

# STATISZTIKAI MÓDSZEREK ALKALMAZÁSA A VARRATGEOMETRIA HATÁSÁNAK VIZSGÁLATÁHOZ FÁRASZTÓVIZSGÁLATOKBAN

MATOLCSY MÁTYÁS

IKARUS KAROSSZÉRIA- ÉS JÁRMŰGYÁR LABORATÓRIUMA

[Beérkezett 1966. február 14-én]

A hegesztett kötések kifáradási szilárdsága alacsonyabb az alapanyagokénál, s ezt a szilárdságcsökkenést — főleg lemunkálatlan varratokon — igen erősen befolyásolják a varrat-hernyó geometriai jellemzői. Az eddig alkalmazott vizsgálati módszerek igen költségesek és meglehetősen hosszadalmasak voltak. Jelen dolgozat bemutat egy új módszert — a matematikai statisztikában használatos függetlenségvizsgálatot —, amely alkalmas a kérdés gyorsabb, megbízhatóbb tisztázásához. A módszernek az a nagy előnye is megvan, hogy nem igényel külön kísérleteket, hanem más céllal végzett fárasztóvizsgálatok eredményeit — pl. kifáradási görbesereg felvételére végzett kísérleteket — fel lehet használni. A dolgozat bemutatja a módszer alkalmazását három alumíniumötvözetre, s felhívja a figyelmet a varratgeometria hatásának néhány általános tendenciájára is.

## I. Bevezetés

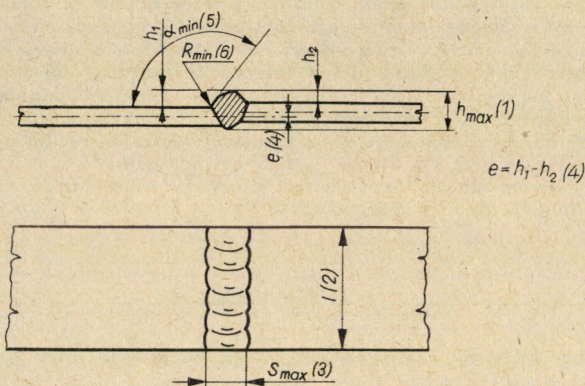
Hegesztett kötések fárasztóvizsgálatokor az alapanyagoknál megszokott szórásoknál is nagyobb értékek jelentkeznek. Ennek igen sok oka van: a varratok röntgenvizsgálattal ki nem mutatható mikrohibái, az átmeneti zóna szövetszerkezeti változásai, a varrathernyó geometriai jellemzőinek változásai stb. A varrat geometriája végeredményben több varratparaméter együttes jelentkezéséből alakul ki. Ilyenek pl. a varrathernyó magassága, szélessége, kezdeti hajlásszöge, lekerekítési sugara stb. Vizsgálatuk meglehetősen nehéz, mert ezek a paraméterek nem függetleníthetők egymástól, így nem biztosítható hegesztés közben — legalábbis elfogadható mérethatárok között — ezek állandó értéken tartása. Napjainkban ilyen jellegű kutatások során azt az eljárást alkalmazzák leginkább, hogy forgácsolással állítanak elő megfelelő varrat-utánzattal rendelkező próbatesteket, amelyeken a vizsgálat tárgyát képező geometriai paramétert tetszőleges határok között és megfelelő pontossággal lehet változtatni, a többit pedig állandó értéken tartják.

Az *International Institute of Welding* 1964. évi prágai közgyűlésén a kifáradással foglalkozó munkabizottságban nagy vita alakult ki erről a kérdésről egy francia beszámoló kapcsán. A vita részben a körül folyt, hogy melyek a legfontosabb vizsgálandó jellemzők, másrészt, hogy miként lehet megállapítani hatásukat a hegesztett kötés várható élettartamára. Ez a dolgozat ehhez a gondolatkörhöz kíván módszert és néhány mérési eredményt hozzáfűzni.

Előjáróban le kell szögezni, hogy az olyan többváltozós kapcsolatokat, amelyekben az egyes változók véletlenszerűek, azok valószínűségi változóknak tekinthetők és csak a matematikai statisztika módszereivel lehet e változókat megfelelően kezelni és értékelni.

## II. Kísérleti körülmények

A varrat geometriai jellemzői közül az 1. ábrán feltüntetetteket vizsgáltuk meg, amelyek lemérését a fásasztóvizsgálatok után végeztük, amikor a próbatest repedése már bekövetkezett. Így mindig a repedés kiindulási



1. ábra. A varrat geometriai paraméterei

helyénél mérhettük a vizsgált értékeket, remélve, hogy ezzel jobban megközelítjük a törés okát. Az  $l$ ,  $S_{\max}$ ,  $h_{\max}$  és  $e$  értékeket 0,1 mm pontossággal tolmérővel mértük, az  $R_{\min}$  és  $r_{\min}$  értékeit Zeiss-féle univerzális mérőmikroszkópon állapítottuk meg. A mérést végző személyek nem ismerték a keresett összefüggéseket, így esetleges szubjektív mérés hibáik nem befolyásolják tendenciózan az eredményeket. A kísérleteket három alumíniumötvözetrel — AlMgSi, AlMg4 és AlZnMgTi, MSZ 3714 — végeztük el 2 mm-es lemezvastagságra. Meg kell jegyezni, hogy a kísérleteknek nem ez a vizsgálat-sorozat volt az eredeti célja, ezt csak mint többlet lehetőséget hasznosítottuk. A hegesztéseket mindhárom ötvözetnél AWI eljárással, a fásasztóvizsgálatokat 10 tonnás Amsler-típusú nagyfrekvenciás fásasztógéppel végeztük. A vizsgálatok frekvenciája  $80 \div 100$  Hz volt.

Az I. táblázat a vizsgált anyagok jellemzőit és a továbbiakban alkalmazott jeleit tartalmazza. Az  $E$  jelű sorozat megmunkálatlan varratú AlZnMgTi próbatestekből állt, amelyeket Araldit 123 B műanyagragasztóval kentünk be. A fásasztóvizsgálatokban a törés a ragasztóréteg lepattanásával együtt jelentkezett, így annak eltávolítása után a varratjellemzőket mérni tudtuk.

## I. táblázat

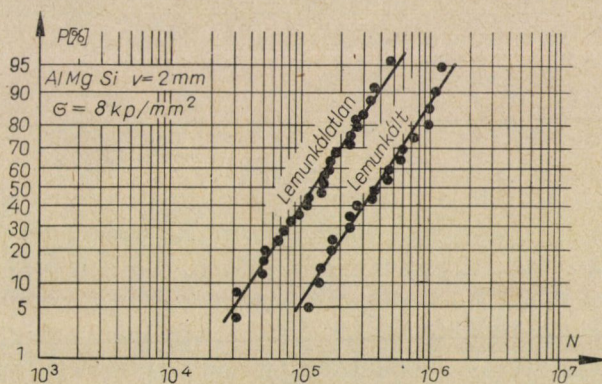
A vizsgált anyagok jelölése és jellemzői

Ötvözet típus	Jele	Feszültség-szint, $\text{kp/mm}^2$	Elem szám, $n$	Megjegyzés
AlMgSi	A	8	27	
AlMg4	B	12	32	
	C	12	26	
	D	9	16	
	E	9	12	Ragasztóval bekent
AlMgZnTi	F	12	42	Elvi csoport, a C és D összevonásából.

A jelölések alapja a továbbiakban az 1. ábra és az I. táblázat. Az 1. ábrán az egyes geometriai jellemzőket számokkal jelöltük, az I. táblázatban pedig a vizsgált statisztikai csoportokat nagybetűvel. Így a továbbiakban egy vizsgálati egységet, egy kontingencia-táblázatot egy nagybetű-szám kombinációval jelölünk (pl. B4 az AlMg4 ötvözetnél az excentricitás hatásának vizsgálatát jelenti).

## III. A varrathernyő hatása

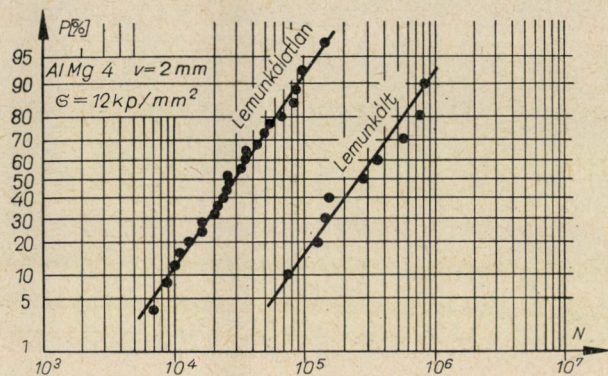
A részletes varratvizsgálatok előtt célszerű a kísérleti eredményekkel szemléltetni a varrathernyő élettartamcsökkentő hatását. Mindhárom alumíniumötvözetten összehasonlító fárasztóvizsgálatot végeztünk egy-egy terhelésszinten, lemunkált és lemunkálatlan tompavarratú kötésekkel. A 2. ábra



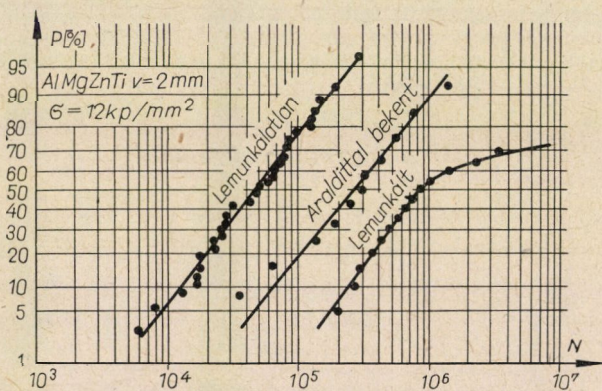
2. ábra. A varrathernyő hatása AlMgSi ötvözetten

AlMgSi-re, a 3. ábra AlMg4-re, a 4. ábra pedig AlZnMgTi ötvözetre mutatja ezt az összehasonlítást.

Az élettartameloszlásokat log-normál eloszlásfüggvény alapján szerkesztett valószínűségi papírokon ábráztuk [1]. Az eredmények értékelésénél



3. ábra. A varrathernyó hatása AlMg4 ötvözetben



4. ábra. A varrathernyó hatása AlZnMgTi ötvözetben

a szokásos statisztikai módszereket alkalmaztuk [2]. Mindhárom ábrán a lemunkálatlan varratú minták élettartameloszlásai erős balra tolódást mutatnak, ami az élettartam jelentős csökkenését tükrözi. AlMg4 és különösen AlZnMgTi ötvözeteken ez az eltolódás egy teljes nagyságrend. A szórásokban nem mutatkozik lényeges különbség lemunkált és lemunkálatlan varratok között, mivel a két élettartameloszlás közel párhuzamos mindhárom ábrán.

A 4. ábrán a műanyagragasztóval bekenet varratok élettartameloszlása is látható. A ragasztó komoly élettartamnövekedést eredményezett.

IV. Függelenségvizsgálatok elvi alapjai

Egy statisztikai sokaság — minta — bizonyos jól elkülöníthető tulajdonságok alapján különböző osztályokra bontható. Ha egyidejűleg a sokaság több tulajdonságát vizsgáljuk, az egyes osztályokon belül újabb osztályok állapíthatók meg. Az osztálybasorolásnak két nagy fajtája van, minősített és mért jellemzők alapján történő szétválasztás. Ez utóbbi azt jelenti, hogy mérjük a halmaz minden egyes tagjának valamilyen tulajdonságát, és a valószínűségi változóként szereplő adathalmazt általunk célszerűen megválasztott értékhatarok között osztályokba soroljuk.

A továbbiakban — mivel fárasztóvizsgálatok értékelésekor ez alkalmazható — a kétszeres osztályozású, mért osztálygyakoriságok törvényszerűségeivel foglalkozunk.

Legyen adott fárasztott próbatestekből egy  $n$  elemű minta, melyben az élettartamértékek a legkisebb  $N_1$  és legnagyobb  $N_n$  értékek között véletlenszerűen változnak. Ezek alapján  $s$  osztályba sorolhatjuk be ezeket a próbatesteket, annak megfelelően, hogy az előre kijelölt  $N_1 - N_i, N_{i+1} - N_j, \dots, N_{k+1} - N_n$  osztályok közül melyikhez tartoznak. Ha az élettartammal egyidejűleg egy más jellemzőt, pl. a varratmagasságot is feljegyezzük minden próbatestre, és az arra megállapított  $t$  osztályba is besoroljuk őket, akkor egy  $st$  végső osztályszámú, kétszeres osztályozású kontingencia táblázathoz jutunk, amint azt a II. táblázat szemlélteti. Az  $n_{11}$  osztálygyakoriság pl. azok-

II. táblázat

$st$  osztályozású kontingenciatáblázat

	S	1.	2.	3.	
$t$	$N_i$ <span style="border-left: 1px solid black; border-right: 1px solid black; padding: 0 5px;"><math>h_{max}</math></span>	$h_1 - h_2$	$h_2 - h_3$	$h_3 - h_4$	
1.	$N_1 - N_2$	$n_{11}$	$n_{12}$	$n_{13}$	$\sum_{s=1}^3 n_{1s} = n_{10}$
2.	$N_2 - N_3$	$n_{21}$	$n_{22}$	$n_{23}$	$\sum_{s=1}^3 n_{2s} = n_{20}$
3.	$N_3 - N_4$	$n_{31}$	$n_{32}$	$n_{33}$	$\sum_{s=1}^3 n_{3s} = n_{30}$
		$\sum_{t=1}^3 n_{t1} = n_{01}$	$n_{02}$	$n_{03}$	$\sum_s \sum_t n_{st} = n$

nak a próbatesteknek a száma, amelyeknek élettartama az  $N_1 - N_2$ , a varratmagassága pedig  $h_1 - h_2$  osztályközökbe (cellákba) esik. Minden sor végén az illető sor, az oszlopok alján pedig az oszlopok összeggyakorisága szerepel. A sorok összeggyakoriságának az összege — éppen úgy mint az oszlopoké — a teljes mintaelemszámot eredményezi.

Ezekután a kérdés úgy fogalmazható meg, hogy van-e valamilyen oksági kapcsolat — függőség — a két vizsgált tulajdonság (élettartam és varratmagasság) között, és előidézi-e egyiknek a változása a másik megváltozását, továbbá, hogy az esetleg tapasztalható függőségi viszony milyen erős, milyen szoros.

A két tulajdonság teljes függetlenségének feltétele az, hogy pl. az

$$\frac{n_{11}}{n_{01}} = \frac{n_{10}}{n} \quad (1)$$

arány teljesüljön az egyes osztálygyakoriságokra. Bevezetve a relatív gyakoriságok fogalmát ( $p_{st} = \frac{n_{st}}{n}$ ) az (1) egyenlet átalakul

$$\frac{p_{11}}{p_{01}} = p_{10} \cdot \quad (2)$$

Ilyen arány a kontingenciátáblázat alapján sok felírható. Egyik legismertebb függetlenségi formula véletlen eseményekre a (2) egyenlet általánosításával

$$p_{st} = p_{s0} p_{0t} \cdot \quad (3)$$

Ha ez az arány nem teljesül, tehát az egyes osztálygyakoriságok nem határozhatók meg a megfelelő sor-, illetve oszlop összgyakoriságokból, akkor  $p_{st} > p_{s0} p_{0t}$  esetén pozitív,  $p_{st} < p_{s0} p_{0t}$  bekövetkezésekor pedig negatív asszociációról beszélhetünk. Célszerűnek látszik a függetlenséget feltételező elméleti, és a gyakorlatban mért cellagyakoriságok különbségét egy függőségi tényező meghatározásához bevezetni:

$$\delta_{st} = (p_{st})_{\text{elm.}} - p_{st} \cdot \quad (4)$$

Ezzel a kontingenciátáblázat minden egyes cellájához rendelhetünk egy-egy különbség értéket. Ezek tulajdonságai [3]:

$$\begin{aligned} \delta_{st} &\neq \delta_{ts}, \\ \sum_s \delta_{st} &= 0, \\ \sum_t \delta_{st} &= 0. \end{aligned} \quad (5)$$

Ha az eltérés négyzetét az elméleti értékre vonatkoztatjuk, s ezeket a hányadosokat az egész kontingenciátáblázatra összegezzük, akkor aszimptotikusan egy  $\chi^2$  eloszlású változót kapunk. Az (1) és (4) egyenletek alapján

$$\chi^2 = \sum_s \sum_t \frac{\delta_{st}^2}{p_{st}} = n \sum_s \sum_t \frac{\left( n_{st} - \frac{n_{0t} n_{s0}}{n} \right)^2}{n_{0t} \cdot n_{s0}}, \quad (6)$$

vagy átrendezéssel

$$\chi^2 = n \left[ \sum_s \sum_t \frac{n_{st}^2}{n_{0s} n_{t0}} - 1 \right]. \quad (7)$$

A kontingenciatáblázat, illetve a belőle kiszámolt  $\chi^2$  szabadságfoka

$$Sz = (s - 1)(t - 1), \quad (8)$$

ami azt jelenti, hogy ennyi adatot lehet egymástól függetlenül felvenni ahhoz, hogy még ne sértsük meg az (5) összefüggések előírásait.

A két tulajdonság függetlenségének, illetve függőségének vizsgálata a statisztikai próbák alapján végezhető el [4, 5]. Valamely általunk megválasztott konfidencia-szinten — ami rendszerint 90, 95 vagy 99% — összehasonlítjuk a kísérleti adatokból meghatározott  $\chi^2$  értéket az eloszlás elméletileg meghatározható, és táblázatokban [3] megtalálható értékével. Ha  $\chi^2 < \chi_{elm}^2$ , akkor a kísérleti eredmények a választott konfidencia szinten azt bizonyítják, hogy a vizsgált két tulajdonság független egymástól; ha  $\chi^2 > \chi_{elm}^2$ , akkor a függetlenség feltételezését el kell vetni, a két vizsgált jellemző oksági kapcsolatban van egymással. A függőség jellemzésére kontingenciaegyütthatót célszerű bevezetni, amely pl. 0 és 1 között változva %-osan adja meg a függőség mértékét. Ha az együttható értéke szélső esetben 0, akkor független a két vizsgált jellemző, ha 1, akkor 100%-os, azaz egyértelmű funkcionális kapcsolat van közöttük.

A függőség mérésére a PEARSON által javasolt

$$G = \sqrt{\frac{\varphi^2}{1 + \varphi^2}} \quad (9)$$

kontingenciaegyütthatót szokás használni, ahol  $\varphi^2 = \chi^2/n$  az átlagos négyzetes kontingencia. Ennek azonban az a hátránya van, hogy értéke elvileg is csak végtelen sok cella esetén érheti el az 1-et, azaz az együttható elméleti határértéke függ a cellák számától. A III. táblázat tartalmazza négyzetes kontingenciatáblázatok esetére az elméleti maximális  $C$  értékeket. Ebből a tényből az következik, hogy nem lehet összehasonlítani két különböző osztályú táblázatot, illetve az azokból kapott eredményeket. Ez az igény pedig gyakran merül fel a gyakorlatban. Ezért célszerűbbnek látszik a Csurov-féle kontingenciaegyüttható alkalmazása:

## III. táblázat

A Pearson-féle együttható elméleti értékei négyzetes kontingenciatáblázat esetén

$t = S$	$C_{\max}$
2	0,707
3	0,816
4	0,866
5	0,894
6	0,913
7	0,926
8	0,935
9	0,943
10	0,949

$$T^2 = \frac{\varphi^2}{\sqrt{(s-1)(t-1)}}, \quad (10)$$

amely négyzetes táblázat esetén

$$T^2 = \frac{\chi^2}{n(s-1)} \quad (11)$$

formában írható.  $T$  értéke 0 és 1 közé esik; teljes függetlenség esetén 0, teljes asszociációnál pedig 1 és így jól szemlélteti a vizsgált tulajdonságok függőségi mértékét.

Van még egy szemléletes módszer a probléma vizsgálatához, a regressziós és korrelációs számítás alkalmazása. Egy koordinátarendszerben ábrázolva az összetartozó értékpárokat — pl. az élettartamot és a varratmagasságot — erősen szóródó pontsokaságot kapunk. Ennek a sokaságnak számítással és szerkesztéssel is meghatározható mindkét koordinátatengelyre vonatkozó regressziós egyenese. Ezek egyenlete:

$$N = r \frac{S_N}{S_X} (X - \bar{X}) + \bar{N}, \quad (12)$$

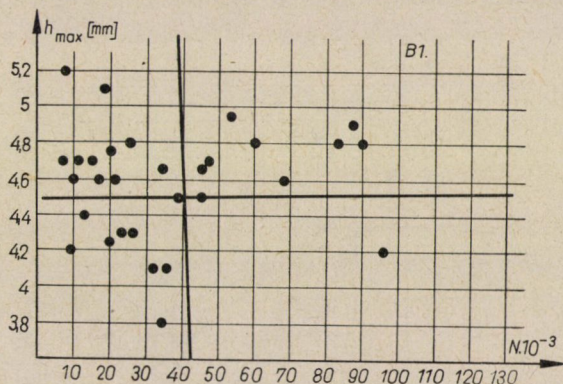
$$X = r \frac{S_X}{S_N} (N - \bar{N}) + \bar{X};$$

ahol  $N$  az élettartam,  $X$  az éppen vizsgált varratjellemző,  $S_N$  és  $S_X$  a szórás,  $r$  pedig a korrelációs együttható:

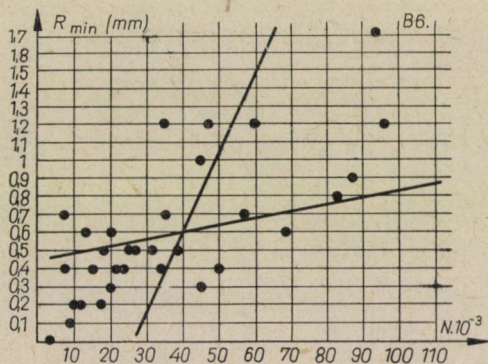
$$r = \frac{\sum_i (N_i - \bar{N})(X_i - \bar{X})}{\sqrt{\sum_i (N_i - \bar{N})^2 (X_i - \bar{X})^2}} \quad (13)$$



és  $\bar{N}$ , valamint  $\bar{X}$  a minta vizsgált jellemzőinek átlagértéke. A következő ábrák ilyen regressziós egyeneseket szemléltetnek. Az 5. ábrán AlMg4 ötvözet élettartam – varratmagasság, a 6. ábrán az élettartam – lekerekítési sugár, a 7. ábrán pedig az AlZnMgTi ötvözet élettartam – excentricitás összefüggése



5. ábra. B1 vizsgálat sorozat regressziós egyenesei

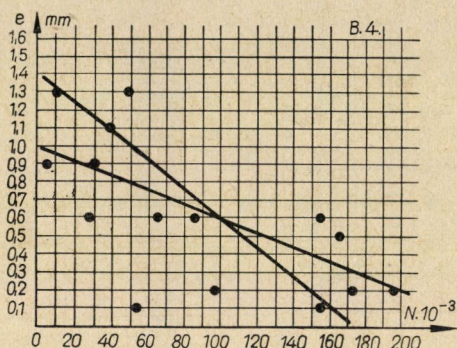


6. ábra. B6 vizsgálat sorozat regressziós egyenesei

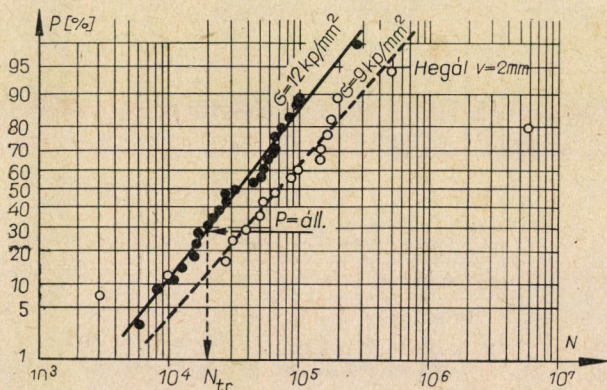
látható. Az ábrák is szemléltetik a regressziós egyeneseknek azt a tulajdonságát hogy teljes függetlenség esetén két merőleges egyenessé válnak (gyakorlatilag ilyen az 5. ábra) míg a függőség szorosabbá válásával a két egyenes egyre közelebb kerül egymáshoz (6. és 7. ábrák) s 100%-os asszociáció, vagyis egyértelmű analitikus függés esetén egy egyenesbe esnek. A 6. ábrán pozitív, a 7. ábrán pedig negatív regresszió látható, konkrétan ez utóbbinál az excentricitás növekedése az élettartam csökkenését vonja maga után.

### V. A kísérleti adatok összegyűjtésének lehetősége

Az eddigiekben hallgatólagosan feltételeztük, hogy a fárasztóvizsgálatokat állandó feszültség szinten végezzük, és az így kapott  $n$  elemű mintát soroljuk be a kontingenciátáblázatba. Már ez is nagy előny a „Bevezetés”-ben említett módszerekkel szemben, mert így egyetlenegy kísérletsorozaton az összes varrat-



7. ábra. D4 vizsgálatsorozat regressziós egyenesei



8. ábra. C és D minták összevonását szolgáló élettartameloszlások

paraméter hatása kiértékelhető. (Nem is említve azt az előnyt, hogy így tényleges varratokat vizsgálunk, míg amúgy csak kimunkált varratutánszatokat.)

Van azonban egy még nagyobb lehetőség: a valószínűségelmélet néhány megfontolását felhasználva különböző feszültség szinten végzett fárasztóvizsgálatok eredményei is összegyűjthetők ilyen célra. Az összevonás elvi alapját az a tény adja, hogy az állandó törési valószínűségi kifáradási görbék nem metszhetik egymást. Más szóval az a próbatest, ami  $\sigma_1$  feszültség szinten a legkisebb élettartamot eredményezte valamely mintából, a  $\sigma_2$  szinten is — ha

a mintát ott fárasztottuk volna — a leghamarább tört volna el. Tehát két különböző feszültség szinten felvett élettartameloszlás „összetelhető”, azaz az egyik eloszlás adatai áttranszformálhatók a másik eloszlásba, az egyes kísérleti adatok törési valószínűségének állandó értéken tartásával [6]. Így született meg a *C* és *D* eredmények összevonásából — minthogy azok ugyanabból az anyagból (hegesztési szériából) kimunkált próbatesteket tartalmaztak — a növelt elemszámú *F* minta, amely éppen nagyobb elemszáma révén alkalmasabb általánosabb következtetések levonására. A két minta összevonását a 8. ábrán megrajzolt élettartameloszlások alapján végeztük el, állandó értéken tartva az egyes pontok törési valószínűségét. ( $\sigma = 9$  kp/mm<sup>2</sup> feszültség-szintű eloszlás pontjait vízszintesen a  $\sigma = 12$  kp/mm<sup>2</sup> szintű egyenesre tolva, megállapítható az  $N_{lr}$  transzformált élettartam.)

#### IV. Az eredmények értékelése

Mind az öt kísérletsorozatból és az összevont *F* mintából 6–6 kontingenciátáblázatot szerkesztettünk (a IV. táblázat példaként az A5 jelűt mutatja).

IV. táblázat

A5 jelű vizsgálatsorozat kontingencia táblázata

$N/10^3$	$\alpha_{\min}$	135°-ig	135 ÷ 140°	140° felett	A5
80 alatt		5	—	3	8
80–200		3	7	1	11
200 felett		3	2	3	8
—		11	9	7	27

A 7. összefüggés alapján meghatároztuk a  $\chi^2$  értékeket. A számítás menetét, szintén az A5 mintára, az V. táblázat szemlélteti.

A VI. táblázat az összes eredményt egyesíti a hat minta mind a hat paraméterére. Minden egyes kontingenciátáblázat eredményeként megadtuk  $\chi^2$  és  $\varphi^2$  értékeit. Jelen esetben a Csuprov-féle *T* együttható a  $\varphi^2$ -ből kettővel való osztással számítható. Minden kontingenciátáblázat szabadságfoka 4, így a  $\chi^2_{\text{elm}}$  értékek táblázatosan összefoglalhatók különféle konfidenciaszintekre. A VII. táblázat tartalmazza ezeket az elméleti értékeket.  $\varepsilon$  a valószínűségi táblázatokban alkalmazott mutató, amely a konfidencia százalékos értékéből a következőképpen számolható:

$$\varepsilon = \frac{100 - P_{\text{konf}}}{100} \quad (14)$$

V. táblázat  
 $\chi^2$  meghatározása táblázatos számítással

$n_{st}$	$n_{st}^2$	$n_{so} \cdot n_{ot}$	$\frac{n_{st}^2}{n_{so} \cdot n_{ot}}$
5	25	88	0,2842
—	—	72	—
3	9	56	0,1615
3	9	121	0,0745
7	49	99	0,4950
1	1	77	0,0129
3	9	88	0,1022
2	4	72	0,0555
3	9	56	0,1615
$\sum \frac{n_{st}^2}{n_{so} \cdot n_{ot}} =$			1,3473
$\chi^2 =$			9,35

VI. táblázat  
 Összesítő táblázat a hat minta számolt jellemzőire

	$h_{max}$ (1.)		$l$ (2.)		$S_{max}$ (3.)		$e$ (4.)		$\alpha_{min}$ (5.)		$R_{min}$ (6.)	
	$\varphi^2$	$\chi^2$	$\varphi^2$	$\chi^2$	$\varphi^2$	$\chi^2$	$\varphi^2$	$\chi^2$	$\varphi^2$	$\chi^2$	$\varphi^2$	$\chi^2$
<b>A</b> $n = 27$	0,0995 2,69	0,2343 6,32	0,1415 3,82	0,1170 3,26	0,3473 9,35	0,1400 3,78						
<b>B</b> $n = 32$	0,1259 4,03	0,0479 1,53	0,1386 4,44	0,2674 8,56	0,4320 13,82	0,4553 14,58						
<b>C</b> $n = 26$	0,0937 2,44	0,2693 7,00	0,1281 3,32	0,1238 3,22	0,3080 8,00	0,3566 9,28						
<b>D</b> $n = 16$	0,0859 1,37	0,3258 5,22	0,3784 6,05	0,6667 10,68	0,3752 6,00	0,5629 9,02						
<b>E</b> $n = 12$	0,2032 2,44	0,2810 3,38	0,3878 4,65	0,1951 2,34	0,0749 0,90	0,0749 0,90						
<b>F</b> $n = 42$	0,0386 1,62	0,2349 9,86	0,1077 4,5	0,2489 10,50	0,2575 10,80	0,4024 16,9						
Átlagos $\varphi^2$	0,1293	0,2786	0,2544	0,2848	0,3440	0,3836						

A VI. táblázat szemléletesebbé tételére azokat az eredményeket, amelyek már 70%-os megbízhatósági szinten ellentmondtak a függetlenség feltételének (tehát  $\chi^2 > \chi_{elm}^2$ ), vastagabb vonallal kereteztük be, azokat pedig, amelyek 90%-os, vagy annál magasabb megbízhatósággal vetik el a függetlenséget, bevonalkáztuk.

## VII. táblázat

Különböző konfidenciaszintekhez tartozó  $\chi_{\text{elm}}^2$  értékek

$$[S_z = (3 - 1) \cdot (3 - 1) = 4]$$

$P_{\text{konf}}\%$	50	70	90	95	99
$\varepsilon$	0,5	0,3	0,1	0,05	0,01
$\chi_{\text{elm}}^2$	3,35	4,87	7,78	9,48	13,27

A táblázat első rátekintésre mutatja, hogy az 1. és 3. oszlop eredményei nem mutatnak függőségi kapcsolatot az élettartammal, az 5. és 6. oszlopoknál viszont erősebb kapcsolat észlelhető. Ha a vizsgált hat varratjellemzőt az élettartamra gyakorolt hatásuk alapján rangsoroljuk a táblázatban feltüntetett átlagos  $\varphi^2$  figyelembevételével, a következő rangsort kapjuk:

1.  $R_{\text{min}}$ , 2.  $\alpha_{\text{min}}$ , 3.  $e$ , 4.  $l$ ;  $S_{\text{max}}$ , 6.  $h_{\text{max}}$ .

Bár a kis mintaelemszám miatt nem lehet általánosítani, érdekes megállapítani, hogy a ragasztóval bekent varratoknál megszűnt az egyébként erős tendenciával jelentkező  $R_{\text{min}}$  és  $\alpha_{\text{min}}$  hatása. Ezeket az értékeket nem is vettük figyelembe a  $\varphi^2$  átlagértékeinek meghatározásakor. A fent említett jelenség összhangban van a 4. ábrán látható eredménnyel: a műanyagragasztó az erős élettartamcsökkentő paraméterek hatásának megszüntetésével jelentős élettartamnövekedést eredményezett.

A számokon túlmenően érdemes megfigyelni, hogy az A6 vizsgálatnál, ahol az egyébként erősen jelentkező  $R_{\text{min}}$  hatása elmaradt, a lekerekítési sugarak abszolút értékben nagyok voltak, és ez magyarázza a viszonylagos függetlenséget  $R_{\text{min}}$  és  $N$  között. Ugyanez állapítható meg A4 esetében is; a vizsgált próbatestek excentricitása jóval gyengébb volt a többi szériánál, így a hatása sem jelentkezett. Ezek a jelenségek arra figyelmeztetnek, hogy még az ilyen matematikailag egzakt módszernél sem szabad az értékelést mechanikusan, minden műszaki ellenőrzés nélkül végezni, mert könnyen téves megállapításra juthatunk.

A próbatest szélességének hatását a mért adatok nem tudják minden zavaró hatás nélkül tükrözni, mivel ez a méret nem volt véletlenül alakuló valószínűségi változó, ui. a próbatesteket megmunkáláskor igyekeztek a névleges méretre elkészíttetni, és ettől az eltérés viszonylag kicsiny volt.

Mindezekből megállapítható, hogy a varratok lemunkálása megszünteti  $R_{\text{min}}$  és  $\alpha_{\text{min}}$  élettartamcsökkentő hatását, és ennek köszönhető a lemunkált varratok jobbra tolódott élettartameloszlása (2–4. ábrák).

## VII. Összefoglalás

A három alumíniumötvözetrel több mint száz próbatesten végzett fárasztóvizsgálatok eredményei alapján megállapítható, hogy

a) vékony (2 mm vastag) hegesztett lemezek élettartamát a varrat geometriai jellemzői közül leginkább a varrathernyő átmeneti lekerekítési sugara és szöge befolyásolja, amelyek erős élettartamcsökkentő tényezők lehetnek;

b) a varratmagasság és varratszélesség hatása nem mutatkozott számottevőnek;

c) a műanyagragasztóval bekent varratokon megszűnt az átmeneti szög és lekerekítési sugár hatása, ezért jelentős élettartamnövekedés volt tapasztalható;

d) az ilyen varratvizsgálatokat a fárasztóvizsgálatokkal kapcsolatos összes értékeléshez hasonlóan csak a matematikai statisztika módszereivel lehet megbízhatóan elvégezni: a függőség mérőszámául a Csprov-féle együttműködő alkalmazható;

e) a mechanikus, számszerű értékelésen túlmenően nem hagyható figyelmen kívül az eredmények gondos mérlegelése, mert ellenkező esetben könnyen szem elől téveszthetjük a lényeges törvényszerűségeket.

## IRODALOM

1. MATOLCSY—MARTÉNYI: Fárasztóvizsgálatok statisztikus értékelése. *MTA Műsz. Tud. Oszt. Közl.* 35 (1965), 187—208.
2. WEIBULL, W.: Statistical Representation of Fatigue Failures in Solids. *Acta Polytechn.* (1949), Mech. Eng. Series.
3. YULE—KENDALL: Bevezetés a statisztika elméletébe. Közgazdasági és Jogi Kiadó, Budapest 1964.
4. MATOLCSY: Összehasonlító fárasztóvizsgálatok AlMgSi típusú ötvözetrel. *Gép* 3 (1966), 88—94.
5. PRÉKOPA A.: Valószínűségszámítás. Műszaki könyvkiadó, Budapest, 1962.
6. WEIBULL, W.: New Method for the Statistical Treatment of Fatigue Data. *SAAB* (1954), TN 30.