

Exponentiele verdeling (pag. 101-103)

- De kansveranderlijke heeft een exponentiele verdeling als de kansdichtheid de volgende vorm heeft:

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

De veranderlijke kan enkel positieve waarden aannemen.

- De parameter λ is een strikt positief getal.
- De grafiek van de kansdichtheid heeft volgende kenmerken (zie figuur 7.2 pag. 102):
 - Links van 0 is de kansdichtheid 0.
 - Voor $x = 0$ is $f_X(0) = \lambda$, het snijpunt met de Y-as bepaalt dus de parameter.
 - Verder verloopt de kansdichtheid exponentieel dalend naar 0 op $+\infty$.
- Cumulatieve verdelingsfunctie:

- $F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$ (grafiek zie figuur 7.2 pag. 102)

- Uitleg bij de afleiding voor $x \geq 0$:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^0 0 dy + \int_0^x \lambda e^{-\lambda y} dy = \int_0^x \lambda e^{-\lambda y} dy$$

Stel hierin nu: $z = -\lambda y$

Dan is $dz = -\lambda dy \Rightarrow \lambda dy = -dz$

$$y = 0 \Rightarrow z = 0$$

$$y = x \Rightarrow z = -\lambda x$$

$$\text{Dus: } F_X(x) = - \int_0^{-\lambda x} e^z dz = \int_{-\lambda x}^0 e^z dz = \left[e^z \right]_{-\lambda x}^0 = e^0 - e^{-\lambda x} = 1 - e^{-\lambda x}$$

- Kenmerken:

- Verwachtingswaarde: $E(X) = \frac{1}{\lambda}$

afleiding:

$$\begin{aligned}
E(X) &= \int_0^{+\infty} y \lambda e^{-\lambda y} dy \stackrel{z=-\lambda y}{=} \frac{1}{\lambda} \int_0^{-\infty} z e^z dz = -\frac{1}{\lambda} \int_{-\infty}^0 z e^z dz = -\frac{1}{\lambda} \int_{-\infty}^0 z d(e^z) \\
&= -\frac{1}{\lambda} \left([z e^z]_{-\infty}^0 - \int_{-\infty}^0 e^z dz \right) \\
&= -\frac{1}{\lambda} \left((0e^0 - \lim_{z \rightarrow -\infty} (z e^z)) - [e^z]_{-\infty}^0 \right) \\
&= -\frac{1}{\lambda} \left(-\lim_{z \rightarrow -\infty} \left(\frac{z}{e^{-z}} \right) - (1-0) \right) \\
&\stackrel{H}{=} -\frac{1}{\lambda} \left(-\lim_{z \rightarrow -\infty} \left(\frac{1}{-e^{-z}} \right) - 1 \right) = -\frac{1}{\lambda} (0-1) = \frac{1}{\lambda}
\end{aligned}$$

- Variantie: $Var(X) = \frac{1}{\lambda^2}$

Dit resultaat kan afgeleid worden via een analoge, maar nog langere, berekening als hierboven.

- Kwantielen van orde p : $Q_x(p) = -\frac{1}{\lambda} \ln(1-p)$

Afleiding: Het kwantiel van orde p is bij definitie de waarde x zodat:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = p$$

Uitwerking geeft:

$$1 - e^{-\lambda x} = p \Leftrightarrow e^{-\lambda x} = 1 - p \Leftrightarrow -\lambda x = \ln(1-p) \Leftrightarrow x = -\frac{1}{\lambda} \ln(1-p)$$

- Voorbeeld:

de tijd tussen 2 opeenvolgende gebeurtenissen is meestal exponentieel verdeeld. Stel dat in een supermarkt uit tijdsmetingen blijkt dat de gemiddelde tijd tussen de binnenkomst van 2 opeenvolgende klanten een 0.5 minuut is. Dan is op een willekeurig moment de tijd tussen de binnenkomst van 2 opeenvolgende bezoekers exponentieel verdeeld met parameter $\lambda = \frac{1}{0.50} = 2$.

- Eigenschappen:

- Verband met de Poissonverdeling

Als X = het aantal gebeurtenissen per tijdseenheid Poisson verdeeld is met parameter λ dan is de tijd T tussen 2 opeenvolgende gebeurtenissen exponentieel verdeeld met dezelfde parameter λ .

$$\text{Dus: } X \sim \text{Poisson}(\lambda) \Rightarrow T \sim \exp(\lambda)$$

Voorbeeld: Als het aantal bezoekers dat een supermarkt binnenkomt gedurende een uur Poisson verdeeld is met gemiddelde waarde 120 dan is de tijd tussen de binnenkomst van 2 bezoekers exponentieel verdeeld met parameter 120. De

gemiddelde tijd is dan $\frac{1}{120} \text{uur} = \frac{60}{120} \text{min} = 0.5 \text{min}$.

Intuïtief is dit duidelijk: als er gemiddeld 120 op een uur (= 60 min) binnenkomen dat komt er gemiddeld om de 0.5 min een klant binnen.

Uitleg bij het bewijs:

De verdeling van een veranderlijke ligt volledig vast door zijn kansdichtheid of door de cumulatieve verdelingsfunctie. In dit bewijs probeert men de verdeling te vinden door de cumulatieve verdelingsfunctie van T te bepalen.

Bij definitie is dit: $F_T(t) = P(T \leq t) = 1 - P(T > t)$

De kans dat $T > t$, m.a.w. dat de tijd tussen 2 gebeurtenissen groter is dan t is net hetzelfde als de kans dat er geen enkele gebeurtenis optreedt in de tijd t .

Gebruik nu de evenredigheideigenschap van de Poissonverdeling:

Als X (het aantal gebeurtenissen per tijdseenheid) poisson verdeeld is met parameter λ dan is Y = het aantal gebeurtenissen in de tijd t ook poisson verdeeld maar met de parameter in evenredigheid aangepast, nl. λt .

Hiermee is $P(T > t) = P(Y = 0) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^0}{0!} = e^{-\lambda t}$

en dus: $F_T(t) = 1 - e^{-\lambda t}$

Dit is de verdelingfunctie van een exponentiele verdeling met parameter λ .

- Geheugenloosheid: Als X exponentieel verdeeld is dan geldt voor $t_1 > 0, t_2 > 0$
 $P(X > t_1 + t_2 | X > t_2) = P(X > t_1)$

Interpretatie: De voorwaardelijke kans dat je een tijd $t_1 + t_2$ moet wachten op de volgende gebeurtenis als je al een tijd t_2 gewacht hebt is net hetzelfde als de onvoorwaardelijke kans om een tijd t_1 te wachten op de volgende gebeurtenis. De tijd t_2 die al verlopen is speelt dus geen rol, het systeem is als het ware vergeten dat er al een tijd t_2 verlopen is.