

Estudo da mortalidade com diferentes especificações de fragilidade: uma aplicação ao caso português



Filipe Ribeiro, *Universidade de Évora/MPIDR*

Trifon I. Missov, *MPIDR*

José Gonçalves Dias, *Instituto Universitário de Lisboa (ISCTE-IUL)*

Maria Filomena Mendes, *Universidade de Évora*



MAX-PLANCK-INSTITUT
FÜR DEMOGRAFISCHE
FORSCHUNG



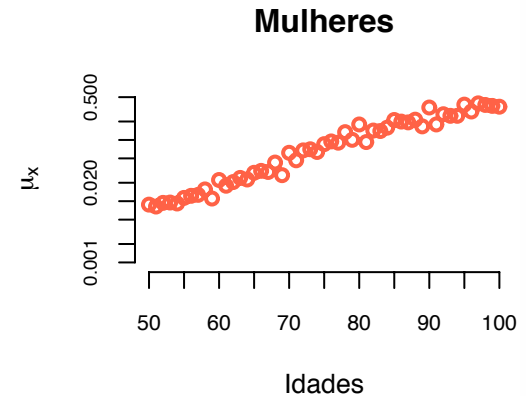
MAX PLANCK INSTITUTE
FOR DEMOGRAPHIC
RESEARCH

Introdução



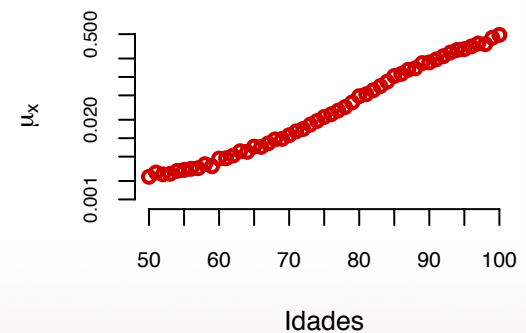
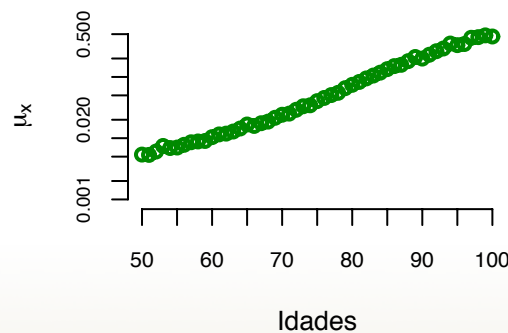
1940

☞ Frequente utilização da força de mortalidade na análise do número de mortes *per capita*;



☞ Desenvolvimento de diversas leis de mortalidade (modelos estatísticos);

2009



Introdução



- ∞ No entanto, até aos dias de hoje nenhuma lei de mortalidade poderá ser rotulada de “universal”;
- ∞ E raras são aquelas em que a heterogeneidade populacional é tida em conta.

Objectivos



- ∞ Estimar a força de mortalidade por idade, sexo e para os diferentes anos em análise;
- ∞ Incluir no modelo a heterogeneidade não observada;
- ∞ E testar qual a distribuição de fragilidade que mais se adequa.

Metodologia



Assumimos que o número total de mortes (y_{ij}) no ano j e com idade i , segue uma distribuição *Poisson* com média $\mu_{ij} \times E_{ij}$, em que E_{ij} corresponde ao número de indivíduos expostos ao evento no ano j e com idade i :

$$y_{ij} \sim \text{Poisson}(\mu_{ij} \times E_{ij})$$

Metodologia



∞ O que nos permite aplicar o estimador de máxima verosimilhança:

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^m \{y_{ij} \ln[\mu_{ij}(\theta)] - \mu_{ij}(\theta) * E_{ij}\},$$

∞ Em que θ corresponde aos parâmetros do modelo a serem estimados.

Dados



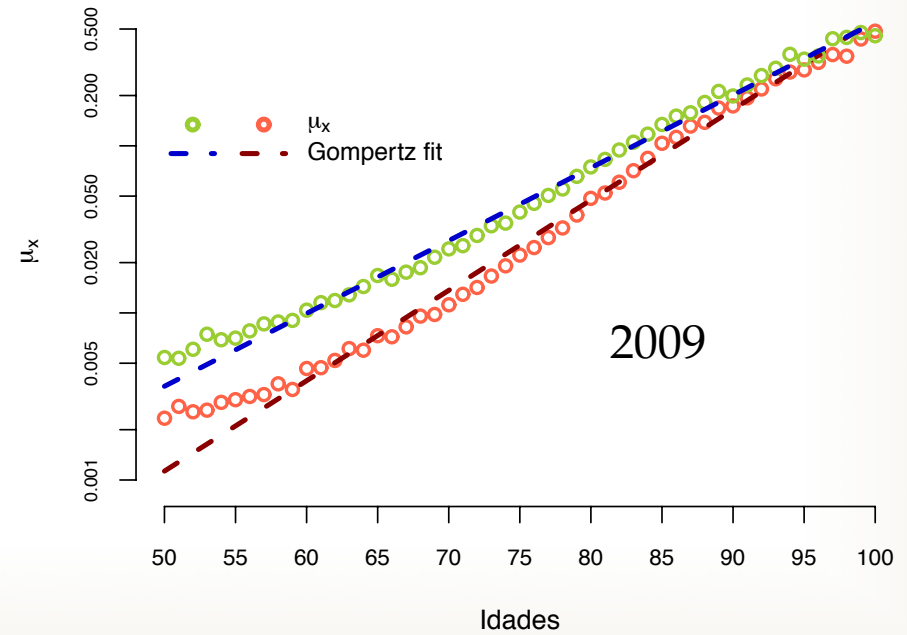
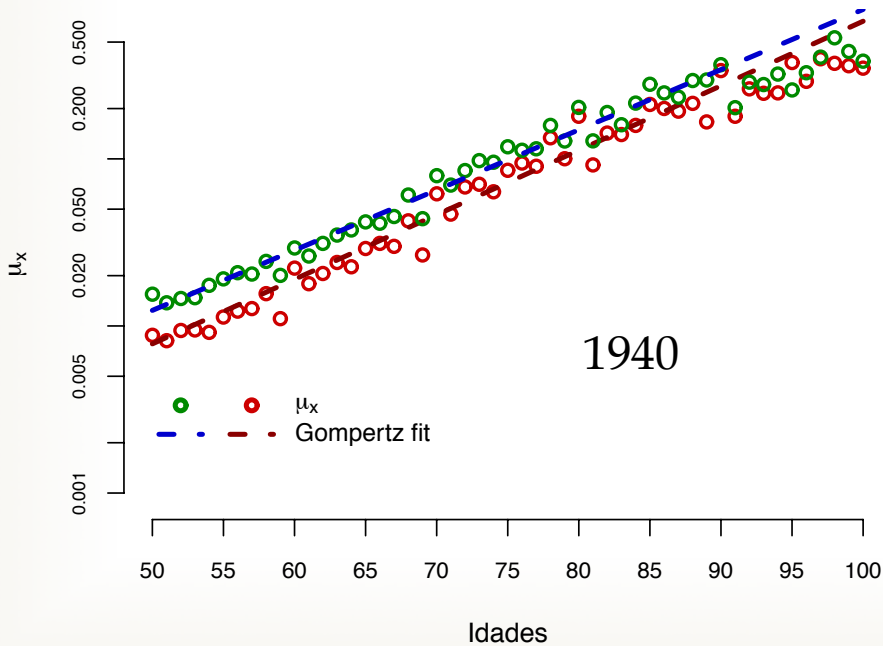
- ☞ Recorreu-se à *Human Mortality Database* (HMD), de onde se recolheram os dados referentes:
 - ☞ Ao número de mortes ocorridas por idade e sexo;
 - ☞ Ao número de indivíduos expostos ao evento (risco de morte) por idade e sexo;
 - ☞ Para o período entre 1940 e 2009.

Leis de mortalidade I



Gompertz (1825):

$$\mu_x = ae^{bx}$$



Leis de mortalidade I



∞ Gompertz (1825):

$$\mu_x = ae^{bx}$$

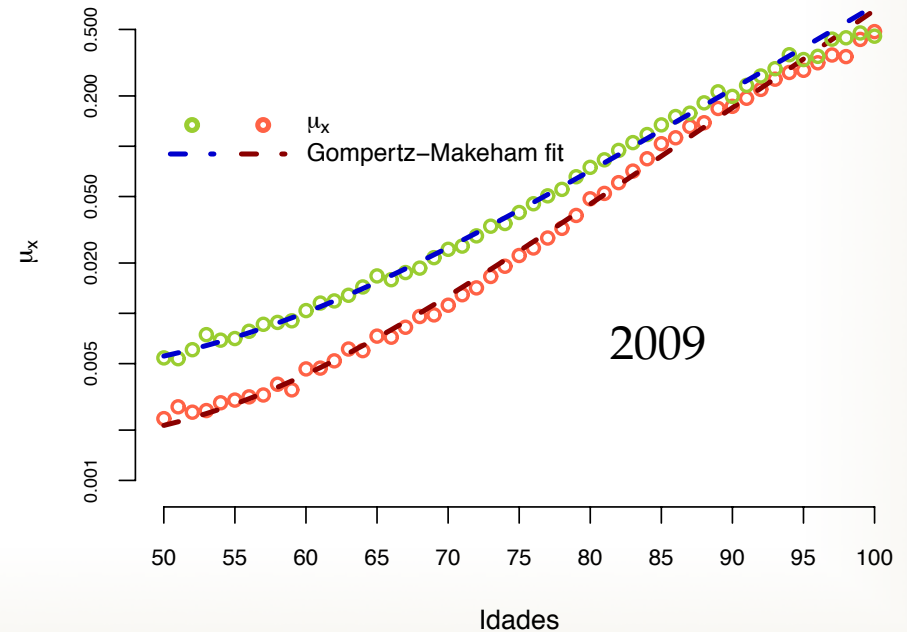
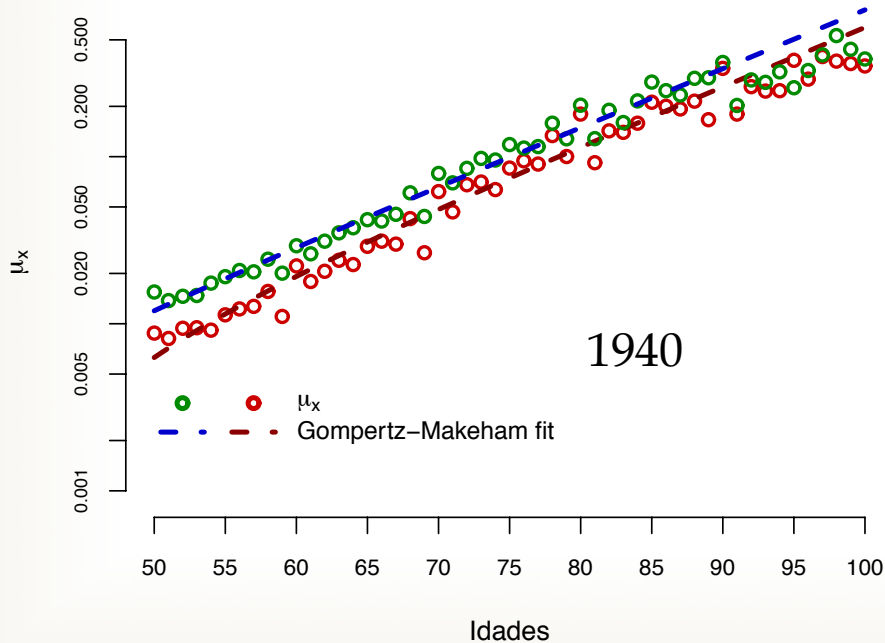
∞ Este modelo, apesar de ser bastante utilizado até aos dias de hoje, é um modelo do qual resulta alguma *sub-estimação* em idades mais jovens e *sobre-estimação* em idades mais avançadas.

Leis de mortalidade I



Makeham (1860):

$$\mu_x = ae^{bx} + c$$



Leis de mortalidade I



∞ Makeham (1860):

$$\mu_x = ae^{bx} + c$$

∞ A adição de uma constante C ao modelo proposto por Gompertz trouxe algumas melhorias ao ajustamento, no entanto, continua a existir alguma *sobre-estimação* em idades mais avançadas.

Ponto de situação



☞ Duas leis de mortalidade que:

☞ Permitem distinguir entre mortalidade associada ao envelhecimento e mortalidade externa;

☞ Mas ainda apresentam dificuldades em explicar os comportamentos dos extremos;

☞ E, não têm em conta que numa população existem indivíduos mais frágeis que outros (heterogeneidade).

Fragilidade



- Assenta no conceito de que a função de risco (*hazard*) depende de uma variável aleatória (Z) não observável e independente do tempo, que atua de forma multiplicativa na função de risco base (μ_0):

$$\mu(x | Z) = Z \mu_0(x)$$

Fragilidade



- Assenta no conceito de que a função de risco (*hazard*) depende de uma variável aleatória (Z) não observável e independente do tempo, que atua de forma multiplicativa na função de risco base (μ_0):

$$\mu(x | Z) = Z \mu_0(x)$$

- Frágilidade *Gama*
- Frágilidade *Hougaard* (P.V.F.)

Fragilidade *gama*



Assume que a variável aleatória Z segue uma distribuição gama $Z \sim \Gamma(k, \lambda)$, em que a função densidade de probabilidade (p.d.f.) é dada por:

$$f(z) = \frac{1}{\Gamma(k)} \lambda^k z^{k-1} e^{-\lambda z}$$

EZ é dado por k / λ

Fragilidade *gamma*



∞ Mas restringindo $k = \lambda$, por forma a tornar o modelo identificável, ficamos com $Z \sim \Gamma(1/\sigma^2, 1/\sigma^2)$ e p.d.f.:

$$f(z) = \frac{1}{\Gamma\left(\frac{1}{\sigma^2}\right)} \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{\frac{1}{\sigma^2}} z^{\frac{1}{\sigma^2}-1} \exp\left(-\frac{z}{\sigma^2}\right)$$

Fragilidade *gama*



∞ O que resulta numa função de risco não condicionada dada por:

$$\mu(x) = \frac{\mu_0(x)}{1 + \sigma^2 M_0(x)}$$

∞ Em que μ_0 corresponde à função de risco base, M_0 é a função de distribuição cumulativa associada à função de risco base, e σ^2 é o parâmetro que mede a variância da fragilidade populacional.

C.D.F. Gompertz



Assim, e tendo em conta que a função de distribuição cumulativa Gompertz dada por:

$$M_0(x) = \left(\frac{a}{b}\right) (e^{bx} - 1)$$

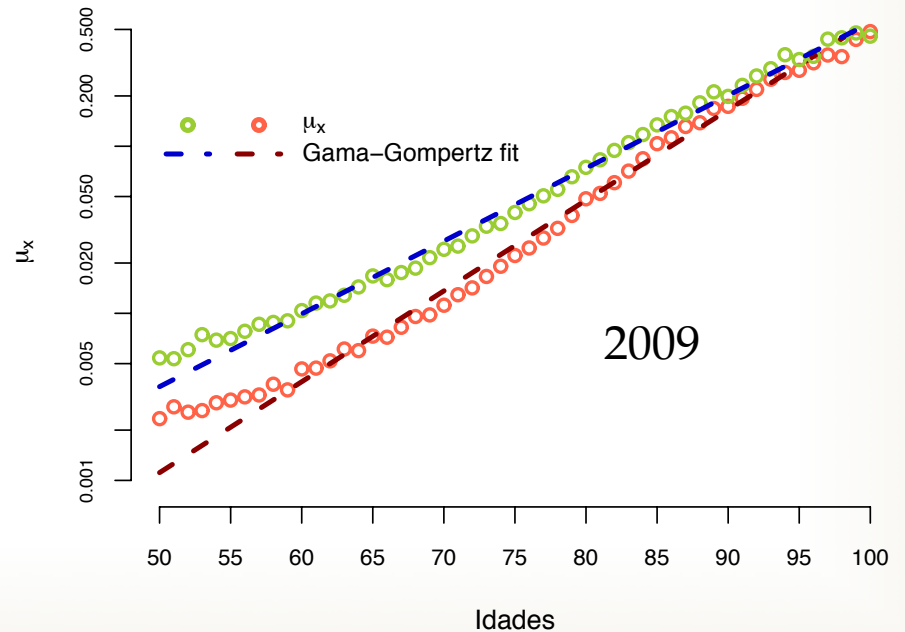
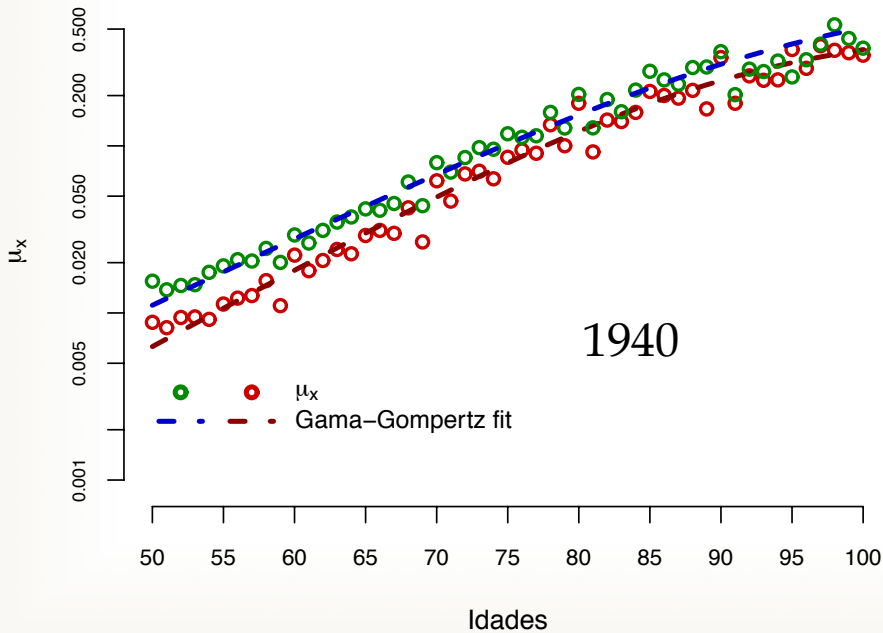
Temos...

Leis de mortalidade II



∞ Vaupel, Manton e Stallard (1979):

$$\mu_x = \frac{ae^{bx}}{1 + \frac{\sigma^2 a}{b}(e^{bx} - 1)}$$





**Mas será que a distribuição de fragilidade
gama é a melhor opção?**

Fragilidade *Hougaard*



∞ Para respondermos a essa questão, optou-se pela distribuição de fragilidade derivada por Hougaard em 1986, que é uma distribuição em função potência (P.V.F.) e permite a obtenção de mais que um resultado:

$$PVF(\gamma, \kappa, \lambda)$$

Fragilidade *Hougaard*



Assumindo novamente $EZ = \mu = 1$, por forma a tornar o modelo identificável, a função de risco não condicionada é dada por:

$$\mu(x) = \frac{\mu_0(x)}{\left(1 + \frac{\sigma^2}{1-\gamma} M_0(x)\right)^{1-\gamma}}$$

Fragilidade *Hougaard*



- ∞ Aqui, é o parâmetro γ que vai permitir identificar ou não a distribuição de fragilidade gama como a mais correta.
- ∞ Assim com $\gamma = 0$, obtemos facilmente $Z \sim \Gamma(1/\sigma^2, 1/\sigma^2)$, enquanto que com $\gamma = 0.5$ o resultado será uma distribuição *Gaussiana Inversa*.

Fragilidade *Hougaard*



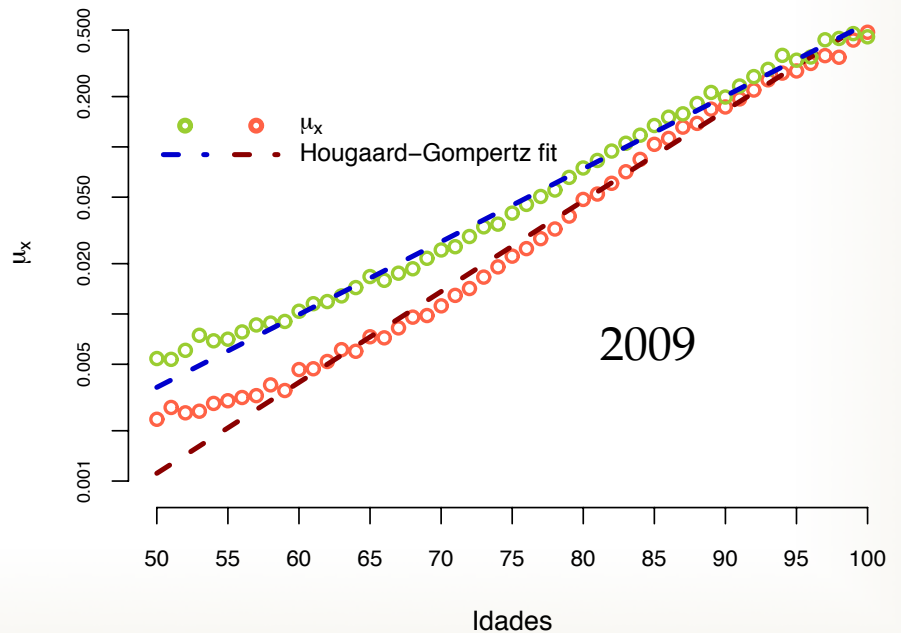
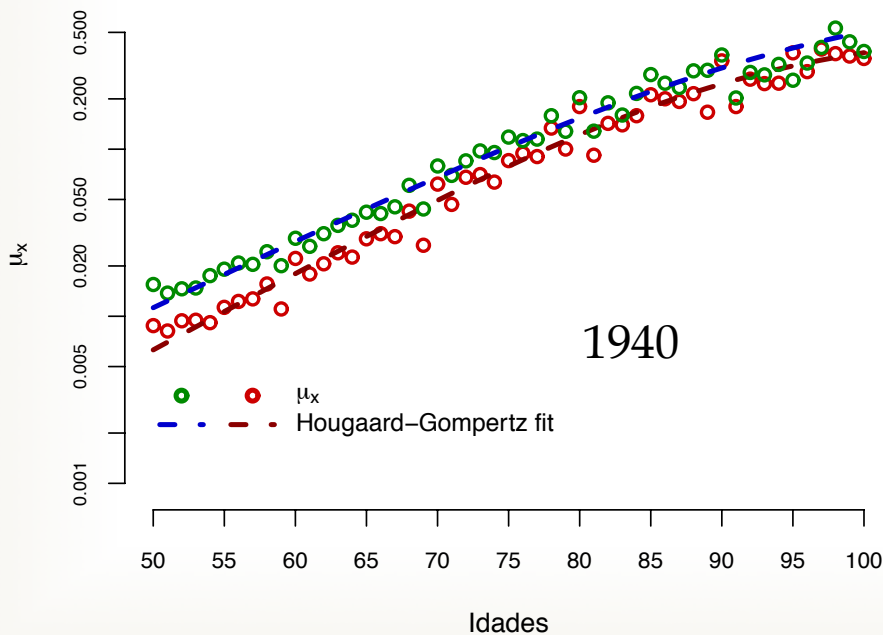
Assim, mantendo a mesma mortalidade de base Gompertz, temos...

Leis de mortalidade III



∞ Hougaard (1986):

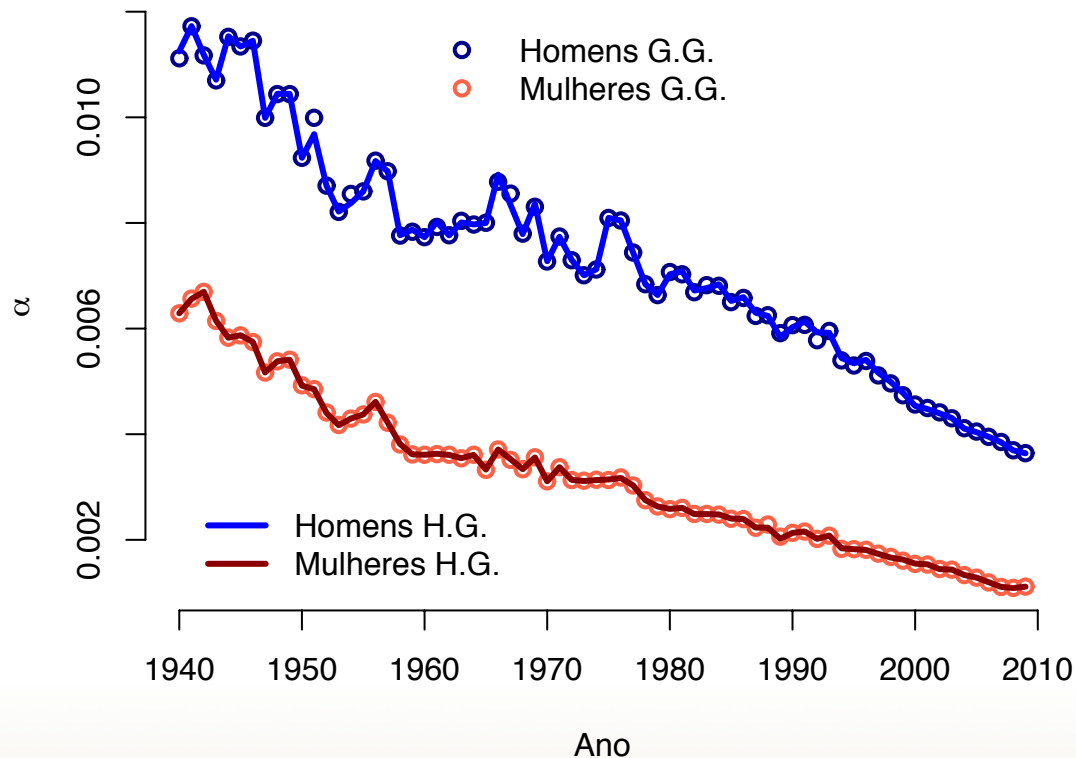
$$\mu_x = \frac{ae^{bx}}{\left(1 + \frac{\sigma^2}{1-\gamma} \frac{a}{b} (e^{bx} - 1)\right)^{1-\gamma}}$$



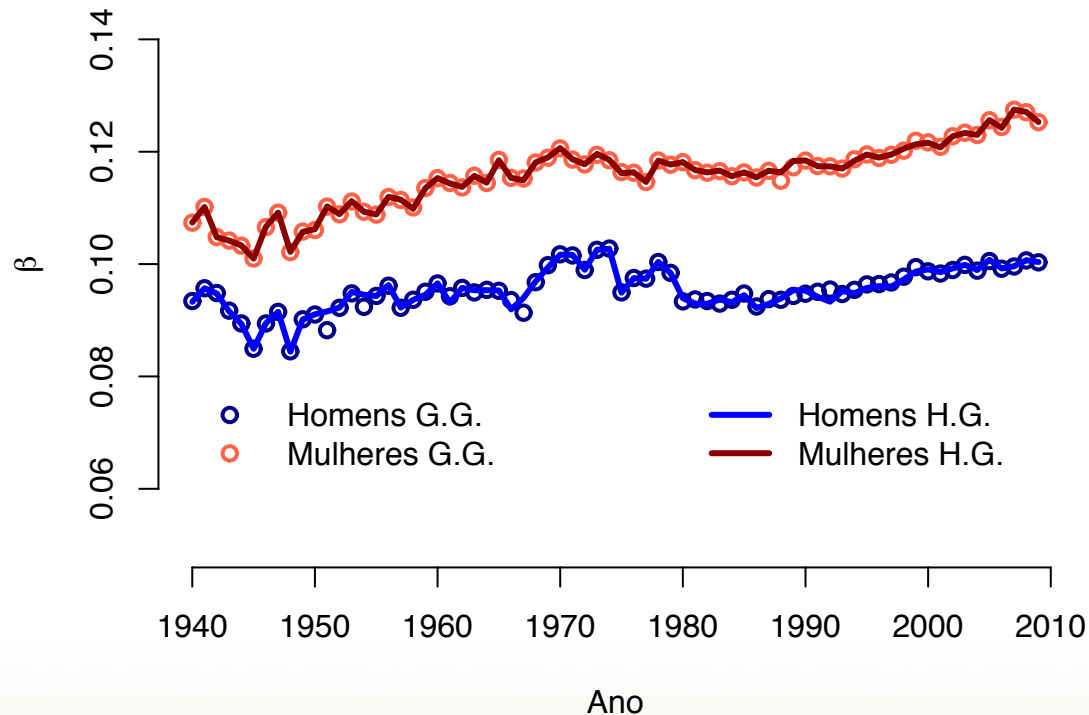


 Comparando então os resultados...

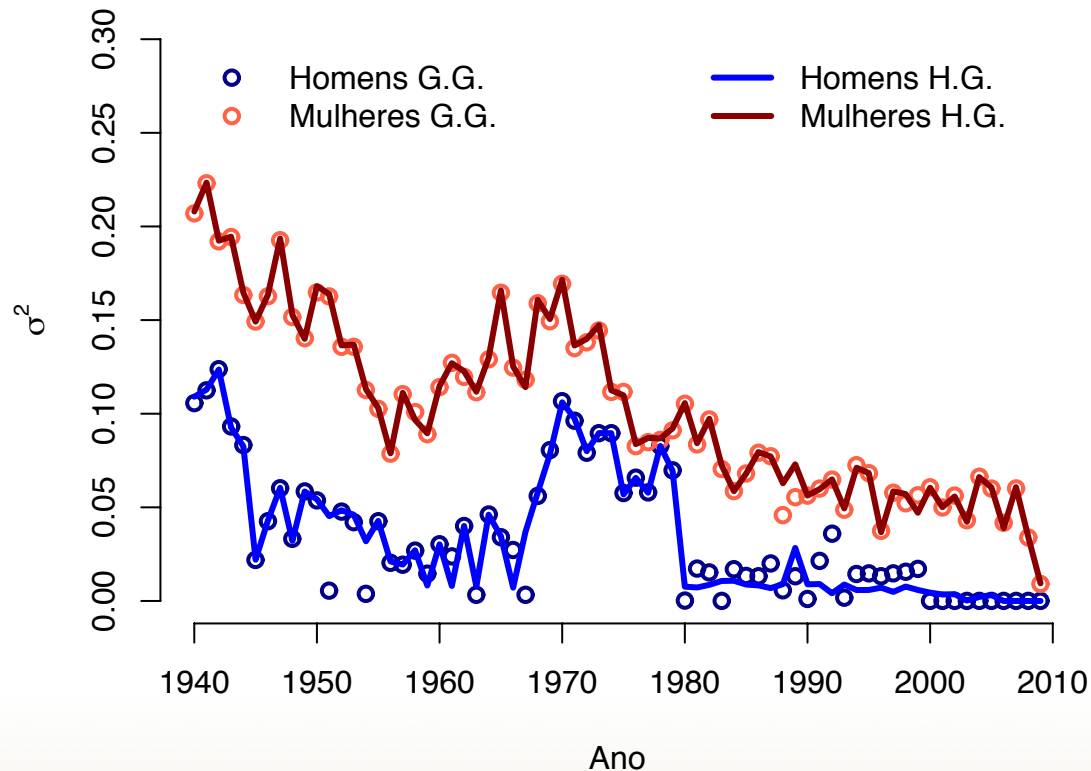
Distribuição de fragilidade gama?



Distribuição de fragilidade gama?



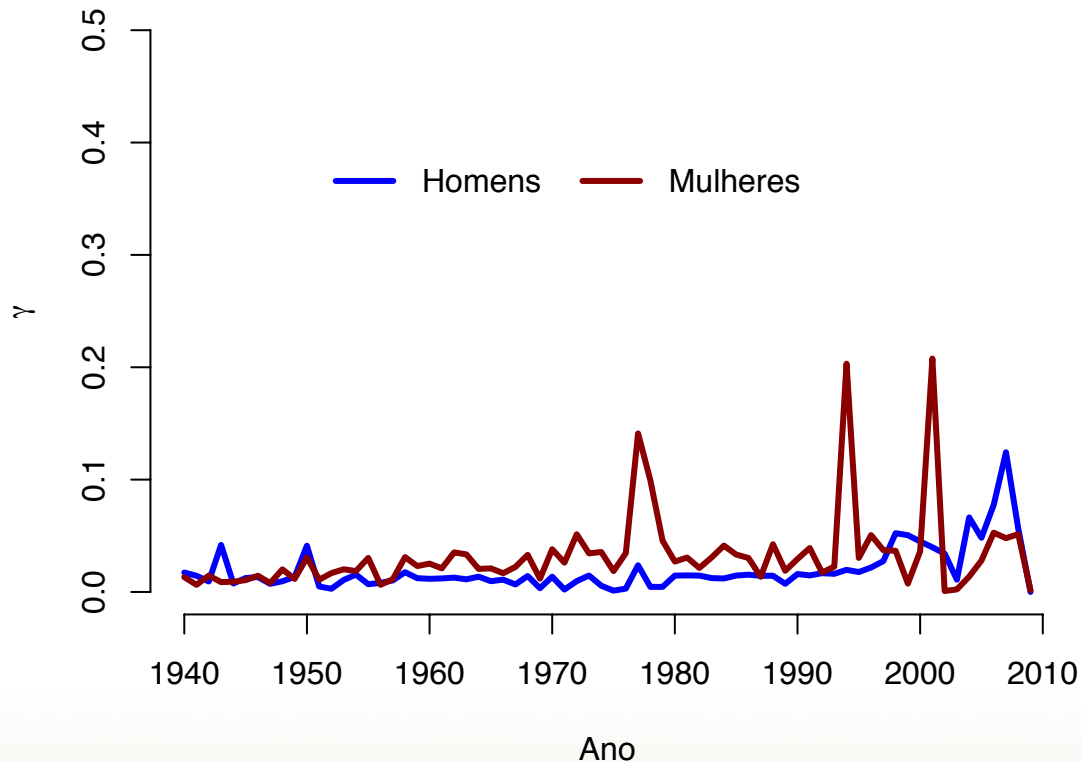
Distribuição de fragilidade gama?



Distribuição de fragilidade gama?



Hougaard - Gompertz



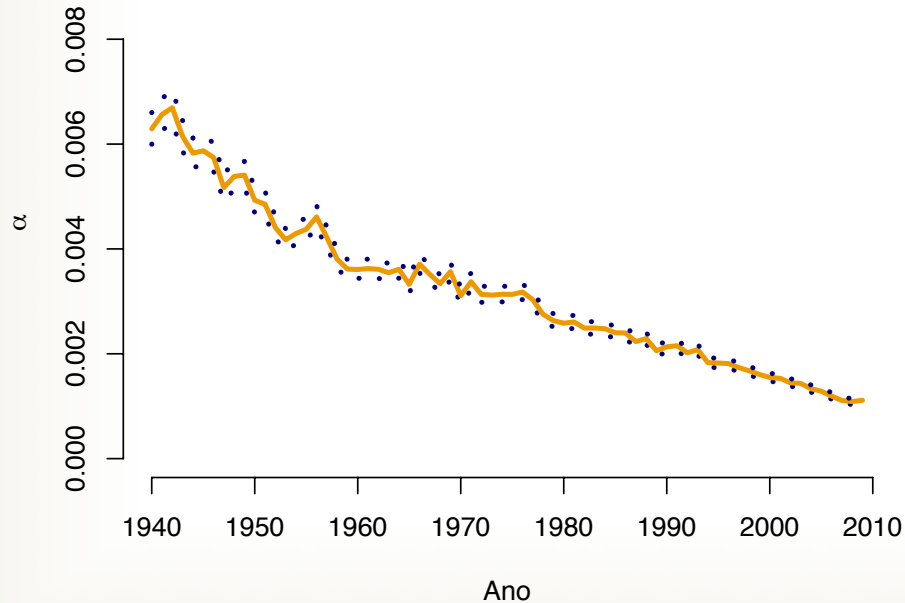


∞ E quanto aos intervalos de confiança para os parâmetros estimados?

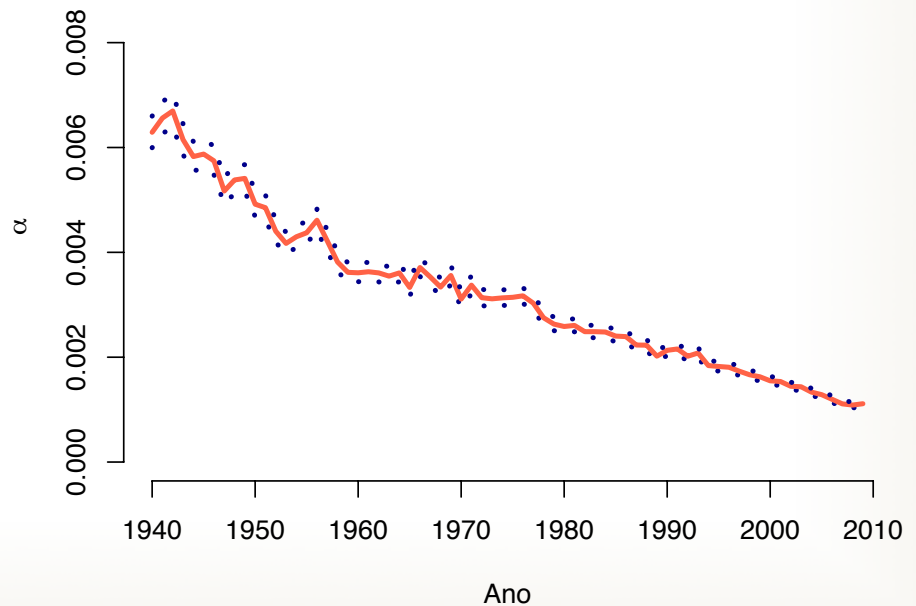
I.C. 99% - Mulheres



Gama - Gompertz



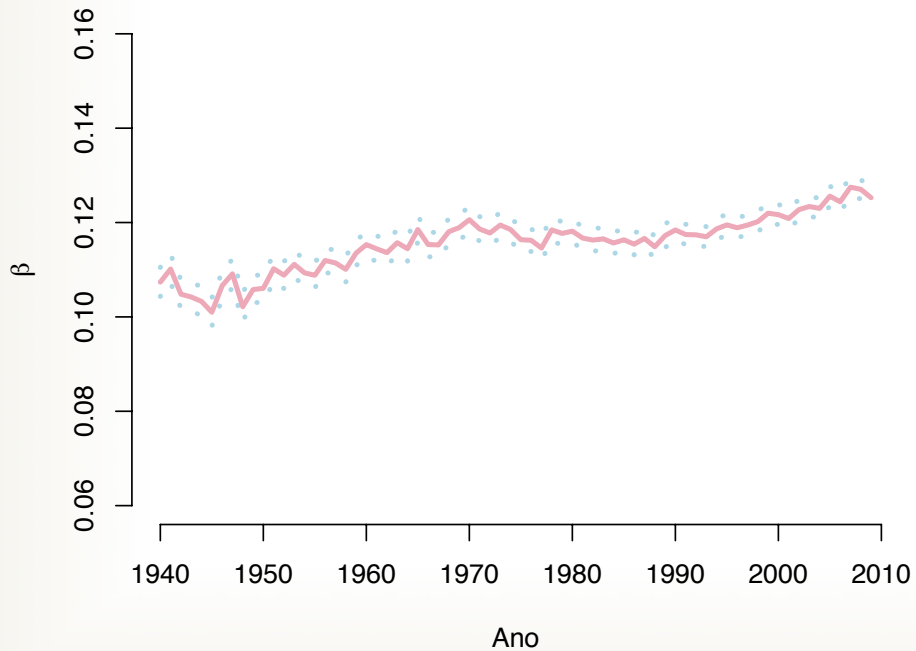
Hougaard - Gompertz



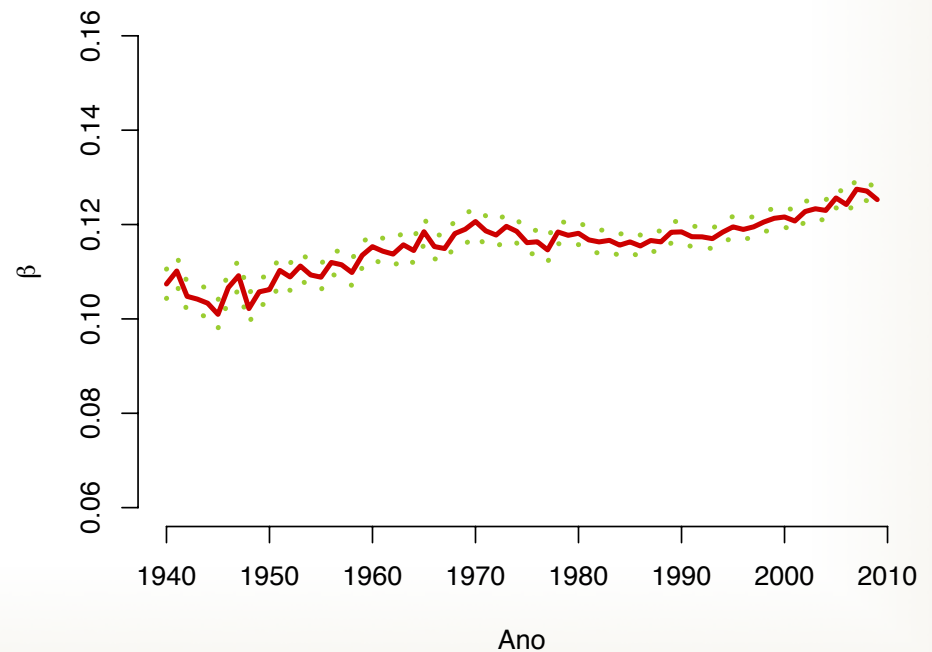
I.C. 99% - Mulheres



Gama - Gompertz



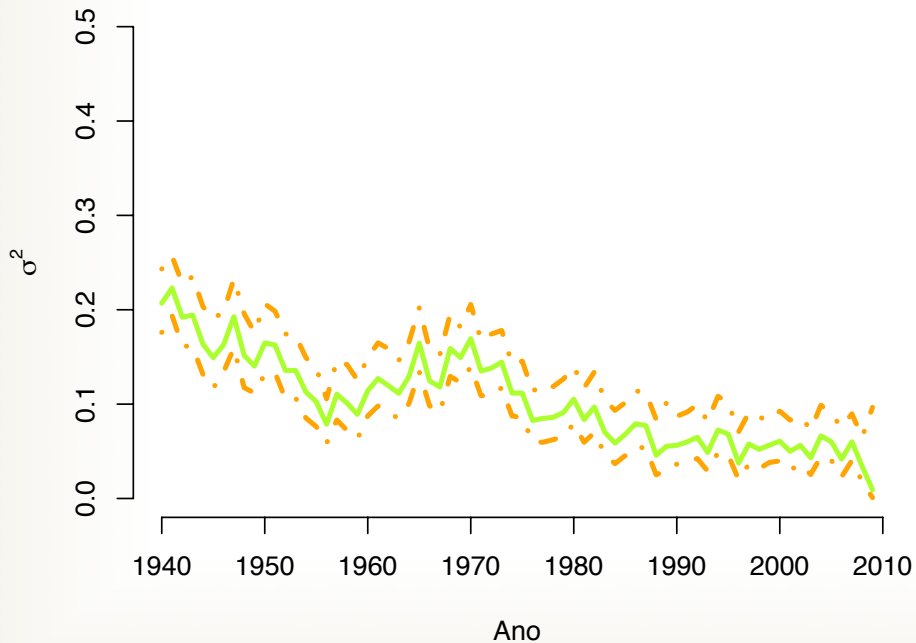
Hougaard - Gompertz



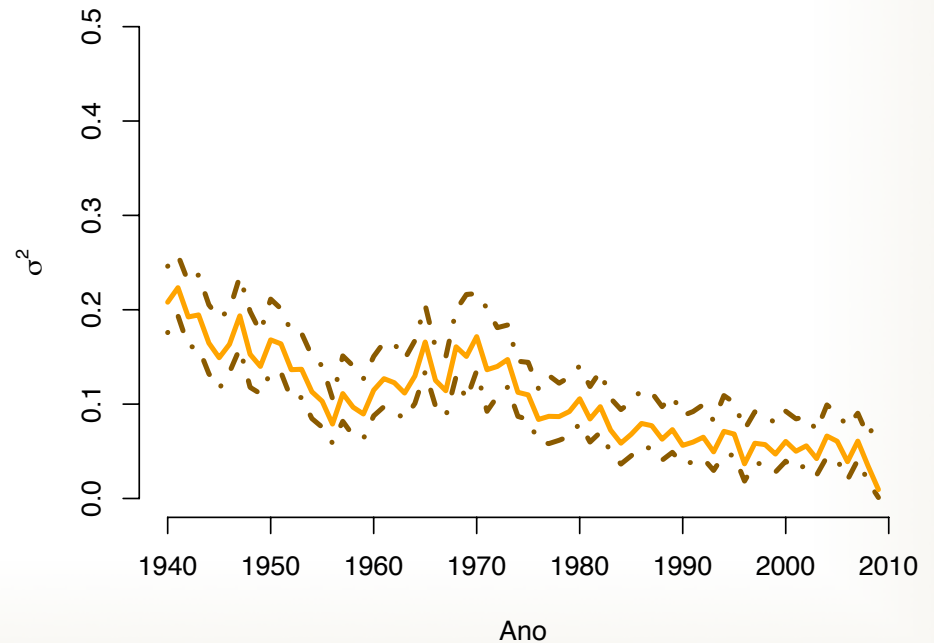
I.C. 99% - Mulheres



Gama - Gompertz



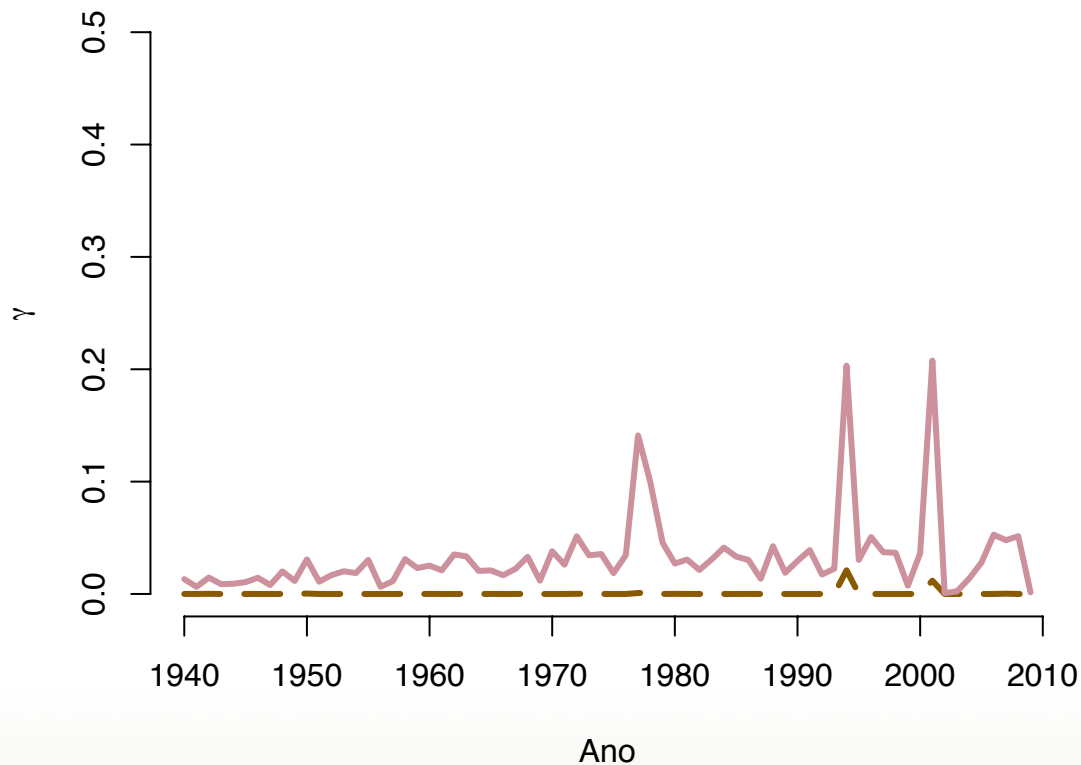
Hougaard - Gompertz



I.C. 99% - Mulheres



Hougaard - Gompertz



Conclusões I



- ∞ O nível de mortalidade aos 50 anos encontra-se a diminuir;
- ∞ A velocidade de envelhecimento β encontra-se a aumentar para ambos os sexos;

Conclusões II



- ∞ O modelo de fragilidade derivado por Hougaard em 1986, e aqui aplicado com uma mortalidade de base Gompertz, permitiu concluir que, pelo menos para Portugal, a distribuição de fragilidade Gama parece ser a mais indicada.



 **Muito obrigado pela vossa atenção!**

Referências



- ☞ **Gompertz, B.** (1825). On the nature of the function expressive of the law of human mortality, and on a new mode of determining the value of life contingencies. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London* 115, 513-585.
- ☞ **Hougaard, P.** (1986). Survival methods for heterogeneous populations derived from stable populations. *Biometrika* 73, 387 - 396.
- ☞ **Vaupel, J., Manton, K., Stallard, E.** (1979). The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality. *Demography* 16, 855-860.
- ☞ **Wienke, A.** (2011). *Frailty models in survival analysis*. Chapman & Hall/CRC Biostatistics Series, New York.