Megbízhatósági számítások

A megbízhatóság ~~...~~ amely valsége, hogy egy adott berendezés a rendeltetésének ~~...~~ körülmények között, a tervezett élettartamon belül megfelelően ellátja a feladatát.

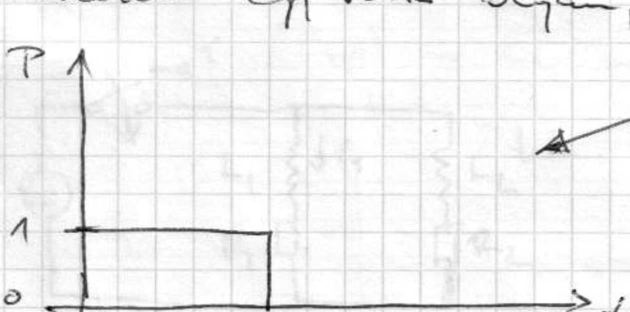
Ha a valséget magasra tesszük, akkor nem tudjuk teljesíteni.

Élőlényekre és emberekre is tudjuk alkalmazni.

A számítások a múltbeli tapasztalatokra alapulnak, az összegyűjtés nehéz, nincs elég adat.

Elvárható működés → megfelelő pontossággal le kell írni.

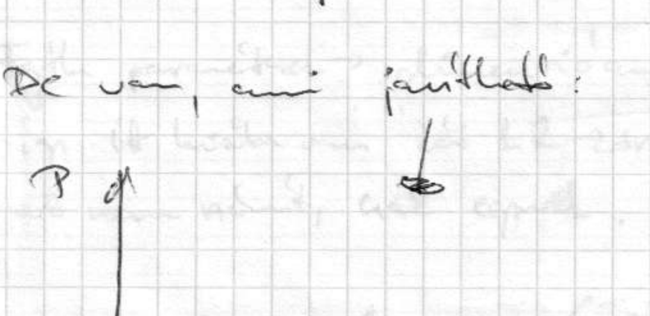
Berendezések egy része olyan, ~~hogy~~ (mint pl. izzólámpa)



nem javítható

Ilyenkor a T élettartam a vizsgálatok tárgya.

De van, ami javítható:



A nem javítható elemek: egy jövőbeli időpontban milyen valószínűséggel tud működni.

(R: reliability) (A: availability)
Megbízhatóság helyett mondhatunk rendelkezésre állást is.

Javítható elemnél a rendelkezésre állás:

$$A = \frac{T_{üz}}{T_{üz} + T_{jav}}$$

: az az időarány, amelyben az adott berendezés üzemben van.

$0 \leq R \leq 1$

értelmezhető valószínűségként is (tetsz. kiválasztott időpontban a berendezés üzemképes-e).

A vill. energia-rendszerek megbízhatóságáról az 1930-as években kezdtek foglalkozni → generátorrendszerek.

Magas fokú üzembiztonságot várunk el: 2-3 óra kimaradás/év → 0,99977 valószínűségű rendelkezésre állás.

A szolgáltatói versenyeztetés a fogyasztóért, így a megbízhatóság nagyon hangsúlyos.

Megbízhatóság → a valószínűséggel írhatjuk le.
annak valószínűsége, hogy a fogyasztókat folyamatosan, megfelelő minőségű vill. energiával látjuk el.

A feladat: megfelelő minőségben és folyamatosan lássuk el a fogyasztókat → feszültség és frekvenciára vonatkozó előírások.

A nem 50Hz-es összetevőkre sokféle feltételt írnak.

A frekvenciának is megfelelőnek kell lennie.

A folyamatos vill. energia szolgáltatás a megbízhatósággal fejezhető ki.

A feszültség ~~a hálózat~~ és a frekv. rendszerjellemző.

A hálózat eltérő pontjain más rendelkezésre állást mérhetünk. pl. KIF vonalon ~~ezt~~ várunk el és mást várunk el 400kV-on. Nem egyenértékű az egyes rendszerek megbízhatósága.

↓ a rendszer üzemét jellemző számokat képezni.

Régebben empirikusan állapították meg.

Komplexebb rendszernél és mivel nagy vesztesége van a megbízhatóságért, ezért konkrét számértékekkel kell jellemezni.

A hatékonyságot és megbízhatósági szempontból jellemezni kell.

A vill. rendszer komponensei túlnyomórészt javíthatók. A vill. energia-rendszert úgy kell vizsgálni, mintha örökéletűre alkotnánk meg (a rendszer nem avul el). A javítható elemeket javítják, a vesztett kicserélik.

Egy olyan rendszer, amiben $\forall$ elem a rendszer meghibásodását okozza, az eredő megbízhatóság a részek megbízhatóságának szorzata.

Hiba után fontos teendők:
- mérlegelés technika
- élettartam
- üzembe helyezés

Elektronika → az ~~alkatrészt~~ vezérlést sok alkatrészből áll. A nem javítható elemek vizsgálata került előtérbe.

Űrhajózásban és hívni a lehetőség javításra.
Nukleáris felhasználásban nagy biztonság kell.

A nem javítható elemekkel.

Vill. energ → generátorrendszerek.
Probléma: üzemel egy hálózat, s építeni kellene új hálózatokat. Sokféle számítás kell. A rendszer egy biztonságával jellemzésükre kell a megbízhatósági számítás.

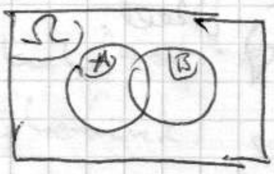
Később: hálózatok, átviteli kapacitások vizsgálata.

1965: nagy kiterjedési üzemzavar USA keleti és északi partvidékén. Ez fellendítette a vizsgálatokat.

Közrejátszik:
- vill. energ. piac liberalizálása
- fogyasztókért való verseny
↓ árakat lejjebb kell szorítani, de nyereség is kell.
Spórolni kell → karbantartásokon pl. lehet spórolni. Elhanyagolták a karbantartásokat, s spórolás a vezetéképítéseken, s ezek nagy kiterjedésű, súlyos üzemzavarok hozták le.

A karbantartással, stb. kell foglalkozni.

Valószín. alapok



$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

feltételes valószínűség

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

valváltozó: ξ, ált. az idő fv-e: $\xi(t)$

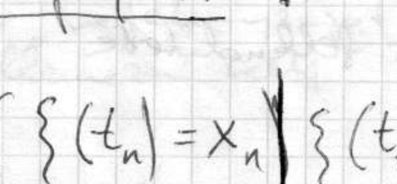
Markov-folyamatok:

$$P\left(\xi(t_n) = x_n \,\middle|\, \xi(t_{n-1}) = x_{n-1} \text{ és } \xi(t_{n-2}) = x_{n-2} \text{ és} \dots\right)$$

$$= P\left(\xi(t_n) = x_n \,\middle|\, \xi(t_{n-1}) = x_{n-1}\right)$$

Nem függ a múlttól, csak az eggyel korábbi eseménytől.

Egymás utáni diszkrét időlépésekkel nézzük.



i és j → rendszer lehetséges műk. állapotai

$$p_{ij} = p(j|i) = p\left(\xi(t_n) = j \,\middle|\, \xi(t_{n-1}) = i\right)$$

Átírjuk a feltételes valség definíciója alapján:

$$p\big(\xi(t_n)=j \text{ és } \xi(t_{n-1})=i\big) = p_{ij}\cdot p\big(\xi(t_{n-1})=i\big)$$

Sok állapotú rendszerről beszélünk → állapottér.

A j állapotba ez ábrán nem csak i-ből lehet jutni, hanem máshonnan is.

$$p\big(\xi(t_n)=j\big) = \sum_i p_{ij}\cdot p\big(\xi(t_{n-1})=i\big)$$

valószínűsége annak, hogy a rendszer az n-edik időpontban j.

összes lehetséges odajutási valószínűsége. (mivel kizáró események, ezért összeadható)

Az összes állapotra ezt felírhatom (k, l, ... állapotokra), akkor egy mátrixegyenletet kaphatunk:

transzponált

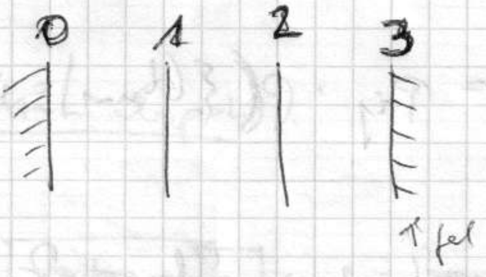
$$\underline{p}^*(t_n) = \underline{p}^*(t_{n-1})\cdot \underline{\underline{\Pi}}$$

$$\boxed{p^T(t_n)} = \boxed{p^T(t_{n-1})}\;\boxed{\underline{\underline{\Pi}}}$$

A $\underline{\underline{\Pi}}$ mtx az átmenet-valószínűségmtx.

$$\Pi = \begin{array}{c c} & \begin{array}{ccc} 1 & j & n \end{array} \\ i & \begin{bmatrix} & & \\ & p_{ij} & \\ & & \end{bmatrix} \end{array}$$

példa: bolyongási feladat

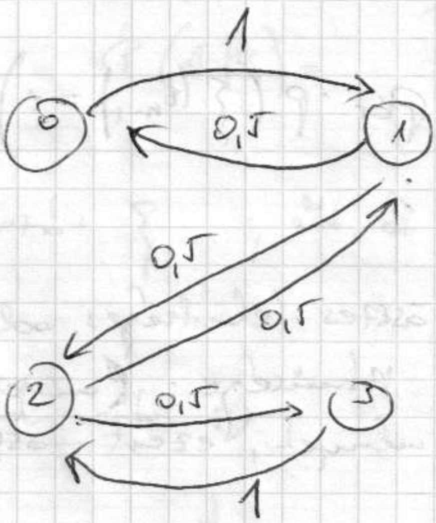


← pozíciók

Egymást követő diszkrét pozíciókra írunk szabályokat.

4 állapotú rendszer, a fal most teljesen visszaverő.

Az állapottér:



Az átmenetekre valószínűségeket írunk: milyen valószínűséggel megy át. Most egyforma valószínűségeket veszünk fel.

$$\underline{\underline{\Pi}} = \begin{array}{c c} & \begin{array}{cccc} 0 & 1 & 2 & 3 \end{array} \\ \begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \end{array} & \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0{,}5 & 0 & 0{,}5 & 0 \\ 0 & 0{,}5 & 0 & 0{,}5 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \end{array}$$

nem szimm. mtx

ezért nem maradhat helyben

$\sum_j p_{ij} = 1$; sorösszeg = 1

Homogén ↔ időtől fgtlen.

Mivel $\sum_j p_{ij} = 1$, ezért ez egy sztochasztikus mtx.

$$p^*(t) = \left[p_0(t) ; p_1(t) ; p_2(t) ; p_3(t) \right]$$

↑ adott időpontban a 0, 1, 2, 3 pozícióban való-
színűsége.

$$\sum_i p_i(t) = 1$$

A mtx. sztochasztikus ⇔ ez az egyenlet ∀ teljesülni fog, ezt

a $p^*(t_n) = p^*(t_{n-1}) \cdot \Pi$ nem hordoz elég infor-

mációt.

t=0-ban: $p^*(0) = \left[1 ; 0 ; 0 ; 0 \right]$

a 0 pozícióból
indítjuk

t=1-ben: $p^*(1) = \left[0 ; 1 ; 0 ; 0 \right]$

mert nem
maradhat
helyben

t=2-ben: $p^*(2) = \left[\frac{1}{2} ; 0 ; \frac{1}{2} ; 0 \right]$

t=3-ban: $p^*(3) = \left[0 ; \frac{3}{4} ; 0 ; \frac{1}{4} \right]$

felt. valószínűség
szerint

$$p^*(4) = \left[\frac{3}{8} \; ; \; 0 \; ; \; \frac{5}{8} \; ; \; 0\right]$$

$\frac{3}{8} + \frac{2}{8} = \frac{5}{8}$

$$p^*(5) = \left[\phi \; ; \; \frac{11}{16} \; ; \; \phi \; ; \; \frac{5}{16}\right]$$

$\frac{5}{8} + \frac{5}{16} = \frac{11}{16}$

$$p^*(6) = \left[\frac{11}{32} \; ; \; 0 \; ; \; \frac{21}{32} \; ; \; 0\right]$$

$\frac{10 + 11}{32}$

A belső pozíciók nagyobb valószínűséggel szerepelnek, mint a külsők.

A valószínűségi eloszlás, amihez ez tart, határeloszlásnak nevezzük. Ha létezik ilyen határérték, akkor a folyamat ergodikus.

Ugyanezt rövidebben:

$$[p_0 \;\; p_1 \;\; p_2 \;\; p_3] \cdot \begin{bmatrix} \\ \Pi \\ \\ \end{bmatrix} = [p_0 \;\; p_1 \;\; p_2 \;\; p_3]$$

ha feltételezzük, hogy van határeloszlás:

$$p_i(t_{n+1}) = p_i(t_n) = p_i$$

$\Downarrow$

$$p^* = p^* \cdot \Pi$$, ennek a megoldásaként kapjuk a határeloszlást.

Most:

$$p_0 = 0{,}5\,p_1$$

$$p_1 = p_0 + 0{,}5\,p_2$$

$$p_2 = 0{,}5\,p_1 + p_3$$

$$p_3 = 0{,}5\,p_2$$

egyet ki kell hagyni közülük

és kell még az, hogy $\sum_i p_i = 1$ $\quad (p_0+p_1+p_2+p_3 = 1)$

Az egyenletrendszert megoldva:

$$p^* = \left[\frac{1}{6}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{6}\right]$$

itt nem tudjuk, hogy páros vagy ptlan volt-e

$$\lim_{k\to\infty} p^*(2k) = \left[\frac{1}{3}, 0, \frac{2}{3}, 0\right]$$

$$\lim_{k\to\infty} p^*(2k+1) = \left[0, \frac{2}{3}, 0, \frac{1}{3}\right]$$

kétféle határértéket kaptunk, de a valóságban nincs ilyen különbség.

Feltételes valószínűséggel:

$$P(A|B) = \frac{P(A\cap B)}{\underbrace{P(B)}_{=\frac{1}{2}}} \Rightarrow P(A|B)\cdot P(B) = P(A\cap B)$$

A határeloszlást megkaphatjuk így.

Most:

$$\left.\begin{aligned} p_0 &= 0{,}5\,p_1 \\ p_1 &= p_0 + 0{,}5\,p_2 \\ p_2 &= 0{,}5\,p_1 + p_3 \\ p_3 &= 0{,}5\,p_2 \end{aligned}\right\}$$ egyet ki kell hagyni közülük

és kell még az, hogy $\sum_i p_i = 1$ $\quad (p_0+p_1+p_2+p_3 = 1)$

Az egyenletrendszert megoldva:

$$p^* = \left[\frac{1}{6}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{6}\right]$$ itt nem tudjuk, hogy páros vagy ptl volt-e

$$\lim_{k\to\infty} p^*(2k) = \left[\frac{1}{3}, 0, \frac{2}{3}, 0\right]$$
$$\lim_{k\to\infty} p^*(2k+1) = \left[0, \frac{2}{3}, 0, \frac{1}{3}\right]$$

kétféle határértéket kaptunk, de a valóságban nincs ilyen különbség.

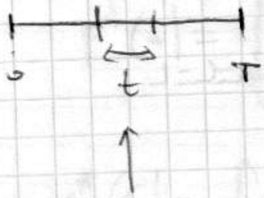
Feltételes valószínűséggel:

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{\underbrace{P(B)}_{=\frac{1}{2}}} \Rightarrow P(A|B)\cdot P(B) = P(A\cap B)$$

A határeloszlást megkaphatjuk így.

~~[illegible]~~

<u>V. előadás</u> 2011. 11. 23.



n esemény következik be a $[0,T]$-ben.

Kijelölünk egy t intervallumot.
Mi a valószínűsége, hogy itt következik be $0, 1, 2, \ldots$ esemény?
Most az n esemény teljesen egyforma valószínűséggel következik be.

Annak valószínűsége, hogy 1 esemény a t-be van:

$$P = \frac{t}{T} \quad \text{(geometriai valség)}$$

Ha: k db t-ben, a többi nem:

$$P = \left(\frac{t}{T}\right)^k \cdot \left(1 - \frac{t}{T}\right)^{n-k} \cdot \binom{n}{k}$$

binomiális eloszlás

~~Legyen~~ $\lambda = \frac{n}{T}$ eseménysűrűség

és kezdjük T-t növelni: $T \to \infty$

és vele együtt n-et is: $n \to \infty$

hogy arányuk továbbra is λ eseménysűrűség.

Határátmenetet kell végrehajtani.

$$P_k = \frac{(\lambda t)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda t}$$ ← ez a Poisson-eloszlás

↑ t időben egy k esemény következik be

Ennél a változó a k (hány esemény következik be az adott intervallumon belül)

Átírva:

$$P_k = \frac{\left[\lambda(t_2-t_1)\right]^k}{k!} \cdot e^{-\lambda(t_2-t_1)}$$

legyen $t_2 - t_1 = \Delta t$

és $\Delta t \to dt$ elkezdjük csökkenteni, s ezáltal a dt alatt csak 1 esemény bekövetkezését engedjük meg.

Ekkor $k=0$ vagy $k=1$ lehet csak (vagy bekövetkezik egy esemény, vagy nem)

↑ ezek az eseményt vill. energetikában ált. meghibásodásokat jelentenek.

$$P_k = \frac{(\lambda dt)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda dt}$$

Ekkor

$$P_k = \begin{cases} e^{-\lambda dt}, & \text{ha } k=0 \\ \approx \lambda dt, & \text{ha } k=1 \end{cases}$$

↑ közelítéssel

Ha dt elég kicsi, akkor $e^{-\lambda dt} \approx 1-\lambda dt$ közelíthető (Taylor-sor)

A dt időintervallumban bekövetkezik egy esemény.

A rendszer lehetséges állapotai:

$$\Pi = \begin{array}{c|c} & 0 \quad 1 \quad 2 \quad \dots \quad n \\ \hline \begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \\ \vdots \\ n \end{array} & \left[\begin{array}{c} \\ \\ \\ \\ \\ \end{array} \right] \end{array}$$

jelölje a sor- és oszlopszám azon események számát, amelyek bekövetkeztek.

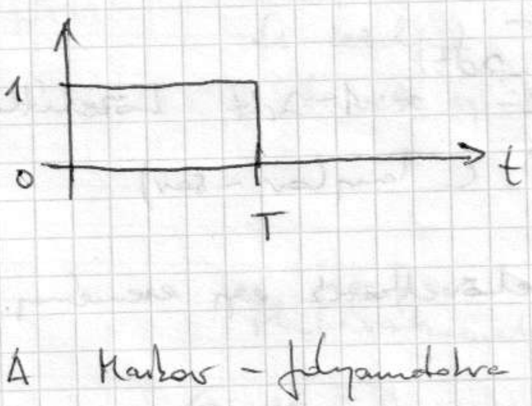
↑ az állapot jelzőszáma azok az események, melyek bekövetkeztek, s dt elég kicsi → ezért egyet ugorhat

Az ehhez tartozó Π mtx:

$$\Pi = \begin{array}{c} \\ 0 \\ 1 \\ 2 \\ \vdots \\ n \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccccc} 0 & 1 & 2 & \dots & & n \end{array} \\ \begin{bmatrix} (1-\lambda dt) & \lambda dt & 0 & \dots & & 0 \\ 0 & (1-\lambda dt) & \lambda dt & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & (1-\lambda dt) & \lambda dt & \dots & 0 \\ \vdots & & & & \ddots & \\ & & & & & \end{bmatrix} \end{array}$$

A Π soraiban lévő elemek összege 1.

Nem javítható elemek



A Markov-folyamatokra $p^*(t) = p^*(t-1)\cdot\Pi \quad / -p^*(t-1)$

$$p^*(t) - p^*(t-1) = p^*(t-1)\cdot\Pi - p^*(t-1) =$$

$$= p^*(t-1)\,\Big[\underbrace{\underline{\underline{\Pi}} - \underline{\underline{E}}}\Big]$$

sorok elemeinek össznagy ezentúl 0 lesz.

így $\underline{\underline{\Pi}} - \underline{\underline{E}}$: mindenütt λdt jellegű mennyiségek lesznek

így $\dfrac{\underline{\underline{\Pi}} - \underline{\underline{E}}}{dt} = \underline{\underline{A}}$ -t bevezetve tovább írva az egyenletet:

$$\frac{p^*(t) - p^*(t-1)}{dt} = p^*(t-1) \cdot \frac{\Pi - E}{dt}$$

Ha $\lim dt \to 0$ átmenetet vizsgálunk:

$$\boxed{\left[p^*(t)\right]' = p^*(t) \cdot \underline{\underline{A}}}$$

mindegy, hogy t vagy $(t-1)$

derivált

az adott állapothoz tartozó valószínűség megváltozása

$\underline{\underline{A}}$: átmeneti intenzitásmtx. Már nem valószínűségek vannak benne.

ez az ún. állapottér-módszer differenciálegyenlete

Arra irányul, hogy ez egyes állapot-valószínűségeket megfogalmazzuk.

Remélhetőleg el fog érni egy olyan eloszlást, ami már nem fog változni:

$$\left[p^*(t)\right]' = \underline{0}$$

$\in$ ha nem változhat már a valószínűségek, akkor a derivált 0.

Ez akkor van, ha elég sok idő eltelt, vagyis $t \to \infty$.

Ilyenkor $p^*(t) = p^*$.

Ekkor $\boxed{\underline{0} = \underline{p}^* \cdot \underline{\underline{A}}}$ ez már nem egy differenciál-egyenlet

$\downarrow$

segítségével p^* elemei meghatározhatók.

$\underline{\underline{A}}$: A jellegű esemény-sűrűség – elemeket tartalmaz.

$\lambda = \frac{n}{T}$: pl. egy trafó 10 év alatt hányszor hibásodik meg.

Az $\underline{\underline{A}}$-ra is igaz, ~~dan~~ hogy $d\cancel{et}(\underline{\underline{A}}) = 0$, így szükség van a megoldhatósághoz még $\sum_i p_i = 1$

Megbízhatósági fgv :

$R(t)$: annak valószínűsége, hogy az adott t időpontban a berendezés működik.

A berendezés élettartama T, így

$R(t) = P(t < T)$

$R(0) = 1$ tehát (bekapcsolás után egyből nem fog elromlani

$R(\infty) = 0$ ill. elég sok idő múlva biztos elromlik).

Élettartam-eloszlás fgv

$F_T(t)$: annak valsége, hogy egy adott időpontban a berendezés már elromlott vagy épp elromlik.

$$F_T(t) = P(t \geq T)$$

$$\cancel{F(t)} \; F_T(0) = 0$$

$$F_T(\infty) = 1$$

Vagyis $R(t) + F_T(t) = 1$: nem javítható elemnél nincs más lehetőség, mint jó, vagy rossz.

$$\underline{f}^* = \left[p(jó) \,;\, p(rossz) \right] = \left[R(t) \,;\, F_T(t) \right]$$

↑ kételemű a vektor

Élettartam-sűrűségfgv

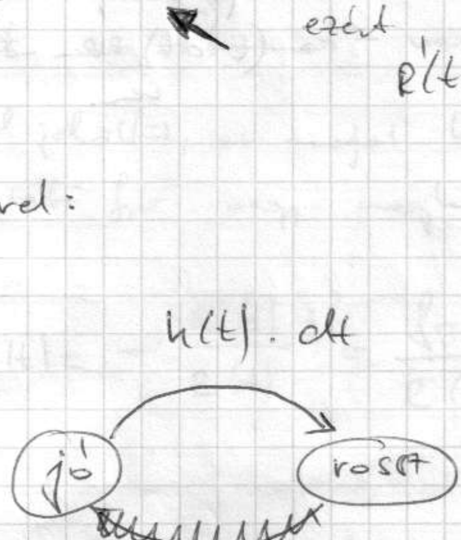
$$f_T(t) = \underset{\text{derivált}}{F_T'(t)} = -R'(t)$$ mivel $R(t) = 1 - F_T(t)$

ezért $R'(t) = -f_T(t)$

Az állapottér-módszerrel:

$$\underline{o}^* = \underline{f}^* \cdot \underline{\underline{A}} \qquad h(t) \cdot dt$$

Az állapottér:



↑ rossz-ból nem megy jó-ba, mert nem javítható elem.

$$A = \begin{array}{c c} & \begin{array}{cc} j & r \end{array} \\ \begin{array}{c} j \\ r \end{array} & \begin{bmatrix} -h(t) & h(t) \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \end{array}$$

$$\left[\underline{p}^*(t)\right]' = \underline{p}^*(t) \cdot \underline{\underline{A}}$$ alakú mtx-egyenletet felírva:

$$\left[R'(t),\ F_T'(t)\right] = \left[R(t),\ F_T(t)\right] \cdot \begin{bmatrix} -h(t) & h(t) \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

~~$R'(t), F_T'(t)$~~

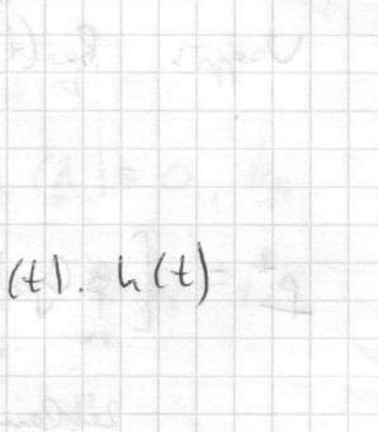
Ebből $R'(t) = -R(t) \cdot h(t)$

és $F_T'(t) = f_T(t) = R(t) \cdot h(t)$

a két egyenlet ugyanaz.

$f_T(t) = h(t) \cdot R(t)$ sűrűségfv.

t-ben még jó volt, (t+dt)-ben már nem. →



$f_T(t) \cdot dt$

↑

a szűk tartományba beleesik az esemény (közelítés)

Az élettartamra ad valószínűséget.

$\int f(t)dt = F$ de dt-vel szorzás

Így $f_T(t) \cdot dt = P(t < T \le t + dt)$

Tudjuk, hogy $h(t) = \dfrac{f_T(t)}{R(t)} \quad / \cdot dt$

$$h(t) \cdot dt = \frac{f_T(t) \cdot dt}{R(t)}$$

annak a valószínűsége, hogy t és $(t+dt)$ között romlik el a berendezés

P(t-ben jó, és (t+dt)-ben rossz)

megbízhatósági fgv:
P(t-ben jó)

A feltételes valószínűség: $P(A|B) = \dfrac{P(A \cap B)}{P(B)}$

Ha a hányadosra igaz, akkor $h(t)dt$ egy feltételes valószínűség.

Most $B = \{$ t-ben jó $\}$

$A = \{$ t-ben nem jó $\}$

Így $h(t)dt$ = P(feltéve, hogy t-ben még jó, mi a valsége, hogy (t+dt)-ben rossz).

Így $h(t) \cdot dt$ az átmenet-valószínűség.

$h(t)$-vel jelöltük, az angol hazard-ból.
(kockázati fgv. vagy meghibásodási ráta)

Azt is tudjuk, hogy $h(t) = -\dfrac{R'(t)}{R(t)} = \dfrac{f_T(t)}{R(t)}$

Az egyes fgv-ek közötti összefüggéseket levezetünk:

$$h(t) = -\frac{R'(t)}{R(t)}$$ differenciálet

$$-h(t) = \frac{R'(t)}{R(t)}$$

$$-\int_0^t h(t)\,dt = \int_0^t \frac{R'(t)}{R(t)}\,dt = \Big[\ln\big(R(t)\big)\Big]_0^t =$$

$$= \ln R(t) - 0$$

íqy $-\int_0^t h(t)\,dt = \ln R(t)$

$$R(t) = e^{-\int_0^t h(t)\,dt}$$

Az élettartamot akarjuk → az a várható érték meghatározását jelenti.

$M(x) = \sum x \cdot P(x)$: diszkrét eloszlás várható értéke

$M(t) = \int_0^\infty t \cdot f_T(t)\,dt$: folytonos eloszlás várható értéke

$$T_K = \int_0^\infty t \cdot f_T(t)\,dt = \ldots = \int_0^\infty R(t)\,dt$$

↑ várható közepes élettartam

(mean time to failure)

Nem javítható elemekre vonatkozik.

Hogyan alakulnak ezek a fgv-ek különböző esetekre?

Példák:

$$h(t)\,dt = \frac{f_T(t)\,dt}{R(t)}$$

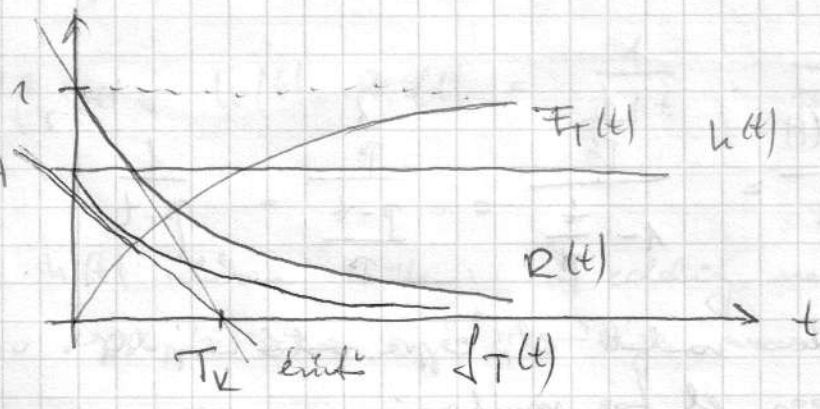
1, $h(t) = \lambda = \text{áll.}$

Az, hogy a hazárd fgv. állandó: ∀ azonos valószínűséggel romlik el, ha addig még nem romlott el. Úgy is fel lehet fogni, hogy sok elemünk van, s megnézzük, hogy mikor ég romlanak el.

Öregedés? megnézni!

$$(\lambda t)_0^t =$$

$$R(t) = e^{-\int_0^t \lambda\,dt} = e^{-\lambda t}$$



$$F_T(t) = 1 - R(t) = 1 - e^{-\lambda t}$$

$$f_T(t) = F_T'(t) = \lambda \cdot e^{-\lambda t}$$

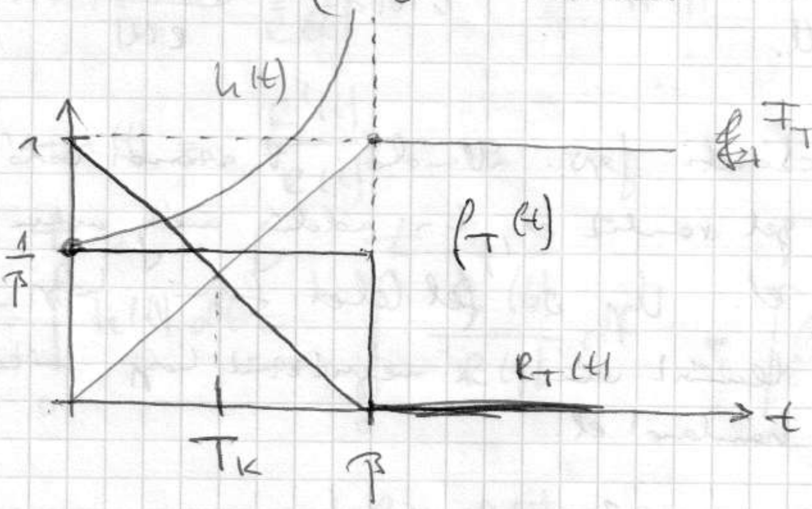
$$T_K = \int_0^\infty R(t)\,dt = \int_0^\infty e^{-\lambda t}\,dt = \left[-\frac{e^{-\lambda t}}{\lambda}\right]_0^\infty = \frac{1}{\lambda}\left[e^0 - \frac{1}{e^\infty}\right]$$

$$= \frac{1}{\lambda}(1 - 0) = \frac{1}{\lambda}$$

/* exp. eloszlás várható értéke */

2, $f_T(t) = \begin{cases} \frac{1}{\beta}, & \text{ha } 0 \le t \le \beta \\ 0 & \text{máskor} \end{cases}$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(t)\, dt = 1$$



$$F_T(t) = \int_0^t f_T(t)\, dt = \int_0^t \frac{1}{\beta}\, dt = \left[\frac{t}{\beta}\right]_0^t = \frac{t}{\beta}, \text{ ha } t \le \beta,$$

egyébként 1.

$$R_T(t) = 1 - \frac{t}{\beta}$$

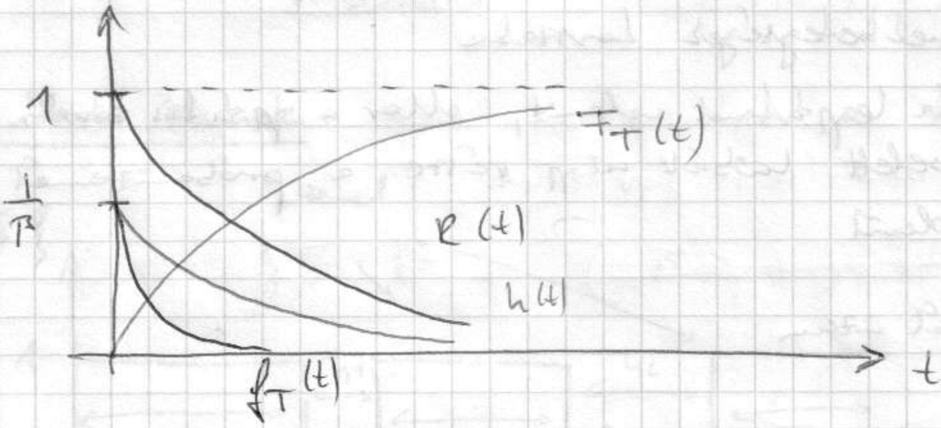
$$h(t) = \frac{f_T(t)}{R(t)} = \frac{\frac{1}{\beta}}{1 - \frac{t}{\beta}} = \frac{\frac{1}{\beta}}{\frac{\beta - t}{\beta}} = \frac{1}{\beta - t}$$

Ha eddig nem romlott el, egyre ~~való~~ nagyobb a valószínűsége, hogy el fog romlani.

$$T_K = \int_0^\infty R(t)\, dt = \int_0^\infty \left(1 - \frac{t}{\beta}\right) dt = \left[t - \frac{t^2}{2\beta}\right]_0^\beta =$$

$$= \beta - \frac{\beta^2}{2\beta} = \frac{2\beta^2 - \beta^2}{2\beta} = \frac{\beta}{2}$$

3, $h(t) = \dfrac{1}{\beta + t}$



$$R(t) = e^{-\int_0^t \frac{1}{\beta+t}\,dt} = e^{-\left[\ln(\beta+t)\right]_0^t} =$$

$$= e^{-\ln(\beta+t)+\ln\beta} = e^{\ln\frac{\beta}{\beta+t}} = \frac{\beta}{\beta+t}$$

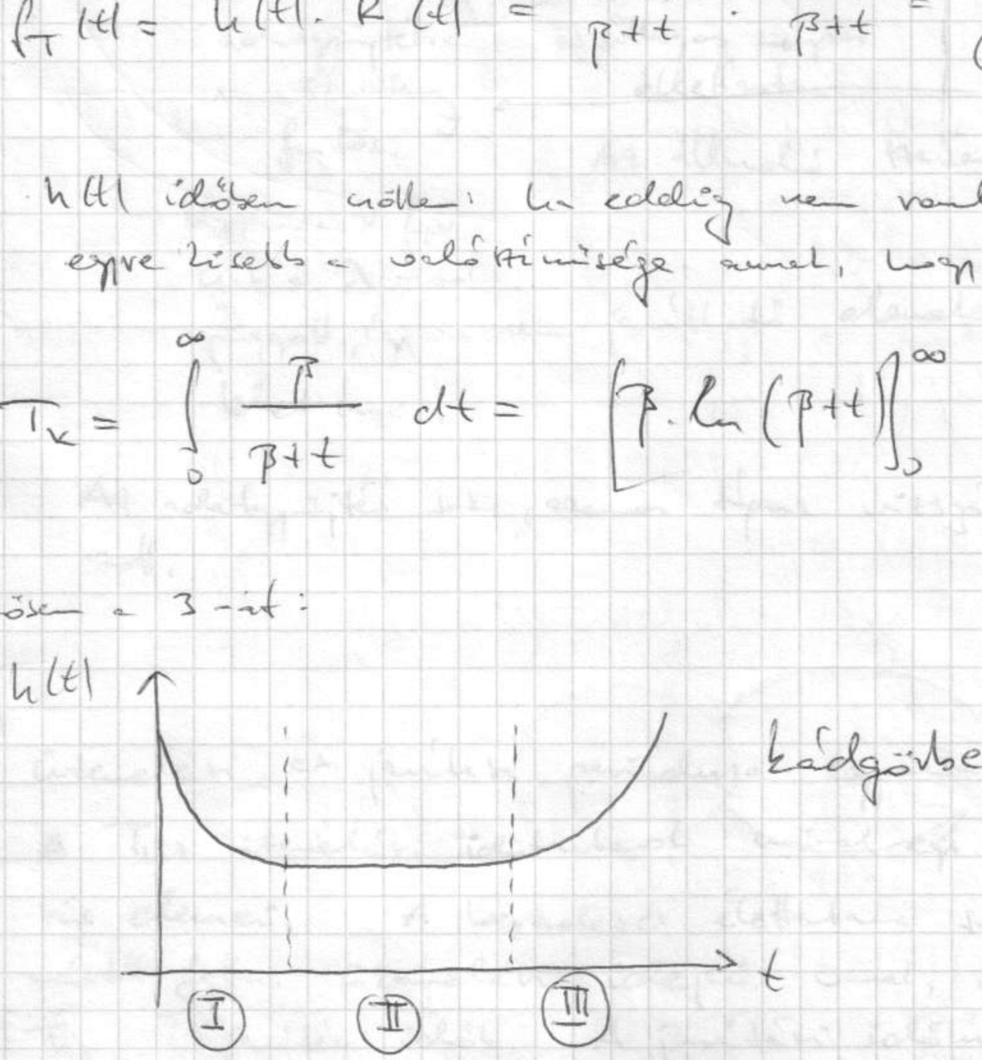
$$F_T(t) = 1 - R(t) = 1 - \frac{\beta}{\beta+t} = \frac{t}{\beta+t}$$

$$f_T(t) = h(t)\cdot R(t) = \frac{1}{\beta+t}\cdot\frac{\beta}{\beta+t} = \frac{\beta}{(\beta+t)^2}$$

h(t) időben csökken: ha eddig nem romlott el, akkor egyre kisebb a valószínűsége annak, hogy el fog romlani.

$$T_k = \int_0^\infty \frac{\beta}{\beta+t}\,dt = \left[\beta\cdot\ln(\beta+t)\right]_0^\infty = \infty - \beta\cdot\ln\beta = \infty$$

Közösen a 3-at:



(I): gyermekbetegségek korszaka

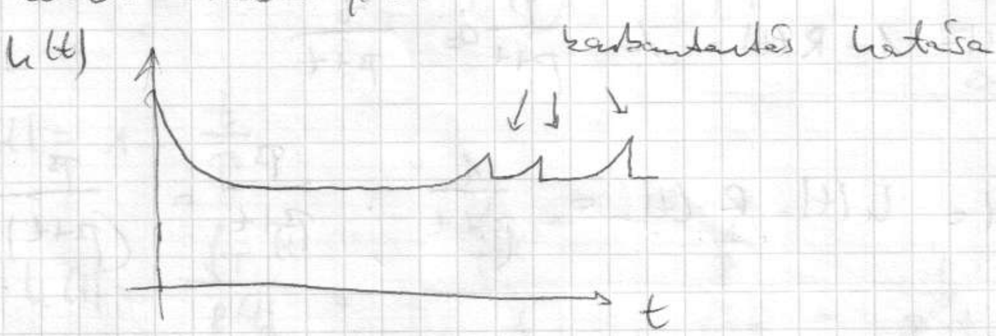
Ha legyártanak valamit, akkor a gyártás során elkövetett hibák nagy része a próbaüzemnél kiderül

(II): normál üzem

(III): a berendezés elöregedése

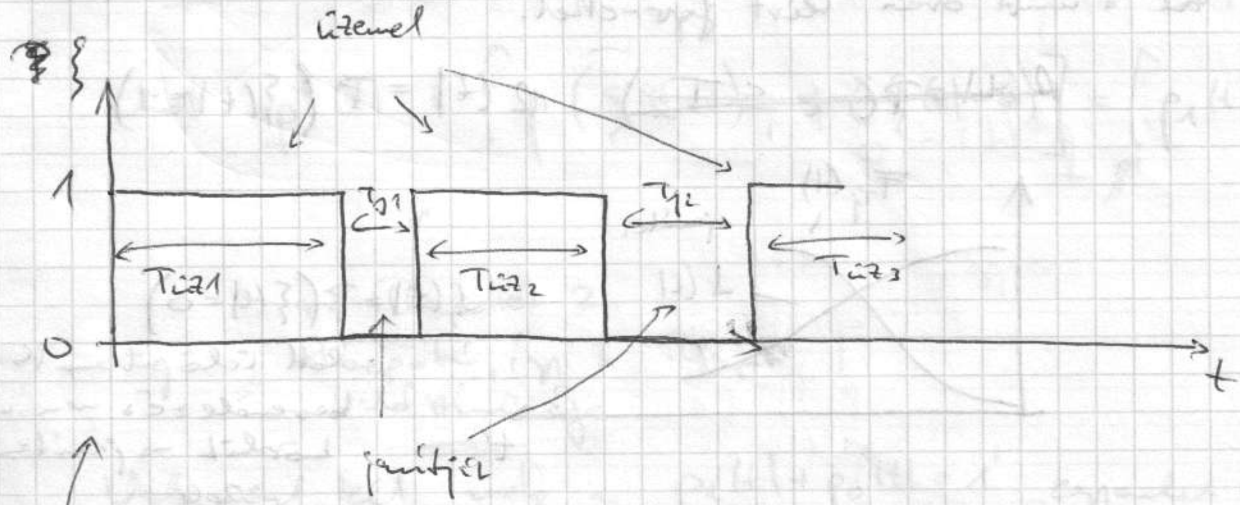
A továbbiakban $h(t) = \text{áll.}$ nézzük.

Karbantartással a (III). szakasz növekedését meg lehet akadályozni.



VI. előadás 2011. 11. 28.

Javítható elemek



~~A statisztikát~~ λ = áll. eset: megállapítottuk, hogy ezt fogjuk figyelembe venni.

$$T_K = \frac{1}{\lambda} \quad [s]$$

átlagos üzemi élettartam

adatgyűjtésre vonatkozóan fontos.

Az állandó szakaszt vizsgálja

Ugyanis $\forall$ fv. ami a λ-tól függött, így a nem javítható elemeket ezzel le a lehet írni.

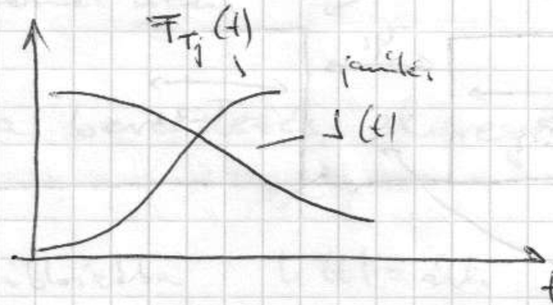
Az adatgyűjtés sok, azonos típus vizsgálatából származott.

üzemelési és javítási periódusok egymásutánisága.

A $T_{üz}$ üzemelési időtartamok mind egy $T_K = \frac{1}{\lambda}$ eloszlás elemei. A berendezés élettartama során több, egymástól fgtln. üzemelési idejei vannak, valamint T_{j1}, T_{j2}, …, javítási idők. A javítási időknek is talajdominánst egy eloszlást.

Vagyis most az egyhuzamban való üzemelést jellemeztük a múlt órán leírt fgv-ekkel.

~~$R(t) = P(t \leq T_{\ddot{u}})$~~ $\quad R(t) = P(\xi(t) = 1)$



$J(t) = P(\xi(t) = 0)$

adott időpillanatban a berendezés nem működik → javítani kell.

A meghibásodási rátát tekintsük továbbra is állandónak: $\lambda = \text{áll.}$

Ekkor: $T_{\ddot{u}z} = \dfrac{1}{\lambda}$ üzemelés során.

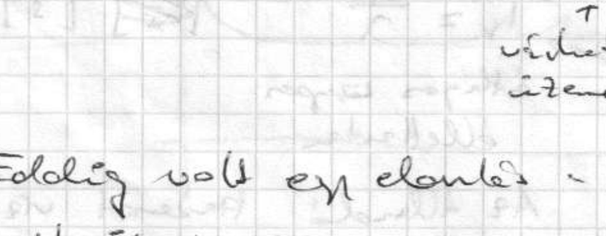
↑ várható közepes üzemelési idő

Eddig volt egy eloszlás - várható élettartam, ez most is megvan.

A javítási idő ismert és az üzemelési ismert is „kiszorzunk" → egyszerűbben működtetve a berendezés életpályáját kapjuk.

Azt mondjuk, hogy:

$q(t)$: meghibásodási ráta



$s(t)$: javítási ráta

Lehetséges átmenetek mindkét irányban megengedettek

Ekkor az állapottér - módszer differenciálegyenlet - rendszere:

$$\underline{p}^{*\prime}(t) = \underline{p}^{*}(t) \cdot \underline{\underline{A}}$$

ahol $\underline{p}^{*}(t) = \left[p(\xi(t)=1) ; p(\xi(t)=0) \right] = \left[p_1(t), p_0(t) \right]$

az állapottér 2 állapota, ill. 2 állapotban való tartózkodás valószínűsége

Valamint kell még a $p_1(t) + p_0(t) = 1$ egyenlet is (vagy jó a berendezés, vagy javítják).

Az $\underline{\underline{A}}$ mtx:

$$\underline{\underline{A}} = \begin{bmatrix} -q(t) & q(t) \\ s(t) & -s(t) \end{bmatrix}$$

Így $\underline{p}^{*}(t) \cdot \underline{\underline{A}} = \Big\{$ és egyenlővé téve - deriválttal:

$$\begin{cases} p_1'(t) = -p_1(t) q(t) + p_0(t) \cdot s(t) \\ p_1(t) + p_0(t) = 1 \end{cases}$$

és -et vesszük még figyelembe

$\Downarrow$ $p_0(t) = 1 - p_1(t)$, s ezt elvégezve

$$p_1'(t) = -p_1(t) q(t) + (1 - p_1(t)) \cdot s(t) =$$

$$= -p_1(t) q(t) + s(t) - p_1(t) s(t) =$$

$$= s(t) - p_1(t) \left[s(t) + q(t) \right]$$

A mátrix deriváltja a következőképpen felírható.

Ha elég sok ideig várunk ($t \to \infty$):

$\underline{p}^{*}(t) = 0$ lesz.

vagyis $s(t) = s$ feltételezésével
$q(t) = q$
$p_1(t) = p_1$
$p_0(t) = p_0$ ~~$0 = s$~~

$$0 = s - p_1(s+q)$$

vagyis $p_1 = \dfrac{s}{s+q}$ ← annak valószínűsége, hogy az adott berendezés üzemel

és hasonlóan: $p_0 = \dfrac{q}{s+q}$ ← annak valószínűsége, hogy az adott berendezés nem üzemel

$A = p_1$: rendelkezésre állás (availability)

$T_ü$

T_j

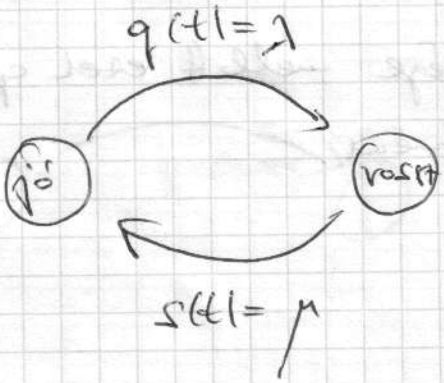
$T_c = T_ü + T_j$ ciklusidő

és tudjuk, hogy $p_1 = \dfrac{T_ü}{T_c} = \dfrac{\frac{1}{\lambda}}{\frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\mu}} = \dfrac{\mu}{\lambda + \mu}$

olyan időarány, – megmutatja, hogy hosszú idő tekintetében a berendezés milyen arányban üzemel.

Ugyanígy: $p_0 = \dfrac{T_j}{T_c} = \dfrac{\lambda}{\lambda+\mu}$

Ha feltesszük, hogy a megoldás egy állandósult, aszimptotikus megoldás, akkor



És akkor az üzemelési idő:

$$T_ü = \int_0^\infty R(t)\,dt = \frac{1}{\lambda}$$

$$T_j = \int_0^\infty s(t)\,dt = \frac{1}{\mu}$$

ha a javítási idők is hasonló eloszlást követnek, mint az üzemelési idők

Az adatgyűjtésre vonatkozóan: a $T_ü$ időtartam a megfigyelésekből számítható és T_j is. Ha ezek rendelkezésre állnak, akkor λ és μ számolható.

Transzformátorokkal pl. nem tudunk adatgyűjteni laboratóriumi méréssel úgy, mint pl. izzólámpáknál → valamit üzembe kell rakni. A trafó várhatóan saját maga is produkálja ezeket az üzemelés / javítás periódusokat.

$$f_i = \frac{p_i}{T_i}$$

Ha λ-t és μ-t ismerjük akkor p_i-t meg tudjuk még határozni.

↑ használó a p_1 és p_0-nál egyszerűbb, pl. $p_1 = \frac{T_1}{T_c}$.

$$i \longrightarrow j$$

Közvetlen átmenetek gyakoriságát akarjuk felírni.

f_{ij} : egys. idő alatt az i-ből j-be való átmenetek száma, osztva az egys. idővel.

$$f_{ij} = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{1}{\Delta t} \cdot P\left(\xi(t) = i \text{ és } \xi(t+\Delta t) = j\right)$$

↑ ha az összes átmenet számával egyszerűsítünk, akkor gyakoriságot kapunk.

de olyan rövidre vesszük, hogy ennyi idő alatt csak 1 esemény következzen be, ezért együttes valószínűség lesz.

$$\lim_{\Delta t \to 0} \frac{P\left(\xi(t+\Delta t) = j \,\middle|\, \xi(t) = i\right) \cdot P\left(\xi(t) = i\right)}{\Delta t}$$

független Δt-től

$$f_{ij} = p\left(\xi(t) = i\right) \cdot \lambda_{ij}$$

↳ átmeneti intenzitás mx eleme.

$$= p_i \cdot \lambda_{ij}$$

Az i állapotból a j állapotba való átmenet valószínűsége.

Az elején azt mondtuk, hogy

$$f_i = \sum_{i \neq j} f_{ij} = p_i \sum \lambda_{ij}$$

i-ből való kilépéseket összegezzük

Ezt összevethetjük az $f_i = \frac{p_i}{T_i}$ -vel.

$$T_i = \frac{1}{\sum_j \lambda_{ij}}$$

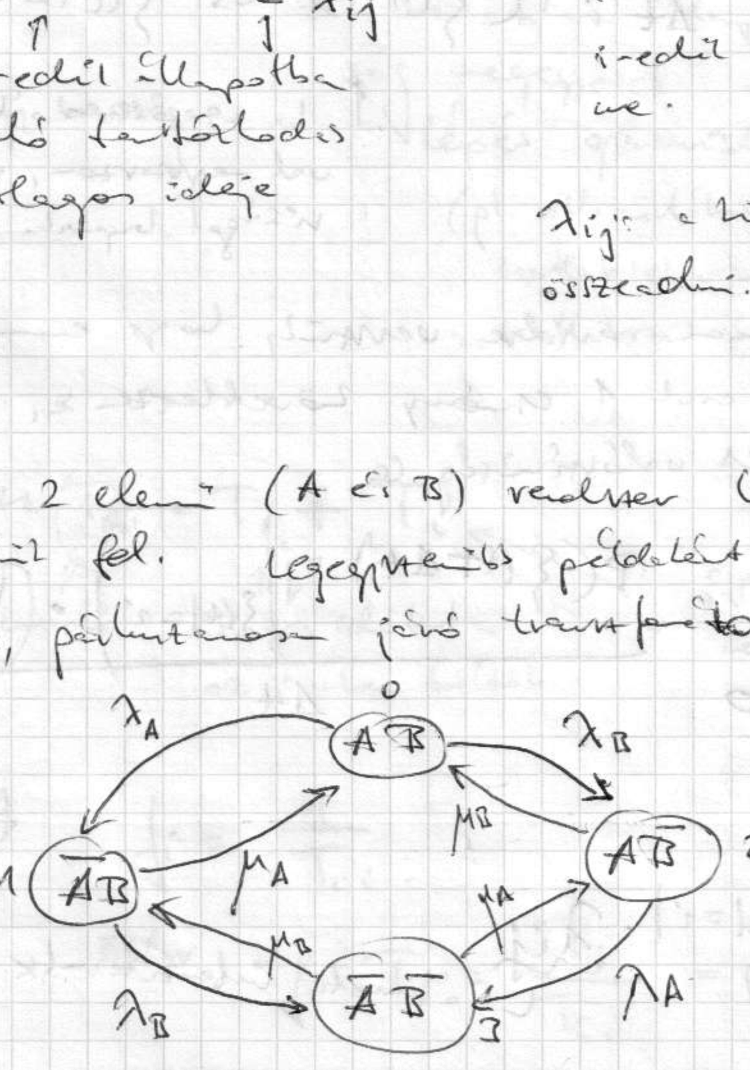
T_i: i-edik állapotban való tartózkodás átlagos ideje

, ahol λ_{ij} az $\underline{\underline{A}}$ mtx i-edik sorának j-edik eleme.

λ_{ij}: a kilépések, ezeket kell összeadni.

Példa

Egy 2 elemű (A és B) rendszer lehetséges állapotait nézzük fel. Legegyszerűbb példaként az, hogy két azonos, párhuzamosan járó transzformátor:



A: üzemel

$\overline{A}$: nem üzemel

$\lambda_A = \lambda_B = \lambda = 0{,}1 \frac{1}{\text{év}}$

$\mu_A = \mu_B = \mu = 50 \frac{1}{\text{év}}$

Kikötés az átmenetekre: egyszerre csak 1 dolog tud változni.

λ jelöli az elromlást, így λ_A azt jelenti, hogy A meghibásodik

μ: javítást jelöli

Úgy vesszük, hogy függetlennek tételezzük fel a berendezések elromlását (a valóságban ez nem így szokott lenni, ki: lehet olyan, hogy ugyanaz okozza a hibát; vagy olyan is lehet, hogy az egyik elromlása maga után vonja a másik elromlását).

Most A-ra és B-re különböző λ-k és μ-k vannak.

$$\underline{\underline{A}} = \begin{array}{c} \\ 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccc} 0 & 1 & 2 & 3 \end{array} \\ \begin{bmatrix} -(\lambda_A+\lambda_B) & \lambda_A & \lambda_B & 0 \\ \mu_A & -(\mu_A+\lambda_B) & 0 & \lambda_B \\ \mu_B & 0 & -(\mu_B+\lambda_A) & \lambda_A \\ 0 & \mu_B & \mu_A & -(\mu_B+\mu_A) \end{bmatrix} \end{array}$$

a 4 lehetséges állapot alapján 4x4-es lesz

Valamint $p_0+p_1+p_2+p_3=1$.

Meg kell oldani a $\underline{0} = \underline{p}^* \cdot \underline{\underline{A}}$ egyenletrendszert.

Az egyenletrendszer megoldásával a következőket kapjuk:

i	p_i	$T_i \left(= \frac{1}{\sum_{i \neq j} \lambda_{ij}}\right)$	T_{Ci}
0	0,996	1825 nap (5év)	5,02 év
1	0,00199	7,3 nap	10,03 év
2	0,00199	7,3 nap	10,03 év
3	0,000004	3,65 nap	251,2 év

átlagosan 251 évenként következik be.

$$\frac{1}{\lambda} = T_{\ddot{u}A} = \frac{1}{T_{\ddot{u}B}} = 10 \text{ év}$$

: A és B berendezési átlagos üzemelési ideje („a hibáig bekövetkező idő")

$$\frac{1}{\mu} = T_{jA} = T_{jB} = 0{,}02 \text{ év} = 7{,}3 \text{ nap}$$

: amikor elromlik a berendezés, s a javítási időtartamok átlaga ez a 7,3 nap.

$$T_i = \sum_{i \neq j} \frac{1}{\lambda_{ij}}$$

, tehát pl

$$T_1 = \frac{1}{\mu_A + \lambda_B} = 7{,}3 \text{ nap}$$

a rendszer átlagosan ennyi ideig tartózkodik itt.

$$T_0 = \frac{1}{\lambda_A + \lambda_B}$$

$$f_i = \frac{p_i}{T_i} \qquad \text{és } T_{ci} = \frac{1}{f_i}$$

251,2 évente történik ÁTLAGOSAN.

Biztonsági tartalékot megvizsgálunk: pl 2 trafó üzemel, 1 tartalék: ha az egyik elromlik, akkor a tartalékot kapcsolják be előbb.

↓

A rendszer megbízhatóságának vizsgálata

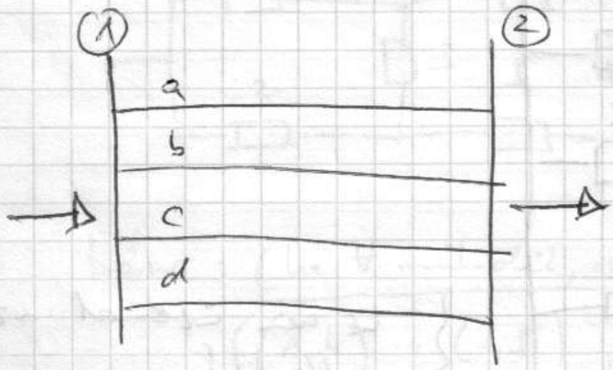
Ahol a rendszer javítható elemekből áll.

- Állapottér módszer

- Logikai módszerek

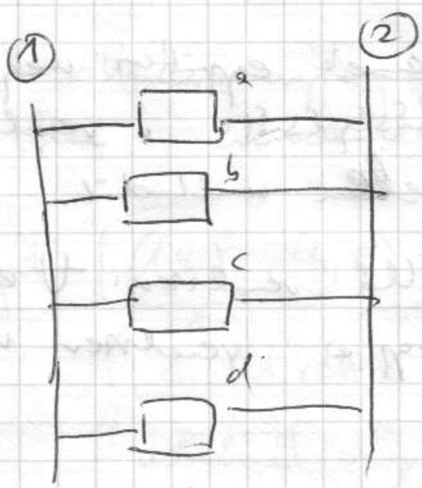
A logikai módszerek megbízhatósági blokk-sémákat alkalmazunk. Nem a fizikai elhelyezkedést mutatja.

Tekintsük pl. egy 4 vezetékes rendszert.



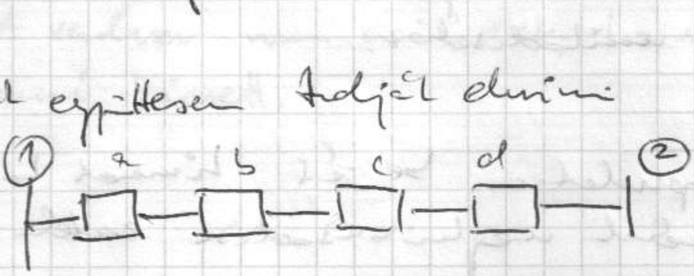
A logikai módszerben ÉS ill. VAGY kapcsolatokkal írjuk le a működést.

1, A 4 vezeték bármelyike el tudja vinni a terhelést.
Ilyenkor a blokkséma:



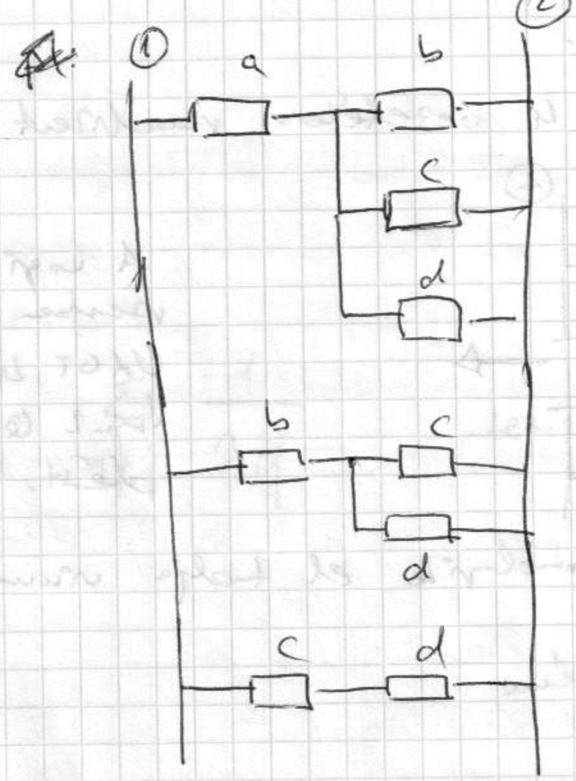
egyes elemre jellemző megbízhatósági paramétert tartalmazzák

2, Csak együttesen tudják elvinni



A valóság valahol – két eset között van valahol.

3, Az a, b, c, d közül ~~legalább~~ 2 kell a terhelés elvitelére



ha nem üzemel az a, akkor így.

ha se a, se b nem üzemel, akkor így.

A soros elemeknél az elemek együttes megbízhatósága az egyes elemek megbízhatóságából: a rendszer akkor működik, ha ∀ egyes elem működik.

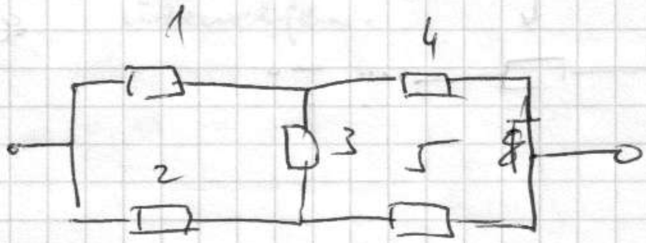
Párhuzamos elemekből álló rendszer: ∀ elemnek ki kell esnie ahhoz, hogy a rendszer meghibásodjon.

Lánc: olyan kapcsolat a (elemek) bemenet és a kimenet között, mely elemek mindegyikének működnie kell a rendszer működéséhez.

Vágat: olyan kapcsolat a be- és kimenet között, ahol ∀ egyes elemének meghibásodása esetén a rendezer üzemképtelenné válik

↑ ezek gráfelméletileg.

<u>Példa:</u>



Lánc: (ha ∀ működik, akkor a rendszer működik)

((1,4) , (2,5) , (1,3,5) , (2,3,4)) , (1,2,3,4,5),

(1,2,3,4) , (1,2,3,5) , (1,3,4,5) , (2,3,4,5),

...

a minimál-láncok : ha bármely elemét elhagyjuk ezekből, már nem lesz lánc.

A villamosenergia-hálózatban viszont nehéz megtalálni a minimálláncokat.

Vágat : (1,2) , (4,5) , (1,3,5) , (2,3,4)

két részre esik tőle a gráf

minimál vágat

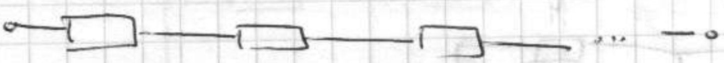
A rendszer működésének feltétele: láncok és vágatok segítségével meg lehet fogalmazni.

A rendszer nem működik, ha van olyan vágata, ami kiesett.

A rendszer működésének valószínűségét az elemek rendelkezésre állásából határozzuk meg.

Soros rendszer:

$p_1(t)$, $p_2(t)$, $p_3(t)$



soros elemekből áll

$R_1(t)$
vagy
...

$F_{T_{i=1}}(t)$
rendelkezésre hozzájuk.

Továbbá is: $\lambda_i = \text{áll}$, akkor

$$R_i(t) = e^{-\lambda_i t}$$

(a kádgörbe tipikus stacioner volt jellemzővel).

Ha az elemek függetl. működésűek, akkor a rendszer megbízhatósága:

$$R(t) = \prod_i R_i(t) = \prod_i e^{-\lambda_i t} =$$

a kitevők

$$= e^{-\sum_i \lambda_i t}$$

A soros rendszerre az eredő λ tehát:

$$\lambda_s = \sum_i \lambda_i$$

A rendszer megbízhatósági fgv-e is exp lesz, mint az egyes tagokra.

$$T_K = \frac{1}{\lambda_S} = \frac{1}{\sum \lambda_i} = \frac{1}{\sum_i \frac{1}{T_i}}$$

Ha egyformák ezek az elemek, akkor $T_K = \frac{1}{n\lambda_i} = \frac{1}{n\frac{1}{T_i}} =$

$$= \boxed{\frac{T_i}{n} = T_K}$$

ez erős egyszerűsítés.

~~Az~~ Minél több soros elemből áll, annál rövidebb ideig várható, hogy hibamentesen üzemeljen.

VII. előadás

2011. III. 02.

Párhuzamos rendszer

Konkrét fizikai tartalom nélkül.

Az elemeket nem különböztetjük meg.

⇓

a rendszer működik, ha bármely eleme működik és nem működik, ha egyik sem.

p_i: adott elem működik

$1-p_i$: nem működik.

Feltételezzük, hogy az elemek függetlenek.

↓

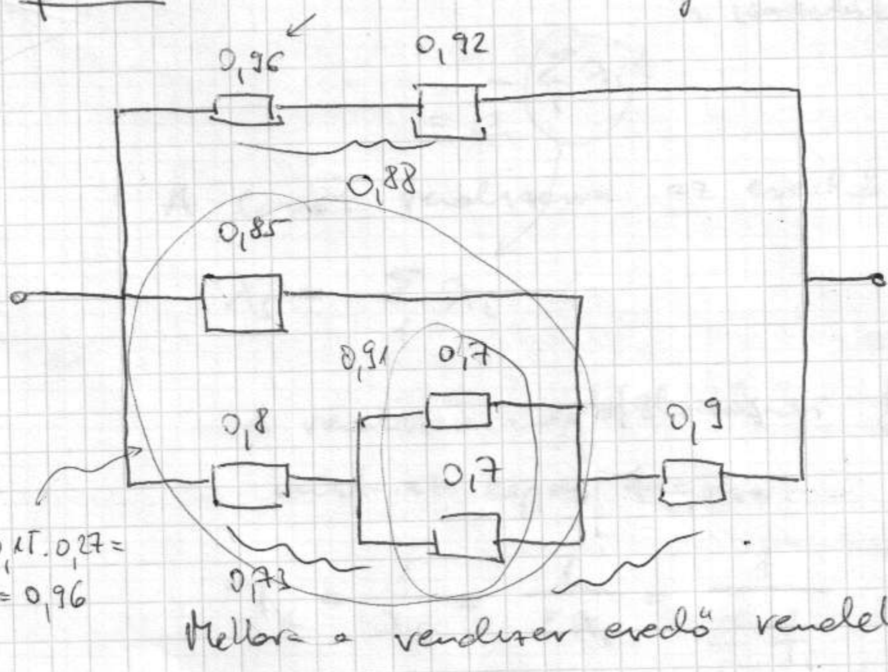
a valószínűségek szorzata adja a rendszer nem ~~működés~~ üzemelését:

$$\prod_i (1-p_i) = 1-P_S,$$

$$\text{így} \quad P_S = 1-\prod_i (1-p_i)$$

példa: működési valószínűség

$1-0{,}3^2 = 1-0{,}09 = 0{,}91$

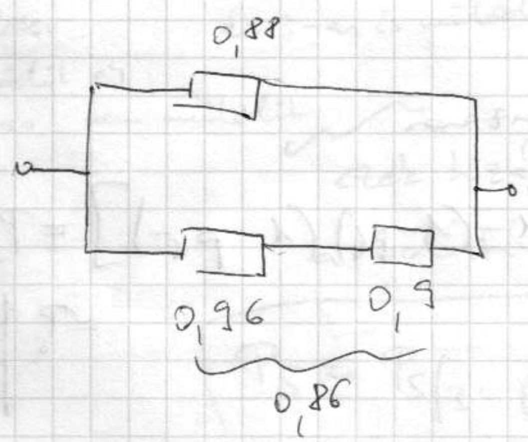


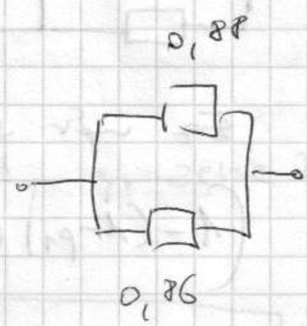
$1-0{,}15 \cdot 0{,}27 = 0{,}96$

Mekkora a rendszer eredő rendelkezésre állása?

soros rendszer eredő rendelkezésre állása: $P_s = \prod_i P_i$

A 0,7-es elemek rosszak számítanak, de párhuzamosan kapcsolva őket, nagyon jók lesznek.



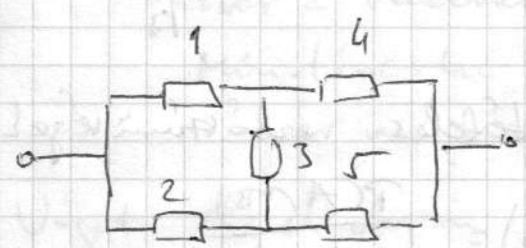


$1 - 0{,}12 \cdot 0{,}14 = \underline{\underline{0{,}98}}$

Ha nem csak soros-párhuzamos elemek vannak:

1, Szétválasztási módszer

Hídkapcsoláson nézzük (ez a legegyszerűbb).



Mindhez tartozik valamilyen rendelkezésre állás.

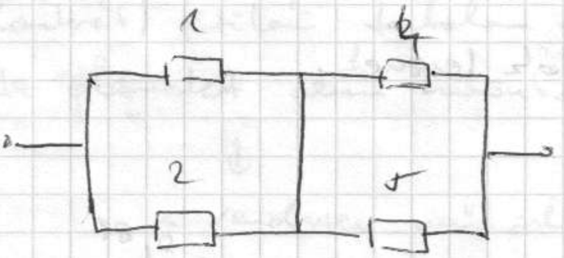
A 3-as ág rontja el a soros-párhuzamost.
Ha nem működne, akkor olyan, mintha szakadás lenne.

2 eset lehet tehát:

– ha 3-as működik

Ha működik, akkor egy rövidzárral helyettesíthetem

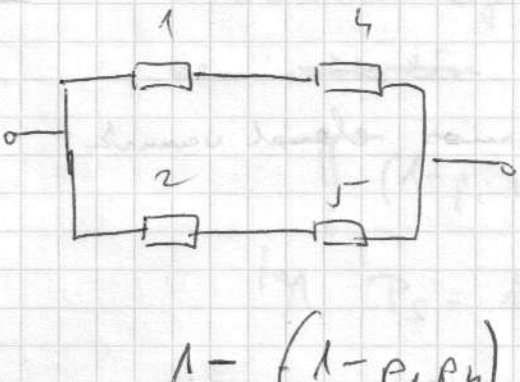
3-ast: p_3 valószínűséggel működik a 3-as.



Ez már soros-párhuzamos

$$\left[1-(1-p_1)(1-p_2)\right]\cdot\left[1-(1-p_4)(1-p_5)\right] = P_S(3) = P_S\big|_3$$

- ha 3-as nem működik:



$$1-(1-p_1p_4)(1-p_2p_5) = P_S(\overline{3}) = P_S\big|_{\overline{3}}$$

Ezek tehát feltételes valószínűségek.

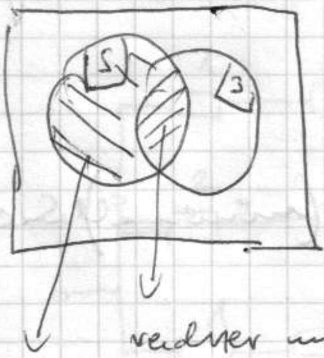
$$P(A|B) = \frac{P(A\cap B)}{P(B)}$$

elsőnél: $P(B) = P\{3\text{-as működik}\}$

másodiknál: $P(B) = \{3\text{-as nem működik}\}$

Vagyis a teljes valószínűség:

$P_S|_3 \cdot p_3$



rendszer működik és 3-as is működik

rendszer működik és 3-as nem működik

ezek kizáró események, így össze kell adni a valószínűségeket:

$$\boxed{P_S = P_{S|3}\cdot p_3 + P_{S|\bar{3}}\cdot (1-p_3)}$$

Nem biztos, hogy a 3-assal kell ezt megcsinálni, más elemekre is lehet, ha más a hálózat.

2, Minimállánc és -vágat módszer

Lánc: olyan [illegible], hogy ha $\forall$ egyes eleme működik, akkor a rendszer is működik.

Min. lánc: ha bármely elemét elhagyjuk, akkor már nem lánc.

Vágat: elemek olyan halmaza, melyek ha $\forall$ kiesnek, akkor a rendszer nem működik.

Min vágat: ha kiveszünk egy elemet belőle, akkor már nem lesz vágat.

A rendszer működik feltétel → megadhatjuk láncokkal és vágatokkal is.

A rendszer nem működik → láncokkal és vágatokkal is le lehet írni.

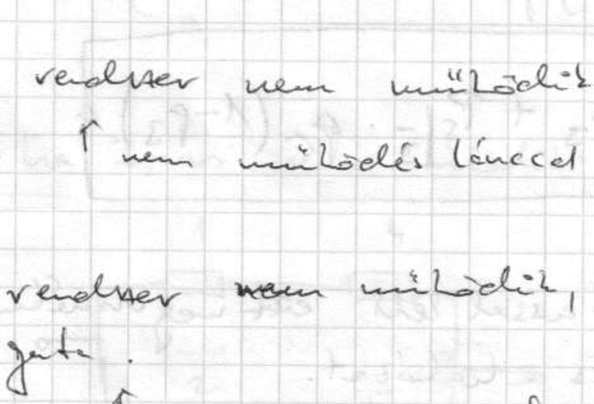
A rendszer működik, ha $\exists$ (minimális) lánca.
↑ működési lánccal

A rendszer működik, ha nincs nem működő vágata.
↑ működés vágattal.

A rendszer nem működik, ha $\nexists$ működő lánca.
↑ nem működés lánccal

A rendszer nem működik, ha van nem működő vágata.
↑ nem működés vágattal.

A hídkapcsolásra:



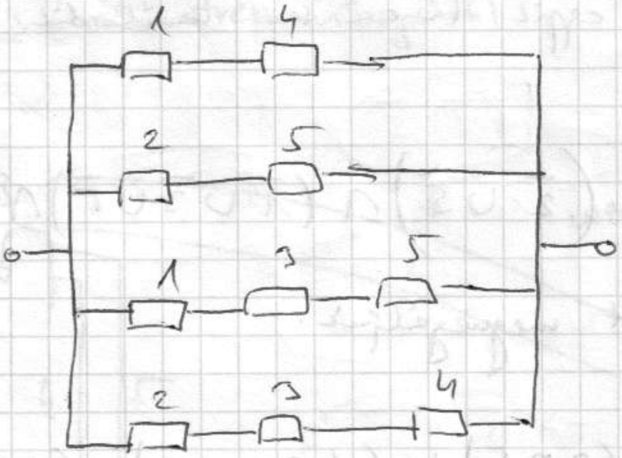
minimálláncok: $(1,4)$, $(2,5)$, $(1,3,5)$, $(2,3,4)$

min vágatok: $(1,2)$, $(4,5)$, $(1,3,5)$, $(2,3,4)$

Fogalmazzuk meg a rendszer működését minimálláncokkal (Boole-algebrai jelölésekkel):

$$S = (1 \wedge 4) \cup (2 \wedge 5) \cup (1 \wedge 3 \wedge 5) \cup (2 \wedge 3 \wedge 4)$$

Ebből csinálhatunk egy logikai diagramot:



Így már soros-párhuzamos kapcsolással le lehet írni.

A rendszer működése minimálvágattal:

$$S = \overline{(\bar{1} \wedge \bar{2})} \wedge \overline{(\bar{4} \wedge \bar{5})} \wedge \cancel{(4\wedge5)} \wedge \overline{(\bar{1} \wedge \bar{3} \wedge \bar{5})} \wedge$$

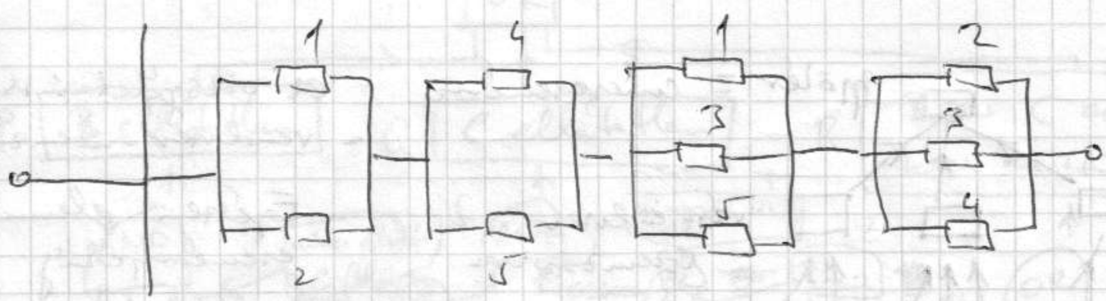
egyik vágat se érvényes

$$\wedge \overline{(\bar{2} \wedge \bar{3} \wedge \bar{4})} = (1 \cup 2) \wedge (4 \cup 5) \wedge (1 \cup 3 \cup 5)$$

$$\wedge (2 \cup 3 \cup 4)$$

$\overline{\bar{1} \wedge \bar{2}} = 1 \cup 2$

mindegyik vágat működjön.



A rendszer nem működése láncokkal:

1 nem működik, ha egyik lánca sem működik.

$$\overline{S} = (\bar{1} \cup \bar{4}) \cap (\bar{2} \cup \bar{5}) \cap (\bar{1} \cup \bar{3} \cup \bar{5}) \cap (\bar{2} \cup \bar{3} \cup \bar{4})$$

mindkét oldalt negáljuk:

$$S = (1 \cap 4) \cup (2 \cap 5) \cup (1 \cap 3 \cap 5) \cup (2 \cap 3 \cap 4)$$

ugyanazt kapjuk.

A vágatokkal felírva is ugyanazt kapjuk.

Bonyolult rendszernél meg kell tudni találni az összes minimálláncot / minimálvágatot.

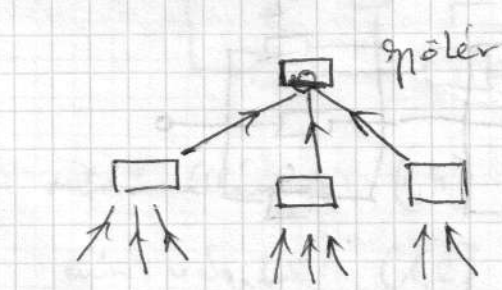
↓

Hibafa-elemzés (FTA: fault tree analysis)

fa: olyan gráf, amiben nincsenek hurkok és az élek irányítottak.

gyökér ≡ csúcsesemény : ez vizsgálatainkban a rendszer-üzemzavar

Egészen elemi eseményekig lebontjuk.



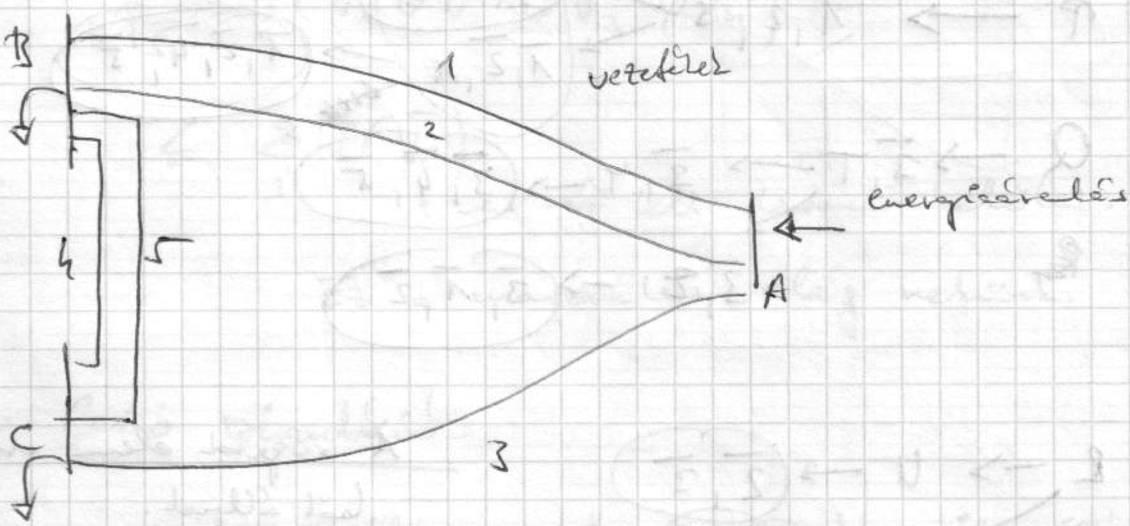
részrendszer üzemzavara

ezen események között ÉS ill. VAGY kapcsolatokkal írjuk fel

elemi események.

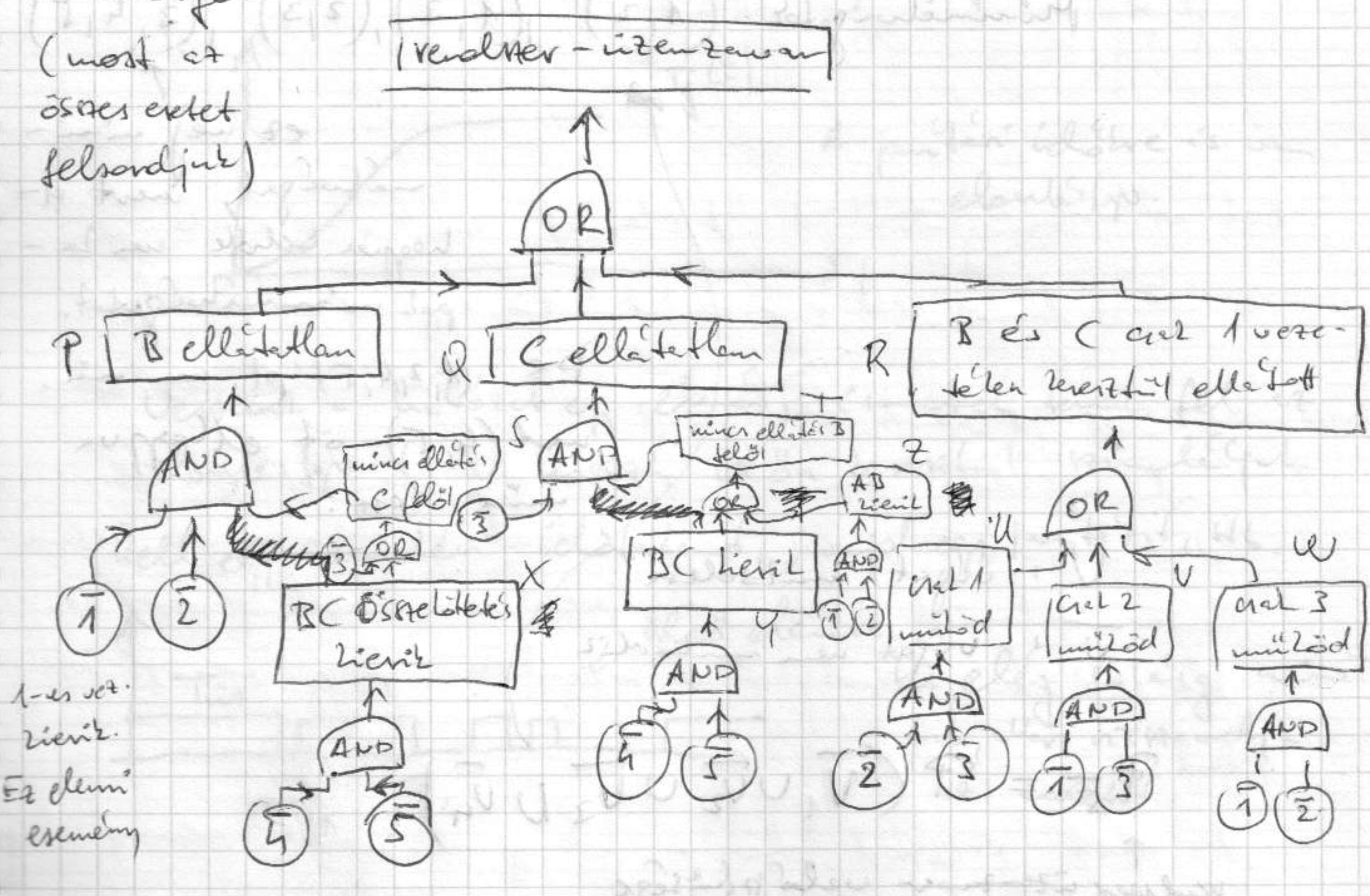
A hibafa lehetőséget fog adni minimálvágatok képzésére.

példa: (hálózatrész vizsgálat)



Rendszermeghibásodásnak tekintjük, ha a fogyasztókat nem tudjuk ellátni. Rendszerüzemzavar az is, ha B és C csak 1 vezetékkel van ellátva (vagyis 1, 2, 3 közül legalább 2-nek működnie kell).

A hibafa: (most az összes esetet felsoroljuk)



Próbáljuk meg vágatokat minelni.

egyszer elé VAGY kapcs, egyszer elé ÉS kapcs.

ÉS, VAGY, ezek vágatok, ÉS

$P \longrightarrow \overline{1}, \overline{2}, S \longrightarrow \overline{1}, \overline{2}, \overline{3}$

$\phantom{P \longrightarrow \overline{1}, \overline{2}, S} \longrightarrow \overline{1}, \overline{2}, X \longrightarrow \overline{1}, \overline{2}, \overline{4}, \overline{5}$

$Q \longrightarrow \overline{3}, T \longrightarrow \overline{3}, Y \longrightarrow \overline{3}, \overline{4}, \overline{5}$

$\phantom{Q \longrightarrow \overline{3}, T} \longrightarrow \overline{3}, Z \longrightarrow \overline{3}, \overline{1}, \overline{2}$

$R \longrightarrow U \longrightarrow \overline{2}, \overline{3}$

$R \longrightarrow V \longrightarrow \overline{1}, \overline{3}$

$R \longrightarrow W \longrightarrow \overline{1}, \overline{2}$

A vágatok elemi eseményekből állnak.

Ezek közül bármely bekövetkezik, akkor a rendszerüzemzavar áll elő

Ismétlődés is van és nem is mind minimálvágat.

Minimálvágatok: $(\overline{1}, \overline{2}), (\overline{1}, \overline{3}), (\overline{2}, \overline{3}), (\overline{3}, \overline{4}, \overline{5})$

ez még minimálvágat, mert elhagyva belőle nem kapok minimálvágatot.

De $(1, 2, 4, 5)$ pl. nem min., mert $(4, 5)$-öt elhagyva min. lesz.

V: vágat működése

$\overline{V}$: vágat nem működik

$$P_S = P(\overline{V}_1 \cup \overline{V}_2 \cup \overline{V}_3 \cup \overline{V}_4)$$

rendszer üzemzavar valószínűsége

Mivel

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

ezért

$$P_{\bar{S}} = P(\bar{V}_1 \cup \bar{V}_2 \cup \bar{V}_3 \cup \bar{V}_4) =$$

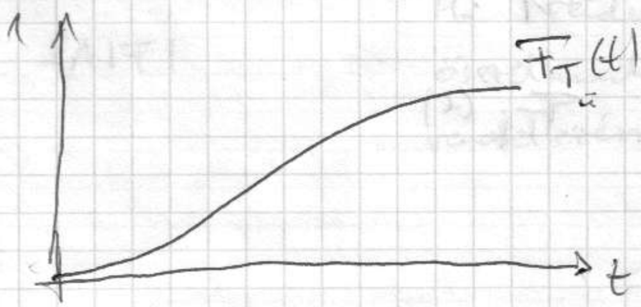
$$\leq \sum_i P(\bar{V}_i)$$

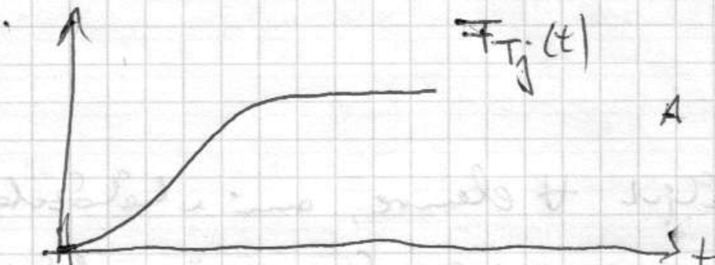
↑ ezt még kell levonni belőle.

Ez a majorálás elég nekünk.

Monte Carlo szimuláció

Van egy sok elemből álló, összetett rendszerünk, s ismerjük:



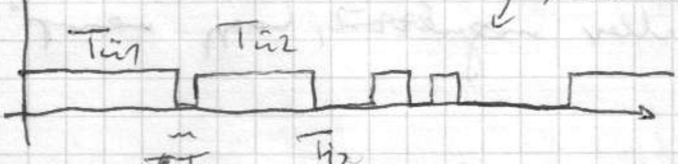


A javítási időre is van eloszlásfgv.

Veszünk a hálózat egy elemét, ismertek tehát fel az eloszlásfgv-t, s hosszú időn keresztül szimuláljuk.

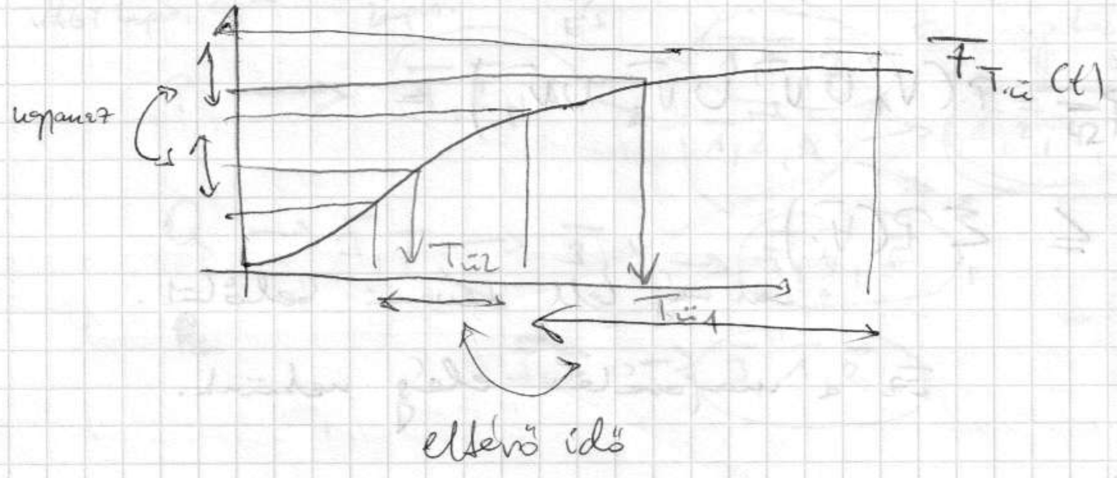
Kell egy üzemelési időtartam, majd egy javítási, stb.

első elemre



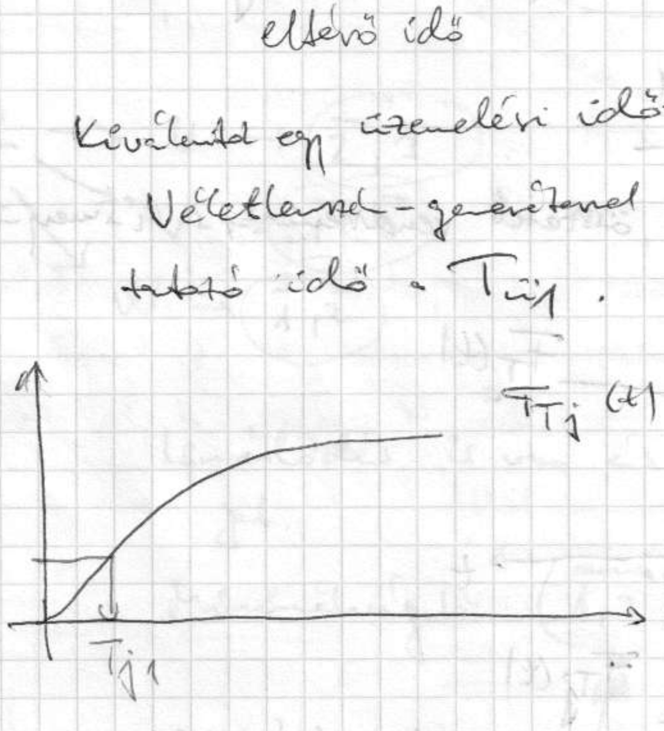
Ha elég sokáig szimuláljuk, akkor visszaadja az eredetit.

∀ eloszlásfgv 0 és 1 közötti.



Kisorsolunk egy üzemelési időtartamot.

Véletlenszám-generátorral adok egy számot → ehhez tartozó idő a $T_{üz1}$.



Ezt aztán megcsináljuk ∀ elemre, ami a hálózatban van.
↳ ∀ elemre kell egy javítási és egy üzemelési fgv.

Amikor ∀ elemet elég hosszú ideig szimuláltam, akkor elindul az idő. Amikor valahol egy üzemzavarhoz érek, akkor megállok, nézem, hogy történt-e ellenőrzött üzemzavar, valamint, hogy rendszerüzemzavart okozott-e. Ha rendszerüzemzavar, akkor megnézzük, hogy meddig tart, stb.

Az adott vizsgált időben hány üz. volt, mennyi ideig tartott, s egy statisztikát lehet csinálni.

Rendelkezésre állást tudunk számolni belőle.

A rendszer egyes csomópontjaira tudunk rendelkezésre állást számolni.

Gyakoriságok, időtartamok, valószínűségek.

Lehet kritérium, hogy a fogyasztókat el tudja-e látni

Csinálhatunk rendszer-mutatókat. Az egyes pontokra kapott rendelkezésre állásokból → pl. súlyozzuk az ottani fogyasztók teljesítményével vagy fontosság szerint.

pl: SAIDI
SAIFI

Ha a rendszeren bővítési lehetőség van, összehasonlíthatjuk azt, hogy a rendszer rendelkezésre állásában mit jelentett.