

# Ανάλυση Επιβίωσης

Επικ. Καθ. Σ. Ζημερας

Τμήμα Στατιστικής και Αναλογιστικών – Χρηματοοικονομικών  
Μαθηματικών

Πανεπιστήμιο Αιγαίου

Σάμος

2020

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

- Θα παρουσιαστούν οι βασικότερες συνεχείς κατανομές (ή αλλιώς παραμετρικά μοντέλα) που εφαρμόζονται στην ανάλυση επιβίωσης. Υποθέτοντας ότι ο χρόνος αποτυχίας έχει σ.π.π.  $f(t)$
- Επομένως παραμετρικές συναρτήσεις επιβίωσης ορίζονται ως εξής:

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

- **Εκθετική κατανομή**

Μία τ.μ. ακολουθεί την εκθετική κατανομή (exponential distribution),  $T \sim \text{Exp}(\lambda)$ ,  $\lambda > 0$ , αν

έχει σ.π.π. :  $f(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ ,  $t \geq 0, \lambda > 0$

συνάρτηση επιβίωσης :  $S(t) = \int_t^{\infty} f(u; \lambda) du = \int_t^{\infty} \lambda e^{-\lambda u} du = e^{-\lambda t}$

σταθερή συνάρτηση κινδύνου :  $h(t) = \frac{f(t; \lambda)}{S(t; \lambda)} = \lambda$ ,  $\lambda$  σταθερά

αθροιστική συνάρτηση κινδύνου :  $H(t) = \int_0^t h(u) du = \int_0^t \lambda du = \lambda t$  (2.4),

και διάμεσο :  $0.5 = S(\tau) = e^{-\lambda \tau} \Rightarrow \tau = \frac{-\log(0.5)}{\lambda}$ .


Στην περίπτωση αυτή, έχουμε το λεγόμενο εκθετικό μοντέλο επιβίωσης.

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

- **Εκθετική κατανομή**

Μπορεί ναδειχθεί ότι  $E(T) = \frac{1}{\lambda}$  και  $Var(T) = \frac{1}{\lambda^2}$ .

συντελεστής μεταβλητότητας ισούται με τη μονάδα.


$$C V (X) = \frac{\sigma}{\mu} 100\%$$

Η εκθετική κατανομή αποτελεί ειδική περίπτωση της Gamma κατανομής αφού για  $a=1$  οδηγούμαστε στην εκθετική κατανομή ( $Exp(\lambda) \dots Gamma(a=1, \lambda)$ ).

Ισχύουν επίσης τα εξής :

- $Exp(\lambda) \dots Weibull(1, \lambda)$  (εκθετική ειδική περίπτωση Weibull κατανομής).
- Εάν  $T \sim Exp(\lambda)$  τότε  $\theta e^T \sim Pareto(\theta, \lambda)$ .
- Εάν  $T \sim Exp(\lambda)$  τότε  $(T)^{1/a} \sim Weibull(a, \lambda)$ .

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

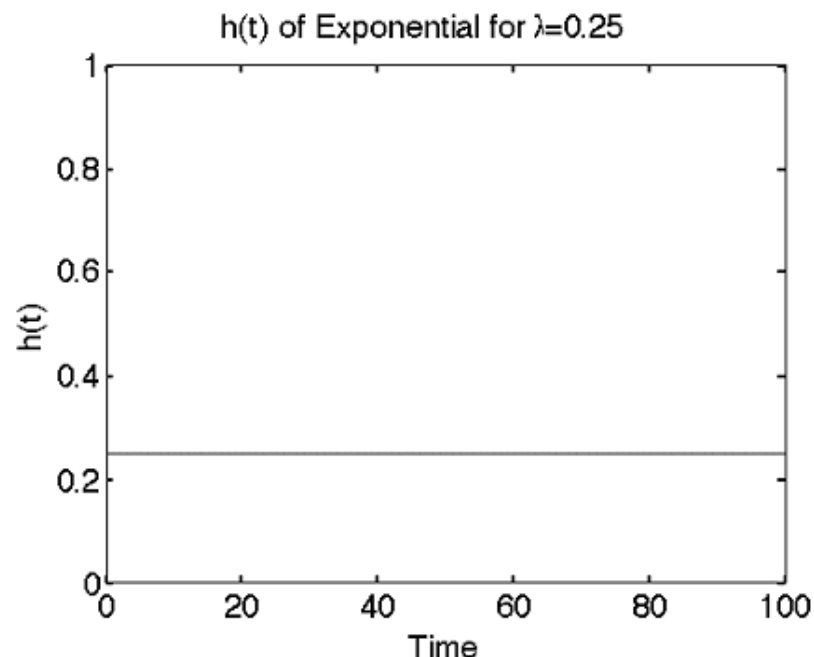
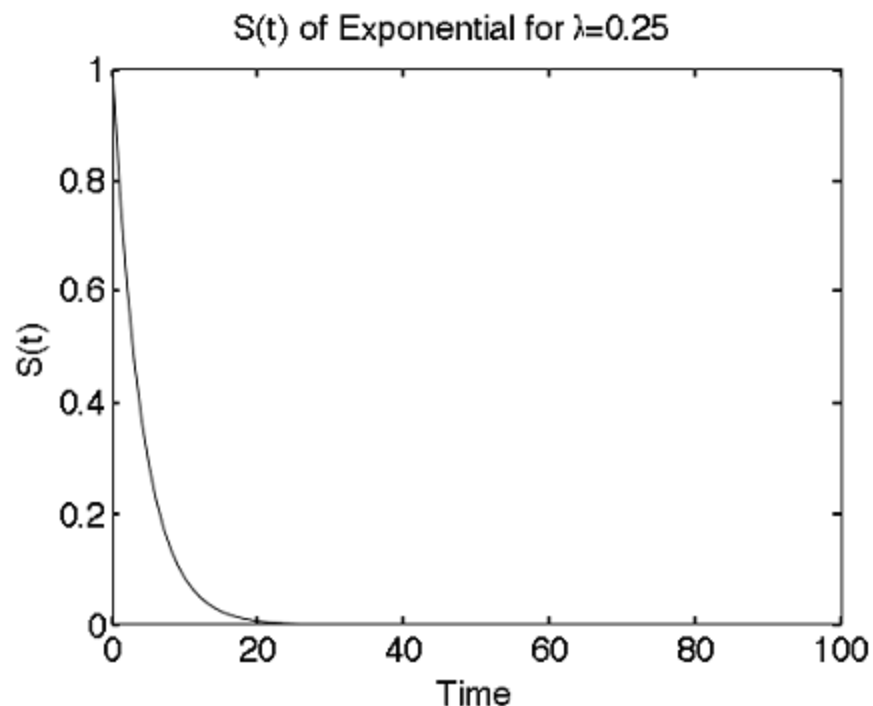
- **Εκθετική κατανομή**

Η εκθετική κατανομή δεν είναι ιδιαίτερα ευέλικτη. Λόγω της ιδιότητάς της, **έλλειψη μνήμης (memoryless property)**, η συνάρτηση κινδύνου παραμένει σταθερή στον χρόνο.

Δηλαδή για δοσμένα  $t > 0$ ,  $s > 0$  ισχύει:  $P(X > t + s | X > s) = P(X > t)$ .

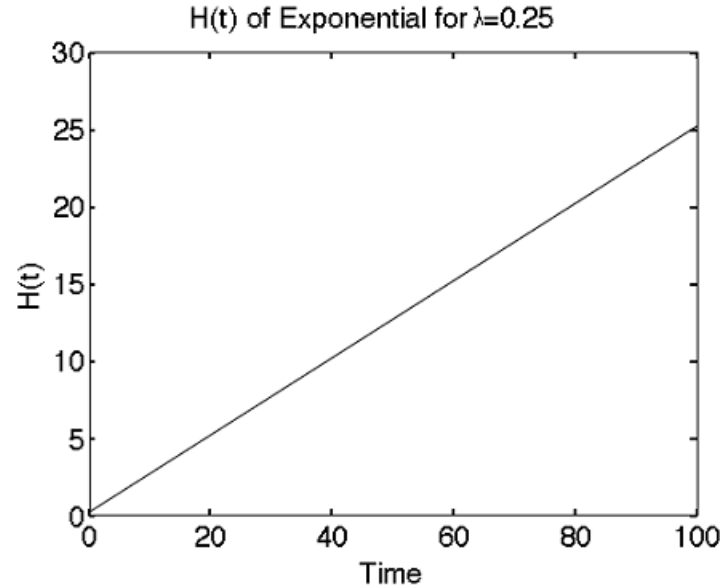
Από πλευράς μοντελοποίησης αυτό σημαίνει ότι η πιθανότητα αποτυχίας στην επόμενη χρονική στιγμή δεν εξαρτάται από την ηλικία του ατόμου.

Κατά συνέπεια, η εκθετική κατανομή δεν μπορεί να μοντελοποιήσει την γήρανση.



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Εκθετική κατανομή



Παρατηρούμε ότι η συνάρτηση  $h(t)$  παραμένει σταθερή στον χρόνο ενώ η συνάρτηση  $H(t)$  αποτελεί μία γραμμή  $45^\circ$ .

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

- **Κατανομή Weibull**

Αποτελεί γενίκευση της εκθετικής κατανομής (για  $\alpha=1$  προκύπτει η εκθετική κατανομή, δηλαδή  $Weibull(\alpha=1, \lambda) \dots Exp(\lambda)$ ).

Η τ.μ.  $T$  ακολουθεί την **κατανομή Weibull (Weibull distribution)** με παραμέτρους  $\alpha, \lambda > 0$  ( $T \sim Weibull(\alpha, \lambda)$ ,  $\alpha$ =shape parameter,  $\lambda$ =scale parameter),  $t \geq 0$  και έχει σ.π.π. :

$$f(t) = h(t) \times S(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} e^{-\lambda t^\alpha}$$

συνάρτηση επιβίωσης :  $S(t) = e^{-\lambda t^\alpha}$ ,  $\lambda, t, \alpha > 0$

συνάρτηση κινδύνου :  $h(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1}$

αθροιστική συνάρτηση κινδύνου :  $H(t) = \lambda t^\alpha$

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Κατανομή Weibull

Η συνάρτηση κινδύνου είναι σταθερή εάν  $\alpha = 1$  (ταυτίζεται με την συνάρτηση κινδύνου του εκθετικού μοντέλου), αύξουσα ως προς  $t$  εάν  $\alpha > 1$  και φθίνουσα ως προς  $t$  εάν  $\alpha < 1$ .

Είναι εμφανές ότι η Weibull είναι πιο ευέλικτη από την εκθετική.

Η σχέση  $\ln(-\ln \mathcal{S}(t))$  είναι γραμμική ως προς το  $\ln(t)$ . Αυτό μας επιτρέπει να αξιολογήσουμε γραφικά την καταλληλότητα του μοντέλου Weibull μέσω της γραφικής παράστασης της  $\ln(-\ln \hat{\mathcal{S}}_{KM}(t))$  ως προς  $\ln(t)$  (όπου  $\hat{\mathcal{S}}_{KM}(t)$  η εκτίμηση της συνάρτησης επιβίωσης μέσω της μεθόδου Kaplan-Meier) και στην περίπτωση που προκύψει μία κατά προσέγγιση ευθεία γραμμή τότε αυτό αποτελεί ένδειξη ότι η κατανομή Weibull μπορεί να περιγράψει τα δεδομένα επαρκώς καλά.

Για να επαληθεύσουμε τη γραμμική αυτή σχέση :

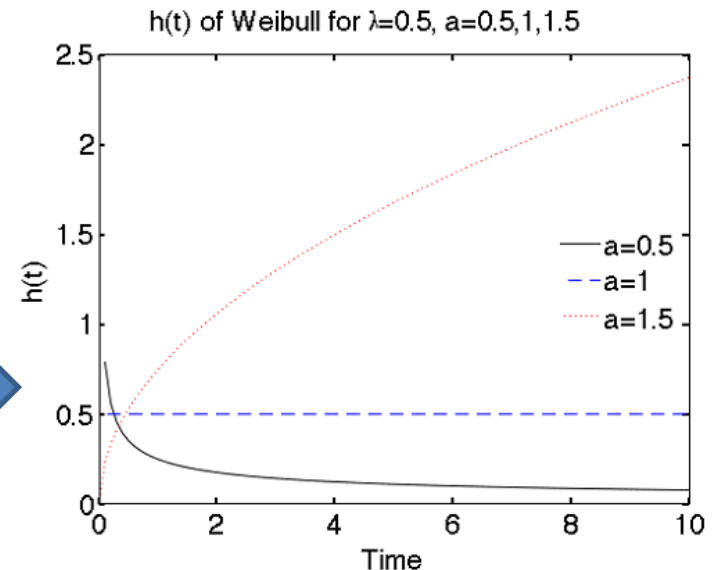
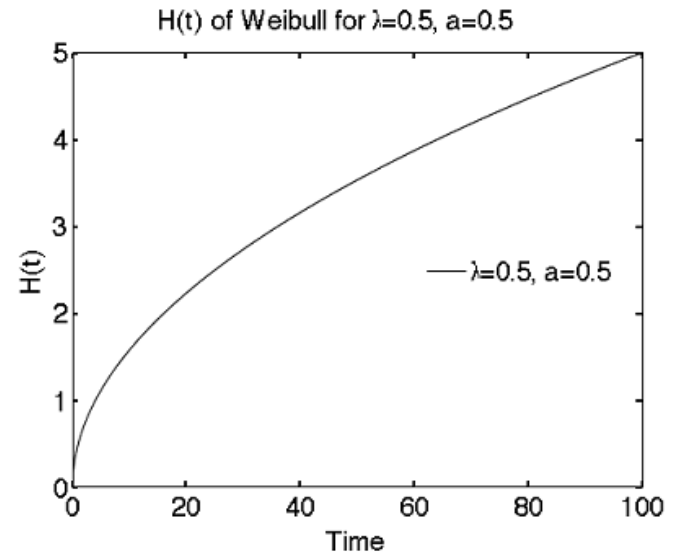
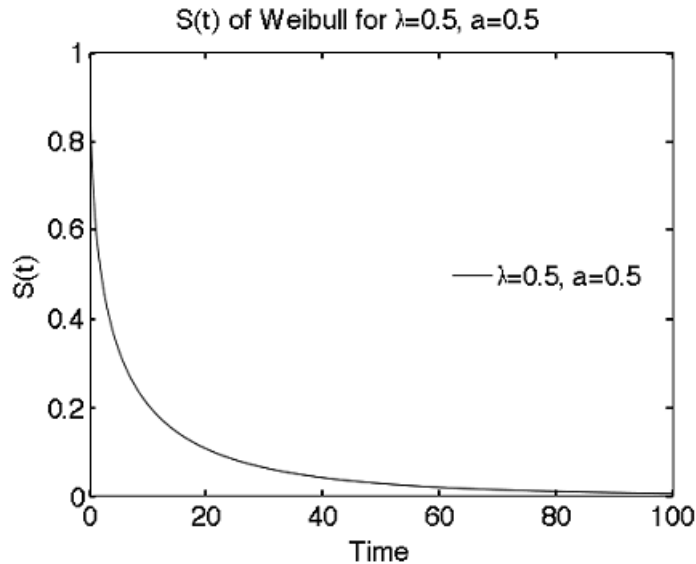
$$\mathcal{S}(t) = e^{-\lambda t^a} \Rightarrow \ln[-\ln \mathcal{S}(t)] = \ln(\lambda) + a \ln(t).$$

Στην κατανομή Weibull η  $\ln[-\ln \mathcal{S}(t)]$  είναι γραμμική συνάρτηση του  $\ln(t)$  με κλίση  $a$  και σημείο τομής  $\ln(\lambda)$ . Εάν η κλίση είναι ίση με 1 τότε η  $T$  ακολουθεί μία εκθετική κατανομή.



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Κατανομή Weibull



Στο τελευταίο γράφημα παρουσιάζεται η συνάρτηση  $h(t)$  για τιμές του  $a=0.5, 1, 1.5$  από όπου μπορούμε να επιβεβαιώσουμε τα παραπάνω, δηλαδή ότι για  $a=1$  έχουμε το εκθετικό μοντέλο, για  $a=0.5$  η συνάρτηση είναι φθίνουσα και για  $a=1.5$  η συνάρτηση είναι αύξουσα.



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

- **Κατανομή Γάμμα**

Η τ.μ.  $T$  ακολουθεί την **κατανομή Γάμμα (Gamma distribution)** με παραμέτρους  $\alpha, \lambda > 0$

$$(T \sim \text{Gamma}(\alpha, \lambda)) \text{ και έχει σ.π.π. : } f(t) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} t^{\alpha-1} e^{-\lambda t}, t \geq 0 \quad (2.9),$$

όπου  $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx$  η συνάρτηση γάμμα,

συνάρτηση επιβίωσης :  $S(t) = 1 - I(\lambda t, \alpha)$

$$\text{όπου } I(t, \alpha) = \frac{\int_0^t u^{\alpha-1} e^{-u} du}{\Gamma(\alpha)} \text{ η μη πλήρης συνάρτηση γάμμα.}$$

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Κατανομή Γάμμα

(Υπενθυμίζουμε ότι οι  $h(t)$ ,  $H(t)$  μπορούν σε κάθε περίπτωση να υπολογιστούν από τους

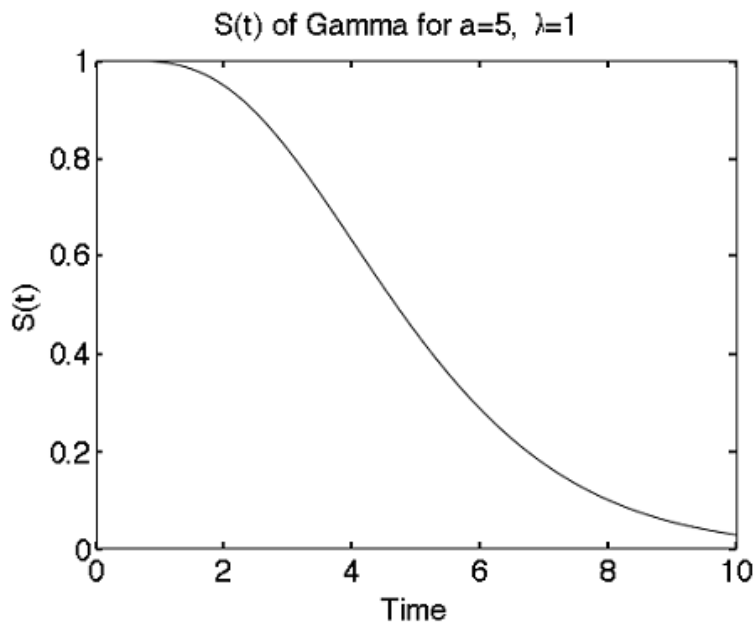
τύπους :  $h(t) = -\frac{d}{dt} \log S(t)$  και  $H(t) = -\log S(t)$ ).

Η μέση τιμή και η διακύμανση δίνονται από τους τύπους :  $E(T) = \frac{\alpha}{\lambda}$ ,  $Var(T) = \frac{\alpha}{\lambda^2}$ .

Όταν  $\alpha=1$  η κατανομή Γάμμα γίνεται η εκθετική κατανομή με παράμετρο  $\lambda$ , δηλαδή  $Gamma(a=1, \lambda) \dots Exp(\lambda)$ .

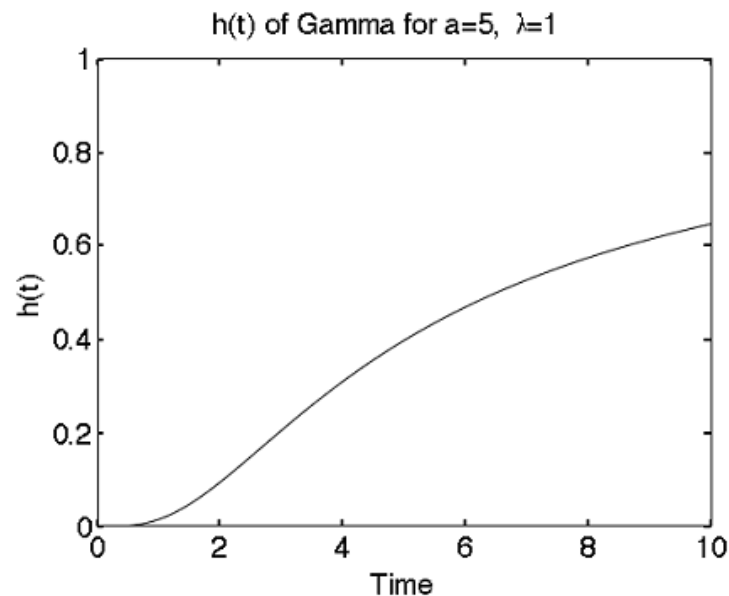
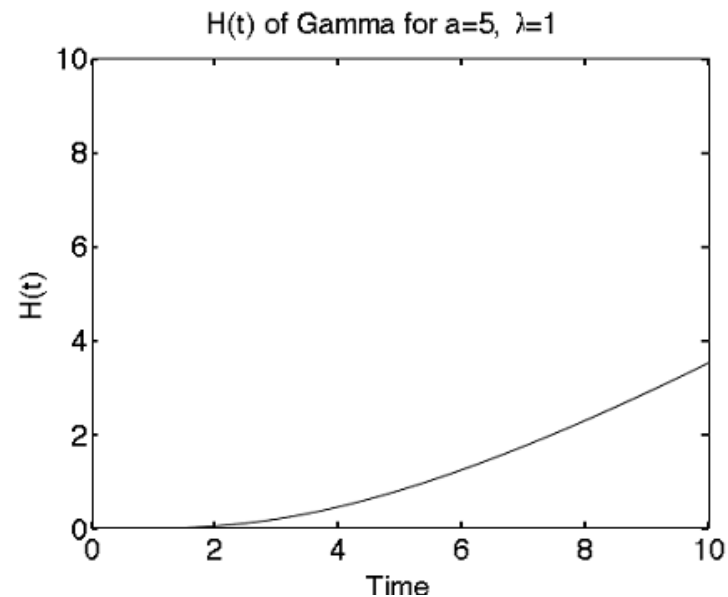
# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Κατανομή Γάμμα



Η συνάρτηση κινδύνου

- είναι αύξουσα για  $a > 1$
- είναι φθίνουσα για  $0 < a < 1$



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Λογαριθμολογιστική κατανομή

Η τ.μ.  $T$  ακολουθεί την λογαριθμολογιστική κατανομή (Log-logistic distribution) με

παραμέτρους  $\alpha, \lambda > 0, t \geq 0$  ( $T \sim LL(\alpha, \lambda)$ ) και έχει σ.π.π. :  $f(t) = \frac{\alpha t^{\alpha-1} \lambda}{(1 + \lambda t^\alpha)^2}$

συνάρτηση επιβίωσης :  $S(t) = \frac{1}{1 + \lambda t^\alpha}$

συνάρτηση κινδύνου :  $h(t) = \frac{\alpha t^{\alpha-1} \lambda}{1 + \lambda t^\alpha}$

αθροιστική συνάρτηση κινδύνου :  $H(t) = \log(1 + \lambda t^\alpha)$

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Λογαριθμολογιστική κατανομή

Η λογαριθμολογιστική κατανομή είναι ιδιαίτερος ευέλικτη όσον αφορά την συνάρτηση κινδύνου της :

- Εάν  $a < 1$  η  $h(t)$  είναι φθίνουσα από το  $\infty$  και κάτω.
- Εάν  $a = 1$  η  $h(t)$  είναι φθίνουσα από το  $\lambda$  και κάτω.
- Εάν  $a > 1$  η  $h(t)$  αυξάνει και έπειτα μειώνεται.

Ονομάζεται λογαριθμολογιστική κατανομή διότι η τ.μ.  $\log T$  ακολουθεί την λογιστική κατανομή (συμμετρική κατανομή).

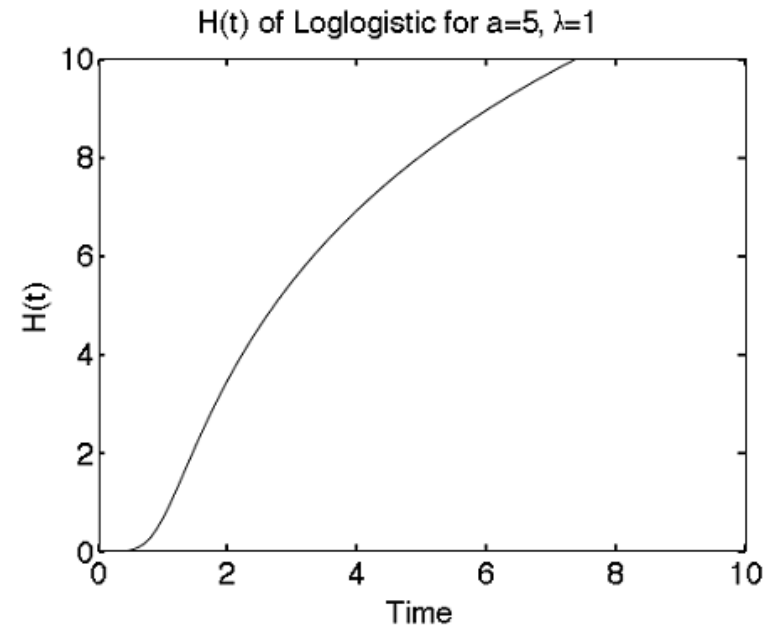
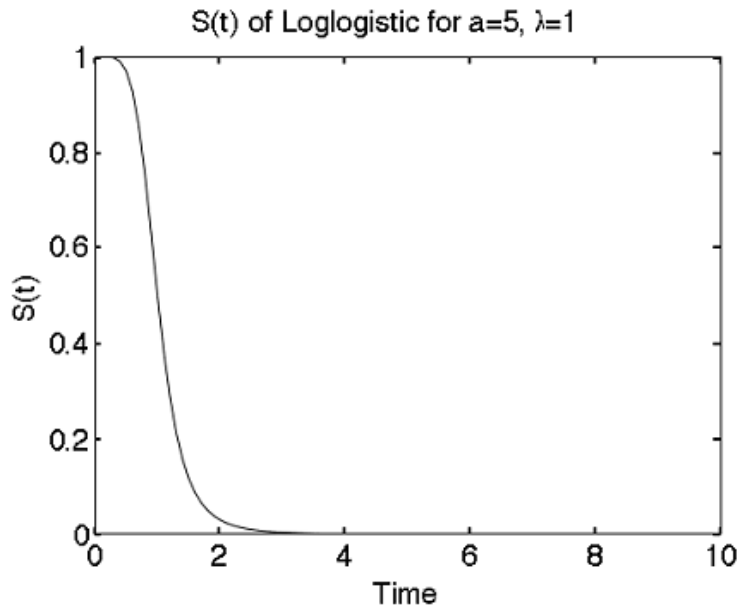
# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Λογαριθμολογιστική κατανομή

Σημειώνεται ότι για την  $S(t)$ ,  $odds = \frac{S(t)}{1-S(t)} = \frac{1}{\lambda t^a}$

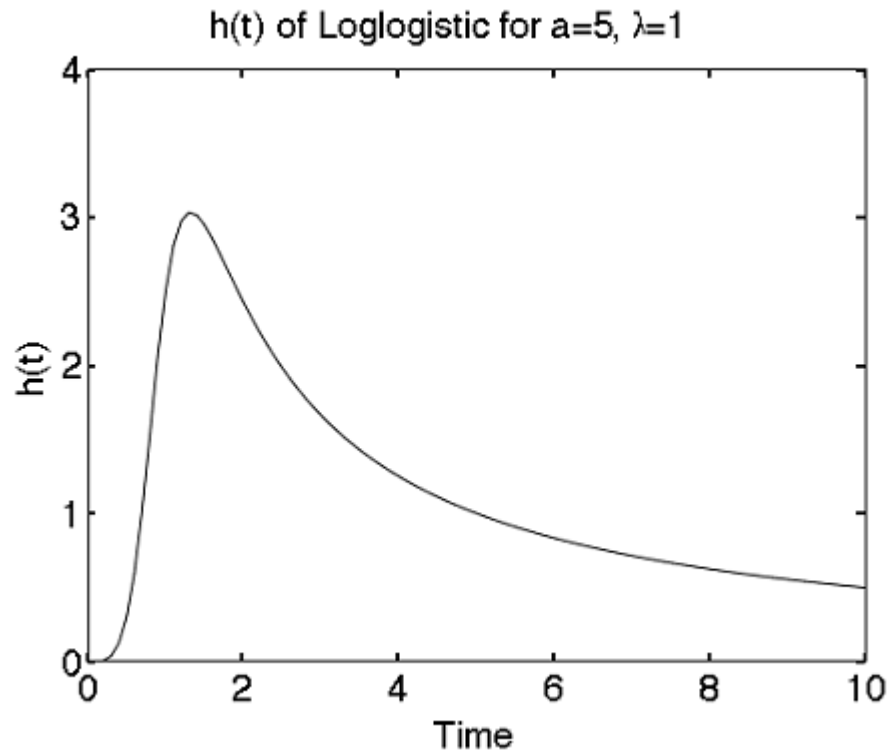
και  $\text{logit}(S(t)) = \log(odds) = -\log \lambda - a \log t$   $\square$   $-\log(odds) = \log \lambda + a \log t$

(όπου **odds** (ή **σχετική πιθανότητα**) ο λόγος της πιθανότητας εμφάνισης ενός ενδεχομένου έναντι της πιθανότητας μη εμφάνισής του και **logit** η συνάρτηση του λογαρίθμου του odds).



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Λογαριθμολογιστική κατανομή





# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Κατανομή Pareto

Η τ.μ.  $T$  ακολουθεί την **κατανομή Pareto** με παραμέτρους  $\lambda > 0$ ,  $\theta > 0$  ( $T \sim \text{Pareto}(\theta, \lambda)$ ) και έχει σ.π.π. :

$$f(t) = \theta \frac{\lambda^\theta}{t^{\theta+1}}, \quad t \geq \lambda$$

συνάρτηση επιβίωσης :  $S(t) = \frac{\lambda^\theta}{t^\theta}$

συνάρτηση κινδύνου :  $h(t) = \theta \frac{1}{t}$

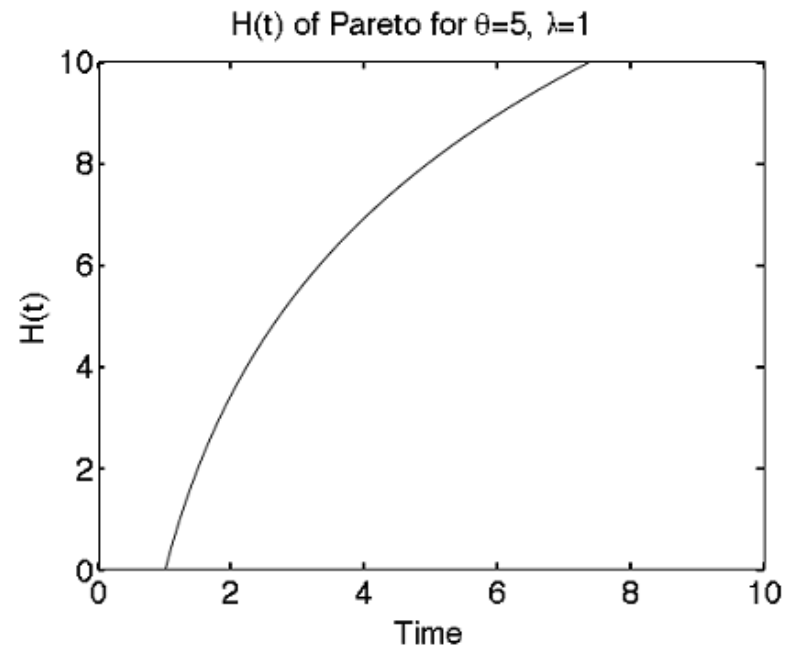
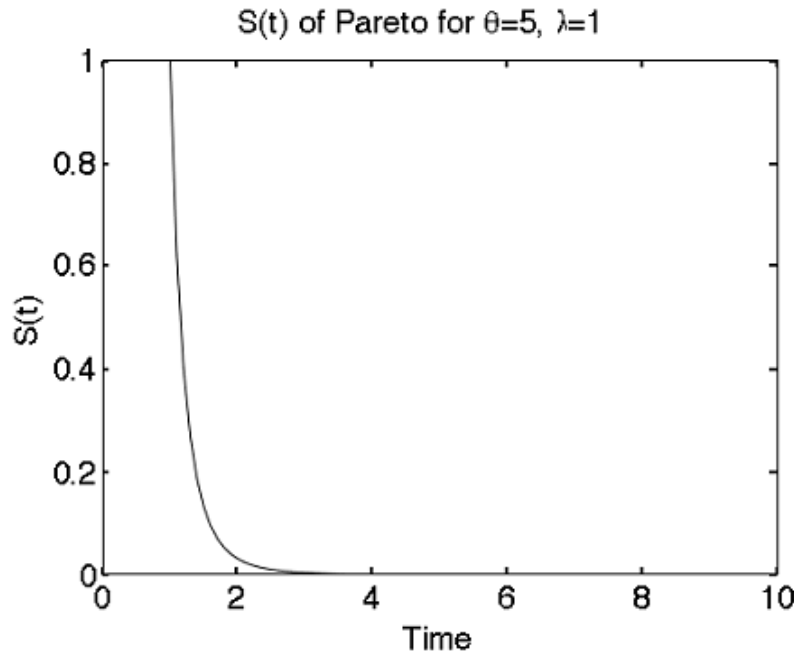
Η μέση τιμή και η διακύμανση δίνονται από τους τύπους :

$$E(T) = \frac{\theta\lambda}{\theta-1}, \quad \theta > 1 \quad \text{και} \quad \text{Var}(T) = \frac{\theta\lambda^2}{(\theta-1)^2(\theta-2)}, \quad \theta > 2.$$

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

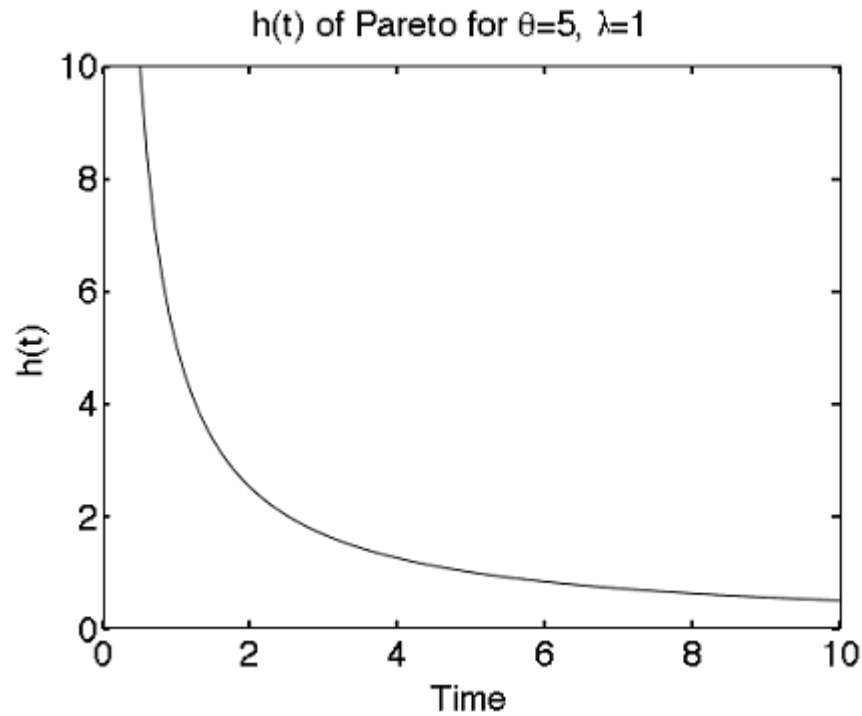
## Κατανομή Pareto

Εάν  $T \sim \text{Pareto}(\theta, \lambda)$  τότε  $\log\left(\frac{T}{\theta}\right) \sim \text{Exp}(\lambda)$



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Κατανομή Pareto



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Κατανομή Gompertz

Η τ.μ.  $T$  ακολουθεί την κατανομή Gompertz με παραμέτρους  $\lambda > 0$ ,  $\alpha > 0$

( $T \sim \text{Gompertz}(\alpha, \lambda)$ ) και έχει σ.π.π. :

$$f(t) = \lambda e^{at} \exp\left(\frac{\lambda}{a}(1 - e^{at})\right), t \geq 0$$

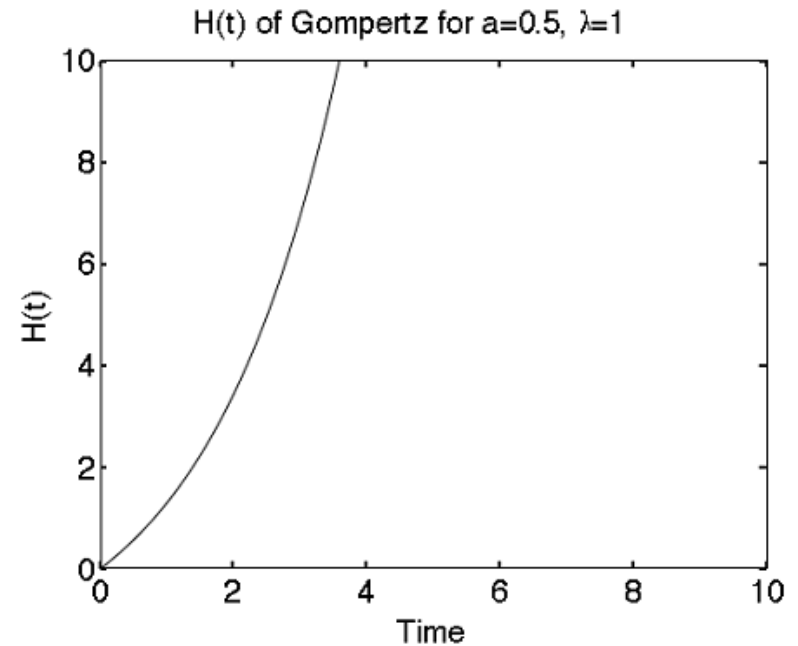
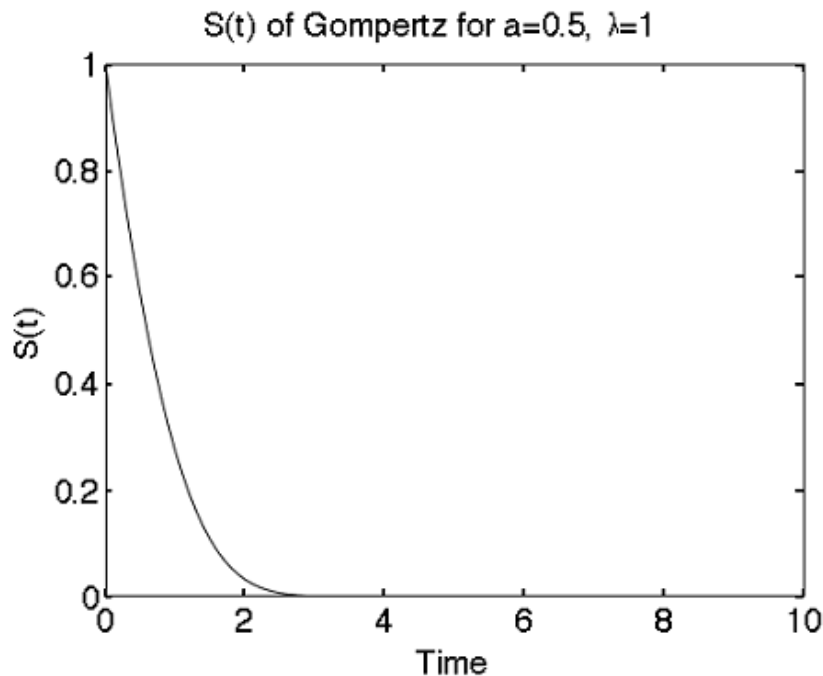
συνάρτηση επιβίωσης :  $S(t) = \exp\left(\frac{\lambda}{a}(1 - e^{at})\right), t \geq 0$

συνάρτηση κινδύνου :  $h(t) = \lambda e^{at}$

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

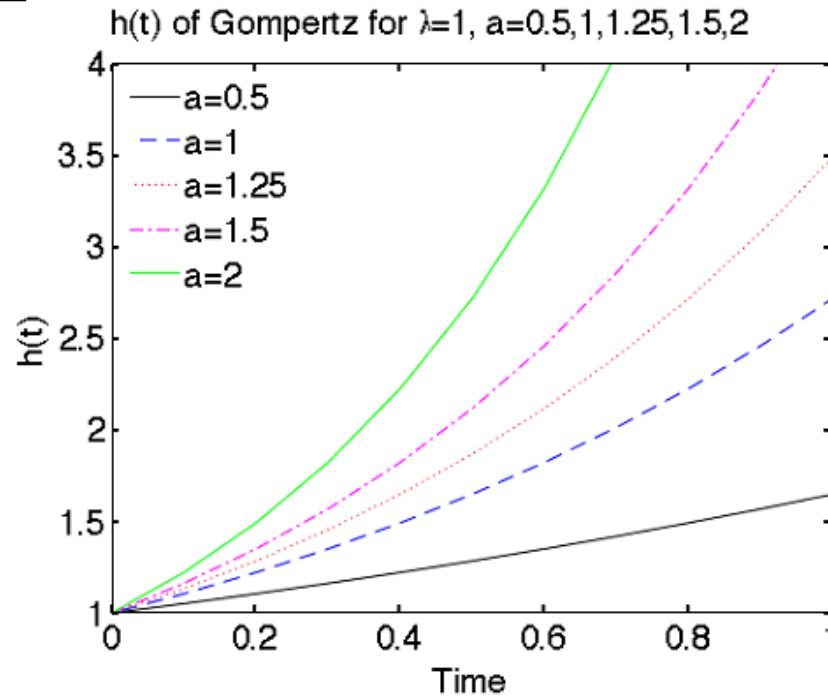
## Κατανομή Gompertz

Η κατανομή Gompertz αποτελεί έναν βολικό τρόπο περιγραφής της επιβίωσης ανθρώπων και χρησιμοποιείται συχνά στην δημογραφία. Μπορεί να γενικευθεί στην Gompertz-Makeham κατανομή προσθέτοντας μία σταθερά στην συνάρτηση κινδύνου :  $h(t) = c + \lambda e^{at}$ .



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Κατανομή Gompertz



Παρατηρούμε ότι η συνάρτηση κινδύνου της Gompertz κατανομής είναι μία αυξανόμενη συνάρτηση όσο αυξάνουμε το  $\alpha$ .

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Λογαριθμοκανονική κατανομή

Η λογαριθμοκανονική κατανομή (**Log-normal distribution**) στην πιο απλή μορφή της μπορεί να οριστεί ως η κατανομή μίας τ.μ.  $\log T \sim Normal$ .

Ο χρόνος επιβίωσης  $T$  ακολουθεί την λογαριθμοκανονική κατανομή και συμβολίζεται ως  $T \sim LN(\mu, \sigma^2)$  όταν η τ.μ.  $\log T$  ακολουθεί την  $Normal(\mu, \sigma^2)$  και έχει σ.π.π. :

$$f_T(t) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln t - \mu)^2\right], \quad t > 0, \mu \geq 0, \sigma > 0$$

συνάρτηση επιβίωσης  $S(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_t^{\infty} \frac{1}{x} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2\right] dx$

συνάρτηση κινδύνου  $h_T(t) = \frac{\frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln at)^2}{2\sigma^2}\right]}{1 - \Phi\left(\ln \frac{at}{\sigma}\right)}, \quad \text{για } t > 0,$

# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Λογαριθμοκανονική κατανομή

όπου  $\Phi(y)$  είναι η αθροιστική συνάρτηση της τυποποιημένης κανονικής κατανομής,

$$\text{δηλαδή } \Phi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^y \exp(-u^2/2) du .$$

Η τιμή της παραμέτρου  $\sigma^2$  ελέγχει την ασυμμετρία της κατανομής: όσο μεγαλύτερη η τιμή του  $\sigma^2$ , τόσο μεγαλύτερη ασυμμετρία.

Η συνάρτηση κινδύνου αυξάνει αρχικά σε κάποιο μέγιστο και έπειτα μηδενίζεται καθώς ο χρόνος  $t$  τείνει στο άπειρο.

$$\text{Εάν } T \sim \Lambda(\mu, \sigma^2) \text{ τότε η μέση τιμή της κατανομής είναι } E(T) = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)$$

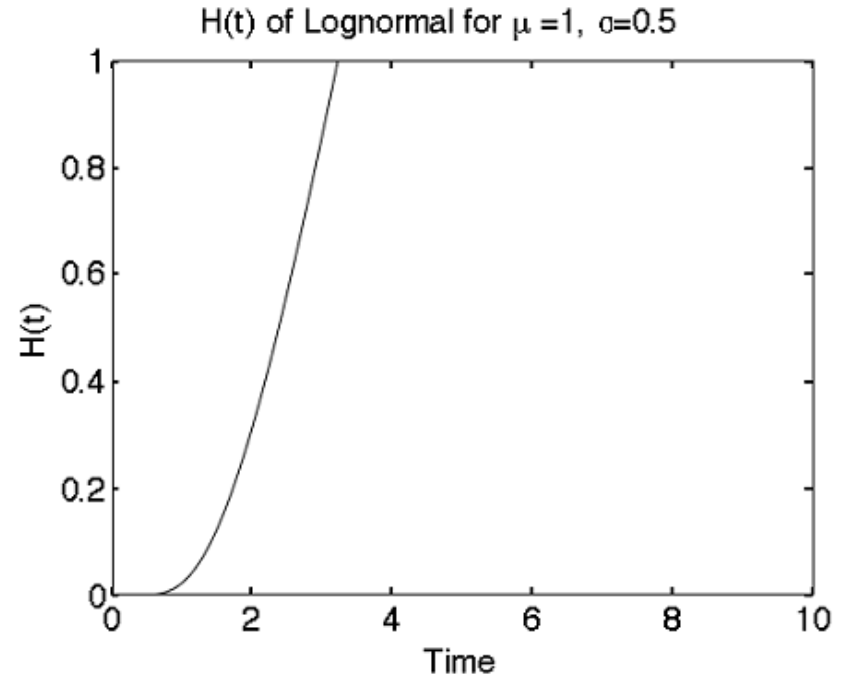
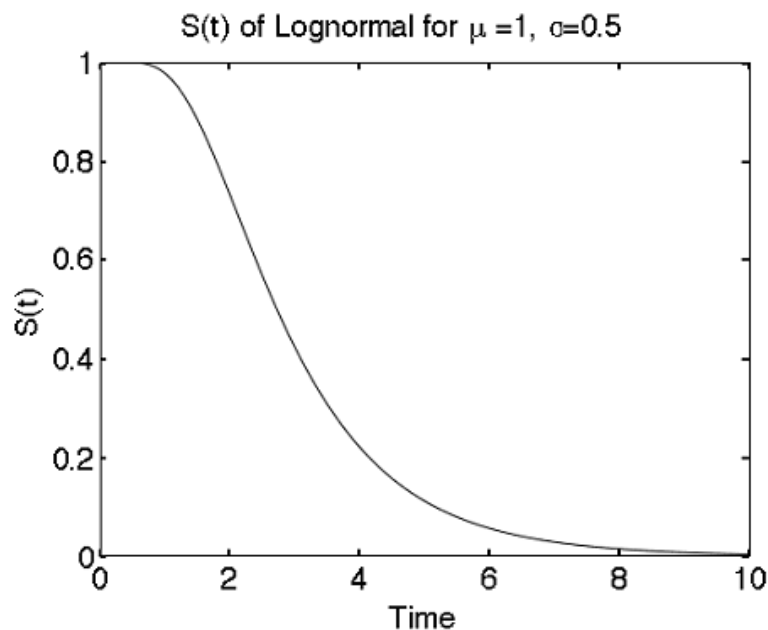
$$\text{και η διακύμανση } Var(T) = \exp(\sigma^2 - 1) \exp(2\mu + \sigma^2) .$$



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Λογαριθμοκανονική κατανομή

Η συνάρτηση κινδύνου αυξάνεται αρχικά σε κάποιο μέγιστο και έπειτα μηδενίζεται καθώς  $t \rightarrow \infty$ . Χαρακτηριστικό παράδειγμα της ιδιαίτερης συνάρτησης κινδύνου του λογαριθμοκανονικού μοντέλου είναι η περίπτωση της φυματίωσης όπου ο κίνδυνος να αποβιώσει ένας ασθενής αυξάνεται αρχικά και μειώνεται αργότερα όσο η ασθένεια προχωράει.



# Κατανομές ανάλυσης επιβίωσης

## Λογαριθμοκανονική κατανομή

