

BALOGH ALBERT - DR. DUKÁTI FERENC

## Megbízhatósági vizsgálatok Weibull-eloszláson alapuló mintavételi eljárásai és tervei

ETO 51926: 62-192: 621.3.019.3

A megbízhatósági vizsgálatok mintavételi terveinek elkészítésekor a legfontosabb tényező az alkatrészek tényleges működés (általában működési idő) eloszlásának ismerete. Ennek alapján válik lehetővé a megfelelő mintavételi eljárások megválasztása és a tervek elkészítése. Jelen cikk szerzői exponenciális eloszlás esetében már tárgyalták a mintavételi eljárásokat és terveket [1, 2]. A vizsgálatok eredményeinek értékelésénél azonban igen gyakran alkalmazzák a Weibull-eloszlást. Ennek oka az, hogy alkatrészvizsgálatokhoz sokszor a Weibull-, míg készülékek vizsgálatához az exponenciális eloszlás ad jobb közelítést.

A dolgozat a Weibull-eloszláson alapuló mintavételi tervekkel kapcsolatos matematikai megfontolásokat ismerteti és gyakorlati példákat mutat be azok alkalmazására.

### 1. A Weibull-eloszlás általános jellemzői

A Weibull-eloszlás háromparaméteres alakját tekintjük, ez az eloszlásfüggvény a következő:

$$F(t) = \begin{cases} 1 - \exp\left[-\frac{(t-\gamma)^\beta}{\alpha}\right], & \text{ha } t \geq \gamma \\ 0, & \text{ha } t < \gamma. \end{cases} \quad (1)$$

$F(t)$  megadja a  $t$  tényleges működés alatti meghibásodási valószínűséget (a selejtarányt). Az (1) képletben  $\alpha > 0$  az ún. skálaparaméter,  $\beta > 0$  az alakparaméter,  $\gamma \geq 0$  a helyparaméter. A gyakorlati számítások megkönnyítése céljából célszerű (1)-ben az  $\eta = \alpha^{\frac{1}{\beta}}$  helyettesítést alkalmazni, ekkor az (1) képlet a következő alakú lesz:

$$F(t) = \begin{cases} 1 - \exp\left[-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta\right], & \text{ha } t \geq \gamma, \\ 0, & \text{ha } t < \gamma. \end{cases} \quad (1a)$$

A  $\gamma$  helyparaméter a gyakorlati alkalmazásoknak csak kis részében egyenlő 0-val, a mintavételi ter-

veket mégis erre a  $\gamma=0$  esetre adjuk meg. Ennek oka az, hogy ezekből a tervekből egyszerű eljárással kaphatjuk meg a  $\gamma \neq 0$  esetre vonatkozó terveket.

A  $\beta$  alakparaméter értéke a sűrűségfüggvény alakját határozza meg. A Weibull-eloszlás sűrűségfüggvénye  $\gamma=0$  esetben az (1a) képletből differenciálással határozható meg (általános esetben hasonlóképpen az (1a) képletből nyerhető):

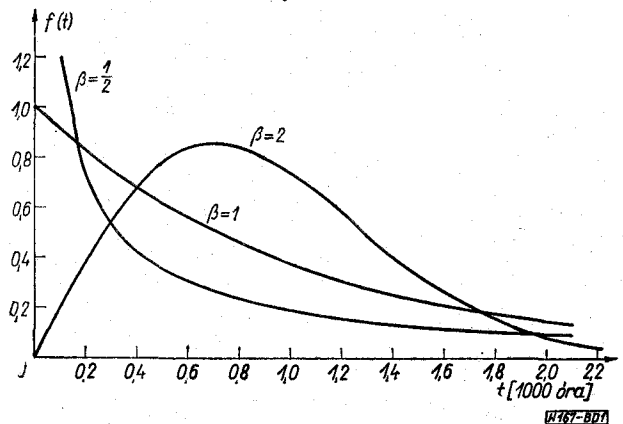
$$f(t) = F'(t) = \begin{cases} \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1} \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta}\right)^\beta\right], & \text{ha } t \geq 0 \\ 0, & \text{ha } t < 0. \end{cases} \quad (2)$$

Ha  $\beta < 1$ , akkor  $f(t)$  monoton csökkenő függvény, ha  $\beta = 1$ , akkor az exponenciális eloszlást kapjuk, ha  $\beta > 1$ , akkor a sűrűségfüggvénynek maximum helye van.

Az 1. ábra  $\beta = \frac{1}{2}$ , 1 és 2 értékekre adja meg a Weibull-eloszlás sűrűségfüggvényét,  $\eta = 1$  és  $\gamma = 0$  esetén.

A Weibull-eloszlás esetében a meghibásodási ráta (tényező) időfüggvénye a következő ( $\gamma = 0$ ):

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1-F(t)} = \begin{cases} \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1}, & \text{ha } t \geq 0 \\ 0, & \text{ha } t < 0. \end{cases} \quad (3)$$

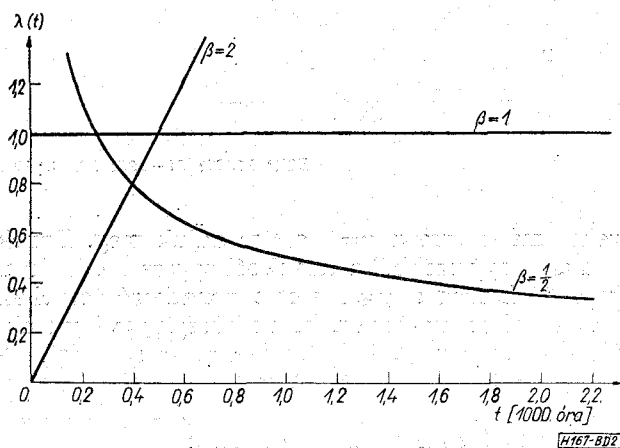


1. ábra. Weibull-eloszlás sűrűségfüggvénye  $\beta = \frac{1}{2}$ , 1 és 2 értékekre

Ha  $\beta < 1$ , akkor  $\lambda(t)$  monoton csökkenő; ha  $\beta = 1$ , akkor  $\lambda(t) = \text{állandó}$  (exponenciális eloszlás esete); ha  $\beta > 1$ , akkor  $\lambda(t)$  monoton növekvő függvény. A 2. ábra  $\beta = \frac{1}{2}$ , 1 és 2 értékekre adja meg a  $\lambda(t)$  függvényt  $\eta = 1$  és  $\gamma = 0$  esetén.

Weibull-eloszlás esetében a várható tényleges működés  $\gamma = 0$  értékre a következő:

$$\begin{aligned} \mu = E(\tau) &= \int_0^{\infty} t f(t) dt = \int_0^{\infty} t \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1} \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta}\right] dt = \\ &= \eta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right). \end{aligned} \quad (4)$$



2. ábra. Weibull-eloszlás meghibásodási ráta függvénye  $\beta = \frac{1}{2}$ , 1 és 2 értékekre

## 2. A mintavételi eljárások leírása

A következőkben tárgyalandó mintavételi eljárások két csoportra oszthatók:

- a várható tényleges működésre vonatkozó követelmény ellenőrzésére szolgáló eljárás,
- a meghibásodási rátára vonatkozó követelmény ellenőrzésére irányuló eljárás.

Mindkét esetben  $\beta$ -t ismertnek tételezzük fel. A mintavételi eljárás lépései mindkét esetben azonosak:

- a) Kiválasztunk a tételből egy  $n$  elemű mintát.
- b) A mintán előre megadott  $t$  ideig végezzük el a tényleges működés vizsgálatát. Adott esetben a vizsgálat nemcsak a tartammal, hanem más-ként is elő lehet írva (pl. ciklusokkal).
- c) Megfigyeljük a  $t$ -ig bekövetkezett meghibásodások  $r$  számát.
- d) A tételt átvesszük, ha  $r \leq c$  ( $c$  előre megadott átvételi szám), a tételt visszautasítjuk, ha  $r > c$ .

Megjegyzések:

- a)  $n$  és  $c$  értéke az átvételi és visszautasítási kockázattól függ. Ezt később tárgyaljuk részletesen.
- b) A vizsgálat tartama rövidebb, mint  $t$  abban az esetben, ha a  $(c+1)$ -edik meghibásodás  $t$  előtt fordul elő.

Az előzőekben vázolt mintavételi eljárás hasonló a minősítéses mintavételi eljáráshoz [3]. A minősítéses mintavételi eljárásnál a tétel  $p$  selejtarányának ellenőrzése a feladat, esetünkben azonban a várható (átlagos) tényleges működése, illetve a meghibásodási rátáé. A következőkben megmutatjuk, hogyan függ össze a termékek  $t$  tényleges működés alatti meghibásodási valószínűsége (selejtaránya) az átlagos tényleges működéssel, illetve a meghibásodási rátával. Az összefüggések alapján ezekre a jellemzőkre vonatkozó mintavételi tervek visszavezethetők a minősítéses mintavételi tervekhez.

## 3. A megbízhatóságvizsgálati mintavételi tervek visszavezetése a minősítéses mintavételi tervekhez

### 3.1 Az átlagos tényleges működés ellenőrzésére szolgáló tervek

Legyen feltételeink szerint a  $\beta$  alakparaméter ismert és  $\gamma = 0$ . Ekkor az (1a) képletben elvégezve a (4) képletből származó

$$\eta = \frac{\mu}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right)}$$

helyettesítést kapjuk, hogy

$$p = F(t) = 1 - \exp\left\{-\left[\frac{t}{\mu} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right)\right]^{\beta}\right\}. \quad (5)$$

Az (5) képletből átalakítással és logaritmiikus transzformációval kapjuk, hogy

$$\frac{t}{\mu} = [-\ln(i-p)]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right). \quad (6)$$

Így közvetlen összefüggést kaptunk ismert  $\beta$  esetén  $\frac{t}{\mu}$  és  $p$  között, azaz a vizsgálat tartama ( $t$ ) és a várható (átlagos) tényleges működés ( $\mu$ ) hányadosa, valamint a  $p$  selejtarány között. Ennek megfelelően, ha  $t$ -t és  $\mu$ -t előírjuk, akkor  $\frac{t}{\mu}$ -höz egyértelműen tartozik a (6) összefüggés alapján egy  $p$  érték és fordítva, ha  $p$  ismert, akkor meghatározható  $\frac{t}{\mu}$  értéke.

Az 1. és 2. táblázatokban ismertetjük  $\beta = \frac{1}{2}$ , 1 és 2 értékekre  $p$  és  $\frac{t}{\mu} \times 100$  összefüggését. Az 1. táblázatban  $p$  %-ban megadott értékének függvényében adjuk meg  $\frac{t}{\mu} \times 100$  értékét. A 2. táblázatban pedig

$\frac{t}{\mu} \times 100$  függvényében közöljük  $p$  %-os értékét.

Jelölje  $N$  a tétel darabszámát és  $n$  a mintanagyságot ( $n \ll N$ ), valamint legyen a mintában  $t$  tényleges működés alatt bekövetkezett meghibásodások  $r$  száma binomiális eloszlású valószínűségi változó

$t/\mu \times 100$   $p\%$ -nak a függvényében,

$\beta = \frac{1}{2}$ , 1 és 2 értékekre

1. táblázat

| $p\%$ | $\beta$ alakparaméter |       |       |
|-------|-----------------------|-------|-------|
|       | $\frac{1}{2}$         | 1     | 2     |
| 0,010 |                       | 0,010 | 1,13  |
| 0,012 |                       | 0,010 | 1,24  |
| 0,015 |                       | 0,015 | 1,38  |
| 0,020 |                       | 0,020 | 1,59  |
| 0,025 |                       | 0,025 | 1,78  |
| 0,030 |                       | 0,030 | 1,95  |
| 0,040 |                       | 0,040 | 2,26  |
| 0,050 |                       | 0,050 | 2,53  |
| 0,065 |                       | 0,065 | 2,88  |
| 0,080 |                       | 0,080 | 3,19  |
| 0,100 |                       | 0,10  | 3,57  |
| 0,12  |                       | 0,12  | 3,92  |
| 0,15  |                       | 0,15  | 4,37  |
| 0,20  |                       | 0,20  | 5,07  |
| 0,25  |                       | 0,25  | 5,64  |
| 0,30  |                       | 0,30  | 6,18  |
| 0,40  |                       | 0,40  | 7,14  |
| 0,50  | 0,001                 | 0,50  | 7,99  |
| 0,65  | 0,002                 | 0,65  | 9,12  |
| 0,80  | 0,003                 | 0,80  | 10,11 |
| 1,00  | 0,005                 | 1,01  | 11,31 |
| 1,2   | 0,007                 | 1,21  | 12,40 |
| 1,5   | 0,011                 | 1,51  | 13,87 |
| 2,0   | 0,020                 | 2,02  | 16,03 |
| 2,5   | 0,032                 | 2,53  | 17,95 |
| 3,0   | 0,047                 | 3,05  | 19,69 |
| 4,0   | 0,083                 | 4,08  | 22,79 |
| 5,0   | 0,130                 | 5,13  | 25,58 |
| 6,5   | 0,230                 | 6,72  | 29,25 |
| 8,0   | 0,350                 | 8,34  | 32,59 |

$n$  és  $p$  paraméterekkel, akkor az átvétel  $P(A)$  valószínűsége a következő:

$$P(A) = \sum_{k=0}^c \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad (7)$$

A (7) képlet által adott  $P(A)$  átvételi valószínűség megadja annak valószínűségét, hogy a meghibásodások száma kisebb, mint  $c$  vagy azzal egyenlő.

Ha a mintadarabszám viszonylag nagy és  $p$  viszonylag kicsiny, akkor az átvételi valószínűség kiszámításakor közelítésként a Poisson-eloszlást alkalmazhatjuk:

$$P(A) = \sum_{k=0}^c \frac{(np)^k}{k!} e^{-np} \quad (8)$$

A különböző  $p$  értékekhez tartozó  $P(A)$  átvételi valószínűségek a Poisson- vagy a binomiális eloszlás táblázataiból határozhatók meg.

A mintavételi eljárás jelleggörbéjének meghatározására a következőben egy példát ismertetünk. Az OC jelleggörbe, mint ismeretes, megadja a különböző  $\mu$  átlagos tényleges működésekhez tartozó átvételi valószínűségeket.

### 1. Példa

Tegyük fel, hogy  $p$  átvételi értéke 2,5%, valamint olyan mintavételi tervet választunk ki a minősítéses

$p\%$ -os értékei  $t/\mu \times 100$  függvényében,

$\beta = \frac{1}{2}$ , 1 és 2 értékeire

2. táblázat

| $t/\mu \times 100$ | $\beta$ alakparaméter |       |       |
|--------------------|-----------------------|-------|-------|
|                    | $\frac{1}{2}$         | 1     | 2     |
| 0,010              | 1,40                  | 0,010 |       |
| 0,012              | 1,54                  | 0,012 |       |
| 0,015              | 1,72                  | 0,015 |       |
| 0,020              | 1,98                  | 0,020 |       |
| 0,025              | 2,21                  | 0,025 |       |
| 0,030              | 2,42                  | 0,030 |       |
| 0,040              | 2,79                  | 0,040 |       |
| 0,050              | 3,11                  | 0,050 |       |
| 0,065              | 3,54                  | 0,065 |       |
| 0,080              | 3,92                  | 0,080 |       |
| 0,100              | 4,37                  | 0,10  |       |
| 0,12               | 4,78                  | 0,12  |       |
| 0,15               | 5,33                  | 0,15  |       |
| 0,20               | 6,13                  | 0,20  |       |
| 0,25               | 6,83                  | 0,25  |       |
| 0,30               | 7,45                  | 0,30  |       |
| 0,40               | 8,56                  | 0,40  | 0,001 |
| 0,50               | 9,52                  | 0,50  | 0,002 |
| 0,65               | 10,78                 | 0,65  | 0,003 |
| 0,80               | 11,88                 | 0,80  | 0,005 |
| 1,00               | 13,19                 | 1,00  | 0,008 |
| 1,2                | 14,35                 | 1,19  | 0,011 |
| 1,5                | 15,90                 | 1,49  | 0,018 |
| 2,0                | 18,13                 | 1,98  | 0,31  |
| 2,5                | 20,04                 | 2,47  | 0,49  |
| 3,0                | 21,73                 | 2,96  | 0,071 |
| 4,0                | 24,64                 | 3,92  | 0,13  |
| 5,0                | 27,11                 | 4,88  | 0,20  |
| 6,5                | 30,27                 | 6,29  | 0,33  |
| 8,0                | 32,97                 | 7,69  | 0,50  |
| 10,0               | 36,06                 | 9,52  | 0,78  |
| 12                 | 38,73                 | 11,31 | 1,12  |
| 15                 | 42,17                 | 13,93 | 1,75  |
| 20                 | 46,87                 | 18,13 | 3,09  |
| 25                 | 50,69                 | 22,12 | 4,79  |
| 30                 | 53,91                 | 25,92 | 6,82  |
| 40                 | 59,12                 | 32,97 | 11,81 |
| 50                 | 63,21                 | 39,35 | 17,83 |
| 65                 | 68,02                 | 47,80 | 28,24 |
| 80                 | 71,77                 | 55,07 | 39,51 |
| 100                | 75,69                 | 63,21 | 54,41 |

mintavételi táblázatból, amelyre  $n=75$ ,  $c=4$ . Továbbá a vizsgálat tartama  $t=1000$  óra, az alkatrészek tényleges működéseloszlása pedig Weibull-eloszlást követ ismert  $\beta=2$  és  $\gamma=0$  paraméterekkel.

Az egyes  $p$  értékekhez tartozó  $P(A)$  átvételi valószínűségek vagy a binomiális eloszlás táblázatából, vagy a Poisson-eloszlás táblázatából határozhatók meg. A 3. táblázat 1. és 2. oszlopában néhány értéket sorolunk fel ezek közül. A 3. táblázat 3. oszlopában az egyes  $p$  értékekhez tartozó  $t/\mu \times 100$  értékeket láthatjuk, amelyeket az 1. táblázatból határoztunk meg  $\beta=2$ -re. Ezután a  $\frac{t}{\mu} \times 100$  képletből  $t=1000$

órára meghatároztuk  $\mu$  értékét. Például  $p=5\%$  esetén  $\frac{t}{\mu} \times 100 = 25,58$ , ezért  $t=1000$  óra esetén  $\mu =$

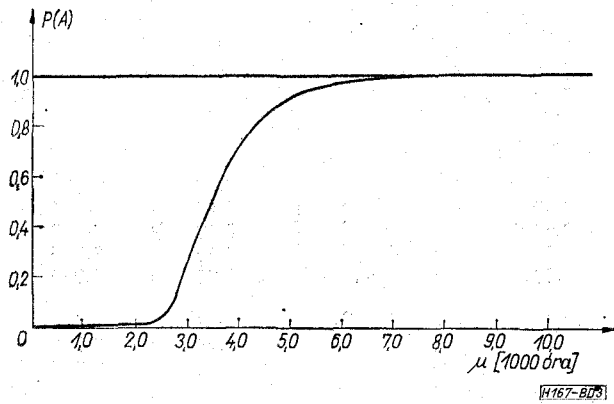
$$\mu = \frac{1000 \times 100}{25,58} = 3900 \text{ óra}$$

Az OC görbe megszerkesztéséhez szükséges adatok

$\beta = 2, n = 75, c = 4, t = 1000$  esetén

3. táblázat

| $p\%$ | $P(A)$ | $t\mu \times 100$ | $\mu$ (óra) |
|-------|--------|-------------------|-------------|
| 2     | 0,98   | 16,03             | 6250        |
| 3     | 0,92   | 19,69             | 5075        |
| 4     | 0,82   | 22,79             | 4400        |
| 5     | 0,68   | 25,58             | 3900        |
| 6,5   | 0,46   | 29,25             | 3400        |
| 8     | 0,27   | 32,59             | 3070        |
| 10    | 0,12   | 36,63             | 2730        |
| 12    | 0,04   | 40,34             | 2490        |
| 15    | 0,01   | 45,48             | 2200        |



3. ábra. OC görbe az átlagos tényleges működés függvényében  $\beta = 2, t = 1000, n = 75$  és  $c = 4$  értékekre

A különböző  $p$  értékekhez tartozó  $\mu$  értékeket a 3. táblázat utolsó oszlopában tüntetjük fel. Ezek után megszerkeszthető az OC görbe  $\mu$  függvényében.  $t = 1000$  óra,  $\beta = 2$  értékek esetén, az OC görbe a 3. ábrán látható.

A következő példa az átvételi szám ( $c$ ) és a visszautasítási valószínűséghez tartozó  $\mu$  érték meghatározását mutatja be:

2. Példa

Tételezzük fel, hogy  $\mu = 52\ 000$  óra várható tényleges működést akarunk ellenőrizni  $t = 1000$  óras vizsgálattal, ismert  $\beta = \frac{1}{2}$  alakparaméter-érték esetén,  $n = 150$  db-os mintanagyság mellett. Legyen a  $\mu = 52\ 000$  óra érték átvételi valószínűsége 0,95. Ekkor a  $c$  átvételi szám meghatározása a következőképpen történik:

$$A \frac{t}{\mu} \times 100 \text{ érték } \frac{1000 \times 100}{52\ 000} = 1,93\text{-dal egyenlő, az}$$

ennek megfelelő  $p$  érték a 2. táblázatból  $\beta = \frac{1}{2}$  esetén kb. 18%. A binomiális eloszlás táblázatából adódik, hogy a fenti értékek mellett a  $c$  átvételi szám 35.

A visszautasítási átlagos tényleges működés a következőképpen számítható ki:

Legyen a visszautasítás  $P(V)$  valószínűsége 0,9, azaz az átvétel valószínűsége  $P(A) = 0,1$ . Ekkor  $n = 150$  és  $c = 35$  esetén  $p \approx 28,4\%$ . A 2. táblázatból az ehhez tartozó  $\frac{t}{\mu} \times 100$  érték 5,7, így  $t = 1000$  óra esetén  $\mu_V = 17\ 500$  óra.

3.2 Meghibásodási ráta ellenőrzésére szolgáló tervek

Legyen ez esetben is  $\beta$  ismert és  $\gamma = 0$ . Ekkor a (3) egyenlet mindkét oldalát  $t/\beta$ -val megszorozva kapjuk, hogy

$$\frac{t\lambda(t)}{\beta} = \left(\frac{t}{\eta}\right)^\beta \tag{9}$$

Ezt helyettesítsük be az (1a) képletbe, ekkor kapjuk, hogy

$$p = F(t) = 1 - e^{-\frac{t\lambda(t)}{\beta}} \tag{10}$$

(10) azonos átalakításával és logaritmizálásával adódik, hogy

$$t\lambda(t) = -\beta \ln(1 - p) \tag{11}$$

(11) egyértelmű összefüggést ad  $t\lambda(t)$  és  $p$  között, ismert  $\beta$  esetén.  $t\lambda(t)$  és  $p$  összefüggésére vonatkozik a 4. és 5. táblázat. A 4. táblázat  $t\lambda(t) \times 100$ -at adja meg  $p\%$  függvényében  $\beta = \frac{1}{2}, 1, \frac{4}{3}$  és 2 értékekre, az 5. táblázat pedig a  $p\%$ -ot tartalmazza  $t\lambda(t) \times 100$  függvényében ezekre a  $\beta$  értékekre.

A  $P(A)$  átvételi valószínűséget — a 3.1-ben ismertetett eljáráshoz hasonlóan — a binomiális vagy a Poisson-eloszlás táblázatából kell meghatározni.

$t\lambda(t) \times 100$   $p\%$  függvényében  $\beta = \frac{1}{2}, 1, 1\frac{1}{3}$  és 2 értékekre

4. táblázat

| $p\%$ | $\beta$ alakparaméter |        |                |        |
|-------|-----------------------|--------|----------------|--------|
|       | $\frac{1}{2}$         | 1      | $1\frac{1}{3}$ | 2      |
| 0,010 | 0,005                 | 0,010  | 0,013          | 0,020  |
| 0,012 | 0,006                 | 0,012  | 0,016          | 0,024  |
| 0,015 | 0,007                 | 0,015  | 0,020          | 0,030  |
| 0,020 | 0,010                 | 0,020  | 0,027          | 0,040  |
| 0,025 | 0,012                 | 0,025  | 0,033          | 0,050  |
| 0,030 | 0,015                 | 0,030  | 0,040          | 0,060  |
| 0,040 | 0,020                 | 0,040  | 0,053          | 0,080  |
| 0,050 | 0,025                 | 0,050  | 0,067          | 0,100  |
| 0,065 | 0,032                 | 0,065  | 0,087          | 0,130  |
| 0,080 | 0,040                 | 0,080  | 0,107          | 0,160  |
| 0,100 | 0,050                 | 0,100  | 0,133          | 0,200  |
| 0,12  | 0,060                 | 0,120  | 0,160          | 0,240  |
| 0,15  | 0,075                 | 0,150  | 0,200          | 0,300  |
| 0,20  | 0,100                 | 0,200  | 0,266          | 0,400  |
| 0,25  | 0,125                 | 0,250  | 0,333          | 0,500  |
| 0,30  | 0,150                 | 0,300  | 0,400          | 0,600  |
| 0,40  | 0,201                 | 0,401  | 0,535          | 0,802  |
| 0,50  | 0,251                 | 0,501  | 0,668          | 1,002  |
| 0,65  | 0,326                 | 0,652  | 0,869          | 1,304  |
| 0,80  | 0,402                 | 0,803  | 1,071          | 1,606  |
| 1,00  | 0,503                 | 1,005  | 1,340          | 2,010  |
| 1,2   | 0,604                 | 1,207  | 1,609          | 2,414  |
| 1,5   | 0,756                 | 1,511  | 2,015          | 3,022  |
| 2,0   | 1,010                 | 2,020  | 2,693          | 4,040  |
| 2,5   | 1,266                 | 2,532  | 3,376          | 5,064  |
| 3,0   | 1,523                 | 3,046  | 4,061          | 6,092  |
| 4,0   | 2,041                 | 4,082  | 5,443          | 8,164  |
| 5,0   | 2,565                 | 5,129  | 6,839          | 10,258 |
| 6,5   | 3,360                 | 6,721  | 8,961          | 13,442 |
| 8,0   | 4,169                 | 8,338  | 11,117         | 16,676 |
| 10,0  | 5,268                 | 10,536 | 14,048         | 21,072 |

$p\% \times \lambda(t) \times 100$  függvényében,  
 $\beta = \frac{1}{2}, 1, 1 \frac{1}{3}$  és 2 értékekre

5. táblázat

| $t \times \lambda(t) \times 100$ | $\beta$ alakparaméter |       |                 |       |
|----------------------------------|-----------------------|-------|-----------------|-------|
|                                  | $\frac{1}{2}$         | 1     | $1 \frac{1}{3}$ | 2     |
| 0,010                            | 0,020                 | 0,010 | 0,008           | 0,005 |
| 0,012                            | 0,024                 | 0,012 | 0,009           | 0,006 |
| 0,015                            | 0,030                 | 0,015 | 0,011           | 0,008 |
| 0,020                            | 0,040                 | 0,020 | 0,015           | 0,010 |
| 0,025                            | 0,050                 | 0,025 | 0,019           | 0,013 |
| 0,030                            | 0,060                 | 0,030 | 0,022           | 0,015 |
| 0,040                            | 0,080                 | 0,040 | 0,030           | 0,020 |
| 0,050                            | 0,100                 | 0,050 | 0,038           | 0,025 |
| 0,065                            | 0,130                 | 0,065 | 0,049           | 0,032 |
| 0,080                            | 0,160                 | 0,080 | 0,060           | 0,040 |
| 0,100                            | 0,200                 | 0,100 | 0,075           | 0,050 |
| 0,12                             | 0,240                 | 0,120 | 0,090           | 0,060 |
| 0,15                             | 0,300                 | 0,150 | 0,112           | 0,075 |
| 0,20                             | 0,400                 | 0,200 | 0,150           | 0,100 |
| 0,25                             | 0,499                 | 0,250 | 0,187           | 0,125 |
| 0,30                             | 0,598                 | 0,300 | 0,225           | 0,150 |
| 0,40                             | 0,797                 | 0,399 | 0,300           | 0,200 |
| 0,50                             | 0,995                 | 0,499 | 0,374           | 0,250 |
| 0,65                             | 1,292                 | 0,648 | 0,481           | 0,324 |
| 0,80                             | 1,587                 | 0,797 | 0,598           | 0,399 |
| 1,00                             | 1,980                 | 0,995 | 0,747           | 0,499 |
| 1,2                              | 2,371                 | 1,193 | 0,896           | 0,598 |
| 1,5                              | 2,955                 | 1,489 | 1,119           | 0,747 |
| 2,0                              | 3,921                 | 1,980 | 1,489           | 0,995 |
| 2,5                              | 4,877                 | 2,469 | 1,858           | 1,242 |
| 3,0                              | 5,824                 | 2,955 | 2,225           | 1,489 |
| 4,0                              | 7,688                 | 3,921 | 2,955           | 1,980 |
| 5,0                              | 9,516                 | 4,877 | 3,681           | 2,469 |
| 6,5                              | 12,190                | 6,293 | 4,758           | 3,198 |
| 8,0                              | 14,786                | 7,688 | 5,824           | 3,921 |
| 10,0                             | 18,127                | 9,516 | 7,226           | 4,877 |

OC görbe megszerkesztéséhez szükséges adatok  
 $\beta = 2, n = 115, c = 3, t = 500$  esetén

6. táblázat

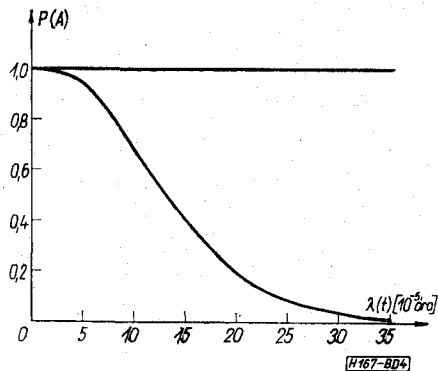
| $p\%$ | $P(A)$ | $t\lambda(t) \times 100$ | $\lambda(t)$<br>( $10^{-5}$ /óra) |
|-------|--------|--------------------------|-----------------------------------|
| 0,5   | 0,99   | 1,002                    | 2,00                              |
| 0,8   | 0,98   | 1,606                    | 3,21                              |
| 1,0   | 0,97   | 2,010                    | 4,02                              |
| 1,2   | 0,95   | 2,414                    | 4,83                              |
| 1,5   | 0,90   | 3,022                    | 6,04                              |
| 2,0   | 0,80   | 4,040                    | 8,08                              |
| 2,5   | 0,68   | 5,064                    | 10,13                             |
| 3,0   | 0,55   | 6,092                    | 12,18                             |
| 4,0   | 0,33   | 8,164                    | 16,33                             |
| 5,0   | 0,17   | 10,258                   | 20,52                             |
| 6,5   | 0,06   | 13,442                   | 26,88                             |
| 8,0   | 0,02   | 16,676                   | 33,35                             |

Az eljárás illusztrálására szolgál a következő példa:

### 3. Példa

Legyen a mintanagyság  $n = 115$ , az átvételi szám  $c = 3$ , a vizsgálat tartama  $t = 500$  óra,  $\beta = 2, \gamma = 0$ .

Először meghatározzuk az egyes  $p$  értékekhez tartozó  $P(A)$  átvételi valószínűségeket. Ezután a 4. táblázatból kikeressük az ehhez tartozó  $t\lambda(t) \times 100$  szorzatot, majd ebből kiszámítjuk  $\lambda(t)$  értékét. Így



4. ábra. OC görbe a meghibásodási ráta függvényében  $\beta = 2, t = 500, n = 115$  és  $c = 3$  értékekre

$\lambda(t)$  függvényében meghatározhatjuk az OC jellegű görbét a fenti értékekre. Az ezeket az adatokat tartalmazó 6. táblázat összeállításának módját a következő szampeldán szemléltetjük.

$p = 5\%$ -os selejtarány átvételi valószínűsége 0,17, a  $p = 5\%$  értéknek megfelelő  $t\lambda(t) \times 100$  szorzat értéke a 4. táblázatból 10,258. Ebből  $t = 500$  óra esetén  $\lambda(500) = 20,52 \times 10^{-5}$ /óra érték adódik. A 6. táblázat alapján megszerkesztett OC görbét  $\beta = 2, n = 115, c = 3$  és  $t = 500$  óra értékekre a 4. ábrán láthatjuk.

Az előző példában  $\gamma = 0$  volt. Ha  $\gamma \neq 0$ , akkor bevezetjük a  $t_0 = t - \gamma$  helyettesítést, ezután  $t_0 \lambda(t_0) \times 100$ -ra végezzük el az előzőekben részletezett számításokat, majd a kapott értékből  $\gamma$  hozzáadásával származtathatjuk a feladat megoldását. Megjegyzendő, hogy ez az eljárás nemcsak a meghibásodási ráta esetében, hanem a 3.1 pontban ismertetett várható tényleges működés ellenőrzésekor is alkalmazható. Példaként tekintünk a következő gyakorlati feladatra:

### 4. Példa

Legyen  $\beta = \frac{4}{3}, \gamma = 400$  óra, a vizsgálat tartama

1200 óra,  $\lambda(t)$  átvételi értéke  $t = 1200$  óránál  $4,4 \times 10^{-5}$ /óra. Legyen a  $\lambda_A(1200) = 4,4 \times 10^{-5}$ /óra érték átvételi valószínűsége:  $P(A) = 0,99$ . Legyen a visszautasítási meghibásodási ráta értéke  $t = 1200$  óra tényleges működésre:  $\lambda_V(1200) = 1,55 \times 10^{-4}$ /óra, ennek az értéknek átvételi valószínűsége pedig 0,05, azaz a visszautasítási valószínűség  $P(V) = 0,95$ .

Első lépés a vizsgálati terv megszerkesztésénél a  $t_0 = t - \gamma = 1200 - 400 = 800$  óra értékének kiszámítása. A következő lépés  $t_0 \lambda(t_0) \times 100$  meghatározása mind az átvételi, mind a visszautasítási  $\lambda(t_0)$  értékre:

$$t_0 \lambda(t_0) \times 100 = 800 \times 4,4 \times 10^{-5} \times 100 = 3,52 \quad (12)$$

az átvételi  $\lambda(t_0)$  értékre,

$$t_0 \lambda(t_0) \times 100 = 800 \times 15,5 \times 10^{-5} \times 100 = 12,4 \quad (13)$$

a visszautasítási  $\lambda(t_0)$  értékre.

Az 5. táblázatból kapjuk, hogy  $p = 2,6\%$  a (12) képlet esetében, valamint  $p = 8,9\%$  a (13) képletre vonatkozóan.

A Poisson- vagy a binomiális valószínűségeloszlási táblázatokból adódik, hogy erre a vizsgálati tervre  $n = 184, c = 10$ .

4. A mintavételi táblázatok és azok felhasználása

4.1 A várható tényleges működés ellenőrzésére szolgáló eljárás mintavételi táblázatai

A mintavételi táblázatok  $\beta$  különböző értékeire megadják a  $n$  minimális mintadarabszámot  $\frac{t}{\mu} \times 100$  függvényében, különböző  $c$  átvételi számokra. A táblázat adatai arra vonatkoznak, hogy a megfelelő  $\frac{t}{\mu} \times 100$  értékű tétel átvételének valószínűsége  $0,1$  vagy annál kisebb, azaz ez az érték a visszautasítási átlagos tényleges működésre vonatkozik, mivel ez az érték biztosítja a vásárlót arról, hogy ilyen átlagos tényleges működésű tételt csak kis valószínűséggel vesz át. A táblázatokban azonban zárójelben feltüntetjük, hogy az adott mintanagyság esetén  $P(A) = 0,95$  valószínűséggel mekkora  $\frac{t}{\mu} \times 100$ , azaz ebből kiszámítva milyen  $\mu$  átlagos tényleges működésértékel számolhatunk átvételi értéként. Példaként  $\beta = \frac{1}{2}$ -re adjuk meg a mintavételi táblázatot (l. 7.

7. táblázat

Mintavételi terv  $\beta = \frac{1}{2}$ -re, a várható tényleges működés ellenőrzésére

| c<br>átvételi<br>szám | n mintadarabszám                     |              |              |               |
|-----------------------|--------------------------------------|--------------|--------------|---------------|
|                       | t/μ × 100 értéke, amelyre P(A) ≅ 0,1 |              |              |               |
|                       | 50                                   | 10           | 5            | 1             |
| 0                     | 3                                    | 10           | 8            | 17            |
| 1                     | (0,02)<br>5                          | 10<br>(0,07) | 13<br>(0,04) | 28<br>(0,01)  |
| 2                     | 7<br>(0,94)                          | 13<br>(0,24) | 18<br>(0,12) | 39<br>(0,02)  |
| 3                     | 9<br>(1,7)                           | 17<br>(0,40) | 23<br>(0,21) | 49<br>(0,04)  |
| 4                     | 11<br>(2,5)                          | 20<br>(0,60) | 28<br>(0,30) | 59<br>(0,06)  |
| 5                     | 13<br>(3,3)                          | 24<br>(0,75) | 32<br>(0,40) | 68<br>(0,08)  |
| 6                     | 14<br>(4,7)                          | 27<br>(0,94) | 37<br>(0,46) | 78<br>(0,10)  |
| 7                     | 16<br>(5,3)                          | 30<br>(1,1)  | 41<br>(0,55) | 87<br>(0,11)  |
| 8                     | 18<br>(6,0)                          | 34<br>(1,2)  | 46<br>(0,61) | 96<br>(0,13)  |
| 9                     | 20<br>(6,4)                          | 37<br>(1,4)  | 50<br>(0,73) | 105<br>(0,14) |
| 10                    | 22<br>(6,8)                          | 40<br>(1,5)  | 54<br>(0,78) | 118<br>(0,15) |
| 11                    | 23<br>(8,0)                          | 43<br>(1,6)  | 58<br>(0,83) | 126<br>(0,16) |
| 12                    | 25<br>(8,8)                          | 47<br>(1,7)  | 66<br>(0,87) | 135<br>(0,17) |
| 13                    | 27<br>(9,0)                          | 50<br>(1,9)  | 70<br>(0,90) | 144<br>(0,19) |
| 14                    | 29<br>(9,2)                          | 53<br>(2,0)  | 75<br>(0,92) | 153<br>(0,20) |
| 15                    | 31<br>(9,4)                          | 56<br>(2,2)  | 79<br>(0,98) | 162<br>(0,21) |

Megjegyzés: t/μ × 100 zárójelben szereplő értékeire P(A) ≅ 0,95

táblázatot). A táblázat felhasználását illusztrálja a következő példa:

5. Példa

Legyen a tétel visszautasítási átlagos tényleges működése ( $\mu_{0,1}$ ) 4000 óra  $P(A) = 0,1$  átvételi valószínűséggel [ $P(V) = 0,9$ ], a tétel átvételi átlagos tényleges működése ( $\mu_{0,95}$ ) pedig 25 000 óra  $P(A) = 0,95$  átvételi valószínűséggel.  $t = 400$  óra tényleges működésre és  $\beta = \frac{1}{2}$ ,  $\gamma = 0$  értékekre kell meghatározni az  $n$  mintanagyságot és a  $c$  átvételi számot. Először kiszámítjuk  $\mu_{0,1} \times 100$  értékét, ez a következő:  $\frac{400 \times 100}{4000} = 10$ . Hasonlóképpen kapjuk, hogy  $\frac{t}{\mu_{0,95}} \times 100 = \frac{400 \times 100}{25\,000} = 1,6$ . A 7. táblázatban ezekhez az értékekhez  $n = 43$ ,  $c = 11$  tartozik. Ez azt jelenti, hogy 43 db-os mintát kell megvizsgálni, és a még megengedett meghibásodások száma 11. Ha a táblázatban nem áll rendelkezésre a  $\frac{t}{\mu} \times 100$  érték, akkor óvatosan a következő, kisebb hányadossal kell számolni.

4.2 Meghibásodási ráta ellenőrzésére szolgáló mintavételi táblázatok

A meghibásodási ráta ellenőrzésére szolgáló mintavételi táblázatok  $t\lambda(t) \times 100$  értékekre adják meg  $n$  és  $c$  értékét  $P(A) = 0,1$  átvételi valószínűséggel [ $P(V) = 0,9$ ], valamint a mintadarabszám alatt zárójelben szerepel az a  $t\lambda(t) \times 100$  érték, amelyből kiszámítható  $\lambda(t)$  értéket ezen eljárás esetén  $P(A) = 0,95$  valószínűséggel fogadunk el. A táblázatok különböző  $\beta$  értékekre vonatkoznak. Példaként a  $\beta = 1$  és 2 értékekre vonatkozó táblázatokat ismertetjük (8. és 9. táblázat). A táblázat alkalmazását mutatja be a következő példa:

6. Példa

Legyen a  $t = 1000$  óra tényleges működésre vonatkozó visszautasítási meghibásodási ráta  $\lambda_V(1000) = 10^{-4}$ /óra, ekkor  $t \times \lambda_V(t) \times 100 = 1000 \times 10^{-4} \times 100 = 10$ , az átvételi meghibásodási ráta 1000 óránál pedig  $\lambda_A(1000) = 9 \times 10^{-6}$ /óra, ekkor  $t \times \lambda_A(t) \times 100 = 1000 \times 9 \times 10^{-6} \times 100 = 0,9$ . Ennek a két értéknek megfelelő mintanagyság  $\beta = 2$  érték esetén a 9. táblázatból  $n = 79$ , az átvételi szám pedig  $c = 1$ .

A fenti eljárás csak akkor alkalmazható, ha a vizsgálati időtartam és az á tényleges működésérték, amelyre a meghibásodási rátát előírják, azonos. Abban az esetben, ha ez a két érték különböző, akkor az előírt időtartamra vonatkozó meghibásodási rátát át kell számítani a vizsgálati időtartamra. Ez az átszámítás azon alapszik, hogy két különböző  $t_2$  és  $t_1$  időpontban a meghibásodási ráták hányadosa (3) képletből a következő:

$$\frac{\lambda(t_2)}{\lambda(t_1)} = \left(\frac{t_2}{t_1}\right)^{\beta-1} \quad (14)$$

Az átszámítás megkönnyítésére szolgál a 10. táblázat, ill. az ennek megfelelő 5. ábra, amelyek meg-

8. táblázat.

9. táblázat

Mintavételi terv  $\beta=1$ -re a meghibásodási ráta ellenőrzésére

Mintavételi terv  $\beta=2$ -re, a meghibásodási ráta ellenőrzésére

| c<br>átvételi<br>szám | n mintanagyság  |        |        |
|-----------------------|---|--------|--------|
|                       | $t\lambda(t) \times 100$ értéke, amelyre $P(A) \cong 0,1$ |        |        |
|                       | 50  | 10     | 5      |
| 0                     | 5   | 24     | 46     |
| 1                     | (1,0)   | (0,20) | (0,11) |
| 2                     | 9   | 40     | 79     |
| 3                     | (4,2)   | (0,90) | (0,45) |
| 4                     | 12  | 55     | 108    |
| 5                     | (7,4)   | (1,5)  | (0,76) |
| 6                     | 15  | 69     | 135    |
| 7                     | (10)  | (2,0)  | (1,0)  |
| 8                     | 19  | 82     | 164    |
| 9                     | (12)  | (2,4)  | (1,2)  |
| 10                    | 22  | 96     | 191    |
| 11                    | (13)  | (2,8)  | (1,4)  |
| 12                    | 25  | 109    | 216    |
| 13                    | (15)  | (3,0)  | (1,5)  |
| 14                    | 28  | 122    | 242    |
| 15                    | (16)  | (3,3)  | (1,7)  |
| 16                    | 31  | 135    | 267    |
| 17                    | (17)  | (3,5)  | (1,8)  |
| 18                    | 34  | 147    | 292    |
| 19                    | (18)  | (3,7)  | (1,9)  |
| 20                    | 37  | 162    | 316    |
| 21                    | (19)  | (3,9)  | (2,0)  |
| 22                    | 40  | 175    | 341    |
| 23                    | (20)  | (4,0)  | (2,1)  |
| 24                    | 43  | 187    | 365    |
| 25                    | (20)  | (4,2)  | (2,2)  |
| 26                    | 45  | 200    | 389    |
| 27                    | (21)  | (4,3)  | (2,2)  |
| 28                    | 48  | 212    | 413    |
| 29                    | (22)  | (4,4)  | (2,3)  |
| 30                    | 51  | 224    | 437    |
| 31                    | (22)  | (4,6)  | (2,4)  |

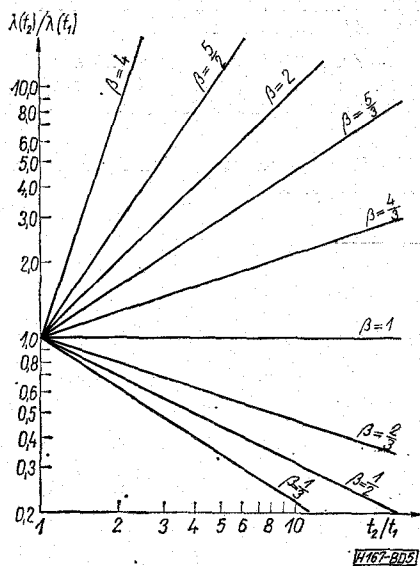
| c<br>átvételi<br>szám | n mintanagyság  |        |        |
|-----------------------|---|--------|--------|
|                       | $t\lambda(t) \times 100$ értéke, amelyre $P(A) \cong 0,1$ |        |        |
|                       | 50  | 10     | 5      |
| 0                     | 10  | 46     | 92     |
| 1                     | (1,0)   | (0,22) | (0,11) |
| 2                     | 16  | 79     | 158    |
| 3                     | (4,5)   | (0,90) | (0,44) |
| 4                     | 29  | 108    | 216    |
| 5                     | (7,5)   | (1,5)  | (0,75) |
| 6                     | 29  | 135    | 271    |
| 7                     | (10)  | (2,0)  | (1,0)  |
| 8                     | 34  | 163    | 324    |
| 9                     | (12)  | (2,4)  | (1,2)  |
| 10                    | 40  | 190    | 376    |
| 11                    | (13)  | (2,7)  | (1,4)  |
| 12                    | 45  | 216    | 427    |
| 13                    | (15)  | (3,0)  | (1,5)  |
| 14                    | 51  | 241    | 477    |
| 15                    | (16)  | (3,3)  | (1,6)  |
| 16                    | 57  | 266    | 526    |
| 17                    | (17)  | (3,5)  | (1,7)  |
| 18                    | 62  | 291    | 575    |
| 19                    | (19)  | (3,7)  | (1,9)  |
| 20                    | 70  | 316    | 624    |
| 21                    | (18)  | (3,0)  | (1,9)  |
| 22                    | 75  | 340    | 672    |
| 23                    | (19)  | (4,1)  | (2,0)  |
| 24                    | 80  | 365    | 720    |
| 25                    | (20)  | (4,2)  | (2,1)  |
| 26                    | 86  | 389    | 768    |
| 27                    | (20)  | (4,4)  | (2,2)  |
| 28                    | 91  | 413    | 815    |
| 29                    | (21)  | (4,5)  | (2,2)  |
| 30                    | 96  | 437    | 862    |
| 31                    | (22)  | (4,6)  | (2,3)  |

Megjegyzés:  $t\lambda(t) \times 100$  zárójelben szereplő értékre  $P(A) \cong 0,95$ .

Megjegyzés:  $t\lambda(t) \times 100$  zárójelben szereplő értékre  $P(A) \cong 0,95$ .

10. táblázat

Meghibásodási ráták hányadosa  $t_2/t_1$  függvényében, különböző  $\beta$  értékekre



| $t_2/t_1$ | $\lambda(t_2)/\lambda(t_1)$ |               |               |      |               |      |
|-----------|-----------------------------|---------------|---------------|------|---------------|------|
|           | $\beta$ értékei             |               |               |      |               |      |
|           | $\frac{1}{3}$               | $\frac{1}{2}$ | $\frac{2}{3}$ | 1    | $\frac{1}{3}$ | 2    |
| 1,25      | 0,862                       | 0,894         | 0,928         | 1,00 | 1,08          | 1,25 |
| 1,50      | 0,763                       | 0,816         | 0,873         | 1,00 | 1,14          | 1,50 |
| 1,75      | 0,689                       | 0,756         | 0,823         | 1,00 | 1,21          | 1,75 |
| 2,00      | 0,630                       | 0,707         | 0,794         | 1,00 | 1,26          | 2,00 |
| 2,25      | 0,583                       | 0,667         | 0,763         | 1,00 | 1,31          | 2,25 |
| 2,50      | 0,543                       | 0,632         | 0,734         | 1,00 | 1,36          | 2,50 |
| 2,75      | 0,510                       | 0,603         | 0,714         | 1,00 | 1,40          | 2,75 |
| 3,00      | 0,481                       | 0,577         | 0,694         | 1,00 | 1,44          | 3,00 |
| 3,25      | 0,456                       | 0,555         | 0,675         | 1,00 | 1,48          | 3,25 |
| 3,50      | 0,434                       | 0,534         | 0,659         | 1,00 | 1,52          | 3,50 |
| 3,75      | 0,414                       | 0,516         | 0,644         | 1,00 | 1,55          | 3,75 |
| 4,00      | 0,397                       | 0,500         | 0,630         | 1,00 | 1,59          | 4,00 |
| 4,25      | 0,381                       | 0,485         | 0,617         | 1,00 | 1,62          | 4,25 |
| 4,50      | 0,367                       | 0,472         | 0,606         | 1,00 | 1,65          | 4,50 |
| 4,75      | 0,354                       | 0,459         | 0,595         | 1,00 | 1,68          | 4,75 |
| 5,00      | 0,342                       | 0,447         | 0,585         | 1,00 | 1,71          | 5,00 |

5. ábra.  $\lambda(t_2)/\lambda(t_1)$  hányados  $t_2/t_1$  függvényében különböző  $\beta$  értékekre

adják  $\lambda(t_2)/\lambda(t_1)$  értékét különböző  $t_2/t_1$  és  $\beta$  értékek-re. Az átszámításra a következő példát ismertetjük:

### 7. Példa

Olyan vizsgálati tervet készítünk, amelyben a meghibásodási ráta visszautasítási értéke  $t=4000$  óra tényleges működésre:  $\lambda_V(4000)=3,75 \times 10^{-4}$ /óra,  $P(A)=0,1$  átvételi valószínűséggel. A vizsgálat tartama azonban 1000 óra,  $\beta$  értéke pedig 2,  $\gamma=0$ . Ekkor a (14) egyenletből  $t_2=4000$  és  $t_1=1000$ , illetve  $\lambda(t_2)=3,75 \times 10^{-4}$ /óra helyettesítéssel kapjuk, hogy

$$\lambda(t_1) = \frac{\lambda(t_2)}{\left(\frac{t_2}{t_1}\right)^{\beta-1}} = \frac{3,75 \times 10^{-4}}{\left(\frac{4000}{1000}\right)^{2-1}} = \frac{3,75 \times 10^{-4}}{4} \approx \approx 0,94 \times 10^{-4}/\text{óra}.$$

Ebből

$$t \times \lambda(t) \times 100 = 1000 \times 0,94 \times 10^{-4} \times 100 = 0,94 \times 10 = 9,4.$$

$c=1$  átvételi szám esetére a 8. táblázatból adódik, hogy az  $n$  mintadarabszám 79.

### 5. Átlagos meghibásodási ráta tervek

A  $t$  tényleges működésre vonatkozó átlagos meghibásodási ráta  $\bar{\lambda}(t)$  a következő:

$$\bar{\lambda}(t) = \frac{1}{t} \int_0^t \lambda(x) dx = \frac{\Delta(t)}{t}, \quad (15)$$

ahol

$$\Delta(t) = \int_0^t \lambda(x) dx. \quad (16)$$

Megjegyzés:

Eltolások eloszlás esetében az integrálás alsó határa  $\gamma > 0$ .

Figyelembe véve, hogy a meghibásodás valószínűsége bármely tényleges működéseloszlás esetében:

$$F(t) = 1 - e^{-\int_0^t \lambda(x) dx} = 1 - e^{-i\bar{\lambda}(t)}, \quad (17)$$

$p = F(t)$  helyettesítéssel kapjuk, hogy

$$i\bar{\lambda}(t) = -\ln(1-p). \quad (18)$$

(18)-ből adódik, hogy bármilyen eloszlásra alkalmazható az átlagos meghibásodási rátán alapuló mintavételi tervek meghatározására a Weibull-eloszlás mintavételi táblázata  $\beta=1$  esetén (l. (4) egyenlet és 8. táblázat).

### 8. Példa

Legyen 1000 órás vizsgálatnál az átlagos meghibásodási ráta  $\bar{\lambda}_V(1000)$  visszautasítási értéke  $10^{-5}$ /óra,  $P(A)=0,1$  átvételi valószínűséggel, a  $\bar{\lambda}_A(1000)$  átvételi átlagos meghibásodási ráta pedig  $P(A)=0,95$  valószínűséggel  $1,5 \times 10^{-6}$ /óra. Ekkor a  $t \times \lambda(t) \times 100$  szorzat az átvételi és visszautasítási átlagos meghibásodási rátára

$$t \times \bar{\lambda}_A(1000) \times 100 = 10^3 \times 1,5 \times 10^{-6} \times 10^2 = 0,15,$$

és

$$t \times \bar{\lambda}_V(1000) \times 100 = 10^3 \times 10^{-5} \times 10^2 = 1,0.$$

Így a 8. táblázatból kapjuk, hogy ezen feltételeknek  $c=2$  átvételi szám és  $n=533$  mintadarabszám felel meg.

### 6. Következtetések

A dolgozatban ismertetett, Weibull-eloszláson alapuló mintavételi tervek és eljárások lehetővé teszik a termékek egységes megbízhatósági ellenőrzését és minősítését. Ezeknek az eljárásoknak szabványosítása — hasonlóan az exponenciális eloszláson alapuló eljárások szabványosításához — szintén szükséges a termékek megbízhatósági adatainak egységes módszerrel történő meghatározása céljából.

### I R O D A L O M

- [1] Balogh A.—dr. Dukáti F.: Élettartam- és megbízhatósági vizsgálatok mintavételi eljárásai és tervei. Minőség és Megbízhatóság, 1971. febr.
- [2] Balogh A.—dr. Dukáti F.: Élettartam- és megbízhatósági vizsgálatok exponenciális eloszláson alapuló szekvenciális mintavételi eljárásai és tervei. Híradástechnika, 1972. jan.
- [3] MSZ 278—55. sz. szabvány. Tömegcikkék matematikai statisztikai minősítése.