

5. Resultados

Os resultados serão apresentados separadamente para cada um dos quatro casos em estudo, correspondentes à combinação entre dois tipos de cobertura e dois sexos.

5.1. Cobertura por Morte

5.1.1. Sexo Masculino

O modelo final encontrado para a cobertura por morte e sexo masculino é um polinômio de 3º grau na idade, com diferentes níveis os quais irão depender do período de seleção ao qual se referem, sendo I_i uma variável *dummy* para indicar o período de seleção. O terceiro período de seleção possui as partes linear e quadrática diferentes dos demais períodos, o que podemos perceber pela significância dos parâmetros b_3 e c_3 . Esta diferença poderá ser constatada no gráfico 9 a seguir.

$$\hat{q}_{x,m,mor}^i = q_{x,m,mor}^{h-p} * \left[\alpha x_{m,mor} + \beta x_{m,mor}^2 + \gamma x_{m,mor}^3 + (a_1 I_1 + a_2 I_2 + a_3 I_3 + a_4 I_4) + b_3 x_{m,mor} I_3 + c_3 x_{m,mor}^2 I_3 \right]$$

Equação 1

A seguir apresentamos uma tabela contendo os valores dos parâmetros estimados, de seu desvio-padrão e um intervalo de confiança para os mesmos e mais adiante a tabela ANOVA de análise de variância e o gráfico dos resíduos do modelo.

Parâmetros	Estimativa	Desvio-padrão	Intervalo de 95% de confiança	
			Limite Inferior	Limite Superior
a1	1,30963	0,11081	1,0914836	1,5277784
a2	1,24184	0,11236	1,0206304	1,4630474
a3	0,97536	0,13763	0,7044041	1,2463245
a4	1,31184	0,11426	1,0868803	1,5367899
alfa	-0,03496	0,00707	-0,0488774	-0,0210471
beta	0,00085	0,00014	0,0005880	0,0011209
gama	-0,00001	0,00000	-0,0000078	-0,0000047
b3	0,01076	0,00381	0,0032613	0,0182559
c3	-0,00009	0,00004	-0,0001635	-0,0000223

Tabela 1 – Parâmetros estimados para as razões entre as taxas específicas brutas dos dados e as da tábua BR-EMS, referentes à cobertura por morte e sexo masculino.

ANOVA			
Fonte	Soma de quadrados ponderados	df	Médias quadradas ponderadas
Regressão	36996,98	9	4110,78
Resíduos	404,39	315	1,28
Total sem correção	37401,37	324	
Total corrigido	15365,15	323	

$R^2 = 1 - (\text{SQResíduos}/\text{SQTotal corrigido}) = 0,974$

Tabela 2 – Tabela ANOVA referente à cobertura por morte e sexo masculino.

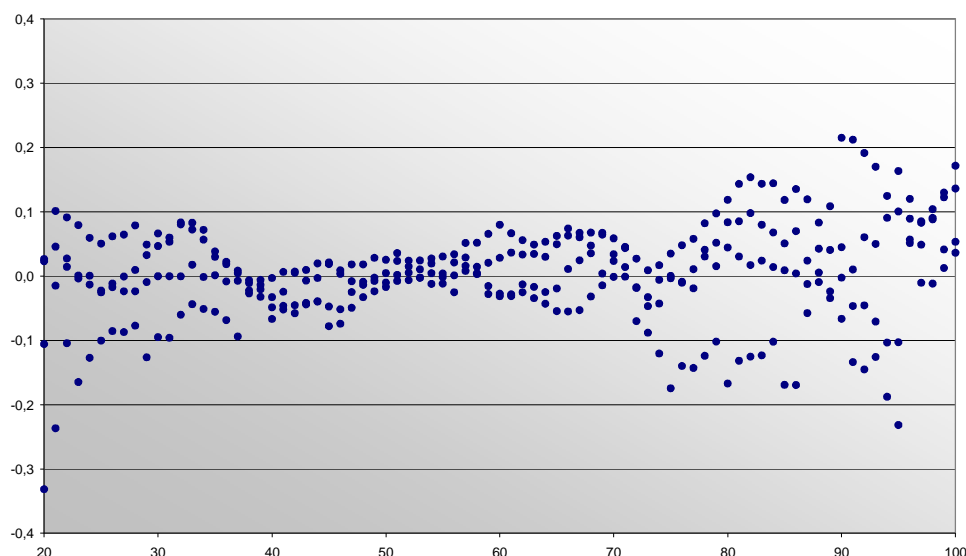


Gráfico 1 – Resíduos do modelo referente à cobertura por morte e sexo masculino.

O gráfico seguinte apresenta as razões entre as taxas específicas brutas dos dados e as da tábua BR-EMS, também referente à cobertura por morte e sexo masculino, bem como a curva ajustada pelo modelo apresentado acima. Conforme já mencionado, o terceiro período de seleção apresenta forma diferente dos demais, os quais são paralelos entre si.

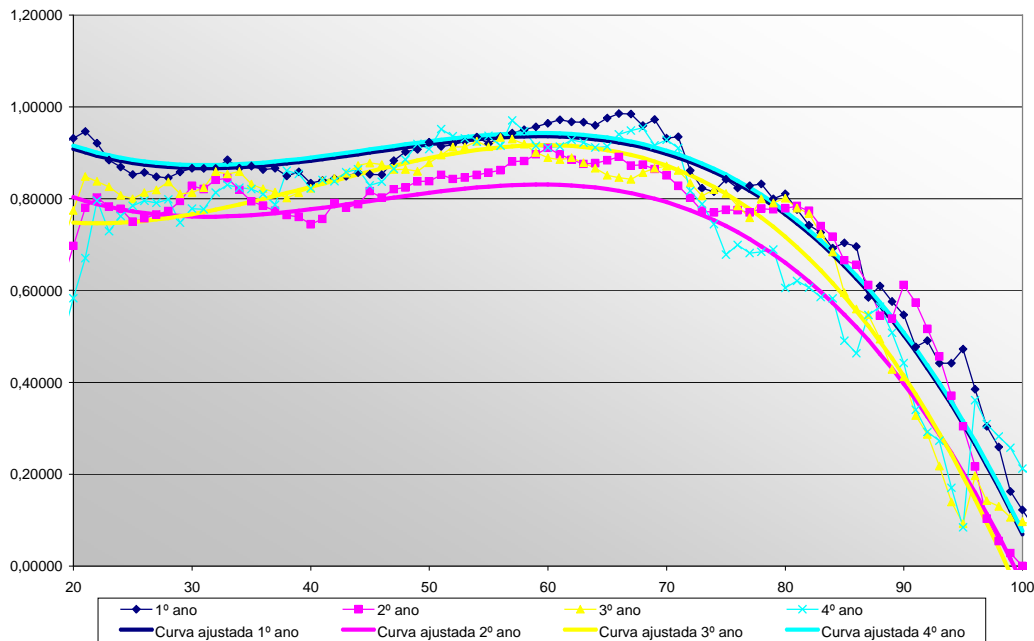


Gráfico 2 - Curva ajustada para as razões referentes à cobertura por morte e sexo masculino

Pela análise do gráfico podemos perceber que, para a cobertura por morte e sexo masculino, o comportamento das taxas de mortalidade, considerando o período de seleção, é conforme o esperado. Isto porque as taxas de mortalidade para este grupo de indivíduos que abandonaram os seus planos é mais baixa do que a do grupo remanescente ($BR-EMS_{mor}$) para o 1º ano, apresentando queda ainda para o 2º ano, iniciando uma tendência de volta aos padrões originais no 3º ano, e se estabelecendo um pouco abaixo de tais níveis no 4º ano.

A teoria econômica prediz que, numa primeira etapa, a mortalidade dos indivíduos que saíram dos seguros de vida seria mais baixa do que a dos que permaneceram, mas que, com o passar do tempo, as taxas deveriam se estabelecer nos níveis observados para o grupo remanescente, o que não ocorre plenamente. Os nossos dados apresentaram um padrão de subida nas taxas de mortalidade a partir do 3º ano, porém acreditamos que o período de 4 anos não foi suficiente para verificarmos a volta completa das taxas ao padrão original.

Além disso, é de extrema importância observar que, independente do período de seleção, todas as razões se encontram abaixo de 1 (um), o que significa que as taxas de mortalidade dos indivíduos masculinos, que possuíam cobertura por morte e saíram dos planos é inferior às taxas do grupo

remanescente (BR-EMS) para todas as idades. Mais uma vez o resultado vai ao encontro do que se esperava, uma vez que a suposição era a de que os indivíduos que deixavam um plano com cobertura por morte voluntariamente estariam fazendo-o por constatar que possuíam uma probabilidade de morte inferior à do restante do grupo e estariam, portanto, pagando uma taxa não apropriada à sua experiência de mortalidade.

A partir da curva ajustada para as razões encontramos os q_x 's suavizados pela utilização da equação 2. De posse dos q_x 's suavizados, pudemos construir a tábua de mortalidade com todas as suas funções e segregada por período de seleção, a qual se encontra no anexo 3.1. Abaixo apresentamos um gráfico contendo os q_x 's suavizados para cada período de seleção, bem como os q_x 's referentes à tábua BR-EMS_{mor}, para o sexo masculino e cobertura por morte, representado pelo símbolo H_P mor M, para indicar o método utilizado na sua construção, Heligman & Pollard.

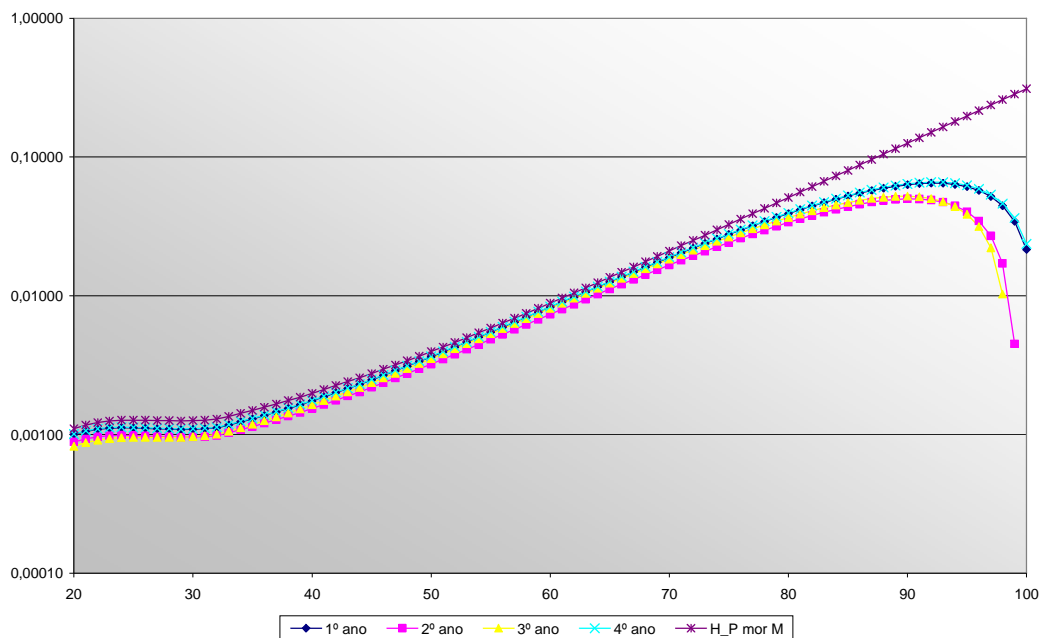


Gráfico 3 – Gráfico q_x 's suavizados referente à cobertura por morte e sexo masculino, na escala logarítmica.

Um ponto que merece comentários diz respeito à acentuada queda nas taxas de mortalidade para as idades superiores a 90 anos. Ocorre que, a partir deste ponto nós possuímos cada vez menos dados, o que faz com que a variância seja muito alta, elevando assim a amplitude do intervalo de confiança.

Assim sendo, apesar de as taxas apresentarem uma forte tendência de queda, o intervalo de confiança contém os valores esperados.

Para comprovar os resultados encontrados, realizamos um teste estatístico a partir das razões das taxas brutas da população que deixou os planos e a taxa ajustada para a população que ficou no plano. Caso o valor esperado das taxas brutas para uma dada idade fosse igual ao valor ajustado para a população remanescente no plano na mesma idade, a probabilidade da razão ser maior do que a unidade (no caso geral) seria $\frac{1}{2}$. A probabilidade da razão ser menor do que a unidade seria também $\frac{1}{2}$. Estritamente, a probabilidade desta razão assumir o valor 1, dependeria de que np fosse um número inteiro, onde n é o número de indivíduos numa certa idade e p a probabilidade de óbito ajustada, e isto não acontece pois p é definido no contínuo $[0,1]$.

Considerando-se então um conjunto de m ($m=61$) idades, no modelo nulo, o número de razões acima (ou abaixo) da unidade satisfariam uma variável Binomial $(61,1/2)$. O ' m ' igual a 61 é devido ao fato de termos considerado as idades entre 20 a 80 anos e o ' p ' = $\frac{1}{2}$, é o que queremos testar como hipótese nula. Como descrito no parágrafo anterior, caso a ocorrência de valores abaixo ou acima da unidade fosse aleatória, seria o mesmo que dizer que há uma probabilidade de $\frac{1}{2}$ de estar acima ou abaixo de 1, portanto este é o motivo de estarmos testando tal valor para ' p '.

Assim sendo, o teste realizado assume a seguinte forma:

$$H_0: p_{\text{favorável}} = \frac{1}{2}$$

$$H_a: p_{\text{favorável}} > \frac{1}{2},$$

sendo que a hipótese nula será rejeitada caso a estatística de teste, que é o valor exato da Binomial observada, encontre-se na região crítica, delimitada pelo quantil da distribuição Binomial $(61,1/2)$.

Analisando a ocorrência do número de casos favoráveis e desfavoráveis observados, bem como o quantil de ordem 5% da distribuição Binomial $(61,1/2)$, encontramos os seguintes valores:

	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano
n	61	61	61	61
X: Número de casos em que $r < 1$ (casos favoráveis)	61	61	61	61
Número de casos em que $r > 1$ (casos desfavoráveis)	0	0	0	0
P-Valor	4,3368E-19	4,3368E-19	4,3368E-19	4,3368E-19
$C_{5\%}$ (quantil de ordem 5% da dist. Bin(61,1/2))	37	37	37	37

Como o $x_{\text{observado}} (61) > C_{5\%} (37)$ rejeitamos a hipótese nula ao nível de 5% de confiança para todos os períodos de seleção. Uma outra forma de análise possível seria por meio do P-valor, que neste caso foi de 4,3368E-19, muito abaixo do nível de significância.

5.1.2. Sexo Feminino

Ainda referente à cobertura por morte, mas agora se tratando da população de sexo feminino, o modelo final encontrado foi também um polinômio de 3º grau, com a diferença que neste caso o termo de 2º grau tem forma diferente para todos os períodos, o que se constata pela significância dos parâmetros c_2 , c_3 e c_4 . Já o termo de 3º grau é o mesmo para todos os períodos, como pode ser observado pela equação abaixo.

$$\hat{q}_{x,f,mor}^i = q_{x,f,mor}^{h-p} * \left[\beta x_{f,mor}^2 + \gamma x_{f,mor}^3 + (a_1 I_1 + a_2 I_2 + a_3 I_3 + a_4 I_4) + (c_2 x_{f,mor}^2 I_2 + c_3 x_{f,mor}^2 I_3 + c_4 x_{f,mor}^2 I_4) \right]$$

Equação 2

A tabela abaixo refere-se aos valores estimados dos parâmetros e aos seus erros-padrões e intervalos de confiança e a seguir encontra-se a tabela ANOVA de análise de variância bem como o gráfico dos resíduos.

Parâmetros	Estimativa	Desvio-padrão	Intervalo de 95% de confiança	
			Limite Inferior	Limite Superior
a1	0,57804	0,04575	0,4880156	0,6680648
a2	0,49871	0,05060	0,3991432	0,5982742
a3	0,57792	0,05831	0,4631828	0,6926642
a4	0,55597	0,05054	0,4565270	0,6554199
beta	0,00027	0,00003	0,0002086	0,0003345
gama	0,00000	0,00000	-0,0000037	-0,0000024
c2	0,00001	0,00001	-0,0000222	0,0000323
c3	-0,00002	0,00002	-0,0000462	0,0000136
c4	-0,00001	0,00001	-0,0000364	0,0000189

Tabela 3- Parâmetros estimados para as razões entre as taxas específicas brutas dos dados e as da tábua BR-EMS, referentes à cobertura por morte e sexo feminino.

ANOVA			
Fonte	Soma de quadrados ponderados	df	Médias quadradas ponderadas
Regressão	9492,44	9	1054,72
Resíduos	430,12	315	1,37
Total sem correção	9922,56	324	
Total corrigido	6101,16	323	

$R^2 = 1 - (SQResíduos/SQTotal corrigido) = 0,930$

Tabela 4 – Tabela ANOVA referente à cobertura por morte e sexo feminino.

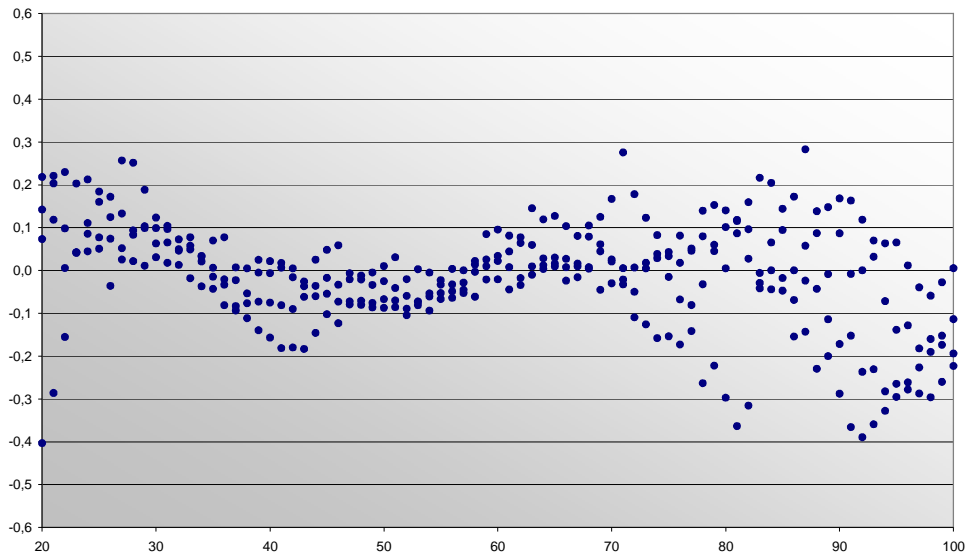


Gráfico 4 - Resíduos do modelo referente à cobertura por morte e sexo feminino.

Abaixo apresentamos o gráfico contendo as razões entre as taxas específicas brutas dos dados e as da tábua $BR-EMS_{mor}$ para o sexo feminino, bem como a curva ajustada pelo modelo apresentado acima.

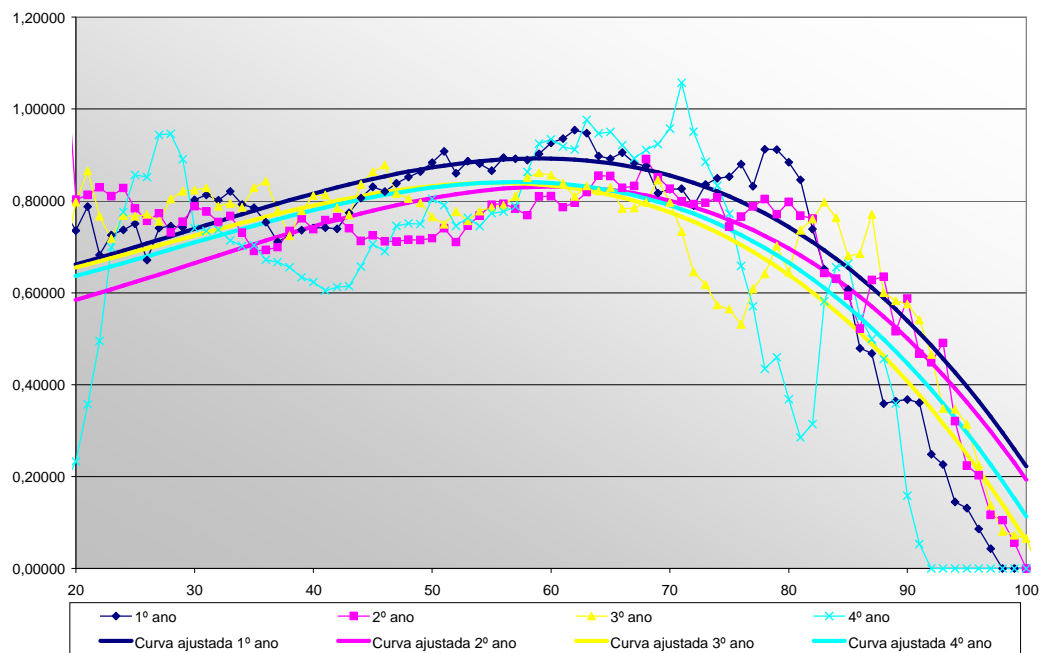


Gráfico 5- Curva ajustada para as razões referentes à cobertura por morte e sexo feminino

O comportamento das taxas de mortalidade para o grupo de indivíduos do sexo feminino que deixaram seus planos com cobertura por morte é semelhante ao da população masculina, com a diferença que, no presente caso, o último período de seleção fica ainda mais abaixo do patamar inicial, quando comparado com o primeiro caso estudado. Mas de qualquer forma observa-se uma tendência a uma queda inicial e a um posterior aumento das taxas de mortalidade, à medida que o período de seleção aumenta. Novamente o período de seleção de 4 anos foi insuficiente para verificarmos a total volta das taxas ao padrão do grupo de indivíduos ativos em seus respectivos planos.

Mais uma vez observa-se que todas as razões ajustadas apresentadas encontram-se abaixo de 1 (um), comprovando, conforme ocorrido no caso masculino, que as mulheres que deixam seus planos por outros motivos, que não o recebimento de um benefício, tendem a possuir uma experiência de mortalidade inferior à do grupo remanescente em tais planos.

A tábua de mortalidade para a cobertura por morte e sexo feminino pode ser visualizada no anexo 3.2, e os q_x 's suavizados desta sub-população estão apresentados no gráfico abaixo, juntamente com os q_x 's referentes à tábua BR – EMS_{mor} para o sexo feminino.

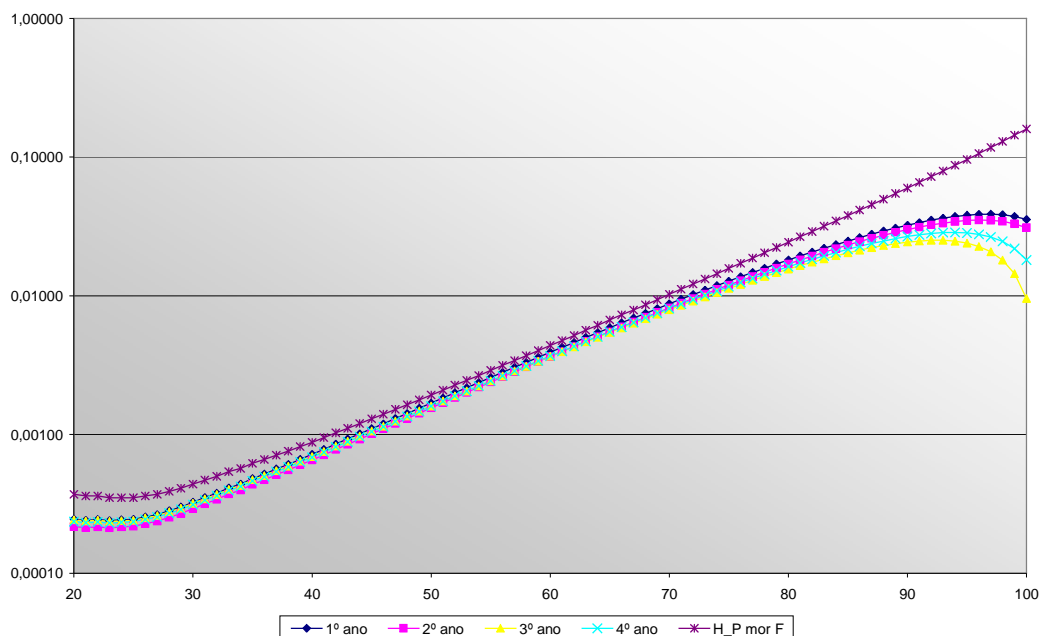


Gráfico 6 - Gráfico q_x 's suavizados referente à cobertura por morte e sexo feminino, na escala logarítmica.

Mais uma vez observa-se o padrão de queda nas taxas de mortalidade a partir dos 90 anos de idade, e a justificativa utilizada para o sexo masculino se aplica também a este caso.

O teste explicado na seção anterior, para o sexo masculino, foi aplicado também neste caso, sendo obtidos os seguintes valores:

	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano
n	61	61	61	61
X: Número de casos em que $r < 1$ (casos favoráveis)	61	61	61	60
Número de casos em que $r > 1$ (casos desfavoráveis)	0	0	0	0
P-Valor	4,3368E-19	4,3368E-19	4,3368E-19	2,6888E-17
$C_{5\%}$ (quantil de ordem 5% da dist. Bin(61,1/2))	37	37	37	37

Como ocorrido no caso masculino, o $x_{\text{observado}} (61) > C_{5\%} (37)$, portanto há evidências para rejeitarmos a hipótese nula ao nível de 5% de confiança para todos os períodos de seleção.

5.2. Cobertura por Sobrevivência

5.2.1. Sexo Masculino

No caso dos indivíduos do sexo masculino que saíram voluntariamente de seus planos com cobertura por sobrevivência, o modelo final encontrado foi mais simples do que o apresentado para os homens que possuíam cobertura por morte. Isto porque não se fez necessária a presença do termo linear e quadrático para diferenciar os períodos de seleção. Desta forma, o modelo final supõe que os polinômios para cada período de seleção são paralelos entre si, diferindo apenas no termo constante. A equação 4 ilustra o modelo definido para as razões entre as taxas específicas brutas dos dados e as da tábua BR-EMS, referente à cobertura por sobrevivência e sexo masculino, e a Tabela 11 apresenta os valores estimados para os parâmetros do modelo.

$$\hat{q}_{x,m,sob}^i = q_{x,m,sob}^{h-p} * \left[\alpha x_{m,sob} + \beta x_{m,sob}^2 + \gamma x_{m,sob}^3 + (a_1 I_1 + a_2 I_2 + a_3 I_3 + a_4 I_4) \right]$$

Equação 3

Parâmetros	Estimativa	Desvio-padrão	Intervalo de 95% de confiança	
			Limite Inferior	Limite Superior
a1	1,2288972	0,21478146	0,806267194	1,651527296
a2	1,1660244	0,208122023	0,756498264	1,575550537
a3	1,1888773	0,214776894	0,766256225	1,611498358
a4	1,2522046	0,218265076	0,822719783	1,681689456
alfa	-0,0177984	0,014289669	-0,045916493	-0,010319679
beta	0,0006218	0,000286631	5,7798E-05	0,001185817
gama	-0,0000054	1,75999E-06	-8,83524E-06	-1,9089E-06

Tabela 5 - Parâmetros estimados para as razões entre as taxas específicas brutas dos dados e as da tábua BR-EMS, referentes à cobertura por sobrevivência e sexo masculino.

A seguir apresentamos a tabela ANOVA de análise de variância para este sub-grupo e mais adiante o gráfico dos resíduos.

ANOVA			
Fonte	Soma de quadrados ponderados	df	Médias quadradas ponderadas
Regressão	10455,34	7	1493,62
Resíduos	414,18	309	1,34
Total sem correção	10869,52	316	
Total corrigido	4359,65	315	

$R^2 = 1 - (SQ_{\text{Resíduos}}/SQ_{\text{Total corrigido}}) = 0,905$

Tabela 6 – Tabela ANOVA referente à cobertura por sobrevivência e sexo masculino

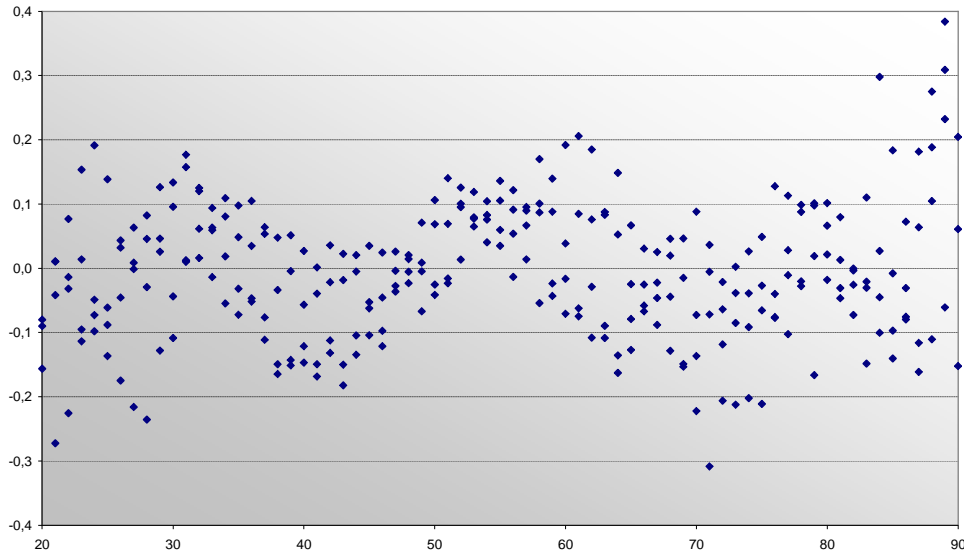


Gráfico 7 – Resíduos do modelo referente à cobertura por sobrevivência e sexo masculino

Pelo gráfico 16 abaixo podemos perceber que, mais uma vez, os resultados encontrados comprovam o que se esperava. Isto porque até os 80 anos de idade, todas as razões se encontram acima de 1 (um), o que indica que os indivíduos do sexo masculino que possuíam cobertura por sobrevivência e abandonaram os seus planos por “Outros Motivos” possuem uma taxa de mortalidade superior à da média do grupo do qual faziam parte. Em uma situação como esta, eles estariam pagando um valor superior ao atuarialmente justo para indivíduos com a sua experiência de mortalidade, uma vez que planos com cobertura por sobrevivência são tão mais caros quanto menor a probabilidade de morte do indivíduo. A hipótese é a de que estes indivíduos tenham consciência de tal fato, seja por possuírem alguma informação sobre a sua probabilidade de morte, seja por terem sido acometidos por alguma doença emergente, e então, por isso, abandonam seus planos voluntariamente.

A partir dos 80 anos de idade, esperava-se que os resultados fossem os mesmos, ou seja, que as razões entre as taxas específicas brutas dos dados e as taxas fornecidas pela tábua BR – EMS_{sob} se mantivessem acima, ou pelo menos próximas à unidade, porém o observado foram razões cada vez menores do que 1 (um). O mesmo pode ter ocorrido pelo fato de que, em tais idades, a exposição é extremamente baixa, o que faz com que o erro se eleve e, conseqüentemente, a amplitude do intervalo de confiança para as razões estimadas aumente à medida que a idade aumente. Assim sendo, apesar de as

razões estimadas para as idades superiores a 80 anos apresentarem uma tendência de queda, o intervalo de confiança para tais razões contém valores acima da unidade.

Analisando as razões modeladas em relação ao tempo decorrido após o participante ter deixado o plano – período de seleção da tábua, podemos notar um comportamento um pouco diferente do padrão. No momento em que o indivíduo deixa seu plano com cobertura por sobrevivência, acreditamos que o mesmo possua uma taxa de mortalidade mais alta do que a do grupo remanescente, o que fica comprovado pela curva ajustada para o 1º ano de seleção. Ocorre que o esperado é que esta taxa mais alta vá se aproximando da taxa do grupo com o passar dos anos, o que não ocorre para esta sub-população. A curva referente ao 4º ano de seleção está ainda mais afastada da unidade, o que indica que a taxa de mortalidade neste ano foi muito superior à taxa da tábua de referência.

O que justifica o comportamento acima é que, à medida que avançamos nos períodos de seleção, possuímos cada vez menos dados, o que faz com que o erro-padrão e a amplitude do intervalo de confiança aumentem, e os intervalos entre um período e outro se sobreponham, tornando a diferença entre os períodos insignificante. Assim sendo, por causa do tamanho da população, não conseguimos provar o resultado esperado, mas, apesar disso, os dados são consistentes com a hipótese levantada.

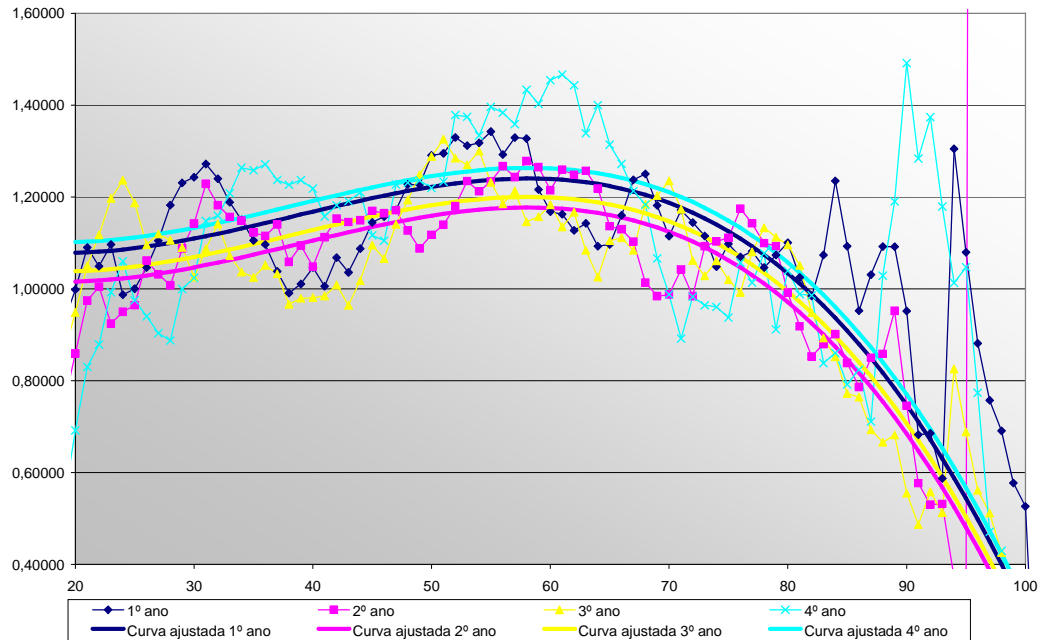


Gráfico 8 - Curva ajustada para as razões referentes à cobertura por sobrevivência e sexo masculino

A tábua de mortalidade para a cobertura por sobrevivência e sexo masculino pode ser visualizada no anexo 3.3. Abaixo apresentamos um gráfico com os q_x 's estimados pela curva ajustada para cada período referente ao sexo masculino e cobertura por sobrevivência bem como os q_x 's referentes ao ajuste do Heligman & Pollard ($H_P_SOB\ M$) utilizado para a construção da tábua BR – EMS_{sob} .

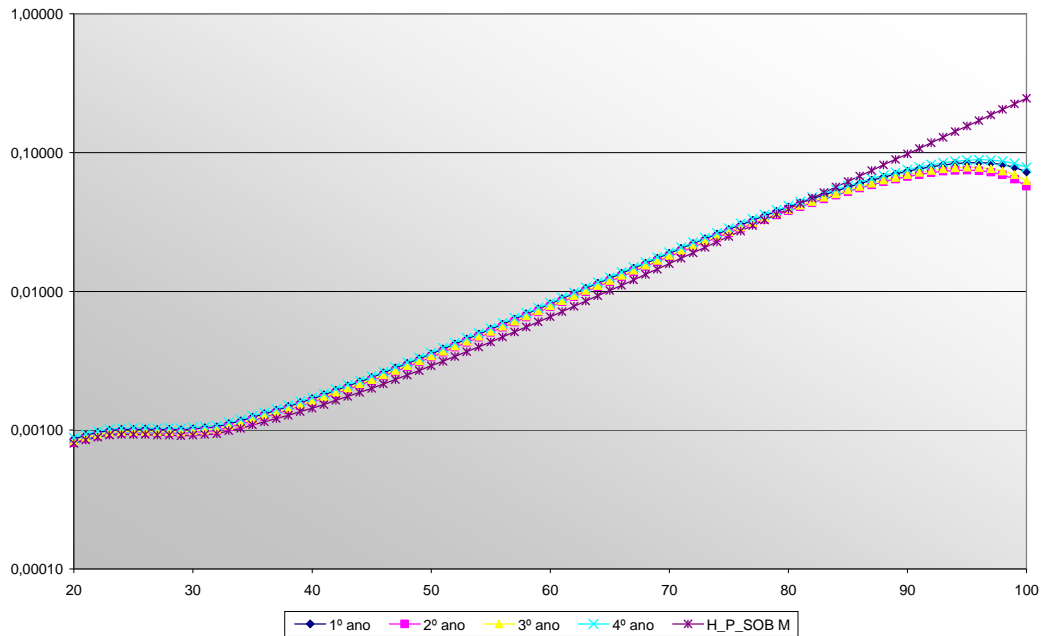


Gráfico 9 - Gráfico q_x 's suavizados referente à cobertura por sobrevivência e sexo masculino, na escala logarítmica.

O teste realizado para a cobertura por sobrevivência é muito parecido ao utilizado para a cobertura por morte, com a diferença que a variável aleatória X , número de casos favoráveis, indica agora o número de casos em que a razão se manteve acima de 1. O teste é o seguinte:

$$H_0: p_{\text{favorável}} = \frac{1}{2}$$

$$H_a: p_{\text{favorável}} > \frac{1}{2},$$

e será rejeitado nas mesmas condições anteriores.

Os resultados encontrados foram:

	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano
n	61	61	61	61
X: Número de casos em que $r > 1$ (casos favoráveis)	58	52	54	45
Número de casos em que $r < 1$ (casos desfavoráveis)	3	9	7	16
P-Valor	8,2052E-16	1,4932E-09	2,6903E-11	3,8326E-06
$C_{5\%}$ (quantil de ordem 5% da dist. Bin(61, 1/2))	37	37	37	37

O valor da Binomial observada foi superior ao quantil de ordem 5% da Binomial (61,1/2) para todos os períodos analisados, indicando evidências quanto à rejeição de H_0 .

5.2.2. Sexo Feminino

O modelo final encontrado para as razões entre as taxas específicas brutas dos dados e as da tábua BR-EMS_{sob}, referente à cobertura por sobrevivência e sexo feminino foi o mesmo encontrado para o sexo masculino e mesma cobertura, ou seja, foram ajustados polinômio de 3º grau, paralelos entre si, para cada período de seleção, diferindo apenas pelo termo constante. O modelo encontrado, bem como os parâmetros estimados, encontram-se na equação 5 e na Tabela 13 abaixo, respectivamente.

$$\hat{q}_{x,f,sob}^i = q_{x,f,sob}^{h-p} * [\alpha x_{f,sob} + \beta x_{f,sob}^2 + \gamma x_{f,sob}^3 + (a_1 I_1 + a_2 I_2 + a_3 I_3 + a_4 I_4)]$$

Equação 4

Parâmetros	Estimativa	Desvio-padrão	Intervalo de 95% de confiança	
			Limite Inferior	Limite Superior
a1	0,957595907	0,425093713	0,121161993	1,794029821
a2	0,963750108	0,426528871	0,124492312	1,803007905
a3	0,96662051	0,426198942	0,128011897	1,805229122
a4	1,149884073	0,428169974	0,307397167	1,992370979
alfa	-0,019059662	0,023920396	-0,066126532	-0,028007209
beta	0,00069437	0,000423635	-0,000139193	0,001527933
gama	-5,87325E-06	2,3577E-06	-1,05124E-05	-1,23414E-06

Tabela 7 - Parâmetros estimados para as razões entre as taxas específicas brutas dos dados e as da tábua BR-EMS, referentes à cobertura por sobrevivência e sexo masculino.

A tabela ANOVA referente a este subgrupo bem como o gráfico dos resíduos do modelo encontram-se a seguir.

ANOVA			
Fonte	Soma de quadrados ponderados	df	Médias quadradas ponderadas
Regressão	4003,85	7	571,98
Resíduos	399,08	317	1,26
Total sem correção	4402,93	324	
Total corrigido	2446,44	323	

$R^2 = 1 - (SQResíduos/SQTotal\ corrigido) = 0,837$

Tabela 8 – Tabela ANOVA referente à cobertura por sobrevivência e sexo feminino.

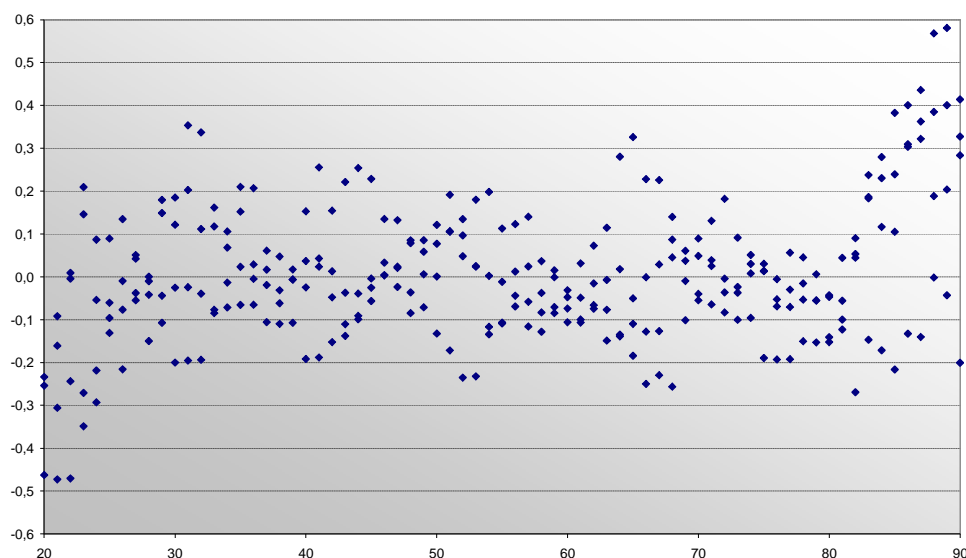


Gráfico 10 – Resíduos do modelo referente à cobertura por sobrevivência e sexo feminino

O Gráfico 19 a seguir ilustra as razões suavizadas encontradas para a população de indivíduos do sexo feminino que possuíam cobertura por sobrevivência. Neste caso as razões não permaneceram em um patamar superior à unidade para todas as idades, como era o esperado. Isto somente ocorreu entre as idades de 50 e 70 anos. Além disso, o comportamento esperado para as curvas ajustadas para cada um dos períodos de seleção não ficou bem definido, estando todas as curvas muito próximas, com exceção da curva referente ao 4º ano.

Este padrão não esperado pode ter ocorrido por tal sub-população ser a que possui menor número de dados para análise, o que faz com que aconteça o mesmo que ocorreu para o caso dos indivíduos de sexo masculino e cobertura

por sobrevivência, ou seja, os erros-padrão sejam tão altos que aumentem a amplitude dos intervalos de confiança de tal forma que os mesmos se sobreponham para todos os períodos, tornando impossível afirmarmos que a diferença entre os períodos seja significativa.

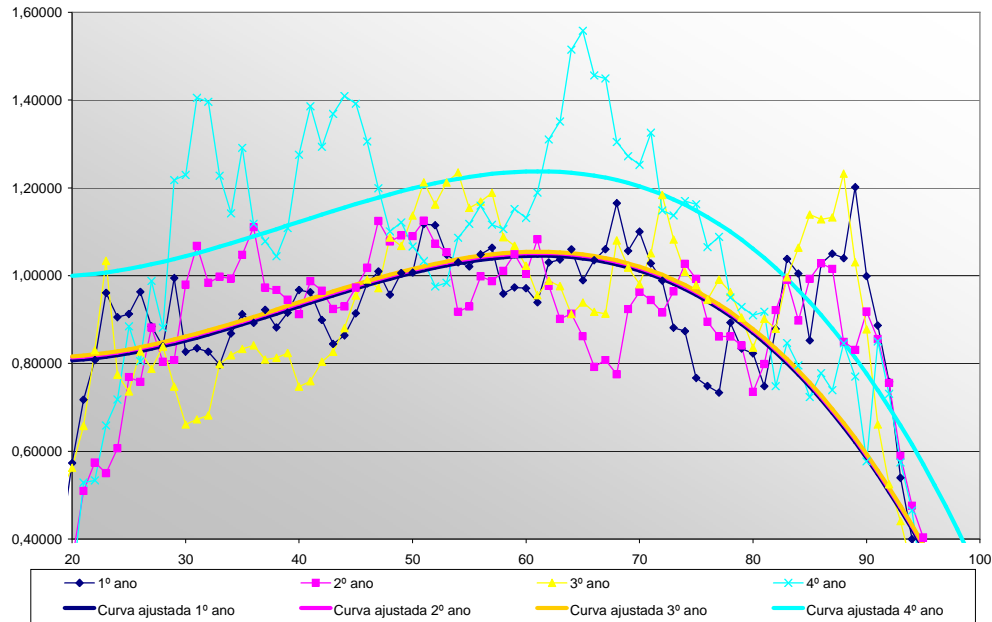


Gráfico 11 - Curva ajustada para as razões referentes à cobertura por sobrevivência e sexo feminino

No anexo 3.4 pode ser visualizada a tábua de mortalidade construída para a população de indivíduos do sexo feminino que deixaram o seu plano com cobertura por sobrevivência. No gráfico 20 encontram-se os q_x 's estimados para cada período referentes à cobertura por sobrevivência e sexo feminino, além dos q_x 's da tábua BR-EMS_{sob} para o sexo feminino, estimados pelo modelo de Heligman & Pollard.

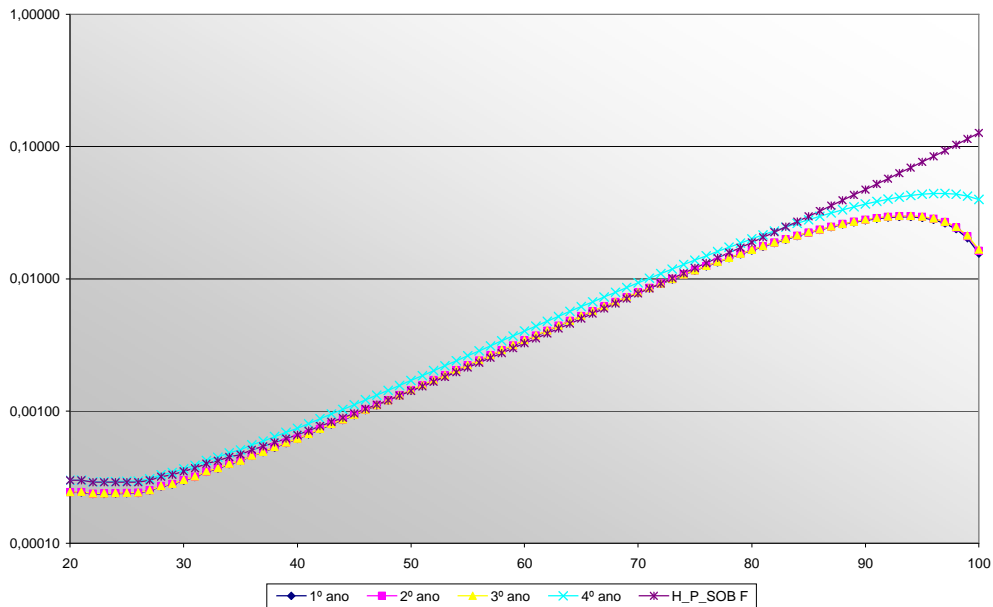


Gráfico 12 - Gráfico q_x 's suavizados referente à cobertura por sobrevivência e sexo masculino, na escala logarítmica.

Os valores utilizados para testar a hipótese de que a variável aleatória X , número de casos favoráveis, segue uma distribuição Binomial $(21, 1/2)$ foram os seguintes:

	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano
n	21	21	21	21
X : Número de casos em que $r > 1$ (casos favoráveis)	16	8	13	19
Número de casos em que $r < 1$ (casos desfavoráveis)	5	13	8	2
P-Valor	3,5987E-03	8,0834E-01	9,4624E-02	1,0490E-05
$C_{5\%}$ (quantil de ordem 5% da dist. Bin(61, 1/2))	14	14	14	14

No caso da cobertura por sobrevivência e sexo feminino foram utilizadas somente as idades entre 50 e 70 anos por este intervalo apresentar menor variabilidade, daí o fato de n ser igual a 61 neste caso. Mesmo tomando esta medida, somente rejeitamos a hipótese nula no 1º e no 4º ano, o que indica que não há evidências de que houve seleção adversa no 2º e no 3º ano.

Conforme já mencionado, tal resultado pode ter sido ocasionado pelo tamanho residuo desta sub-população.