

## Mortalidade por infarto agudo do miocárdio no Brasil e suas regiões geográficas: análise do efeito da idade-período-coorte

Mortality due to acute myocardial infarction in Brazil and its geographical regions: analyzing the effect of age-period-cohort

Juliano dos Santos<sup>1</sup>  
 Karina Cardoso Meira<sup>2</sup>  
 Amanda Rodrigues Camacho<sup>3</sup>  
 Pétaia Tuani Candido de Oliveira Salvador<sup>2</sup>  
 Raphael Mendonça Guimarães<sup>4</sup>  
 Ângela Maria Geraldo Pierin<sup>1</sup>  
 Tainãna Cesar Simões<sup>5</sup>  
 Flávio Henrique Miranda de Araújo Freire<sup>6</sup>

**Abstract** *The objective of this study was to analyze the effect of age-period and cohort (APC) of birth on mortality for acute myocardial infarction in Brazil and its geographic regions, according to sex in the period from 1980 to 2009. The data was extracted from the Mortality Information System and was corrected and adjusted by means of proportional redistribution of records with sex and age ignored, ill-defined causes, and corrections were made based on the death sub-register. The APC was calculated using the Poisson regression model with estimable functions. The APC analysis on both sexes and in all regions of the country showed gradual reductions in the risk of death in birth cohorts from the decade of the 1940s, except in the Northeast. In this region, there have been progressive increases in the risk of death from the late 1940s for both sexes. This was up until the 1950s for men and the 1960s for women. It was concluded that the observed differences in the risk of death in Brazilian regions is the result of socio-economic inequalities and poor access to health services within the Brazilian territory, favoring early mortality for this cause especially in poorer areas.*

**Key words** *Myocardial infarction, Mortality, Age effect, Period effect, Cohort effect*

**Resumo** *Objetivou-se analisar o efeito da idade-período e coorte (APC) de nascimento na mortalidade por infarto agudo do miocárdio no Brasil e regiões geográficas, segundo sexo, no período de 1980 a 2009. Os dados foram extraídos do Sistema de Informação Sobre Mortalidade e foram corrigidos e ajustados, por meio da redistribuição proporcional dos registros com sexo e idade ignorados, causas mal definidas, e também se realizou a correção do sub-registro de morte. O APC foi calculado pelo modelo de regressão de Poisson, utilizando funções estimáveis. A análise APC nos dois sexos e em todas as regiões do país evidenciou progressiva redução no risco de morte nas coortes de nascimento a partir da década de 1940, exceto na região nordeste. Nessa região, verificou-se aumento progressivo do risco de morte a partir da década de 1940 para ambos os sexos, até a década de 1950 para os homens e a década de 1960 para as mulheres. Concluiu-se que as diferenças observadas no risco de morte nas regiões brasileiras é fruto das desigualdades socioeconômicas e de acesso aos serviços de saúde existente no território brasileiro, favorecendo a mortalidade precoce por essa causa sobretudo em localidades mais pobres.*

**Palavras-chave** *Infarto do miocárdio, Mortalidade, Efeito idade, Efeito período, Efeito de coortes*

<sup>1</sup> Escola de Enfermagem, Universidade de São Paulo. Av. Dr. Enéas de Carvalho Aguiar 419, Cerqueira César. 05403-000 São Paulo SP Brasil.

<sup>2</sup> Escola de Saúde, Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). Natal RN Brasil.

<sup>3</sup> Hospital Universitário Onofre Lopes. Natal RN Brasil.

<sup>4</sup> Escola Politécnica Joaquim Venâncio, Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz). Rio de Janeiro RJ Brasil.

<sup>5</sup> Instituto de Pesquisa René Rachou, Fiocruz. Belo Horizonte MG Brasil.

<sup>6</sup> Departamento de Demografia e Ciências Atuariais, UFRN. Natal RN Brasil.

## Introdução

As doenças cardiovasculares, incluindo o infarto agudo do miocárdio (IAM), representam um importante problema de saúde pública no Brasil e no mundo, apresentando altas taxas de incidência e mortalidade<sup>1</sup>. A taxa de mortalidade brasileira, por esse grupo de causas<sup>2</sup> (183,3/100.000), encontra-se entre as maiores do mundo e é semelhante a de países como a China e do Leste Europeu<sup>3</sup>.

Essa realidade pode ser explicada tanto pela mudança da estrutura etária da população, quanto pelo aumento da prevalência de exposição aos fatores de risco reconhecidamente associados às doenças do aparelho circulatório, tais como o sedentarismo, aumento do consumo de carnes e gorduras, redução do consumo de frutas e verduras, consumo de bebidas alcoólicas, tabagismo e aumento da prevalência de obesidade, além das desigualdades socioeconômicas e de acesso aos serviços de saúde<sup>3-8</sup>.

Nas últimas décadas, foram implementadas a Política Nacional de Promoção à Saúde e o Programa de Prevenção e Controle da Hipertensão e do Diabetes (HIPERDIA)<sup>1,3,7,8</sup>, com vistas a reduzir a morbimortalidade por doenças do aparelho circulatório. Contudo, as taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares no Brasil, entre elas o IAM, ainda permanecem altas quando comparadas às taxas de países desenvolvidos.

A idade, o período e a coorte de nascimento são fatores que influenciam a evolução das taxas de incidência e mortalidade das doenças. O efeito da idade relaciona-se às mudanças na evolução das taxas de mortalidade de determinadas doenças de acordo com as faixas etárias. O efeito do período refere-se às alterações na tendência de mortalidade e incidência relacionadas às modificações que ocorrem em determinado período e influenciam simultaneamente todas as faixas etárias (inovações no diagnóstico e tratamento, acesso aos serviços de saúde, mudanças na certificação dos óbitos e melhorias nos sistemas de informação de mortalidade)<sup>9,10</sup>.

O efeito da coorte de nascimento é provocado por fatores que afetam uma geração, promovendo mudanças de magnitudes diferentes em sucessivos grupos de idade e períodos e permite analisar o efeito de exposição de larga duração aos fatores de risco. Ainda, o efeito da coorte de nascimento reflete a interação entre o efeito da idade e período como resultado do acúmulo de exposição ao longo da vida<sup>9,10</sup>.

Desta maneira, analisar somente o efeito da idade e do período, por meio de taxas padroniza-

das de idade por período, ignorando o efeito da coorte de nascimento, não é recomendável rotineiramente, pois assim, não se avalia a interação entre o efeito da idade e do período na evolução das taxas de mortalidade<sup>10</sup>.

Nesse sentido, os modelos APC (*age-period-cohort*) podem ser utilizados em qualquer situação na qual o objetivo é avaliar o efeito temporal da ocorrência de um evento. O principal motivo para utilização desses é estimar o efeito de cada um desses fatores (APC) separadamente na evolução das taxas<sup>9,10</sup>.

Nesse sentido, o objetivo do presente estudo foi analisar o efeito da idade-período e coorte (APC) de nascimento na mortalidade por infarto agudo do miocárdio no Brasil e regiões geográficas, segundo sexo, no período de 1980 a 2009.

## Métodos

Trata-se de um estudo ecológico de tendência temporal no qual foram analisados registros de óbito por IAM, no Brasil e regiões geográficas, para ambos os sexos, com idade igual ou superior a 20 anos, no período de 1980 a 2009. Durante esse período, estiveram em vigor duas revisões da Classificação Estatística Internacional das Doenças e Problemas Relacionados à Saúde (CID). A classificação em três dígitos da nona revisão para IAM 412 e o código da décima revisão I-21.

Os registros de óbito foram extraídos do Sistema de Informações Sobre Mortalidade (SIM/DATASUS)<sup>11</sup>, assim como os dados populacionais, com base nos censos populacionais de 1980, 1991, 2000 e 2010. As projeções intercensitárias para as populações para 1º de julho dos anos intercensitários foram as estimadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)<sup>12</sup>.

Com vistas a corrigir os problemas da má qualidade da informação dos registros de óbito, obtidos junto ao Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), realizou-se o ajuste e correção dos óbitos, os quais foram desenvolvidos em três etapas: (1) redistribuição proporcional dos registros classificados com idade e/ou sexo ignorados; (2) redistribuição dos óbitos classificados como causa mal-definida dentre os de causas conhecidas<sup>13</sup>, com exceção das causas externas; e (3) correção do sub-registro dos óbitos para cada uma das regiões geográficas e sexos, conforme será descrito a seguir.

Os óbitos observados para todas as causas de mortes foram corrigidos utilizando métodos demográficos de distribuição de mortes, particu-

larmente: a) gerações extintas<sup>14</sup>; b) equação geral do balanceamento ou *general growth balance*<sup>15</sup>; e c) gerações extintas ajustado, que consiste numa combinação dos dois primeiros<sup>16</sup>.

Esses métodos são robustos às populações não estáveis. Contudo, quando as populações são abertas à migração, alguns cuidados devem ser tomados. Os fatores de correção, derivados dos graus de cobertura utilizados neste trabalho, seguem a recomendação para minimizar o efeito da migração, que consiste em adotar a média das estimativas geradas pelos métodos anteriores, bem como desconsiderar as idades mais afetadas pela migração<sup>16</sup>.

As estimativas dos graus de cobertura de óbitos por sexo e regiões, utilizadas nesse trabalho, foram desenvolvidas por um grupo de pesquisadores no âmbito do projeto de pesquisa de Estimativas de Mortalidade e Construção de Tabelas de Vida para Pequenas Áreas no Brasil, 1980 a 2010, que têm apoio dos editais: MCTI/CNPQ/MEC/ CAPES/Ciências Sociais Aplicadas e MCTI/CNPQ/Universal 14/2014.

Maiores detalhes metodológicos e os graus de cobertura para os óbitos gerais de homens por região do Brasil encontram-se em Lima e Queiroz<sup>17</sup>. Para as mulheres, os graus de cobertura por região foram gentilmente cedidos pela equipe do projeto de pesquisa, utilizando a mesma estratégia metodológica. O inverso do grau de cobertura é o fator pelo qual os óbitos totais (todas as causas de morte) são corrigidos.

Após a realização do ajuste e correção dos óbitos por sexo e região geográfica para o período em estudo, foram calculadas taxas de mortalidade por IAM segundo sexo, faixa etária e região geográfica por 100.000 habitantes, e padronizadas pela população mundial proposta pela Organização Mundial da Saúde (OMS)<sup>18</sup>.

As faixas etárias, períodos e coorte de nascimento foram agrupadas em intervalos de cinco anos. As faixas etárias iniciaram-se em 20-24 anos e terminaram em 80 e mais anos, totalizando 13 grupos etários. Os períodos também foram agrupados em intervalos de cinco anos (1980 a 1984, 1985 a 1989, 1990 a 1994, 1995 a 1999, 2000 a 2004 e 2005 a 2009) totalizando seis períodos.

A escolha do período de análise (1980-2009), mesmo em face da disponibilidade de dados de mortalidade mais recentes (2010-2013), deve-se a uma restrição da metodologia APC. Esta sugere que os grupos de idade e período devam ter o mesmo tamanho, para que não ocorra a sobreposição de coortes de nascimento. E no presente estudo optou-se por trabalhar com faixas etá-

rias e períodos do óbito com intervalo de 5 em 5 anos<sup>9,10</sup>.

Em relação às coortes de nascimento iniciaram-se em 1895 e terminaram em 1989, somando 19 coortes.

Os efeitos idade-período-coorte de nascimento (APC) foram calculados supondo-se uma distribuição de Poisson para o número de óbitos e que os efeitos temporais (idade-período e coorte de nascimento) atuam de forma multiplicativa sobre a taxa<sup>9,10,19</sup>. Sendo assim o logaritmo do valor esperado da taxa é uma função linear do efeito da idade, do período e da coorte<sup>9,10,19,20</sup>:

$$\ln(E[r_{ij}]) = \ln\left(\frac{\theta_{ij}}{N_{ij}}\right) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k \quad ,$$

onde  $E[r_{ij}]$  denota a taxa de mortalidade esperada na idade  $i$  e período  $j$ ,  $\theta_{ij}$  o número de óbitos na idade  $i$  e período  $j$ , e  $N_{ij}$  representa a população sob risco de morte na idade  $i$  e período  $j$ ;  $\mu$  a média denota o efeito,  $\alpha_i$  o efeito do grupo idade  $i$ ,  $\beta_j$  o efeito do período  $j$  e  $\gamma_k$  o efeito da coorte  $k$ .

A estimação dos parâmetros do efeito APC apresenta como principal limitação o problema da não estimação do modelo completo, conhecido como *noindentifiability problem*. Essa limitação ocorre devido à relação linear exata entre os efeitos temporais (idade-período e coorte de nascimento)<sup>9,10,19</sup>. Destaca-se que não há consenso na literatura sobre a melhor metodologia a ser utilizada para corrigir esse problema<sup>9,10,19,20</sup>, sendo assim, no presente trabalho optou-se por estimar os parâmetros do efeito APC por meio das funções estimáveis<sup>9,10,19</sup>.

As funções estimáveis limitam a análise dos efeitos a suas combinações lineares e curvaturas. As curvaturas são as funções estimáveis dos parâmetros e permanecem constantes a despeito da parametrização utilizada. A tendência linear dos efeitos é dividida em dois componentes: o primeiro é o efeito linear da idade e o outro é chamado *drift*, o efeito linear do período e da coorte. A tendência longitudinal da idade é igual à soma da idade e da inclinação do período ( $\alpha_L + \beta_L$ ), em que  $\alpha_L$  e  $\beta_L$  são a tendência linear da idade e do período, respectivamente. O termo *drift* representa a tendência linear do logaritmo das taxas específicas de idade. É igual à soma das inclinações do período e da coorte ( $\beta_L + \gamma_L$ ), em que  $\beta_L$  e  $\gamma_L$  são a tendência linear para o período e a coorte, respectivamente<sup>9,10,19</sup>.

As taxas específicas da idade para a coorte/período de referência serão o risco relativo (RR) de cada coorte referente à coorte de referência e

de cada período relativo ao período de referência. Nesse artigo, utilizou-se como referência a coorte de 1935-1939, e o período de 1990 a 1994<sup>21</sup>.

O ajuste dos modelos aos dados foi verificado por meio da estatística *deviance*<sup>9,10,19</sup>, consideraram-se estatisticamente significativos os resultados com  $p \leq 0,05$ . As análises para estimação do modelo APC foram realizadas por meio da biblioteca Epi 1.1.18a. do programa R versão 3.2.1.

## Resultados

No período em estudo, a taxa de mortalidade média padronizada para o Brasil no sexo masculino (108,14 óbitos/100.000 homens) foi 1,75 vezes maior do que a do sexo feminino (61,49 óbitos/100.000 mulheres) e observaram-se as maiores taxas padronizadas no sexo masculino em todo o período analisado, realidade que também foi observada em todas as regiões geográficas do país.

No tocante à evolução das taxas nos seis quinquênios analisados, verificou-se que no sexo feminino, as maiores taxas até o período de 1995-1999 foram observadas na região Sul do País, período a partir do qual ocorreu redução nas mesmas, sendo as taxas dos períodos subsequentes semelhantes às verificadas na região Sudeste.

O perfil da mortalidade na região Sudeste sugere descendência nas taxas, a partir do período de 1985-1989. Enquanto que, o Brasil apresentou redução nas taxas até 1995-1999, momento no qual há elevação das mesmas atingindo um pico de incidência no período de 2000 a 2004, apresentando redução no período seguinte.

Ainda é importante destacar que as regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram as menores taxas em todos os períodos quando comparadas às outras regiões geográficas e ao Brasil. No entanto, verificou-se aumento nas taxas de mortalidade na região Norte, a partir de 1995 a 1999.

Nesse contexto, salienta-se a região Nordeste, pois a mesma apresentou aumento crescente das taxas de mortalidade, sobretudo, a partir de 1990 a 1994, atingindo o seu maior valor no último período da série histórica analisada (Figura 1).

No sexo masculino, o perfil das taxas de mortalidade por IAM, sugere tendência descendente para o Brasil, regiões Sul e Sudeste. Enquanto que, houve aumento mais acentuado das taxas de mortalidade nas regiões Norte e Nordeste a partir de 1995 a 1999, e mais discreto na região Centro-Oeste, a partir de 1990 a 1994 (Figura 1).

A respeito das taxas de mortalidade por coorte de nascimento e faixa etária, verificou-se re-

dução progressiva da mortalidade em mulheres nascidas após a década de 1940, no Brasil e nas regiões Sul e Sudeste.

No entanto, nas regiões Centro-Oeste e Norte, observaram-se redução na coorte de nascimento a partir da década de 1960, nota-se que a redução nas taxas de mortalidade é mais pronunciada nas faixas etárias mais jovens, a partir dos 30 anos.

Perfil contrário foi evidenciado na região Nordeste, pois há aumento das taxas de mortalidade em mulheres nascidas após a década de 1940, sobretudo nas faixas etárias a partir de 45-49 anos. Em contrapartida, verificou-se redução das taxas nas faixas etárias mais jovens, a partir de 30 anos.

Perfil semelhante foi evidenciado na evolução das taxas no sexo masculino, exceto na região Norte e Nordeste. Na região Norte houve aumento das taxas nas faixas etárias de 30-34 anos e 35 a 39 anos, e na Nordeste, porque há redução das taxas de mortalidade em homens nascidos a partir da década de 1960.

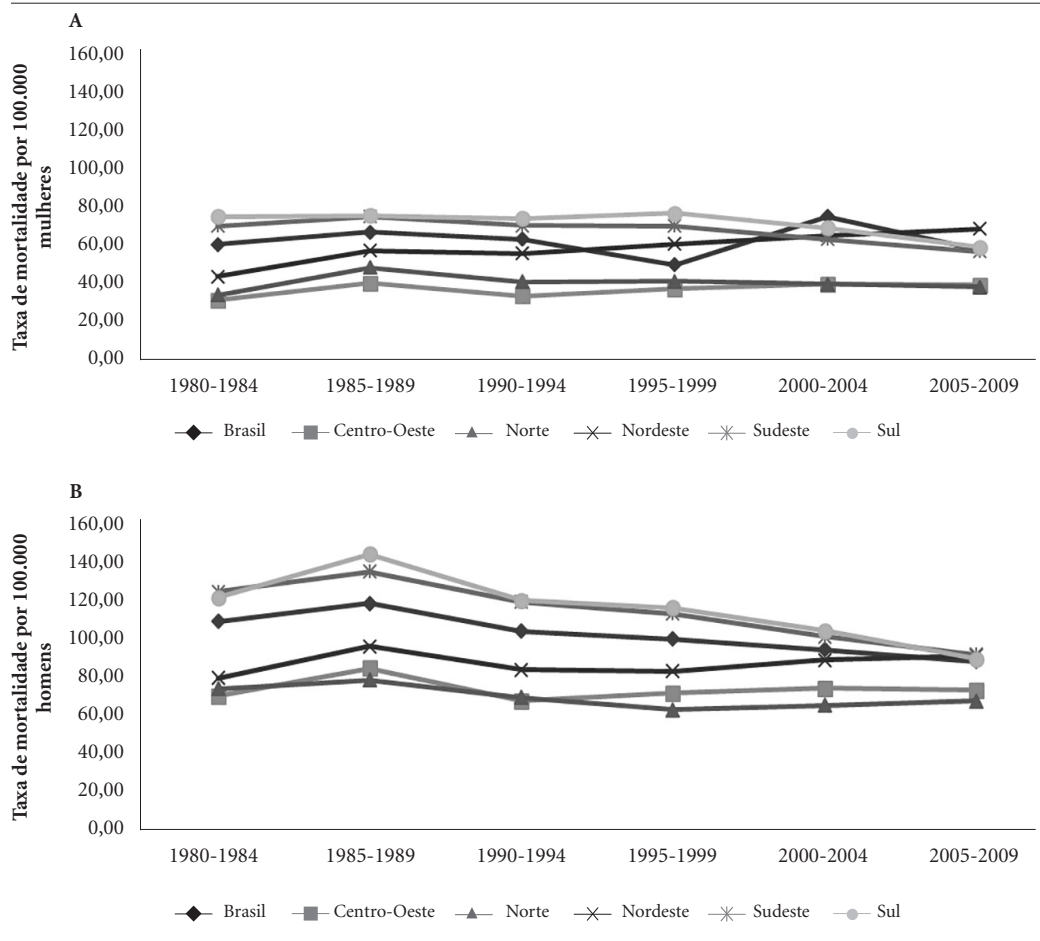
No que diz respeito à análise dos efeitos da idade (A), período (P) e coorte (C) de nascimento verificou-se para ambos os sexos, Brasil e em todas as regiões geográficas, que o modelo que melhor se ajustou aos dados o modelo completo APC ( $p < 0,0001$ ), quando comparado ao modelo apenas com a idade, idade-coorte de nascimento, idade-período e o idade-*drift* (Tabelas 1 e 2).

No tocante ao efeito da idade, em ambos os sexos, no Brasil e em todas as regiões verificou-se aumento progressivo das taxas de mortalidade com o avançar da faixa etária (Figuras 2 e 3).

Nesse sentido, destaca-se a taxa de mortalidade na região Nordeste no sexo masculino na faixa etária de 80 e mais anos, pois está foi superior as taxas de mortalidade do Brasil e das demais regiões geográficas (Figura 3).

Em relação ao efeito de período evidenciou-se perfil diferenciado no risco de morte em relação ao período de referência (1990-1994) entre os sexos e regiões geográficas brasileiras.

No sexo feminino, no Brasil e nas regiões Sul e Sudeste verificou-se aumento do risco de morte por IAM nos períodos de 1995 a 1994 e 2000 e 2004 ( $RR \geq 1$ ), havendo redução do risco no período seguinte, apresentando efeito de proteção em relação ao período de 1990 a 1994 ( $RR \leq 1$ ), salienta-se mesmo padrão no sexo masculino na região Sul. Enquanto que, nas regiões Norte e Nordeste verificou-se redução do risco de morte em todos os períodos a partir de 1985 a 1989 ( $RR \leq 1$ ) em relação ao período de 1990-1994 (Figura 2).



**Figura 1.** (A) Taxa de mortalidade por infarto agudo do miocárdio no sexo feminino, Brasil e regiões geográficas, nos quinquênios de 1980 a 1984 a 2005 a 2009. (B) Taxa de mortalidade por infarto agudo do miocárdio no sexo masculino, Brasil e regiões geográficas, nos quinquênios de 1980 a 1984 a 2005 a 2009.

A região Centro-Oeste apresentou situação particular tanto no sexo feminino quanto no masculino, pois houve redução do risco de morte no período de 1995 a 1999, e o mesmo aumentou no período subsequente, e novamente mostrou efeito protetor no período de 2005 a 2009 (Figuras 2 e 3).

Em contrapartida, no sexo masculino, no Brasil, verificou-se aumento do risco de morte para essa doença em todos os períodos a partir de 1995 a 1999 em relação ao período de referência.

Na região Norte e Nordeste observaram-se aumento do RR no último período analisado (2005 a 2009) em relação a 1990 a 1994, sendo que no período de 2000 a 2004 esse aumento também foi evidenciado na região Nordeste. Destaca-se que a região Sudeste foi a única a apresentar efeito de proteção para os períodos

após 1995 a 1999 em relação ao período de referência 1990 a 1994.

Em relação às coortes de nascimento em ambos os sexos, nas regiões Sul, Sudeste, Norte e Centro-Oeste, verificou-se redução progressiva do risco de morrer por IAM, comparada com a coorte de referência 1935-1939, desde a coorte inicial, apresentando efeito de proteção para os indivíduos nascidos a partir da década de 1940.

No entanto, na região Nordeste no sexo feminino, evidenciou-se padrão inverso, pois o risco de morte aumentou progressivamente a partir da coorte de nascimento de referência até a coorte de 1960-1964, a partir do qual o risco tornou-se estável, contudo mantendo-se como fator de risco ( $RR \geq 1$ ) em relação à coorte de referência (1935 a 1939). Do mesmo modo, verificou-se aumento do risco no sexo masculino, até a coorte

**Tabela 1.** Ajustes para os modelos do efeito idade-período-coorte, para a mortalidade por infarto agudo do miocárdio em mulheres, segundo regiões do Brasil, no período de 1980 a 2009.

Brasil			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	17774,50	
Idade-drift*	72	4605,20	< 0,00001
Idade-Coorte	68	3712,10	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	2018,80	< 0,00001
Idade-Período	64	2571,70	< 0,00001
Idade-Drift**	72	4605,20	< 0,00001
Centro-Oeste			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	548,15	
Idade-drift*	72	375,47	< 0,00001
Idade-Coorte	68	337,33	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	242,08	< 0,00001
Idade-Período	64	273,63	< 0,00001
Idade-Drift**	72	375,47	< 0,00001
Norte			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	686,12	
Idade-drift*	72	523,76	< 0,00001
Idade-Coorte	68	502,91	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	308,83	< 0,00001
Idade-Período	64	338,92	< 0,00001
Idade-Drift	72	523,76	< 0,00001
Nordeste			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	2548,42	
Idade-drift*	72	1614,07	< 0,00001
Idade-Coorte	68	1231,41	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	885,82	< 0,00001
Idade-Período	64	1317,06	< 0,00001
Idade-Drift**	72	1614,07	< 0,00001
Sul			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	8110,50	
Idade-drift	72	1575,50	< 0,00001
Idade-Coorte	68	1256,70	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	407,20	< 0,00001
Idade-Período	64	556,50	< 0,00001
Idade-Drift**	72	1575,50	< 0,00001
Sudeste			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	19816,30	
Idade-drift*	72	3285,70	< 0,00001
Idade-Coorte	68	2445,90	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	979,00	< 0,00001
Idade-Período	64	1417,60	< 0,00001
Idade-Drift**	72	3285,70	< 0,00001

\*Tendência linear do logaritmo das taxas específicas de idade ao longo do tempo é igual à soma das inclinações do período e da coorte ( $\beta_L + \gamma_L$ ) onde  $\beta_L$  e  $\gamma_L$  são a tendência linear para o período e a coorte, respectivamente; \*\*Tendência longitudinal da idade é igual à soma da idade e da inclinação do período, onde  $e$  são a tendência linear da idade e do período, respectivamente. gl= graus de liberdade e Dev Res= Deviance residual.

**Tabela 2.** Ajustes para os modelos do efeito idade-período-coorte, para a mortalidade por infarto agudo do miocárdio em homens, segundo regiões do Brasil, no período de 1980 a 2009.

Brasil			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	33683,00	
Idade-drift*	72	4618,00	< 0,00001
Idade-Coorte	68	3015,00	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	1055,00	< 0,00001
Idade-Período	64	2378,00	< 0,00001
Idade-Drift**	72	4618,00	< 0,00001
Centro-Oeste			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	1182,55	
Idade-drift*	72	631,73	< 0,00001
Idade-Coorte	68	409,39	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	271,54	< 0,00001
Idade-Período	64	491,85	< 0,00001
Idade-Drift**	72	631,73	< 0,00001
Norte			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	837,86	
Idade-drift	72	366,29	< 0,00001
Idade-Coorte	68	313,96	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	166,24	< 0,00001
Idade-Período	64	226,32	< 0,00001
Idade-Drift	72	366,29	< 0,00001
Nordeste			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	1990,39	
Idade-drift*	72	1979,23	< 0,00001
Idade-Coorte	68	1600,62	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	546,82	< 0,00001
Idade-Período	64	950,54	< 0,00001
Idade-Drift**	72	1979,23	< 0,00001
Sul			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	13111,8	
Idade-drift	72	1178,5	< 0,00001
Idade-Coorte	68	852,1	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	214,9	< 0,00001
Idade-Período	64	433,3	< 0,00001
Idade-Drift**	72	1178,5	< 0,00001
Sudeste			
Modelos	gl	Dev. Res	Valor de P
Idade	73	30579,1	
Idade-drift*	72	3419	< 0,00001
Idade-Coorte	68	2608,4	< 0,00001
Idade-Período-Coorte	63	725	< 0,00001
Idade-Período	64	1235,6	< 0,00001
Idade-Drift**	72	3419	< 0,00001

\*Tendência linear do logaritmo das taxas específicas de idade ao longo do tempo é igual à soma das inclinações do período e da coorte ( $\beta_L + \gamma_L$ ) onde  $\beta_L$  e  $\gamma_L$  são a tendência linear para o período e a coorte, respectivamente; \*\*Tendência longitudinal da idade é igual à soma da idade e da inclinação do período, onde  $e$  são a tendência linear da idade e do período, respectivamente. gl= graus de liberdade e Dev Res= Deviance residual.

de 1950-1954, momento a partir do qual houve redução no risco relativo e o mesmo passou a ser menor que 1 (Figura 2 e 3).

## Discussão

O presente estudo evidenciou aumento progressivo da mortalidade por IAM com avançar da idade e maiores taxas de mortalidade em homens quando comparado às mulheres, em todas as regiões do País e em ambos os sexos.

Ainda, destaca-se o efeito da coorte de nascimento, que consiste na interação entre o efeito da idade e do período, pois se observou redução progressiva do risco de morte nas coortes de nascimento nascidas após a década de 1940, apresentando efeito de proteção em relação à coorte de 1935-1939, em ambos os sexos, no Brasil em todas as regiões, exceto na região Nordeste. Nessa região, verificou-se aumento do risco de morte a partir de 1935-1939. Em relação, a evolução das taxas ao longo dos quinquênios avaliados, é digno de nota o aumento das taxas de mortalidade a partir do período de 1995 a 1999 na região Norte e Nordeste.

As alterações na evolução das taxas de mortalidade refletem mudanças na exposição aos fatores de risco (ambientais e de estilo de vida), bem como melhorias no diagnóstico, tratamento, verificação e certificação dos óbitos. Tais modificações podem ocorrer de maneira desigual, o que pode explicar as diferenças na evolução das taxas de mortalidade as diferentes regiões geográficas brasileiras evidenciadas no presente estudo.

Em relação ao efeito da idade, os nossos resultados vão ao encontro dos achados de outros estudos brasileiros<sup>22,23</sup> e daqueles desenvolvidos na Austrália<sup>24</sup>, Japão<sup>25</sup>, China<sup>26</sup>, Hong Kong<sup>27</sup>, Coreia do Sul<sup>28</sup>, Inglaterra e País de Gales<sup>29</sup>, nos quais se verificou aumento progressivo das taxas de mortalidade com o avançar da idade, em ambos os sexos, sobretudo em indivíduos acima dos 50 anos de idade.

Tal realidade é esperada, por tratar-se de uma doença crônico-degenerativa, que está diretamente relacionada ao acúmulo de exposição aos fatores de risco ao longo da vida, aumentando a incidência nas faixas etárias mais avançadas. As medidas terapêuticas também contribuem para esse perfil, na medida em que idosos tendem a receber tratamento menos intensivos para IAM do que os indivíduos mais jovens<sup>23</sup>, o que pode explicar em parte a alta taxa de mortalidade apresentada pela faixa etária de 80 e mais anos, com

maior destaque para a região Nordeste no sexo masculino.

Corroborando os achados de outros estudos<sup>1,7,8,18,20-23,30</sup>, a magnitude das taxas de mortalidade em nosso estudo foi maior nos homens do que nas mulheres, sendo cerca de 1,78 vezes maior.

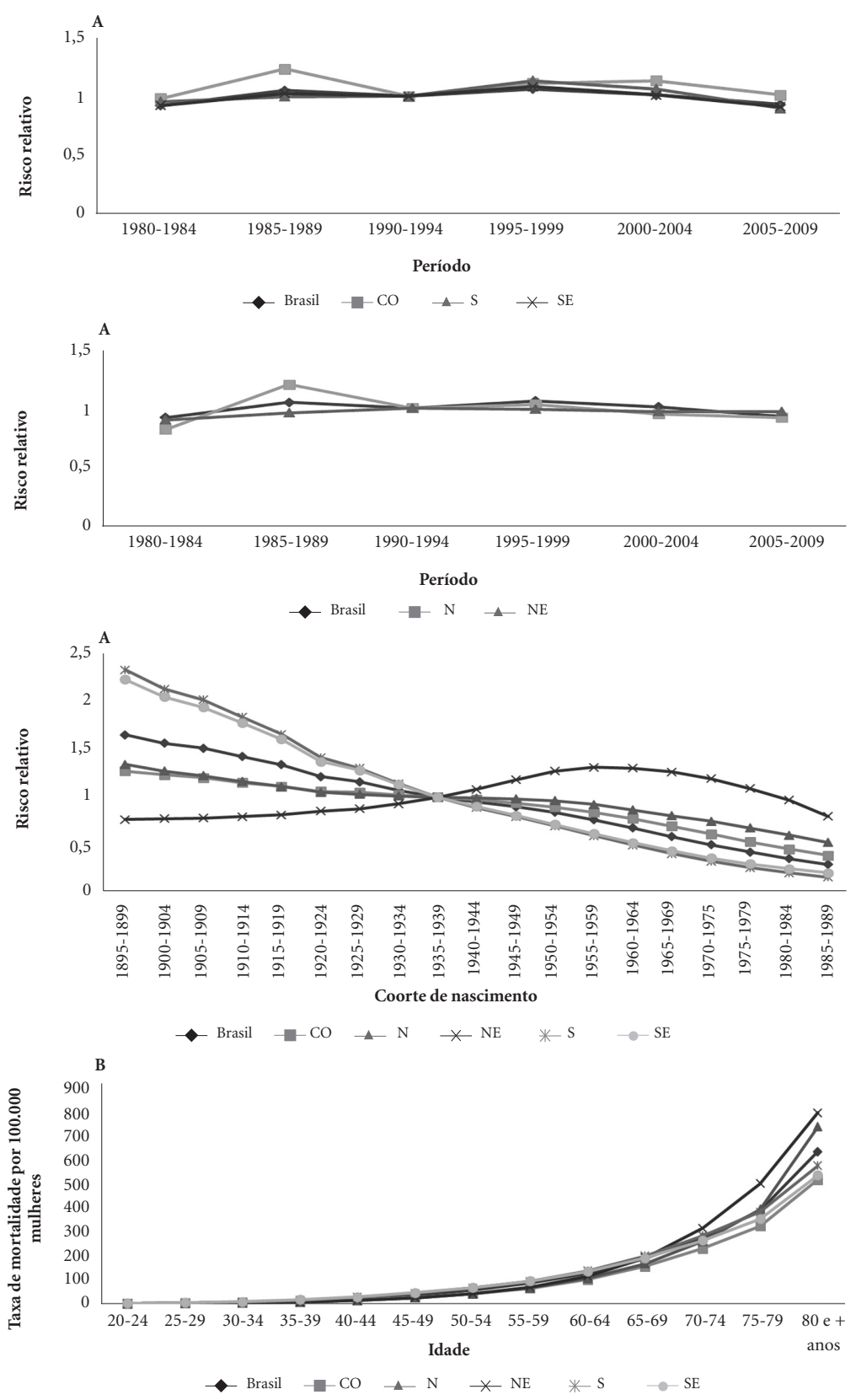
Tal realidade pode ser devido à exposição desigual aos fatores de risco nos dois sexos aos fatores de risco conhecidos para a referida doença. Ademais, pode relacionar-se ao fato das mulheres apresentarem mais cuidado com a saúde do que os homens, por questões socioculturais relacionadas à construção da masculinidade<sup>3,4</sup>.

Nas últimas três décadas as taxas de mortalidade apresentadas pelo Brasil, suas regiões geográficas em ambos os sexos foram maiores que as observadas desenvolvidos como a Europa Ocidental<sup>31</sup>, Estados Unidos<sup>32</sup>, Austrália<sup>19</sup>, Japão<sup>20</sup>, Coreia do Sul<sup>23</sup> e Hong Kong<sup>22</sup>, nos quais se verificou uma epidemia de adoecimento e morte por doenças cardiovasculares até meados da década de 1960, momento a partir do qual iniciou-se a redução nas taxas de mortalidade. Contudo as taxas de mortalidade brasileiras são semelhantes às observadas na Rússia, nos países da Europa Oriental e Ásia Central<sup>26</sup>.

Os riscos de morte de acordo com as coortes de nascimento são similares em ambos os sexos, pois sinalizam efeito de proteção ( $RR < 1$ ) para as coortes mais jovens, nascidas a partir da década de 1940, quando comparada à coorte de referência 1935-1939, exceto na região Nordeste. Esses resultados vão ao encontro dos achados dos estudos desenvolvidos na Austrália, Japão, Hong Kong<sup>22</sup> e Coreia do Sul<sup>23</sup>.

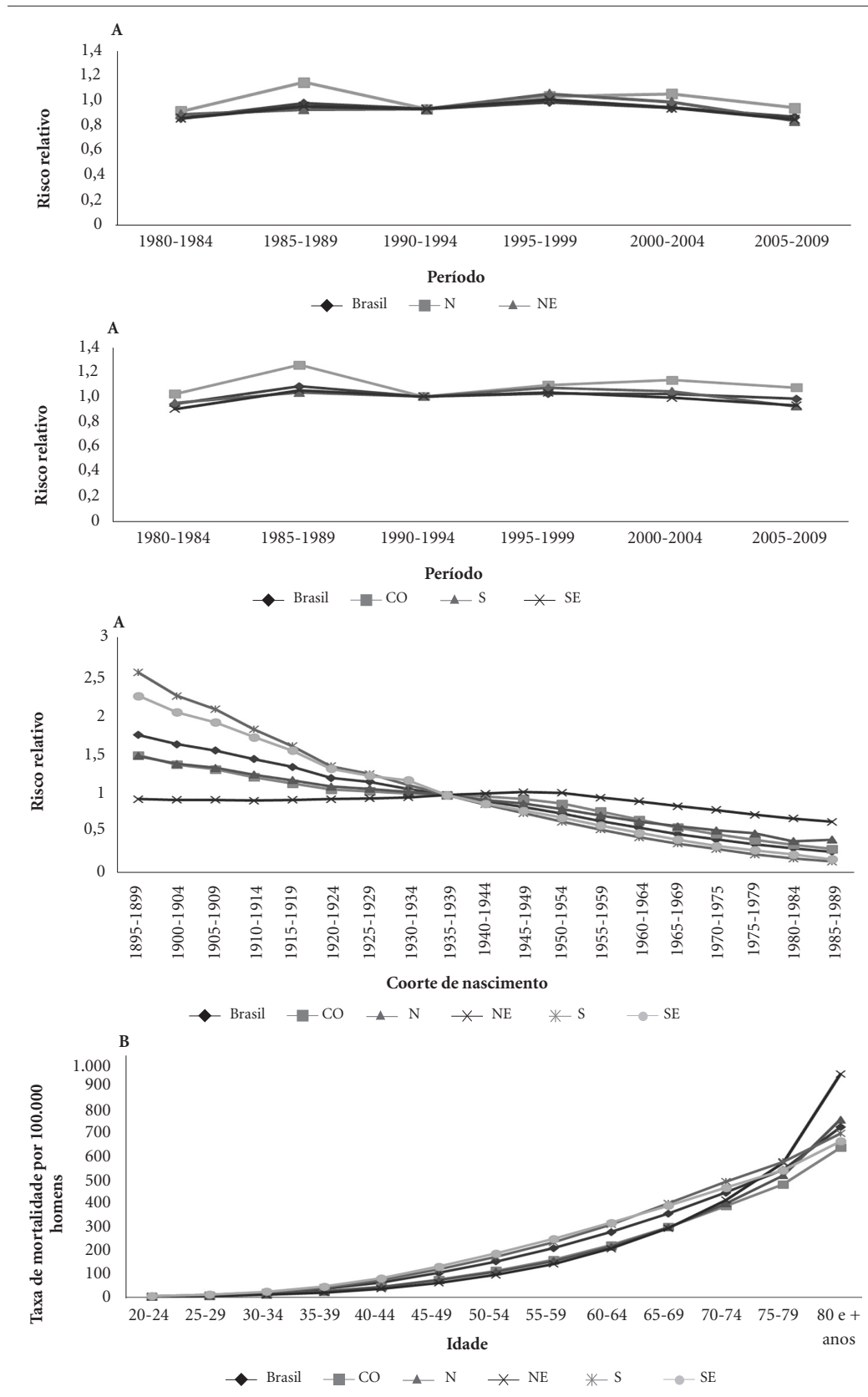
As explicações para a redução nas taxas de mortalidade nos países desenvolvidos apresentam várias hipóteses explicativas. Alguns autores advogam que esse decréscimo na tendência de mortalidade pode ser explicado pelo diagnóstico precoce, qualidade do atendimento pré-hospitalar, protocolos de atendimento, disponibilidade de leitos de terapia intensiva e equipe de saúde especializada para o tratamento do IAM. Assim como a identificação dos fatores de risco relacionados às doenças cardiovasculares, possibilitando a implementação de medidas para a sua prevenção e controle, que ocorreu de maneira incipiente nos países em desenvolvimento, é outra explicação possível<sup>4,31-34</sup>.

No entanto, há estudos que afirmam que a redução da mortalidade por doenças cardiovasculares nos países desenvolvidos, que ocorreu a partir da década de 1960, foi anterior a redução



**Figura 2.** (A) Resultado do efeito do período e coorte de nascimento na mortalidade por infarto agudo do miocárdio em mulheres, segundo regiões do Brasil, 1980 a 2009. (B) Resultado do efeito da idade na mortalidade por infarto agudo do miocárdio em mulheres, segundo regiões do Brasil, 1980 a 2009.





**Figura 3.** (A) Resultado do efeito do período e coorte de nascimento na mortalidade por infarto agudo do miocárdio em homens, segundo regiões do Brasil, 1980 a 2009. (B) Resultado do efeito da idade na mortalidade por infarto agudo do miocárdio em homens, segundo regiões do Brasil, 1980 a 2009.

da prevalência dos fatores de risco, e ao avanço na terapêutica para essas doenças – que data da década de 1970<sup>35-38</sup>. Esses autores atribuem essa redução a melhorias no saneamento básico, ampliação do uso de vacinas e aumento do peso ao nascer, pois há evidências do papel primordial do processo inflamatório na etiologia da aterosclerose. Nesse sentido, as melhorias promovidas nas condições de vida que reduziram a exposição dos indivíduos às doenças infecciosas e, desta maneira, diminuíram o risco desses indivíduos desenvolverem doenças cardiovasculares na idade adulta<sup>35</sup>.

Essa hipótese pode explicar em parte as diferenças no padrão de mortalidade por IAM observadas no presente estudo, no qual a interação entre o efeito de período e idade (coorte de nascimento), pois a região Nordeste do país foi a única que apresentou aumento progressivo do risco de morrer por essa patologia após a década de 1940. Salienta-se que o aumento mais pronunciado e permanente no sexo feminino, sendo  $RR > 1$ , inclusive nas coortes mais jovens, e nos homens até a coorte de 1960. Além disso, somente as regiões Norte e Nordeste apresentaram aumento nas taxas de mortalidade na década de 2000.

Tendo em vista que essas são as regiões geográficas mais pobres do País, com desigualdade social evidente devido à alta concentração de renda, ademais, são as localidades brasileiras com as maiores taxas de mortalidade infantil e com as mais precárias condições de saneamento básico e dificuldades de acesso aos serviços de saúde desde a atenção primária até a alta complexidade<sup>39,40</sup>. A implantação do Sistema Único de Saúde aumentou o acesso dos brasileiros aos serviços de saúde devido ao seu caráter universal, no entanto, a qualidade dos serviços prestados não é homogênea no território nacional.

Tais resultados refletem as peculiaridades da transição epidemiológica vivenciada no Brasil, nas quais não verificamos o mesmo perfil de países industrializados, pois detectamos sobreposição de etapas e polarização epidemiológica, devido às grandes iniquidades socioeconômicas observadas em nosso território.

Essas iniquidades influenciam grandemente a carga de mortalidade, sobretudo, nas mortes prematuras associadas às doenças cardiovasculares, com maior impacto nas populações mais pobres, o que pode explicar em parte a mortalidade crescente na década de 2000 nas regiões Norte e Nordeste<sup>40</sup>.

Acredita-se que a redução das taxas de mortalidade observadas nas regiões Sul, Sudeste e

Centro-Oeste, na década de 2000, bem como a redução do risco de morte por IAM, nas coortes mais jovens em ambos os sexos nessas regiões, possam ser explicadas pela interação entre o efeito de período promovido pelas melhorias das condições de vida, acesso aos serviços de saúde com a instituição do SUS, bem como, aos avanços na terapêutica para essa doença, que permitiu a redução no risco de morte para as coortes mais jovens, mesmo estas estando mais expostas aos fatores de risco (transição nutricional, redução na prática de atividade física entre outras)<sup>1-4,35</sup>.

Realidade oposta foi verificada na região Nordeste, sobretudo para o sexo feminino, no qual a desigualdade social e de acesso aos serviços de saúde associadas aos efeitos da transição epidemiológica e nutricional aumentaram o risco de morte, inclusive nas coortes de nascimento mais jovens.

O SUS, apesar de suas limitações, aumentou o acesso da população brasileira a serviços médicos e a remédios, sobretudo, para o controle da hipertensão e do diabetes, no qual a atenção básica desempenha um papel muito importante por meio do programa HIPERDIA, que foi instituído no ano de 2001, com vistas a tratar e acompanhar os usuários atendidos em nível ambulatorial<sup>41</sup>.

Entretanto, apesar da redução de mortalidade por IAM, nos dois sexos, nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste, sobretudo na década de 2000, as mesmas continuam altas em relação às dos países desenvolvidos. Sinalizando para as diferenças nas condições de vida, na prevenção e controle das doenças cardiovasculares, sobretudo, a hipertensão arterial, bem como a assistência ao indivíduo após a ocorrência do infarto, entre os países desenvolvidos e os em desenvolvimento.

Para Pinho e Pierin<sup>42</sup>, o controle da hipertensão arterial sistêmica no Brasil é considerado baixo. No entanto, dados de abrangência nacional são desconhecidos. Estudo de revisão de literatura identificou uma prevalência de controle que variou de 10,0 a 57,6%. Destaca-se que se evidenciou baixa prevalência de controle mesmo entre os usuários assistidos pela Estratégia de Saúde da Família (ESF)<sup>29</sup>. Tais resultados são preocupantes, pois a hipertensão arterial não controlada é um dos principais fatores associados ao infarto agudo do miocárdio.

Estudo realizado em Ribeirão Preto, com intuito de identificar as causas de óbitos dos usuários hipertensos de uma unidade pública de saúde, evidenciou que as causas mais frequentes nessa população estavam relacionadas às doenças do aparelho circulatório, destacando-se

IAM (12,9%); insuficiência cardíaca congestiva (4,5%); acidente vascular encefálico (4,5%); choque cardiogênico (5,8%); insuficiência respiratória (3,2%) e (2,0%) flutter-fibrilação ventricular<sup>43</sup>.

Além disso, pesquisa realizada em uma coorte de adultos acima de 20 anos na cidade do Rio de Janeiro apontou um risco de doenças cardiovasculares de 6,1 vezes maior em indivíduos com hipertensão descontrolada quando comparado aos não hipertensos e 2,7 vezes maior para pacientes com a hipertensão não controlada quando comparado aos pacientes controlados<sup>44</sup>.

Adicionalmente às limitações observadas na prevenção primária das doenças cardiovasculares, é importante destacar a necessidade da organização da linha de cuidado para IAM, a qual consiste em uma rede estruturada de assistência desde a atenção pré-hospitalar até o atendimento em terapia intensiva<sup>45,46</sup>.

Nesse sentido, os resultados desse estudo apontam para a necessidade da urgente correção das deficiências na prevenção e controle do IAM desde as ações de promoção à saúde até o atendimento pré-hospitalar, tanto no nível secundário quanto no terciário, e que essas medidas considerem as especificidades de cada uma das regiões geográficas do país.

No presente estudo, a análise do efeito da idade-período e coorte de nascimento na mortalidade por IAM foi uma das contribuições do estudo, já que a maioria dos manuscritos avalia somente o efeito da idade e período de óbito, não avaliando o efeito da coorte de nascimento, um importante fator para o entendimento da evolução das taxas de incidência e mortalidade das doenças.

Outra contribuição importante foi a realização da correção dos registros classificados como causa mal definida e o sub-registro, constituiu-se em uma das contribuições do estudo, gerando taxas mais fidedignas para o infarto agudo do miocárdio, para o Brasil e suas regiões geográficas. Contudo, é importante destacar que um número maior de óbitos por causa mal definida pudesse corresponder aos óbitos por IAM, o que poderia aumentar a tendência crescente da mortalidade nas regiões Norte e Nordeste.

Ainda, é importante destacar as limitações relacionadas aos modelos APC, pois os mesmos ainda se encontram em desenvolvimento e não há consenso na literatura sobre a melhor metodologia para corrigir o problema de não identificação e estimação do modelo completo. Assim, os achados variam conforme as suposições utilizadas na construção dos modelos<sup>9,10,19,20</sup>.

## Conclusão

O presente estudo evidenciou redução de risco de morte por IAM, em ambos os sexos e em todas as regiões brasileiras, exceto na região Nordeste, para indivíduos nascidos após a década de 1940. Além disso, verificaram-se aumento das taxas de mortalidade em ambos os sexos nas regiões Norte e Nordeste. Tal realidade é fruto das disparidades socioeconômicas e de acesso aos serviços de saúde existentes no território brasileiro.

Dessa maneira, é urgente intensificar esforços para melhorar as condições de vida, a prevenção e o controle dos fatores de risco para essa doença, bem como o acesso aos serviços de saúde, desde a atenção primária até a terciária.

## Colaboradores

J Santos, KC Meira, AR Camacho participaram da concepção e do delineamento do estudo. J Santos, KC Meira, TC Simões, FHMA Freire participaram da análise e interpretação dos dados. J Santos, KC Meira, AR Camacho, RM Guimarães, PTCO Salvador, AMG Pierin, TC Simões, FHMA Freire da redação do artigo e de sua revisão crítica. J Santos, KC Meira, AR Camacho, RM Guimarães, PTCO Salvador, AMG Pierin, TC Simões, FHMA Freire participaram da aprovação da versão final a ser publicada.

## Agradecimentos

Os autores agradecem a Matheus de Sousa Mata pelo apoio no delineamento e concepção do estudo.

## Referências

- Baena CP, Olandoski M, Luhm KR, Ortiz Costantini C, Guarita-Souza LC, Faria-Neto JR. Tendência de mortalidade por infarto agudo do miocárdio em Curitiba (PR) no período de 1998 a 2009. *Arq Bras Cardiol* 2012; 98(3):211-217.
- Malta DC, Moura L, Prado RR, Schimidt MI, Duncan BB. Mortalidade por doenças crônicas não transmissíveis no Brasil e suas regiões, 2000 a 2011. *Epidemiol Serv Saúde* 2014; 23(4):599-608.
- Moran AE, Forouzanfar MH, Roth GA, Mensah GA, Ezzati M, Murray CJ, Naghavi M. Temporal trends in ischemic heart disease mortality in 21 world regions, 1980 to 2010: the Global Burden of Disease 2010 study. *Circulation* 2014; 129(14):1483-1492.
- Kulasmaa K, Tunstall-Pedoe H, Dobson A, Fortmann S, Sans S, Tolonen H, Evans A, Ferrario M, Tuomilehto J. Estimation of contribution of changes in classic risk factors to trends in coronary-event rates across the WHO MONICA Project populations. *Lancet* 2000; 355(9205):675-687.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Pesquisa Nacional de Saúde* [Internet] 2013. [acessado 2015 out 15] Rio de Janeiro: IBGE; 2013. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/pns/2013/>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009: análise do consumo alimentar pessoal no Brasil* [Internet] 2011 [acessado 2016 jan 02] Rio de Janeiro: IBGE; 2011. Disponível em: [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaoodevida/pof/2008\\_2009\\_analise\\_consumo/pofanalise\\_2008\\_2009.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaoodevida/pof/2008_2009_analise_consumo/pofanalise_2008_2009.pdf)
- Mansur AP, Favarato D. Mortalidade por doenças cardiovasculares no Brasil e na região metropolitana de São Paulo: atualização 2011. *Arq Bras Cardiol* 2012; 99(2):755-761.
- Mansur AP, Lopes AIA, Favarato D, Avakian SD, César LAM, Ramires JAF. Epidemiologic transition in mortality rate from circulatory diseases in Brazil. *Arq Bras Cardiol* 2009; 93(5):506-510.
- Holford TR. The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. *Biometrics* 1983; 39(2):311-324.
- Holford TR. Unstranding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annu Rev Public Health* 1991; 12(1):425-457.
- DATASUS. *Sistema de Informação sobre Mortalidade*. [Internet] 2014 [acessado 2016 Jan 02]. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0205>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *SIDRA* [Internet] 2015 [acessado 2016 Jan 02]. Disponível em: <ftp://ftp.ibge.gov.br>
- Soares DA, Gonçalves MJ. Mortalidade cardiovascular e impacto de técnicas corretivas de subnotificações e óbitos mal definidos. *Rev Panam Salud Publica* 2012; 32(3):199-206.
- Bennett NG, Horiuchi S. Estimating the Completeness of Death Registration in a Closed Population. *Population Index* 1981; 47(2):207-221.

15. Hill K. Estimating census and death registration completeness. *Asian and Pacific Census Forum* 1987; 1(3):8-13.
16. Hill K, You D, Choi Y. Death Distribution Methods for Estimating Adult Mortality: sensitivity analysis with simulated data errors. *Demographic Research* 2009; 21(9):235-254.
17. Lima EEC, Queiroz BL. Evolution of the deaths registry system in Brazil: associations with changes in the mortality profile, under-registration of death counts, an ill-defined causes of death. *Cad Saude Pública* 2014; 30(8):1721-1730.
18. Ahmad OB, Boschi-Pinto C, Lopez AD, Murray CJL, Lozano R, Inoue M. Age standardization of rates: a new who standard. *World Health Organization – GP discussion papers series* 2000; 31:1-14.
19. Robertson B, Boyle P. Age period-cohort analysis of chronic disease rates I: Modelling approach. *J Start Med* 1998; 17(12):1305-1323.
20. Holford TR. Approaches to fitting age-period-cohort models for the Lexis diagram. *Stat Med* 2006; 26(1):3018-3045.
21. Carstensen B, Plummer M, Hills M, Laara E. *A package for statistical analysis in epidemiology* [Internet] 2001 [acessado 2016 Jan 02] Vienna: Institute for Statistics and Mathematics; 2001. Disponível em: <http://cran.r-project.org/web/packages/Epi/index.html>
22. Vilella LCM, Gomes FE, Melendez JGV. Tendência da Mortalidade por Doenças Cardiovasculares, Isquêmicas do Coração e Cerebrovasculares. *Rev Enf Recife* 2014; 8(9):3134-3141.
23. André C, Curioni CC, Braga da Cunha C, Veras R. Progressive decline in stroke mortality in Brazil from 1980 to 1982, 1990 to 1992, and 2000 to 2002. *Stroke* 2006; 37(11):2784-2789.
24. Taylor R, Page A, Danquah J. The Australian epidemic of cardiovascular mortality 1935-2005: effects of period and birth cohort. *J Epidemiol Community Health* 2012; 66(7):e18.
25. Ma E, Hiroyasu I, Takahashi H, Yamagishi K, Tanigawa T. Age-Period-Cohort Analysis of Mortality due to Ischemic Heart Disease in Japan, 1955 to 2000. *Circ J* 2008; 72(6):966-972.
26. Wong IOL, Cowling BJ, Leung GM, Schooling M. Age-period-cohort projections of ischaemic heart disease mortality by socio-economic position in a rapidly transitioning Chinese population. *PLoS One* 2013; 8(4):e614-695.
27. Yu IT, Li W, Wong TW. Effects of age, period and cohort on acute myocardial infarction mortality in Hong Kong. *Int J Cardiol* 2004; 97(1):63-68.
28. Jhun HJ, Kim H, Cho SI. Time trend and age-period-cohort effects on acute myocardial infarction mortality in Korean adults from 1988 to 2007. *J Korean Med Sci* 2011; 26(5):637-641.
29. Allender S, Scarborough P, O'Flaherty M, Capewell S. Patterns of coronary heart disease mortality over the 20th century in England and Wales: Possible plateaus in the rate of decline. *BMC Public Health* 2008; 8(148):1-12.
30. Passos LC, Lopes AA, Lessa I, Sanches A, Santos-Jesus R. Tendência da mortalidade por infarto agudo do miocárdio (1981 a 1996) na cidade de Salvador, Brasil. *Arq Bras Cardiol* 2000; 74(4):329-331.
31. Mirzaei M, Truswell AS, Taylor R, Leeder SR. Coronary heart disease epidemics: not all the same. *Heart* 2009; 95(9):740-746.
32. Ford ES, Ajani UA, Croft JB, Critchley JA, Labarthe DR, Kottke TE, Giles WH, Capewell S. Explaining the decrease in U.S. deaths from coronary disease, 1980-2000. *N Engl J Med* 2007; 356(23):2388-2398.
33. Gaziano T. Cardiovascular Disease in developing world and its cost-effective management. *Circulation* 2005; 112(23):3547-3553.
34. Wijeyundera HC, Machado M, Farahati F, Wang X, Witteman W, van der Velde G, Tu JV, Lee DS, Goodman SG, Petrella R, O'Flaherty M, Krahn M, Capewell S. Association of temporal trends in risk factors and treatment uptake with coronary heart disease mortality, 1994-2005. *JAMA* 2010; 303(18):1841-1847.
35. Oliveira Gláucia MM, Klein Carlos H, Souza e Silva NA. Mortalidade por doenças cardiovasculares em três estados do Brasil de 1980 a 2002. *Rev Panam Salud Publica* 2006; 19(2):85-93.
36. Vaessen N, Janssen JA, Heutink P, Hofman A, Lamberts SW, Oostra BA, Pols HA, van Duijn CM. Association between genetic variation in the gene for insulin-like growth factor-I and low birth weight. *Lancet* 2002; 359(9311):1036-1037.
37. Barker DJ, Winter PD, Osmond C, Margetts B, Simmonds SJ. Weight in infancy and death from ischaemic heart disease. *Lancet* 1989; 2(8663):577-580.
38. Finch CE, Crimmins EM. Inflammatory exposure and historical changes in human lifespans. *Science* 2004; 305(5691):1736-1739.
39. Martine G. A evolução espacial da população brasileira. In: Affonso RBA, Silva PLB, organizadores. *Desigualdades regionais e desenvolvimento*. São Paulo: FUNDAP, Editora UNESP; 1995. p. 61-91.
40. Guimarães RM, Andrade SCA, Machado EL, Bahia CA, Oliveira MM, Jacques FVL. Diferenças regionais na transição da mortalidade por doenças cardiovasculares no Brasil, 1980 a 2012. *Rev Panam Salud Publica* 2015; 37(2):83-89.
41. Jorgetto GV, Jorgetto JL, Freitas PS. Análise epidemiológica da relação hipertensão arterial, infarto agudo do miocárdio e acidente vascular encefálico. *Revista Nursing* 2010; 12(144):225-229.
42. Pinho NA, Pierin AMG. O Controle da Hipertensão Arterial em Publicações Brasileiras. *Arq Bras Cardiol* 2013; 101(3):65-73.
43. Vieira CP, Neves DV, Nogueira MS, Hayashida M, Souza L, Cesarino EJ. Análise da mortalidade de pacientes hipertensos de unidade pública e especializada na cidade de Ribeirão Preto (SP). *Rev Bras Cardiol* 2012; 25(4):276-281.
44. Silva TLN, Klein CH, Nogueira AR, Salis LHA, Silva NAS, Bloch KV. Cardiovascular mortality among a cohort of hypertensive and normotensives in Rio de Janeiro - Brazil - 1991-2009. *BMC Public Health* 2015; 15(623):1-11.

45. Caluza AC, Barbosa AH, Gonçalves I, Oliveira CA, Matos LN, Zeefried C, Moreno ACC, Tarkieltaub E, Alves CMR, Carvalho AC. Rede de infarto com supradesnivelamento de ST: sistematização em 205 casos diminui eventos clínicos na rede pública. *Arq Bras Cardiol* 2012; 99(5):1040-1048.
46. Marcolino MS, Brant LC, Araujo JG, Nascimento BR, Castro LR, Martins P, Lodi-Junqueira L, Ribeiro AL. Implantação da linha de cuidado do infarto agudo do miocárdio no município de Belo Horizonte. *Arq Bras Cardiol* 2013; 100(4):307-314.

---

Artigo apresentado em 28/02/2016

Aprovado em 29/07/2016

Versão final apresentada em 31/07/2016