

Análise de efeito idade-período-coorte na mortalidade por doenças cerebrovasculares em Maceió e Florianópolis

Analysis of age-period-cohort effect on mortality due to cerebrovascular diseases in Maceió and Florianópolis, Brazil

Fernanda Cristina da Silva de Lima¹ , Wolney de Andrade Martins² ,
Maria Luiza Garcia Rosa^{1,2} , Samon Henrique Nunes³ 

¹Programa de Pós-graduação em Saúde Coletiva, Universidade Federal Fluminense (UFF) - Niterói (RJ), Brasil.

²Programa de Pós-Graduação em Ciências Cardiovasculares, Universidade Federal Fluminense (UFF) - Niterói (RJ), Brasil.

³Universidade de Vassouras - Vassouras (RJ), Brasil.

Como citar: Lima FCS, Martins WA, Rosa MLG, Nunes SH. Análise de efeito idade-período-coorte na mortalidade por doenças cerebrovasculares em Maceió e Florianópolis. Cad Saúde Colet, 2022; 30(3) 309-318. <https://doi.org/10.1590/1414-462X202230030233>

Resumo

Introdução: A doença cerebrovascular (DCBV) é a segunda principal causa de morte no mundo e no Brasil. **Objetivo:** Avaliar as tendências da mortalidade por DCBV em duas cidades brasileiras (Maceió e Florianópolis) com diferenças socioeconômicas extremas, entre 1981 e 2015, estimando os efeitos idade, período e coorte. **Método:** Estudo de séries temporais da mortalidade por DCBV em indivíduos com ≥ 40 anos, empregando a ferramenta Web tool. **Resultados:** A mortalidade por DCBV diminuiu com o tempo, aumentou com a idade e foi menor para gerações mais novas. O efeito foi igual para ambos os sexos. Houve diminuição da mortalidade nas duas cidades, mas a diferença foi grande e a mortalidade continua alta em Maceió. Com base na amplitude dos efeitos estimados, foi possível verificar que o efeito de coorte foi o termo mais significativo para explicar a variabilidade temporal das taxas de mortalidade por DCBV no período. **Conclusão:** A comparação da tendência temporal nas duas cidades mostrou a importância da melhora das condições de vida, do acesso a serviços de saúde para prevenção e controle dos fatores de risco, assim como assistência hospitalar aos casos para diminuirmos a mortalidade por DCBV em todo o território nacional.

Palavras-chave: doenças cerebrovasculares; mortalidade; séries temporais; epidemiologia.

Abstract

Background: Cerebrovascular disease (CBVD) is the second leading cause of death in the world and Brazil. **Objective:** To evaluate trends in mortality from CBVD in two Brazilian cities (Maceió and Florianópolis) with extreme socioeconomic differences, between 1981 and 2016, estimating the age, cohort effect. **Method:** Study of CBVD mortality time series in individuals aged ≥ 40 years, using the Age, Period, Cohort (APC) analysis and the Web tool. **Results:** CBVD mortality decreased with time, increased with age and was lower for younger generations. The effect was the same for both sexes. There was a decrease in mortality in both cities, but the difference was large, and mortality remains high in Maceió. Based on the amplitude of the estimated effects, it was possible to verify that the cohort effect was the most significant term to explain the temporal variability of mortality rates due to CVD in the period. **Conclusion:** The comparison of the time trend in the two cities showed the importance of improving living conditions, access to health services for the prevention and control of risk factors, as well as hospital care for cases to reduce mortality from CVD nationwide.

Keywords: cerebrovascular diseases; mortality; time trends; epidemiology.

Correspondência: Fernanda Cristina da Silva de Lima. E-mail: fernandacri2005@hotmail.com

Fonte de financiamento: nenhuma.

Conflito de interesses: nada a declarar.

Recebido em: Jun. 11, 2019. Aprovado em: Nov. 13, 2020



Este é um artigo publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Attribution, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições desde que o trabalho original seja corretamente citado.

INTRODUÇÃO

As doenças cerebrovasculares (DCBV) são a segunda maior causa de morte no mundo, o que deve continuar até 2030, quando chegará a 12,2% dos óbitos previstos¹. No Brasil, as DCBV representaram o segundo lugar entre as doenças cardiovasculares (DCV), em 2016, com 28,4% dos óbitos do capítulo IX da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde (CID), Décima Revisão². Em 2015, as taxas ajustadas de mortalidade para os homens foram de 355,7/100 mil e de 288,4/100 mil para mulheres³. Em 2013, a prevalência da doença de acidente vascular cerebral (AVC) foi de 1,6% e 1,4% para homens e mulheres respectivamente⁴. Apesar da alta morbimortalidade, as DCBV estão entre as doenças mais negligenciadas⁵.

Os países em que as DCBV ainda são responsáveis por alto percentual de mortes encontram-se em estágio de transição epidemiológica posterior àqueles países com melhor desenvolvimento socioeconômico⁵. O principal fator de risco para as DCBV é a hipertensão arterial, de fácil controle com medidas de atenção básica. Essas medidas foram relacionadas às mudanças no estilo de vida, bem como à prevalência de outros fatores de risco (diabetes mellitus, fibrilação atrial, dislipidemia, obesidade e tabagismo). Essas mudanças têm um impacto econômico muito importante nos cenários em que a pobreza pode ser tanto a causa como a consequência no crescimento das doenças crônicas não transmissíveis, especialmente as DCV^{6,7}.

A análise da evolução temporal das taxas de mortalidade por uma determinada doença permite acompanhar as mudanças ocorridas ao longo do tempo. Essas mudanças resultam da ação dos efeitos idade, período e coorte, considerados variáveis *proxy* para possíveis fatores relacionados às mudanças das taxas ao longo do tempo. Os três efeitos podem ser identificados pela aplicação da análise idade-período-coorte, o *Age-Period-Cohort* (APC), que permite estimar a associação de cada um deles com as mudanças nas taxas de mortalidade e apontar qual deles exerceu a maior influência⁸.

A mortalidade por DCBV, por exemplo, tende a aumentar com o avançar da idade devido aos fatores biológicos; trata-se do efeito idade^{8,9}. Em determinado período, podem ocorrer fenômenos em momentos específicos de tempo. Fatores relacionados à mudança na qualidade de registros dos óbitos ou impacto de políticas públicas que influenciam simultaneamente todas as faixas etárias (ex.: disponibilidade gratuita de medicamento anti-hipertensivo ou proibição do fumo em espaços públicos) caracterizam o efeito período⁹. O efeito coorte é provocado por fatores que afetam uma geração e promovem mudanças nas taxas de mortalidade de diferentes grupos de idade e períodos, por exemplo, as mudanças nos hábitos e estilo de vida^{8,9}.

Este estudo objetivou avaliar as tendências da mortalidade por DCBV em duas cidades brasileiras (Maceió e Florianópolis) com diferenças socioeconômicas extremas, entre 1981 e 2015, estimando os efeitos idade, período e coorte.

MÉTODO

Trata-se de um estudo ecológico de séries temporais, em que foram estudados os óbitos por DCBV em indivíduos com idade ≥ 40 anos, nas cidades de Maceió e Florianópolis, entre 1981 e 2015.

As duas cidades foram escolhidas por apresentarem, entre as capitais brasileiras, índices de desenvolvimento humano municipais extremos (Maceió com o pior e Florianópolis o melhor) – indicador formulado pelo Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, utilizado para medir diferentes aspectos de desenvolvimento social, como a desigualdade¹⁰.

Os efeitos idade, período e coorte são estimados de forma não paramétrica, é estimado um número muito grande de parâmetros. Para diminuir os parâmetros e obter curvas apropriadas, os efeitos são agrupados em intervalos de cinco anos⁸. Foram agrupados 40-44 até 80 ou mais, totalizando nove grupos de idades e sete períodos (1981-1985 até 2011-2015). As coortes de nascimento iniciaram em 1899 até 1973, totalizando 15 coortes⁹.

A escolha do período do estudo deveu-se à disponibilidade das informações de mortalidade mais recentes. Os óbitos foram obtidos pelo Sistema de Informações sobre

Mortalidade (SIM), disponíveis na página eletrônica do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DataSUS). As categorias analisadas foram códigos da 9ª e 10ª revisão da CID. CID-9: 430-438 e CID-10: I60-I69. As informações da população residente foram extraídas do DataSUS, utilizando os censos realizados em 1980, 1991, 2000 e 2010; a contagem populacional de 1996 e as projeções intercensitárias de 1981 a 2012. Para os anos de 2013 a 2015, elas foram obtidas pelas estimativas populacionais: município, sexo e idade 2000-2015 RIPSA IBGE².

As taxas de mortalidade foram padronizadas pelo método direto, utilizando-se a população mundial como padrão para comparações globais, como proposto por Segi et al.¹¹ e modificado por Doll et al.¹²

As informações foram corrigidas a fim de minimizar problemas de subestimação de óbitos por DCBV. Primeiramente, realizou-se a correção dos dados para sub-registro para Maceió e Florianópolis, no período entre 1981 e 2015. Em seguida, estimaram-se os fatores de correção para os óbitos informados ao SIM nas duas capitais estudadas¹³.

Posteriormente, devido à identificação de diferenças na mortalidade proporcional ligada às causas mal definidas, entre as localidades estudadas, os números de óbitos codificados em causas mal definidas e inespecíficas (capítulo XVI – Sintomas, sinais e afecções mal definidas – códigos 780-799 da CID-9 e capítulo XVIII – Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório não classificados em outra parte – códigos R00-R99, da CID-10) foram redistribuídos proporcionalmente por faixa etária, sexo e período do estudo, para cada capital. Após a redistribuição, esse número foi acrescido aos óbitos codificados como DCBV¹⁴.

Análise estatística

Para melhor compreensão da especificação dos parâmetros da análise estatística, utilizou-se o diagrama *Lexis* (Figura 1). Nele, as linhas representam os períodos, as colunas os grupos de idade, e fica visualmente claro que a diagonal da matriz, do canto superior esquerdo para o canto inferior direito, representa as sucessivas coortes de nascimentos indexadas ($c = p - a + A$), da mais velha ($c = 1$) à mais jovem ($c = C \equiv P + A - 1$). Pode se observar que, a cada período consecutivo, uma nova coorte entra em acompanhamento prospectivo¹⁵.

A matriz apresentada na Figura 1 representa $Y = [Y_{pa}, p = 1, \dots, P, a = 1, \dots, A]$, contém o número de óbitos por DCBV no período calendário (p), segundo o grupo de idade no momento

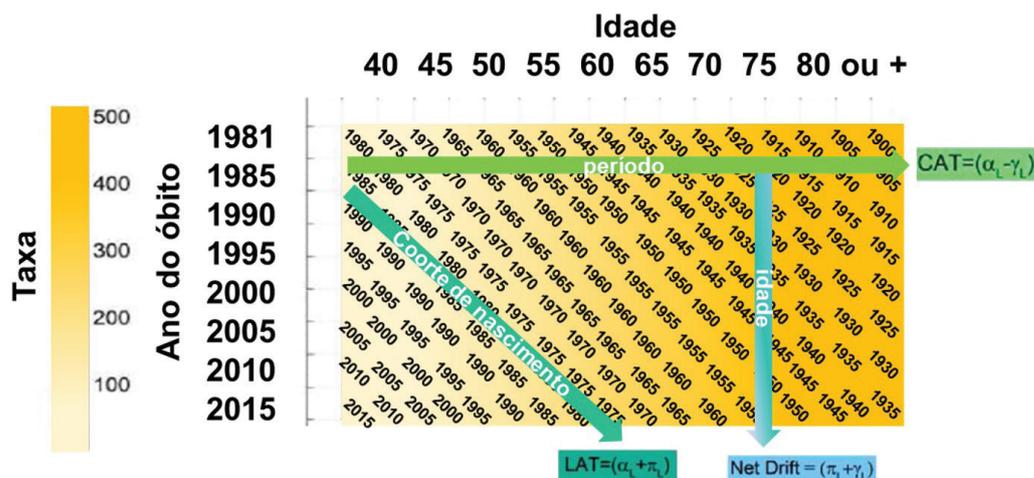


Figura 1. Diagrama *Lexis* ou matriz das taxas segundo Carstensen et al. 2007 e adaptado para óbitos por doenças cerebrovasculares (DCBV). Os grupos etários estão nas colunas, os períodos nas linhas e os grupos das coortes de nascimento ao longo das diagonais. Sendo que, tendência de corte transversal de idade ($LAT = \alpha_L + \pi_L$); tendência de idade longitudinal ($CAT = \alpha_L - \gamma_L$, ou seja, taxas específicas ajustadas por idade ao longo do tempo; variação percentual anual estimada das taxas ajustadas por idade ao longo do tempo ($Net\ Drift = \pi_L + \gamma_L$, onde $\alpha_L =$ tendência linear da idade; $\pi_L =$ tendência linear do período; $\gamma_L =$ tendência linear da coorte de nascimento

do óbito (a). A matriz pode considerar, no lugar de óbitos, as taxas de mortalidade por 100 mil pessoas-ano, $O = [O_{pa}, p = 1, \dots, P, a = 1, \dots, A]$ ¹⁵.

As taxas de mortalidade observadas por 100 mil pessoas-ano correspondem a $\lambda_{pa} = 10^5 Y_{pa} / O_{pa}$ e o log das taxas de mortalidade esperadas correspondem a $\rho_{pa} = \log(E(Y_{pa}) / O_{pa})$ ¹⁵.

A análise da APC é baseada em um modelo log-linear com distribuição de Poisson¹⁶:

$$\rho_{pa} = \alpha_a + \pi_p + \gamma_c \quad (1),$$

onde α_a , π_p e γ_c representam os efeitos da idade, do período e da coorte de nascimento, respectivamente e $c = p - a$ ¹⁶.

Os efeitos APC têm a exata relação linear entre os fatores idade, período e coorte, ocorrendo um problema com a estimação dos parâmetros – chamado de problema de identificabilidade. Foram propostas várias metodologias para resolver esse problema e não há um consenso na literatura^{8,9}. Holford⁸ propôs que as tendências da idade, período e coorte são ortogonais (Equação 1) e podem ser particionados em componentes lineares e não lineares, respeitando a restrição fundamental que $c = p - a$. A partição pode considerar: idade-período (Equação 2) ou idade-coorte (Equação 3)¹⁶. Todos os parâmetros das duas equações podem ser estimados a partir dos dados, sem nenhuma restrição adicional.

$$\rho_{pa} = \mu + (\alpha_L - \gamma_L)(a - \bar{a}) + \tilde{\alpha}_a + (\pi_L + \gamma_L)(p - \bar{p}) + \tilde{\pi}_p + \tilde{\gamma}_{p-a+A} \quad (2)$$

e

$$\rho_{ca} = \mu + (\alpha_L - \pi_L)(a - \bar{a}) + \tilde{\alpha}_a + (\pi_L + \gamma_L)(c - \bar{c}) + \tilde{\pi}_{c+a-A} + \tilde{\gamma}_c \quad (3),$$

onde:

μ = média;

α_L = tendência linear da idade;

π_L = tendência linear do período;

γ_L = tendência linear da coorte de nascimento;

$\tilde{\alpha}_a$ = desvio da idade;

$\tilde{\pi}_p$ = desvio do período;

$\tilde{\gamma}_c$ = desvio da coorte de nascimento;

$\bar{a} = [(A+1)/2]$ = grupo etário de referência e A = número de grupos etários;

$\bar{p} = [(P+1)/2]$ = período de referência e P = número de períodos;

$\bar{c} = \bar{p} - \bar{a} + A$ = coorte de nascimento de referência.

A análise APC estima um conjunto de taxas de mortalidade ajustadas por período ($\hat{\rho}_{pa}$) e por coorte ($\hat{\rho}_{ca}$) pelos estimadores de máxima verossimilhança.

O *net drift* (Figura 1) estima a mesma quantidade que aquela estimada pela *Estimated Annual Percentage Change* – EAPC (variação percentual anual estimada), isto é, a tendência da mortalidade global de longo prazo (secular).

Optou-se por estimar os parâmetros do efeito APC utilizando as funções estimáveis de desvios, curvaturas e derivação (*drift*), método proposto por Clayton e Schiffers¹⁷.

Funções estimáveis e seus parâmetros são descritos a seguir:

- Net drift:** Variação percentual anual estimada das taxas ajustadas por idade ao longo do tempo;
- Local drift:** Variação percentual anual das taxas de mortalidade específicas por idade ao longo do tempo;
- Curva de idade longitudinal:** taxas específicas ajustadas por idade ao longo do tempo;
- Risco relativo (RR) do período (razão da taxa do período):** Razão da taxa mortalidade específica por idade em cada período em relação ao período de referência (1996-2000);
- Risco relativo da coorte (razão da taxa de coorte):** Razão da taxa mortalidade específica por idade em cada coorte em relação à coorte de referência (1936).

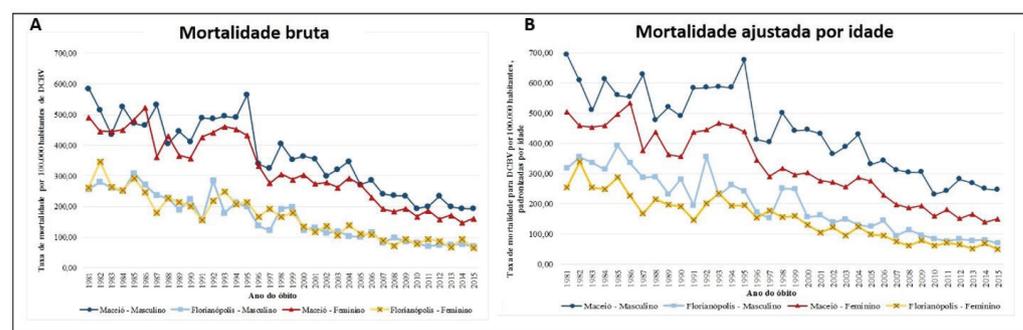
Foram estimados quatro modelos, destinando dois de homens e dois de mulheres para cada um dos municípios estudados. O modelo empregado não testa a significância do efeito de idade, pois ele já é considerado significativo a priori.

Os testes de Wald foram utilizados para a análise das funções estimáveis, ou seja, para os RR de período e de coorte e sua respectiva categoria de referência. Os ajustes das análises foram considerados estatisticamente significativos se $p \leq 0,05$.

As análises estatísticas foram realizadas através da ferramenta APCWeb Tool desenvolvida para análise de dados de câncer sem a necessidade de qualquer programação e disponível gratuitamente¹⁸. As funções têm utilidade comprovada em estudos de incidência e mortalidade por câncer^{16,18}. Apesar dessa ferramenta ter sido desenvolvida para o câncer, foi utilizada em outras doenças. O conjunto desses fatores motivou nossa escolha^{19,20}.

RESULTADOS

No período de 1981 e 2015, ocorreram 17.743 óbitos (taxa bruta de mortalidade média de 281,56/100 mil habitantes) e 4.499 óbitos (taxa bruta de mortalidade média de 132,47/100 mil habitantes) por DCBV na faixa etária de 40 anos ou mais, em ambos os sexos, em Maceió e Florianópolis, respectivamente. Tanto para Maceió quanto para Florianópolis, houve um declínio nas taxas de mortalidade por DCBV brutas e ajustadas por idade, para ambos os sexos (Figuras 2A e 2B).



Figuras 2. Taxas de mortalidade bruta (A) e ajustada por idade (B) para doenças cerebrovasculares (DCBV) por 100 mil habitantes, em ambos os sexos, em Maceió e Florianópolis, período entre 1981 e 2015

As mudanças das taxas de mortalidade anual por faixa etária e globais para as duas cidades estão nas Figuras 3A e 3B. Verifica-se, com base na não sobreposição dos intervalos de confiança, que houve uma diferença nas quedas anuais da mortalidade entre homens e mulheres, em Maceió, nas faixas etárias entre 60-64 e 75-79 anos (local *drift*), sendo menor entre os homens.

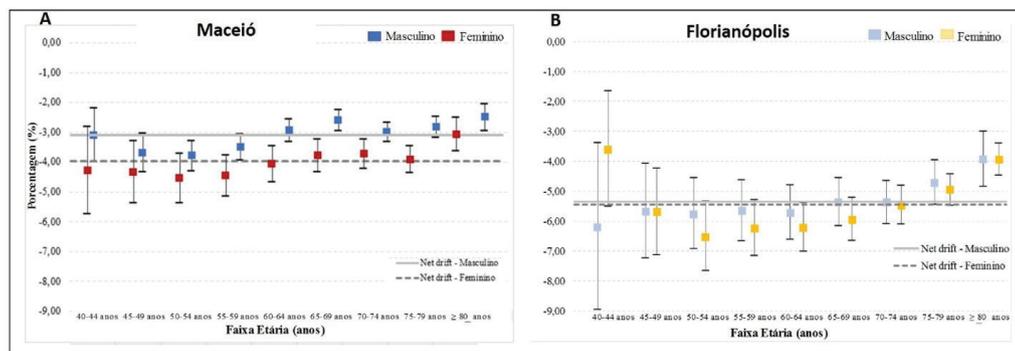
Em contrapartida, em Florianópolis não houve diferenças significativas nas quedas anuais entre sexos para nenhuma das faixas etárias. Observou-se que, em Maceió, houve uma variação percentual média de -3,01% ao ano, com IC 95%: (-3,37%; -2,83%) para homens e -3,97% ao ano, com IC 95%: (-4,39%; -3,54%) para mulheres. Em Florianópolis, a queda foi de -5,39% ao ano, com IC 95%: (-6,01%; -4,74%) para homens e -5,49% ao ano, com IC 95%: (-6,04%; -4,93%) para mulheres (Figuras 3A e 3B).

As curvas longitudinais das taxas de mortalidade ajustadas por idade para DCBV aumentaram com a idade, sendo superiores para homens em Maceió (Figura 4A).

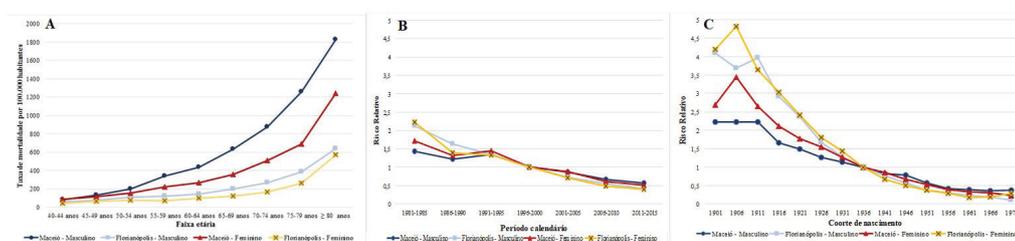
Os RR para os períodos são apresentados na Figura 4B e na tabela 1. Tanto para Maceió quanto para Florianópolis, os riscos foram maiores antes do período de referência (1996-2000) ($RR > 1$) e menores depois ($RR < 1$). Para ambos os sexos e os municípios e todos os períodos estudados foram estatisticamente significativas ($p < 0,001$).

Os RR das coortes de nascimento demonstraram tendências de queda em ambos os sexos e nas duas capitais e as coortes estudadas foram estatisticamente significativas ($p < 0,001$) (Figura 4C e Tabela 1).

Observa-se um efeito gradiente tanto para os RR dos períodos quanto para os RR de coortes, ou seja, quanto mais próximas do período e coorte de referência, menores são as diferenças.



Figuras 3. Valores da variação percentual anual estimada (*net drift*) para mortalidade por doenças cerebrovasculares (DCBV). E a variação percentual anual da taxa específica por faixa etária (*local drift*) para mortalidade por doenças cerebrovasculares (DCBV) e seus respectivos IC 95%: Maceió (A) e Florianópolis (B)



Figuras 4. (A) Curvas longitudinais das taxas de mortalidade ajustadas por idade para doenças cerebrovasculares (DCBV) por 100 mil habitantes; (B) Risco relativo (RR) dos períodos calendário das taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares (DCBV) (período de referência: 1996-2000); (C) Risco relativo (RR) das coortes de nascimento das taxas de mortalidade por doenças cerebrovasculares (DCBV) (coorte de nascimento de referência: 1936), ambos os sexos, em Maceió e Florianópolis

É preciso ressaltar que os modelos implementados não testam diferenças entre outros parâmetros (município e sexo, por exemplo) e os comentários sobre essas diferenças baseiam-se exclusivamente no que foi observado. Logo, não se pode afirmar se são ou não estatisticamente significativas.

DISCUSSÃO

Observou-se que as taxas de mortalidade bruta e ajustada por DCBV diminuíram para os dois municípios em ambos os sexos (Figuras 2A e 2B).

Apesar da queda da mortalidade por DCBV observada nos últimos 30 anos, o Brasil apresenta uma das maiores taxas dentre os países da América Latina. A queda não tem sido uniforme nas regiões do país. A região Nordeste do Brasil ainda apresenta taxas bastante elevadas²¹. No presente estudo, Maceió mostrou maior redução da EAPC entre as mulheres (Figura 3A). Em Florianópolis, a EAPC foi praticamente a mesma entre homens e mulheres (Figura 3B), como observado também no estudo de Lotufo e colegas³. As diferenças da mortalidade entre os sexos caem a partir dos 70 anos em Florianópolis, enquanto a redução da influência de idade na queda da mortalidade ocorre a partir dos 60 anos em Maceió, traduzindo a maior vulnerabilidade desses indivíduos, sobretudo dos homens (*local drift* - Figuras 3A e 3B). Esse resultado vai ao encontro ao achado do estudo japonês²².

O risco de morte por DCBV varia em diferentes fases da vida, devido às alterações fisiológicas, ao acúmulo de exposição aos fatores de risco e a um estilo de vida pouco saudável²³. Estudos em diferentes países observaram o aumento da mortalidade com o avançar da idade^{20,24}, corroborando esse estudo (Figura 4A): por ser uma doença crônica degenerativa, está correlacionada ao acúmulo de exposição aos fatores de risco ao longo da vida, aumentando a incidência nas faixas etárias mais avançadas²⁴.

Tabela 1. Risco relativo para os períodos calendário e para as coortes de nascimento da taxa de mortalidade por doença cerebrovascular, para ambos os sexos, em Maceió e Florianópolis, no período entre 1981 e 2015

Período	Maceió				Florianópolis			
	Masculino	IC 95%*	Feminino	IC 95%*	Masculino	IC 95%*	Feminino	IC 95%*
1981-1985	1,42	(1,29;1,58)	1,72	(1,47;2,00)	2,12	(1,69;2,66)	2,22	(1,85;2,67)
1986-1990	1,22	(1,11;1,34)	1,31	(1,14;1,51)	1,63	(1,32;2,01)	1,39	(1,16;1,66)
1991-1995	1,34	(1,23;1,46)	1,45	(1,28;1,65)	1,35	(1,10;1,65)	1,33	(1,13;1,56)
1996-2000	1	-	1	-	1	-	1	-
2001-2005	0,87	(0,80;0,94)	0,88	(0,77;0,99)	0,73	(0,59;0,89)	0,71	(0,61;0,84)
2006-2010	0,66	(0,61;0,72)	0,61	(0,54;0,70)	0,55	(0,45;0,68)	0,49	(0,41;0,58)
2011-2015	0,57	(0,52;0,62)	0,51	(0,45;0,58)	0,41	(0,33;0,5)	0,39	(0,33;0,47)

Coorte	Maceió				Florianópolis			
	Masculino	IC 95%*	Feminino	IC 95%*	Masculino	IC 95%*	Feminino	IC 95%*
1901	2,22	(1,82;2,71)	2,70	(2,09;3,49)	4,10	(2,70;6,22)	4,20	(3,20;5,51)
1906	2,23	(1,94;2,57)	3,45	(2,86;4,17)	3,69	(2,69;5,06)	4,81	(3,84;6,04)
1911	2,23	(1,99;2,50)	2,65	(2,24;3,15)	3,97	(3,06;5,15)	3,64	(2,94;4,51)
1916	1,66	(1,48;1,85)	2,11	(1,79;2,49)	2,92	(2,28;3,74)	3,03	(2,47;3,73)
1921	1,50	(1,35;1,65)	1,78	(1,52;2,08)	2,37	(1,86;3,00)	2,41	(1,97;2,96)
1926	1,27	(1,15;1,40)	1,54	(1,33;1,79)	1,67	(1,32;2,12)	1,80	(1,48;2,20)
1931	1,14	(1,03;1,25)	1,27	(1,10;1,47)	1,28	(1,02;1,60)	1,43	(1,18;1,74)
1936	1	-	1	-	1	-	1	-
1941	0,83	(0,75;0,92)	0,86	(0,73;1,01)	0,76	(0,59;0,98)	0,66	(0,52;0,85)
1946	0,78	(0,70;0,87)	0,67	(0,56;0,81)	0,57	(0,42;0,76)	0,50	(0,38;0,66)
1951	0,57	(0,51;0,65)	0,52	(0,43;0,65)	0,37	(0,27;0,52)	0,37	(0,27;0,50)
1956	0,41	(0,35;0,48)	0,39	(0,30;0,50)	0,31	(0,21;0,45)	0,28	(0,19;0,40)
1961	0,38	(0,31;0,46)	0,33	(0,24;0,46)	0,23	(0,14;0,36)	0,18	(0,11;0,29)
1966	0,36	(0,28;0,46)	0,29	(0,20;0,44)	0,18	(0,09;0,35)	0,19	(0,11;0,34)
1971	0,37	(0,25;0,53)	0,23	(0,13;0,43)	0,10	(0,03;0,34)	0,29	(0,13;0,64)

*Teste de Wald com $p \leq 0,05$

Houve, entretanto, um efeito período para as quatro modelagens, segundo a combinação por sexo e município, observando-se a diminuição na mortalidade (Figura 4B e Tabela 1). Tal tendência foi observada em outros estudos de diferentes continentes^{23,26,27}. O principal fator mencionado na discussão do efeito de período, na literatura, é a melhora do diagnóstico e o tratamento do DCBV, tendo um impacto positivo sobre a letalidade^{23,26,27}. Em 2001, foi o primeiro consenso brasileiro do tratamento da fase aguda do AVC e preconiza a implementação de programas educacionais e hospitalares para a identificação e tratamento ágil e eficaz²⁸. Maceió e Florianópolis têm hospitais de referência para o AVC, porém com diferentes estágios de resolutividade. Somente em 2017 houve a disponibilização de um tomógrafo em Maceió²⁹. No SUS, em 2006-2007, apenas 30,8% dos estabelecimentos dispunham do equipamento e 90% dos exames foram realizados nas regiões Sul e Sudeste. Somente em 28,6% dos casos registrados em internações por AVC, do SUS, ocorreu a realização de uma tomografia computadorizada.

Nos atendimentos do SUS, 6% das internações por AVC tiveram acesso à unidade de terapia intensiva contra 25% no Canadá³⁰. Portanto, apesar das propostas terapêuticas positivas descritas, sua abrangência ainda é restrita. Diferente de outros países, não se pode atribuir a redução do efeito período a uma melhora da abordagem clínica ao AVC³¹.

O fator de risco mais importante para a DCBV é a hipertensão arterial. No Brasil, o acesso aos serviços de saúde tem aumentado gradativamente desde os anos 1980. A partir de 1988, com a criação do SUS, esse acesso passou a ser universal e a abordagem da hipertensão melhorou³². Porém, tal observação não explica a queda da mortalidade por DCBV nas coortes do início de século XX, que vivenciaram uma queda mais pronunciada do que a de coortes posteriores a 1936 (Figura 4C e Tabela 1). Em alguns países, a redução da mortalidade por DCBV precede a introdução de medicamentos anti-hipertensivos em larga escala³³.

A queda do risco de morte por DCBV, relativo à coorte de nascimento, diminuiu a partir de 1936 (Figura 4C e Tabela 1). Essa desaceleração também foi observada em outros países europeus^{26,27}. Para coortes mais antigas, a explicação está na melhoria das condições socioeconômicas que se refletem na queda da mortalidade infantil, no aumento da expectativa de vida, desnutrição materna, intraútero e infantil^{33,34}. Esses fatores de risco também sofreram queda desde 1970³⁵. O declínio da desnutrição no período 1975-1989 foi atribuído essencialmente ao progresso moderado na renda familiar e à excepcional expansão da cobertura de serviços públicos de educação, saneamento e saúde³⁶. Se por um lado as coortes mais antigas se beneficiaram da melhoria das condições econômicas, por outro, testemunharam a transição nutricional, que levou ao aumento do consumo de sódio e dieta inadequada; aumento da disponibilidade de transporte de massa e diminuição da atividade física do dia a dia, aumentando a prevalência de diabetes mellitus e obesidade, além do aumento do tabagismo^{8,37}.

Vale ressaltar uma contribuição importante neste estudo: a realização da correção dos registros classificados como causa mal definida e o sub-registro, gerando taxas mais fidedignas para DCBV. Segundo as bases consultadas, este é o primeiro estudo brasileiro a investigar as tendências de longo prazo da mortalidade por DCBV utilizando análise APC.

Cabe listar algumas limitações deste estudo. Primeiramente, análise APC ainda se encontra em desenvolvimento e não há consenso na literatura sobre a melhor metodologia para corrigir o problema da identificabilidade dos parâmetros e estimação do modelo completo^{8,9,16}. Segundo, deve-se considerar a possibilidade de subnotificação da mortalidade por DCBV, no Brasil, provavelmente com maior expressão em Maceió. Desse modo, as análises do AVE hemorrágico e isquêmico foram realizadas em conjunto, porém devem ter comportamentos de mortalidade distintos. Terceiro, não usamos extensões dos modelos implementados que testam diferenças entre outros parâmetros, no nosso caso, entre municípios e sexo. Dessa forma, os comentários sobre essas diferenças baseiam-se exclusivamente no que foi observado; logo, não se pode afirmar se são ou não estatisticamente significativas.

CONCLUSÕES

O presente estudo evidenciou a redução de risco de morte por DCBV, em ambos os sexos, tanto em Maceió quanto em Florianópolis. Apesar da redução, a mortalidade ainda é bastante elevada em Maceió. Pode-se atribuir tal fato às disparidades socioeconômicas e ao acesso dos serviços de saúde existentes no território brasileiro.

A mortalidade por DCBV cresceu com o aumento da idade, diminuiu ao longo do tempo e foi menor para gerações mais novas em ambos os municípios. Esses efeitos não se diferenciam por sexo. Com base na amplitude dos efeitos estimados, foi possível verificar que o efeito de coorte foi o termo temporal mais significativo para explicar a variabilidade temporal das taxas de mortalidade por DCBV no período do estudo.

As conclusões do presente artigo ressaltam a importância da melhora das condições de vida, do acesso aos serviços de saúde para prevenção e controle dos fatores de risco, assim como assistência hospitalar aos casos para diminuirmos a mortalidade por DCBV em todo o território nacional.

REFERÊNCIAS

1. World Health Organization. Health statistics and information systems: projections of mortality and causes of death, 2015 and 2030. Geneva: WHO; 2013.
2. Brasil, Ministério da Saúde. Estatística vitais: informações de saúde. Brasília: Departamento de Informática do SUS; 2018.
3. Lotufo PA, Goulart AC, Passos VMA, Satake FM, Souza MFM, França EB, et al. Doença cerebrovascular no Brasil de 1990 a 2015: Global Burden of Disease 2015. *Rev Bras Epidemiol.* 2017 maio;20(20 Supl. 1):129-41. <http://dx.doi.org/10.1590/1980-5497201700050011>. PMID:28658378.
4. Bensenor IM, Goulart AC, Szwarcwald CL, Vieira MLFP, Malta DC, Lotufo PA. Prevalence of stroke and associated disability in Brazil: National Health Survey - 2013. *Arq Neuropsiquiatr.* 2015 set;73(9):746-50. <http://dx.doi.org/10.1590/0004-282X20150115>. PMID:26352491.
5. Lotufo PA. Stroke is still a neglected disease in Brazil. *Sao Paulo Med J.* 2015;133(6):457-9. <http://dx.doi.org/10.1590/1516-3180.2015.13360510>. PMID:26760122.
6. Schmidt MI, Duncan BB, Azevedo e Silva G, Menezes AM, Monteiro CA, Barreto SM, et al. Doenças crônicas não transmissíveis no Brasil: carga e desafios atuais. *Lancet.* 2011;9:61-74.
7. Organização Pan-Americana de Saúde. Doenças cardiovasculares [Internet]. 2016 [citado em 2019 Jun 11]. Disponível em: http://www.paho.org/bra/index.php?option=com_content&view=article&id=5253:doencas-cardiovasculares&Itemid=839
8. Holford TR. Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annu Rev Public Health.* 1991;12(1):425-57. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev.pu.12.050191.002233>. PMID:2049144.
9. Robertson C, Gandini S, Boyle P. Age period-cohort models: a comparative study of available methodologies. *J Clin Epidemiol.* 1999;52(6):569-83. [http://dx.doi.org/10.1016/S0895-4356\(99\)00033-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0895-4356(99)00033-5). PMID:10408997.
10. Atlas Brasil. Atlas do desenvolvimento humano no Brasil [Internet]. 2018 [citado em 2019 Jun 11]. Disponível em: <http://atlasbrasil.org.br/2013/>
11. Segi M, Fujisaku S, Kurihara M, Narai Y, Sasajima K. The age-adjusted death rates for malignant neoplasms in some selected sites in 23 countries in 1954-1955 and their geographical correlation. *Tohoku J Exp Med.* 1960;72(1):91-103. <http://dx.doi.org/10.1620/tjem.72.91>. PMID:13749685.
12. Doll R, Waterhouse J, Payne P. Cancer incidence in five continents: a technical report. Berlin: International Agency for Research on Cancer; 1966. <http://dx.doi.org/10.1007/978-3-642-85849-9>.
13. Brasil, Ministério da Saúde, Secretaria de Vigilância em Saúde. Saúde Brasil 2010: uma análise da situação de saúde e de evidências selecionadas de impacto de ações de vigilância em saúde. Brasília; 2011.
14. Gadelha AMJ, Leite IC, Valente JG, Schramm JMA, Portela MC, Campos MR. Relatório final do Projeto estimativa da carga de doença do Brasil-1998. Rio de Janeiro: Fiocruz; 2002.
15. Carstensen B. Age-period-cohort models for the Lexis diagram. *Stat Med.* 2007;26(15):3018-45. <http://dx.doi.org/10.1002/sim.2764>. PMID:17177166.
16. Rosenberg PS, Anderson WF. Age-period-cohort models in cancer surveillance research: ready for prime time? *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev.* 2011;20(7):1263-8. <http://dx.doi.org/10.1158/1055-9965.EPI-11-0421>. PMID:21610223.
17. Clayton D, Schifflers E. Models for temporal variation in cancer rates I: age-period and Age-cohort models. *Stat Med.* 1987;1(4):468-81. <http://dx.doi.org/10.1002/sim.4780060405>. PMID:3629047.
18. Rosenberg PS, Check DP, Anderson WF. A web tool for age-period cohort analysis of cancer incidence and mortality rates. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev.* 2014;23(11):2296-302. <http://dx.doi.org/10.1158/1055-9965.EPI-14-0300>. PMID:25146089.
19. Wang Z, Yu C, Wang J, Bao J, Gao X, Xiang H. Age-period-cohort analysis of suicide mortality by gender among white and black Americans, 1983. *Int J Equity Health.* 2016;15(1):107. <http://dx.doi.org/10.1186/s12939-016-0400-2>. PMID:27412030.
20. Wang Z, Hu S, Sang S, Luo L, Yu C. Age-period-cohort analysis of stroke mortality in china: data from the global burden of disease study 2013. *Stroke.* 2017;48(2):271-5. <http://dx.doi.org/10.1161/STROKEAHA.116.015031>. PMID:27965429.
21. Ribeiro AL, Duncan BB, Brant LC, Lotufo PA, Mill JG, Barreto SM. Cardiovascular health in Brazil: Trends and perspectives. *Circulation.* 2016;133(4):422-33. <http://dx.doi.org/10.1161/CIRCULATIONAHA.114.008727>. PMID:26811272.

22. Ma E, Takahashi H, Mizuno A, Okada M, Yamagishi K, Iso H. Stratified age-period-cohort analysis of stroke mortality in Japan, 1960 to 2000. *J Stroke Cerebrovasc Dis.* 2007;16(3):91-102. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jstrokecerebrovasdis.2006.11.006>. PMID:17689402.
23. Sutton CJ, Marsden J, Watkins CL, Leathley MJ, Dey P. Stroke mortality trends for England: modelling the past to predict the future. *J Epidemiol Community Health.* 2010;63(Supl. 2):1.
24. Ocaña-Riola R, Mayoral-Cortés JM, Fernández-Ajuria A, Sánchez-Cantalejo C, Martín-Olmedo P, Blanco-Reina E. Age, period, and cohort effects on mortality from ischemic heart disease in southern Spain. *Rev Esp Cardiol.* 2015;68(5):373-81. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rec.2014.07.024>. PMID:25482342.
25. Santos J, Meira KC, Camacho AR, Salvador PTCO, Guimarães RM, Pierin AMG, et al. Mortalidade por infarto agudo do miocárdio no Brasil e suas regiões geográficas: análise do efeito da idade-período-coorte. *Cien Saude Colet.* 2018;23(5):1621-34. <http://dx.doi.org/10.1590/1413-81232018235.16092016>.
26. Ocaña-Riola R, Blanco-Reina E, Navarro-Moreno E, Mayoral-Cortés JM. Age-period-cohort effects on mortality from cerebrovascular disease in southern Spain. *J Stroke Cerebrovasc Dis.* 2014;23(9):2274-82. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jstrokecerebrovasdis.2014.04.015>. PMID:25081310.
27. Amiri M, Kunst AE, Janssen F, Mackenbach JP. Cohort-specific trends in stroke mortality in seven European countries were related to infant mortality rates. *J Clin Epidemiol.* 2006;59(12):1295-302. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jclinepi.2006.03.007>. PMID:17098572.
28. Sociedade Brasileira de Doenças Cerebrovasculares. Primeiro consenso brasileiro do tratamento da fase aguda do acidente vascular cerebral. *Arq Neuropsiquiatr.* 2001;59(4):972-80. <http://dx.doi.org/10.1590/S0004-282X2001000600026>. PMID:11733849.
29. Alagoas, Secretaria de Estado da Saúde [Internet]. 2019 [citado em 2019 Jun 11]. Disponível em: <http://www.saude.al.gov.br/2017/07/24/tecnologia-de-pontaservico-de-tomografiado-hge-faz-1-800-exames-por-mes/>
30. Rolim CL, Martins M. Quality of care for ischemic stroke in the Brazilian Unified National Health System. *Cad Saude Publica.* 2011;27(11):2106-16. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-311X2011001100004>. PMID:22124488.
31. Reklaitiene R, Janilionis V, Noreika M, Tamosiūnas A, Virvičiūtė D, Sopagiene D. Effects of age, period and cohort on stroke mortality among a middle-aged Lithuanian urban population from 1980 to 2004. *Scand J Public Health.* 2008;36(6):573-9. <http://dx.doi.org/10.1177/1403494807089652>. PMID:18775813.
32. Paim J, Travassos C, Almeida C, Bahia L, Macinko J. The Brazilian health system: history, advances, and challenges. *Lancet.* 2011;377(9779):1778-97. [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)60054-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(11)60054-8). PMID:21561655.
33. Barker DJP, Lackland DT. Prenatal influences on stroke mortality in England and Wales. *Stroke.* 2003;34(7):1598-602. <http://dx.doi.org/10.1161/01.STR.0000077257.27430.7E>. PMID:12817108.
34. Monteiro CA, Benicio MH, Konno SC, Silva AC, Lima AL, Conde WL. Causes for the decline in child under-nutrition in Brazil, 1996-2007. *Rev Saude Publica.* 2009;43(1):35-43. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-89102009000100005>. PMID:19169574.
35. Monteiro CA, Cavalcante TM, Moura EC, Claro RM, Szwarcwald CL. Populationbased evidence of a strong decline in the prevalence of smokers in Brazil (1989-2003). *Bull World Health Organ.* 2007;85(7):527-34. <http://dx.doi.org/10.2471/BLT.06.039073>. PMID:17768501.
36. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Global Adult Tobacco Survey (GATS). Rio de Janeiro: IBGE; 2009.
37. Meschia JF, Bushnell C, Boden-Albala B, Braun LT, Bravata DM, Chaturvedi S, et al. Guidelines for the primary prevention of stroke: a statement for healthcare professionals from the American Heart Association/American Stroke Association. *Stroke.* 2014;45(12):3754-832. <http://dx.doi.org/10.1161/STR.0000000000000046>. PMID:25355838.