes gerações sejam sempre submetidas a mesma experiência de mortalidade, dada pelo conjunto de TEMs. Neste caso, esta população terá, em cada unidade de tempo, número de nascimentos igual ao número de óbitos, e é chamada de população estacionária.

Ao se gerar tabelas de sobrevivência obtêm-se esperanças de vida, que permitem comparar níveis de mortalidade entre populações diferentes. Na realidade, as esperanças de vida, ao contrário da TBM, não dependem da estrutura etária das populações reais em estudo, mas apenas de sua mortalidade.

---

3 Coorte é formada por um conjunto de pessoas que tem em comum um evento que se deu num mesmo periodo. Assim, temos a coorte de pessoas que nasceram em 1960, coorte de pessoas que ingressaram na 1a serie do primeiro grau em 1970, coorte de mulheres casadas em 1974 *etc.*

Vários são os textos que indicam como se chega a cada etapa de uma tabela de sobrevivência[4]. Neste texto nos limitaremos a interpretar as várias etapas, também chamadas de funções. Os procedimentos para se obter uma tabela de sobrevivência de uma coorte hipotética são os mesmos daqueles de uma tabela de sobrevivência de uma população estacionária. A diferença básica refere-se ao significado de algumas funções. Apresentaremos as duas interpretações.

A Tabela 1 é uma tabela de sobrevivência baseada na experiência de mortalidade das mulheres residentes na Região Metropolitana de Belo Horizonte, para o ano de 1983.

[4] Veja por exemplo: Shryock, Siegel (1980) e Ortega (1987).

**Tabela 1**
TABELA DE SOBREVIVÊNCIA FEMININA
DA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE, 1983

| Idade | n | ${}_nq_x$ | $l_x$ | $d_x$ | ${}_nL_x$ | $T_x$ | $e_x^o$ | ${}_nP_{x,x+n}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | 1 | 0,04582 | 100000 | 4582 | 96304 | 7111154 | 71,11 | 0,98746 |
| 1 | 4 | 0,00673 | 95418 | 642 | 380388 | 7014850 | 73,54 | 0,98746 |
| 5 | 5 | 0,00285 | 94776 | 270 | 473205 | 6634815 | 70,01 | 0,99520 |
| 10 | 5 | 0,00195 | 94506 | 184 | 472070 | 6161610 | 65,20 | 0,99740 |
| 15 | 5 | 0,00324 | 94322 | 306 | 470845 | 5689540 | 60,32 | 0,99621 |
| 20 | 5 | 0,00434 | 94016 | 408 | 469060 | 5218695 | 55,51 | 0,99494 |
| 25 | 5 | 0,00578 | 93608 | 541 | 466688 | 4749635 | 50,74 | 0,99207 |
| 30 | 5 | 0,01010 | 63067 | 940 | 462985 | 4282947 | 46,02 | 0,98936 |
| 35 | 5 | 0,01119 | 92127 | 1031 | 458058 | 3819962 | 41,46 | 0,98521 |
| 40 | 5 | 0,01843 | 91096 | 1679 | 451283 | 3361904 | 36,91 | 0,97745 |
| 45 | 5 | 0,02674 | 89417 | 2391 | 441108 | 2910621 | 32,55 | 0,97017 |
| 50 | 5 | 0,03300 | 87026 | 2872 | 427950 | 2469513 | 28,38 | 0,95992 |
| 55 | 5 | 0,04740 | 84154 | 3989 | 410798 | 2041563 | 24,26 | 0,93752 |
| 60 | 5 | 0,07831 | 80165 | 6278 | 385130 | 1630765 | 20,34 | 0,89555 |
| 65 | 5 | 0,13280 | 73887 | 9812 | 344905 | 1245635 | 16,86 | 0,86432 |
| 70 | 5 | 0,13901 | 64075 | 8907 | 298107 | 900730 | 14,06 | 0,84248 |
| 75 | 5 | 0,17901 | 55168 | 9876 | 251150 | 6026237 | 10,92 | - |
| 80 | ω | 1,00000 | 45292 | 45292 | 351473 | 351473 | 0,76 | - |

$${}_5P_{75,75+\omega} = 0,39021$$

Fonte: RODRIGUES, R. N. "Vida Severina", healthy family?: morbity and mortality in two metropolitan regions of Brazil. Camberra,1989. Tese (Doutorado) Austrian National University.
Nota: ω significa que se trata de intervalo aberto.

A primeira coluna representa o limite inferior dos grupos etários e a segunda, a amplitude do intervalo de classe de cada grupo. A partir da terceira coluna temos as funções de uma tabela de sobrevivência, cuja interpretação vem a seguir:

$_nq_x$ - é a probabilidade de morte de um indivíduo de idade exata x vir a morrer antes de completar x+n anos. Ela é derivada, usualmente, das taxas específicas de mortalidade, por idade, da população. Em Belo Horizonte, em 1983, a probabilidade de uma mulher de idade exata 20 anos vir a falecer antes de completar 25 anos era de 0,00434;

$l_x$ - coorte hipotética: é o número de sobreviventes a idade exata de x anos, de uma coorte inicial, neste caso de 100.000 nascimentos *($1_o$)*, se sujeita as $_nq_x$ da tabela de sobrevivência no decorrer de sua vida. No nosso exemplo, o número de sobreviventes dessa coorte a idade de 20 anos será de 94.016 mulheres. 1o é conhecido como a raiz da tabela de sobrevivência;

população estacionária: é o número de pessoas que atinge a idade exata x a cada ano, numa população estacionária onde todos os anos nascem 100.000 pessoas. Teríamos, a cada ano, 94.016 mulheres completando 20 anos, se essa população estivesse sujeita as TEMs femininas observadas em Belo Horizonte em 1983;

$_nd_x$ - coorte hipotética: é o número de mortes entre as idades x e x+n, dos sobreviventes da coorte a idade x. Dentre as 94.016 mulheres sobreviventes a idade de 20 anos, 408 morrerão antes de completar 25 anos;

população estacionária: é o número de mortes que se verifica, todos os anos, de pessoas entre as idades x e x+n. O número de mortes anuais de mulheres entre 20 e 25 anos é de 408. O total de mortes a cada ano (100.000) é a soma das mortes em cada grupo de idade. Esse total, por sua vez, é igual ao número de nascimentos verificados anualmente;

${}_nL_x$ - coorte hipotética: é o tempo a ser vivido pelos sobreviventes da coorte a idade x, entre esta idade e o início do grupo etário seguinte. E o número de pessoas-ano entre as idades x e x+n. As sobreviventes a idade de 20 anos viverão em seu conjunto 469.060 anos nos 5 anos subsequentes, atinjam ou não a idade de 25 anos;

população estacionária: é o número de pessoas com idade x a x+n. Corresponde a população do grupo etário. Em qualquer momento, o número de mulheres no grupo etário de 20 a 24 anos é de 469.060;

$T_x$ - coorte hipotética: é o tempo a ser vivido pelos sobreviventes da coorte a idade x, a partir desta idade até que a coorte se extinga. E o número de anos a serem vividos pela coorte desde a idade x. As sobreviventes a idade de 20 anos viverão em seu conjunto 5.258.695, até que a última delas tenha morrido; população estacionária: é o número de pessoas com x anos ou mais. A qualquer momento existirão 5.258.695 mulheres com 20 anos ou mais. A população total feminina é de 7.151.154 *($T_a$);*

$e_x^o$ - é a esperança de vida que corresponde ao número médio de anos de vida esperado a partir da idade x. Em Belo Horizonte, se mantidos os valores de ${}_nq_x$ de 1983, a esperança de vida de mulheres a idade de 20 anos será de 55,9 anos. Note-se que a e° = $T_x/l_x$ .

Outras funções podem ser derivadas. Por exemplo, o quociente entre ${}_nL_{x+n}$ e ${}_nL_X$ nos fornece a proporção das pessoas de um determinado grupo etário (${}_nL_x$) que sobreviverá n anos (razão de sobrevivência), que pode ser interpretado como a probabilidade média das pessoas no grupo *x a x+n* sobreviver por mais *n* anos (${}_nP_{x,x+n}$). Esta função aparece na coluna 9 da Tabela 1. Esta razão de sobrevivência é bastante utilizada em projeções de população. Dados os níveis observados de mortalidade em Belo Horizonte em 1983, a probabilidade média de uma mulher entre 20 e 25 anos sobreviver até 1988 era de 0,99494 e a probabilidade média de uma mulher acima de 75 sobreviver 5 anos era de 0,39021.

## 4 NATALIDADE E FECUNDIDADE

A natalidade refere-se a relação entre nascimentos vivos e população total. A fecundidade refere-se a relação entre nascimentos vivos e mulheres em idade reprodutiva. Ademais, não se deve confundir fecundidade com fertilidade. Esta diz respeito ao potencial reprodutivo das mulheres, enquanto aquela é o resultado concreto da capacidade reprodutiva. Quanto maior o controle exercido pelas mulheres sobre o tamanho de sua prole maior será a distância entre a fertilidade e a fecundidade. No entanto, mesmo numa situação com ausência de controle deliberado do número de filhos, o nível de fecundidade de uma população real será menor do que o da fertilidade. Início e freqüência das relações sexuais e perdas fetais são alguns exemplos de fatores que tornam os níveis divergentes.

### 4.1 Taxa Bruta de Natalidade (TBN)

A natalidade é medida através da **TBN, que** é definida como a relação entre o número de crianças nascidas vivas durante um ano e a população total. Usualmente esta relação é expressa por mil habitantes.

$$TBN_j = \frac{N_j}{Q_j}1000 \tag{15}$$

onde $N_j$ é o número de nascidos vivos durante o ano j.

Tal como no caso da TBM, ao se calcular a TBN adota-se no denominador a população total no meio do ano, como uma aproximação do número de pessoas-ano. Podemos determinar a TBN por sexo, relacionando os respectivos números de nascimento e população.

A TBN depende da maior ou menor intensidade com que as mulheres têm filhos a cada idade, do número das mulheres em idade fértil, como proporção da população total, e da distribuição etária relativa das mulheres dentro do período reprodutivo. Portanto, não é um bom indicador para se analisar diferenciais de níveis de fecundidade entre populações.

Diferentemente da TBM, a TBN não é medida de risco, pois nem todas as pessoas incluídas no denominador estão sujeitas a se tornarem pais ou mães no ano em questão. Neste campo, a medida de risco é dada pelas taxas de fecundidade.

### 4.2 Taxa de Fecundidade Geral (TFG)

A TFG é o quociente, num determinado ano (j), entre o número de nascidos vivos e a população feminina dentro do período reprodutivo ou em idade fértil. Usualmente, considera-se idade fértil da população feminina a faixa de 15 a 49 anos.

$$TFG_j = \frac{N_j}{{}_{35}Q_{15,f,j}} \tag{16}$$

onde ${}_{35}Q_{15,f,j}$ é o número de mulheres de 15 a 49 anos. A idade 15 corresponde ao limite inferior do intervalo de idade e 35 a amplitude do intervalo.

A TFG depende da maior ou menor intensidade (risco) com que as mulheres têm filhos a cada idade, assim como da distribuição etária proporcional das mulheres dentro do intervalo de 15 a 49 anos de idade. Analogamente a TBN, a TFG não é uma boa medida para se comparar diferenciais de níveis de fecundidade entre populações cujas distribuições etárias das mulheres em idade fértil sejam diferentes.

### 4.3 Taxa Especifica de Fecundidade (TEF)

A TEF por idade da mulher refere-se ao quociente, em um determinado ano, entre o número de nascimentos vivos de mães em uma determinada idade ou grupo etário e o número de mulheres nesta mesma idade ou grupo etário *(x, x+n).*

$${}_nTEF_{x,j} = \frac{{}_nN_{x,j}}{{}_nQ_{x,f,j}} \tag{17}$$

Quando não houver nenhuma outra qualificação, incluemse no numerador da TEF todos os nascimentos provenientes de todas as mulheres do grupo etário pertinente, assim como no denominador todas as mulheres do mesmo grupo. Com as necessárias adequações no numerador e/ou no denominador, pode-se obter TEFs mais refinadas. Assim, podemos ter: taxa específica por idade e estado conjugal, por sexo, por ordem de nascimento *etc.*

Até o momento nos referimos à fecundidade, sempre em relação a população feminina em idade fértil. Conceitualmente, não seria difícil considerar a fecundidade em relação à população masculina.

No entanto, devido ao fato de ser bem mais longo o período fértil masculino, bem mais indefinido o limite superior deste período e pela menor certeza sobre a paternidade da criança, usualmente as taxas de fecundidade referem-se a população feminina de risco.

Ainda que se possa obter TEFs por idade individual das mulheres, o mais comum é calculá-las ou estimá-las por grupos etários qüinqüenais, iniciando em 15-19 e terminando em 45-49 anos.

### 4.4 Taxa de Fecundidade Total (TFT)

Para se avaliar e comparar níveis de fecundidade é bastante difícil trabalhar com um conjunto de sete TEFs qüinqüenais para cada população em estudo. Para tal, geralmente, usa-se a TFT.

A TFT corresponde ao número médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo. Como a TEF refere-se ao número médio de filhos que uma mulher de uma determinada idade teria em um ano, vê-se que a TFT depende do conjunto de TEFs:

$$TFT_j = n\sum_x {}_nTEF \tag{18}$$

Multiplica-se o somatório das TEFs por n (amplitude do intervalo de idade) porque a TEF corresponde aos nascimentos por mulher durante 1 ano e cada mulher vive dentro de cada intervalo n anos. Se os grupos etários das mulheres forem qüinqüenais, a TFT será representada por:

$$TFT_j = 5\sum_x {}_5TEF \tag{19}$$

A TFT, em um determinado ano j, de uma população em que a fecundidade manteve-se constante pelo menos nos últimos 35 anos e que não se modificará no futuro, corresponderá também a TFT a ser concretamente experimentada por qualquer das gerações de mulheres que compõem a população feminina em idade fértil no ano j. Se a fecundidade não for constante, a TFT do ano j será diferente daquelas das gerações componentes. Neste caso, interpretamos a TFT do ano j como o número médio de filhos nascidos vivos por mulher de uma geração hipotética que, ao atravessar todo o período reprodutivo, vivenciasse o conjunto das TEFs observadas no ano j. Na TFT não são levadas em consideração aquelas mulheres que falecem antes do término do período reprodutivo, nem os filhos que porventura tenham tido.

Um aspecto a se chamar a atenção quanto a TFT é que ela não é influenciada pela distribuição etária das mulheres da população a qual se refere, pois a TFT é construída a partir das TEFs, que correspondem as médias de nascimentos vivos por mulher nos diversos grupos etários. As TFTs de diferentes populações podem ser usadas para comparação de níveis de fecundidade, pois dependem apenas das TEFs e não dependem das distribuições etárias concretas.

Para exemplificar as diversas taxas discutidas nesta seção, são apresentados na Tabela 2 os dados de nascidos vivos e de população feminina em idade fértil do Rio Grande do Sul para o ano de 1980. Os nascidos vivos referem-se aqueles ocorridos e registrados em cartório em 1980 e a população corresponde aquela residente, estimada para 1° de julho de 19805 a partir dos dados censitários de 1970 e 1980[5]. As verdadeiras taxas estarão subestimadas, pois não foram incluídas as crianças registradas como nascidas vivas de mulheres com menos de 15 e mais de 50 anos (valores desprezíveis), assim como não se corrigiu por sub-registro de nascimentos, o qual é pequeno no Rio Grande do Sul.

Aceitando as estimativas como corretas, a guisa de interpretação pode-se afirmar que no Rio Grande do Sul, em 1980, em média por mulher entre 15 e 19 anos houve 0,0526 nascimento vivo (ou 52,6 nascidos vivos de cada 1000 mulheres), e por mulher de 25 a 39 anos 0,1427 nascimento vivo, que foram as TEFs para estes grupos etários. A TFT foi de 2,6015, o que significa o número médio de nascidos vivos por mulher ao término do período fértil de uma geração hipotética, se esta experimentasse no decorrer de sua vida reprodutiva as taxas correntes de fecundidade observadas no Rio Grande do Sul em 1980. A

[5] Adotou-se, para a estimativa, o mesmo procedimento mostrado na nota 2.

TGF de 0,0836 está a indicar que, naquele ano, de cada mil mulheres em idade reprodutiva nasceram 83,6 crianças vivas.

A população total do Rio Grande do Sul estimada para 1° de julho de 1980 era de 7.753.921 pessoas. O total de nascimentos vivos observado, conforme Tabela 2, foi de 173.960. Consequentemente, a TBN para aquele ano teria sido de 22,44 por mil. Para cada mil pessoas da população naquele ano teriam nascido 22,44 crianças.

**Tabela 2**

TAXAS ESPECÍFICAS DE FECUNDUDADE,

DE FECUNDIDADE GERAL E DE FECUNDIDADE TOTAL (TFT)

RIO GRANDE DO SUL, 1980

| **Grupo etário** | **População feminina (1/7/80)** | **Nascidos vivos (ambos os sexos)** | **Taxa específica de fecundidade (TEF)** | **Taxa de fecundidade geral (TFG)** |
|---|---|---|---|---|
| 15-19 | 447.604 | 23.542 | 0,0526 | - |
| 20-24 | 398.691 | 54.676 | 0,1371 | - |
| 25-29 | 337.085 | 48.114 | 0,1427 | - |
| 30-34 | 278.654 | 28.762 | 0,1032 | - |
| 35-39 | 231.700 | 13.602 | 0,0587 | - |
| 40-44 | 206.117 | 4.601 | 0,0223 | - |
| 45-49 | 180.169 | 663 | 0,0037 | - |
| 15-49 | 2.080.020 | 173.960 | - | 0,0836 |
| TFT | - | - | 2,6015 | - |

Fontes: Dados elaborados a partir de: ESTATÍSTICA DO REGISTRO CIVIL, 1980 e 1981. Rio Janeiro: IBGE; Censo demográfico: dados gerais, migração, fecundidade, mortalidade, Rio Grande do Sul. Rio de Janeiro: IBGE 1982. (IX Recenseamento Geral do Brasil, 1980, v.1, t. 4, n. 22)

## 5 ESTRUTURA ETÁRIA E DINAMICA DA POPULAÇÃO

A composição da população por idade e sexo, apesar de ser incluída entre os aspectos estáticos da população, na realidade é reflexo da historia da dinâmica populacional, desde um passado relativamente longínquo. O número de pessoas de uma população fechada, em uma determinada idade x, é a resultante do número de nascimentos que ocorreram x anos atrás e dos níveis de mortalidade aos quais estes indivíduos estiveram sujeitos desde que nasceram. Assim, o número de mulheres com 35 anos de uma população fechada, onde houvesse ocorrido um censo em 1° de julho de 1980, dependerá do número de meninas nascidas ente 1° de julho de 1944 e 1° de julho de 1945 e das mortes que ocorreram entre elas desde o nascimento até 1° de julho de 1980, data de referência do censo. Por sua vez, o número de Filhos sobreviventes dessas mulheres na data do censo de 1980, que farão parte da população de 0 a 19 anos, dependerá da fecundidade experimentada por essas mulheres desde que entraram no período reprodutivo e da mortalidade diferencial por idade, de 0 a 19 anos, a que estiveram sujeitos os seus filhos desde o nascimento até a data do recenseamento.

Uma forma bastante ilustrativa de representar a estrutura da população por idade e sexo é através da pirâmide etária. O eixo horizontal de uma pirâmide etária representa o número absoluto ou a proporção da população, enquanto o eixo vertical representa os grupos etários. O lado direito do eixo horizontal é destinado a representação do contingente ou proporção de mulheres e o esquerdo, dos homens. Quando se tratar de proporções, ao invés de numero absolutos, deve-se tomar como base o total da população e não o total de cada sexo.

O nome pirâmide vem da configuração piramidal da distribuição etária típica de regiões que vivenciaram alta fecundidade no passados[6]. Quando tem base larga e ápice estreito, a pirâmide retrata uma população bastante jovem. Na medida em que a fecundidade declina, menos crianças nascem e a base da pirâmide vai se estreitando, com uma tendência a forma retangular, característica de uma população envelhecida. Em casos extremos, pode tomar uma forma "bojuda", com bases mais estreitas do que as partes imediatamente superiores. A pirâmide do Brasil em 1970 (Gráfico 1) é bastante típica de fecundidade alta e quase constante no passado, apesar de já apresentar reflexos da queda da fecundidade que se iniciou na segunda metade da Década dos 60.

---

[6] Estudos teóricos e empíricos tem mostrado que o nível de fecundidade, muito mais do que o de mortalidade, 'e um determinante decisivo no formato da pirâmide etária.

Note que a base da pirâmide (0 a 4 anos) é relativamente estreita, comparada as outras faixas de idade.

A pirâmide etária da população brasileira em 1980 (Gráfico 2) é bastante ilustrativa para mostrar a ligação entre fecundidade, natalidade e distribuição etária. A fecundidade caiu significativamente entre 1970 e 1975, e depois manteve-se aproximadamente constante até o final da década. A primeira vista poderia se esperar a base da pirâmide, correspondente ao grupo de 0 a 4 anos de idade, menor do que o realmente observado. O fato de, entre 1975 e 1980, ter havido aumento significativo do número de mulheres em idade reprodutiva (em torno de 3% ao ano) e estabilidade do nível da fecundidade levou a um aumento de nascimentos no mesmo período, e a uma população de 0 a 4 anos, em 1980, relativamente grande, se comparada aquela de 5 a 9 anos.

A pirâmide etária de 1991 (Gráfico 3), quando comparada a de 1980 (Gráfico 2), mostra não somente o impacto sobre a estrutura por idade do declínio da fecundidade ocorrido até 1980, através da diminuição nas proporções dos grupos etários qüinqüenais entre 10 e 25 anos, mas também indica que o descenso da fecundidade continuou durante os anos 80, pois houve significativa queda nas proporções dos grupos 5 a 9 e 0 a 4 anos. O fato deste grupo, em 1991, contar com menos pessoas do que o de 5 a 9 anos está a indicar que teria ocorrido no segundo quinquênio dos anos 80 uma aceleração no declínio da fecundidade, o qual mais do que contrabalançou o aumento do número absoluto das mulheres em idade reprodutiva.

Para ilustrar ainda mais as mudanças na estrutura por sexo e idade de uma população que experimente por muito tempo declínio da fecundidade, lançamos mão de projeções para o Brasil até o ano 2020. Assim, apresentamos as pirâmides construídas a partir de projeções elaboradas para os anos de 2000 e 2010 e 2020 - Gráficos 4, 5 e 6.

Note-se que a tendência das pirâmides a forma retangular começa a se configurar, tornando-se bastante evidente em 2020. Diminuem-se, através do tempo, as proporções relativas aos jovens, compensadas com o aumento do peso dos grupos referentes as idades mais avançadas.

**Gráfico 1**

BRASIL
PIRÂMIDE ETÁRIA
DA POPULAÇÃO
1970

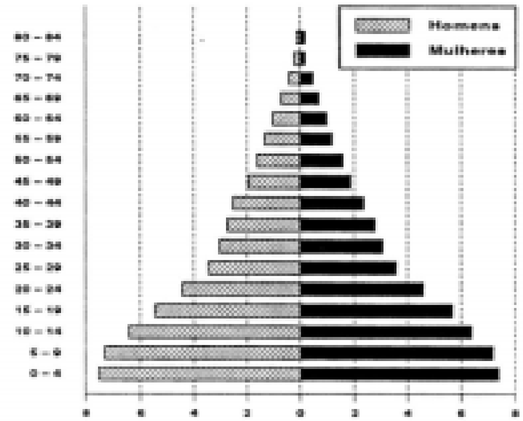



**Gráfico 2**

BRASIL
PIRÂMIDE ETÁRIA
DA POPULAÇÃO
1980

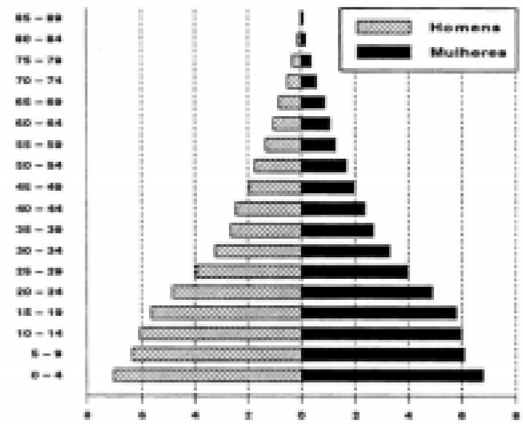
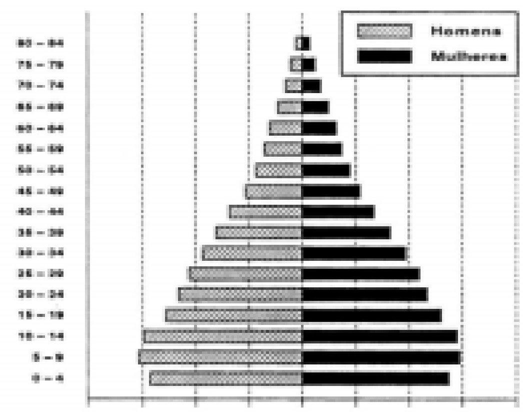



**Gráfico 3**

BRASIL
PIRÂMIDE ETÁRIA
DA POPULAÇÃO
1991




Fontes: IBGE. Censos Demográficos de 1970, 1980 e 1991.

**Gráfico 4**

BRASIL
PIRÂMIDE ETÁRIA
DA POPULAÇÃO
2000

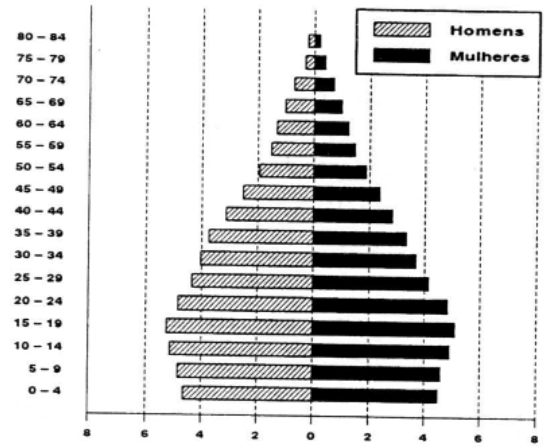



**Gráfico 5**

BRASIL
PIRÂMIDE ETÁRIA
DA POPULAÇÃO
2010

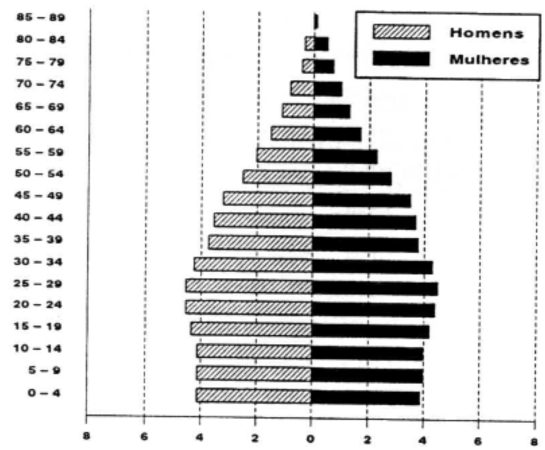
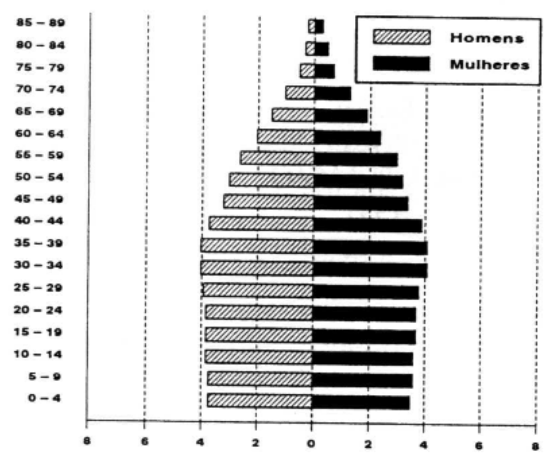



**Gráfico 6**

BRASIL
PIRÂMIDE ETÁRIA
DA POPULAÇÃO
2020




Fonte: IBGE/DEPIS. *Projeção da População do Brasil para o período 1980-2020.* 1997. (Documento interno).

# 6 REPRODUÇÃO

No estudo da reprodução, com o sentido de reposição, compara-se o tamanho da geração das filhas com o da geração de mulheres a qual pertencem as mães, ou da geração dos filhos com o da geração dos homens a qual pertencem os pais. Como já foi visto, por razões práticas, usualmente trabalha-se apenas com o sexo feminino.

A TFT pode ser interpretada como a relação entre o total de filhos nascidos vivos de mães sobreviventes no final do período reprodutivo e o tamanho, neste mesmo momento, da geração de mulheres a qual pertencem suas mães. Entretanto, dentro da nossa conceituação, ela não seria propriamente uma medida de reprodução, uma vez que nelas estão incluídos nascimentos de crianças do sexo masculino.

## 6.1 Taxa Bruta de Reprodução (TBR)

Uma medida semelhante a TFT, e que apreende o conceito de reprodução, é a TBR. Ela corresponde ao número médio de filhas nascidas vivas de mulheres sobreviventes no final do período reprodutivo, mulheres essas pertencentes a uma geração que experimente um determinado conjunto de TEFs. Neste caso, as TEFs referem-se apenas aos nascimentos de crianças do sexo feminino (TEFsf). Podemos representar a TBR, a semelhança da formula (20), por:

$$TBR_j = n\sum_n TEF_{x,f} \qquad (20)$$

Quando não há dados de nascimentos separados por sexo, lança-se mão de estimativas da Razão de Sexo ao Nascer (RSN), que corresponde ao quociente entre o número de nascimentos de crianças do sexo masculino e do sexo feminino. Este índice é sempre muito estável dentro da mesma população, e normalmente varia entre 1,02 e 1,06. No Brasil, está em torno de 1,05. Assim:

$$TRB = n\sum_{x} {}_{n}TEF_{x,f}$$

$$= \frac{1}{1 = RSN} n\sum_{x} {}_{n}TEF_{x}$$

$$= \frac{1}{1 + RSN} TFT \qquad (21)$$

O fator [1/(1+RSN)] é a proporção de nascimentos de crianças do sexo feminino no total de nascimentos.

Se se dispuser das TEFs experimentadas por uma geração de mulheres, a partir delas pode-se calcular a TBR de uma coorte real. Por outro lado, ao se calcular a TBR através das TEFs observadas (correntes) em um determinado ano, ela se referirá a experiência de uma geração hipotética de mulheres que, ao atravessar o período reprodutivo, se submetesse aquele con3unto de taxas correntes de fecundidade.

Os dados da Tabela 3 permitem calcular a TBR para o Estado do Rio Grande do Sul, em 1980. O somatório das $TEFs_f$ do Rio Grande do Sul para 1980 (0,2546) multiplicado por 5, corresponde a TBR (1,273) do Estado para aquele ano. Se não fossem disponíveis os dados de nascimento desagregados por sexo, conseguir-se-ia uma boa aproximação multiplicando a TFT por 1/(1+1,05), resultando uma estimativa de 1,269.

Estes valores da TBR significam que se uma geração de mulheres experimentasse as $TEFs_f$ observadas no Rio Grande do Sul em 1980, ao final do período reprodutivo, em média, teria dado a luz a aproximadamente 1,27 meninas nascidas vivas.

Uma TBR maior do que a unidade não significa que necessariamente a geração das filhas seja maior do que a geração de mulheres a qual pertencem as mães, porque, na TBR são incluídas apenas as mulheres que sobrevivem ao final do período reprodutivo.

**Tabela 3**

PROCEDIMENTOS PARA O CÁLCULO
DA TAXA BRUTA DE REPRODUÇAO (TBR)
RIO GRANDE DO SUL, 1980

| Grupo etário | População feminina (1/7/80) | Nascidos vivos (femininos) | Taxas específicas de fecundidade feminina |
|---|---|---|---|
| 15 -19 | 447604 | 11474 | 0,0256 |
| 20-24 | 398691 | 26666 | 0,0669 |
| 25-29 | 337085 | 23663 | 0,0702 |
| 30-34 | 278654 | 13975 | 0,0502 |
| 35-39 | 231700 | 6711 | 0,0290 |
| 40-44 | 206117 | 2254 | 0,0109 |
| 45-49 | 180169 | 334 | 0,0019 |
| TBR | | | 1,2731 |

Fontes: Dados elaborados a partir de ESTATISTICAS do Registro Civil, 1980. Rio de Janeiro, v. 7,1981; CENSO DEMOGRAFICO: dados gerais, migração, fecundidade, mortalidade, Rio Grande do Sul. Rio de Janeiro : IBGE, 1982. (IX Recenseamento Geral do Brasil, 1981, v. 1, t. 4, n. 22).

### 6.2 Taxa Liquida de Reprodução (TLR)

Ao se estudar a que nível uma geração de filhas recém-nascidas (idade zero) substitui a geração de mulheres a qual pertencem as mães, tendo em vista analisar a capacidade de reposição de uma determinada população, o tamanho da geração das mães deveria ser tornado também na idade zero, a não ser que não houvesse mortalidade feminina até o final do período reprodutivo. Neste caso, o tamanho da geração não variaria com a idade. Consequentemente, a TBR não é uma boa medida para este tipo de analise, uma vez que em qualquer população morre-se em toda e qualquer idade.

A TLR leva em consideração a mortalidade feminina, pois relaciona com o tamanho inicial da geração das mães (idade zero) o número de filhas nascidas vivas de uma geração de mulheres submetida a um determinado conjunto de $TEFs_f$, e de $TEMs_f$, (Taxas Específicas de Mortalidade Feminina).

Suponha-se uma primeira geração constituída de *to* meninas nascidas no mesmo momento (tamanho inicial) e que até alcançar a idade de 50 anos experimentasse um conjunto de TEMs e um conjunto de TEFs. Ao final do período reprodutivo, o número de nascidas vivas, filhas das mulheres da primeira geração, vai depender do número de mulheres-ano da primeira geração em cada grupo etário do período reprodutivo, e das $TEFs_f$ nesses grupos de idade. O número de mulheres-ano, dado pelos ${}_nL_{x,\,f}$ da tabela de sobrevivência, dependerá das $TEMs_f$ entre o nascimento e a idade x+n. Por exemplo, o número de meninas nascidas de mães da primeira geração entre as idade 20 e 24 será dado por ${}_{50}L_{20,\,f}\,.\,{}_5TEF_{20,\,f}$.

Ao se dividir o total de filhas nascidas vivas, componentes da segunda geração, pelo tamanho inicial da primeira (geração das mães) se terá o grau de reposição de uma geração pela outra.

Pode-se representar a TLR por:

$$TRL = \sum_x \frac{{}_nL_{x,,f}\,.\,{}_nTEF_{x,f}}{1_{0,f}} \qquad (22)$$

Caso existam as informações sobre as TEMs e TEFs experimentadas por uma coorte real de mulheres, se terá a TLR de uma coorte real. Se a TLR for calculada a partir de TEMs e TEFs de um determinado ano, corresponderá a TLR de uma geração hipotética de mulheres submetidas a estas taxas.

O exemplo a seguir refere-se a uma geração hipotética de mulheres que experimente desde o nascimento até o final do período reprodutivo as $TEMs_f$ e $TEFs_f$ observadas no Rio Grande do Sul em 1980. Os dados são apresentados na Tabela 4.

Parte com uma geração inicial de 1000 recém-nascidas ( $l_{f,o}$), que é submetida as taxas correntes de mortalidade do Rio Grande do Sul, em 1980. Quando esta geração alcança o início do período reprodutivo (15 anos de idade) é composta de 955 mulheres, pois 45 faleceram. A partir deste momento passam a ter riscos de dar a luz, riscos estes representados pelas $TEFs_f$, além de continuarem sob o risco de morrer.

Entre as idade de 15 e 20 anos, dão a luz a 122 meninas, entre 20 e 25 anos a 318 meninas, e assim por diante. Das 1000 mulheres da geração inicial, 955 entram na idade reprodutiva e apenas 890 completam 50 anos. Desta gerarão nascem um total de 1200 meninas.

**Tabela 4**

PROCEDIMENTOS PARA OBTENÇÃO
DA TAXA LÍQUIDA DE REPRODUÇÃO (TLR)
RIO GRANDE DO SUL, 1980

| Grupo etário | Tabela de sobrevivência | | Taxas específicas de fecundidade feminina ($_nTEF_{x,f}$) | ($_nL_{x,f}$). ($_nTEF_{x,f}$) |
|---|---|---|---|---|
| | Sobreviventes idade X ($1_{x,f}$) | Mulheres-ano ($_nL_{x,f}$) | | |
| 0-4 | 1000 | 4845 | - | - |
| 5-9 | 959 | 4788 | - | - |
| 10-14 | 957 | 4778 | - | - |
| 15-19 | 955 | 4765 | 0,0256 | 122 |
| 20-24 | 951 | 4748 | 0,0669 | 318 |
| 25-29 | 948 | 4724 | 0,0702 | 332 |
| 30-34 | 942 | 4698 | 0,0502 | 236 |
| 35-39 | 938 | 4649 | 0,0290 | 135 |
| 40-44 | 922 | 4584 | 0,0109 | 50 |
| 45-49 | 911 | 4500 | 0,0019 | 9 |
| TOTAL | - | - | - | 1200 |
| TLR | - | - | - | 1,20 |

Fonte: Dados elaborados a partir de: ESTATISTICAS DE MORTALIDADE, Brasil, 1980. Brasília: Ministério da Saúde, 1984; Tabela 3.

Aos menos avisados, poderia surgir a idéia de que para que houvesse uma reposição perfeita da geração inicial pela geração de suas filhas, seria suficiente o nascimento de apenas 890 meninas, número das mulheres da primeira geração ao término do período reprodutivo. Isto seria um equívoco, pois para que haja uma reposição perfeita é necessário que o total de nascidas vivas da primeira geração corresponda ao tamanho inicial desta geração. No exemplo dado (Tabela 4) seria necessário que nascessem 1000 meninas. Como nasceram 1200, significa que a segunda geração é maior do que a primeira em 20%, o que é indicado claramente pela TLR de 1,2, no caso em estudo. Esta taxa significa que, mantidas constantes as $TEMs_f$ e $TEFs_f$ observadas em 1980 no Rio Grande do Sul, cada geração de recém-nascidas seria substituída por uma geração de filhas 20% maior.

# 7 TAXA INTRINSECA DE CRESCIMIENTO E POPULAÇÃO ESTÁVEL

## 7.1 Taxa Intrínseca de Crescimento

Em uma população fechada, em um determinado ano a taxa corrente de crescimento da população feminina será dada pela diferença entre as taxas brutas de natalidade e mortalidade ($TBM_f$-$TBN_f$) Como visto anteriormente, estas taxas brutas dependem das $TEMs_f$ e $TEFs_f$, assim como da distribuirão etária proporcional da população no ano em questão.

Na discussão sobre a TLR, viu-se que ela depende apenas das $TEMs_f$ e $TEFs_{f.}$ Sendo a TLR maior do que um, necessariamente cada geração de filhas será maior do que a geração das mães, o que levará logicamente a um crescimento no longo prazo, desde que se mantenha como uma população fechada. Vê-se que é possível, em uma situação concreta, uma taxa de crescimento corrente negativa em um determinado ano, porém com $TEMs_f$ e $TEFs_f$ tais que produzam uma TLR maior do que um, o que levaria, no longo prazo, *coeteris paribus*, a um crescimento positivo. Tal aparente paradoxo só pode ser explicado pela distribuição etária proporcional no ano em questão, da qual dependem as $TBMs_f$ e $TBNs_f$, o que não acontece com a TLR.

Matematicamente pode-se comprovar que em uma população fechada, dado um conjunto de TEMs e de TEFs, qualquer que seja a distribuição etária inicial da população em questão, desde que haja um contingente de mulheres que esteja em idade fértil ou que no futuro entrará no período reprodutivo, se as taxas específicas se mantiverem constantes, mais cedo ou mais tarde se chegará a uma população com as seguintes características: a) distribuição etária proporcional constante; b) TBMs e TBNs constantes e, consequentemente, c) taxa de crescimento constante.

### 7.2 População Estável

A população com as características acima é denominada, em Demografia, População Estável. Conforme exposto, chega-se a uma população estável a partir da fixação do conjunto das TEMs e TEFs. Tal conjunto, como também já visto, define uma TLR. Se esta for maior do que a unidade, levará necessariamente, no longo prazo, a um crescimento positivo da população; se igual a unidade, a um crescimento nulo, e, se menor do que a unidade, a um crescimento negativo. E clara a relação entre a TLR e a taxa de crescimento da população estável. Esta taxa de crescimento chama-se Taxa Intrínseca de Crescimento (TIC) da população. Em qualquer população e qualquer momento existe um conjunto de TEM e TEF, o qual define uma determinada TLR, a qual está relacionada uma determinada TIC e uma determinada população estável. Esta só será atingida, na prática, se mantidas constantes as taxas específicas de fecundidade e mortalidade e se não houver fluxos migratórios.

## 8 QUASE-ESTABILIDADE E DESESTABILIZAÇÃO

Continuando ainda a pensar em uma população fechada, em qualquer momento sua distribuição etária proporcional é a resultante do comportamento da fecundidade e da mortalidade no passado. No entanto, a mortalidade tem apenas um papel secundário, pois a grande definidora da distribuição etária proporcional de uma população fechada é a fecundidade do passado. Se a fecundidade manteve-se alta no passado, a distribuição etária conseqüente será jovem, quaisquer que tenham sido os níveis da mortalidade. Será mais envelhecida, se a fecundidade tiver sido menor.

Nas situações concretas em que a fecundidade do passado manteve-se basicamente constante, tem-se normalmente uma população de estrutura etária aproximadamente constante, independentemente do comportamento da mortalidade. Nesta situação a população é denominada quase-estável. Nestas circunstâncias, a taxa corrente de crescimento da população torna-se bem próxima da sua taxa intrínseca.

Se em uma situação de quase-estabilidade inicia-se um significativo declínio da fecundidade, tem-se um processo de desestabilização da distribuição etária, com divergências crescentes entre as taxas corrente e intrínseca de crescimento. Apenas após a fecundidade novamente estabilizar-se, a população tenderá de novo a tornar-se quase-estável, com aproximação entre as taxas corrente e intrínseca.

No Brasil, até o final da Década dos 60 o nível de fecundidade manteve-se aproximadamente constante, com queda significativa de mortalidade a partir da Década dos 40. Como os fluxos migratórios internacionais eram de pequena monta, havia as condições para a quase-estabilidade de sua população.

Entre 1940 e 1970 a distribuição etária proporcional da população brasileira praticamente não se modificou. A população abaixo de 20 anos permaneceu sempre entre 52 e 53% da população total e aquela acima de 65 anos entre 2,4 e 3,1%. Claramente, uma situação de quase-estabilidade.

A grande semelhança entre a distribuição etária da população recenseada em 1970 e a da população estável definida pelas taxas específicas de fecundidade e mortalidade do período 1960/70 pode ser constatada na Tabela 5 e no Gráfico 7, parte a. Também na Tabela 5, vê-se a quase identidade entre a taxa média anual de crescimento da população na Década dos 60 e a taxa intrínseca de crescimento (2,8 e 2,7%, respectivamente). Apesar do significativo declínio da mortalidade durante as três décadas anteriores, como a fecundidade manteve-se basicamente constante, tem-se em 1970 uma situação de quase-estabilidade, com muita semelhança entre a distribuição etária proporcional da população real e aquela da população estável, assim como entre as taxas real e intrínseca de crescimento.

Durante a Década dos 70 houve sensível declínio da fecundidade no Brasil, com a TFT caindo de 5,8 para 4,4. Começa-se então um processo de desestabilização em sua estrutura etária, distanciando-se da situação de quase-estabilidade. Isto fica claro na Tabela 5 e Gráfico 7, no que se refere a 1980 e 1991. A taxa média anual de crescimento observada entre 1970 e 1980 foi de 2,4%, enquanto a intrínseca era de 2,1%. Já na década seguinte, enquanto a taxa anual de crescimento passou para 1,9%, a intrínseca caiu para 0,9% ao ano. A distribuição etária proporcional da população observada nos grupos etários mais jovens era consistentemente maior do que a da estável, acontecendo 0 oposto nas idades avançadas. A distribuição etária da população estável estava a indicar o caminho futuro da população brasileira: o seu envelhecimento relativo.

## Tabela 5

DISTRIBUIÇÃO ETÁRIA PROPORCIONAL
DAS POPULAÕES ESTAVEL E OBSERVADA
BRASIL, 1970 E 1980

| Grupo Etário | 1970 | | 1980 | | 1991 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Estável | Observada | Estável | Observada | Estável | Observada |
| 0-4 | 16,6 | 15,5* | 13,6 | 14,3* | 9,5 | 11,6* |
| 5-9 | 13,8 | 14,4 | 12,0 | 12,6 | 9,0 | 11,8 |
| 10-14 | 11,9 | 12,7 | 10,8 | 11,9 | 8,6 | 11,6 |
| 15-19 | 10,3 | 10,9 | 9,7 | 11,3 | 8,2 | 10,2 |
| 20-24 | 8,8 | 8,8 | 8,6 | 9,6 | 7,8 | 9,2 |
| 25-29 | 7,5 | 6,9 | 7,7 | 7,9 | 7,4 | 8,6 |
| 30-34 | 6,4 | 6,0 | 6,8 | 6,4 | 7,0 | 7,5 |
| 35-39 | 5,4 | 5,4 | 6,0 | 5,3 | 6,6 | 6,4 |
| 40-44 | 4,5 | 4,9 | 5,3 | 4,8 | 6,2 | 5,3 |
| 45-49 | 3,7 | 3,8 | 4,6 | 3,9 | 5,8 | 4,2 |
| 5054 | 3,1 | 3,2 | 3,9 | 3,4 | 5,3 | 3,5 |
| 55-59 | 2,5 | 2,5 | 3,2 | 2,6 | 4,8 | 2,9 |
| 60-64 | 1,9 | 1,9 | 2,6 | 2,0 | 4,2 | 2,5 |
| 65-69 | 1,4 | 1,3 | 2,0 | 1,7 | 3,6 | 1,9 |
| 70+ | 2,1 | 1,8 | 3,2 | 2,3 | 6,2 | 2,9 |
| Total | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| Taxa de crescimento | 2,7** | 2,8*** | 2,1** | 2,4*** | 0,9** | 1,9*** |

Fontes: CARVALHO, J. A. M. de. O tamanho da população brasileira a sua distribuição etária: uma visão prospectiva. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 6, 1988, Olinda. Anais. Belo Horizonte : ABEP, 1988. v. 1, p. 37-66; CARVALHO, J. A. M. de. Crescimento populacional e estrutura demográfica no Brasil. Belo Horizonte : CEDEPLAR/ UFMG. mimeo.

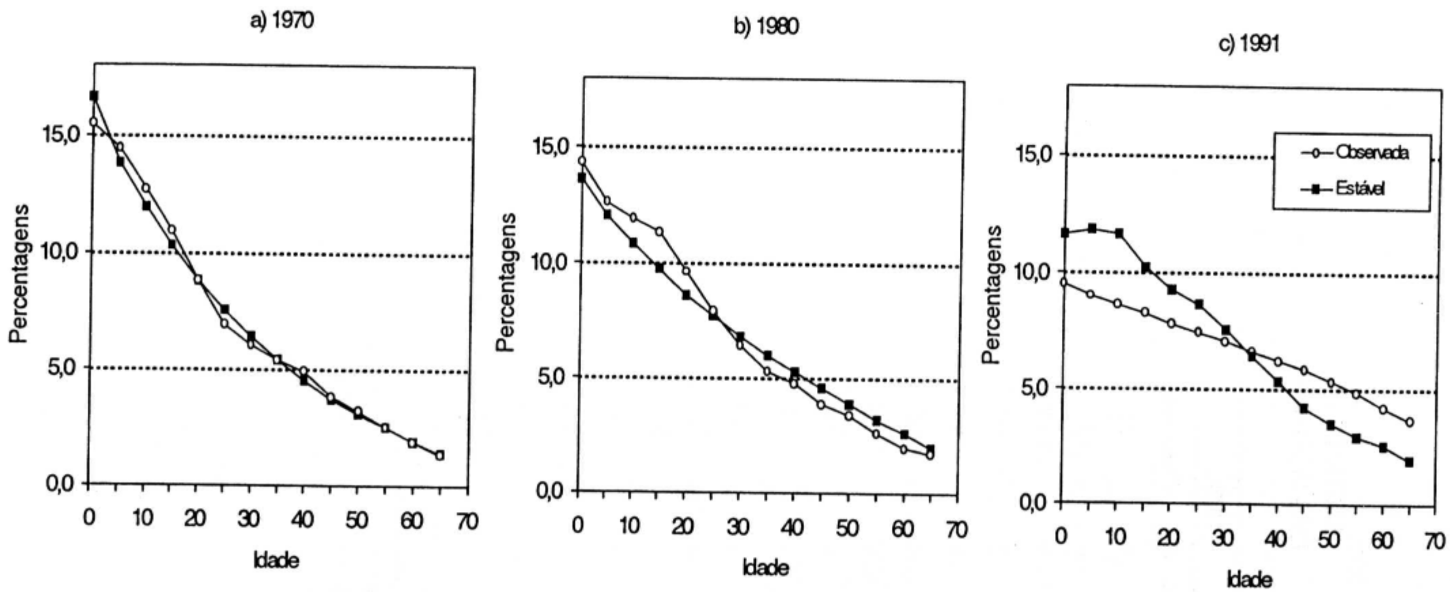
Notas: * população enumerada foi corrigida com um aumento de 5%.

** taxa intrínseca de crescimento anual.

***taxa media anual da década (observada).

**Gráfico 7**

BRASIL, 1970/80/91: DISTRIBUIÇÃO ETÁRIA




Fontes: População Observada: Dados básicos de Censos Demográficos, Brasil 1970, 1980 e 1991.
População Estável: CARVALHO, J. A. M. *Crescimento populacional e estrutura demográfica no Brasil*. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1993.

Como visto anteriormente, a distribuição etária proporcional de Como visto anteriormente, a distribuição etária proporcional de uma população fechada é resultante do comportamento passado (durante aproximadamente os últimos 80 anos) da fecundidade e da mortalidade. Isto significa que, no caso brasileiro, toda a parte da pirâmide etária correspondente a população nascida antes do declínio da fecundidade (em 1980, aquela com mais de 10 anos; em 1990, aquela com mais de 20 anos *etc.)* pertence a uma pirâmide originariamente de base larga. Este tipo de distribuição etária leva a uma TBN maior do que aquela da população estável enquanto houver mulheres em idade reprodutiva pertencentes a gerações nascidas antes do declínio da fecundidade. Daí, o distanciamento entre taxas observada e intrínseca de crescimento, o que produz um aumento, no curto prazo, "artificialmente" alto da população. Este fenômeno é conhecido como "a inércia do crescimento demográfico".

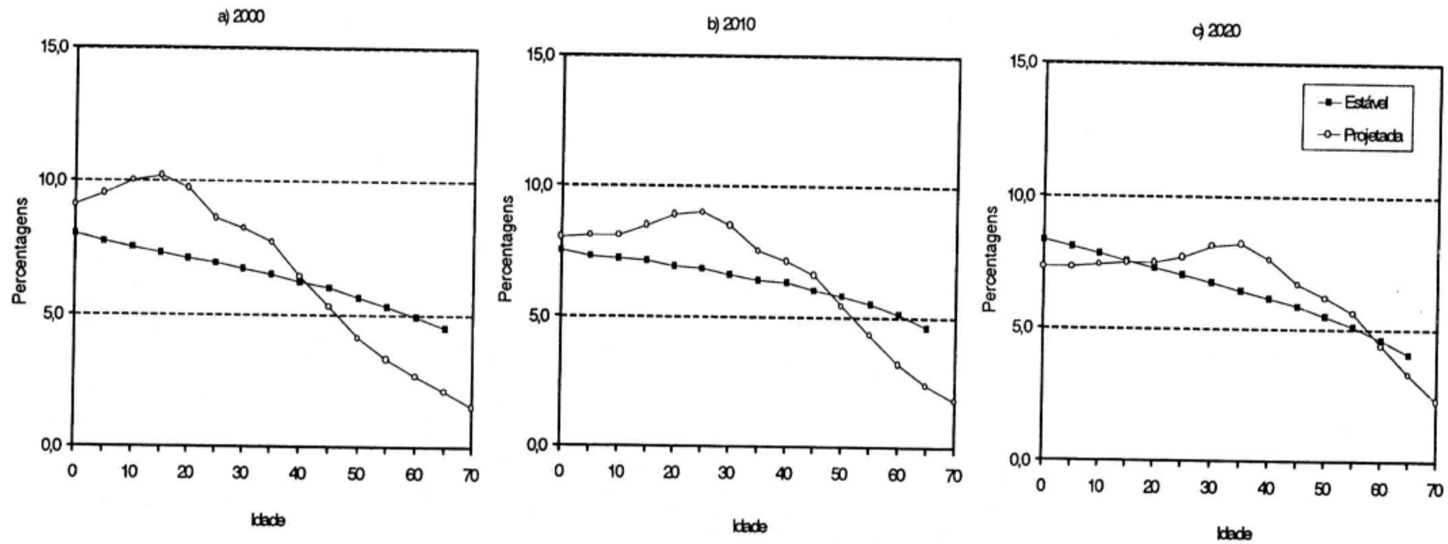
O afastamento entre a taxa real de crescimento e a intrínseca continuará a aumentar, enquanto não houver a reversão do processo de distanciamento entre a distribuição etária da população real e a da estável.

Para se poder visualizar o que acontecerá com a população brasileira nos próximos 30 anos, assim como para exemplificar o assunto ora desenvolvido, lançamos mão, novamente, de projeção da população brasileira para os anos de 2000, 2010 e 2020 (Gráfico 8). Comparando-se os Gráficos 7 e 8, observa-se um distanciamento crescente até o ano 2000, entre as distribuições "real" e a estável da população. Já no ano 2010, há indicação de início de reversão no processo de distanciamento entre as estruturas etárias. Até o ano 2020 haverá significativa divergência entre as taxas "real" e intrínseca de crescimento, que seriam de 1,5 e 0,4%, para 2000,1,3 e 0,3% para 2010, e 10 e 0,0% (zero por cento), para 2020.

As grandes diferenças entre as taxas "real" e intrínseca mostram que necessariamente, a não ser que haja uma recuperação significativa dos níveis de fecundidade no país, as taxas de crescimento da população brasileira tenderão para valores bem baixos. No entanto, essas taxas só serão plenamente alcançadas mais adiante no próximo século, devido a componente da distribuição etária originária do período de fecundidade alta (antes de 1970). Se não fosse por esse fenômeno, taxas anuais de crescimento da ordem de 0,5% já seriam provavelmente atingidas ao final deste século.

**Gráfico 8**

BRASIL, 2000/10/20:
DISTRIBUIÇÃO ETÁRIA PROPORCIONAL – POPULAÇÃO PROJETADA E ESTÁVEL




Fontes: População Projetada: IBGE/DEPIS. *Projeção da População do Brasil para o período 1980-2020*. 1997. (Documento interno).

População Estável: CARVALHO, J. A. M. O tamanho da população brasileira e sua distribuição etária. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULAICONAIS, 6, 1988, Recife. *Anais...* São Paulo: ABEP, 1988. p. 36-66.

CARVALHO, J. A. M. *Crescimento populacional e estrutura demográfica no Brasil*. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1993.

Em 1980, da população total do Brasil, 50,2% tinham menos de Em 1980, Em 1980, da população total do Brasil, 50,2% tinham menos de 20 anos e 4,0% acima de 65. Em 2020, segundo a projeção referida acima, deveremos ter 32% abaixo de 20 anos e 7,7% acima de 65. Este envelhecimento relativo da população só não será maior devido ao resíduo da distribuição etária (conseqüência da fecundidade alta antes de 1970). A população estável de 2020 está a nos indicar uma tendência a se atingir uma população total com 27,3% das pessoas com menos de 20 anos e 15,3% acima de 65 anos, proporções que serão necessariamente alcançadas em algum momento após 2020, a não ser que haja uma reversão improvável do declínio da fecundidade ou que os fluxos migratórios internacionais sejam de tal ordem e com características etárias tão seletivas que revertam aquela tendência.

## 9 PADRONIZAÇÃO

Como visto em relação a TBM e a TBN, não se pode comparar diferenciais de níveis (no caso, da mortalidade e da fecundidade) a partir de taxas brutas ou gerais. Em ambos os casos, esses níveis dependem muito da distribuição etária da população a que se referem. A mesma observação é válida para outras medidas-síntese, como a taxa bruta de atividade, a taxa liquida de migração total, a renda *per capita*, nas quais a variável estudada tem uma estreita relação com a idade.

Então, como podemos comparar diferenciais de níveis através de indicadores-síntese de diversos países ou regiões, ou ainda da mesma área, mas entre períodos de tempo distintos? Uma das maneiras seria eliminar o efeito da composição etária sobre os indicadores que desejamos comparar, ajustando-os segundo uma mesma distribuição etária padrão. Essa técnica, conhecida como padronização, pode ser processada direta (padronização direta) ou indiretamente (padronização indireta), dependendo das informações básicas disponíveis.

Discorreremos sobre a padronização por idade, mas é importante salientar que outros tipos de padronização podem também ser efetivados. Dentre eles, podemos citar as padronizações por sexo, por categorias ocupacionais e por níveis educacionais. Podemos, também, estimar padronização simultânea, envolvendo duas ou mais variáveis. Ou seja, podemos ter, por exemplo, padronização simultânea por idade e sexo, por idade, sexo e local de residência, por idade e estado civil, e assim sucessivamente.

A padronização permite controlar ou isolar o efeito de determinadas características que estejam afetando a comparação, através de medidas-síntese, dos níveis de uma variável entre populações diferentes.

### 9.1 Padronização direta

O cálculo de taxas brutas padronizadas por idade, pelo método direto, requer que se disponha do total de eventos, distribuídos por grupos de idade, e da distribuição etária das populações em estudo. De posse dessas informações, podemos estimar taxas específicas por idade que, aplicadas a uma distribuirão etária padrão, fornecerão taxas brutas padronizadas, que podem ser comparadas para análise de diferencial de níveis entre várias populações, ou para a mesma população, ao longo de determinado período de tempo. Essa comparação é possível porque, neste caso, todas as taxas referem-se a uma única distribuição etária (padrão). As diferenças entre elas serão explicadas, em princípio, pelas diferenças entre as diversas funções da variável em estudo (conjunto de taxas específicas).

Uma vez adotada a estrutura etária padrão, a taxa padronizada por idade pelo método direto (TBp.d.) é dada por

$$TB_{p.d.} = \frac{\sum_x m_{x,v} . Q_{X,S}}{\sum_x Q_{x,s}} \tag{23}$$

onde $m_{x,v}$ representa as taxas específicas, por idade x, da variável da população u, e $Q_{x,s}$ corresponde ao número ou proporção de pessoas de idade x, na população adotada como padrão (s).

Se a função da variável em cada população é aplicada a mesma estrutura etária padrão, podemos comparar as taxas brutas obtidas para concluir sobre diferenciais de nível da variável em estudo, já que elas estarão refletindo apenas as diferenças reais nas taxas específicas da variável nas populações analisadas. Estaríamos comparando as taxas brutas das várias populações como se elas tivessem exatamente a mesma distribuição etária, mas cada uma mantendo suas próprias taxas específicas. E importante enfatizar que as taxas padronizadas não se revestem de nenhum sentido em si mesmas. Têm sentido apenas para efeito da comparação com as outras taxas padronizadas, através dos quocientes entre elas.

Dadas duas populações A e B, se as funções da variável em estudo tiverem exatamente a mesma forma, isto é, se:

$$m_{x,B} = K.\ m_{x,A} \qquad (24)$$

sendo K constante, a razão entre suas taxas brutas padronizadas será sempre igual, qualquer que seja a distribuição etária tomada como padrão, pois

$$TB_{p.d.,}A = \frac{\sum_x m_{x,A}.Q_{x,s}}{\sum_x Q_{x,s}} \qquad (25)$$

$$TB_{p.d.,}B = \frac{\sum_x m_{x,A}.Q_{x,s}}{\sum_x Q_{x,s}}$$

$$= K \frac{\sum_x m_{x,A}.Q_{x,s}}{\sum_x Q_{x,s}} \qquad (26)$$

O quociente entre as taxas padronizadas de B e A será igual a K, independentemente da distribuição $Q_{x,s}$.

Do exposto acima, conclui-se que o problema da escolha da distribuição etária padrão torna-se tanto mais crucial, quanto mais diferentes em relação a forma ou estrutura forem as funções da variável em estudo. Note que não importa, no caso, as diferenças quanto ao nível (maior ou menor valor de K), mas sim quanto as estruturas internas. Estas diferenças quanto a estrutura podem ser visualizadas colocando-se em um mesmo gráfico a distribuição relativa de cada função, isto é, a distribuição de $m_x/\Sigma_x\ m_x$. Se K for constante, as distribuições relativas das funções serão representadas no gráfico por uma única curva.

Existem casos extremos onde as formas das funções são tão diferentes, que pode-se chegar a quocientes entre as taxas padronizadas totalmente díspares, dependendo da distribuição etária tomada como padrão. Não é difícil imaginar uma situação hipotética de duas populações A e B, onde na primeira as taxas específicas sejam altamente concentradas nas idades mais jovens e na segunda altamente concentradas nas idades mais avançadas. Neste caso, quando se toma como distribuição etária padrão uma população extremamente jovem, teremos um quociente entre as taxas padronizadas de A e B necessariamente muito maior do que no caso de se tomar como padrão uma população extremamente velha. Nestas situações extremas, a padronização não é o caminho aconselhado para comparação de níveis. No entanto, em Demografia, como nas Ciências Sociais em geral, não é usual encontrar populações com funções totalmente díspares quanto a forma.

De modo geral, pode-se selecionar como padrão a estrutura etária de uma das populações em estudo, ou a média das distribuições etárias proporcionais das populações consideradas. Podemos também comparar taxas brutas de várias populações usando como padrão a distribuição etária de uma outra população que não esteja incluída entre aquelas em estudo. No caso de estarmos trabalhando com uma mesma população, mas para vários períodos de tempo, também não se deve a priori, adotar como padrão o período inicial ou final da série estudada, sem antes proceder a uma análise criteriosa das distribuições das funções que se deseja comparar.

Uma decisão razoável seria efetuar a padronização em função de uma distribuição etária média, tanto quando se está comparando várias populações, como no caso de se tratar de comparação de uma mesma população, em períodos de tempo diferentes. Evidentemente, a decisão final vai depender muito do objetivo perseguido com a padronização. Por exemplo, se estamos interessados numa visão prospectiva do fenômeno estudado, pode ser justificável tomar como padrão uma estrutura etária para a qual se tenderá. Por outro lado, se desejamos comparar diferentes níveis do fenômeno numa perspectiva estática, ou seja, num ponto temporal específico, pode-se adotar como padrão uma distribuição etária que represente a média entre aquelas que estamos analisando.

Para ilustrar com um exemplo concreto o cálculo de padronização direta, vamos nos concentrar na variável mortalidade. Temos, de início, que o fato de duas ou mais populações apresentarem a mesma TBM não significa, necessariamente, que a mortalidade seja a mesma nas varias populações em estudo. Por exemplo, se uma população tem uma elevada proporção de pessoas em idade avançada, a sua TBM tenderá a ser mais alta, uma vez que as TEM naquelas idades têm um peso relativo maior. Similarmente, TBMs menores podem estar associadas a países de estrutura etária jovem.

Apresentaremos o caso clássico de comparação entre as TBMs de Maine e Carolina do Sul, em 1930. Como podemos observar na Tabela 6, as TEMs de Carolina do Sul são maiores do que aquelas observadas para Maine em todos os grupos etários, exceto o de 5-9 anos. No entanto, a TBM de Maine é maior do que a de Carolina do Sul. Obviamente, tomando-se os valores das TBMs (13,9%o para Maine e 12,9%o para Carolina do Sul) não se pode concluir que Maine tivesse, em 1930, maior nível de mortalidade. A comparação só seria aceitável, se feita através de TBMs padronizadas por idade.

**Tabela 6**

POPULAÇÃO, ÓBITOS E TAXAS ESPECIFICAS DE MORTALIDADE
MAINE E CAROLINA DO SUL, 1930

| | **Maine** | | | **Carolina do Sul** | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Grupo etário** | **População** | **Óbito** | **TEM** | **População** | **Óbito** | **TEM** |
| 0-4 | 75.037 | 1.543 | 0,0206 | 205.076 | 4.905 | 0,0239 |
| 5-9 | 79.727 | 148 | 0,0019 | 240.750 | 446 | 0,0019 |
| 10-14 | 74.061 | 104 | 0,0014 | 222.808 | 410 | 0,0018 |
| 15-19 | 68.683 | 153 | 0,0022 | 211.345 | 901 | 0,0043 |
| 20-24 | 60.375 | 224 | 0,0037 | 166.354 | 1.073 | 0,0065 |
| 25-34 | 105.723 | 413 | 0,0039 | 219.327 | 1.910 | 0,0087 |
| 35-44 | 101.192 | 552 | 0,0055 | 191.349 | 2.377 | 0,0124 |
| 45-54 | 90.346 | 980 | 0,0108 | 143.509 | 2.862 | 0,0199 |
| 55-64 | 72.478 | 1.476 | 0,0204 | 80.491 | 2.667 | 0,0331 |
| 65-74 | 46.614 | 2.433 | 0,0522 | 40.441 | 2.486 | 0,0615 |
| 75+ | 22.396 | 3.056 | 0,1365 | 16.723 | 2.364 | 0,1413 |
| Total | 796.832 | 11.082 | | 1.738.173 | 22.401 | |
| | | $TBM_M = 13{,}9^0/\infty$ | | | $TBM_{CS} = 12{,}9^0/\infty$ | |

Fonte: BOGUE, D. Population composition. In: HAUSER, D. (Ed.). *The study of population.*

Chicago: University of Chicago, 1959.

Pode-se inferir, desta aparente contradição, que Carolina do Sul tinha uma distribuição mais jovem do que Maine, o que levaria a uma TBM relativamente menor. Isto pode ser comprovado na Tabela 7 e Gráfico 9, que mostram as distribuições etárias proporcionais de Carolina do Sul e Maine, sendo a população de Carolina do Sul realmente mais jovem. A idade mediana desta última é 17,3 anos; em Maine, este valor é de 25,4 anos.

**Tabela 7**

DISTRIBUICAO ETARIA PROPORCIONAL DAS POPULACOES DE MAINE E CAROLINA DO SUL, 1930

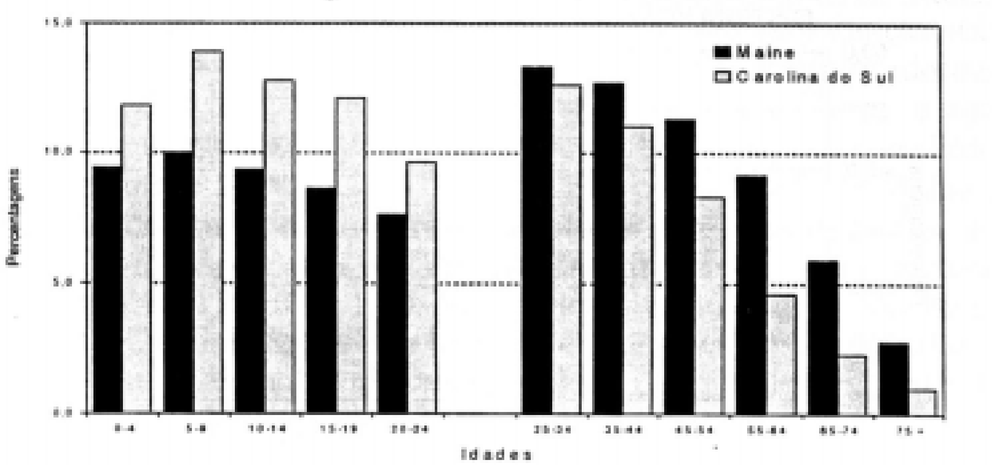
| Grupo etário | Maine (M) | Carolina do Sul (CS) | CS/M |
|---|---|---|---|
| 0 - 4 | 9,4 | 11,8 | 1,26 |
| 5 - 9 | 10,0 | 13,9 | 1,36 |
| 10 - 14 | 9,3 | 12,8 | 1,38 |
| 15 - 19 | 8,6 | 12,1 | 1,41 |
| 20 - 24 | 7,6 | 9,6 | 1,26 |
| 25 – 34 | 13,3 | 12,6 | 0,95 |
| 35 - 44 | 12,7 | 11,0 | 0,87 |
| 45 - 54 | 11,3 | 8,3 | 0,73 |
| 55 - 64 | 9,1 | 4,6 | 0,51 |
| 65 -74 | 5,9 | 2,3 | 0,39 |
| 75+ | 2,8 | 1,0 | 0,36 |
| Total | 100,0 | 100,0 | 1,00 |
| Idade Mediana (em anos) | 25,4 | 17,3 | |

Fonte: BOGUE, D. Population composition. In: HAUSER, D. (ed.). The study of population. Chicago : University of Chicago, 1959.

Dados básicos: Tabela 6.

**Gráfico 9**

MAINE E CAROLINA DO SUL DISTRIBUIÇÃO ETÁRIA PROPORCIONAL-1930




Fonte: BOGUE, D. Population composition. In: HAUSER, D. (Ed.). *The study of population.* Chicago: University of Chicago, 1959.

O Gráfico 10 apresenta a distribuição proporcional das TEMs de Maine e Carolina do Sul $TEM_x/\Sigma_x\ TEM_{x,v}$ , para detectar se as formas das funções são muito diferentes, pois, como visto, se o forem, a escolha da distribuição etária tornar-se-á crucial para as conclusões sobre diferenciais de níveis de mortalidade. O gráfico mostra funções com formas bastante semelhantes.

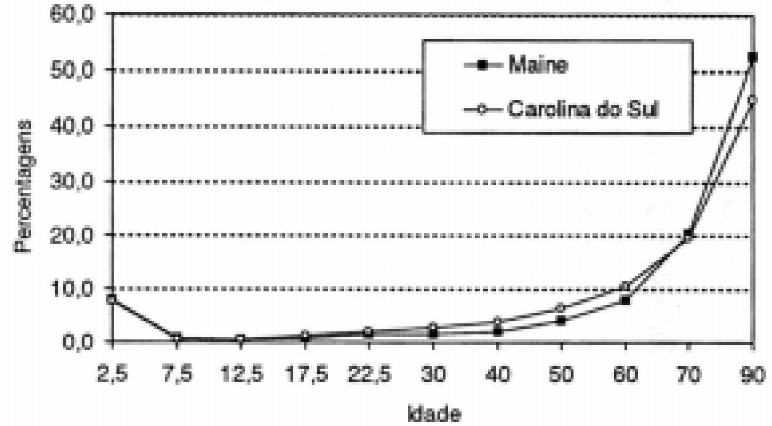
Tomando-se como padrão a distribuição etária da população de Maine, apresenta-se na Tabela 8 o cálculo da TBM de Carolina do Sul em 1930, caso sua população apresentasse a mesma distribuição etária da população de Maine no mesmo ano.

$$TBM_{p.d.CS} = \frac{\sum_x TEN_{x,CS}.Q_{x,M}}{\sum_x Q_{x,M}} \qquad (27)$$

onde os índices *CS e M* correspondem respectivamente a Carolina do Sul e Maine. Obtém-se para Carolina do Sul uma TBM padronizada diretamente, com base na distribuição etária de Maine, de 19,0%0. Comparada com a TBM de Maine, o quociente 19,0 / 13,9 = 1,37 nos índices que o nível de mortalidade em Carolina do Sul, series, em 1930, aproximadamente 37% superior ao de Maine.

**Gráfico 10**

MAINE E CAROLINA DO SUL
DISTRIBUIÇÃO PROPORCIONAL DAS TEM, 1930




Fonte: BOGUE, D. Population composition. In: HAUSER, D. (Ed.). *The study of population*. Chicago: University of Chicago, 1959.

## Tabela 8

CAROLINA DO SUL, 1930
CÁLCULO DE TBM PADRONIZADAS POR IDADE PELO MÉTODO DIRETO

| Grupo etário | Carolina do Sul (Padrão Maine) | | |
|---|---|---|---|
| | População padrão ($Q_{x,m}$) | TEM observadas ($TEM_{x,CS}$) | Óbitos esperados ($O_{x,CS}$) |
| 0 - 4 | 75.037 | 0,0239 | 1.793 |
| 5 - 9 | 79.727 | 0,0019 | 151 |
| 10 - 14 | 74.061 | 0,0018 | 133 |
| 15 - 19 | 68.683 | 0,0043 | 295 |
| 20 - 24 | 60.375 | 0,0065 | 392 |
| 25 – 34 | 105.723 | 0,0087 | 920 |
| 35 - 44 | 101.192 | 0,0124 | 1.255 |
| 45 - 54 | 90.346 | 0,0199 | 1.798 |
| 55 - 64 | 72.478 | 0,0331 | 2.399 |
| 65 -74 | 46.614 | 0,0615 | 2.867 |
| 75+ | 22.396 | 0,1414 | 3.167 |
| Total | 796.832 | | 15.170 |

$TBM_{p.d.} = 15.170 / 796.832 = 19.0^{0}/\infty$

Fonte: BOGUE, D. Population composition. In: HAUSER, D. (ed.). *The studyof population.* Chicago : University of Chicago, 1959.
Dados básicos: Tabela 6.

Ainda que não seja imprescindível, pois viu-se que as formas das funções de mortalidade de Carolina do Sul e Maine eram razoavelmente semelhantes, para maior segurança quanto a estimativa do diferencial dos níveis de mortalidade apresenta-se na Tabela 9 a padronizarão da TBM de Maine, tendo por base a distribuição etária de Carolina do Sul. Note-se que na padronização anterior adotou-se uma distribuição etária relativamente velha, a de Maine, e agora usa-se uma distribuição etária relativamente jovem, a de Carolina do Sul. Conforme se vê na Tabela 9, a TBM padronizada de Maine em 1930, tendo por base a distribuição etária de Carolina do Sul, a de 9,0%0. Comparada com a TBM de Carolina do Sul, encontra-se o quociente 12,9 / 9,0 = 1,43. Tomando-se como base a distribuição etária de Carolina do Sul, as taxas padronizadas estão a apontar um nível de mortalidade em Carolina do Sul aproximadamente 43% superior ao de Maine.

**Tabela 9**

MAINE, 1930
CALCULO DE TBM PADRONIZADAS POR IDADE
PELO MÉTODO DIRETO

| | Maine (Padrão Carolina do Sul) | | |
|---|---|---|---|
| **Grupo etário** | **População padrão ($Q_{x,m}$)** | **TEM observadas ($TEM_{x,CS}$)** | **Óbitos esperados ($O_{x,CS}$)** |
| 0 - 4 | 205.076 | 0,0206 | 4.225 |
| 5 - 9 | 240.750 | 0,0019 | 457 |
| 10 - 14 | 222.808 | 0,0014 | 312 |
| 15 - 19 | 211.345 | 0,0022 | 465 |
| 20 - 24 | 166.354 | 0,0037 | 616 |
| 25 – 34 | 219.327 | 0,0039 | 855 |
| 35 - 44 | 191.349 | 0,0055 | 1.052 |
| 45 - 54 | 143.509 | 0,0108 | 1.550 |
| 55 - 64 | 80.491 | 0,0204 | 1.642 |
| 65 -74 | 40.441 | 0,0522 | 2.111 |
| 75+ | 16.723 | 0,1361 | 2.283 |
| Total | 1.738.173 | | 15.568 |

$TBM_{p.d.}=15.568 / 1.738.173 = 9.0^{0}/\infty$

**Fonte: BOGUE, D. Population composition. In: HAUSER, D. (ed.). The study of population.** Chicago : University of Chicago, 1959.

*Dados básicos: Tabela 6.*

Observe-se que nas duas padronizações foram adotadas distribuições etárias extremamente diferentes. No entanto, os resultados foram muito semelhantes, indicando ter Carolina do Sul um nível de mortalidade entre 37 e 43% superior ao de Maine. Obviamente, não era de se esperar estimativas de diferenciais exatamente iguais, pois, como visto, as formas das funções não são exatamente iguais. Veja que a comparação das TBMs sem padronização levaria a conclusão sobre diferenciais de níveis necessariamente errada, enquanto a comparação entre as taxas padronizadas produzirá estimativas bem mais corretas.

A Tabela 10 apresenta, para uma melhor visão de conjunto, as diversas TBMs de Carolina do Sul e Maine discutidas até o momento.

**Tabela 10**
RESULTADOS DA PADRONIZAÇÃO DIRETA DAS TBM:
MAINE E CAROLINA DO SUL,1930

| TBM (%) | Carolina Do Sul (CS) | Maine (M) | CS/M |
|---|---|---|---|
| TBM não padronizadas | 12,9 | 13,9 | 0,93 |
| TBM Padronizadas | | | |
| -Padrão Maine | 19,0 | 13,9 | 1,37 |
| -Padrão Carolina do Sul | 12,9 | 9,0 | 1,43 |

Fonte: BOGUE, D. Population composition. In: HAUSER, D. (ed.). The study of population. Chicago : University of Chicago, 1959.
Dados básicos: Tabelas 6, 8 e 9.

Cabe destacar que as TBMs padronizadas só têm sentido para efeito de comparação com outras TBMs padronizadas segundo a mesma distribuição etária, e que, para a população padrão, a taxa padronizada é sua própria TBM.

### 9.2 Padronização indireta

Como visto, para que se possa fazer a padronização direta é necessário que se tenha para a população analisada, além do total de eventos, o conjunto das taxas específicas da variável em estudo.

Freqüentemente tem-se o total de eventos, porém não sua distribuição, o que impossibilita o cálculo das taxas específicas ou da função da variável. Neste sentido, não há como se fazer padronização direta da taxa bruta ou geral, para efeito de comparação de níveis entre populações diferentes.

Nestas circunstâncias, uma solução consiste em se fazer a padronização indireta. Ela permite que se estime a função (conjunto de taxas específicas) para a população com insuficiência de dados. Uma vez estimada a função, não há dificuldade para se calcular a taxa bruta ou geral padronizada, como visto na seção anterior.

Ainda que se possa fazer padronização indireta em relação a outras variáveis, como sexo, distribuição por quadro domiciliar, por nível educacional, nesta exposição nos limitaremos ao caso da distribuição etária.

Para que se possa fazer a padronização indireta é necessário que se tenham para a população em estudo: a) o total de eventos e b) a distribuição etária.

Obviamente, dividindo-se o total de eventos pela população total ter-se-á uma taxa geral ou bruta, que, como visto, não serve para comparação de nível da variável entre populações. Não há como fazer a padronização direta, pois não se tem a distribuição dos eventos por idade e, consequentemente, a distribuição das taxas específicas ou sua função.

Para se fazer a padronização indireta, isto é, estimar-se sua função, tem-se que necessariamente tomar emprestado de outra população uma função conhecida (distribuição de taxas específicas) e supor que a população em estudo tenha sua função (desconhecida) com exatamente o mesmo formato ou estrutura. Observe bem que não se supõe mesmo nível, porém mesma forma.

Sejam as taxas específicas da função tomada emprestada, doravante chamada função padrão, representadas por $m_{x,s}$ e as taxas a serem estimadas para a população em estudo *(v)* por $m_{x,e,v,}$ Então, o que se adota como pressuposto é de que:

$$m_{x,e,v} = K.m_{x.s} \tag{28}$$

onde K é uma constante.

Em outras palavras, pressupõe-se que, para cada idade ou grupo etário x, a taxa específica da população em estudo será um múltiplo, segundo um fator constante K, das taxas específicas da função padrão. Para solução de

(28) basta obter K. Aceito o pressuposto de igualdade de forma entre as duas funções_(aquela a ser estimada e a padrão), o total de eventos esperado ($\sum O_{x,j}$) na população em estudo, v, caso as dual funções, além de mesma forma, tenh~~am~~ o mesmo nível, será dado por:

$$\sum_x \overline{O_{x,j}} = \sum_x m_{x,s}.Q_{x,z} \qquad (29)$$

onde $Q_{x,v}$ é o número de pessoas de idade *x*, na população *v*.

O total observado de eventos na população é conhecido, chamêmo-lo de $TO_v$. Aceito o pressuposto de igualdade de forma das funções, a conseqüência necessária é de que:

$$\frac{TO_v}{\sum_x O_{x,v}} = K \qquad (30)$$

pois, tendo em vista (28),

$$TO_v = \sum_x K.m_{x,s}.Q_{x,v}$$

Dado o valor do total esperado de óbitos em (29), a equação (30) pode ser rescrita da seguinte forma:

$$\frac{\sum_x K.m_{x,v}.Q_{x,v}}{\sum_x m_{x,v}.Q_{x,v}} = K\frac{\sum_x m_{x,v}.Q_{x,v}}{\sum_x m_{x,v}.Q_{x,v}} \qquad (32)$$

Isto significa que o quociente entre os totais observado e esperado de óbitos fornecerá o fator pelo qual deverá ser ajustada a função padrão para se obter a função estimada para a população em estudo.

Se o valor de K for maior do que a unidade, significa que o nível da variável na população em estudo é maior do que na população padrão; se igual a unidade, que os níveis são os mesmos; se menor do que um, que o nível na população analisada é menor. A subtração (K - 1,0) dá a estimativa de diferença proporcional de níveis entre a população em estudo e a padrão.

Estimado o K, calcula-se a função estimada para a população em estudo, isto é, K . $m_{x,s.}$ Neste ponto tem-se para esta população não somente o total de eventos, mas também o conjunto de taxas específicas (função estimada). Será possível proceder-se a padronização direta, tal como visto na seção anterior.

A maior dificuldade para se fazer a padronização indireta consiste na escolha da função padrão a ser adotada. Para tal, necessita-se de cuidadosa análise para que a função a ser tomada emprestada o seja de uma população que tenha características sociais, econômicas, culturais *etc.* semelhantes aquelas da população em estudo. Obviamente, isto vai depender, para cada caso, daquele conjunto de populações para as quais as funções sejam conhecidas. Não existe um critério único para tal escolha, o que dependerá em muito de bom senso. Note bem que uma vez feita a escolha, passa a ser um pressuposto de que ambas as populações têm as funções com mesma forma. Trata-se de pressuposto e não de hipótese, pois não haveria possibilidade de testá-la, já que o fato gerador da padronização indireta é justamente o desconhecimento da função real da população estudada.

De modo geral, os livros texto consideram que faz parte do processo da padronização indireta não somente a estimação da função, mas também a etapa de padronização da taxa bruta, uma vez estimada a função. Na verdade, esta última parte consiste simplesmente em uma padronização direta.

Como será demonstrado a seguir, deve-se observar que, no caso de comparação de nível entre diversas populações para as quais se teve que estimar a função (padronização indireta) e em que se tomou emprestado a mesma função padrão, não há necessidade de se fazer a etapa de padronização direta para comparação de nível, bastando para tanto analisar os quocientes dos K encontrados. 0 mesmo é verdadeiro quando se compara também com a população cuja função serviu de padrão, que terá K = *1,0.*

Como visto na seção anterior, se as funções têm exatamente a mesma forma, quando da padronização direta não importa qual a distribuição etária tomada como padrão, pois as relações entre as taxas padronizadas não variarão. Sejam as populações A, B e C, para as quais não se conhecem as funções e que, via padronização indireta, adotou-se a mesma função padrão para se estimar suas próprias funções. Estas funções estimadas serão, respectivamente,

$$m_{x,e,A} = K_A.m_{x,s} \quad (33)$$

$$m_{x,e,B} = K_B.m_{x,s} \quad (34)$$

$$m_{x,e,C} = K_C.m_{x,s} \quad (35)$$

As taxas brutal padronizadas indiretamente (p.i.) serão:

$$TB_{p.i.A} = \sum_x K_A.m_{x,s}.Q_{x,z} \sum_x Q_{x,z} \qquad (36)$$

$$TB_{p.i.B} = \sum_x K_B.m_{x,s}.Q_{x,z} \sum_x Q_{x,z} \qquad (37)$$

$$TB_{p.i.C} = \sum_x K_C.m_{x,s}.Q_{x,z} \sum_x Q_{x,z} \qquad (38)$$

sendo que z refere-se a população que forneceu a distribuição etária padrão.

Vê-se que, qualquer que seja a população z escolhida para fornecer a distribuição etária padrão, o quociente entre os níveis da variável em estudo de A e *B* será dado por $K_A/K_B$ ; entre os níveis de A e C por $K_A/K_C$ *e* entre os níveis de *B e* C por $K_B/K_C$ . Conclui-se que, nestes casos, a etapa de padronização direta é desnecessária, pois os quocientes entre os diversos K já propiciarão os quocientes entre os níveis da variável.

Para dar um exemplo concreto de padronização indireta, lançamos mão novamente dos dados de Maine (M) e Carolina do Sul (CS), já usados na seção anterior. Porém, agora, vamos supor que a distribuirão de óbitos seja conhecida apenas para o Estado de Maine. De Carolina do Sul seriam conhecidos somente sua distribuirão etária e o total de óbitos, *(TOcs)* segundo a Tabela 11.

Claramente, as taxas brutal de mortalidade de 13, 9%o e 12,9%o não servem para se concluir sobre os diferenciais de nível de mortalidade entre os dois Estados.

Não seria possível fazer a padronização direta para Carolina do Sul, pois não se tem, por pressuposição, para ela a distribuição de óbitos por idade e consequentemente suas taxa específicas ou sua função. Neste caso há de se fazer a padronização indireta, para que seja estimada sua função.

## Tabela 11

CÁLULO DE TBM PADRONIZADA POR IDADE PELO MÉTODOINDIRETO
MAINE E CAROLINA DO SUL, 1930

| Grupo etário | Maine (Padrão) (Dados observados) | | | Carolina do Sul (Dados observados) | | Carolina do Sul Padronização indireta | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | **População (1)** | **Óbitos (2)** | **TEM (3)** | **População (4)** | **Óbitos (5)** | **Óbitos esperados (6) = (3).(4)** | **TEM Estimadas (7)=K.(3)** |
| 0 - 4 | 75.037 | 1.543 | 0,0206 | 205.076 | n.d. | 4.225 | 0,0296 |
| 5 - 9 | 79.727 | 148 | 0,0019 | 240.750 | n.d. | 457 | 0,0027 |
| 10 - 14 | 74.061 | 104 | 0,0014 | 222.808 | n.d. | 312 | 0,0020 |
| 15 - 19 | 68.683 | 153 | 0,0022 | 211.345 | n.d. | 465 | 0,0032 |
| 20 - 24 | 60.375 | 224 | 0,0037 | 166.354 | n.d. | 616 | 0,0053 |
| 25 – 34 | 105.723 | 413 | 0,0039 | 219.327 | n.d. | 855 | 0,0056 |
| 35 - 44 | 101.192 | 552 | 0,0055 | 191.349 | n.d. | 1.052 | 0,0079 |
| 45 -54 | 90.346 | 980 | 0,0108 | 143.509 | n.d. | 1.550 | 0,0155 |
| 55 - 64 | 72.478 | 1.476 | 0,0204 | 80.491 | n.d. | 1.642 | 0,0294 |
| 65 -74 | 46.614 | 2.433 | 0,0522 | 40.441 | n.d. | 2.111 | 0,0751 |
| 75+ | 22.396 | 3.056 | 0,1365 | 16.723 | n.d. | 2.283 | 0,1964 |
| Total | 796.832 | 11.082 | | 1.738.173 | 22.401 | 15.568 | |
| | $TBM_M = 13.9^0/\infty$ | | | | | $TBM_{CS}=12,9^0/\infty$ | |
| | K= 22.401 / 15.568 = 1.44 | | | | | | |

Fontes: BOUGUE, D. Population composition. In:HAUSER,D. (ed.). The study of population. Chicago: University of Chicago, 1959.
Dados para Maine, população e total de óbitos para Carolina do Sul. Tabela 6.
n.d.= não disponível (pressuposição).

Tratando-se de dois Estados do mesmo país e como os dados de mortalidade referem-se ao mesmo ano (1930), pressupõe-se que a função de Carolina do Sul (desconhecida) tenha a mesma forma daquela conhecida de Maine. Calcula-se então o total esperado de óbitos em Carolina do Sul em 1930, se sua função de mortalidade tivesse a mesma forma e o mesmo nível daquela de Maine no mesmo ano, ou seja:

$$\sum_x \overline{O}_{x,cs} = \sum_x TEM_{x,M} \, .Q_{x,cs} = 15.568$$

Vê-se que o total esperado, 15.568, é diferente do total observado, 22.401. Daí se conclui que os níveis são diferentes. O quociente entre os níveis é dado por:

$$\frac{TO_{cs}}{\sum_x \overline{O_{x,cs}}} = K_{cs} = \frac{22.401}{15.568} = 1{,}44$$

O valor de *Kcs* = 1,44 , dado o pressuposto de mesma forma das funções, corresponde ao quociente entre os níveis de mortalidade entre Carolina do Sul e Maine. A diferença entre os níveis de mortalidade seria de 44,0%. A função estimada de mortalidade para Carolina do Sul será K~S . *TEMx, M = 1,44* . *TEMx, M* .

A Tabela 12 apresenta as TEMs observadas e estimadas para Carolina do Sul, assim como o quociente entre as taxas estimadas e observadas.

No exemplo dado, vê-se que a função estimada é diferente da real. Trata-se de uma situação artificial, pois a função da Carolina do Sul é conhecida e quando se conhece a função real, nunca é justificável fazer-se a padronização indireta. No entanto, quando, via padronizarão indireta, analisa-se o quociente entre os níveis de Carolina do Sul e de Maine, 1,44 / 1,00 = 1,44, o valor é muito próximo daqueles encontrados na seção anterior, quando se fez a padronização direta (1,37 e 1,43). Via de regra, os erros presentes na função estimada (se positivos para algumas taxas específicas, serão necessariamente negativos para outras) tenderão a ser minimizados quando do cálculo do diferencial do nível.

**Tabela 12**

CAROLINA DO SUL, 1930
TEMs OBSERVADAS E TEMs ESTIMADAS
ATRAVÉS DE PADRONIZAÇÃO INDIRETA

| Grupo etário | Observadas (1) | Estimadas (2) | Estimadas/Observadas (1)/(2) |
|---|---|---|---|
| 0 - 4 | 0,0234 | 0,0197 | 1,24 |
| 5 - 9 | 0,0019 | 0,0027 | 1,42 |
| 10 - 14 | 0,0018 | 0,0020 | 1,11 |
| 15 - 19 | 0,0043 | 0,0032 | 0,74 |
| 20 - 24 | 0,0065 | 0,0053 | 0,82 |
| 25 – 34 | 0,0087 | 0,0056 | 0,64 |
| 35 - 44 | 0,0124 | 0,0079 | 0,64 |
| 45 -54 | 0,0199 | 0,0156 | 0,78 |
| 55 - 64 | 0,0331 | 0,0294 | 0,89 |
| 65 -74 | 0,0615 | 0,0752 | 1,22 |
| 75+ | 0,1414 | 0,1966 | 1,39 |

Fonte: BOGUE, D. Population composition. In: HAUSER, D. (ed.). *Thestudy of population.* Chicago : University of Chicago, 1959.
Dados básicos: Tabelas 6 e 11.

No exemplo dado sobre padronização indireta, quando da comparação dos níveis entre Carolina do Sul e Maine, uma vez estimada a função de Carolina do Sul, não se fez necessário efetuar a etapa de padronização direta, pois as duas funções, por construção, tinham a mesma forma. Como visto, se efetuada, qualquer que fosse a distribuição etária adotada, o quociente entre as taxas padronizadas seria igual *a* $K_{CS}l1{,}00 = 1{,}44$ . Se estivéssemos comparando com uma terceira população, cuja função tivesse forma diferente, obviamente teríamos que adotar uma distribuição etária padrão, através do procedimento já discutido na explanação sobre padronização direta.

A padronização indireta é uma técnica extremamente útil, pois permite não somente comparar níveis entre populações diferentes, mas, também, estimar-se a função para uma população para a qual não se têm os dados necessários para calculá-la. Na realidade, este é o maior mérito da padronização indireta[7].

## 10 REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS


BARCLAY, G. W. *Techniques of population analysis.* New York: John Wiley and Sons, 1958.

BOGUE, D. Population composition. In: HAUSER, D. (Ed.). *The study of population.* Chicago: University of Chicago, 1959.

BOGUE, D. J. *Principles of demography.* New York: John Wiley and Sons, 1969.

CARVALHO, J. A. M. O tamanho da população brasileira e sua distribuição etária: uma visão prospectiva. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 6, 1988. Olinda. *Anais*... Belo Horizonte: ABEP, 1988. v. 1, p. 37-66.

-----. *Crescimento populacional a estrutura demografia no Brasil.* Belo Horizonte: CEDEPLAR/LJFMG, 1993. Mimeogr. (Texto apresentado no Seminário Crescimento populacional e estrutura demográfica, 1993. Rio de Janeiro).


---

[7] Ainda que este texto tenha por propósito discutir a padronização a nível das taxas brutas ou gerais, vale a pena lembrar que boa parte do instrumental de estimação demográfica ora em use nos países do Terceiro Mundo, como o Brasil, no fundo usam os princípios da padronização indireta, porque em maior ou menor grau, lançam mão de funções teóricas ou padrão no pressuposto de que se adaptam adequadamente a população em estudo. A guisa de exemplo podem ser citados:

a) O use de Tabelas Padrão de Sobrevivência. Aceitam-se como verdadeiras as estruturas de mortalidade observadas em outras populações, definindo-se o nível a partir de algum parâmetro observado na população em estudo;

b) As inúmeras técnicas indiretas de estimação, tão em use nos países com dados deficientes, e que tanta contribuição tem trazido para o melhor conhecimento de sua realidade demográfica, partem de funções teóricas, cujo nível a definido a partir de alguns poucos dados reais.

CENSO DEMOGRÁFICO: dados gerais, migração, fecundidade, mortalidade Rio Grande do Sul. Rio de Janeiro: IBGE, 1982. (IX Recenseamento Geral do Brasil, 1980, v. 1, t. 4, n. 22).

DICIONÁRIO demográfico multilíngue. 2 ed. Liège: IUSSP, 1985.

ESTATISTICA DO REGISTRO CIVIL. Rio de Janeiro: IBGE, 1981. v. 7.

HAUSER, P. M., DUNCAN, O. D. *The study of population* - an invenctory and appraisal. Chicago: The University of Chicago Press, 1969.

IBGE/DEPIS. *Projeção da População do Brasil para o período 1980-2020.* 1997. (Documento interno).

JAFFE, A. J. *Handbook of statistical methods for demographers.* Washington, D.C.: U.S. Bureau of Census, 1951.

KEYFITZ, *N. Population:* facts and methods of demography. San Francisco: Freeman, 1971.

ESTATÍSTICAS DE MORTALIDADE, BRASIL, 1980. Brasília: Ministério da Saúde, Centro de Documentação, 1984.

ORTEGA, A. *Tablas de mortalidad.* San José: CELADE, 1987.

ORTIZ, L. P., CAMARGO, A. B. M. Mortalidade infantil em São Paulo no período de 1980/1992. *Informe Demográfico.* Mortalidade e sobrevivência no Estado de São Paulo, São Paulo, n. 26, p. 77-115, [s.d.].

PALMORE, J. A., GARDNER, R. W. *Measuring mortality, fertility and natural increase:* a self-teaching guide to elementary measure. Honolulu: East-West Institute. East-West Center, 1989.

PRESSAT, *R. Demographic analysis:* methods, results, applications. New York: Aldine-Atherton, 1972.

RODRIGUES, R. N. *'Vida SeUerina', healthy family?:* morbidity and mortality in two metropolitan regions of Brazil. Canberra: Australian National University, 1989. (Tese de Doutorado.

SANTOS, J. L. F., LEVY, M. S. F., SZMRECSANYI, T. (Org.). *Dinâmica da população* - teoria, métodos a técnicas de análise. São Paulo: T.A. (Queiroz, 1980).

SHRYOCK, H. S., SIEGEL, J. S. *The methods and materials of demography.* Washington, D.C.: Bureau of the Census, U.S. Government Printing Office, 1980.

SPIELGELMAN, *M. Introduction to demography.* Revised edition. Cambridge: Harvard University Press, 1968.