

Modèles probabilistes

Variable Aléatoire

- ▶ Une variable aléatoire est une fonction de l'espace des états vers l'espace des réels.
- ▶ La fonction affecte un réel à chaque état
- ▶ Si l'image de E est finie ou dénombrable, la variable aléatoire est discrète. On utilise les entiers plutôt que les réels.

Soit la variable aléatoire X prend des valeurs dans l'ensemble $\{0, 1\}$.
 $P(X = 1) = p$ et $P(X = 0) = 1 - p$

loi Bernoulli Bloc de base pour la construction des v.a. discrètes

Fonction de densité :

$$p_x(0) = 1 - p, p_x(1) = p$$

1



Bernoulli Distribution

■ CDF

$$F(x) = \begin{cases} 0 & , x < 0 \\ q & , 0 \leq x < 1 \\ 1 & , x \geq 1 \end{cases}$$



21



2

Loi Binomiale

- ▶ $B(n, p)$: La somme de n v.a. indépendantes Bernoulli de paramètres p .
- ▶ Distribution de Probabilités (Fonction de densité) :

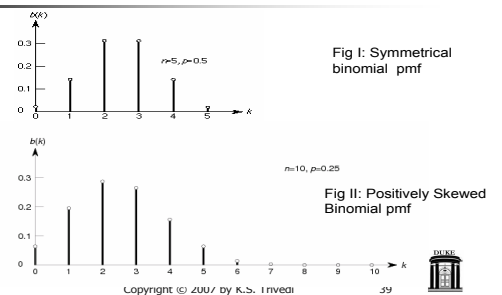
$$P(X = k) = p^k (1 - p)^{n-k} \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

- ▶ Pour modéliser des systèmes avec n composants indépendants ou n essais pour effectuer une tâche.
- ▶ L'algorithme naïf est numériquement instable
- ▶ Si n est petit on peut employer une formule de récurrence

$$P(X = k) = P(X = k - 1) \frac{p}{1 - p} \frac{n - k + 1}{k}$$

- ▶ Si n est grand, on peut approximer par une loi Normale.

3



4



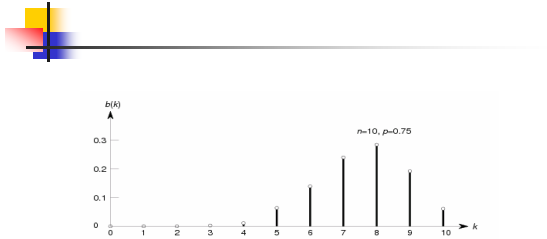


Fig III: Negatively Skewed binomial pmf

Copyright © 2007 by K.S. Trivedi

40



5

Loi Géométrique

- ▶ Le nombre d'essais (incluant le dernier) avant une réussite
- ▶ L'espace des états est infini dénombrable
- ▶ Soit p la probabilité de succès, la distribution est :

$$P(X = n) = p(1 - p)^{n-1}$$

Loi Géométrique et Propriété Sans Mémoire

- ▶ La distribution géométrique a la propriété Sans Mémoire.
- ▶ Ce qui signifie que le futur est indépendant du passé.
- ▶ Précisément, après n échecs, le nombre d'essais avant réussite a la même loi que la loi initiale.

6

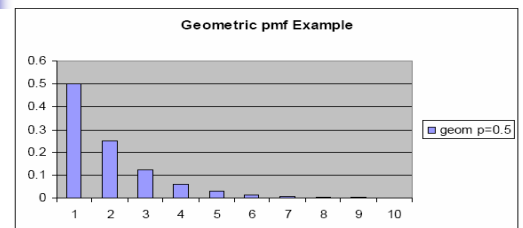
Preuve

- ▶ X date du premier succès, $q = 1 - p$.
- ▶ n premiers essais : échecs.

$$\begin{aligned} P(X = n + i | X > n) &= P(X = n + i | X > n) \\ &= P(X = n + i \cap X > n) / P(X > n) \\ &= P(X = n + i) / P(X > n) \\ &= pq^{n+i-1} / (1 - (1 - q^n)) = pq^{i-1} \\ &= P(X = i) \end{aligned}$$

7

Geometric pmf Example



Many books, talks and papers refer to such plots as "distribution"; this is *wrong*

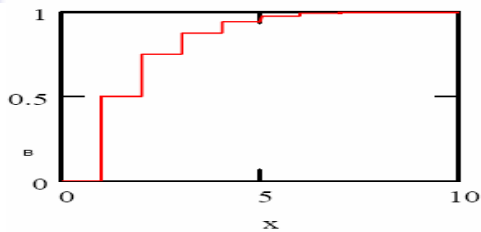
Copyright © 2007 by K.S. Trivedi

44



8

Geometric CDF Example



Copyright © 2007 by K.S. Trivedi

45



0

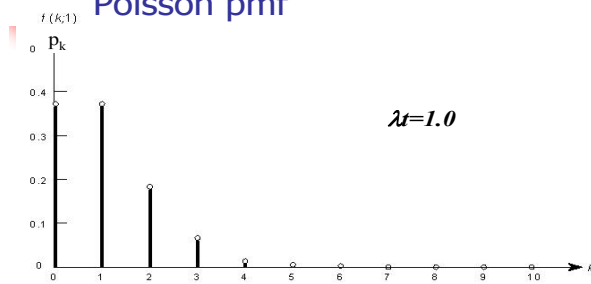
Loi de Poisson

- La v.a. représente le nombre d'événements (par exemple des pannes) qui se produisent dans l'intervalle $[0, t]$.
- Un seul paramètre : le taux des arrivées, λ .
- Distribution limite d'une binomiale renormalisée lorsque le temps tend vers 0
- Distribution de probabilité :

$$P(N_t = k) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}$$

10

Poisson pmf



$\lambda=1.0$

Many books, talks and papers refer to such plots as "distribution"; this is **wrong**

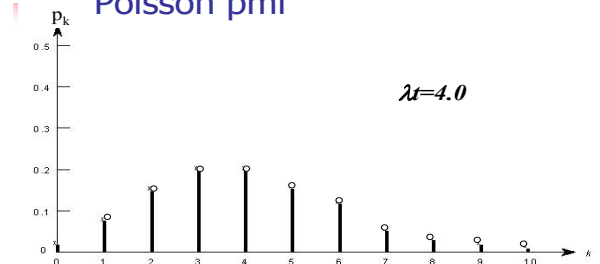
Copyright © 2007 by K.S. Trivedi

61



11

Poisson pmf



$\lambda=4.0$

Many books, talks and papers refer to such plots as "distribution"; this is **wrong**

Copyright © 2007 by K.S. Trivedi

63



12

Fonction de répartition

- ▶ $F_X(t) = P(X \leq t)$.
- ▶ Si $F_X(t)$ est continue, alors X est une v.a. continue.
- ▶ Si $F_X(t)$ est en escalier, alors X est une v.a. discrète.
- ▶ $0 \leq F_X(t) \leq 1$
- ▶ $F_X(t)$ est croissante
- ▶ $F_X(-\infty) = 0$ et $F_X(\infty) = 1$
- ▶ $F_X(t) = \int_{-\infty}^t f_X(t)$ (v. a. continue)
- ▶ $F_X(t) = \sum_{0}^t p_X(t)$ (v. a. discrète)

13

Fiabilité

- ▶ Fiabilité $R(t)$
- ▶ Soit X variable aléatoire représentant la durée de bon fonctionnement du système.
(X est la date de la panne du système)
- ▶ $R(t) = P(X > t)$
- ▶ $R(t)$ est décroissante
- ▶ $P(X \leq t) = F(t) = 1 - R(t)$ est la fonction de répartition (distribution) de la durée du bon fonctionnement du système.

14

Taux de défaillance (Hazard rate)

- ▶ La date d'événement est X :
- ▶ **Densité de probabilité :**
→
$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} \quad f(t) = P(t < X \leq t + \Delta t) \text{ où } \Delta t \rightarrow 0$$
- ▶ **Taux de défaillance**
$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)}$$

Probabilité que l'événement se produit à l'instant $t + \Delta t$ où $\Delta t \rightarrow 0$

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} P(X = t + \Delta t | X > t) = \frac{P(t < X \leq t + \Delta t)}{P(X > t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)}$$

15

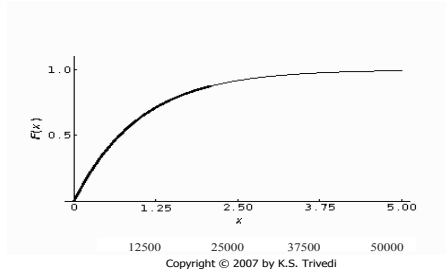
Loi Exponentielle

Une variable aléatoire positive avec la propriété sans mémoire.

- ▶
$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } 0 \leq x \leq \infty \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$
- ▶
$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$
- ▶ $R(t) = 1 - F(t) = e^{-\lambda t}$. $h(t) = f(t)/R(t) = \lambda$
- ▶ $P(a \leq X \leq b) = F(b) - F(a) = e^{-\lambda a} - e^{-\lambda b}$
- ▶ Moyenne = $1/\lambda$

16

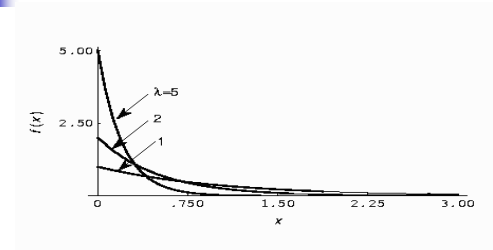
CDF of exponentially distributed random variable with $\lambda = 0.0001$



11

17

Pdf of the Exponential



12

18

Loi Exponentielle

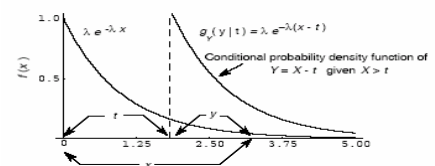
Propriété Sans Mémoire

- Cela signifie que la distribution du temps résiduel de vie ne dépend pas du temps durant lequel le composant est opérationnel.
- Fiabilité : le composant tombe en panne après une panne extérieure soudaine et non à la suite d'une détérioration graduelle.
- **Attention**
C'est une hypothèse. ... Il faudrait faire des mesures pour vérifier.
- **Sans mémoire** Soit $X > t$, le temps résiduel est $Y = X - t$

$$\begin{aligned}
 P(Y \leq a) &= P(X \leq a + t \mid X > t) \\
 &= \frac{P(X \leq a + t \text{ and } X > t)}{P(X > t)} = \frac{P(t < X \leq a + t)}{P(X > t)} \\
 &= 1 - e^{-\lambda a} \quad \text{Exponentielle}
 \end{aligned}$$

10

Memoryless property



15

20

Taux de défaillance

Soit X date de défaillance. Taux de défaillance :

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} P(X = t + \Delta t | X > t) = \frac{P(t < X \leq t + \Delta t)}{P(X > t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)}$$

- DFR : decreasing failure rate, *période de jeunesse* composant en début de vie (pb de test)
- CFR : constant failure rate, *période de vie utile* composant à l'état stationnaire
- IFR : increasing failure rate, *période des défaillances d'usure* composant vieillissant

DFR

- Causée par la non détection de défauts hardware ou software.
- Ne pas utiliser des modèles avec taux de panne constant car on trouverait des résultats peu significatifs.
- Utiliser loi ayant la propriété DFR (par exemple Weibull).

21

CFR

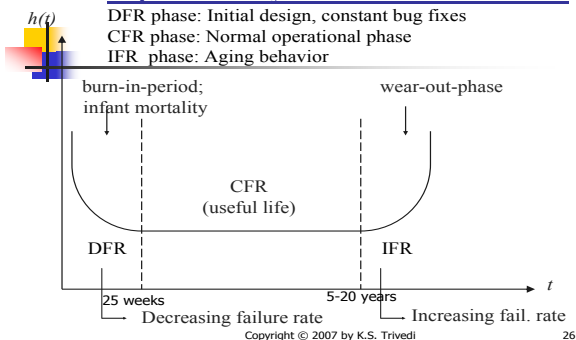
- Taux de panne constant (ou presque)
- Pannes provenant de l'environnement extérieur
- Processus de Poisson pour arrivées de panne, et loi exponentielle pour délai entre pannes successives.

IFR

- Effet de vieillissement sur des pièces mécaniques
- pb thermiques pour l'électronique
- On peut aussi employer la loi de Weibull pour modéliser un phénomène IFR.

22

Experimentally Observed Bathtub curve



$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)} (P(X = t + dt) | X > t)$$

23

Distribution Weibull

- $F(t) = 1 - e^{-\lambda t^\alpha}$
- $R(t) = e^{-\lambda t^\alpha}$
- $\alpha < 1 \rightarrow DFR$
- $\alpha = 1 \rightarrow CFR$
- $\alpha > 1 \rightarrow IFR$

24

Taux de défaillance et réparation : loi exponentielle

- ▶ Très souvent utilisé, car les calculs sont simples
- ▶ Les taux sont considérés constants pendant un intervalle de temps.
- ▶ **Estimation des taux de défaillances/ réparations :**

$$\frac{\text{Nombre de défaillances/réparation}}{\text{Durée cumulée de la période d'observation}}$$

25

MTTF

X est la durée de vie (X l'instant où la panne arrive)

- ▶ Mean Time To Failure : temps moyen avant panne.
- ▶ $MTTF = E[X]$
- ▶ Donc, $MTTF = \int_0^{+\infty} t f(t) dt$ où $f(t)$ est la densité de la v.a. temps de vie du système.
- ▶ $f(t)$ est la dérivée de $F(t)$.
- ▶ $MTTF = \int_0^{+\infty} R(t) dt$
- ▶ X est Exponentielle $MTTF = 1/\lambda$

26

Valeur moyenne(espérance), Variance

- ▶ v.a. discrète : $E[X] = \sum_{x_k} x_k P(X = x_k)$
- ▶ v.a. aléatoire continue : $E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx$
- ▶ va. positive $E[X] = \int_0^{\infty} (1 - F_X(t)) dt$
- ▶ $Var[X] = E[(X - E[X])^2]$
 $Var[X] = E[X^2] - E[X]^2$
- ▶ écart type (déviat standard) $\sigma = \sqrt{Var[X]}$

27

Espérance-MTTF

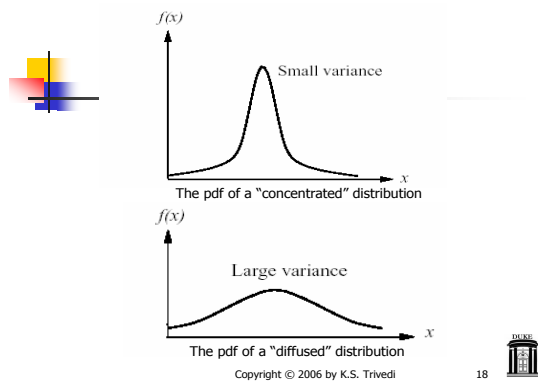
- ▶ Rappel : $E[X] = \int_0^{\infty} t f_X(t) dt$.
- ▶ L'espérance peut ne pas exister (voir les lois puissances)
- ▶ L'espérance est linéaire

$$E[X + Y] = E[X] + E[Y]$$

- ▶ Mais pour le produit il faut l'indépendance. Si X et Y sont indépendants, alors :

$$E[X * Y] = E[X] * E[Y]$$

28



18

20

HypoExponential (HYPO)

- HypoExp: multiple Exp stages in series.
- 2-stage HypoExp denoted as $HYPOL(\lambda_1, \lambda_2)$. The density, distribution and hazard rate function are:

$$f(t) = \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} (e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_2 t}), \quad t > 0$$

$$F(t) = 1 - \frac{\lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} e^{-\lambda_1 t} + \frac{\lambda_1}{\lambda_2 - \lambda_1} e^{-\lambda_2 t}, \quad t \geq 0$$

$$h(t) = \frac{\lambda_1 \lambda_2 (e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_2 t})}{\lambda_2 e^{-\lambda_1 t} - \lambda_1 e^{-\lambda_2 t}}$$

- HypoExp is an IFR as its $h(t): 0 \rightarrow \min\{\lambda_1, \lambda_2\}$
- Disk service time may be modeled as a 3-stage Hypoexponential as the overall time is the sum of the seek, the latency and the transfer time.

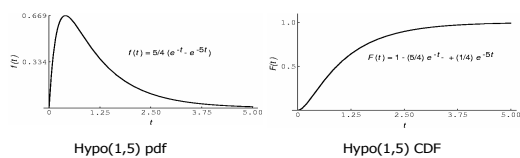
Copyright © 2007 by K.S. Trivedi

40

20

HypoExponential pdf and CDF

- Hypo(1,5)

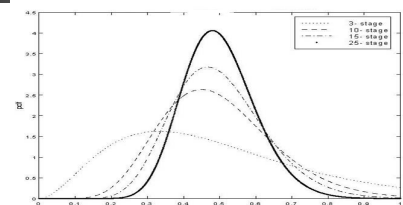


Copyright © 2007 by K.S. Trivedi

41

21

Erlang density function



If we vary r keeping r/λ constant, pdf of r -stage Erlang approaches an impulse function at r/λ .

Copyright © 2007 by K.S. Trivedi

45

22

HyperExponential Distribution (HyperExp)

- Hypo or Erlang have sequential Exp() stages.
- When there are alternate Exp() stages it becomes Hyperexponential.

$$f(t) = \sum_{i=1}^k \alpha_i \lambda_i e^{-\lambda_i t}, \quad t > 0, \quad \lambda_i > 0, \quad \alpha_i > 0, \quad \sum_{i=1}^k \alpha_i = 1$$

$$F(t) = \sum_{i=1}^k \alpha_i (1 - e^{-\lambda_i t}), \quad t \geq 0$$

$$h(t) = \frac{\sum_{i=1}^k \alpha_i \lambda_i e^{-\lambda_i t}}{\sum_{i=1}^k \alpha_i e^{-\lambda_i t}}, \quad t \geq 0$$

- CPU service time may be modeled by HyperExp.
- In workload based software rejuvenation model we found the sojourn times in many workload states have this kind of distribution.

Copyright © 2007 by K.S. Trivedi

51

33

Coefficient of Variation

- The *coefficient of variation* C_X of a random variable is a measure of deviation from the exponential distribution.

$$C_X = \frac{\sigma_X}{E[X]}$$



Coef.	Distribution function
> 1	Hyperexponential
1	Exponential
< 1	Hypoexponential (Erlang)
0	Deterministic

Copyright © 2006 by K.S. Trivedi

20

34

Quelques résultats sur le MTTF

- Le MTTF est l'intégrale de la fiabilité
- Le MTTF d'un composant dont la durée de vie est exponentielle de taux λ est $1/\lambda$.
- Si le composant a une durée de vie hypoexponentielle de taux $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$, le MTTF est la somme des $1/\lambda_i$.

35

MTTF des composants en série, en parallèle

- n composants identiques de fiabilité $R(t) = e^{-\lambda t}$

$$R_s(t) = R^n(t)$$

$$R_s(t) = e^{-n \times \lambda t}$$

$$MTTF = \int_0^\infty R_s(t) dt = \frac{1}{n\lambda} = \frac{1}{n\lambda}$$

- $R_p(t) = 1 - F(t)^n = 1 - (1 - e^{-\lambda t})^n$

$$MTTF = \int_0^\infty R_p(t) dt = \int_0^\infty [1 - (1 - e^{-\lambda t})^n] dt$$

$$\text{changement de variable } u = 1 - e^{-\lambda t} \quad du = \lambda e^{-\lambda t} dt$$

$$MTTF = \frac{1}{\lambda} \int_0^1 \frac{1-u^n}{1-u} du = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n \int_0^1 u^{i-1} du = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n \frac{u^i}{i} \Big|_0^1$$

$$\text{Comme } \frac{u^i}{i} \Big|_0^1 = \frac{1}{i}$$

$$MTTF = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n \frac{1}{i}$$

36

Redondance passive (Cold Spare)

- ▶ Un seul composant est actif
- ▶ Le rechange (le spare) est inactif
- ▶ Le spare ne tombe pas en panne quand il est inactif
- ▶ La durée de vie est exponentielle de λ
- ▶ Détection de panne et changement pour le spare : immédiat
- ▶ La durée de vie totale est la somme de deux exponentielles de même taux : Erlang 2

$$R(t) = (1 + \lambda t)exp(-\lambda t)$$

37

Redondance passive avec défaillance (Warm Spare)

- ▶ Un composant est actif
- ▶ L'autre (le spare) est en attente
- ▶ Le spare peut tomber en panne quand il est en attente
- ▶ La durée de vie est exponentielle de λ pour un composant actif
- ▶ La durée de vie est exponentielle de α pour un composant en attente
- ▶ Détection de panne et changement pour le spare : immédiat

38

Warm Spare Analysis

- ▶ Durée de vie totale : la somme de deux exponentielles mais qui ne sont pas de même taux.
- ▶ Le premier événement est la panne du composant principal ou du spare
- ▶ La durée avant cet événement est le minimum de l'exponentielle de λ et de l'exponentielle de taux α , ce qui est une exponentielle de taux $\lambda + \alpha$.
- ▶ La durée de vie pour le composant survivant est une exponentielle de taux λ (propriété sans mémoire).
- ▶ Durée de vie totale : la somme de exponentielle de taux $\lambda + \alpha$ et de l'exponentielle de taux λ .

39

Redondance active (Hot Spare)

- ▶ Les deux composants sont actifs.
- ▶ La durée de vie est exponentielle de λ pour un composant actif
- ▶ Détection de panne et changement pour le spare : immédiat
- ▶ Durée de vie totale : la somme de deux exponentielles mais qui ne sont pas de même taux.
- ▶ Le premier événement est la panne du composant principal ou du spare
- ▶ La durée avant cet événement est le minimum de l'exponentielle de λ et de l'exponentielle de taux λ , ce qui est une exponentielle de taux 2λ .
- ▶ La durée de vie pour le composant survivant est une exponentielle de taux λ (propriété sans mémoire).
- ▶ Durée de vie totale : la somme de exponentielle de taux 2λ et de l'exponentielle de taux λ .

40

Système triple avec voteur : TMR

- ▶ 3 composants et un voteur
- ▶ Le voteur ne tombe pas en panne et ne fait pas d'erreurs.
- ▶ C'est un système 2 parmi 3.
- ▶ Soit R_{TMR} sa fiabilité et R la fiabilité d'un composant.

41

Analyse

- ▶ On obtient d'abord que :

$$R_{TMR}(t) = 3R^2(t) - 2R^3(t)$$

- ▶ Si on suppose que la fiabilité d'un composant est exponentielle de taux λ ,

$$R(t) = \exp(-\lambda t)$$

- ▶ Finalement,

$$R_{TMR}(t) = 3\exp(-2\lambda t) - 2\exp(-3\lambda t)$$

42

MTTF du Système triple avec vote

- ▶ On suppose que les composants ont une durée de vie exponentielle.

$$MTTF_{TMR} = \int_0^\infty R_{TMR}(t)dt = \int_0^\infty 3\exp(-2\lambda t) - 2\exp(-3\lambda t)dt$$

Donc,

$$MTTF_{TMR} = \frac{3}{2\lambda} - \frac{2}{3\lambda} = \frac{5}{6\lambda}$$

- ▶ On remarque que $MTTF_{TMR} < \frac{1}{\lambda}$ qui est le MTTF d'un composant.
- ▶ Donc le MTTF du TMR est 16% plus petit que le MTTF d'un composant mais sa fiabilité est supérieure pour une mission de courte durée.

43

MTTF des autres exemples

- ▶ En utilisant la linéarité de l'espérance et l'espérance d'une exponentielle,

- ▶ Cold Spare

$$MTTF_{ColdSpare} = \frac{2}{\lambda}$$

- ▶ Warm Spare

$$MTTF_{WarmSpare} = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda + \alpha}$$

- ▶ Hot Spare

$$MTTF_{HotSpare} = \frac{3}{2\lambda}$$

44