

COMO VAI?

POPULAÇÃO BRASILEIRA

ANO I • Nº 3

BRASÍLIA, DF

AGO/OUT 96

AVALIAÇÃO DO PADRÃO ETÁRIO DA MORTALIDADE BRASILEIRA POR SEXO: 1979-1994

Kaizô Iwakami Beltrão^{*}
Marly I. dos Santos Pinto^{**}
Ana Amélia Camarano^{***}

Os níveis de mortalidade da população brasileira passaram a declinar, significativamente, desde os anos 40, como resposta às melhorias no saneamento básico, ao progresso da medicina internacional (antibióticos, sulfamidas), à descoberta do DDT, ao controle mais eficaz de doenças infecciosas, à ampliação dos serviços de prevenção e assistência médica, entre outros fatores. A esperança de vida ao nascer da população brasileira apresentou ganhos de aproximadamente 24 anos entre 1935 e 1991, ou seja, aumentou de 41 anos para aproximadamente 65 anos. Isso foi resultado, principalmente, da queda da mortalidade da população menor de cinco anos. Parte desses ganhos foi anulada pelo aumento verificado, na última década, da mortalidade masculina adulta, situada na faixa de 15 a 29 anos. Como conseqüência, os diferenciais por sexo aumentaram no período. A esperança de vida ao nascer das mulheres (69,8 anos) foi 6,8 anos maior do que a dos homens (61,1 anos).

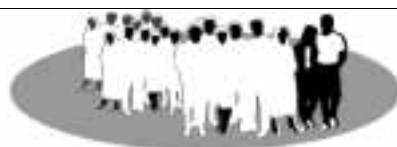
Trabalhos recentes apontam para um aumento da proporção de óbitos por causas externas no total de óbitos brasileiros.¹ Esse fenômeno também aconteceu em vários países da Europa Ocidental, o que resultou em um aumento da mortalidade dos adultos jovens do sexo masculino, enquanto a mortalidade infanto-juvenil decrescia. Dado que, como em outros países, óbitos por causas externas incidem mais sobre um grupo etário específico da população, pode-se

* Superintendente do ENCE/IBGE.

** Técnica da Área de Estudos Populacionais do IPEA.

*** Coordenadora da Área de Estudos Populacionais do IPEA.

¹ MARANGONE, Antonio (1995). *Transição Epidemiológica no Brasil: Evolução e Novos Fatos*.





esperar que o padrão por idade e por sexo da mortalidade brasileira esteja mudando.

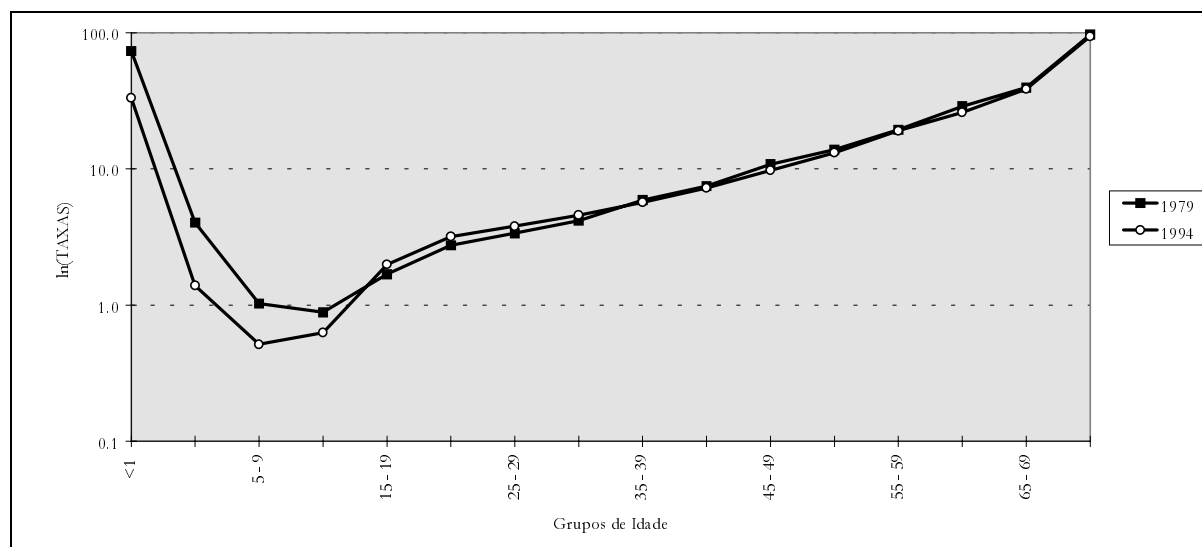
*Causas externas compreendem mortes por acidentes
de trânsito, acidentes de trabalho, homicídios e
suicídios.*

O objetivo deste trabalho é avaliar as mudanças no padrão etário da mortalidade brasileira por sexo, durante o período 1979-1994, com base nos dados de óbitos das estatísticas do Registro Civil publicados pelo ibge. Esta análise foi feita separadamente para cada sexo.

A População Masculina

No gráfico 1, encontram-se as taxas de mortalidade para a população masculina, referentes aos anos de 1980 e 1991, em escala logarítmica. Este deixa claro que as variações observadas no período foram bastante diferenciadas por grupo etário, modificando o perfil da mortalidade. Observou-se uma redução relativa bem mais significativa da mortalidade do grupo etário de 1 a 4 anos, seguido do formado pela população menor de um ano, pelo de 5 a 9 anos, e pelo de 10 a 14 anos. Os outros grupos também apresentaram uma redução, com exceção daqueles compreendidos entre 15 e 30 anos, cujas taxas aumentaram, como previamente salientado. Esse aumento parece ser decorrente do aumento da mortalidade por causas externas.

GRÁFICO 1
Taxas Específicas de Mortalidade — Homens/Brasil - 1979/1994
(escala logarítmica)

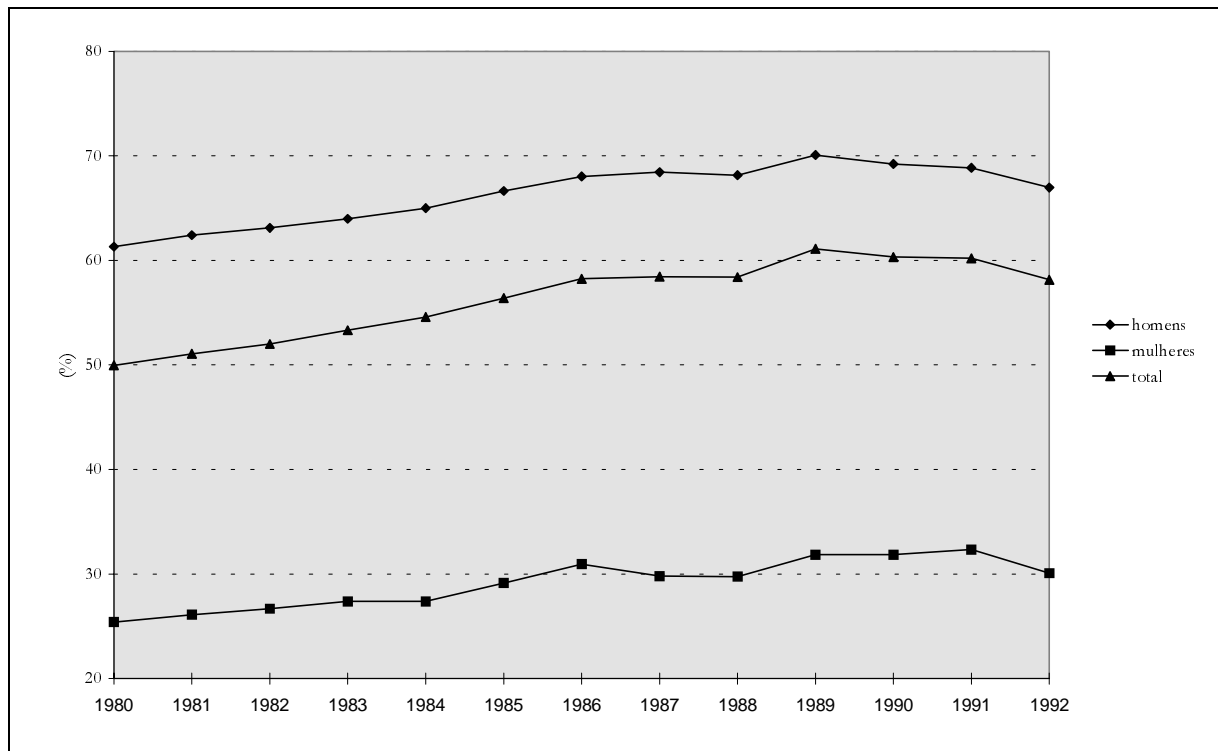


Fonte: Registro Civil.



O gráfico 2 mostra as proporções de mortes por causas externas no total de mortes registradas para o grupo de 15 a 29 anos, para homens e mulheres, entre 1979 e 1994. Essas proporções aumentaram, com pequenas flutuações, até 1991. Em 1992, observou-se um ligeiro decréscimo. Essa tendência foi homogênea para ambos os sexos, embora a proporção de óbitos por causas externas seja muito mais alta entre a população masculina do que entre a feminina. Dentre as causas externas, o gráfico 3 mostra um grande aumento na proporção de mortes causadas por suicídios e homicídios em todos os grupos etários, principalmente entre a população de 15 a 19 anos.

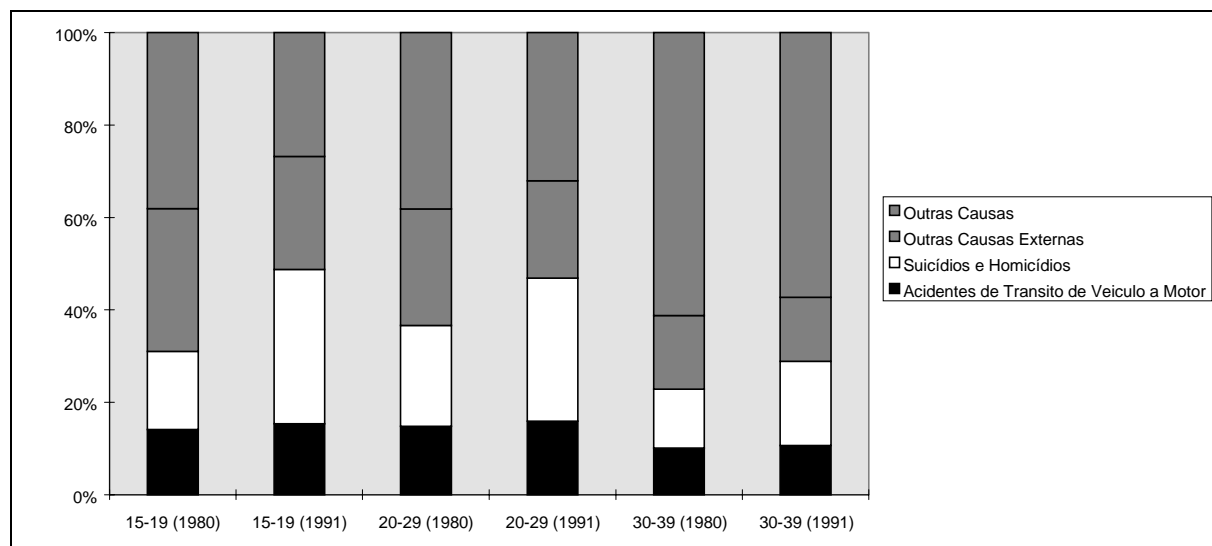
GRÁFICO 2
Porcentagem de Óbitos por Causas Externas no Total de Óbitos
População 15 a 29 anos — Brasil - 1980/1992



Fonte: FIBGE: Registro Civil 1980 a 1992.



GRÁFICO 3
Brasil: Óbitos Masculinos - 1980 e 1991



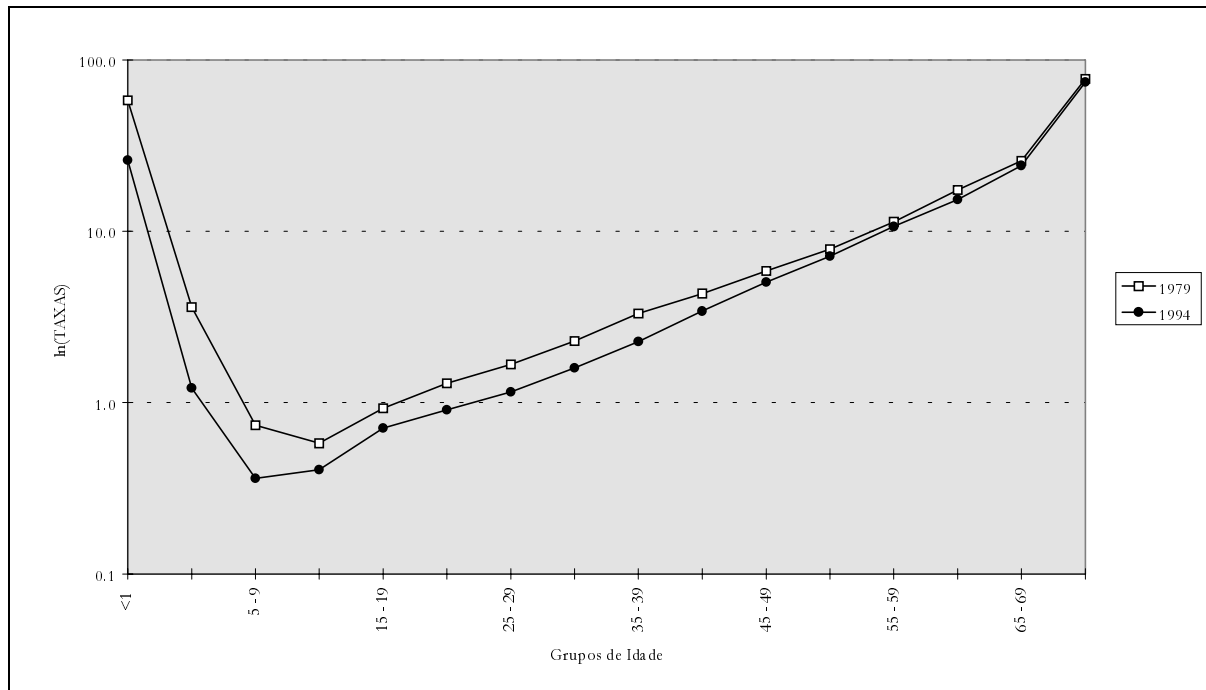
Fonte: MS/FNS/SIM.

A População Feminina

No gráfico 4, encontram-se as taxas de mortalidade para a população feminina para os anos de 1980 e 1991, em escala logarítmica. As variações observadas nas taxas de mortalidade feminina foram mais homogêneas do que as observadas nas masculinas, tendo sido também mais expressivas entre os dois primeiros grupos etários, especialmente o segundo.



GRÁFICO 4
Taxas Específicas de Mortalidade — Mulheres/Brasil - 1979/1994
(escala logarítmica)



Fonte: Registro Civil.

Comparando-se as curvas das taxas de mortalidade para homens e mulheres, nota-se que o comportamento é nitidamente diferenciado entre as idades de 15 e 44 anos, apresentando evoluções similares nos demais grupos. Mesmo nesses grupos com comportamento similar, os ganhos da população feminina são sempre maiores, dada a redução ocorrida nas mortes por complicações de parto e puerpério, e o peso que vêm assumindo as mortes por suicídios e homicídios no total das *causae mortis*. Isso explica o aumento dos diferenciais entre os sexos na esperança de vida observado no período.



O AUMENTO DA VIOLÊNCIA ENTRE JOVENS ADULTOS E AS TRANSFORMAÇÕES NO PADRÃO DA MORTALIDADE PAULISTA

*Carlos Eugenio de Carvalho Ferreira**
*Luciane Lestido Castiñeiras***

A evolução da esperança de vida ao nascer da população paulista está associada a transformações profundas na composição das causas de morte e no padrão etário da mortalidade.

Esperança de vida ao nascer é o número médio de anos que, dado um nível de mortalidade, espera-se que um recém-nascido viva.

A teoria da transição epidemiológica, tal como foi formulada por Omran (1983), considera que durante a transição ocorrem mudanças nos padrões de morbidade e mortalidade, verificando-se uma substituição gradual das ocorrências de doenças infecciosas pelas doenças degenerativas e aquelas provocadas pelo homem. Considera, também, que as mudanças mais intensas nesses padrões são observadas entre as crianças e mulheres jovens, uma vez que estes grupos populacionais são mais atingidos pelas causas infecciosas e parasitárias. À medida que a saúde pública e o saneamento básico reduzem a incidência dessas doenças, acentua-se o diferencial de mortalidade por sexo, com a esperança de vida elevando-se mais rapidamente entre as mulheres.

Nesta última década, os processos da transição vêm apontando para alterações inesperadas, com o surgimento de novas doenças, o reaparecimento de outras do passado e para variações nas tendências de algumas doenças crônico-degenerativas, que suscitam uma reflexão mais aprofundada sobre os novos caminhos e perspectivas, tendo em vista as manifestações cada vez mais frequentes de casos de retrocesso a níveis e características da mortalidade do passado. A epidemia de *AIDS* que tem surpreendido os especialistas em várias partes do mundo também surpreende em São Paulo pela velocidade de sua propagação [Waldvogel (1992)]. As estatísticas vitais de São Paulo revelam, por exemplo, que, em 1994, o número de óbitos provocados pela *AIDS* equivalia à soma de todas as ocorrências de doenças infecciosas e parasitárias [Camargo (1996)]. A população dos jovens adultos é o grupo mais atingido, e é nessa faixa etária que se concentram também as mortes violentas. O objetivo deste artigo é apresentar

* Demógrafo da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE).

** Analista de Projetos da Fundação SEADE.



algumas características dessas transformações que vêm ocorrendo nos perfis da mortalidade no estado de São Paulo.

Ampliação das Diferenças de Mortalidade entre População Masculina e População Feminina

Uma forte característica da evolução da mortalidade em São Paulo é a rápida ampliação da diferença entre a esperança de vida feminina e a masculina, que passou de 2,39 anos, em 1940, para 8,37 anos, em 1991 (ver tabela 1). Isso resulta, por sua vez, de diferenças por idade, que também sofreram modificações ao longo do tempo.

TABELA 1
Evolução da Esperança de Vida ao Nascer Estado de São Paulo
1940 a 1991

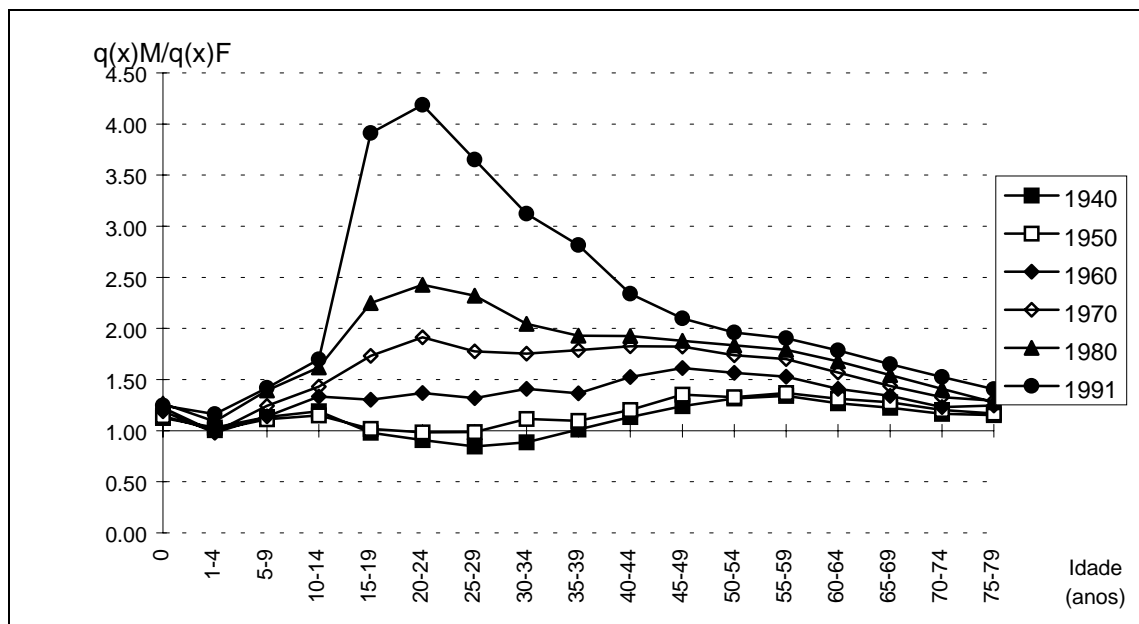
| Ano | População Masculina | | População Feminina | | Diferença entre os sexos $e_0 F - e_0 M$ |
|------|---------------------|------------|--------------------|------------|--|
| | e_0 | incremento | e_0 | incremento | |
| 1940 | 44,29 | - | 46,68 | - | 2,39 |
| 1950 | 52,75 | 8,46 | 55,89 | 9,21 | 3,14 |
| 1960 | 59,04 | 6,29 | 63,67 | 7,78 | 4,63 |
| 1970 | 59,32 | 0,28 | 65,48 | 1,81 | 6,16 |
| 1980 | 63,30 | 3,98 | 70,02 | 4,54 | 6,72 |
| 1991 | 64,87 | 1,57 | 73,24 | 3,22 | 8,37 |

Fonte: Ferreira (1980), Ortiz e Yazaki (1984).

A evolução do padrão etário dessas diferenças fica mais nítido por meio da construção de curvas que representam a relação entre o nível da mortalidade masculina e o da feminina para cada faixa etária quinquenal, ou seja, ${}_5q_x^m / {}_5q_x^f$, sendo que ${}_5q_x^m$ e ${}_5q_x^f$ são as probabilidades de morte masculinas e femininas, respectivamente, para cada grupo quinquenal de idade.



GRÁFICO 1
Índice de Sobremortalidade Masculina
Estado de São Paulo, 1940-1991



Fonte: SEADE, Estatísticas do Registro Civil.

É evidente que, quando o valor da relação for igual a 1, o nível da mortalidade é o mesmo para homens e mulheres. Este valor unitário da relação está assinalado no gráfico 1 por uma linha reta correspondente ao valor 1 do eixo das ordenadas. Dessa forma, quanto maior for o deslocamento das curvas acima dessa reta, maior será a sobremortalidade masculina, enquanto os deslocamentos para baixo da linha indicam uma sobremortalidade feminina.

Por meio do gráfico 1, observa-se a ampliação da sobremortalidade masculina no período 1940-1991, sendo que, de 1980 a 1991, o agravamento das diferenças foi muito rápido. Além disso, verifica-se que as maiores diferenças localizam-se na faixa etária correspondente aos jovens adultos. Esse fenômeno vem ocorrendo em diversos países, inclusive nos mais desenvolvidos, nos quais se nota um agravamento dos riscos de morte da população masculina em uma faixa etária que corresponde, aproximadamente, às idades acima de 15 anos e abaixo de 40 anos. Esse agravamento está associado ao aumento da mortalidade por causas externas e da *AIDS*, que atingem com maior intensidade a população masculina.

As curvas representadas no gráfico 1 também mostram a transição da sobremortalidade feminina nas idades da procriação, ainda muito visível na curva de 1940, para uma situação de sobremortalidade masculina. Essa transição foi



marcada por duas tendências que convergiam: a redução rápida da mortalidade materna e o aumento rápido da mortalidade masculina por causas externas.

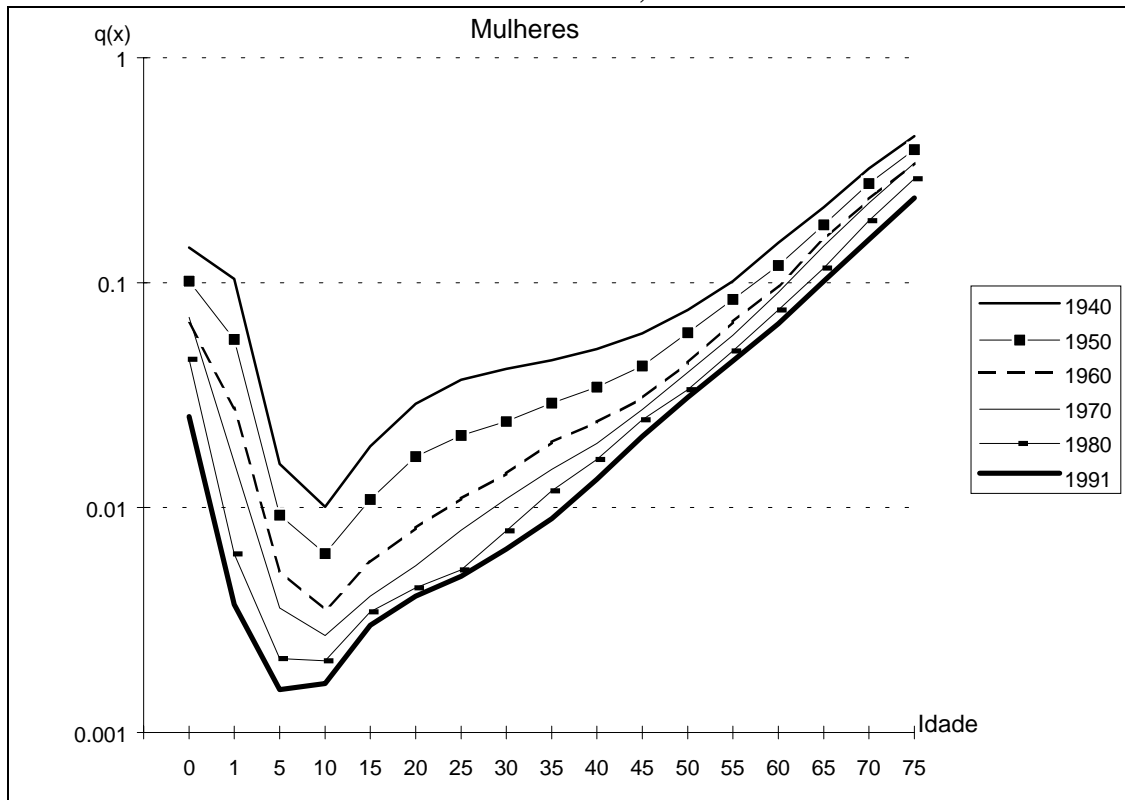
As Mudanças no Padrão Etário da Mortalidade

A origem da concentração das diferenças entre os jovens adultos fica mais nítida quando se observam as tendências dos riscos de morte em cada faixa etária, tanto para a população masculina, como para a feminina, no período 1940 a 1991. No gráfico 2, foram representadas as probabilidades de morte $q(x)$ masculinas e femininas, para todas as faixas etárias quinquenais, até 75-79 anos, sendo que as duas primeiras faixas são 0 a 1 ano, e 1 a 4 anos de idade.

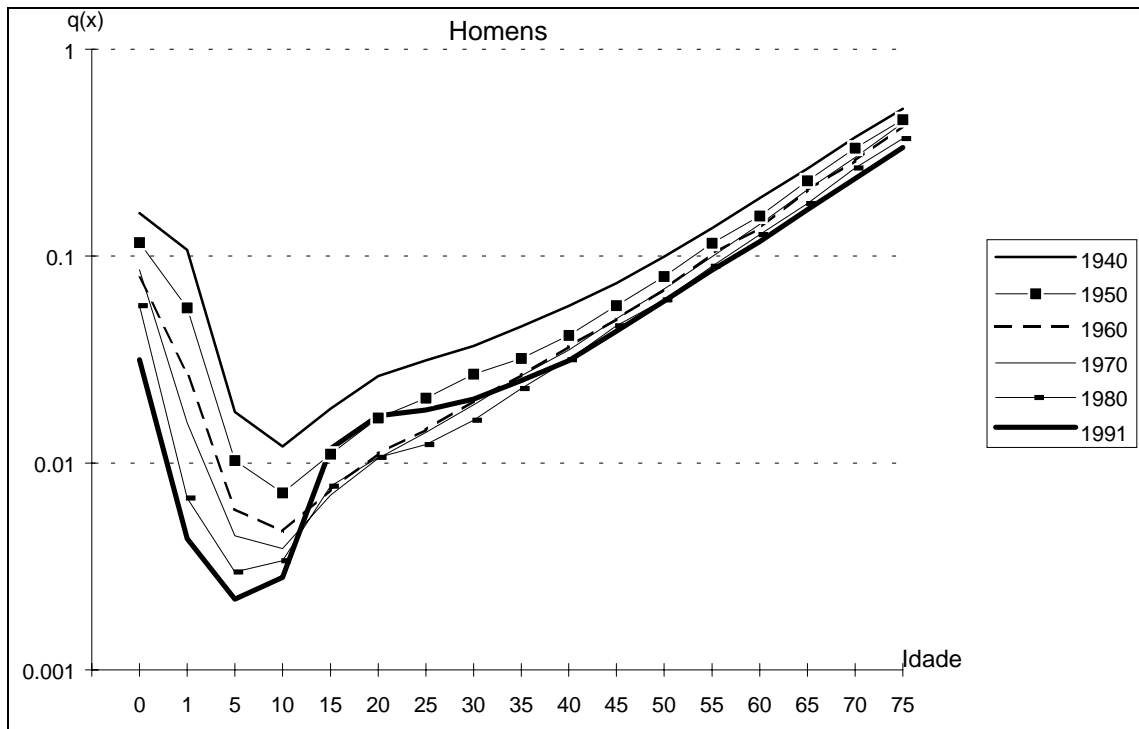
O conjunto de curvas demonstra as mudanças no padrão etário da mortalidade masculina causadas pela tendência de aumento da mortalidade nas faixas etárias de 15 a 39 anos de idade. Cabe destacar que, nas faixas etárias de 15 a 19 anos, e de 20 a 24 anos, as probabilidades de morte $q(x)$, em 1991, superaram os níveis observados 40 anos antes. Trata-se de um retrocesso muito intenso nos níveis de mortalidade, que distorce o padrão anterior da mortalidade masculina, diferenciando-o fortemente do padrão da mortalidade feminina, que mantém aproximadamente a mesma estrutura das décadas anteriores. Essa tendência também vem ocorrendo em vários outros países, inclusive nos mais desenvolvidos, porém o que se destacam, em São Paulo, são a velocidade do aumento e a elevada intensidade dos índices registrados.



GRÁFICO 2
Probabilidade de Morte $q(x)$, por Sexo
Estado de São Paulo, 1940-1991



Fonte: SEADE, Estatísticas do Registro Civil.



Fonte: SEADE, Estatísticas do Registro Civil.



Diante da rápida elevação da mortalidade da população masculina nas idades situadas entre 15 e 39 anos, cabem algumas considerações sobre as causas de morte, em especial as causas externas e a *AIDS*.

No caso da mortalidade masculina, é evidente o papel predominante do conjunto das causas externas em relação aos demais grupos de causas. Dentre as causas externas que atingem a população masculina nessa faixa etária, os homicídios aparecem em primeiro lugar, seguidos de acidentes de veículos a motor. A epidemia de *AIDS*, que se destaca pela rápida ascensão entre 1988 e 1994, representa um fator de risco crescente que se soma àqueles associados com as causas externas. A partir de 1991, a taxa de mortalidade por *AIDS* passou a superar todas as taxas calculadas separadamente para cada capítulo de causas, com exceção das taxas referentes ao capítulo das causas externas.

Fica claro também o caráter determinante das causas externas e da *AIDS* entre jovens adultos da população masculina. No caso da evolução da mortalidade feminina, nessa faixa etária, essas causas têm menor peso relativo e dividem sua influência com outros grupos de causas. É o caso, por exemplo, das doenças do aparelho circulatório, que apresentaram tendência de decréscimo e influenciaram, assim, o resultado geral.

Comentários Finais

As novas tendências da mortalidade no estado de São Paulo estão associadas às transformações importantes na composição das causas de morte e, conseqüentemente, no padrão etário dos riscos de morte.

O impacto do rápido aumento da mortalidade dos jovens adultos sobre a esperança de vida ao nascer vem adquirindo importância e, no futuro próximo, poderá ser responsável pela estagnação, ou mesmo diminuição da esperança de vida. A velocidade de crescimento das taxas de mortalidade por *AIDS* e o aumento dos riscos de morte por homicídios adquirem um peso ainda maior ao atingirem especialmente uma população jovem. A elevada freqüência de mortes precoces, que caracterizava o passado e respondia pelos níveis baixos de esperança de vida, está ressurgindo por outras razões, com ênfase em outras faixas etárias, e já revela as suas conseqüências sobre a evolução da vida média da população paulista.

A importância desse impacto dependerá, em última análise, da tendência futura das causas de morte mencionadas anteriormente. De qualquer maneira, já se atingiu uma certa aceleração, cuja inércia poderá realimentar mecanismos de deterioração dos ganhos de vida média até provocar uma reversão total na evo-



lução histórica da esperança de vida da população paulista. Essas questões fazem parte de um estudo em andamento, na Fundação SEADE, sobre as tendências da mortalidade em São Paulo, com ênfase na análise das causas violentas.

Bibliografia

- CAMARGO, A.B.M. *Transição epidemiológica no Brasil: evolução e novos fatos*. Trabalho apresentado no Seminário sobre Previdência Social. Brasília, 1996.
- FERREIRA, C.E.C. Tábuas abreviadas de mortalidade para o estado de São Paulo - 1939/41, 1949/51, 1959/61, 1969/71. *Informe Demográfico*. — São Paulo: Fundação SEADE, n. 4, 1980.
- FERREIRA, C.E.C.; CAMARGO, A.B.M.; OUSHIRO, D.A. e CASTIÑEIRAS, L.L. *Reconstrução das tábuas de vida regionais de 1980 para as novas regiões administrativas do estado de São Paulo*. — São Paulo: Fundação SEADE, 1995. mimeo
- FERREIRA, C.E.C. e CASTIÑEIRAS, L.L. *Novas tábuas de vida regionais para o estado de São Paulo 1990-1992*. — São Paulo: Fundação SEADE, 1996, mimeo
- OMRAN, A.R. The epidemiologic transition theory. A preliminary update. *Journal of Tropical Pediatrics*. — Oxford, Inglaterra, v.29, n.6, p. 305-316, dec. 1983.
- ORTIZ, L.P. e YAZAKI, L.M. Tábuas de mortalidade para o estado e regiões administrativas de São Paulo, 1979/81. *Informe Demográfico*. — São Paulo: Fundação SEADE, n.14, 1984.
- WALDVOGEL, B. Os números da Aids: São Paulo surpreende. *São Paulo em Perspectiva*. — São Paulo: Fundação SEADE, v.6, n.4, p.2-8, out./dez. 1992.
-



O EFEITO DO ACESSO AO SERVIÇO DE SAÚDE NA MORTALIDADE INFANTIL NORDESTINA

*Marcelo Medeiros**
*Ana Amélia Camarano***

Neste artigo, procura-se mensurar o impacto do acesso a serviços de saúde, por parte das mães, nas taxas de mortalidade infantil do Nordeste em 1986 e 1991. Por acesso a serviços de saúde entende-se vacinação materna contra tétano, atendimento pré-natal e atenção ao parto. Como mortalidade infantil, considera-se a mortalidade ocorrida nos primeiros cinco anos de vida da criança. Já que as taxas de mortalidade são também afetadas por condições sociais, algumas variáveis que medem essas condições são incluídas na análise. A metodologia de trabalho consiste na avaliação da evolução temporal da mortalidade, verificando se o acesso a serviços de saúde pode ser tomado isoladamente na explicação de seus diferenciais.

Os dados utilizados provêm das Pesquisas sobre Saúde Familiar (PSF) realizadas pela Sociedade Civil Bem-Estar Familiar (BEMFAM) em 1986 e 1991. A pesquisa de 1986 foi de âmbito nacional, sendo utilizados os dados correspondentes à região Nordeste. Para evitar erros de memória, neste trabalho foram consideradas apenas as mulheres que tiveram filhos nascidos vivos nos dez anos anteriores à data da pesquisa.

O critério de seleção das variáveis para o estudo dos diferenciais de mortalidade foi sua importância como indicador de acesso a serviços básicos de saúde, e algumas características sociais e demográficas da mãe que poderiam influenciar as probabilidades de óbito. Foram selecionadas aquelas variáveis que dizem respeito à atenção pré-parto (vacinação materna antitetânica e atendimento pré-natal) e durante o parto. Como características da mãe, selecionaram-se idade no momento do parto, escolaridade e local de residência até os 12 anos. Amentação e condições do domicílio (existência de água encanada e de sistema de esgoto ou fossa séptica), por sua vez, foram também selecionadas em função de seu suposto papel na determinação da taxa de mortalidade infantil.

* Bolsista ANPEC.

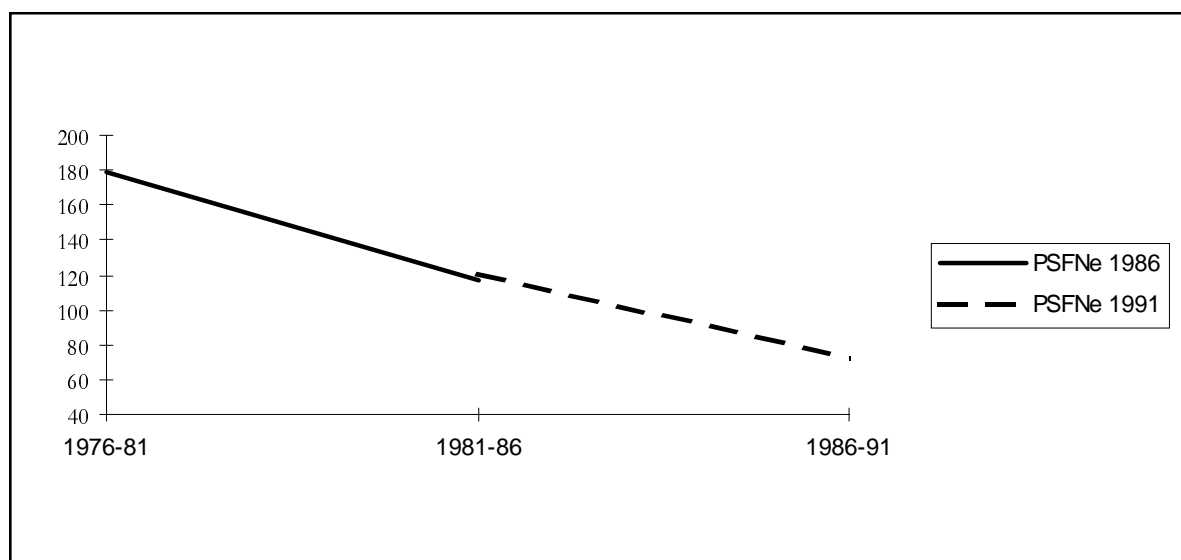
** Coordenadora da Área de Estudos Populacionais do IPEA.



Evolução das Taxas de Mortalidade

O declínio das taxas de mortalidade infantil no Nordeste pode ser observado no gráfico 1. De acordo com a PSFNe de 1986, a mortalidade no período 1976-1980 situava-se em torno de 179‰, reduzindo-se a 117‰ no período 1981-1986. Os dados da pesquisa de 1991 indicam uma taxa de aproximadamente 121‰ para o período 1981-1986, que decaiu para 72‰ no período 1987-1991.

GRÁFICO 1
Evolução das Taxas de Mortalidade:
Nordeste



Fonte: BEMFAM, Pesquisa de Saúde Materno-Infantil.

Os dados da PSFNe mostram que o acesso a serviços como vacinação materna, atenção pré-natal e ao parto tem um importante papel na redução das chances de óbito das crianças nordestinas, como pode ser visto na tabela 1. As taxas referem-se a um período de dez anos (1976-1986), dado o número reduzido de observações disponíveis para o caso de se trabalhar com um período de apenas cinco anos.



TABELA 1
Diferenciais de Mortalidade por Acesso a Serviços de Saúde e Amamentação

| Serviço | 1976-1986 | | | 1987-1991 | | |
|--------------------------|-----------|------|-------|-----------|------|-------|
| | Sim | Não | Difer | Sim | Não | Difer |
| Antitetânica | 96‰ | 148‰ | 54% | 43‰ | 72‰ | 67% |
| Atendimento pré-natal | ... | ... | ... | 50‰ | 121‰ | 242% |
| Atenção médica ao parto* | ... | ... | ... | 65‰ | 98‰ | 51% |
| Amamentação | 113‰ | 188‰ | 66% | 24‰ | 142‰ | 592% |

Fonte: PSFNe, 1986 e 1991.

Nota: * Considera-se assistência médica a realizada por médicos, enfermeiras ou auxiliares.

As taxas de mortalidade do grupo formado pelos filhos de mães não-vacinadas contra o tétano neonatal eram, no período 1976-1986, 54% maiores do que as do grupo de filhos das vacinadas. Essa diferença aumentou para 67% no período 1987-1991, embora as taxas dos dois grupos tenham declinado. A atenção pré-natal resulta em uma variação das taxas de mortalidade, em 1987-1991, de 121 casos por mil, no caso dos filhos de mães que não a receberam, para 50 casos por mil, quando as mães a receberam.

O tipo de atenção recebida no parto indica taxas de mortalidade infantil muito próximas para casos em que a assistência foi dada por leigos (parteira leiga treinada, parteira leiga, parentes, amigos ou outros) e em que não houve nenhum tipo de assistência. Isso sugeriu a consideração de dois agrupamentos nesta análise: o grupo de crianças cujo parto foi assistido por um profissional da área médica (médico, enfermeira ou auxiliar de enfermagem), que resultou em uma taxa de mortalidade em torno de 65‰, e o grupo em que a assistência médica não existiu, com taxa de cerca de 98‰, o que indica uma chance de óbito dos filhos de mães que recebem atenção profissional médica cerca de 51% menor do que a dos filhos de mães que não a recebem.

Tomando-se essas variáveis como indicadores do acesso à assistência médico-hospitalar, é possível inferir que a expansão dos serviços básicos de saúde foi relevante para a diminuição das taxas de mortalidade infantil. No entanto, como sugere a PSFNe de 1991, os diferenciais encontram-se, ainda, em patamares elevados, o que permite afirmar que a expansão desses serviços deve continuar sendo objeto das políticas de saúde. Cabe, no entanto, avaliar como o acesso a esses serviços de saúde, sob o controle de outras variáveis, tem afetado a probabilidade de óbito das crianças.



A amamentação mostrou ser, das variáveis selecionadas, uma das que determinaram os maiores diferenciais de mortalidade no período 1976-1991. No período 1976-1986, a diferença entre as taxas de mortalidade de crianças amamentadas e de crianças não-amamentadas era de 66%. Já no período 1981-1991, enquanto as chances de óbito das crianças que foram amamentadas era de cerca de 24%, para as crianças que não foram amamentadas, essas chances eram quase seis vezes maiores (142%).

O nível de escolaridade da mãe mostrou, como esperado, uma relação inversa com a mortalidade infantil, como pode ser observado na tabela 2. As chances de óbito para filhos de mães com menos de um ano de escolarização (inclusive nenhuma escolarização) são pelo menos mais de duas vezes maiores do que as chances dos filhos de mães com mais de quatro anos de escolarização. Observa-se, também, que as taxas de mortalidade têm, comparando-se os dois períodos, caído mais entre os filhos de mães com maior nível de escolaridade. A redução das taxas de mortalidade dos filhos de mães com mais de quatro anos de escola foi praticamente duas vezes maior do que entre os filhos de mães com menos de um ano de escola. Isso sugere que o aumento da escolaridade no Nordeste deve ter tido, também, um impacto importante na redução da mortalidade infantil.

TABELA 2

Taxas de Mortalidade Infantil por Escolaridade Materna

| Anos de Estudo | 1976-1986 | 1981-1991 | Variação |
|-----------------------------|-----------|-----------|----------|
| Menos de um ano | 189‰ | 135‰ | -29% |
| Mais de 1 e menos de 4 anos | 120‰ | 66‰ | -45% |
| 4 ou mais anos | 86‰ | 37‰ | -57% |

Fonte: PSFNe, 1986 e 1991.

Outra característica da mãe que mostrou relação com a mortalidade infantil foi o local onde residiu nos doze primeiros anos de vida. Incluiu-se essa variável por julgar-se que o local da residência na infância é um indicador de valores culturais que afetam a sua formação pessoal e que poderiam estar relacionados com o seu acesso aos serviços de saúde. Para ambos os períodos analisados, as maiores taxas de mortalidade foram encontradas entre os filhos de mães que passaram sua infância na zona rural. A tabela 3 mostra que a infância materna passada em zonas urbanas implica menores taxas de mortalidade. A queda das taxas de mortalidade foi mais acentuada entre as mulheres que passaram a infância nas capitais da região.



TABELA 3

Mortalidade segundo o Local onde a Mãe Residiu durante a Infância

| Local | 1976-1986 | 1987-1991 | Variação |
|-------------|-----------|-----------|----------|
| Capital | 132‰ | 62‰ | -53% |
| Cidade/vila | 143‰ | 106‰ | -26% |
| Zona rural | 157‰ | xxx* | |

Fonte: PSFNe, 1986 e 1991.

Nota: * = Não significativa.

A idade da mãe tem sido considerada uma importante variável na análise da mortalidade infantil. Normalmente consideram-se os filhos de mães com menos de 19 ou mais de 35 anos como pertencentes a um *grupo de risco*, que apresentaria taxas de mortalidade mais elevadas. Os dados da PSFNe de 1991 mostram que, enquanto para os filhos de mulheres entre 19 e 35 anos as taxas de mortalidade estavam em torno de 98‰, para as crianças no *grupo de risco*, essas taxas situavam-se em torno de 193‰.

A existência de sistema de esgoto ou fossa séptica na residência também está relacionada à maior chance de sobrevivência das crianças. No caso de residências com esgoto ou fossa, a taxa de mortalidade estimada para o período 1987-1991 é de 74‰, contra 198‰ onde esgotos não estão presentes, o que implica uma diferença de 167% nas taxas de mortalidade. O serviço de água encanada, por sua vez, possui uma relação ainda mais forte com os diferenciais de mortalidade: 97‰ no caso da existência do serviço, contra 184‰ na sua ausência, como pode ser observado na tabela 4.

TABELA 4

Mortalidade segundo Características do Domicílio

| Característica | Sim | Não | Difer |
|----------------|-----|------|-------|
| Água encanada | 97‰ | 184‰ | 89% |
| Esgoto/fossa | 74‰ | 198‰ | 167% |

Fonte: PSFNe, 1986 e 1991.

**TENDÊNCIAS DA FECUNDIDADE BRASILEIRA NO
SÉCULO XX: UMA VISÃO ESTADUAL**



Herton Ellery Araújo*
Ana Amélia Camarano**

O presente trabalho objetiva analisar a evolução da fecundidade em todas as unidades da Federação ao longo do século XX. As medidas utilizadas aqui são a taxa de fecundidade total das coortes sintéticas, ou seja, de um grupo de mulheres nascidas no mesmo período. A análise realizada refere-se às mulheres nascidas nos quinquênios compreendidos entre 1890-1895 e 1960-1965.

Para o Brasil a taxa de fecundidade total passou de 6,2 filhos, entre as mulheres nascidas em 1890-1895, para 2,6, entre as mulheres nascidas em 1960-1965. Apesar da fecundidade ter experimentado uma queda bastante expressiva, esta não foi monotônica. A intensidade foi variada, e observaram-se, também, acréscimos em alguns momentos. A fecundidade declinou suavemente entre as quatro primeiras coortes; a quinta apresentou um ligeiro acréscimo, seguido de um decréscimo apresentado pela coorte de 1920-1925. A fecundidade das duas próximas coortes mostrou um pequeno incremento. A partir da coorte nascida em 1935-1940, o declínio observado na taxa de fecundidade foi contínuo, mas com intensidade diferenciada. A maior variação (redução de 24,2%) foi observada entre as coortes nascidas em 1940-1945 e 1945-1950.

Com o objetivo de manter a compatibilidade histórica na análise das unidades da Federação, foram feitas algumas agregações: nos dados provenientes dos censos de 1940 e 1950, a sigla RJ compreende o estado do Rio de Janeiro e o Distrito Federal. Nos dados dos censos de 1960 e 1970, RJ inclui o estado do Rio e Guanabara. Nos dados dos censos de 1960, 1970 e 1980, a sigla GO refere-se a Goiás e Distrito Federal, e para os dados da PNAD de 1993, GO inclui também o estado de Tocantins. Para os dados do censo de 1980 e a PNAD de 1993, MT está considerando os estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Além disso, por não existirem informações para todo o período referentes aos estados do Amapá, Rondônia e Roraima, estes não serão objeto de análise neste trabalho.

Para facilitar a análise, os estados foram organizados em quatro grupos de acordo com as taxas de fecundidade da coorte mais recente. As taxas de fecundidade estão apresentadas nos gráficos 1, 2, 3 e 4. Em todos eles, apresentam-se também as taxas de fecundidade de toda a população brasileira, com finalidade de comparação. No primeiro grupo encontram-se os estados de mais baixa fecundidade, enquanto que no quarto grupo estão os de mais alta fecundidade.

* Técnico da Área de Estudos Populacionais do IPEA.

** Coordenadora da Área de Estudos Populacionais do IPEA.



Dentro dessa classificação, encontram-se, no primeiro grupo, os estados do Rio de Janeiro e do Rio Grande do Sul, que apresentaram taxas de fecundidade mais baixas do que a de reposição¹ (1,9 e 2,0 filhos, respectivamente). Os outros estados de fecundidade mais baixa são São Paulo, Paraná e Santa Catarina. O grupo de mais alta fecundidade, por sua vez, é formado por Alagoas, Acre, Bahia, Maranhão, Pernambuco e Piauí, com uma forte concentração dos estados do Nordeste.

A fecundidade caiu mais intensamente nos estados do Rio Grande do Sul (67%), São Paulo (65%), Santa Catarina (63%) e Paraná (63%), entre a coorte mais antiga (1890-1895) e a mais recente (1960-1965). Essa queda foi mais intensa do que a média brasileira, em que a redução foi de 57,5%. O intervalo de variação das taxas de fecundidade da coorte mais recente foi de 2,0 filhos (1,9 filhos, no Rio de Janeiro, a 3,9, no Maranhão). Na coorte mais antiga, a fecundidade variava de 7,5 filhos, no Acre, a 4,8, no Rio de Janeiro (2,7 filhos). Isso mostra que, embora a queda da fecundidade tenha se estendido entre todos os estados, os diferenciais regionais não se reduziram.

O gráfico 1 apresenta as taxas de fecundidade dos estados situados no primeiro grupo, o de fecundidade mais baixa. As taxas de fecundidade desse grupo variavam de 1,9, no Rio de Janeiro, a 2,5, em Santa Catarina e Paraná. A taxa de fecundidade do estado do Rio Grande do Sul caiu em todas as coortes estudadas, com exceção da de 1935-1940, na qual observou-se um aumento pequeno (1,1%). A maior queda foi experimentada pela coorte de 1945-1950. A tendência da fecundidade paulista foi bem semelhante à do Rio Grande do Sul, mas a intensidade das variações foi maior em São Paulo até a coorte de 1925-1930. Como consequência, a fecundidade do estado de São Paulo apresentou-se mais elevada do que a do Rio Grande do Sul nas três primeiras coortes, mais baixa nas oito coortes subsequentes, e voltou a ser mais alta nas quatro coortes mais recentes. Para as coortes mais recentes, o valor da taxa de fecundidade do Rio Grande do Sul aproximou-se da do estado do Rio de Janeiro, historicamente o estado de menor fecundidade do Brasil. Os estados do Paraná e Santa Catarina formam um subgrupo diferenciado. Suas taxas de fecundidade apresentam-se muito próximas entre si e acima da média brasileira nas treze primeiras coortes estudadas, mas nas duas últimas coortes experimentaram taxas abaixo da média brasileira. É interessante notar que apenas dois estados desse grupo (Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul) possuíam fecundidade abaixo da média brasileira na primeira coorte, mas na última todos apresentam fecundidade abaixo desta.

¹ *Taxa de reposição* é a taxa de fecundidade da população que apenas se repõe, ou seja, apresenta uma taxa de crescimento igual a zero.



A tendência apresentada pela fecundidade dos estados do segundo grupo foi a de queda expressiva, mas com flutuações (ver gráfico 2). Embora na última coorte as variações nas taxas de fecundidade dos estados sejam mínimas, de 2,6, em Goiás, a 2,8, no Espírito Santo, a trajetória desse grupo foi bastante diferenciada. O movimento experimentado pelas três primeiras coortes foi de uma queda ligeira, seguida de um aumento também pouco expressivo. Isso só não ocorreu no estado do Amazonas. O movimento da coorte seguinte, 1905-1910, foi de queda em todos os estados, seguida de um aumento. A fecundidade continuou aumentando nas três coortes seguintes no Amazonas, Mato Grosso e Goiás, e decresceu em Minas Gerais e Espírito Santo. As duas coortes seguintes apresentaram taxas estáveis nesses dois estados. Em todos os estados, as mulheres nascidas no período 1930-1935 apresentaram uma fecundidade mais baixa em relação à anterior. Um ligeiro aumento foi observado a seguir, em todas as coortes, seguido de uma redução que foi contínua durante o período analisado. Em todos os estados, a redução mais expressiva foi experimentada pela coorte 1945-1950, como se observou nos estados localizados no primeiro grupo. Na coorte mais antiga, três estados desse grupo apresentavam fecundidade abaixo da brasileira — Mato Grosso, Amazonas e Goiás; a partir da quinta coorte, no entanto, a taxa de fecundidade do Brasil decresceu mais rapidamente do que a de todos os outros estados, tornando-se inferior às delas.

Os estados do Ceará, Pará, Paraíba, Rio Grande do Norte e Sergipe formam o terceiro grupo. A taxa de fecundidade total variou de 3,2, na Paraíba, a 3,4, no Pará. Destes, apenas o Pará apresentou comportamento notoriamente diferenciado: apresentou uma fecundidade abaixo das dos demais estados no início do período analisado, manteve uma queda mais intensa que os outros nas três coortes subsequentes, e aumentou o diferencial de fecundidade com relação às delas. A coorte 1910-1905 experimentou um aumento na sua fecundidade, o que continuou até a coorte 1935-1940. A partir daí, sua taxa de fecundidade aproximou-se das taxas dos demais estados (ver gráfico 3).

A fecundidade da segunda e quarta coortes dos demais estados apresentou uma leve queda (ver gráfico 3). A partir daí até a coorte de 1925-1930, o movimento foi de incremento. Desde então, a fecundidade declinou continuamente em todos os estados, com exceção de Sergipe cujo declínio sustentado ocorreu a partir da coorte 1940-1945. Como nos outros estados, a maior queda foi experimentada pela coorte 1945-1950.

O último grupo, o de fecundidade mais alta, possui um estado a mais que os outros, pois o grupo de 21 estados não pode ser dividido em quatro grupos iguais. A taxa de fecundidade variou de 3,4, em Pernambuco, a 3,9, no Mara-



nhão. A tendência desenhada pela fecundidade desses estados foi de alta até a coorte 1935-1940, mas com muitas oscilações, principalmente no estado do Acre (ver gráfico 4). A queda observada a partir da coorte seguinte foi monotônica, com exceção do Maranhão, que foi o único estado brasileiro a experimentar um aumento da fecundidade no momento em que todos os demais estados apresentavam a maior intensidade de seu declínio.

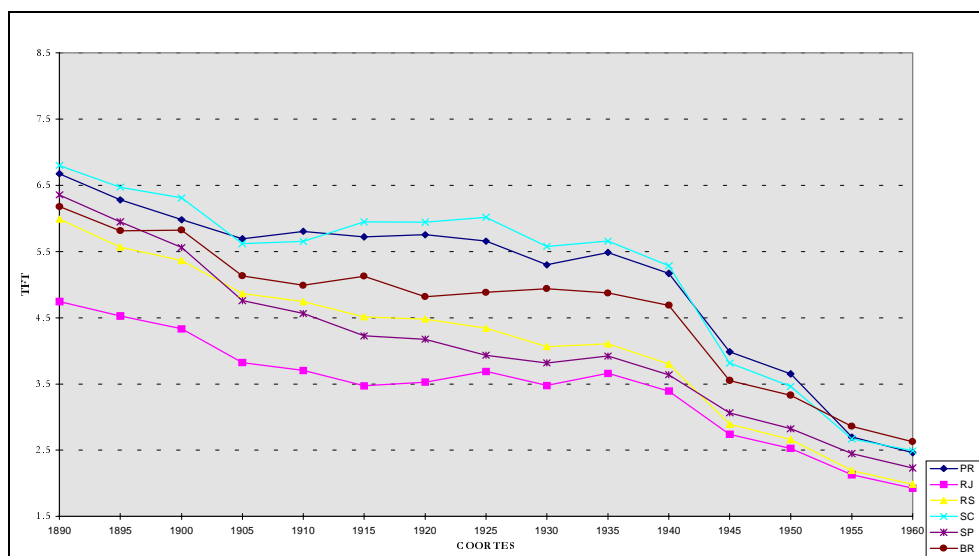
Do que foi exposto podemos concluir que:

— a trajetória da fecundidade é muito diferenciada entre os estados brasileiros, apresentando características próprias; não há indicação de convergência ou homogeneização das taxas de fecundidade; e

— apesar de ser significativa a queda da fecundidade das mulheres brasileiras em todos os estados, apenas cinco deles possuem taxas menores que a brasileira, com forte concentração regional, já que esses cinco estados são os do primeiro grupo.

GRÁFICO 1

Taxas de Fecundidade Total por Coortes: Primeiro Quartil

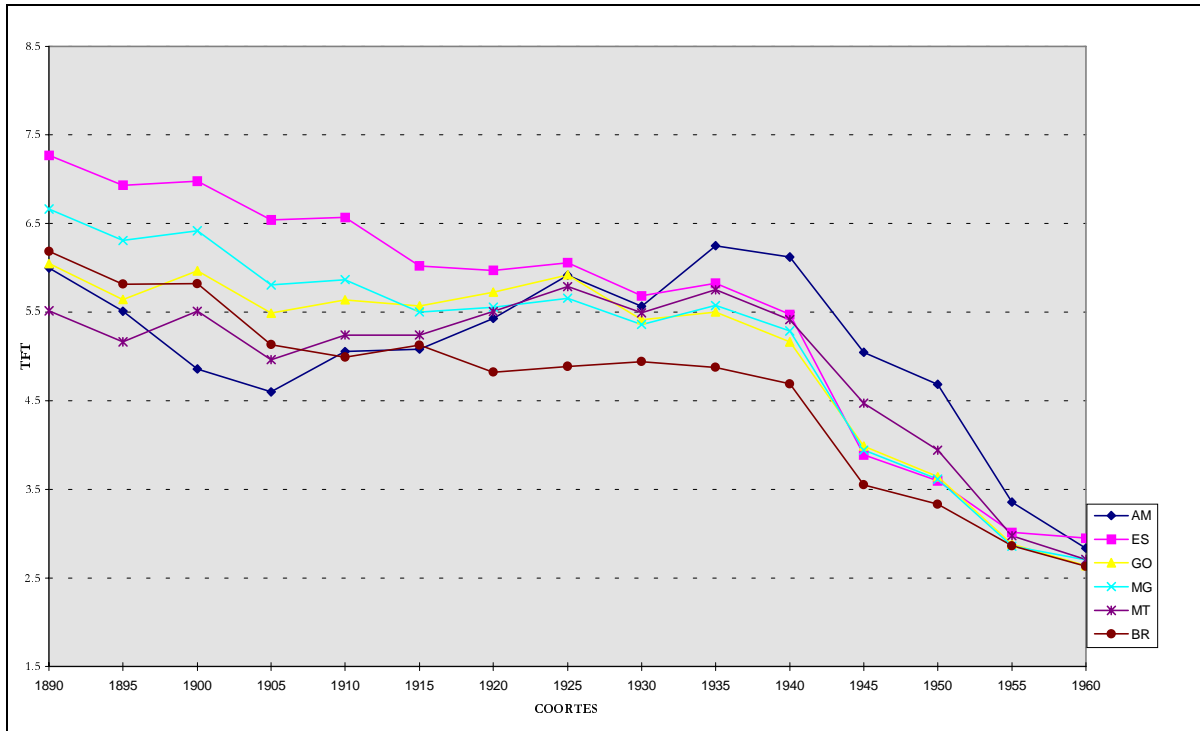


Fonte: Vários Censos e PNAD 1993.



GRÁFICO 2

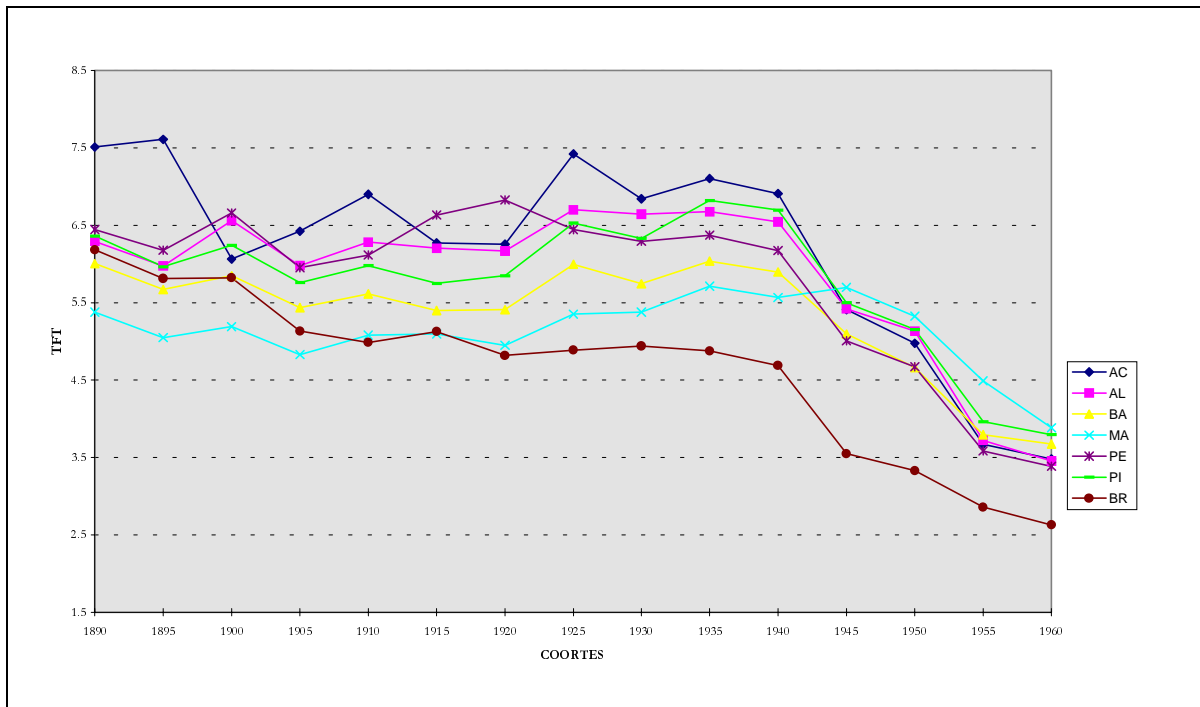
Taxas de Fecundidade Total por Coortes: Segundo Quartil



Fonte: Vários Censos e PNAD 1993.

GRÁFICO 3

Taxas de Fecundidade Total por Coortes: Terceiro Quartil

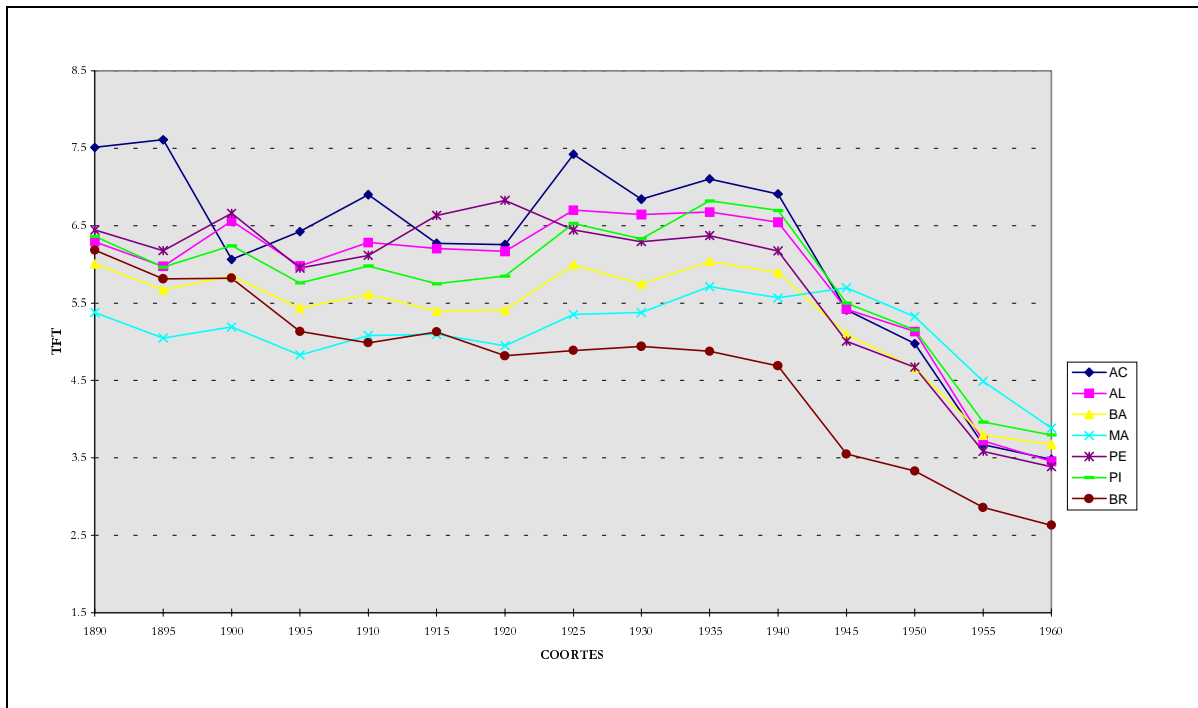


Fonte: Vários Censos e PNAD 1993.



GRÁFICO 4

Taxas de Fecundidade Total por Coortes: Quarto Quartil



Fonte: Vários Censos e PNAD 1993.



COMO VAI?

POPULAÇÃO BRASILEIRA

Uma publicação da
Diretoria de Política Social do IPEA e da
Diretoria de Pesquisa do IBGE

Editora
Ana Amélia Camarano

Edição Técnica
Serviço Editorial do IPEA (BRASÍLIA)

Colaboram neste número: Kaizô Iwakami Beltrão, Marly I. dos Santos Pinto,
Ana Amélia Camarano, Carlos Eugenio de Carvalho Ferreira, Luciane
Lestido Castiñeiras, Marcelo Medeiros, Herton Ellery Araújo.

Tiragem: 500 exemplares
