



Universidade Federal de Juiz de Fora
Programa de pós-graduação em Saúde Coletiva
Mestrado Acadêmico

CHRISTIANE MARIA MEURER ALVES

**TENDÊNCIA DE MORTALIDADE POR CÂNCER DE
COLO DE ÚTERO E ÚTERO PORÇÃO NÃO
ESPECIFICADA NO ESTADO DE MINAS GERAIS –
1980 A 2005**

**Juiz de Fora
2009**

**TENDÊNCIA DE MORTALIDADE POR CÂNCER DE
COLO DE ÚTERO E ÚTERO PORÇÃO NÃO
ESPECIFICADA NO ESTADO DE MINAS GERAIS –
1980 A 2005**

Trabalho apresentado como requisito para
obtenção do grau de mestre no Programa de
Pós-Graduação em Saúde Coletiva – Mestrado
Acadêmico

ORIENTANDO: CHRISTIANE MARIA MEURER ALVES

ORIENTADOR: PROF. DR. RONALDO ROCHA BASTOS

CO-ORIENTADOR: PROF. DR. MAXIMILIANO RIBEIRO GUERRA

**Juiz de Fora
2009**

TERMO DE APROVAÇÃO

CHRISTIANE MARIA MEURER ALVES

TENDÊNCIA DE MORTALIDADE POR CÂNCER DE COLO DE ÚTERO E ÚTERO PORÇÃO NÃO ESPECIFICADA NO ESTADO DE MINAS GERAIS – 1980 A 2005

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, da Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Saúde Coletiva.

Orientador: Prof. Dr. Ronaldo Rocha Bastos
Departamento de Estatística, Universidade Federal de Juiz de Fora

Co-orientador: Prof. Dr. Maximiliano Ribeiro Guerra
Departamento de Saúde Coletiva, Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof. Dr. Enrico Antônio Colosimo
Departamento de Estatística, Universidade Federal de Minas Gerais

Prof^a. Dr^a. Maria Teresa Bustamante Teixeira
Departamento de Saúde Coletiva, Universidade Federal de Juiz de Fora

Juiz de Fora, 13 de fevereiro de 2009

Dedicado a Maria Carolina e Gilda Peron

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Prof. Ronaldo Rocha Bastos, por não ter desistido quando as mudanças poderiam ter abalado sua confiança;

À minha mãe e às minhas irmãs, a quem devo toda a formação pessoal e profissional;

Ao Prof. Maximiliano Ribeiro Guerra, meu co-orientador nesta jornada;

Aos colegas da primeira turma de Mestrado em Saúde Coletiva da Universidade Federal de Juiz de Fora, em especial à Alessandra e ao Fernando, grandes amigos;

Aos professores que participaram de nossa formação durante o mestrado, dentre eles um agradecimento especial à Prof^a. Isabel Cristina Gonçalves Leite, pela permanente disponibilidade;

À Enf^a. Maria da Consolação Magalhães, doutoranda do Mestrado em Saúde Brasileira, pela ajuda junto à Secretária de Saúde;

À especial amiga Prof^a. Márcia Ferreira Teixeira Pinto (ENSP), pela importante contribuição na decisão de fazer o Mestrado em Saúde Coletiva.

Aos amigos e sócios, Andréa Magalhães Nicolato e Nilson Soares Pires de Mendonça, por se fazerem sempre presentes;

Meu agradecimento e respeito aos pacientes oncológicos e às mulheres falecidas cujos dados foram utilizados nesta dissertação.

LISTA DE FIGURAS

| | | |
|--------------------|--|----|
| Figura 1 - | Fluxograma de coleta e tratamento dos dados | 28 |
| Figura 2 - | Tendência temporal de mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais | 39 |
| Figura 3 - | Tendência temporal de mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, por faixa etária, idade 30-79 anos, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais | 40 |
| Figura 4 - | Tendência temporal de mortalidade por câncer de colo uterino, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais | 41 |
| Figura 5 - | Tendência temporal de mortalidade por câncer de colo uterino, por faixas etárias, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais | 42 |
| Figura 6 - | Tendência temporal de mortalidade por câncer de útero porção não especificada, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais | 43 |
| Figura 7 - | Tendência temporal de mortalidade por câncer de útero porção não especificada, por faixas etárias, idade 30-79 anos, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais | 44 |
| Figura 8 - | Regressão linear da mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais | 45 |
| Figura 9 - | Regressão linear da mortalidade por câncer de colo de útero, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais..... | 46 |
| Figura 10 - | Regressão linear da mortalidade por câncer de útero porção não especificada, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais | 47 |
| Figura 11 - | Análise de correspondência entre período calendário e faixas etárias de interesse para as taxas de mortalidade padronizadas | 48 |

| | | |
|--------------------|--|----|
| Figura 12 - | Mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, idade 30-79 anos, período de 1980-2005, coortes de 1901 a 1976, para o Estado de Minas Gerais – Modelo idade-período-coorte | 49 |
| Figura 13 - | Gráfico de cores para metodologia de Tarone e Chu, mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, idade 30-79 anos, período de 1980-2005, coorte 1901 a 1976, para o Estado de Minas Gerais – Modelo idade-período-coorte..... | 51 |
| Figura 14 - | Gráfico dos valores de Z na comparação entre coortes pela metodologia de Tarone e Chu, mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, idade 30-79 anos, período de 1980-2005, coorte 1901 a 1976, para o Estado de Minas Gerais – Modelo idade-período-coorte | 52 |
| Figura 15 - | Gráfico dos valores de Z na comparação entre períodos pela metodologia de Tarone e Chu, mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, idade 30-79 anos, período de 1980-2005, coorte 1901 a 1976, para o Estado de Minas Gerais – Modelo idade-período-coorte | 53 |
| Figura 16 - | Número absoluto de casos por faixa etária (5/5 anos) | 56 |

LISTA DE TABELAS

| | | |
|-------------------|--|----|
| Tabela 1 - | Mortalidade por câncer de colo de útero no município de Juiz de Fora, para faixa etária de 30-79 anos, no período de 1980-2004..... | 35 |
| Tabela 2 - | Matriz modificada para análise período-coorte, utilizando a mortalidade por câncer de colo de útero do município de Juiz de Fora, faixa etária de 30-79 anos, no período de 1980-2004..... | 36 |
| Tabela 3 - | Regressão linear e log-linear para câncer de colo de útero e útero porção não especificada, no Estado de Minas Gerais, no período de 1980-2005 | 54 |
| Tabela 4 - | Regressão linear e log-linear para câncer de colo de útero, no Estado de Minas Gerais, no período de 1980-2005 | 54 |
| Tabela 5 - | Regressão linear e log-linear para câncer útero porção não especificada, no Estado de Minas Gerais, no período de 1980-2005 | 55 |
| Tabela 6 - | Câncer de colo de útero e útero porção não especificada, comparações de coortes uma a uma e períodos – Estado de Minas Gerais | 58 |
| Tabela 7 - | Câncer de colo de útero e útero porção não especificada, comparações de coortes em blocos de três – Estado de Minas Gerais | 59 |

RESUMO

Introdução: O câncer de colo de útero, desde a década de 50, dispõe de um exame capaz de detectá-lo em fase incipiente e curável. A disponibilidade do teste de *Papanicolaou* parece ser a principal motivação para a queda de mortalidade por câncer de colo de útero em vários países ao redor do mundo. Buscou-se com este estudo avaliar o comportamento da mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, no período de 1980-2005, no Estado de Minas Gerais. Optou-se pela utilização de modelo de regressão linear e pela abordagem idade-período-coorte. **Material e Métodos:** Foram coletados os dados de óbito e população disponíveis no DATASUS. Para avaliação da tendência de mortalidade por idade e período, utilizou-se o modelo de regressão linear; as taxas também foram log-transformadas para que se obtivesse o percentual de mudança da mortalidade por ano. A análise período-coorte foi feita através do método não paramétrico de Tarone e Chu. **Resultados:** Encontrou-se queda na mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada para a análise idade e período. A redução foi principalmente relacionada com os casos de câncer de útero porção não especificada. Na análise idade-período-coorte houve redução menor que a esperada para as coortes de 1901-1908 e 1921-1928. Houve redução maior que a esperada para as coortes de 1913-1920, 1929-1932, 1937-1946, 1949-1956, 1963-1970 e 1969-1976. Encontrou-se ainda redução maior que a esperada para o período de 2000-2001. **Conclusão:** Foi evidenciada a redução da mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada no Estado de Minas Gerais no período estudado. Os achados mostram influência das coortes de nascimento sobre a queda da mortalidade.

Palavras-chave: neoplasias de colo de útero; mortalidade; modelos lineares; modelos idade-período-coorte.

ABSTRACT

Introduction: Cervical cancer has had since the fifties, an exam capable of detecting it in its early and curable stage. The availability of the *Papanicolaou* smear test seems to be the principal reason for the fall in the mortality due to cervical cancer in many countries throughout the world. The aim of this study was to assess the trends of the mortality due to cervical cancer and uterus not otherwise specified (NOS) in the period from 1980-2005, in the state of Minas Gerais. We opted for the model of linear regression and the age-period-cohort approach. **Material and Methods:** Data related to death and population available at DATASUS were collected. To assess the tendency of mortality by age and period the approach of linear regression was used; the rates were also log transformed in order to obtain the percentage of change in the mortality by year. The period-cohort analysis was carried out using Tarone & Chu's non parametric method. **Results:** A reduction in the mortality due to cervical cancer and uterus not otherwise specified (NOS) for the age and period analyzed was found. The reduction was mainly related with the cases of cancer of uterus not otherwise specified (NOS). In the age-period-cohort analysis the reduction was less than expected for the cohorts from 1901-1908 and 1921-1928. There was a reduction bigger than expected for the cohorts from 1913-1920, 1929-1932, 1937-1946, 1949-1956, 1963-1970 and 1969-1976. It was also found a bigger reduction than expected for the period from 2000-2001. **Conclusion:** The reduction in the mortality due to cervical cancer and uterus not otherwise specified (NOS) in the state of Minas Gerais was unmistakable in the period studied. The findings show the influence of the birth cohorts over the decrease in mortality.

Key words: uterine cervical neoplasma; mortality; linear models; age-period-cohort models.

SUMÁRIO

| | |
|---|----|
| 1 INTRODUÇÃO | 11 |
| 2 HIPÓTESE | 24 |
| 3 OBJETIVOS | 25 |
| 4 METODOLOGIA | 26 |
| 4.1 Coleta de dados | 26 |
| 4.2 Tratamento dos dados | 27 |
| 4.3 Análise gráfica dos dados | 29 |
| 4.4 Análise dos efeitos idade e período | 30 |
| 4.5 Análise dos efeitos coorte e período | 32 |
| 5 RESULTADOS | 39 |
| 5.1 Resultados das análises gráficas | 39 |
| 5.2 Análise dos efeitos idade e período | 53 |
| 5.3 Análise dos efeitos coorte e período | 56 |
| 6 DISCUSSÃO | 60 |
| 6.1 Análise dos efeitos idade e período | 60 |
| 6.2 Análise dos efeitos coorte e período | 63 |
| 6.3 Limitações do estudo | 70 |
| 7 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES | 72 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 74 |
| APÊNDICE | 82 |
| ANEXO | 83 |

1 INTRODUÇÃO

O útero, órgão do aparelho reprodutor feminino, é dividido anatomicamente em três regiões distintas: colo, segmento inferior e corpo. O colo, também chamado cérvix, é ainda dividido em porção vaginal (ectocérvix) e endocérvix. A porção vaginal, visível durante o exame ginecológico, é coberta por um epitélio escamoso estratificado não queratinizado que converge centralmente para uma pequena abertura denominada orifício externo. Em uma posição cranial ao orifício encontra-se a endocérvix revestida por um epitélio colunar secretor de muco. O ponto de encontro entre estes dois epitélios é chamado junção escamo-colunar (JEC). O útero é composto principalmente de músculo liso (miométrio), que envolve a cavidade endometrial. Esta cavidade é revestida por uma mucosa constituída de glândulas endometriais e estroma circundante (CRUM, 2005).

O colo de útero comporta-se tanto como sentinela para as infecções do aparelho genital superior quanto como alvo para carcinógenos. O carcinoma epidermóide é o tipo histológico mais comum de câncer de colo de útero; outros tipos são adenocarcinoma, provavelmente originados das glândulas endocervicais, adenoescamosos e carcinomas indiferenciados (CRUM, 2005).

Os carcinomas de endométrio são geralmente adenocarcinomas (85%), entretanto, uma parcela destes tumores assemelha-se aos carcinomas serosos de ovário e são os carcinomas papilares serosos, e carcinomas de células claras. Os tumores originados do miométrio são os leiomiossarcomas. O tipo histológico do tumor está relacionado ao tecido onde o mesmo se origina (CRUM, 2005).

A Classificação Internacional de Doenças (CID) 10^a revisão, ao atribuir códigos para as neoplasias do útero distingue as seguintes áreas: C53 – Colo de útero; C54 – corpo do útero; C55 – útero, porção não especificada. O câncer de útero porção não especificada é utilizado como codificação quando o atestado de óbito não deixa claro se o tumor iniciou-se no colo ou no corpo do útero, ver, por exemplo, Derossi e colaboradores (2001).

O câncer do colo uterino, comparado às outras neoplasias, apresenta característica importante: há um longo tempo dispõe-se de um exame de rastreamento da doença, o teste de *Papanicolaou*, capaz de detectá-lo em fase incipiente e curável com medidas relativamente simples (SCHIFFMAN et al, 1996). O

câncer de colo de útero está também fortemente associado com infecção persistente por alguns tipos de Vírus do Papiloma Humano (HPV) que é sexualmente transmitido, mas, embora o HPV seja uma causa necessária do câncer de colo de útero, nem todas as infecções se transformarão em malignidade (RYDSTRÖM; TÖRNBERG, 2006).

O tratamento da lesão precursora ou do câncer invasivo são pré-requisitos para a cura e redução da mortalidade pela doença; entretanto a população feminina é um grupo heterogêneo, com graus diferentes de risco para o desenvolvimento da doença, que podem ou não participar de programas de rastreamento. Com os métodos atuais é possível, teoricamente, evitar o câncer de colo de útero (RYDSTRÖM; TÖRNBERG, 2006).

Apesar da possibilidade de prevenção ou detecção precoce, o câncer de colo de útero é o segundo câncer mais comum entre mulheres, e foi responsável por mais de 250.000 mortes no mundo em 2005, sendo que 80% da mortalidade ocorreram em países em desenvolvimento (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2006), onde a maioria dos casos foi diagnosticada como doença localmente avançada ou metastática (DATTA; AGRAWAL, 2006).

Em seu estudo sobre incidência e mortalidade por câncer de colo uterino, Rydström e Törnberg (2006) concluem que fatores relacionados com a população, teste diagnóstico, tratamento e resultado irão influenciar o fato da mulher ter ou não o câncer e, de morrer ou não da doença. Os autores consideram que estes fatores deveriam ser os principais alvos a serem atacados, entretanto, eles reconhecem que muitos elementos relacionados são difíceis de serem influenciados, tais como: *status* sócio-econômico, comportamento sexual, importância da prevalência do HPV, número de gestações a termo ou duração do uso de contraceptivos orais. Um programa de rastreamento organizado deveria ser o foco primário de atenção em saúde da mulher.

Publicou-se um estudo sobre o câncer de colo de útero na Europa em 2000 (LEVI et al, 2000), onde os autores inicialmente discutem as dificuldades relacionadas com a codificação da doença. A proporção de câncer de útero porção não especificada, em 1995, era de 59,4% na França; 32,1%, na Alemanha e Espanha; 65,4%, na Itália e 21,2%, na Inglaterra e País de Gales, mencionando-se os maiores países da Europa. A fim de contornar este problema, os autores detiveram-se em analisar óbitos por câncer de colo de útero na faixa etária de 20-44

anos, já que a maioria dos tumores em mulheres com idade inferior a 45 anos é proveniente da cérvix. Duas mensagens importantes do trabalho: as dificuldades provenientes da codificação, o que compromete a quantificação da mortalidade por câncer de colo de útero, e a redução substancial da mortalidade por câncer de colo de útero entre mulheres jovens da maioria dos países da Europa Ocidental, mas não na Europa Oriental, o que foi atribuído à inadequação do rastreamento. Finalmente, os autores deixam claro que as taxas encontradas não são aplicáveis a mulheres mais idosas ou gerações subseqüentes à estudada, devido ao menor rastreamento nas mesmas e aos complexos efeitos da idade e da coorte de nascimento nas taxas de mortalidade por câncer cervical.

Estudo mais recente sobre a mortalidade por câncer na União Européia, no período de 1970 a 2003, mostrou que a mortalidade por câncer no útero vem declinando paulatinamente nas últimas décadas, principalmente, entre mulheres jovens e de meia-idade. Entretanto, não foi possível com base nos dados disponíveis distinguir entre câncer de colo de útero e endométrio. Contudo a queda é atribuída principalmente à redução na mortalidade por câncer de colo de útero devido à adoção de programas de rastreamento. Apesar da redução evidenciada, a mortalidade por câncer de colo de útero permanece alta em países do Leste Europeu (BOSETTI et al, 2008).

Em estudo sobre o câncer de colo de útero na Finlândia, no período de 1963-1995, Anttila e outros (1999) descrevem que o programa de rastreamento foi iniciado gradativamente a partir de 1963 e que, no início da década de 90, já havia sido observada uma queda de 80% na incidência e mortalidade pela doença. Eles descrevem, entretanto, que após 1991 a incidência voltou a aumentar nos grupos etários de 30-34 anos (nascidas em torno de 1961) e 35-39 anos (nascidas em torno de 1956). Este aumento nas faixas etárias mais jovens poderia sugerir o envolvimento de infecções virais sexualmente transmissíveis com potencial oncogênico e outras mudanças de comportamento, como o aumento do tabagismo entre mulheres a partir dos anos 80. A contínua queda da mortalidade sugere que o tratamento tem se mantido de alta qualidade.

Estudo sobre a população feminina na Islândia mostrou que, a partir do estabelecimento do programa de rastreamento, houve redução nos casos de carcinoma epidermóide, mas não nas taxas de adenocarcinoma. A incidência e mortalidade diminuíram para todas as faixas etárias exceto entre mulheres com 20-

29 anos (incidência de 5/100.000, em 1964-1969, para 9,7/100.000, em 1992-2002), o que também pode estar relacionado com o comportamento sexual, pois tem sido observada uma redução na idade em que as mulheres na Escandinávia têm sua primeira relação sexual (SIGURDSSOON; SIGVALDASON, 2006).

Dois estudos analisam a mortalidade por câncer de colo de útero na Bélgica. O primeiro, publicado por Vyslouzilova e outros (1997), verificou o período de 1955-1989 e mostrou declínio nas taxas de mortalidade ao longo de todo o período, apesar de leve elevação nos anos mais recentes para mulheres entre 60-69 anos ou com idade inferior a 50 anos. Dados de coorte de nascimento mostram que a menor mortalidade foi entre as coortes de 1920 e 1935, provavelmente por mudanças no comportamento sexual e melhora na higiene; já o aumento do risco em coortes mais recentes deve estar em parte relacionado com a revolução sexual da década de 60. Os autores também encontraram maior mortalidade entre mulheres das coortes de 1895 e 1920, que estariam no fim da adolescência e em torno dos 20 anos durante as duas Grandes Guerras Mundiais. Arbyn e Geys (2002), avaliando o período de 1954-1994, discutiram as dificuldades em relação à codificação (câncer de útero porção não especificada), e encontraram achados similares em relação à coorte de nascimento, concordando com a influência das Guerras Mundiais no aumento da mortalidade da coorte de 1895 e a importância de mudanças no comportamento sexual para a queda da mortalidade nas coortes 1920-1935 e aumento a partir de 1940.

A incidência e mortalidade por câncer na Escócia foram avaliadas por Swerdlow e outros (1998), que observaram uma clara redução da mortalidade por câncer de colo de útero desde 1970, exceto nas idades inferiores a 35 anos onde as taxas poderiam ser inexatas devido ao pequeno número de casos. Em relação à incidência os dados são semelhantes, ou seja, redução com idade superior a 35 anos, mas aumento nas mais jovens desde 1960. Quanto às coortes de nascimento, houve maior mortalidade nas coortes de 1910-1924 e queda nas de 1930-1934, tendo havido novo aumento nas coortes de 1955-1959, as mais recentes em que houve número substancial de mortes. Dados de coortes para incidência são similares exceto por redução clara nas coortes das nascidas na década de 60. Importante citar que novamente houve preocupação por parte dos autores a respeito de viés nos dados já que uma parte da malignidade de colo uterino foi codificada como câncer de útero porção não especificada, fato este considerado mais

importante para os dados de mortalidade do que de incidência. Os prováveis motivos para redução da mortalidade seriam modificações no comportamento sexual, declínio na paridade e melhora nos padrões de higiene. A taxa padronizada de histerectomias para a população europeia, segundo dados do Information Statistics Division (ISD, não publicado), aumentou de 150,7/100.000, no período 1961-1965, para 241,2/100.000, em 1976-1980, e para 288,5/100.000, em 1991-1995, o que também reduziu o número de mulheres em risco para câncer de útero (SWERDLOW et al 1998). O aumento da incidência de carcinoma de colo de útero em mulheres nascidas após a Segunda Guerra Mundial, que tiveram sua maturidade quando da disseminação do uso de anticoncepcionais, também foi evidenciado em outros países. A redução na incidência para coortes das nascidas na década de 60 poderia indicar efeito do rastreamento ou efeito da AIDS no comportamento sexual.

Na Inglaterra, Escócia e País de Gales a mortalidade por câncer de colo de útero tem diminuído desde 1970 (COMBER; GAVIN, 2004). Na República da Irlanda, onde não existe um programa de *screening* organizado, a mortalidade tem aumentado 1,5% ao ano desde 1970 e a ausência do rastreamento é a explicação mais razoável. Mudanças no comportamento sexual ocorreram neste período o que foi evidenciado pelo aumento do número de filhos fora do casamento (de 5%, em 1980, para 30%, em 2002), doenças sexualmente transmissíveis, incluindo verrugas anogenitais, de 1989 a 2000; entretanto, estas mudanças também ocorreram no Reino Unido sem que houvesse aumento da mortalidade.

Estudo comparativo entre Austrália e Reino Unido mostra que, após a introdução do *screening* organizado na Austrália, em 1991, a mesma atingiu similar redução de mortalidade e incidência, ou seja, no período de 1991-1993 a 1998-2000 a incidência caiu 33% e a mortalidade 36% para a faixa etária 20-69 anos (CANFELL et al, 2006).

Na França, a incidência e mortalidade por câncer, no período de 1978-2000, foram avaliadas por Remontet e outros (2003), onde a incidência de câncer de colo de útero ajustada por idade diminuiu mais de 40% nos últimos 20 anos. Considerando que a infecção por HPV é uma causa necessária para a doença, a melhora no padrão de higiene e mudanças no comportamento sexual relacionadas com epidemia de HIV podem, em parte, explicar a redução observada.

Três estudos sobre mortalidade por câncer de colo de útero na Espanha mostraram aumento na mortalidade. Suarez-Varela e outros (2004) mostraram a

tendência de mortalidade no período de 1989-1997, que variou de 3,09 mortes/100.000, em 1989, para 3,42/100.000, em 1996. Os autores argumentam que como a proporção de casos de câncer de útero porção não especificada vinha reduzindo, qualquer aumento na mortalidade por câncer de colo de útero não poderia ser atribuído à melhora na codificação da causa básica. Os possíveis motivos para o aumento da mortalidade seria a ausência de um programa nacional organizado de rastreamento, diferenças de exposição aos fatores de risco (*status* sócio-econômico, HPV, paridade, dieta, etc.) e diferenças na precocidade do diagnóstico. Os autores colocam como importante o fato de não contarem com Registro de Câncer de base populacional.

Llorca e outros (1999) concluem, ao avaliar o período de 1951-1991, que a mortalidade por câncer de colo de útero na Espanha tem aumentado devido ao efeito de coorte mediado por fatores ambientais. A hipótese colocada é que o aumento na incidência levou ao aumento na mortalidade e não uma possível piora no padrão de tratamento; entretanto, isto não poderia ser provado por não existir registro de câncer de base populacional.

Novo artigo publicado por Llorca e outros (2006), avalia a mortalidade em mulheres com idade inferior a 50 anos. Os autores consideraram o câncer de colo de útero e porção não especificada, no período de 1953-1997 e também identificaram as coortes de nascimento. Eles encontraram como dado mais importante: mulheres nascidas após 1939-1948 tiveram aumento do risco de câncer de colo de útero e questionam o fato de que este aumento ocorreu em outros países, entretanto, 10 anos antes. Na Espanha, segundo os autores, mulheres nascidas nesta época atingiram a maturidade sexual nos anos finais da ditadura (1975), ou seja, as mudanças que em outros países ocorreram na década de 60, na Espanha aconteceram na década de 70.

Estudo sobre a incidência do câncer de colo de útero em Hong Kong, no período de 1972-2001, revelou significativa queda na incidência, de 24,9/100.000 em 1972-74 para 9,5/100.000 em 1999-2001, o que significou redução de 4% ao ano nos últimos 30 anos. Foram identificados dois momentos importantes: o primeiro, relacionado à redução na incidência para a coorte de nascimento de 1920, mulheres que estariam na faixa dos 40 anos quando da introdução do exame preventivo, e o segundo seria a redução no período de 1982-1983 (efeito período), provavelmente

relacionado com a introdução do exame de *Papanicolaou* como rotina na avaliação pré-natal a partir da década de 80 (LEUNG et al, 2006).

Na província chinesa de Shandong o câncer de colo de útero foi a primeira causa de mortes entre mulheres no período de 1970-1974. Já a partir de 1980 um declínio na mortalidade começou a ser observado. Um estudo a fim de explicar estas modificações foi conduzido por Li e outros (2000) e mostrou que a mortalidade ajustada por idade era de 21,11/100.000 em 1970-1974, reduzida para 5,57/100.000 durante 1985-1989. A análise idade-período-coorte indicou que a principal razão para estes achados seria o efeito coorte. Segundo os autores, a redução na mortalidade estaria relacionada à queda na incidência e não à detecção precoce e tratamento adequado. As mudanças seriam frutos da criação da República Popular da China em 1949, que estabeleceu punição para prostituição, fechamento de casas de prostituição, criação de serviços de saúde em fábricas e outras unidades de trabalho, estabelecimento de programas específicos de rastreamento para sífilis e outras doenças sexualmente transmissíveis. Além disso, na década de 60 disseminou-se o uso de contraceptivos orais e em 1975 foi aprovada a lei que limitava o número de filhos por famílias. Como consequência de todas estas mudanças, comparado com mulheres mais idosas, mulheres com 30-54 anos em 1991 teriam melhor educação, menor número de filhos, fumariam menos e, com isso, teriam menor risco.

Já em Taiwan, outra província chinesa, a mortalidade ajustada por idade aumentou de 6,06/100.000, em 1974, para 10,02/100.000, em 1993 (WANG et al, 1997). Encontrou-se clara redução da mortalidade para as coortes de 1938-1963 e, posteriormente, aumento. Relacionado ao efeito idade houve um pico entre 50-54 anos, relacionado aos hormônios sexuais, o que explica a interrupção da ascensão linear da mortalidade após a menopausa. O efeito período, com aumento da mortalidade nos últimos 20 anos, seria consequência da deficiência do *screening* e de uma maior liberdade sexual. Em relação ao efeito coorte, houve flutuações da mortalidade em diferentes gerações, mas um declínio dramático foi observado em mulheres nascidas entre 1938-1963; estas mulheres tiveram parte de sua vida reprodutiva no intervalo de 1960-1980, momento em que houve grande controle de natalidade. Os autores encontraram dificuldade para explicar o aumento em coortes após 1963 quando ainda havia controle do número de filhos (WANG et al, 1997).

Estudo sobre a tendência de mortalidade por câncer de colo de útero na Coreia, recentemente publicado, mostrou que o uso da codificação de câncer de útero porção não especificada, dificulta a estimativa correta da mortalidade por câncer de colo uterino. Os autores buscam separar os casos de câncer de colo de útero através da correção da codificação e da estimativa baseada na proporção de casos de colo de útero e corpo uterino. Realizou-se o cálculo da estimativa percentual de modificação anual, e os efeitos da idade, e coorte de nascimento sobre a mortalidade por câncer de colo de útero. No período de 1993 a 2002, houve redução da mortalidade por câncer de colo de útero corrigida (de 5,2/100.000, em 1993, para 3,9/100.000, em 2002). Quando as taxas foram examinadas por faixa etária, houve aumento nas mulheres com idade igual ou superior a 70 anos e redução nas mulheres com idade entre 30-69 anos. O modelo idade-período-coorte mostrou um aparente efeito da idade, com taxas significativamente maiores ocorrendo entre mulheres mais idosas. Houve também efeito coorte, com taxas de mortalidade baixas entre mulheres que nasceram nos anos mais recentes (após 1940), quando os dados corrigidos de mortalidade foram usados (SHIN et al, 2008).

No Canadá, um estudo foi feito sobre as tendências de mortalidade e incidência por câncer de colo de útero por idade, período do diagnóstico ou morte e coorte de nascimento, cobrindo três províncias onde se encontravam 60% da população: Ontário, British Columbia e Saskatchewan (LIU et al, 2001). O período avaliado foi 1970-1996, para incidência, e 1953-1997, para mortalidade. A incidência diminuiu de 15,5/100.000, em 1970, para 7,3/100.000 em 1996; já a mortalidade recuou de 7,9/100.000, em 1953, para 1,9/100.000 em 1997. Ambos mostraram redução mais dramática na década de 70. A mortalidade diminuiu paulatinamente durante o tempo calendário e entre as coortes de nascimento do início do século XX (1900) aos anos iniciais da década de 30; a partir daí permaneceu estável e, posteriormente, ocorreu um ligeiro aumento nas coortes mais recentes. Os autores acreditam que período e coorte tiveram um papel importante na redução da mortalidade e que o fator essencial foi a existência do rastreamento organizado (LIU et al, 2001).

Outro artigo sobre câncer de colo de útero no Canadá relaciona-o às disparidades de renda. Foi avaliado o período de 1971-1996 e conclui-se que as disparidades na mortalidade pela doença relacionadas com a renda diminuiram

neste período. Os fatores relacionados foram: o declínio na fertilidade, melhora na dieta e a implementação de um programa efetivo de *screening* (NG et al, 2004).

Alguns estudos sobre mortalidade e/ou incidência de câncer de colo de útero foram publicados sobre áreas específicas ou situações peculiares nos Estados Unidos.

Zheng e outros publicaram em 1996 um estudo onde avaliaram todos os casos incidentes de adenocarcinoma de colo de útero reportados ao *Surveillance, Epidemiology and End Results* (SEER), no período de 1973-1990, onde encontraram aumento da incidência principalmente entre mulheres brancas. Avaliando as coortes de nascimento, observaram que isto se deu principalmente entre aquelas nascidas na metade da década de 20. Sugestões foram apresentadas de que este achado poderia ser devido ao aumento do uso de contraceptivos orais ou HPV, mas os autores contra argumentam que somente estes fatores expliquem os achados observados.

Uma análise de idade-período-coorte sobre mortalidade por câncer de mama, ovário, endométrio e colo de útero de mulheres brancas americanas, no período de 1950-1995, observou que a curva para ano calendário refletia o benefício da detecção precoce advinda do rastreamento com o teste *Papanicolaou*. A redução em 1962 coincide com o rápido aumento da realização do teste a partir de 1960 (número de mulheres submetidas ao exame aumentou de 10/100.000, em 1961, para 26/100.000, em 1996). Interpretações da coorte de nascimento foram simplificadas pela demonstração de que o HPV seria o agente central no câncer de colo uterino. Mudanças na coorte de nascimento deveriam refletir mudanças no comportamento sexual. O aumento da promiscuidade sexual na geração “baby-boom” estaria refletido na acentuação da curva da coorte de nascimento em torno de 1945. Já o aumento na coorte de 1930 refletiria mudanças sexuais a partir da Segunda Guerra Mundial pela introdução nos Estados Unidos de novas cepas de HPV trazidas pelos soldados que retornaram da guerra. Não seria claro o motivo da queda das curvas das coortes em torno de 1880 (TARONE; CHU, 2000).

A avaliação da incidência e mortalidade por câncer de colo de útero no Estado da Carolina do Norte no período de 1990-1998 mostrou queda em ambos, como o que era observado no restante do país, entretanto de forma menos acentuada (PORTERFIELD et al, 2003). O mesmo também foi encontrado na região do Delta do Mississippi no período de 1979-1998 (HALL et al, 2004) e em estudo feito

com indígenas americanas dos Estados de Dakota do Norte e Dakota do Sul (LEMAN et al, 2005). Em oposição, trabalho publicado por Seeff e outros (2003) mostrou aumento das taxas de mortalidade por câncer de colo de útero em mulheres imigrantes residentes nos Estados Unidos no período de 1985-1996.

Estudo publicado sobre a mortalidade por câncer de colo de útero no México avaliou três períodos: período I - 1991/1995, onde houve a reorganização do *Prevención y controle de cáncer cervicouterino* (PCCaCu) iniciado em 1973; período II - 1996/2000, considerado o período de transição, e período III - 2001/2005, o de consolidação. (GUTIÉRREZ-TRUJILLO et al, 2006). No período I houve elevação da mortalidade em 4,9%, já nos períodos II e III houve reduções de 27% e 29,4%, respectivamente. Considerou-se que a queda na mortalidade ocorreu motivada por vários fatores, mas o mais importante deles seria a boa organização do programa de detecção e controle.

No Chile, duas publicações mostram a redução na mortalidade por câncer de colo uterino. Houve pequena redução na mortalidade na faixa etária de 30-64 anos de 23,4/100.000, em 1970-74, para 20,3/100.000, em 1985-87, e está inversamente relacionada ao nível sócio-econômico da população (CASTILHO et al, 1993). Outro artigo mostrou queda na mortalidade ao avaliar o período de 1990-2003, ou seja, 14,3/100.000, em 1990, para 8,5/100.000, em 2003, o que foi visto em todas as faixas etárias, com exceção para mulheres entre 20-24 anos. Os autores argumentam que para um contínuo impacto na mortalidade a educação da mulher deveria incorporar conceitos de auto cuidado em saúde (DONOSO et al, 2006).

Um estudo sobre a mortalidade e incidência de câncer de colo de útero na América Latina foi publicado por Arrossi e outros (2003). Baseado nos dados do GLOBOCAN 2000, publicação da *International for Research on Cancer* (IARC), que apresenta estimativas de incidência e prevalência de 27 tipos de câncer para todos os países do mundo no ano de 2002, cita as dificuldades de se ter um panorama completamente confiável já que muitos países haviam iniciado seu Registro de Câncer de Base Populacional na última década e, mesmo assim, enfrentavam problemas para produzir dados com bom nível de qualidade. Aliados a isso, muitos casos de câncer de colo de útero ainda eram apresentados como câncer de útero porção não especificada. Os autores colocam que o crescimento populacional desacelerado provocará uma mudança etária com o aumento do número de idosos,

população mais propensa ao câncer. Paralelo a isso, existem indícios de declínio modesto do risco de câncer de colo de útero na maioria dos países da América Latina. Finalmente, reforça-se que muitas mortes e sofrimento que ainda ocorrem pelo câncer de colo de útero poderiam ser evitados com os conhecimentos científicos e tecnológicos que temos.

No Brasil, no período de 1980/1983/1985 houve crescimento do número de mortes por neoplasias de 3,49% (382,78 mortes/milhão de habitantes em 1980 para 396,16 mortes/milhão de habitantes em 1985). Em relação ao útero observou-se aumento de 6,36% para mortes por câncer de colo de útero e redução de 2,56% para mortes por câncer de útero porção não especificada. Verificou-se maior ocorrência de mortes por câncer nas regiões Sul e Sudeste, mas isto poderia não ser real e sim efeito de uma maior eficiência na coleta de dados (PINTO; CURI, 1991).

Já no período de 1980-1995 as taxas de mortalidade para todos os tipos de neoplasias apresentaram uma variação negativa para homens (-0,3%) e mulheres (-4,8%). Em relação ao câncer de colo de útero houve redução ao considerarmos todo o país (-9,8%), porém variações ascendentes foram detectadas na região Norte (20%) e Sul (11,1%) (WÜNSCH FILHO; MONCAU, 2002).

Boing e outros (2007) publicaram um estudo sobre a carga de neoplasia no Brasil, avaliando a mortalidade e morbidade hospitalar pela doença entre 2002 e 2004. Concluiu-se que, apesar de contar com sistema de prevenção simples e de custo reduzido, o câncer de colo de útero figurou entre as neoplasias que mais mataram mulheres no período estudado, com impacto singular na região Norte. Foi sugerido que o grande desafio para países em desenvolvimento, inclusive Brasil, é aumentar a cobertura dos programas de prevenção do câncer de colo de útero (BOING et al, 2007).

Estudos sobre a mortalidade por câncer de colo de útero no Estado do Rio Grande do Sul corroboram estes achados. Ao analisar a tendência de mortalidade por câncer naquele estado no período de 1979-1995, observou-se estabilidade ao se agrupar câncer de colo de útero e útero porção não especificada. Entretanto, houve tendência de crescimento progressivo ao se analisar os dados de câncer de colo de útero em separado. Os achados sugerem falhas no programa de rastreamento (HALLAL et al, 2001). Em estudo sobre câncer de colo de útero no período de 1979-

1998 encontrou-se tendência linear positiva de 0,17 e média anual de mortalidade de 7,58/100.000 (KALAKUN; BOZZETTI, 2005).

A mortalidade por câncer de colo uterino, na cidade de Maringá, foi avaliada no período de 1991 a 1996 e mostrou um coeficiente de mortalidade acumulado elevado (9,1/100.000) quando comparada ao Estado do Paraná e ao Brasil, entretanto não houve mudança significativa no período estudado. Apesar disso, houve uma queda da mortalidade entre as décadas de 80 e 90 sugerindo um efeito favorável de programas de prevenção (UCHIMURA et al, 2004).

Publicação sobre a mortalidade por câncer na Paraíba, no período de 1980 a 1989, apontou o câncer de colo de útero (9,8%) como a segunda causa de morte por câncer entre mulheres precedido somente pelo câncer de mama (11,5%). No período houve um incremento nas taxas de mortalidade por câncer de 7,14%, no sexo masculino, e de 3,54%, no sexo feminino. Os autores argumentam que o câncer, bem como outras doenças, poderia ser diminuído se os direitos individuais e coletivos fossem respeitados (LIMA et al, 1997).

Na cidade de Salvador, Estado da Bahia, verificou-se a mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, encontrando-se declínio, para o período de 1979-1997, de 20,7 para 10,6/100.000. Justifica-se a inclusão do câncer de útero porção não especificada, já que em estudo prévio em São Paulo, observou-se que 85% dos casos assim codificados correspondiam a câncer de colo de útero. Foram constatados picos de ascensão nos anos de 1982, 1988 e 1990. Existia ainda aumento do risco de morte por esta causa à medida que havia aumento da idade, marcadamente a partir dos 40 anos. Apesar do decréscimo observado, as taxas ainda permaneciam altas, mostrando que seria importante o desenvolvimento de ações organizadas na busca da redução da mortalidade (DEROSSI et al, 2001).

Em São Paulo, no período de 1980-1999, a tendência de mortalidade por câncer de colo de útero se manteve estável; por outro lado, a mortalidade por câncer de útero porção não especificada apresentou redução. Em relação às coortes de nascimento (análise gráfica) para câncer de colo de útero e útero porção não especificada os valores não seguiram tendência definida para o primeiro e caem de modo consistente em relação ao segundo. Os autores consideraram que boa parte da queda da mortalidade atribuída a câncer de útero porção não especificada deveu-se realmente à redução da mortalidade por câncer de colo uterino, hipótese

corroborada pela queda da mortalidade iniciar-se já nas idades mais jovens onde o câncer de endométrio, única outra localização uterina de câncer, ser praticamente nula. Explicações para os achados seriam: maior acesso da população à atenção médica, inclusive o teste de *Papanicolaou*; maiores informações sobre a doença e maior precisão na atribuição de causa básica de morte (FONSECA et al, 2004).

Também sobre São Paulo, foi apresentada uma tese ao Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo onde a autora aborda a evolução da mortalidade por câncer de mama e colo uterino em distritos do Município de São Paulo no período de 1985-1999. O estudo relaciona a tendência de mortalidade com a constituição histórico-social de alguns distritos. A autora concluiu que nos territórios das elites as coortes de nascimento mais recentes (1950, 1955 e 1960) revelaram um menor risco de morrer de câncer de colo útero em relação às de 1940. Não foi encontrada diminuição da mortalidade por períodos-calendário mais recentes, com exceção dos territórios das elites que mostraram redução significativa nos períodos de 1990-1994 e 1995-1999, em relação ao período 1985-1989 (PRADO, 2002).

O rastreamento citológico do câncer de colo de útero foi iniciado no Brasil no fim da década de 50, início dos anos 60, não como prática coletiva (WÜNSCH FILHO; MONCAU, 2002). Em 1983, o Ministério da Saúde organizou o Programa de Assistência Integral à Saúde da Mulher (PAISM) e, com isso, tentou consolidar os serviços básicos de atenção à saúde feminina. Teoricamente, as mulheres teriam acesso à prevenção do câncer de colo de útero nos Postos de Saúde. Entretanto, na prática o atendimento limitou-se à assistência pré-natal. Após a Constituição cidadã de 1988 e criação do Sistema Único de Saúde (SUS), o Ministério da Saúde instituiu o Programa Nacional de Combate ao Câncer de Colo Uterino, em 1997, que tinha como foco mulheres na faixa de 25-59 anos, com ênfase para mulheres de 35-49 anos (SILVA et al, 2004).

Considerando a importância desta neoplasia para as mulheres e suas particularidades — exame de rastreamento específico; ser teoricamente um câncer evitável e; contar, atualmente, com duas vacinas já liberadas para uso em nosso país no combate ao HPV, agente necessário na doença — apresentaremos um estudo da tendência temporal de mortalidade para o câncer de colo de útero e útero porção não especificada no Estado de Minas Gerais, no período de 1980-2005, avaliando idade, período e coorte de nascimento.

2 HIPÓTESE

A mortalidade por câncer de colo de útero e câncer de útero porção não especificada apresentou redução no período de 1980-2005 no Estado de Minas Gerais. Algumas causas possivelmente relacionadas com esta redução seriam: a introdução do exame preventivo *Papanicolaou* (WÜNSCH FILHO; MONCAU, 2002), melhora na higiene (SWERDLOW et al, 1998); mudanças no comportamento sexual influenciadas pelo advento da AIDS (SWERDLOW et al, 1998); maiores informações sobre a doença e maior acesso da população aos meios diagnósticos (FONSECA et al, 2004).

Por outro lado, a redução poderia ser ainda maior se dispuséssemos de um programa de *screening* ativo que convocasse as mulheres à participação.

Discutimos a influência dos seguintes efeitos: idade – que expressa o risco do desenvolvimento da doença diretamente proporcional ao envelhecimento; período – relacionado às mudanças que atingem a população de forma global e coorte de nascimento – ou seja, mudanças na exposição a um determinado fator de risco em uma geração ou coorte específica (SOUZA, 2001).

3 OBJETIVOS:

- Analisar a tendência temporal da mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, no Estado de Minas Gerais, no período de 1980-2005.
- Identificar coortes de nascimento, onde possam ter havido mudanças significativas da mortalidade para as duas patologias.
- Identificar ou afastar efeito do período sobre a mortalidade entre 1980-2005.
- Discutir possíveis explicações para os resultados encontrados, com base na revisão bibliográfica.

4 METODOLOGIA

4.1 Coleta de dados

O Estado de Minas Gerais está localizado na região Sudeste do Brasil; apresenta uma superfície de 586.532km², o que corresponde a 6,9% do território do país, sua população estimada é de 19,6 milhões de habitantes (10% do total nacional) (MINAS GERAIS, 2009). Apresenta uma diversidade muito grande das condições sob as quais vivem sua população, tendo o maior número de municípios dentre os estados brasileiros. Tais municípios têm características diversas, passando por regiões típicas da região mais desenvolvida do sudeste no centro/sul, pelos municípios característicos de clima semi-árido ao norte e por regiões típicas do cerrado mais a oeste.

Os dados de mortalidade para câncer de colo de útero e útero porção não especificada para o Estado de Minas Gerais, no período de 1980-2005 foram obtidos através do Sistema de Informação de Mortalidade (SIM) do DATASUS (BRASIL, 2008b), conforme descrito na figura 1.

O DATASUS possibilita que informações das declarações de óbito de todos os estados brasileiros e Distrito Federal sejam consultadas desde 1979, com a confidencialidade mantida, pois se omitem partes do registro que poderiam identificar o cidadão (nome, nome da mãe, endereço). Os dados para o Estado de Minas Gerais foram copiados para cada ano do período considerado no estudo e também os arquivos com o significado de cada código usado incluindo as Classificações Internacionais de Doença (CID).

Para a coleta de dados do sistema disponibiliza-se o Tabulador de Informações de Saúde para ambiente Windows, TabWin (BRASIL, 2008a). Os registros são apresentados no formato ***dbc*** e com a utilização do programa podem ser expandidos para o formato ***dbf*** aceito para análise no programa EPI INFO (CENTERS FOR DISEASE CONTROL AND PREVENTION, 2005), onde pode ser lido como formato dBASE III ou IV.

Ano a ano, utilizando o programa EPI INFO, foi obtida a frequência de cada patologia e foram identificados os tipos de causa de óbito considerando a

Classificação Internacional de Doenças (CID) para separação dos casos que seriam avaliados. Para o período de 1980-1995 aplicou-se a 9ª Revisão da Classificação Internacional de Doença. Para o restante do período a 10ª Revisão foi utilizada (APÊNDICE A).

Foram incluídos todos os casos de mulheres que tiveram como causa básica de óbito o câncer de colo de útero e câncer de útero porção não especificada. Os casos de câncer de corpo uterino não foram incluídos por apresentarem etiologia e patogênese distinta (CRUM, 2005).

Através das Informações de Saúde Demográficas e Sócio-econômicas novamente no DATASUS, foram obtidos os dados populacionais. Como sabemos os dados ali apresentados referem-se aos Censos (1980, 1991 e 2000), Contagem (1996) e projeções intercensitárias (1981 a 2007), segundo faixa etária, sexo e situação de domicílio.

Desta forma obteve-se a população feminina anual residente no Estado de Minas Gerais.

4.2 Tratamento dos dados

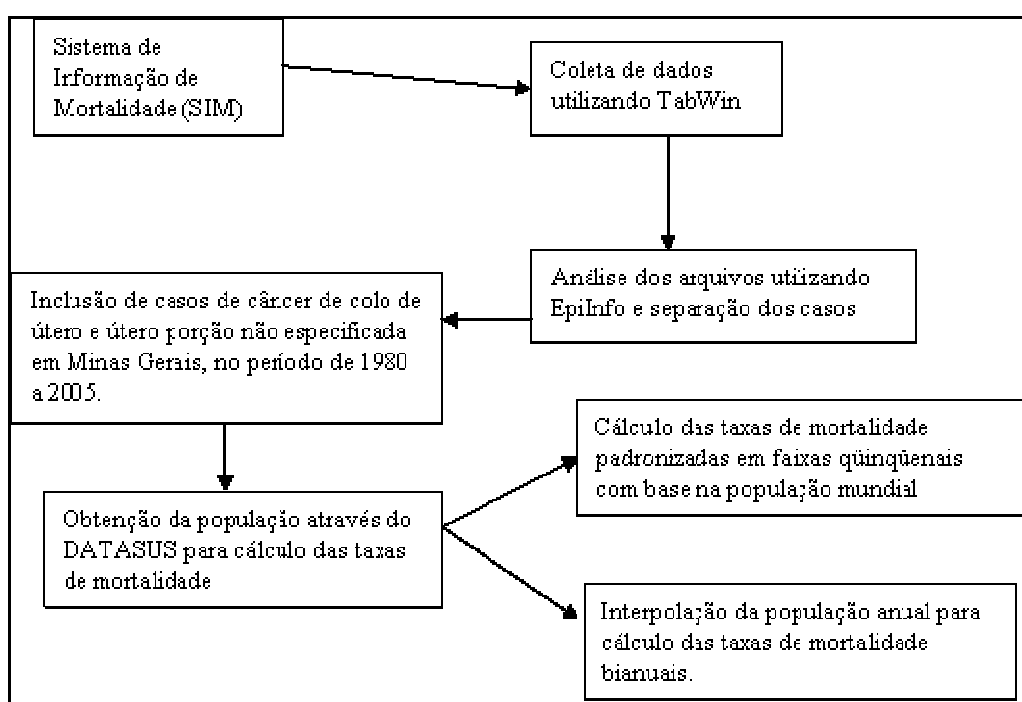
Para um melhor aproveitamento do método que seria utilizado, fez-se necessário que as idades fossem agrupadas em intervalos de no mínimo dois anos e, conseqüentemente, o mesmo seria necessário para a população, logo, houve a necessidade de se estimar a população feminina, desagregada por idade, ano a ano, através de interpolação dos dados disponíveis.

A interpolação da população pode ser definida como “uma arte de inferir valores intermediários a partir de uma série de dados conhecidos, com o uso de fórmulas matemáticas ou procedimentos gráficos” (SHRYOCK; SIEGEL, 1980 apud GIVISIEZ, 2004). Utilizou-se a interpolação osculatória cuja técnica pode ser aplicada para subdividir grupos etários agregados de cinco em cinco anos em idade simples. Multiplicadores baseados em diferentes fórmulas são aplicados aos dados agregados. As fórmulas podem ser: (a) *Sprague fifth difference formula*; (b) *Karup-King third-difference formula*; (c) *Beers ordinary*; (d) *Beers modified* (SHRYOCK; SIEGEL, 1980 apud GIVISIEZ, 2004).

Em sua publicação sobre interpolação, Givisiez (2004) comenta que uma comparação entre os métodos foi realizada e os multiplicadores “*Beers ordinary*” apresentaram os maiores erros relativos (próximos a 10%) e que estão concentrados nos grupos de idade abaixo dos 10 anos, enquanto os outros foram muito semelhantes entre si (erros próximos a 5%). Optamos pela utilização dos multiplicadores de “*Sprague fifth difference formula*” (ANEXO A), pois seriam os de uso mais comum (GIVISIEZ, 2004). Ao término da interpolação os números foram agregados em dados bianuais para sua utilização.

Em seu trabalho sobre a avaliação do comportamento das coortes de nascimento nas taxas de câncer de mama nos Estados Unidos da América, Tarone e Chu (1996), aplicaram a interpolação utilizando o método de *Beers ordinary*, para com isso obter uma melhor compreensão dos padrões de risco nas coortes de nascimento. Foram criadas taxas de mortalidade e períodos com intervalos de 2/2 anos e coortes com intervalos 4/4 anos. Os autores, em oposição a Givisiez (2004), justificam que o método de interpolação adotado poderia minimizar a diferença do quadrado de quinta ordem e preservar a população de cinco anos. No entanto, o método “*Sprague fifth difference formula*” preserva também os totais da população nas faixas de 5 anos (GIVISIEZ, 2004).

Figura 1 – Fluxograma de coleta e tratamento dos dados.



Fonte: Dados da pesquisa.

4.3 Análise gráfica dos dados:

As abordagens iniciais das análises detalhadas das tendências temporais baseavam-se nas apresentações gráficas das taxas anuais por idade e nas considerações resultantes sobre a consistência dos achados e o conhecimento sobre a história natural da doença. Embora a apresentação visual permaneça um ponto importante no estudo das tendências temporais, considera-se mais formalmente os efeitos do tempo através de modelos como o de regressão linear (HOLFORD, 1991).

A apresentação gráfica e sua análise são formas úteis de visualizar e entender algumas interações e tendências das taxas. A forma gráfica mais amplamente utilizada é o gráfico de linha. As taxas são plotadas em escala (logarítmica ou não) em oposição ao período e as linhas podem representar diferentes faixas etárias (ROBERTSON; BOYLE, 1998b). Desta forma temos o gráfico de tendência temporal, série histórica ou cronograma.

Para avaliar as tendências das taxas ao longo do tempo utilizaremos os gráficos de ajuste de modelos de regressão linear (FONSECA, L.A.M.; RAMACCIOTTI, A.S.; ELUF NETO, J., 2004), utilizando o programa estatístico Statistical Package for the Social Sciences 8.0 – SPSS® (STATISTICAL PACKAGE FOR SOCIAL SCIENCES, 1997). Os gráficos foram construídos para o conjunto total dos dados e também para o câncer de colo de útero e útero porção não especificada, separadamente.

A análise de correspondência, uma técnica multivariada de redução de dimensionalidade, é sugerida por Robertson e Boyle (1998b) como um enfoque de análise exploratória através de gráfico para dados em tabelas de contingência, onde as similaridades entre categorias de uma mesma variável ou as associações entre categorias de variáveis distintas podem ser evidenciadas. Portanto associações entre idade e período-calendário podem ser observadas, assim como as similaridades entre anos-calendário ou entre idades, no que diz respeito às tendências de mortalidade.

Para realizar a análise de correspondência entre as faixas etárias e ano do óbito dos dados obtidos, foi utilizada uma tabela de contingência $r \times c$ onde r é o número de linhas representando cada ano calendário, e c é o número de colunas

representando cada faixa etária. As linhas e colunas da matriz são representadas por pontos no gráfico bidimensional. A matriz de freqüências é formada por: 260 linhas onde cada linha corresponde a cada ano (26) e a cada faixa etária (10). A hipótese nula que será testada é de que as proporções de óbitos nas diversas faixas etárias serão semelhantes em todos os períodos analisados. Nos gráficos as faixas etárias serão apresentadas e codificadas como: 30 a 34 anos – “1”; 35 a 39 anos – “2”; 40 a 44 anos – “3”; 45 a 49 anos – “4”; 50 a 54 anos – “5”; 55 a 59 anos – “6”; 60 a 64 anos – “7”; 65 a 69 anos – “8”; 70 a 74 anos – “9”; 75 a 79 anos – “10”. Utilizou-se o procedimento ANACOR, do SPSS versão 8.0 (STATISTICAL PACKAGE FOR SOCIAL SCIENCES, 1997). Justifica-se a adoção desta faixa etária, as mesmas utilizadas na análise período e coorte, devido ao pequeno número de casos antes dos 30 anos e ao agrupamento de todos os dados disponíveis a partir de 79 anos genericamente como 80 anos ou mais nos dados originais, o que tornaria difícil a correta definição da coorte de nascimento.

Como forma inicial da análise do efeito idade-período-coorte construiu-se um gráfico utilizando o “R” (The R Project for Statistical Computing), um programa livre, que pode ser obtido através do endereço: <<http://www.r-project.org>>, e permite a confecção de gráficos customizados. Os coeficientes de mortalidade por faixa etária foram representados em diagramas em função das coortes de nascimento. O ano do óbito e a idade foram agrupados em intervalos bianuais, acompanhando desta forma os testes não paramétricos utilizados posteriormente (ROBERTSON; BOYLE, 1998b).

A apresentação gráfica de metodologia com grupos bianuais para idade e período; e coortes com intervalos de 4/4 anos, onde as mudanças nas taxas são plotadas em um plano período-coorte, será mostrada. O preto indica que houve aumento nas taxas entre duas coortes ou períodos adjacentes enquanto a idade permanece constante; o cinza representa a queda. Concomitante, mostraremos um gráfico da estatística Z calculada através do método de Tarone e Chu (ROBERTSON; BOYLE, 1998b). Importante lembrar que o gráfico assim representado mostra a comparação de coortes e períodos um a um.

4.4 Análise dos efeitos idade e período:

Como citado por Holford (1991), apesar da abordagem visual das tendências continuar tendo papel importante na apresentação dos dados, deve-se considerar a análise do efeito do tempo utilizando a regressão linear. Esta técnica, entretanto salienta o conceito de que as tendências temporais são fortemente relacionadas à idade. A idade tem papel importante na etiologia de muitas doenças, contudo, diferentes coortes de nascimento terão diferentes níveis de exposição a certos fatores de risco. Embora a coorte de nascimento possa influenciar a tendência temporal, ela geralmente é apresentada relacionada ao ano do óbito (período) e idade.

O modelo de regressão linear simples é uma técnica usada para explorar a natureza da relação de duas variáveis contínuas e nos possibilita investigar a mudança em uma variável chamada resposta (por exemplo, taxa de mortalidade padronizada), correspondente à mudança na outra, conhecida como explicativa (por exemplo, ano calendário), através da estimação do coeficiente β do modelo linear (PAGANO; GAUVREAU, 2004b). Para tanto se calculou os coeficientes de mortalidade brutos e padronizados pelo método direto (VERMELHO; LEAL; KALE, 2003), utilizando o EXCEL® 2003 (MICROSOFT CORPORATION, 2003). A padronização foi feita tendo como base a população mundial (DOLL; COOK, 1967), também utilizado para a construção dos dados de Registro de Câncer de Base Populacional nas localidades onde está disponível no Brasil.

A população padrão mundial é apresentada em faixas etárias de cinco em cinco anos. Ao utilizá-las fez-se necessário manter os dados de população como apresentados originalmente (5/5 anos) e que os óbitos fossem apresentados da mesma forma. Diferente do que foi feito para os cálculos dos efeitos de período e coorte de nascimento, onde, para a melhor descrição das coortes, foi realizada a interpolação da população e sua agregação em faixas bianuais.

Cálculos por faixa etária:

$$\text{Taxa bruta de mortalidade} = \frac{\text{número de óbitos na faixa etária}}{\text{população na faixa etária}} \times 100.000$$

$$\text{Taxa padronizada de mortalidade por faixa etária} = \text{taxa bruta na faixa etária} \times \frac{\text{Pop. Mundial na faixa etária}}{100.000}$$

Para o cálculo da regressão linear utilizamos o programa estatístico SPSS® 8.0 (STATISTICAL PACKAGE FOR THE SOCIAL SCIENCES, 1997).

Como os coeficientes de mortalidade podem seguir uma distribuição não linear, um modelo que pode melhor prever os coeficientes correspondentes ao ano de óbito é o exponencial. Os coeficientes padronizados de mortalidade para as faixas etárias, foram também log-transformados antes de se estimar a linha de regressão (HOLFORD; ZHANG; MCKAY, 1994).

Os cálculos foram feitos por faixa etária e total a fim de avaliar possíveis diferenças entre as faixas etárias, para o conjunto dos casos e para o câncer de colo de útero e útero porção não especificada em separado. Os dados para a faixa de 0 a 29 anos foram agrupados devido ao pequeno número de casos.

Modelo 1: $\gamma = \alpha + \beta X$, onde:
 γ é a variável dependente (taxa de mortalidade padronizada)
 α é a constante
 X é a variável explicativa (ano)
 β é o coeficiente da regressão linear simples.

Para a realização do modelo log-linear utiliza-se o logaritmo da taxa de mortalidade padronizada, ou seja:

Modelo 2: $\log(\gamma) = \alpha + \beta X$.

Logo o percentual de mudança da mortalidade por ano é dado por:

$$\% \text{ de mudança} = 100 \times (e^{\beta} - 1)$$

4.5 Análise dos efeitos coorte e período:

Segundo MacMahon (1992) a relevância do efeito da análise da coorte na interpretação das tendências temporais do câncer foi primeiro demonstrado por Dorn e Cutler no ano de 1959 (DORN; CUTLER, 1959 apud MACMAHON, 1992) em seu trabalho sobre câncer de pulmão. Outros trabalhos se seguiram, mas até 1982 o ponto de análise do efeito coorte era visual, procurando inflexões consistentes sobre tendências da idade sobre o tempo ou do tempo sobre grupos etários. A partir das

publicações de Stevens (STEVENS; MOOLGAVKAR; LEE, 1982 apud MACMAHON, 1982) e Holford (HOLFORD, 1983 apud MACMAHON, 1992), modelos matemáticos foram trazidos ao problema e com isso as inflexões deixaram de ser as únicas formas de analisar tais efeitos (MACMAHON, 1992).

Ao se utilizar a representação gráfica para a análise do efeito idade-período-coorte a mesma é geralmente feita em períodos de cinco anos para facilitar sua interpretação. Argumenta-se que uma boa representação gráfica pode expor relações não tão evidentes em modelos mais formais; entretanto, como as tendências nem sempre são evidentes, modelos mais formais são bastante úteis. Além disso, um modelo formal possibilita avaliar se o efeito observado é real ou aleatório (HOLFORD, 1991).

O efeito idade representa riscos diferentes associados a diferentes grupos etários; já os efeitos período e coorte tentam explicar mudanças nas taxas associadas como o tempo. O efeito período representa mudanças nas taxas associadas a todos os grupos etários (p.ex.: modificações no tratamento que reduzam a mortalidade beneficiando todos os grupos etários; exposição a um carcinógeno; modificações na forma de registro; etc.), já o efeito coorte é associado a mudanças nas taxas em grupos etários sucessivos em períodos sucessivos (ROBERTSON et al, 1999).

A maioria dos modelos idade-período-coorte utiliza a generalização de modelos lineares que assumem alguns pressupostos:

1. O número de casos no grupo etário i , no período j denotado por γ_{ij} que segue distribuição de Poisson com média θ_{ij} onde $i = 1, \dots, m$ e $j = 1, \dots, n$. Onde m é o número de grupos etários e n é o número de períodos.
2. O número de pessoas em risco no grupo etário i no período j (N_{ij}) é um valor fixo conhecido.
3. O logaritmo da taxa esperada (r_{ij}) é uma função linear do efeito do grupo etário, período calendário e coorte de nascimento.

$$\ln(E[r_{ij}]) = \ln(\theta_{ij} / N_{ij}) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k$$

Onde μ representa a média do efeito, α_i representa o efeito do grupo etário i , β_j o efeito do período calendário j e γ_k representa o efeito de k -ésima coorte de

nascimento (ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999; ROBERTSON; BOYLE, 1998a).

A maior dificuldade dos modelos idade-período-coorte é a exata dependência linear entre os três fatores. Isto acontece, pois apenas uma coorte está associada com cada célula de uma tabela 2x2. Em termos de parâmetros isto representa: $k = j - i + m$, $k = 1, 2, \dots, m + n - 1$. Isto significa que:

$$\mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \lambda (j - i + m - k)$$

Onde λ representa o parâmetro não identificável. A interpretação do efeito da idade ($\alpha_i + \lambda(m-1)$); período ($\beta_j + \lambda_j$) e coorte ($\gamma_k - \lambda_k$) dependem deste parâmetro não identificável. Isto significa que um valor para λ é necessário. Muitas formas de solucionar o problema de identificação são propostas, algumas baseadas na estimação da função (ROBERTSON; GARDINI; BOYLE, 1999).

Osmond e Gardner (1982) e Decarli e La Vecchia (1987) apud Robertson, Gandini e Boyle (1999) propuseram uma técnica onde uma restrição deveria ser imposta para que a penalidade da função fosse minimizada. De outra forma, Robertson e Boyle (1998a) tentaram controlar o problema da não identificação usando informações de caso a caso para construir uma tabela com os três fatores representados, grupo etário, período calendário e coorte de nascimento. As coortes de nascimento teriam mínima sobreposição (ROBERTSON; BOYLE, 1998a). Holford (1983), Clayton e Shiffers (1987), Tango e Kurashina (1987) e Tarone e Chu (1996) apud Robertson, Gandini e Boyle (1999) concentraram-se em estimar a função sem impor qualquer restrição para assegurar a identificação (ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999).

Tarone e Chu (1992) propuseram ainda um método não paramétrico baseado na comparação de taxas entre indivíduos do mesmo grupo etário, de um período etário com o seguinte ou de uma coorte com a seguinte. A matriz de taxas é reescrita onde as taxas são classificadas como pertencendo a uma coorte e período. O número de aumentos nas colunas e linhas é a base para o teste estatístico (ROBERTSON; BOYLE, 1998a; ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999).

Robertson, Gandini e Boyle (1999) realizaram um estudo comparativo sobre as diversas metodologias citadas para modelos idade-período-coorte. Entretanto, na discussão de qual seriam as abordagens mais apropriadas os autores consideram

os métodos paramétricos para sugerir o uso de uma das metodologias propostas a seguir: Clayton e Schiffers (1987), Holford (1987) ou Tarone e Chu (1996) (apud ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999). Apesar de sugerir uma ou outra abordagem, os autores buscaram mostrar os vieses envolvidos nos métodos apresentados, e não, uma forma de oferecer uma escolha racional do método a ser adotado.

Por não existir, portanto, consenso sobre qual método deve ser adotado na análise idade-período-coorte e, principalmente, pelo método não paramétrico de Tarone e Chu (2000a) poder ser usado para particionar a tendência entre período e coorte, optamos pela sua utilização na análise (TARONE.; CHU, 2000a; ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999) .

Inicialmente, as tabelas escritas como grupo etário (m) por período (n) foram reescritas como uma tabela ($m + n - 1$) X (n) (Robertson et al., 1999). Tomemos, por exemplo, a Tabela 1, abaixo:

TABELA 1
Mortalidade por câncer de colo de útero no Município de Juiz de Fora, para faixa etária de 30-79 anos, no período de 1980-2004.

| Faixa etária | 1980-1984 | 1985-1989 | 1990-1994 | 1995-1999 | 2000-2004 |
|---------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 30 a 34 anos | 4,73 | 1,27 | 3,26 | 0,00 | 1,02 |
| 35 a 39 anos | 3,86 | 3,01 | 1,26 | 4,31 | 3,88 |
| 40 a 44 anos | 6,47 | 5,27 | 7,54 | 6,26 | 10,46 |
| 45 a 49 anos | 12,55 | 13,29 | 13,87 | 10,81 | 9,86 |
| 50 a 54 anos | 32,27 | 22,57 | 14,01 | 11,97 | 12,11 |
| 55 a 59 anos | 20,05 | 17,63 | 13,22 | 19,29 | 22,70 |
| 60 a 64 anos | 28,45 | 29,20 | 30,57 | 18,76 | 16,96 |
| 65 a 69 anos | 58,25 | 17,32 | 26,06 | 36,85 | 28,22 |
| 70 a 74 anos | 54,52 | 44,24 | 26,96 | 30,70 | 23,21 |
| 75 a 79 anos | 100,10 | 54,85 | 31,46 | 46,81 | 40,95 |

Fonte :Dados do autor

Para a utilização do método, a tabela é reescrita onde o ponto que representa a coorte é o ponto médio de um período de 10 anos (Tabela. 2).

TABELA 2

Matriz modificada para análise período-coorte, utilizando a mortalidade por câncer de colo de útero do Município de Juiz de Fora, faixa etária de 30-79 anos, no período de 1980-2004.

| Coorte | 1982 | 1987 | 1992 | 1997 | 2002 |
|--------|--------|-------|-------|-------|-------|
| 1905 | 100,10 | | | | |
| 1910 | 54,52 | 54,85 | | | |
| 1915 | 58,25 | 44,24 | 31,46 | | |
| 1920 | 28,45 | 17,32 | 26,96 | 46,81 | |
| 1925 | 20,05 | 29,20 | 26,06 | 30,70 | 40,95 |
| 1930 | 32,27 | 17,63 | 30,57 | 36,85 | 23,21 |
| 1935 | 12,55 | 22,57 | 13,22 | 18,76 | 28,22 |
| 1940 | 6,47 | 13,29 | 14,01 | 19,29 | 16,96 |
| 1945 | 3,86 | 5,27 | 13,87 | 11,97 | 22,70 |
| 1950 | 4,73 | 3,01 | 7,54 | 10,81 | 12,11 |
| 1955 | | 1,27 | 1,26 | 6,26 | 9,86 |
| 1960 | | | 3,26 | 4,31 | 10,46 |
| 1965 | | | | 0,00 | 3,88 |
| 1970 | | | | | 1,02 |

Fonte: Dados do autor

Como demonstrado no exemplo acima, a tabela inicialmente escrita como tendo dez grupos etários (m) por cinco períodos (n) irá gerar uma nova tabela com $10 + 5 - 1 = 14$ coortes por 5 períodos ($m+n-1$) $X(n)$.

Na tabela, as linhas representam as coortes, as colunas os períodos e as diagonais as faixas etárias. As mudanças nas taxas no mesmo grupo etário serão então verificadas pela comparação r_{ij} com $r_{(i+1)(j+1)}$ onde consideramos 0 (zero) quando houve aumento e 1(um) se houve redução. Cada linha será a comparação da coorte k com a coorte $k+1$, e cada coluna a comparação do período j com o período $j+1$, sendo ambas as comparações feitas entre indivíduos do mesmo grupo etário (ROBERTSON, C.; GANDINI, S.; BOYLE, P., 1999).

Ao compararmos indivíduos do mesmo grupo etário não se faz necessário a padronização das taxas de mortalidade, portanto as taxas mostradas tanto no exemplo acima quanto nos dados deste estudo são taxas brutas.

O número de reduções nas colunas é anotado. Se as taxas não mudam sistematicamente com o período, então a probabilidade de reduções é 0,5, e existem n grupos etários e n comparações em cada coluna da matriz. O número de reduções em uma coluna irá seguir uma distribuição binomial, como as comparações de cada grupo etário são independentes. Dentro de uma linha existem entre **1** e **($m-1$)**

comparações que podem ser feitas entre pares de coortes adjacentes. As coortes podem ser combinadas em blocos para que se obtenha um maior número de comparações. A estatística Z pode ser calculada e o “valor de p” pode ser obtido através de uma aproximação com a distribuição normal, mas pode apresentar poder inferior quando existem menos comparações (ROBERTSON, C.; GANDINI, S.; BOYLE, P., 1999).

Se todos os valores de Z obtidos pelas comparações de período forem próximos de zero e aqueles obtidos pelas comparações de coorte não, podemos dizer que existe efeito coorte, e da mesma forma, se os valores de Z são próximos de zero para as comparações de coorte e não de período, podemos dizer que há efeito período. Importante é que quando há efeito período e coorte não podemos separar um do outro (ROBERTSON, C.; GANDINI, S.; BOYLE, P., 1999).

Usando períodos menores como aqueles de 2 em 2 anos teremos um maior número de comparações. Desta forma os dados deste estudo foram avaliados, da seguinte forma: teremos 25 faixas etárias e 13 períodos gerando assim 37 coortes. As coortes têm intervalos de quatro anos; existe superposição entre as coortes. Optou-se pela comparação de coortes uma a uma e em blocos de três.

Os cálculos utilizados são descritos de forma completa abaixo:

Para cálculos de coorte uma a uma e período:

Valor esperado (média) = n (n° comparações) X p (probabilidade de aumento)

Probabilidade de aumento na hipótese nula = 0,5

Probabilidade de decréscimo na hipótese nula = 0,5 = q

Variância = $n \times p \times q$

Desvio padrão = raiz quadrada da variância

Teste Z = valor observado – média/desvio padrão

Observado = n° de reduções nos períodos ou coortes comparados

Para cálculos de coorte bloco de três:

Variância = $(n^\circ \text{ de comparações} + 2)/12$ (Tarone e Chu, 1992)

Pelo número de comparações para cada idade neste caso é calculada a variância de cada linha e o desvio padrão será a raiz quadrada da soma das variâncias.

Teste Z = observado – média/desvio padrão

O teste é necessário para quantificar os achados e com isso saber se as variações encontradas entre o esperado e encontrado têm significância estatística. Consideramos que houve menos reduções que o esperado quando o valor encontrado de Z é menor que -1,96. Consideramos que houve mais reduções que o esperado quando o valor encontrado de Z é maior que +1,96.

Foi realizada também, para efeito demonstrativo, a correção de continuidade citada por Tarone e Chu, (2000b) onde o valor esperado é subtraído do valor observado, e ao número absoluto obtido o valor 0,5 é subtraído antes que o mesmo seja dividido pelo desvio padrão para se obter o valor de Z. O valor de p referente ao Z corrigido também foi obtido.

Por ser o valor de p de natureza exploratória não foi realizada a correção de Bonferroni, ver exemplo em Ohno e outros (2004). A respeito da correção de comparações múltiplas para a metodologia de Tarone e Chu existem diferentes propostas metodológicas, cada uma com limitações e restrições (HOMMEL; KRUMMENAUER, 1998). No entanto, deve-se ter em conta que a não utilização de correção para comparações múltiplas pode levar a erros do tipo 1, onde se pensa ter encontrado significância estatística para um nível de significância escolhido quando, na verdade, não há diferença estatística.

5 RESULTADOS

O estudo incluiu 12.606 casos, sendo que 6.734 (53,42%) eram casos de câncer de colo de útero e 5.872 (46,58%) eram casos de câncer de útero porção não especificada ocorridos no Estado de Minas Gerais no período de 1980 a 2005.

5.1 Resultados das análises gráficas

A Figura 2 mostra a tendência temporal da mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada por ano. A análise mostra que, apesar da irregularidade da tendência, houve redução da mortalidade ao longo do período.

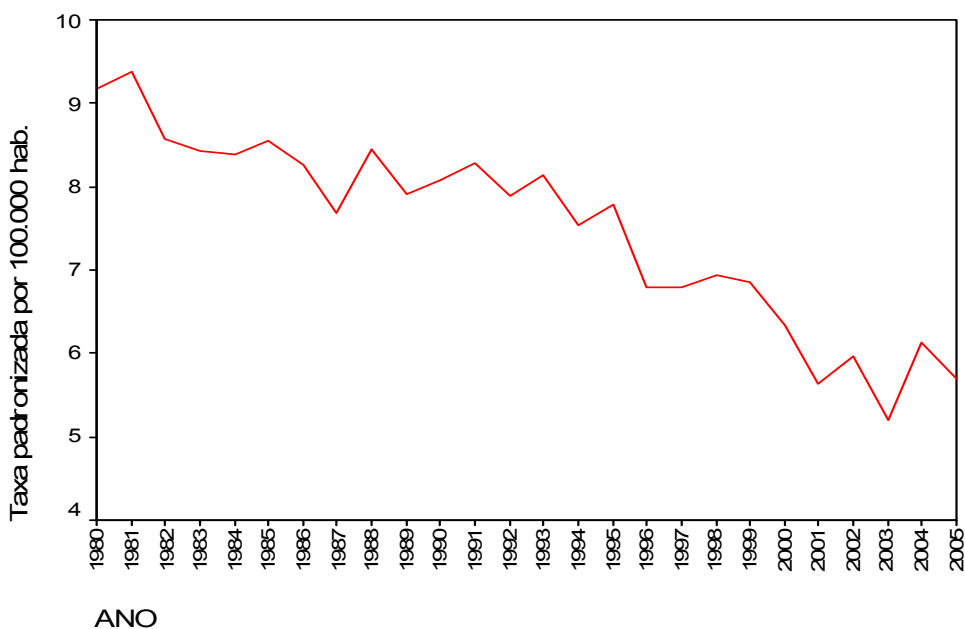


Figura 2 – Tendência temporal de mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais.

Fonte: Dados da pesquisa

Ao analisarmos as taxas de mortalidade pelas faixas etárias de interesse, observamos que houve tendência de queda da mortalidade em todas as faixas

etárias. Na faixa etária 45-49 anos notamos redução bastante expressiva principalmente no período inicial, entre 1980 a 1982, e um período de elevação entre 1987 a 1989, após o qual volta a haver redução. Existiu uma grande irregularidade no comportamento da taxa de mortalidade para a faixa etária de 60-64 anos principalmente até 1998. Nota-se ainda um período de flutuação em índices mais elevados da taxa de mortalidade para a faixa de 55 a 59 anos entre 1982 a 1995 (Figura 3).

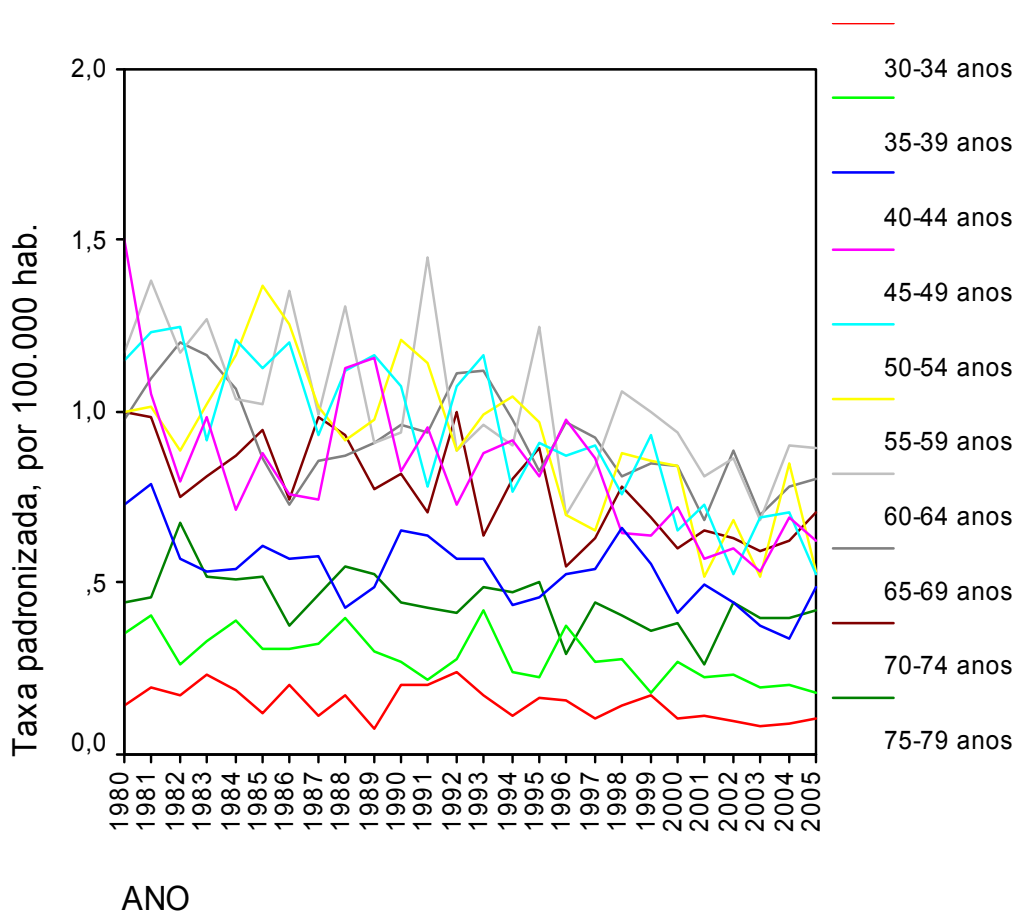


Figura 3 – Tendência temporal de mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, por faixa etária, idade de 30 a 79 anos, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais.
Fonte: Dados da pesquisa

Quando separamos os casos em câncer de colo de útero e útero porção não especificada, encontramos algumas diferenças.

A Figura 4 representa a mortalidade por câncer de colo de útero e mostra uma maior irregularidade ao longo do período, e apesar de ter havido redução, a mesma não foi tão acentuada quanto a observada quando analisamos os dados em sua totalidade.

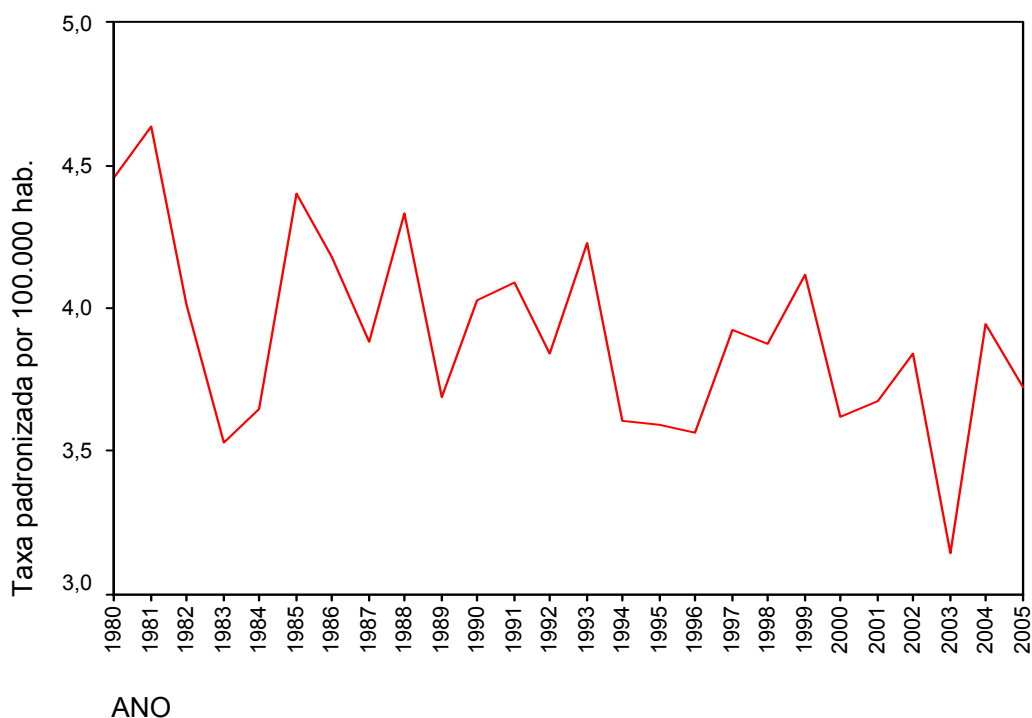


Figura 4 – Tendência temporal de mortalidade por câncer de colo uterino, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais.
Fonte: Dados da pesquisa

Os achados para as faixas etárias de interesse sugerem aumento da taxa de mortalidade entre as faixas mais idosas de 60-64 anos, 65-69 anos e 75-79 anos ao considerarmos as taxas inicial e final de mortalidade ao longo do período analisado. Evidencia-se, ainda, elevação para a faixa de 55-59 anos no período de 1983 a 1985 seguido de redução principalmente a partir de 1987. Na faixa etária 50-54 anos houve um período de manutenção da taxa de mortalidade elevada no período entre 1984 a 1988. Nota-se elevação persistente para a faixa de 70-74 anos a partir de 1996 e para as faixas de 75-79 e 65-69 a partir de 2001 (Figura 5).

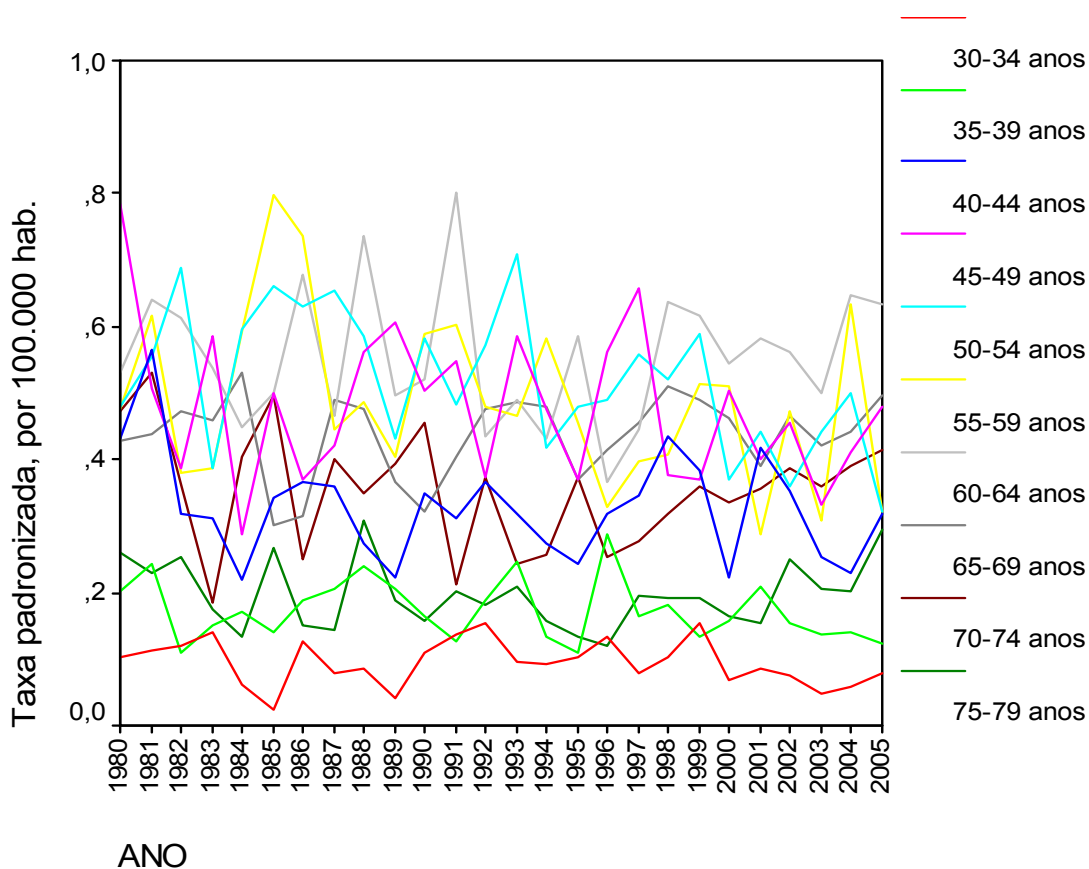


Figura 5 – Tendência temporal de mortalidade por câncer de colo uterino, por faixas etárias, idade de 30 a 79 anos, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais.
Fonte: Dados da pesquisa

Na Figura 6 vemos a tendência temporal de mortalidade para o câncer de útero porção não especificada e podemos observar que a queda na mortalidade foi bastante acentuada no período avaliado. Este gráfico analisado em conjunto com o que foi visto nas figuras 2 e 4 mostra que a queda na mortalidade para o total dos dados deveu-se, principalmente, à queda na mortalidade por câncer de útero porção não especificada.

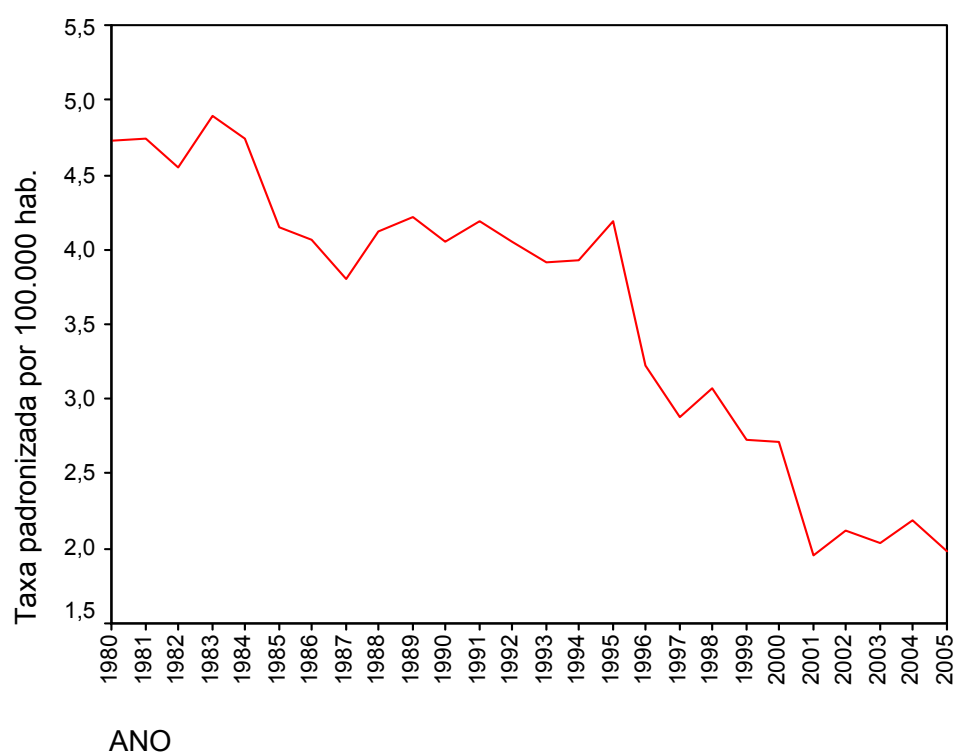


Figura 6 – Tendência temporal de mortalidade por câncer de útero porção não especificada, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais.
Fonte: Dados da pesquisa

A tendência temporal de mortalidade pelas faixas etárias de interesse, para o câncer uterino porção não especificada, mostra que houve redução em todos os grupos etários. Observa-se queda na taxa de mortalidade para a faixa etária de 50-54 anos até 1987, seguida de pico de elevação entre 1987 a 1989, quando volta a ocorrer a irregularidade sempre tendendo à redução. Vemos reduções maiores a partir do início dos anos 90 nas faixas de 55-59, 60-64, 65-69 e 70-74 anos (Figura 7).

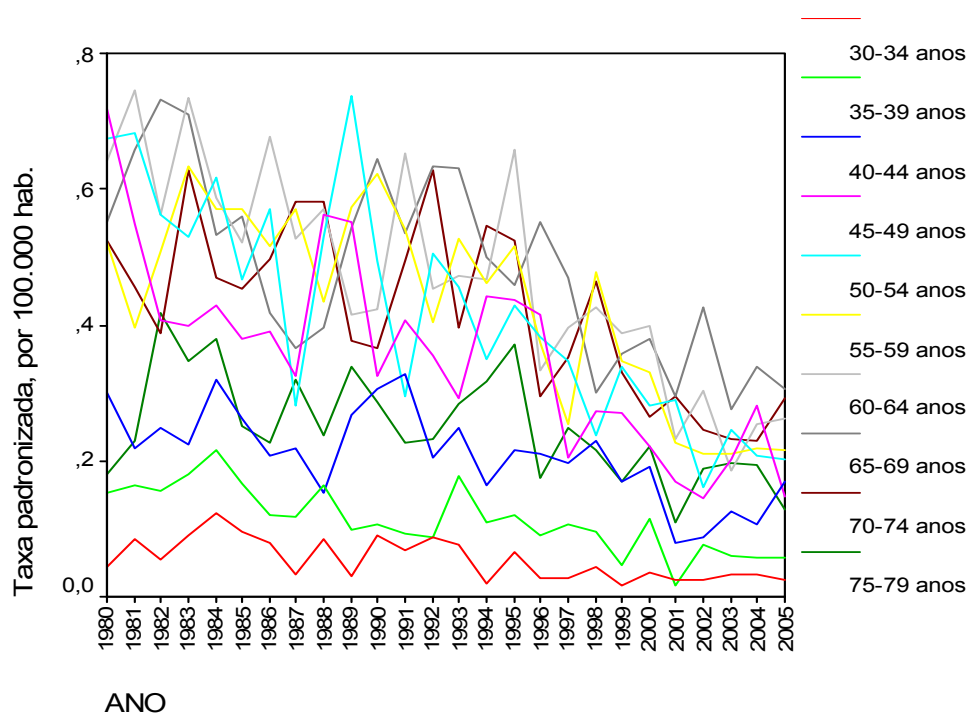


Figura 7 – Tendência temporal de mortalidade por câncer de útero porção não especificada, por faixas etárias, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais. Fonte: Dados da pesquisa.

Utilizando os dados apresentados foram construídos os gráficos da regressão linear que representam a equação: $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X$. Onde \hat{Y} é a taxa média estimada de mortalidade padronizada, $\hat{\alpha}$ é a constante estimada, X é o ano (variável explicativa) e $\hat{\beta}$ é o coeficiente estimado da regressão linear simples.

A regressão linear da mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada revelou $\hat{\beta} = -0,141$ com $p=0,000$, ou seja significativo (Figura 8).

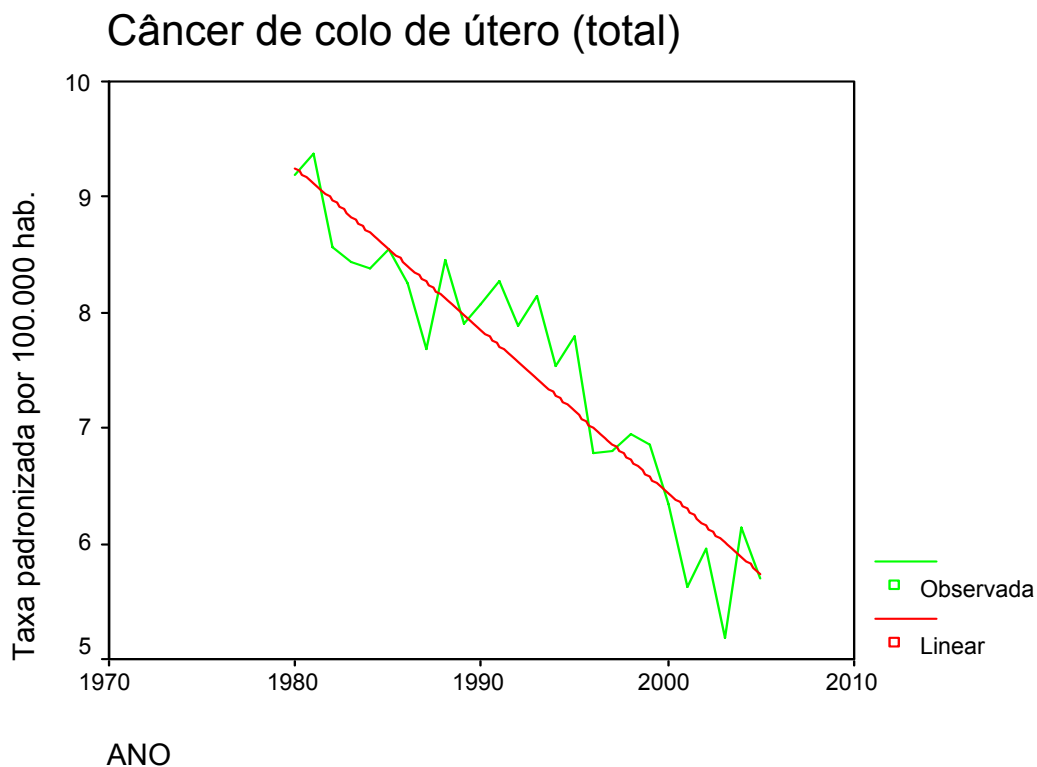


Figura 8 – Regressão linear da mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais.
Fonte: Dados da pesquisa.

A regressão linear utilizando somente os casos codificados como câncer de colo de útero mostrou $\hat{\beta} = -0,026$ e, $p = 0,007$ (Figura 9).

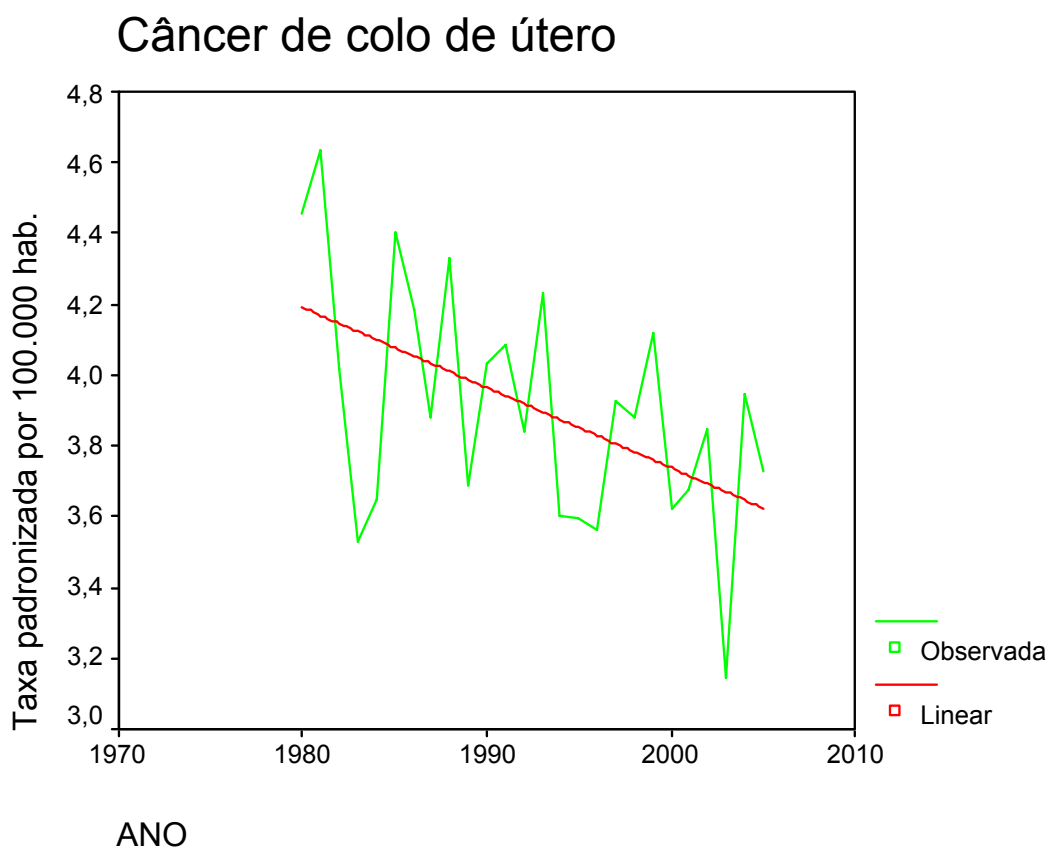


Figura 9 – Regressão linear da mortalidade por câncer de colo de útero, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais.
Fonte: Dados da Pesquisa.

Por outro lado, ao realizarmos a regressão linear para os casos de câncer de útero porção não especificada, nos deparamos com $\hat{\beta} = -0,118$ e com $p=0,000$. (Figura 10).

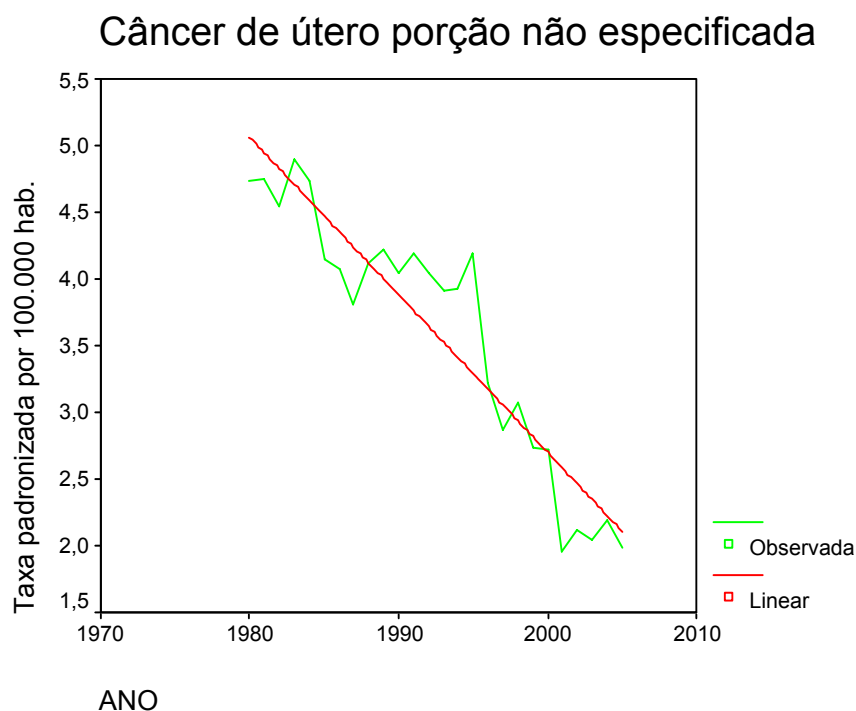


Figura 10 – Regressão linear da mortalidade por câncer de útero porção não especificada, período de 1980-2005, para o Estado de Minas Gerais.
Fonte: Dados da Pesquisa.

Como visualizamos nos gráficos e pelos valores de $\hat{\beta}$ e “valor de p” acima, a regressão linear mostra queda da mortalidade para o total dos dados e quando avaliados em separado, sendo que a curva tem tendência de queda bastante acentuada no que se refere aos casos de câncer de útero porção não especificada, em consonância com o que foi observado nas curvas de tendência temporal não ajustada ao modelo linear.

Foi realizada a análise de correspondência que sugeriu não interação entre faixas etárias de interesse e ano calendário no que diz respeito às taxas padronizadas de mortalidade, uma vez que, o diagrama (Figura 11) apresenta uma distribuição sem padrões identificáveis dos pontos correspondentes às faixas etárias e anos-calendário.

Análise de correspondência simples

Ano calendário e faixas etárias

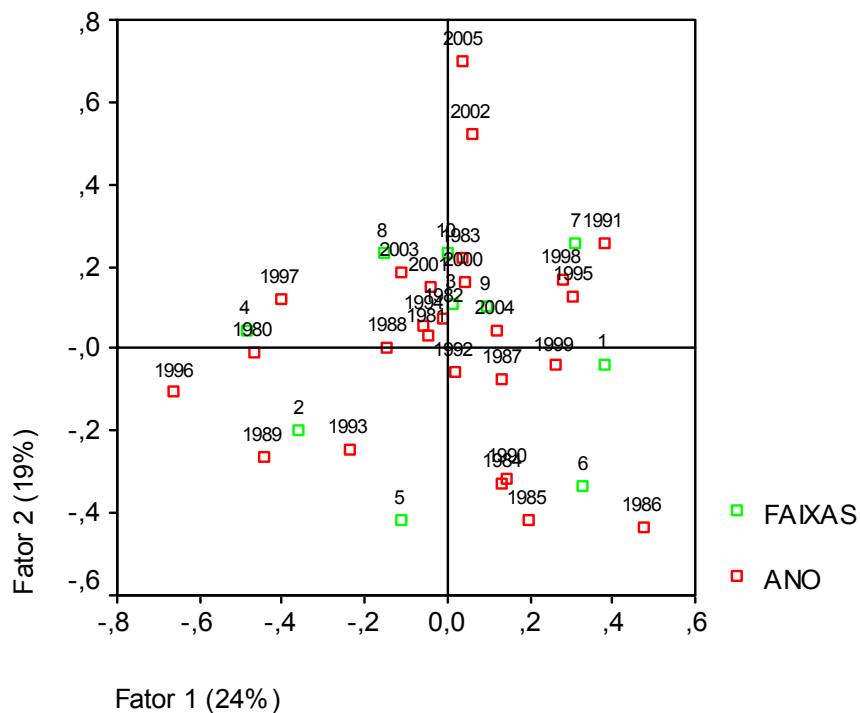


Figura 11 – Análise de correspondência entre período calendário e faixas etárias de 30 a 79 anos para as taxas de mortalidade padronizadas.
Fonte: Dados da pesquisa.

A Figura 12 mostra os gráficos de linha para as taxas de mortalidade por faixas etárias e por coortes

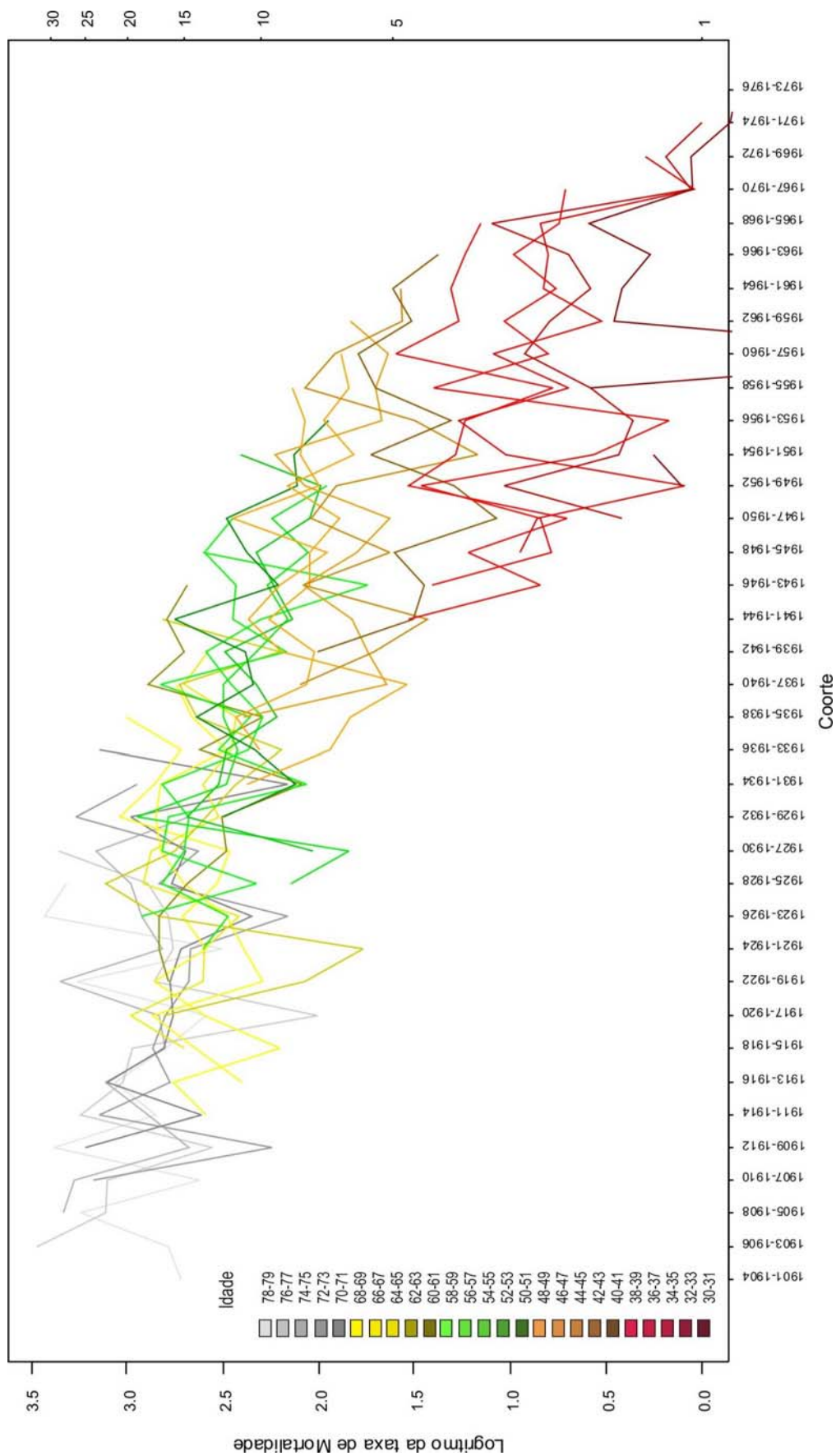


Figura 12 – Mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, idade 30 a 79 anos, período de 1980-2005, coortes de 1901 a 1976, para o Estado de Minas Gerais – Modelo idade-período-coorte.
Fonte: Dados da pesquisa.

Apesar da difícil análise do gráfico assim representado, o mesmo sugere uma maior queda de mortalidade entre mulheres nascidas a partir de 1932, sendo que as coortes iniciais sugerem maior estabilidade. Nota-se que para a faixa etária 30-31 anos as taxas de mortalidade são bastante baixas entre as coortes de 1955 a 1962.

A Figura 13 mostra a metodologia de Tarone e Chu (1992) representada em um gráfico de cores. Neste gráfico, onde o período é colocado em oposição às coortes, os pontos em cinza demonstram redução da taxa de mortalidade quando uma coorte ou período foi comparado ao subsequente. Os pontos em preto significam o oposto, ou seja, que houve aumento da mortalidade quando um período ou coorte foi comparado ao seguinte.

A figura 13 sugere maior aumento que o esperado na coorte de 1921-1924 onde podemos ver predomínio da cor preta, e maior redução que o esperado nas coortes de 1915-1918 e 1929-1932, onde podemos ver predomínio da cor cinza. Em relação aos períodos notamos maior aumento no período entre 1998-1999. O gráfico do valor de Z da comparação de coortes nos mostra que o que pode ser visto no gráfico de cores corresponde ao achado do valor de Z que é menor que -2 na coorte 1921-1924 e maior que +2 nas coortes de 1915-1918 e 1929-1932 (Figura 14).

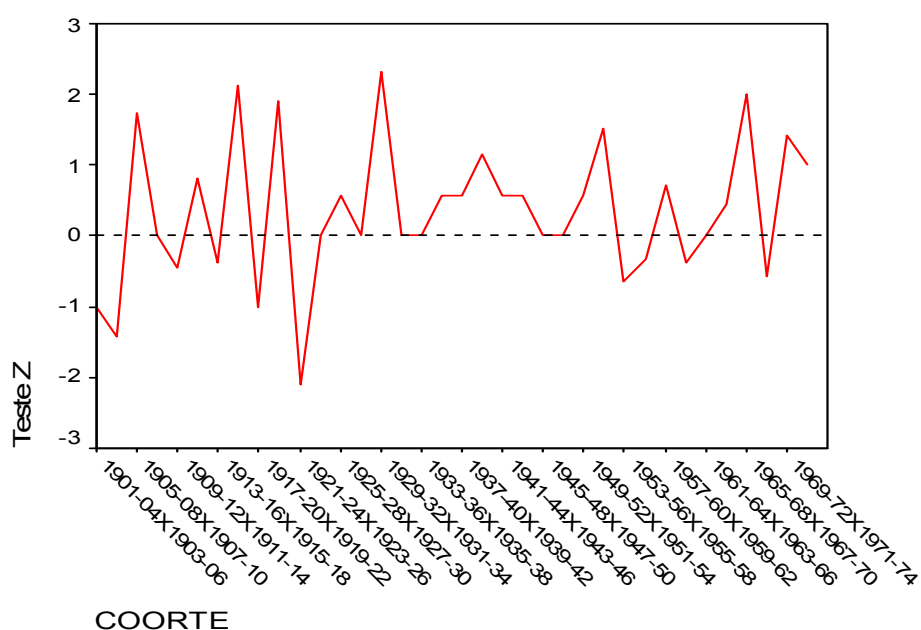


Figura 14 – Gráfico dos valores de Z na comparação entre coortes pela metodologia de Tarone e Chu, mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, idade 30-79 anos, período de 1980-2005, coorte 1901 a 1976, para o Estado de Minas Gerais – Modelo Idade-período-coorte.

Fonte: Dados da Pesquisa.

A figura 15 mostrando os valores de Z para período mostra que houve mais reduções que o esperado na comparação do período 1998-1999 com o período 2000-2001.

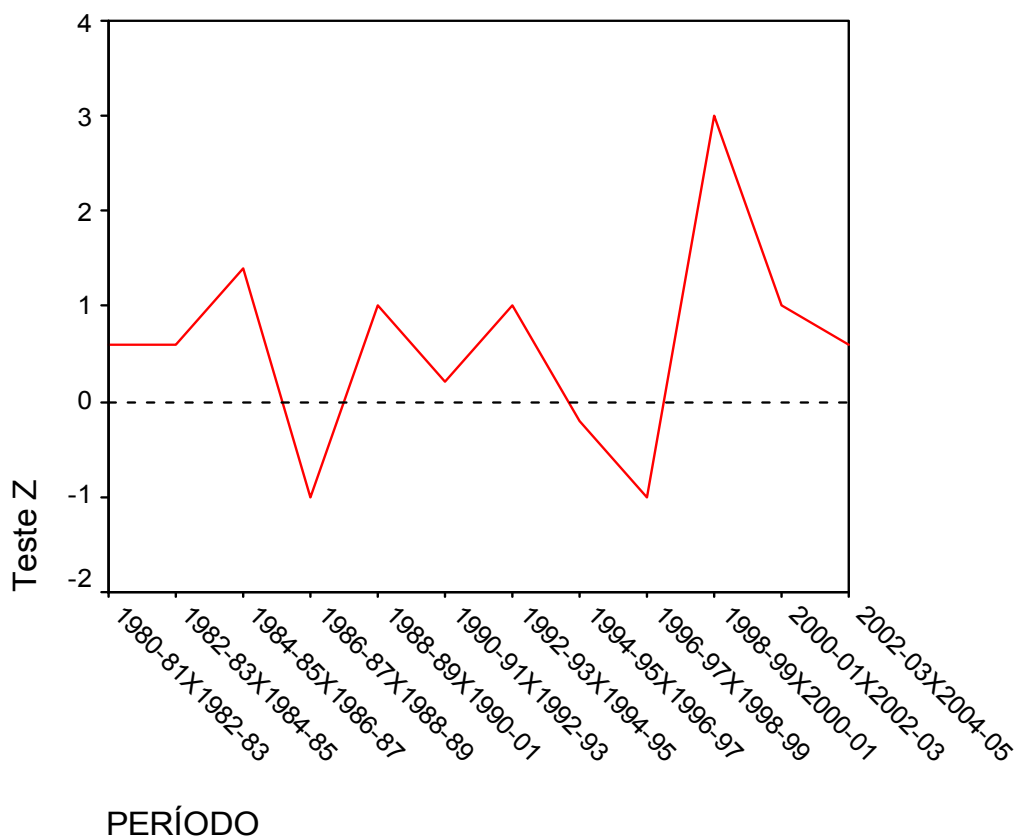


Figura 15 – Gráfico dos valores de Z na comparação entre períodos pela metodologia de Tarone e Chu, mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, idade 30-79 anos, período de 1980-2005, coorte 1901 a 1976, para o Estado de Minas Gerais – Modelo Idade-período-coorte.
Fonte: Dados da pesquisa.

5.2 Análise dos efeitos idade e período

Para o conjunto dos dados, a mortalidade variou de 9,18/100.000, em 1980, para 5,7/100.000, em 2005.

Utilizando a análise de regressão, os dados mostraram que a mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada vem caindo gradativamente no período estudado. Isso foi verdade para todos os extratos etários e ao considerarmos o valor total.

Como pode ser visto na tabela 3 houve uma redução de 1,93% ao ano nas taxas de mortalidade. Entre todas as faixas etárias a que apresentou menor redução foi a de 65-69 anos, 1,2%, mesmo assim apresentou p-valor significativo.

TABELA 3
Regressão linear e log-linear para câncer de colo de útero e útero porção não especificada, no Estado de Minas Gerais, no período de 1980-2005.

| Faixa etária | Regressão linear simples | | | Regressão log-linear | | |
|--------------|--------------------------|----------------|-------------|----------------------|----------------|-------------|
| | β -stand. | F | p-valor | % Anual | F | p-valor |
| 0-29 anos | -,363 | 3,632 | ,069 | -1,68563 | 2,257 | ,146 |
| 30-34 anos | -,546 | 10,209 | ,004 | -2,39095 | 10,291 | ,004 |
| 35-39 anos | -,671 | 19,674 | ,000 | -2,30307 | 23,420 | ,000 |
| 40-44 anos | -,631 | 15,855 | ,001 | -1,62663 | 16,233 | ,000 |
| 45-49 anos | -,659 | 18,451 | ,000 | -2,15641 | 21,800 | ,000 |
| 50-54 anos | -,845 | 59,843 | ,000 | -2,80005 | 55,953 | ,000 |
| 55-59 anos | -,714 | 24,923 | ,000 | -2,45926 | 26,181 | ,000 |
| 60-64 anos | -,636 | 16,313 | ,000 | -1,6758 | 17,322 | ,000 |
| 65-69 anos | -,614 | 14,527 | ,001 | -1,21259 | 14,411 | ,001 |
| 70-74 anos | -,707 | 23,978 | ,000 | -1,69546 | 24,563 | ,000 |
| 75-79 anos | -,581 | 12,208 | ,002 | -1,40011 | 11,195 | ,003 |
| > 80 anos | -,632 | 15,957 | ,001 | -1,57743 | 19,084 | ,000 |
| Total | -,939 | 179,336 | ,000 | -1,93111 | 144,386 | ,000 |

Fonte: Dados da pesquisa.

Apesar da redução de 1,68% ao ano na faixa etária mais jovem (0-29 anos) analisada, seu p-valor não foi significativo (.146), provavelmente pelo menor número de casos nesta faixa etária (Figura 16).

Para avaliarmos qual a influência de um e outro tipo de codificação foi realizada a regressão linear e log-linear para os casos em separado (tabelas 4 e 5). A análise não foi possível na faixa etária de 0-29 anos pela ausência de casos em alguns anos avaliados.

TABELA 4:
Regressão linear e log-linear para câncer de colo de útero, no Estado de Minas Gerais, no período de 1980-2005.

| Faixa etária | Regressão linear simples | | | Regressão log-linear | | |
|--------------|--------------------------|--------------|-------------|----------------------|--------------|-------------|
| | β -stand. | F | p-valor | % Anual | F | p-valor |
| 0-29 anos* | — | — | — | — | — | — |
| 30-34 anos | -,196 | ,960 | ,337 | -0,69656 | ,373 | ,547 |
| 35-39 anos | -,232 | 1,369 | ,253 | -0,79582 | 1,399 | ,249 |
| 40-44 anos | -,257 | 1,702 | ,204 | -0,72238 | 1,404 | ,248 |
| 45-49 anos | -,280 | 2,034 | ,167 | -0,73032 | 1,449 | ,240 |
| 50-54 anos | -,500 | 7,989 | ,009 | -1,39025 | 8,209 | ,009 |
| 55-59 anos | -,372 | 3,850 | ,061 | -1,33106 | 4,330 | ,048 |
| 60-64 anos | ,018 | ,008 | ,930 | 0,054155 | ,012 | ,912 |
| 65-69 anos | ,169 | ,707 | ,409 | 0,369983 | ,861 | ,363 |
| 70-74 anos | -,171 | ,719 | ,405 | -0,28759 | ,170 | ,684 |
| 75-79 anos | -,063 | ,097 | ,758 | -0,15887 | ,055 | ,816 |
| > 80 anos | ,610 | 0,088 | ,769 | 0,153718 | ,042 | ,839 |
| Total | -,512 | 8,531 | ,007 | -0,56738 | 8,111 | ,009 |

*Baixa mortalidade, incluindo anos em que não houve nenhum óbito na faixa etária em questão.

Fonte: Dados da pesquisa

Quando consideramos somente os casos codificados como câncer de colo de útero, a redução da mortalidade foi menos expressiva como vemos na tabela 4.

Na regressão linear simples houve redução com $\hat{\beta} = -0,512$ com $p = 0,007$ que representou uma redução da mortalidade por câncer de colo de útero de apenas 0,57% ao ano no período estudado pela regressão log-linear. Em relação às faixas etárias avaliadas, houve maior redução entre 50-54 anos e 55-59 anos (1,3% ao ano), para estas faixas o valor de p foi mais significativo. Observa-se no histograma, apresentado na figura 16, que estas faixas apresentam o maior número absoluto de casos. Para as faixas de 60-64, 65-69 anos e >80 anos, houve aumento da mortalidade (0,05%, 0,37% e 0,15%, respectivamente), embora não significativo.

TABELA 5:
Regressão linear e log-linear para câncer útero porção não especificada, no Estado de Minas Gerais, no período de 1980-2005.

| Faixa etária | Regressão linear simples | | | Regressão log-linear | | |
|--------------|--------------------------|----------------|-------------|----------------------|----------------|-------------|
| | β -stand. | F | p-valor | % Anual | F | p-valor |
| 0-29 anos* | — | — | — | — | — | — |
| 30-34 anos | -,649 | 17,441 | ,000 | -4,95313 | 18,802 | ,000 |
| 35-39 anos | -,793 | 40,600 | ,000 | -4,99114 | 28,053 | ,000 |
| 40-44 anos | -,682 | 20,817 | ,000 | -3,23647 | 20,818 | ,000 |
| 45-49 anos | -,782 | 37,874 | ,000 | -4,32374 | 44,228 | ,000 |
| 50-54 anos | -,840 | 57,428 | ,000 | -4,5149 | 59,894 | ,000 |
| 55-59 anos | -,789 | 39,489 | ,000 | -3,86339 | 42,456 | ,000 |
| 60-64 anos | -,848 | 61,275 | ,000 | -4,03628 | 60,939 | ,000 |
| 65-69 anos | -,716 | 25,275 | ,000 | -2,72226 | 26,598 | ,000 |
| 70-74 anos | -,687 | 21,502 | ,000 | -2,94574 | 26,990 | ,000 |
| 75-79 anos | -,568 | 11,450 | ,002 | -2,45926 | 12,436 | ,002 |
| > 80 anos | -,700 | 23,080 | ,000 | -2,75144 | 28,798 | ,000 |
| Total | -,934 | 163,417 | ,000 | -3,57455 | 121,770 | ,000 |

* Baixa mortalidade, incluindo anos em que não houve nenhum óbito na faixa etária em questão.

Fonte: Dados da pesquisa.

A redução da mortalidade pela doença observada na população de estudo deveu-se, principalmente, à maior redução dos óbitos com causa básica classificada como câncer de útero porção não especificada, conforme pode ser observado na tabela 5.

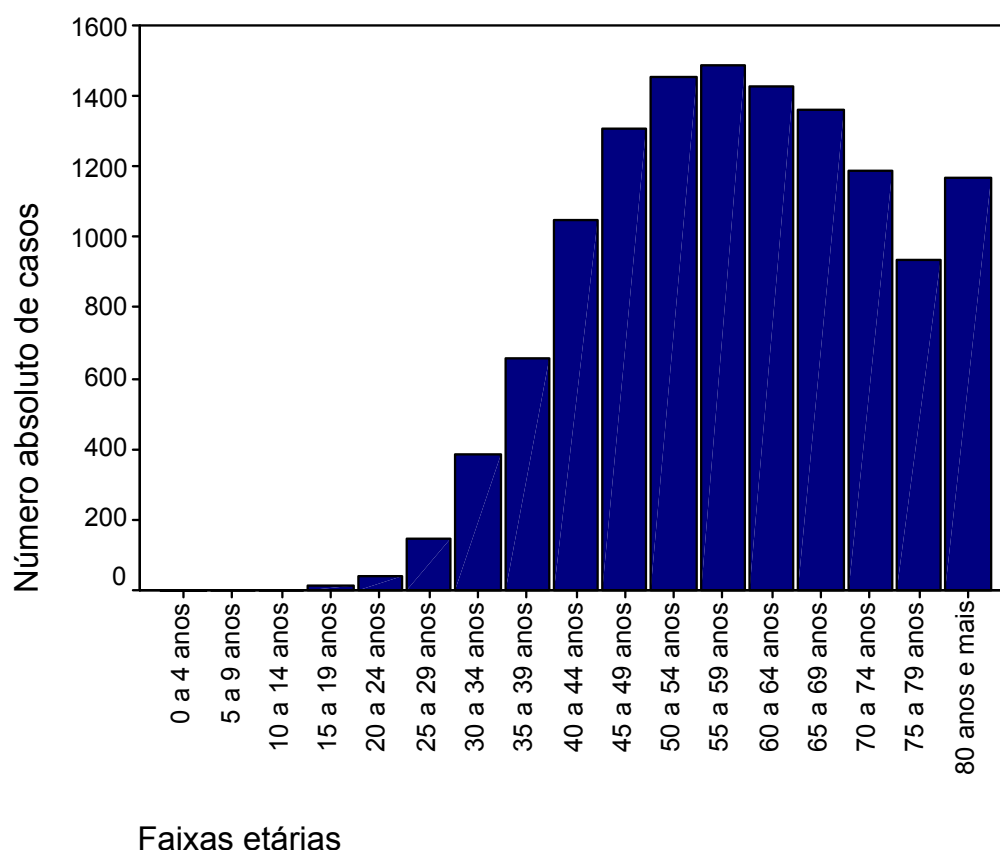


Figura 16 – Número absoluto de casos por faixa etária (5/5 anos)
 Fonte: Dados da pesquisa

5.3 Análise dos efeitos coorte e período:

Quando comparamos coorte uma a uma encontramos redução menor que a esperada para 1921-1924 com valor de $Z = -2,1$. Houve redução maior que o esperado para as coortes de 1915-1918 ($Z = 2,1$), 1929-1932 ($Z = 2,3$) e 1965-1968 ($Z = 2$). O que é mostrado na tabela 6.

Na avaliação de coorte em bloco de três encontrou-se redução menor que a esperada para as coortes de 1901-1908 com $Z = -1,96$ e 1921-1928 com $Z = -2,33$. Encontrou-se redução maior que o esperado para as coortes de 1913-1920 ($Z = 1,98$); 1927-1936 ($Z = 2,62$); 1937-1946 ($Z = 1,96$); 1949-1956 ($Z = 2,33$); 1963-1970 ($Z = 2,4$) e 1969-1976 ($Z = 1,9$) (Tabela 7).

Para o efeito período, somente a comparação do período 1998-1999 x 2000-2001 mostrou significância com $Z = 3$, ou seja, redução maior que esperado (Tabela 6).

Em ambas as matrizes apresentadas observam-se as modificações nos valores de Z e suas respectivas significâncias produzidas pela correção de continuidade. Entretanto discutiremos os resultados apresentados pelo teste Z não corrigido, pois se trata de uma análise exploratória onde o mais importante é a verificação do afastamento de zero para o valor da estatística, como indicador de tendência. Pode-se observar, no entanto, na figura 12, de forma mais evidente a elevação das curvas a partir das coortes 1921-1924 e redução a partir de 1929-1932 e 1965-1968, efeitos coorte destacados pelo método não paramétrico de Tarone e Chu.

TABELA 6
Câncer de colo de útero e útero porção não especificada, comparações de coortes uma a uma (linhas) e períodos (colunas) – Estado de Minas Gerais

| | 1980-81 | 1982-83 | 1984-85 | 1986-87 | 1988-89 | 1990-91 | 1992-93 | 1994-95 | 1996-97 | 1998-99 | 2000-01 | 2002-03 | 2004-05 | Decresc. Nº Esp. | Z | p | Z corrig. p corr. | | | |
|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|------------------|-----|-------|-------------------|-------|-------|------|
| 1901-1904 | 32,91 | | | | | | | | | | | | | 0 | 0,5 | -1,00 | 0,32 | 0,00 | 1,00 | |
| 1903-1906 | 57,35 | 44,01 | | | | | | | | | | | | 0 | 1 | -1,41 | 0,16 | -0,71 | 0,48 | |
| 1905-1908 | 67,59 | 60,38 | 63,94 | | | | | | | | | | | 3 | 1,5 | 1,73 | 0,08 | 1,15 | 0,25 | |
| 1907-1910 | 39,47 | 65,43 | 44,41 | 33,56 | | | | | | | | | | 2 | 2 | 0,00 | 1,00 | -0,50 | 0,62 | |
| 1909-1912 | 45,88 | 33,05 | 47,19 | 47,90 | 60,85 | | | | | | | | | 2 | 2,5 | -0,45 | 0,65 | 0,00 | 1,00 | |
| 1911-1914 | 36,43 | 42,11 | 49,19 | 55,60 | 52,65 | 34,63 | | | | | | | | 4 | 3 | 0,82 | 0,41 | 0,41 | 0,68 | |
| 1913-1916 | 33,23 | 43,31 | 40,87 | 41,56 | 52,20 | 42,56 | 49,57 | | | | | | | 3 | 3,5 | -0,38 | 0,71 | 0,00 | 1,00 | |
| 1915-1918 | 27,04 | 36,63 | 34,19 | 37,59 | 47,55 | 50,74 | 49,69 | 55,62 | | | | | | 7 | 4 | 2,12 | 0,03 | 1,77 | 0,08 | |
| 1917-1920 | 37,35 | 38,61 | 29,04 | 26,88 | 31,55 | 37,56 | 48,57 | 38,65 | 35,39 | | | | | 3 | 4,5 | -1,00 | 0,32 | -0,67 | 0,51 | |
| 1919-1922 | 32,34 | 23,07 | 28,66 | 22,37 | 39,56 | 37,11 | 39,17 | 64,53 | 40,39 | 50,62 | | | | 8 | 5 | 1,90 | 0,06 | 1,58 | 0,11 | |
| 1921-1924 | 24,09 | 34,10 | 17,62 | 24,53 | 25,09 | 34,46 | 33,38 | 37,73 | 33,48 | 31,66 | 31,49 | | | 2 | 5,5 | -2,11 | 0,03 | -1,81 | 0,07 | |
| 1923-1926 | 32,34 | 24,98 | 34,20 | 35,51 | 24,45 | 34,25 | 37,76 | 35,23 | 24,14 | 40,98 | 32,41 | 52,31 | | 6 | 6 | 0,00 | 1,00 | -0,29 | 0,77 | |
| 1925-1928 | 20,70 | 27,55 | 32,70 | 29,24 | 36,45 | 30,98 | 36,31 | 30,25 | 32,52 | 34,99 | 32,18 | 36,09 | 40,55 | 7 | 6 | 0,58 | 0,56 | 0,29 | 0,77 | |
| 1927-1930 | 17,95 | 19,00 | 26,84 | 28,05 | 20,23 | 32,48 | 30,97 | 33,18 | 32,36 | 33,41 | 30,02 | 37,62 | 47,44 | 6 | 6 | 0,00 | 1,00 | -0,29 | 0,77 | |
| 1929-1932 | 28,01 | 29,17 | 34,29 | 30,17 | 26,84 | 24,05 | 27,73 | 28,69 | 34,61 | 30,35 | 32,56 | 36,18 | 28,14 | 10 | 6 | 2,31 | 0,02 | 2,02 | 0,04 | |
| 1931-1934 | 19,95 | 14,17 | 24,43 | 22,72 | 19,47 | 28,95 | 18,28 | 26,73 | 23,82 | 28,44 | 31,08 | 21,92 | 35,99 | 6 | 6 | 0,00 | 1,00 | -0,29 | 0,77 | |
| 1933-1936 | 23,38 | 14,42 | 18,27 | 20,08 | 23,13 | 30,86 | 20,23 | 24,33 | 17,94 | 23,87 | 23,29 | 23,14 | 33,67 | 6 | 6 | 0,00 | 1,00 | -0,29 | 0,77 | |
| 1935-1938 | 16,83 | 19,66 | 13,33 | 22,95 | 23,47 | 22,56 | 24,41 | 24,89 | 18,81 | 24,28 | 20,77 | 29,16 | 30,28 | 7 | 6 | 0,58 | 0,56 | 0,29 | 0,77 | |
| 1937-1940 | 13,21 | 9,21 | 14,99 | 11,49 | 23,42 | 18,63 | 22,66 | 26,38 | 22,83 | 27,13 | 21,31 | 25,17 | 25,83 | 7 | 6 | 0,58 | 0,56 | 0,29 | 0,77 | |
| 1939-1942 | 11,48 | 10,34 | 12,97 | 14,72 | 19,23 | 18,83 | 21,43 | 22,75 | 15,81 | 25,99 | 22,81 | 14,96 | 24,98 | 8 | 6 | 1,15 | 0,25 | 0,87 | 0,39 | |
| 1941-1944 | 6,78 | 6,97 | 8,77 | 8,38 | 19,45 | 14,96 | 25,42 | 16,44 | 14,49 | 21,06 | 16,28 | 21,47 | 23,40 | 7 | 6 | 0,58 | 0,56 | 0,29 | 0,77 | |
| 1943-1946 | 8,20 | 6,63 | 7,54 | 14,06 | 13,97 | 16,12 | 14,37 | 14,72 | 17,47 | 15,39 | 18,78 | 11,03 | 18,81 | 7 | 6 | 0,58 | 0,56 | 0,29 | 0,77 | |
| 1945-1948 | 3,23 | 4,08 | 8,32 | 6,82 | 8,01 | 11,74 | 13,32 | 16,09 | 16,85 | 17,46 | 13,55 | 19,14 | 21,07 | 6 | 6 | 0,00 | 1,00 | -0,29 | 0,77 | |
| 1947-1950 | 3,04 | 3,56 | 4,35 | 4,62 | 6,19 | 14,75 | 9,94 | 12,17 | 18,43 | 17,17 | 15,26 | 14,99 | 17,14 | 6 | 6 | 0,00 | 1,00 | -0,29 | 0,77 | |
| 1949-1952 | 1,96 | 4,47 | 3,56 | 5,93 | 8,15 | 7,02 | 12,03 | 12,73 | 13,22 | 11,57 | 13,04 | 12,06 | 10,51 | 7 | 6 | 0,58 | 0,56 | 0,29 | 0,77 | |
| 1951-1954 | 2,33 | 3,86 | 4,31 | 3,28 | 5,65 | 7,77 | 6,41 | 12,24 | 11,73 | 12,21 | 10,71 | 15,73 | 10,12 | 8 | 5,5 | 1,51 | 0,13 | 1,21 | 0,23 | |
| 1953-1956 | 0,96 | 0,96 | 2,39 | 4,98 | 2,61 | 6,13 | 7,43 | 9,42 | 9,02 | 10,21 | 11,65 | 10,12 | 10,12 | 4 | 5 | -0,63 | 0,53 | -0,32 | 0,75 | |
| 1955-1958 | 2,46 | 2,69 | 0,84 | 2,46 | 2,69 | 3,57 | 6,13 | 4,60 | 7,78 | 11,36 | 8,01 | 8,75 | 12,60 | 4 | 4,5 | -0,33 | 0,74 | 0,00 | 1,00 | |
| 1957-1960 | | | | | | 4,42 | 4,90 | 3,58 | 7,48 | 8,92 | 9,99 | 7,15 | 9,91 | 5 | 4 | 0,71 | 0,48 | 0,35 | 0,72 | |
| 1959-1962 | | | | | | 2,58 | 4,23 | 2,94 | 4,02 | 4,58 | 5,75 | 7,47 | 9,10 | 3 | 3,5 | -0,38 | 0,71 | 0,00 | 1,00 | |
| 1961-1964 | | | | | | | | 1,91 | 2,58 | 3,05 | 3,53 | 5,59 | 6,00 | 8,25 | 3 | 3 | 0,00 | 1,00 | -0,41 | 0,68 |
| 1963-1966 | | | | | | | | | 2,06 | 2,00 | 3,15 | 3,58 | 4,73 | 5,07 | 3 | 2,5 | 0,45 | 0,65 | 0,00 | 1,00 |
| 1965-1968 | | | | | | | | | | 2,52 | 3,37 | 2,67 | 3,14 | 4,23 | 4 | 2 | 2,00 | 0,05 | 1,50 | 0,13 |
| 1967-1970 | | | | | | | | | | 1,58 | 1,77 | 1,56 | 2,88 | 1 | 1,5 | -0,58 | 0,56 | 0,00 | 1,00 | |
| 1969-1972 | | | | | | | | | | | 1,24 | 2,07 | 2,52 | 2 | 1 | 1,41 | 0,16 | 0,71 | 0,48 | |
| 1971-1974 | | | | | | | | | | | | 1,21 | 1,17 | 1 | 0,5 | 1,00 | 0,32 | 0,00 | 1,00 | |
| 1973-1976 | | | | | | | | | | | | | 1,17 | | | | | | | |
| NºEspera. | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | 12,5 | | | | | | | |
| Decres. | 14 | 14 | 16 | 10 | 15 | 13 | 15 | 12 | 10 | 20 | 15 | 14 | | | | | | | | |
| Teste Z | 0,60 | 0,60 | 1,40 | -1,00 | 1,00 | 0,20 | 1,00 | -0,20 | -1,00 | 3,00 | 1,00 | 0,60 | | | | | | | | |
| valor de p | 0,55 | 0,55 | 0,16 | 0,32 | 0,32 | 0,84 | 0,32 | 0,84 | 0,32 | 0,00 | 0,32 | 0,55 | | | | | | | | |
| Z corrigido | 0,40 | 0,40 | 1,20 | -0,80 | 0,80 | 0,00 | 0,80 | 0,00 | -0,80 | 2,80 | 0,80 | 0,40 | | | | | | | | |
| p corrigido | 0,69 | 0,69 | 0,23 | 0,42 | 0,42 | 1,00 | 0,42 | 1,00 | 0,42 | 0,01 | 0,42 | 0,69 | | | | | | | | |

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 7
Câncer de colo de útero e útero porção não especificada, comparações de cortes em blocos de três – Estado de Minas Gerais

| | 1980-81 | 1982-83 | 1984-85 | 1986-87 | 1988-89 | 1990-91 | 1992-93 | 1994-95 | 1996-97 | 1998-99 | 2000-01 | 2002-03 | 2004-05 | Decresc. Nº Esp. | Z | p | Z corrig. p corrig. | | |
|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|------------------|------|-------|---------------------|-------|------|
| 1901-1904 | 32,91 | | | | | | | | | | | | | 0 | 1,5 | -1,96 | 0,05 | -1,31 | 0,19 |
| 1903-1906 | 57,35 | 44,01 | | | | | | | | | | | | 3 | 2,5 | 0,58 | 0,56 | 0,00 | 1,00 |
| 1905-1908 | 67,59 | 60,38 | 63,94 | | | | | | | | | | | 5 | 3,5 | 1,57 | 0,12 | 1,04 | 0,30 |
| 1907-1910 | 39,47 | 65,43 | 44,41 | 33,56 | | | | | | | | | | 4 | 4,5 | -0,48 | 0,63 | 0,00 | 1,00 |
| 1909-1912 | 45,88 | 33,05 | 47,19 | 47,90 | 60,85 | | | | | | | | | 6 | 5,5 | 0,45 | 0,65 | 0,00 | 1,00 |
| 1911-1914 | 36,43 | 42,11 | 49,19 | 55,60 | 52,65 | 34,63 | | | | | | | | 7 | 6,5 | 0,42 | 0,67 | 0,00 | 1,00 |
| 1913-1916 | 33,23 | 43,31 | 40,87 | 41,56 | 52,20 | 42,56 | 49,57 | | | | | | | 10 | 7,5 | 1,99 | 0,05 | 1,59 | 0,11 |
| 1915-1918 | 27,04 | 36,63 | 34,19 | 37,59 | 47,55 | 50,74 | 49,69 | 55,62 | | | | | | 10 | 8,5 | 1,13 | 0,26 | 0,76 | 0,45 |
| 1917-1920 | 37,35 | 38,61 | 29,04 | 26,88 | 31,55 | 37,56 | 48,57 | 38,65 | 35,39 | | | | | 11 | 9,5 | 1,08 | 0,28 | 0,72 | 0,47 |
| 1919-1922 | 32,34 | 23,07 | 28,66 | 22,37 | 39,56 | 37,11 | 39,17 | 64,53 | 40,39 | 50,62 | | | | 10 | 10,5 | -0,35 | 0,73 | 0,00 | 1,00 |
| 1921-1924 | 24,09 | 34,10 | 17,62 | 24,53 | 25,09 | 34,46 | 33,38 | 37,73 | 33,48 | 31,66 | 31,49 | | | 8 | 11,5 | -2,33 | 0,02 | -2,00 | 0,05 |
| 1923-1926 | 32,34 | 24,98 | 34,20 | 35,51 | 24,45 | 34,25 | 37,76 | 35,23 | 24,14 | 40,98 | 32,41 | 52,31 | | 13 | 12 | 0,65 | 0,51 | 0,33 | 0,74 |
| 1925-1928 | 20,70 | 27,55 | 32,70 | 29,24 | 36,45 | 30,98 | 36,31 | 30,25 | 32,52 | 34,99 | 32,18 | 38,09 | 40,55 | 13 | 12 | 0,65 | 0,51 | 0,33 | 0,74 |
| 1927-1930 | 17,95 | 19,00 | 28,64 | 28,05 | 20,23 | 32,48 | 30,97 | 33,18 | 32,36 | 33,41 | 30,02 | 37,62 | 47,44 | 16 | 12 | 2,62 | 0,01 | 2,29 | 0,02 |
| 1929-1932 | 28,01 | 29,17 | 34,29 | 30,17 | 26,84 | 24,05 | 27,73 | 28,69 | 34,61 | 30,35 | 32,56 | 36,18 | 28,14 | 16 | 12 | 2,62 | 0,01 | 2,29 | 0,02 |
| 1931-1934 | 19,95 | 14,17 | 24,43 | 22,72 | 19,47 | 28,95 | 18,28 | 26,73 | 23,82 | 28,44 | 31,08 | 21,92 | 35,99 | 12 | 12 | 0,00 | 1,00 | -0,33 | 0,74 |
| 1933-1936 | 23,38 | 14,42 | 18,27 | 20,08 | 23,13 | 30,86 | 20,23 | 24,33 | 17,94 | 23,87 | 23,29 | 23,14 | 33,67 | 13 | 12 | 0,65 | 0,51 | 0,33 | 0,74 |
| 1935-1938 | 16,83 | 19,66 | 13,33 | 22,95 | 23,47 | 22,56 | 24,41 | 24,89 | 18,81 | 24,28 | 20,77 | 29,16 | 30,28 | 14 | 12 | 1,31 | 0,19 | 0,98 | 0,33 |
| 1937-1940 | 13,21 | 9,21 | 14,99 | 11,49 | 23,42 | 18,63 | 22,66 | 26,38 | 22,83 | 27,13 | 21,31 | 25,17 | 25,83 | 15 | 12 | 1,96 | 0,05 | 1,64 | 0,10 |
| 1939-1942 | 11,48 | 10,34 | 12,97 | 14,72 | 19,23 | 18,83 | 21,43 | 22,75 | 15,81 | 25,99 | 22,81 | 14,96 | 24,98 | 15 | 12 | 1,96 | 0,05 | 1,64 | 0,10 |
| 1941-1944 | 6,78 | 6,97 | 8,77 | 8,38 | 19,45 | 14,96 | 25,42 | 16,44 | 14,49 | 21,06 | 16,28 | 21,47 | 23,40 | 14 | 12 | 1,31 | 0,19 | 0,98 | 0,33 |
| 1943-1946 | 8,20 | 6,63 | 7,54 | 14,06 | 13,97 | 16,12 | 14,37 | 14,72 | 17,47 | 15,39 | 18,78 | 11,03 | 18,81 | 13 | 12 | 0,65 | 0,51 | 0,33 | 0,74 |
| 1945-1948 | 3,23 | 4,08 | 8,32 | 6,82 | 8,01 | 11,74 | 13,32 | 16,09 | 16,85 | 17,46 | 13,55 | 19,14 | 21,07 | 12 | 12 | 0,00 | 1,00 | -0,33 | 0,74 |
| 1947-1950 | 3,04 | 3,56 | 4,35 | 4,62 | 6,19 | 14,75 | 9,94 | 12,17 | 18,43 | 17,17 | 15,26 | 14,99 | 17,14 | 13 | 12 | 0,65 | 0,51 | 0,33 | 0,74 |
| 1949-1952 | 1,96 | 4,47 | 3,56 | 5,93 | 8,15 | 7,02 | 12,03 | 12,73 | 13,22 | 11,57 | 13,04 | 12,06 | 10,51 | 15 | 11,5 | 2,33 | 0,02 | 2,00 | 0,05 |
| 1951-1954 | | 2,33 | 3,86 | 4,31 | 3,28 | 5,65 | 7,77 | 6,41 | 12,24 | 11,73 | 12,21 | 10,71 | 15,73 | 12 | 10,5 | 1,04 | 0,30 | 0,69 | 0,49 |
| 1953-1956 | | | 0,96 | 2,39 | 4,98 | 2,61 | 6,13 | 7,43 | 9,42 | 9,02 | 10,21 | 11,65 | 10,12 | 8 | 9,5 | -1,08 | 0,28 | -0,72 | 0,47 |
| 1955-1958 | | | | 2,46 | 2,69 | 3,57 | 6,13 | 4,60 | 7,78 | 11,36 | 8,01 | 8,75 | 12,60 | 9 | 8,5 | 0,38 | 0,71 | 0,00 | 1,00 |
| 1957-1960 | | | | | 0,84 | 4,42 | 4,90 | 3,58 | 7,48 | 8,92 | 9,99 | 7,15 | 9,91 | 8 | 7,5 | 0,40 | 0,69 | 0,00 | 1,00 |
| 1959-1962 | | | | | | 2,58 | 4,23 | 2,94 | 4,02 | 4,58 | 5,75 | 7,47 | 9,10 | 6 | 6,5 | -0,42 | 0,67 | 0,00 | 1,00 |
| 1961-1964 | | | | | | | 1,91 | 2,58 | 3,05 | 3,53 | 5,59 | 6,00 | 8,25 | 6 | 5,5 | 0,45 | 0,65 | 0,00 | 1,00 |
| 1963-1966 | | | | | | | | 2,06 | 2,00 | 3,15 | 3,58 | 4,73 | 5,07 | 7 | 4,5 | 2,40 | 0,02 | 1,92 | 0,05 |
| 1965-1968 | | | | | | | | | 2,52 | 3,37 | 2,67 | 3,14 | 4,23 | 5 | 3,5 | 1,57 | 0,12 | 1,04 | 0,30 |
| 1967-1970 | | | | | | | | | 1,58 | 1,77 | 1,56 | 2,88 | | 3 | 2,5 | 0,58 | 0,56 | 0,00 | 1,00 |
| 1969-1972 | | | | | | | | | | 1,24 | 2,07 | 2,52 | | 3 | 1,5 | 1,96 | 0,05 | 1,31 | 0,19 |
| 1971-1974 | | | | | | | | | | | 1,21 | 1,17 | | | | | | | |
| 1973-1976 | | | | | | | | | | | | 1,17 | | | | | | | |

Fonte: Dados da pesquisa.

6 DISCUSSÃO

6.1 Análise dos efeitos idade e período

Durante o período considerado houve uma redução significativa da mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada na população total analisada. Estes achados estão em concordância com o observado na maioria dos estudos realizados sobre mortalidade por esta patologia.

A principal hipótese para a queda da mortalidade por câncer de colo de útero na União Européia, principalmente na Europa Ocidental e em países como Finlândia, Islândia, Bélgica, Escócia, Inglaterra e País de Gales, refere-se à efetividade do rastreamento que, em alguns destes países, foi implantado ainda na década de 60 (ANTILLA, 1999; ARBYN E GAYS, 2002; BOSSETTI et al, 2008; COMBER E GAVIN, 2004; LEVI et al, 2000; SIGURDSSOON E SIGVALDASON, 2006; SWERDLOW, 1998; VYSLOUZILOVA, 1997) .

O rastreamento também foi apontado como fator importante para a queda da mortalidade na Austrália, Canadá, Estados Unidos e México (CANFELL et al, 2006; GUITIÉRREZ-TRUJILLO et al, 2006; LIU et al, 2001; TARONE; CHU et al, 2000).

O exame de *Papanicolaou* foi introduzido no Brasil entre as décadas de 50 e 60, inicialmente limitado à prática clínica individualizada, voltado apenas para as mulheres que tinham acesso aos serviços de saúde, já que nesta época não contávamos com um sistema de saúde universal (WÜNSCH FILHO; MONCAU, 2002). Com a criação do Sistema Único de Saúde (SUS), preconizou-se que o rastreamento das lesões citológicas precursoras fosse introduzido como prática de saúde a ser realizada nas Unidades Básicas de Saúde (BRASIL, 2008b).

A partir do Programa Viva Mulher, lançado em 1997, o rastreamento passou a ser oferecido a todas as mulheres que buscassem este tipo de medida de prevenção, tendo como prioridade a faixa etária entre 25 e 59 anos. A periodicidade preconizada pelo Programa é a realização de exames anuais até que dois consecutivos sejam normais e, posteriormente, exames a cada três anos. Não foi

prevista, entretanto, a convocação/mobilização da população alvo para a realização do exame no nosso país (BRASIL, 2008b).

No Brasil, estudos publicados sobre a mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada exibem variações na mortalidade de acordo com as regiões avaliadas. Enquanto na cidade de Maringá, Paraná (UCHIMURA et al, 2004) e em São Paulo (FONSECA et al, 2004; PRADO, 2002) foi observada estabilidade da mortalidade pela doença, evidenciou-se redução na cidade de Salvador (DEROSI et al, 2001) e, até mesmo, elevação no Rio Grande do Sul, quando os casos de câncer de colo de útero foram avaliados isoladamente (KALAKUN; BOZZETTI, 2005). Tais estudos, em função do efeito observado na mortalidade, justificam seus achados por meio do impacto favorável da prevenção ou de falhas no rastreamento. Embora tenha exibido inserção recente nas práticas de saúde coletiva no Brasil, não se pode descartar a possibilidade de contribuição do rastreamento para a redução da mortalidade por câncer de colo de útero, no conjunto de outros fatores que devem ser considerados. Em Minas Gerais, cabe comentar que a cobertura do rastreamento, expressa pela estimativa da razão entre exames citopatológicos cérvico-vaginais em mulheres de 25 a 59 anos e a população feminina nesta faixa etária no ano de 2007, foi de 0,2, enquanto a razão considerada adequada é 0,3. Assim sendo, o valor estimado para o Estado e acima referido se mostra ainda insatisfatório (BRASIL, 2008a).

No estudo em questão, deve ser levado em consideração também que, apesar da redução da mortalidade ocorrida no período estudado, os valores ainda são elevados frente a outros países. Evidenciou-se no final do período de estudo taxa de 5,7 óbitos por 100.000 mulheres, segundo dados *do International Agency for Research on Cancer (IARC)*, a mortalidade nos países mais desenvolvidos seria em torno de 4 óbitos/100.000 e naqueles classificados como menos desenvolvidos seria de 11 óbitos/100.000 mulheres em 2002. (GLOBOCAN, 2002).

A queda da incidência da doença também tem sido relacionada à diminuição da mortalidade por câncer de colo de útero, como foi observado nas cidades chinesas de *Hong Kong* e *Shandong* (LEUNG et al, 2006; LI et al, 2000). A princípio, tal hipótese poderia ser levantada para explicar, em parte, a redução da mortalidade evidenciada no Estado de Minas Gerais no período analisado. Todavia, seria necessário um Registro de Câncer de Base Populacional (RCBP) abrangente e com maior período de dados consolidados para confirmar tal hipótese. Neste

sentido, cumpre enfatizar que as estimativas de incidência do câncer em Minas Gerais, atualmente disponibilizadas pelo Instituto Nacional do Câncer (INCA), são provenientes do RCBP de Belo Horizonte e relativas apenas ao ano de 2000, exibindo taxas de incidência ajustada para os casos de câncer de colo de útero de 31,98/100.000 e para câncer de útero porção não especificada de 3,92/100.000 (BRASIL, 2008b).

Aspectos sócio-econômicos têm sido descritos na literatura especializada como fatores associados à distribuição e freqüência da doença na população. A melhora nos padrões de higiene foi considerada fator importante na queda da mortalidade e incidência do câncer de colo de útero na Escócia (SWERDLOW et al, 1998), e para a redução da incidência da doença na França (REMONTET et al, 2003). Segundo modelo proposto por Cvjetanovic (1986), o investimento em abastecimento de água e esgoto tem como um dos efeitos diretos a melhoria da higiene pessoal (HELLER, 1998) (CVJETANOVIC, 1986 apud HELLER, 1998). Análise dos indicadores de saúde do Estado de Minas Gerais demonstrou que o abastecimento de água e os domicílios com instalação sanitária aumentaram consideravelmente no período compreendido entre 1991 e 2000, o que sugere uma contribuição da melhoria sanitária na redução da mortalidade. Evidenciou-se ainda, no Estado, uma redução do analfabetismo e um aumento da razão de renda na última década (BRASIL, 2008b). Tais achados refletem a melhoria de condições de vida da população e podem explicar, em parte, a queda da mortalidade por câncer de colo de útero, patologia fortemente correlacionada com condições sócio-econômicas desfavoráveis.

Além de se associarem à patologia em questão, fatores como baixa escolaridade, baixa renda familiar e baixo nível sócio-econômico também se encontram relacionados à cobertura pelo exame de *Papanicolaou* (MARTINS et al, 2005). Apesar do declínio das taxas de mortalidade e de incidência por câncer de colo de útero nos Estados Unidos da América, identificou-se uma significativa disparidade destas taxas em relação aos grupos minoritários, sendo observada uma menor cobertura nas populações economicamente menos favorecidas (DOWNS et al, 2008).

Mudanças no comportamento sexual, principalmente relacionadas ao advento da Síndrome da Imunodeficiência Adquirida (AIDS) podem ter influenciado a queda na mortalidade, assim como contribuído para a queda da incidência na

França (REMONTET et al, 2003). No Brasil, os primeiros casos de AIDS confirmados foram em 1982, no Estado de São Paulo e, desde o início da epidemia, o Sudeste é a região mais atingida. Por ter sua transmissão também através de contato sexual, a epidemia da doença levou à mudança de comportamento dos indivíduos, uma vez que o uso de preservativos pode prevenir a doença, reduzindo o risco não somente em relação ao HIV, mas também em relação ao vírus HPV, fator necessário para o desenvolvimento do câncer de colo de útero (PINTO et al, 2007; RIBEIRO, 2008).

Em relação ao tratamento, a inclusão da quimioterapia com cisplatina semanal ao tradicional tratamento de radioterapia em tumores localmente avançados, a partir de 1999, propiciou a redução do risco relativo de morte em aproximadamente 50%, pela diminuição da falência local e à distância, o que também pode ter contribuído para a queda da mortalidade (MONK et al, 2007). No entanto, tal modalidade terapêutica ainda não está plenamente incorporada à assistência oncológica da rede pública do Brasil.

6.2 Análise dos efeitos coorte e período

A análise convencional do efeito idade-período-coorte através do tempo assume uma relação log-linear dos efeitos da idade, período calendário e coorte de nascimento, e estima os parâmetros pelo método de máxima verossimilhança, utilizando o modelo de Poisson (TARONE; CHU, 2000a).

Como lembram Tarone e Chu (2000a), a relação log-linear é suspeita para a análise de morte em alguns tipos de câncer pela conhecida interação entre idade e tratamento. Os autores citam como exemplo o uso de tamoxifeno em câncer de mama, mais efetivo para aumentar sobrevida em mulheres na pós-menopausa que em mulheres na pré-menopausa.

O teste não paramétrico de Tarone e Chu (2000a) busca identificar mudanças na inclinação da tendência linear de risco em sucessivas coortes de nascimento (ou período calendário), pois seu fundamento estabelece que as taxas específicas por idade permanecerão constantes na ausência de qualquer mudança secular no risco de doença, o que justifica ser o procedimento baseado na comparação de taxas específicas por idade.

Com a utilização da comparação em blocos de três, foi evidenciada uma redução da mortalidade menor que a esperada para a coorte de 1901-1908. Tal coorte é representada pelas mulheres que provavelmente iniciariam sua vida sexual na década de 20. No Brasil, este período foi marcado por grandes mudanças sócio-econômicas, tais como: imigração, urbanização e início da industrialização. Cerca de 3,8 milhões de estrangeiros entraram no Brasil no período entre 1887 e 1930, sendo que o fluxo de imigração foi reduzido apenas no período da Primeira Guerra Mundial (FAUSTO, 2008). As políticas contra o câncer nesta época eram incipientes. Pensava-se que o câncer, como a tuberculose, era uma doença contagiosa. Ocorria, como mencionado no Congresso Brasileiro de Higiene realizado em Belo Horizonte em 1924, um declínio da tuberculose e um aumento do câncer no Brasil, principalmente em algumas cidades, entre elas, Belo Horizonte. A partir deste congresso, foi sugerida a criação de um Instituto do Câncer, o que só viria a ocorrer em 1957. Não se dispunha, na época, de conhecimentos sobre a prevenção do câncer de colo de útero (BOLDSTEIN et al, 1987). Portanto, a introdução de novas cepas de HPV com a imigração, a ausência/escassez de conhecimentos sobre a doença, com conseqüente inexistência de uma política de prevenção na época, pode ter contribuído para uma maior mortalidade na coorte 1901-1908.

Na comparação de coortes uma a uma, foi evidenciada redução da mortalidade menor que a esperada na coorte de 1921-1924 com relação à coorte subsequente (1923-1926), com extensão para 1921-1928, quando se realizou a comparação em blocos de três. Cabe lembrar que as mulheres nascidas neste período tinham em torno de 20 anos no período da Segunda Guerra Mundial, que ocorreu entre 1939 a 1945. Entretanto, o Brasil declarou guerra às chamadas nações do Eixo (Alemanha, Itália, Japão) em agosto de 1942, sendo que a participação brasileira representada pelo envio de cerca de 25 mil soldados da Força Expedicionária Brasileira (FEB) para a região de Monte Castelo na Itália (FAUSTO, 2008). Trabalho publicado por Tarone e Chu sobre o efeito idade-período-coorte na mortalidade por câncer de colo de útero sinalizou que a mortalidade aumentada na coorte de 1930 (intervalo 1924-1934) poderia estar relacionada à introdução de novas cepas de HPV após a Segunda Guerra Mundial (TARONE; CHU, 2000b), fator este que também pode ter influenciado o aumento da mortalidade no bloco representando coortes de 1921-1928 no Estado de Minas Gerais. Assim sendo, a ocorrência desta Guerra pode ter influenciado o efeito coorte encontrado, apesar da

pequena participação/envolvimento do país e do distanciamento geográfico do conflito.

Na comparação de coortes uma a uma, foi identificada uma redução de mortalidade maior que a esperada para o intervalo de 1915-1918 comparado à coorte subsequente (1917-1920) que, na comparação por bloco de três, estendeu-se ao intervalo de 1913-1920. No período do Estado Novo no Brasil (1930-1945), a Igreja Católica era uma importante base de apoio para o governo, sendo a inauguração da estátua do Cristo Redentor, no Rio de Janeiro, em 12 de outubro de 1931, um marco simbólico desta colaboração. Destaca-se, ainda, decreto de abril de 1931, que permitiu o ensino da religião nas escolas públicas, como mostra desta interação governo-igreja (BRASIL, 1931). O governo Vargas demonstrava também grande preocupação com a educação e criou, em 1930, o Ministério da Educação e Saúde. Contudo, a educação estava impregnada de uma mistura de valores hierárquicos e do conservadorismo nascido da influência católica (FAUSTO, 2008). Este perfil conservador, vivenciado pelas mulheres desta coorte no final da adolescência e início da vida adulta, pode ter, de certa forma, contribuído para a redução da mortalidade.

A década de 40, em que estas mulheres tinham em torno dos 30 anos, foi marcada pelo início do combate ao câncer de colo de útero no Brasil. Em 23 de setembro de 1941, foi criado o Serviço Nacional de Câncer que pretendia, entre outras ações, alertar a população para os benefícios de um diagnóstico precoce. Outros marcos importantes foram a introdução da colposcopia e colpocitologia entre 1945/1946; a criação, em 1948, do primeiro ambulatório de diagnóstico precoce do câncer ginecológico chamado “Preventivo de Câncer” no Hospital Moncorvo Filho, no Rio de Janeiro; a vinda ao Brasil em 1949 do idealizador da colposcopia, Dr. Hinselmann, para ministrar cursos de colposcopia, e o destaque ao valor do exame ginecológico por campanhas radiofônicas em 1948 (BODSTEIN et al, 1987). Ainda nos anos 40, vários serviços de câncer dos estados foram incorporados à Campanha Nacional Contra o Câncer iniciada em 1940, entre eles, o Instituto de Radium de Belo Horizonte (BODSTEIN et al, 1987).

Conforme exposto, a década de 40 foi marcada por dois momentos contraditórios: a Segunda Guerra, que pode ter influenciado a mortalidade pela doença, levando a um aumento entre as mulheres mais jovens (em torno de 20 anos) que estariam começando sua vida sexual (coorte 1921-1924) e, por outro

lado, a concepção vigente de combate ao câncer, que pode ter influenciado as mulheres um pouco mais velhas (em torno de 30 anos), nascidas na coorte 1913-1920, na busca pela prevenção da doença, contribuindo para a redução da mortalidade.

Leung e outros (2006) evidenciaram uma redução da mortalidade por câncer de colo de útero para a coorte das mulheres nascidas em 1920 na cidade de *Hong Kong*, que foi relacionada à disponibilidade do exame preventivo para mulheres que estavam na faixa dos 40 anos quando da introdução do exame preventivo. Este achado é coincidente com o que foi encontrado na coorte de 1913-1920 no Estado de Minas Gerais.

Observou-se queda da mortalidade para a coorte de 1929-1932 (uma a uma) em relação à coorte subsequente (1931-1934), e de 1927-1936 (bloco de três). Mulheres nascidas, nesta época, tinham em torno de 20 anos no início dos anos 50. O Brasil ainda vivia, nesta época, intensa pressão da Igreja e dos setores mais conservadores. A Constituição de 1946, estabelecida durante o Governo Dutra, considerava, ainda, que a família se constituía pelo casamento e era um vínculo indissolúvel (FAUSTO, 2008). O conservadorismo vigente pode ter favorecido um modelo de comportamento sexual também conservador. Além disso, a crescente urbanização e industrialização do país podem ter contribuído para a melhoria na higiene, fatores estes também evidenciados na Bélgica (ARBYN; GEYS, 2002; VYSLOUZILOVA et al, 1997).

No campo da saúde, a década de 50 foi marcada pela criação do Ministério da Saúde em 1953. No governo de Juscelino Kubitschek, foi criado, em 1956, um centro de prevenção, o Centro de Pesquisa Luíza Gomes de Lemos da Fundação das Pioneiras Sociais para atender somente o câncer feminino de mama e do aparelho genital. Desenvolveu-se neste serviço o primeiro curso de formação de citotécnicos do Brasil. Em 1961, o Instituto do Câncer criado em 1957 é transformado em Instituto Nacional do Câncer, instituição importante não só na prestação de serviços médicos, mas na formação de recursos humanos e no desenvolvimento da pesquisa básica nesta área (BODSTEIN et al, 1987). Todos estes fatores podem ter contribuído para a redução da mortalidade pela doença na coorte de 1927-1936.

A coorte de 1937-1946 também mostrou redução da mortalidade maior que a esperada quando comparada em blocos de três. O fim da década de 50 no Brasil

foi marcado por altos índices de crescimento econômico e pela expansão nacional-desenvolvimentista em vez do nacionalismo (FAUSTO, 2008). No campo da saúde, o ano de 1961 foi considerado o ano de consolidação da modernização do setor de atendimento ao câncer no país, com o reconhecimento oficial do Instituto do Câncer. Em 1962, durante o Congresso Brasileiro de Higiene, o então Ministro da Saúde apresentou um documento que procurava ampliar o conceito de saúde. Estava implícita neste movimento a tentativa de limitar a expansão das multinacionais de medicamentos. A III Conferência Nacional de Saúde, realizada em 1963, enfatizou a necessidade de se criar e fortalecer uma estrutura permanente de serviços de saúde, em detrimento da orientação “campanhista” existente até então (BODSTEIN et al, 1987).

Com relação às políticas de combate ao câncer, parece ter ocorrido entre 1955 a 1972, quando estas mulheres tinham entre 20 e 40 anos, uma estreita ligação entre a penetração do capital estrangeiro no setor farmacêutico e o maior controle das doenças crônico-degenerativas, entre elas o câncer. Estas doenças seriam mais sensíveis ao uso de drogas e com diagnóstico mais eficaz por meio da utilização das unidades hospitalares. Todo este contexto sócio-político pode ter favorecido a redução da mortalidade em mulheres na coorte de 1937-1946. (BODSTEIN et al, 1987).

Nova redução da mortalidade foi evidenciada para a coorte de 1949-1956, quando as coortes foram comparadas em bloco de três. Mulheres nascidas nesta coorte estavam chegando aos 20 anos no início da ditadura militar no Brasil. Tal achado contrasta com o que foi evidenciado na Espanha, que apresentou aumento da mortalidade em mulheres que entraram neste grupo etário ao término da ditadura de Franco em 1975 (LLORCA; PRIETO; DELGADO-RODRIGUEZ, 2006). O início da vida sexual concomitante ao início da ditadura e a repressão política no Brasil podem ter influenciado o comportamento destas mulheres, levando à redução da mortalidade por câncer de colo de útero.

Além do aparente momento repressivo que pode ter guiado um comportamento conservador, o governo militar institucionalizou, em 1968, a Campanha Nacional de Combate ao Câncer, que apresentava marcante preocupação com a educação da população (BODSTEIN et al, 1987). Estas mulheres, em torno de 25-30 anos na década de 70, viveram o que foi considerado o momento em que a ditadura militar começou a dar sinais de fraqueza (ano de 1975,

durante o governo Ernesto Geisel). Neste momento, foi permitida maior liberdade ao movimento político, e foram realizados encontros, demonstrações e conferências para comemorar o Dia Internacional da Mulher, com as feministas dando apoio à oposição. 1975 foi considerado o ano de nascimento do movimento moderno das mulheres no Brasil (SOUZA et al, 2000)

Em fins de 1970, a Previdência Social entrou em crise, o que gerou a eleição de medidas governamentais de contenção de gastos. Valorizaram-se investimentos na atenção básica e a utilização nesta de tecnologias simplificadas. Mundialmente surgia o ideário da Atenção Primária à Saúde, que propunha a reorganização dos serviços, para assistência precoce e contínua de cunho preventivo e curativo (MANDÚ, 2002).

No período de 1972-1975, o Ministério da Saúde, através da Divisão Nacional de Câncer, desenvolveu e implementou o Programa Nacional de Controle de Câncer (PNCC). O PNCC voltou-se para a formação de citotécnicos, uma vez que o Plano foi orientado principalmente para atividades de radioterapia e de diagnóstico precoce do câncer de colo de útero (BODSTEIN et al, 1987). Já no período de 1974/1975, o Ministério da Saúde oficializou o Programa Materno-Infantil, orientado para o ciclo grávido-puerperal, problemas ginecológicos (câncer e doenças venéreas femininas) e controle da fertilidade feminina (MANDÚ, 2002).

As mulheres nascidas na coorte de 1949-1956 tinham em torno de 40 anos quando da criação do SUS e também da implantação do Programa de Combate ao Câncer de Colo de Útero – Viva Mulher, fazendo parte, portanto, da população alvo para o rastreamento (BRASIL, 2008b). Como consequência, a menor mortalidade observada entre estas mulheres pode ter sido devida ao maior acesso ao diagnóstico e prevenção, por meio da luta dos direitos femininos e de campanhas direcionadas ao combate ao câncer.

A coorte de 1965-1968 também evidenciou significativa redução de mortalidade quando avaliada em comparações de coorte uma a uma em relação à coorte subsequente; na comparação com blocos de três, o período de redução estendeu-se para 1963-1970. Estas mulheres teriam em torno de 20 anos em meados da década de 80, época marcada pelo fim do regime militar no Brasil. O fim do governo João Figueiredo foi marcado, entretanto, por uma terrível inapetência política: tanto o presidente quanto seus ministros não tomavam qualquer iniciativa de vulto para evitar as multidões nas ruas pedindo reformas. As elites políticas que

governavam o país, à sombra dos quartéis, esperavam manter suas posições de mando no cenário nacional. A ditadura, portanto, chegou ao fim com a eleição de Tancredo Neves em 15 de janeiro de 1985 de forma indireta, ou seja, por um Colégio Eleitoral, e seu vice, José Sarney, um dos notáveis do regime militar, foi quem assumiu a presidência com a morte do presidente eleito (SILVA, 2000). Apesar de terminada a ditadura, tudo continuou bem semelhante no país, ou seja, não houve uma mudança de comportamento que levasse à liberalidade e ao conseqüente aumento da mortalidade, como evidenciado na Espanha (LLORCA; PRIETO; DELGADO-RODRIGUEZ, 2006).

Em 1984, houve a criação do Programa de Atenção Integral à Saúde da Mulher (PAISM), que ofereceu como grande contribuição a introdução de coleta de material para exame colpocitológico na rotina da consulta ginecológica (BODSTEIN et al, 1987). O PAISM previa a implementação nacional de medidas clínicas e educativas, a partir de critérios epidemiológicos, para acompanhamento da gestação, parto, puerpério, controle das doenças sexualmente transmissíveis, câncer ginecológico, além de medidas de anticoncepção e tratamento de infertilidade (MANDÚ, 2002). Pouco tempo depois, em 1986, nasce o Pro-Onco, que estabeleceu, entre outros projetos, o de Expansão da Prevenção e Controle do Câncer Cérvico-Uterino (BODSTEIN et al, 1987).

As mulheres nascidas na coorte de 1965-1968, estavam em torno dos 20 anos quando da criação da Assembléia Nacional Constituinte, época da implantação de um sistema de benefícios de caráter universalista e distributivo, com vistas a elevar a situação social do povo brasileiro. Para a maioria da sociedade, a democracia era concebida como a ampliação da participação do indivíduo no exercício ampliado da cidadania. A nova Constituição (BRASIL, 1988), aprovada em 05 de outubro de 1988, foi a mais democrática e a mais preocupada com os direitos sociais, e, a partir dela, a saúde passou a ser um direito de todos e dever do Estado (SILVA, 2000). As mulheres passaram a contar com um sistema de saúde universal, com maior acesso a possibilidades de prevenção e diagnóstico, o que pode ter contribuído para a queda da mortalidade, embora tenham vivenciado um momento político de aparente abertura, mas sem grandes modificações.

Evidenciou-se redução da mortalidade por câncer de colo de útero para a coorte de 1969-1976 (bloco de três). Estas mulheres estavam com 20 anos nos anos quando da criação do SUS, tendo, portanto, acesso aos meios de prevenção e ao

conhecimento da relação entre a doença e a infecção pelo HPV. Concomitantemente, elas estavam expostas às maciças campanhas de combate ao câncer de colo de útero promovidas pelo Programa Viva Mulher (LAGO, 2004).

Para o efeito período, foi encontrada redução maior da mortalidade pela doença apenas quando o período 1998-1999 foi comparado ao período de 2000-2001, o que pode estar relacionado à criação do Programa Nacional de Combate ao Câncer do Colo Uterino (PNCCCU). O PNCCCU foi criado por Portaria Ministerial de 21 de junho de 1998 (BRASIL, 1998). Idealizou-se uma campanha de mobilização popular, baseada na idéia de que todas as mulheres teriam o compromisso, entre agosto e setembro, de fazer o “exame preventivo do câncer do colo do útero”. O símbolo da campanha era amarrar uma fita no pulso. Em 1999, o PNCCCU foi transferido para o INCA e rebatizado de Viva Mulher (LAGO, 2004). Inicialmente a campanha deveria ser repetida a cada três anos, ou seja, deveria ocorrer novamente em 2001, mas voltou a ocorrer somente em 2002, tendo como símbolo a rosa vermelha e sendo que, desta vez, a mensagem foi: “Declare seu amor a você mesma” (LAGO, 2004).

Segundo Lago (2004), houve um crescimento de 81% no número anual de exames de citologia realizados pelo SUS no período de 1995-2003. Para o Sudeste, o número foi ainda mais expressivo (112,6%). Este dado, associado à agressiva campanha de combate ao câncer de colo de útero que ocorreu em 1998, pode estar relacionado ao efeito período encontrado. No entanto, poderia se esperar que o efeito período não fosse evidenciado apenas entre os anos de 2000-2001, mas sim que o mesmo tivesse sido mantido a partir do momento em que se iniciasse algum impacto destas campanhas.

6.3 Limitações do estudo

Por se tratar de estudo que utilizou dados secundários, a possibilidade de ocorrência de erros de preenchimento do atestado de óbito, erros na codificação dos dados e falhas na digitação podem ter comprometido a qualidade das informações e, conseqüentemente, provocado distorção dos resultados.

Outra limitação importante é o fato de que 46,58% dos casos analisados eram casos classificados como câncer de útero porção não especificada. Apesar dos estudos mostrarem que estes casos são, em sua maioria, casos de câncer de colo de útero, sua inclusão pode ter levado a alguma distorção dos resultados (DEROSI et al, 2001; FONSECA; RAMACCIOTTI; ELUF NETO, 2004). De forma geral, a proporção de óbitos por causa mal definida, para o sexo feminino em Minas Gerais tem diminuído nos últimos anos: em 1990 este número representava 16,65% dos óbitos em mulheres, já em 2005, 11,26% (BRASIL, 2008b).

Apesar de alguns estudos discutirem o efeito idade-período-coorte na mortalidade por câncer de colo de útero no Brasil, os mesmos se encontram em número reduzido (FONSECA;, 2004; PRADO, 2002). Prado (2002) optou pela construção de um modelo que trabalhava com a esperança do logaritmo da média como função linear da idade, período-calendário e coorte de nascimento, entretanto, pelo número reduzido de óbitos, não foi possível ajustar o modelo. Já o artigo publicado por Fonseca, Ramacciotti e Eluf Neto (2004) realizou somente uma análise gráfica e não encontram tendência definida em relação às coortes de nascimento para o câncer de colo de útero, evidenciando queda consistente para o câncer de útero porção não especificada. Assim sendo, a comparação dos resultados desta pesquisa com os citados estudos foi prejudicada.

No tocante à metodologia de análise utilizada, deve-se levar em consideração que o método de Tarone e Chu (2000), embora possibilite uma análise exploratória, não permite a quantificação da influência dos efeitos de coorte e de período sobre as taxas de mortalidade observadas, o que poderia ser obtido através do ajuste de modelos de regressão idade-período-coorte.

7 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Encontrou-se no período analisado redução significativa da mortalidade por câncer de colo de útero e útero porção não especificada, entretanto a mortalidade no final do período ainda é elevada (5,7 óbitos/100.000 mulheres em 2005), quando comparada a maioria dos estudos considerados na revisão bibliográfica.

No Brasil, o programa de rastreamento foi lançado em 1997 – Programa Viva Mulher, preconizando a oferta do rastreamento a todas as mulheres que buscam este tipo de exame, com prioridade para a faixa de 25 a 59 anos. Comparado a outros países, nosso programa ainda é recente e não prevê a convocação/mobilização da população alvo para a realização do exame.

Algumas hipóteses foram levantadas para explicar a queda da mortalidade por câncer de colo de útero encontrada, tais como: o impacto da inserção do programa de rastreamento; a redução da incidência da doença; as melhorias sócio-econômicas; as modificações do comportamento sexual; e um possível efeito da introdução da quimioterapia no tratamento do câncer de colo de útero.

Para a identificação de um possível efeito idade-período-coorte, foi utilizado o método não paramétrico de Tarone e Chu (2000). Observou-se redução menor que a esperada para as coortes de 1901-1908 e de 1921-1928, e redução maior que a esperada para as coortes de 1913-1920, de 1929-1932, de 1937-1946, de 1949-1956, de 1963-1970 e de 1969-1976. Encontrou-se, ainda, redução maior que a esperada para o período de 2000-2001. Hipóteses relacionadas ao contexto político e social foram levantadas com o propósito de tentar explicar os achados. A metodologia adotada serviu como indicadora de coortes onde a mortalidade mais se diferenciou no período estudado.

Sugere-se, conforme conclusão de Robertson e outros (1999), a realização do ajuste de um modelo idade-período-coorte, segundo a metodologia de Clayton e Schiffers, Holford ou Tarone e Chu (modelo paramétrico), para que os resultados possam ser confrontados. De acordo com o autor, embora as curvaturas estimadas por estes métodos não sejam tão fáceis de interpretar, quanto o risco relativo obtido em outros modelos de período e coorte, estes deveriam ser os modelos utilizados por estatísticos e epidemiologistas (ROBERTSON et al., 1999).

Finalmente seria importante observar que o câncer de colo de útero é uma patologia teoricamente evitável quando descoberta em sua fase incipiente ou inicial. Portanto, políticas públicas que conscientizem a população sobre a adoção de comportamentos mais seguros e a importância de realização periódica do exame preventivo devem ser reforçadas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANTTILA, A. et al. Effect of organized screening on cervical cancer incidence and mortality in Finland, 1963-1995: Recent increased in cervical cancer incidence. **International Journal of Cancer**. v. 83, p. 59-65, 1999.

ARBYN, M; GEYS, H. Trends of cervical cancer mortality in Belgium (1954-1994): Tentative solution for the certification problem of unspecified uterine cancer. **International Journal of Cancer**. v.102, p. 649-654, 2002.

ARROSSI, S; SANKARANARAYANAN, R.; PARKIN, D.M. Incidence and mortality of cervical cancer in Latin America. **Salud Pública de México**. v. 45; p. 306-314, 2003. Suplemento 3.

BOING, A.F.; VARGAS, S.A.L.; BOING, A.C. A carga das neoplasias no Brasil: Mortalidade e morbidade hospitalar entre 2002-2004. **Revista da Associação Médica Brasileira**. Vol. 53(4); p. 317-322, 2007.

BODSTEIN, R.C.A. (Org.) et al. **História e Saúde Pública: A política de Controle do Câncer no Brasil**. Rio de Janeiro: PEC/ENSP, 1987.

BOSETTI, C. et al. Cancer mortality in the European Union, 1970-2003, with a joinpoint analysis. **Annals of Oncology**. v. 19, p. 631-640, 2008.

BRASIL. Senado Federal. **Decreto n. 19.941 de 30 de abril de 1931**. Dispõe sobre a instrução religiosa nos cursos primário, secundário e normal. Rio de Janeiro, 30 de abril de 1931. Disponível em: <<http://www6.senado.gov.br/legislacao/ListaPublicacoes.action?id=41530>>. Acesso em 12 fev. 2008.

BRASIL. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil**, 1988. Brasília: Senado Federal, 1988. 292p.

———. Ministério da Saúde. **Portaria n. 3.041, de 21 de junho de 1998**. Dispõe sobre a instituição do Comitê Executivo do Programa Nacional de Combate ao Câncer de Colo Uterino. Disponível em: <<http://dtr2001.saude.gov.br/sas/portarias/port98/GM/GM-3041.htm>> Acesso em: 10 out. 2008.

———. Ministério da Saúde, DATASUS. Informações em Saúde. **Arquivos**. Disponível em: <<http://www.datasus.gov.br>>. Acesso em: 12 fev. 2008a.

———. Instituto Nacional do Câncer. **Câncer no Brasil: Dados do Registro de Base Populacional**. Disponível em: <<http://www.inca.gov.br>>. Acesso em: 12 jun. 2008b.

CANFELL, K.; SITAS, F.; BERAL, V. Cervical cancer in Australia and the United Kingdom: comparison of screening policy and uptake, and cancer incidence and mortality. **Medical Journal of Australia**. v.185, n. 9, p. 482-486, 2006.

CASTILLO M., B. et al. Impacto de la atención de salud en la reducción de la mortalidad por cáncer del cuello uterino en los servicios de salud. **Revista Chilena de Obstetricia y Ginecología**. v. 58, n. 3, p. 231-238, 1993.

CENTERS FOR DISEASE CONTROL AND PREVENTION. United States Department of Health and Human Services. **Epi Info**, version 3.3.2, fev. 2005.

CLAYTON, D.; SCHIFFLERS, E. Models for temporal variation in cancer rates I: Age-period-cohort models. **Statistics in Medicine**. v. 6, p. 468-481, 1987.

COMBER, H.; GAVIN, A. Recent trends in cervical cancer mortality in Britain and Ireland: the case for population-based cervical screening. **British Journal of Cancer**. v. 91, p. 1902-1904, 2004.

COSTA, C.R.P.; FERNANDES, P.A. Campanha Nacional de Combate ao Câncer do Colo Uterino: a contribuição do laboratório de anatomia patológica da Santa Casa de Misericórdia de Passos (MG). **Revista Brasileira de Cancerologia**. v. 49, n. 1, p. 33-37, 2003.

CRUM, C.P. Aparelho Genital Feminino. In: KUMAR, V.; ABBAS, A.K.; FAUSTO, N. (ed.). **Patologia – Bases Patológicas das Doenças**. Rio de Janeiro: Elsevier, 7 ed., p. 1105-1167, 2005.

CVJETANOVIC, B. Health effects and impact of water supply and sanitation. **World Health Statistics Quarterly**. v. 39, p. 105-117, 1986.

DATTA, N.R.; AGRAWAL, S. Does the evidence support the use of concurrent chemoradiotherapy as a standard in the management of locally advanced cancer of the cervix, especially in developing countries? **Clinical Oncology** (Royal College of Radiologists), v.18, n. 4, p. 306-312, maio 2006.

DECARLI, A.; LA VECCHIA, C. Age, period and cohort models: A review of knowledge and implementation in GLIM. **Revue de Statistique Appliquée**. v.20, p. 397-410, 1987.

DEROSSI, S.A. et al. Evolução da mortalidade e anos potenciais de vida perdidos por câncer cérvico-uterino em Salvador (BA), 1979-1997. **Revista Brasileira de Cancerologia**. v. 47, n. 2, p. 163-170, 2001.

DOLL, R.; COOK, P. Summarizing indices for comparison of cancer incidence data. **International Journal of Cancer**. v.2, n. 3, p. 269-79, 1967.

DONOSO S., E.; CUELLO F., M.; DEL VILLARROEL, P. L. Reducción de la mortalidad por cáncer cérvico uterino en Chile, 1990-2003. **Revista Chilena de Obstetricia y Ginecología**. v. 71, n. 5, p. 307-312, 2006.

DORN, H.F.; CUTLER, S.J. Morbidity from cancer in the United States. Public Health Monogr. Washington DC: US Govt Print Off, n. 56, 1959.

DOWNS, L.S. et al. The disparity of cervical cancer in diverse populations. **Gynecologic Oncology**. v. 109, p. S22-S30, 2008.

FAUSTO, B. O Estado Getulista (1930-1945). In: ———. **História do Brasil**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, p. 329-394, 2008.

FONSECA, L.A.M.; RAMACCIOTTI, A.S.; ELUF NETO, J. Tendência de mortalidade por câncer do útero no Município de São Paulo entre 1980 e 1999. **Cadernos de Saúde Pública**. v. 20, n. 1, p. 136-142, 2004.

GIVISIEZ, G.H.N. Introdução a métodos de estimativas e interpolações populacionais. In: RIOS-NETO, E. L. G. (ed.); RIANI, J. L. R. (org.). **Introdução à demografia da educação**. Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais - ABEP, 2004. Disponível em: <<http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/outraspub/demoedu/parte1cap2p45a70.pdf>>. Acesso em: 16 abr. 2008.

GUTIÉRREZ-TRUJILLO, G. et al. Análisis del descenso de la mortalidad por cancer cervicouterino en el IMSS, 1991-2005. **Revista Médica del Instituto Mexicano del Seguro Social**. v. 44, p. 129-134, 2006. Suplemento 1.

HALL, H.I.; JAMISON, P.M.; COUGHLIN, S.S. Breast and cervical cancer mortality in the Mississippi Delta, 1979-1998. **Southern Medical Journal**. v. 97, n.3, p. 264-272, 2004.

HALLAL, A.L.C.; GOTLIEB, S.L.D.; LATORRE, M.R.D.O. Evolução da mortalidade por neoplasias no Rio Grande do Sul, 1979-1995. **Revista Brasileira de Epidemiologia**. v. 4, n. 3, p.168-177, 2001.

HELLER, L.. Relação entre saúde e saneamento na perspectiva do desenvolvimento. **Ciência e Saúde Coletiva**. v. 3, n. 2, p. 73-94, 1998.

HOLFORD, T.R. The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. **Biometrics**. v. 39, p. 311-324, 1983.

HOLFORD, T.R. Understanding the effects of age, period and cohort on incidence and mortality rates. **Annual Review of Public Health**. v.12, p. 425-457, 1991.

HOLFORD, T.R.; ZHANG, Z.; MCKAY, L.A. Estimating age, period and cohort effects using the multistage model for cancer. **Statistics in Medicine**. v. 13, p. 23-41, 1994.

HOMMEL, G.; KRUMMENAUER, F. Improvements and modifications of Tarone's multiple test procedure for discrete data. **Biometrics**. v. 54, n. 2, p. 673-681, 1998.

INTERNATIONAL AGENCY OF RESEARCH ON CANCER. GLOBOCAN 2002: Cancer Incidence, Mortality and Prevalence Worldwide, IARC CancerBase No. 5. version 2.0, IARC Press, Lyon, 2004. Disponível em: < <http://www-dep.iarc.fr> >. Acesso em 20 de novembro de 2008.

KALAKUN, L.; BOZZETTI, M.C. Evolution of uterine cervical cancer mortality from 1979 to 1998 in the State of Rio Grande do Sul, Brazil. **Cadernos de Saúde Pública**. v. 21, n. 1, p. 299-309, 2005.

LAGO, T. D.G. **Políticas nacionais de rastreamento do câncer de colo de útero no Brasil** : análise do período 1998 a 2002. 2004. 137 fl. Tese (Doutorado em Demografia) –Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP. Campinas.

LEMAN, R.F.; ESPEY, D.; COBB, N. Invasive cervical cancer among American Indian women in the Northern Plańís, 1994-1998: Incident, mortality, and missed opportunities. **Public Health Reports**. v.120, p. 283-287, 2005.

LEUNG, G.M. et al. Age-period-cohort analysis of cervical cancer incidence in Hong Kong from 1972 to 2001 using maximum likelihood and Bayesian methods. **Journal of Epidemiology Community Health**. v. 60, n. 8, p. 712-720, 2006.

LEVI, F. et al. Cervical cancer mortality in young women in Europe: patterns and trends. **European Journal of Cancer**. v. 32, p. 2266-2271, 2000.

LI, H. et al. The decline in the mortality rates of cervical cancer and a plausible explanation in Shandong, China. **International Journal of Epidemiology**. v. 29, p. 398-404, 2000.

LIMA, R.M.; ARAÚJO, H.D.S.; BEZERRA, G.M.S. Mortalidade por câncer no Estado da Paraíba – Brasil (1980-1989). **Revista Brasileira de Ciências da Saúde**. v. 1, n. 1-3, p. 9-16, 1997.

LIU, S.; SEMENCIW, R.; PROBERT, A.; MAO;Y. Cervical cancer in Canada: Changing patterns in incidence and mortality. **International Journal of Gynecological Cancer**. v. 11, p. 24-31, 2001.

LLORCA, J; PRIETO, M.D.; DELGADO-RODRIGUEZ, M.. Increase in cervical cancer mortality in Spain, 1951-1991. **Journal of Epidemiology Community Health**. v. 53, p. 408-411, 1999.

LLORCA, J. et all. Cervical cancer mortality is increasing in Spanish women younger than 50. **Cancer Letters**. v. 204, p. 36-40, 2006.

MACMAHON, B. Birth-cohort analysis: a technique comes of age. **Journal of the National Cancer Institute**. v.84, n. 18, p. 1386-1387, 1992.

MANDÚ, E. N. T.. Trajetória assistencial no âmbito da saúde reprodutiva e sexual – Brasil, Século XX. **Revista Latino-americana de Enfermagem**. v. 10, n. 3, p. 358-371, 2002.

MARTINS, L.F.L.; THULER, L.C.S.; VALENTE, J.G. Cobertura do exame de Papanicolaou no Brasil e seus fatores determinantes: uma revisão sistemática da literatura. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetria**. v.27, n. 8, p. 485-492, 2005.

MENDONÇA, S.R.. As bases do desenvolvimento capitalista dependente: da industrialização restringida à internacionalização. In: LINHARES, M.I. (Ed.). **História Geral do Brasil**. Rio de Janeiro: Editora Elsevier, 2000.

MERCADANTE, O.A. (org.), et all. Evolução das políticas e do sistema de saúde no Brasil. In: FINKELMAN, J. (ed.). **Caminhos da saúde pública no Brasil**. Rio de Janeiro: Fiocruz, 2002.

MICROSOFT CORPORATION. **Microsoft Office Excel**. 2003

MINAS GERAIS. Governo do Estado de Minas Gerais. Minas em Números. Disponível em:

<<https://www.mg.gov.br/portalmg/do/minas?op=estruturaConteudo&coConteudo=54848&coSeqEstrutura=389&coEstruturaPai=12>>. Acesso em: 22 de fevereiro de 2009.

MONK, B. J.; TEWARI, K.S.; KOH, W-J. Multimodality therapy for locally advanced cervical carcinoma: state of the art and future directions. **Journal of Clinical Oncology**. v. 25, n. 20, p. 2952-2965, 2007.

NG, E. et all. Cervical cancer mortality by neighborhood income in urban Canada from 1971 to 1996. **Canadian Medical Association Journal**. v. 170, n. 10, p. 1545-1549, 2004.

OHNO, Y. et all. Metastases in Mediastinal and Hilar Lymph Nodes in Patients with Non-Small Cell Lung Cancer: Quantitative and Qualitative Assessment with STIR Turbo Spin-Echo MR Imaging. **Radiology**. v. 231, n. 3, p. 872-879, 2004.

OSMOND, C.; GARDNER, M.J.. Age, period and cohort models applied to cancer mortality. **Statistics in Medicine**. v. 1, p. 245-259, 1982.

PAGANO, M.; GAUVREAU, K. Métodos não-paramétricos . In: **Bioestatística**. ed. Thomson Learning Ltda., 2004a.

PAGANO, M e GAUVREAU, K. Regressão linear simples. In: **Bioestatística**. ed. Thomson Learning Ltda., 2004b.

PINTO, A.C.S. et al. Compreensão da pandemia da AIDS nos últimos 25 anos. **DST – Jornal Brasileiro de Doenças Sexualmente Transmissíveis**. v.19, n.1, p. 45-50, 2007.

PINTO, F.G.; CURI, P.R. Mortalidade por neoplasias no Brasil (1980/1983/1985): agrupamentos dos Estados, comportamento e tendências. **Revista de Saúde Pública**. v. 25, n. 4, p. 276-281, 1991.

PORTERFIELD, D. S.; DUTTON, G.; GIZLICE, Z. Cervical cancer in North Carolina. **North Carolina Medical Journal**. v. 64, n. 1, p.11-17, 2003.

PRADO, M.C.O. **Câncer feminino**: Evolução da mortalidade por câncer de mama e do colo do útero em distritos do Município de São Paulo, 1985-1999. 2002. 136fl. Tese (Doutorado em Epidemiologia) – Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo – USP, São Paulo.

REMONTET, L. et al. Cancer incidence and mortality in France over the period 1978-2000. **Revue d'épidemiologie et de sante publique**. v. 51, p. 3-30, 2003.

RIBEIRO, K.C.B.. Epidemiologia do câncer do colo do útero – Fatores demográficos e fatores de risco. In: COELHO, F.R.G. et al. (orgs.). **Câncer do Colo do Útero**. 1 ed. São Paulo: Tecmedd, p. 18-25, 2008.

ROBERTSON, C; BOYLE, P. Age-period-cohort analysis of chronic disease rates I: Modelling approach. **Statistics in Medicine**. v. 17, p. 1305-1323, 1998a.

———. Age-period-cohort analysis of chronic disease rates II: Graphical approaches. **Statistics in Medicine**. v. 17, p. 1325-1339, 1998b.

ROBERTSON, C.; GANDINI, S.; BOYLE, P. Age-period-cohort models: a comparative study of available methodologies. **Journal of Clinical Epidemiology**. v. 52, n . 6, p. 569-583, 1999.

RYDSTRÖM, C.; TÖRNBERG, S. Cervical cancer incidence and mortality in the best and worst of worlds. **Scandinavian Journal of Public Health**, v.34, p.295-303, 2006.

SCHIFFMAN, M. H.; HILDESHEIM, A. **Cervical Cancer**. In: SCHOTTENFELD D.; FRAUMENI JR J.F. (EE.) **Cancer Epidemiology and Prevention**. 2 ed. New York: Oxford University Press, p.1090-1116, 1996.

SEEFF, L.C.; MCKENNA, M.T. Cervical mortality among foreign-born women living in the United States, 1985 to 1996. **Cancer Detection and Prevention**. v. 27, p. 203-208, 2003.

SHIN, H-R. et all. Trends in cervical cancer mortality in Korea 1993-2002: Corrected mortality using national death certification data and national cancer incidence data. **International Journal of Cancer**. v. 122, p. 393-397, 2008.

SHRYOCK, H.S.; SIEGEL, S.J.. The methods and material of Demography. Washington: U.S. Government Printing Office, 1980.

SIGURDSSON, K; SIGVALDASON, H. Effectiveness of cervical screening in Iceland, 1964-2002: a study on trends in incidence and mortality and the effect of risk factors. **Acta Obstetricia et Gynecologica**. v. 85, p.343-349, 2006.

SILVA, F.C.T. Brasil, em direção ao século XXI. In: LINHARES, M.I. (Ed.). **História Geral do Brasil**. Editora Elsevier, 2000.

SILVA, I.M.R. et al. Avaliação dos programas brasileiros para controle do câncer genital feminino. **Revista de Administração em Saúde**. v. 6, n. 24, p. 97-102, 2004.

SOUZA, E.; BALDWIN, J.R.; ROSA, F.H. A construção social dos papéis sexuais femininos. **Psicologia: Reflexão e Crítica**. v.13, n. 3, p. 485-496, 2000.

SOUZA, R.S.P. **Tendência temporal da mortalidade por melanoma cutâneo no Estado de São Paulo, 1979-1998**. 2001. 211fl.Tese (Doutorado em Saúde Ambiental.) – Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo – USP, São Paulo

STATISTICAL PACKAGE FOR SOCIAL SCIENCES – SPSS® 8.0. Inc. Chicago, Estados Unidos da América, 1997.

STEVENS, R.G.; MOOLGAVKAR, S.R.; LEE, J.A.H. Temporal trends in breast cancer. **American Journal of Epidemiology**. v. 115, p. 759-777, 1982.

SUAREZ-VARELA, M.M.; JIMÉNEZ-LÓPEZ, M.C.; LLÓPIS-GONZÁLES, A. Socioeconomic factors and cervical cancer mortality in Spain during the period 1989-1997. **Archives of gynecology and obstetrics**. v. 269, p. 99-103, 2004.

SWERDLOW, A.J. et al. Trends in cancer incidence and mortality in Scotland: description and possible explanations. **British Journal of Cancer**. v. 77, p. 1-54, 1998. Suplemento 3.

TANGO, T.; KURASHINA, S.. Age, period and cohort analysis of trends in mortality from major disease in japan, 1955 to 1979; peculiarity of the cohort born in the early Showa Era. **Statistics in Medicine**. v. 6, p. 709-726, 1987.

TARONE, R.E.; CHU, K.C.. Evaluation of birth cohort patterns in population disease rates. **American Journal of Epidemiology**. v. 143, p. 85-91, 1996.

TARONE, R.E.; CHU, K.C.. Implications of birth cohort patterns in interpreting trends in breast cancer rates. **Journal of the National Cancer Institute**. v. 84, n. 18, p. 1402-1410, 1992.

———. Nonparametric evaluation of birth cohort trends in disease rates. **Journal of Epidemiology and Biostatistics**. v. 5, n. 3; p. 177-191, 2000a.

———. Age-period-cohort analyses of breast-, ovarian-, endometrial- and cervical-cancer mortality rates for Caucasian women in the USA. **Journal of Epidemiology and Biostatistics**. v. 5, n. 4, p. 221-231, 2000b.

UCHIMURA, N.S. et all. Evolução da mortalidade por cancer de cérvix uterina da população feminina de Maringá no período de 1991 a 1996. **Arquivos de Ciências da Saúde da UNIPAR**. v. 8, n. 1, p. 63-66, 2004.

VERMELHO, L.L.; LEAL, A.J.C.; KALE, P.L. Indicadores de Saúde. In: MEDRONHO R. A. et al. (EE). **Epidemiologia**. [S.l.]: Editora Atheneu, 2003.

VYSLOUZILOVA, S.; ARBYN, M.; VAN OYEN, H.; DRIESKENS, S.; QUATAERT, P.. Cervical cancer mortality in Belgium, 1955-1989. A descriptive study. **European Journal of Cancer**. v 33, p. 1841-1845, 1997.

WANG, P.D.; LIN, R.S.. Age-period-cohort analysis of cervical cancer mortality in Taiwan, 1974-1992. **Acta Obstetricia et Gynecologia Scandinavica**. v. 76, p. 697-702, 1997.

WORLD HEALTH ORGANIZATION – WHO. Geneva. **Comprehensive Cervical Cancer Control: A guide to essential practice**. WHO Library Cataloguing-in-Publication Data, 2006. Disponível em:
<<http://www.who.int/bookorders/anglais/detart1.jsp>>. Acesso em: 15 set. 2008.

WÜNSCH FILHO, V.; MONCAU, J.E. Mortalidade por câncer no Brasil 1980-1995: padrões regionais e tendências temporais. **Revista da Associação Médica Brasileira**. v.48, n. 3, p. 250-257, 2002.

ZHENG, T.Z. et al. The continuing increase in adenocarcinoma of the uterine cervix: A birth cohort phenomenon. **International Journal of Epidemiology**. v. 25, n. 2, p. 252-258, 1996.

APÊNDICE A – Síntese da 9ª e da 10ª revisões da Classificação Internacional de Doenças

9ª Revisão da Classificação Internacional de Doenças

- 179 – neoplasia maligna do útero porção não especificada
- 180 – neoplasia maligna do colo do útero
 - 180.0 – da endocervix
 - 180.1 – da exocervix
 - 180.8 – outro
 - 180.9 – do colo do útero

10ª Revisão da Classificação Internacional de Doenças

- C55 – neoplasia maligna do útero porção não especificada
- C53 – neoplasia maligna do colo do útero
 - C53.0 – da endocervix
 - C53.1 – da exocervix
 - C53.8 – lesão invasiva do colo do útero
 - C53.9 – colo do útero porção não especificada

ANEXO A – Coeficientes de interpolação baseados na fórmula Sprague

Coeficientes de interpolação baseados na fórmula Sprague

| Interp Subgroup | G1 | G2 | G3 | G4 | G5 |
|--------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| First Fifth of G1 | 0,3616 | -0,2768 | 0,1488 | -0,0336 | 0,0000 |
| Second Fifth of G1 | 0,2640 | -0,0960 | 0,0400 | -0,0080 | 0,0000 |
| Third Fifth of G1 | 0,1840 | 0,0400 | -0,0320 | 0,0080 | 0,0000 |
| Fourth Fifth of G1 | 0,1200 | 0,1360 | -0,0720 | 0,0160 | 0,0000 |
| Last Fifth of G1 | 0,0704 | 0,1968 | -0,0848 | 0,0176 | 0,0000 |
| First Fifth of G2 | 0,0336 | 0,2272 | -0,0752 | 0,0144 | 0,0000 |
| Second Fifth of G2 | 0,0080 | 0,2320 | -0,0480 | 0,0080 | 0,0000 |
| Third Fifth of G2 | -0,0080 | 0,2160 | -0,0080 | 0,0000 | 0,0000 |
| Fourth Fifth of G2 | -0,0160 | 0,1840 | 0,0400 | -0,0080 | 0,0000 |
| Last Fifth of G2 | -0,0176 | 0,1408 | 0,0912 | -0,0144 | 0,0000 |
| First Fifth of G3 | -0,0128 | 0,0848 | 0,1504 | -0,0240 | 0,0016 |
| Second Fifth of G3 | -0,0016 | 0,0144 | 0,2224 | -0,0416 | 0,0064 |
| Third Fifth of G3 | 0,0064 | -0,0336 | 0,2544 | -0,0336 | 0,0064 |
| Fourth Fifth of G3 | 0,0064 | -0,0416 | 0,2224 | 0,0144 | -0,0016 |
| Last Fifth of G3 | 0,0016 | -0,0240 | 0,1504 | 0,0848 | -0,0128 |
| First Fifth of G4 | 0,0000 | -0,0144 | 0,0912 | 0,1408 | -0,0176 |
| Second Fifth of G4 | 0,0000 | -0,0080 | 0,0400 | 0,1840 | -0,0160 |
| Third Fifth of G4 | 0,0000 | 0,0000 | -0,0080 | 0,2160 | -0,0080 |
| Fourth Fifth of G4 | 0,0000 | 0,0080 | -0,0480 | 0,2320 | 0,0080 |
| Last Fifth of G4 | 0,0000 | 0,0144 | -0,0752 | 0,2272 | 0,0336 |
| First Fifth of G5 | 0,0000 | 0,0176 | -0,0848 | 0,1968 | 0,0704 |
| Second Fifth of G5 | 0,0000 | 0,0160 | -0,0720 | 0,1360 | 0,1200 |
| Third Fifth of G5 | 0,0000 | 0,0080 | -0,0320 | 0,0400 | 0,1840 |
| Fourth Fifth of G5 | 0,0000 | -0,0080 | 0,0400 | -0,0960 | 0,2640 |
| Last Fifth of G5 | 0,0000 | -0,0336 | 0,1488 | -0,2768 | 0,3616 |

Fonte: Givisiez, 2004

Cálculo para população de 30-34 até 55-59 anos utiliza-se o grupo 3, sendo que o primeiro grupo de cada faixa utiliza o primeiro de cinco do G3 (30, 35, 40, 45, 50, 55), o segundo grupo de cada faixa utiliza o segundo de cinco do G3 (31, 36, 41, 46, 51, 56) e assim sucessivamente. Para a faixa de 60 a 64 anos utiliza-se o grupo G4 e para as faixas seguintes utiliza-se o grupo G5. Exemplos:

$P_{30} = P_{20-24} * G_{3g1} + P_{25-29} * G_{3g2} + P_{30-34} * G_{3g3} + P_{35-39} * G_{3g4} + P_{40-44} * G_{3g5}$ (utilizando primeiro grupo de cinco do G3)

$P_{31} = P_{20-24} * G_{3g1} + P_{25-29} * G_{3g2} + P_{30-34} * G_{3g3} + P_{35-39} * G_{3g4} + P_{40-44} * G_{3g5}$ (utilizando segundo grupo de cinco do G3)

$P_{41} = P_{30-34} * G_{3g1} + P_{35-39} * G_{3g2} + P_{40-44} * G_{3g3} + P_{45-49} * G_{3g4} + P_{50-54} * G_{3g5}$ (utilizando primeiro grupo de cinco do G3)

$P_{63} = P_{50-54} * G_{4g2} + P_{55-59} * G_{4g3} + P_{60-64} * G_{4g4} + P_{65-69} * G_{4g5}$ (utilizando terceiro grupo de cinco do G4)

$P_{67} = P_{50-54} * G_{5g2} + P_{55-59} * G_{5g3} + P_{60-64} * G_{5g4} + P_{65-69} * G_{5g5}$ (utilizando terceiro grupo de cinco do G5)