

Justyna Ferenc

**ZMIENNOŚĆ LOSOWA LOKALNYCH CECH
WYTRZYMAŁOŚCIOWYCH WYBRANYCH
STOPÓW ALUMINIUM**

Praca doktorska

Promotor: prof. dr hab. inż. Marian Gwóźdź

Kraków, 2016r.

SPIS TREŚCI

1. Wstęp	4
1.1 Geneza tematu – badania nad losową zmiennością cech wytrzymałościowych	4
1.2 Cel i zakres pracy	8
1.3 Tezy pracy	9
2. Przegląd stanu badań statystycznych wytrzymałości wyrobów hutniczych przeznaczonych dla budownictwa	10
2.1 Wyroby hutnicze stalowe	10
2.2 Wyroby hutnicze ze stopów aluminium	25
2.3 Podsumowanie wyników badań i analiz rozdziału 2	27
3. Badania zmienności lokalnych cech wytrzymałościowych stopów aluminium	29
3.1 Koncepcja badań doświadczalnych	29
3.2 Charakterystyka wybranych stopów do badań laboratoryjnych	33
3.3 Aparatura badawcza użyta w statycznej próbie rozciągania	36
3.4 Niepewność pomiaru	38
3.5 Pomiary Średnicy prętów	38
3.6 Ustalenie modułu sprężystości podłużnej E	39
3.7 Wyniki statycznej próby rozciągania	41
3.8 Testy statystyczne użyte do analizy wyników badań	49
3.9 Podsumowanie rozdziału 3	53
4. Analiza wyników badań laboratoryjnych	54
4.1 Weryfikacja wyników obciążonych błędem grubym	54
4.2 Wyniki po odrzuceniu wyników wątpliwych	59
4.3 Weryfikacja normalności rozkładów	67
4.4 Weryfikacja hipotezy o jednorodności wariancji	68
4.5 Weryfikacja hipotezy o równości średnich	70
4.6 Podsumowanie rozdziału 4	71
5. Identyfikacja struktury realizacji lokalnych cech mechanicznych	73
5.1 Stacjonarność i ergodyczność rozkładu losowego wybranych cech mechanicznych	73
5.2 Funkcja autokorelacji	76
5.3 Analiza widmowa (spektralna)	79
5.4 Analiza wyników badań lokalnych cech mechanicznych z wykorzystaniem modelu procesu stochastycznego	80
5.5 Podsumowanie rozdziału 5	109
6. Badanie wpływu podwyższonych temperatur technologicznych na parametry cech wytrzymałościowych stopów ulepszonych cieplnie	112

6.1	Wpływ obróbki cieplnej oraz temperatury na właściwości mechaniczne konstrukcyjnych stopów aluminium	112
6.2	Koncepcja badań doświadczalnych.....	116
6.3	Wyniki statycznej próby rozciągania po obróbce termicznej.....	117
6.4	Analiza wyników	118
6.5	Podsumowanie rozdziału 6	121
7.	Zakończenie.....	123
7.1	Podsumowanie	123
7.2	Wnioski końcowe i dalszy kierunek badań	127
	LITERATURA	128
	STRESZCZENIA.....	133
	ZAŁĄCZNIK	

1. WSTĘP

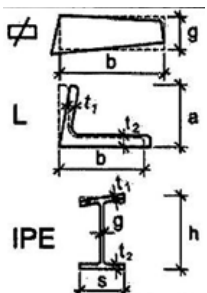
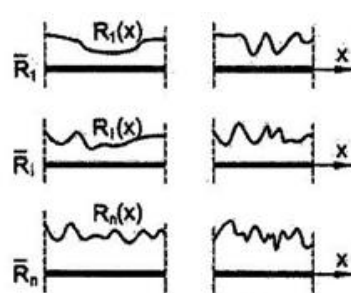
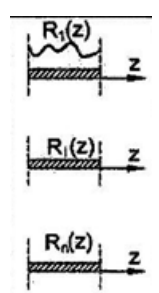
1.1 GENEZA TEMATU – BADANIA NAD LOSOWĄ ZMIENNOŚCIĄ CECH WYTRZYMAŁOŚCIOWYCH

Podstawowym założeniem obliczeń inżynierskich współczesnych konstrukcji budowlanych jest akceptacja imperfekcji (por. Gwóźdź M., Machowski A. [18]). W szczególności w konstrukcjach metalowych prętowych występują takie imperfekcje rzeczywiste jak: naprężenia własne w przekrojach, nieprostoliniowość prętów, przechyły słupów, brak współosiowości w stykach montażowych, naprężenia montażowe oraz losowa sztywność połączeń. W analizie nośności i sztywności ustrojów prętowych równoczesne uwzględnienie wszystkich imperfekcji rzeczywistych jest zbyt trudne. W obliczeniach inżynierskich (por. Eurokod 3 [57] i Eurokod 9 [12], zamiast wieloźródłowych imperfekcji rzeczywistych, uwzględnia się zastępcze imperfekcje geometryczne, które rekompensują wpływy wszystkich imperfekcji rzeczywistych.

Odrębną od opisaną wyżej grupę imperfekcji stanowią imperfekcje przekrojów i cech mechanicznych wyrobów hutniczych zestawione w tabeli 1.1. Imperfekcje geometryczne przekrojów stalowych i aluminiowych obejmują odchyłki kształtu i odchyłki wymiarów liniowych od wartości nominalnych.

Tabela 1.1

Imperfekcje przekrojów i cech mechanicznych wyrobów hutniczych

Imperfekcje geometryczne	Zmienność losowa wytrzymałości	
	przekroju	wzdłuż osi pręta
		
$\bar{R}_1 \neq \dots \neq \bar{R}_1 \neq \dots \neq \bar{R}_n$		

Źródło: Gwóźdź M., Machowski A. [18]

Zmienność losowa wytrzymałości materiału $\underline{R}(x)$, a w szczególności wariancja

wytrzymałości μ_R^2 , według interpretacji przyjętej w Polsce w latach 1970. dla wyrobów stalowych (por. Sowa A. [74], Murzewski J. [48]), wynika głównie z rozbieżności wartości średnich $\bar{R}_1 \neq \dots \neq \bar{R}_l \neq \dots \neq \bar{R}_n$ w populacji prętów nominalnie identycznych. Jedynie niewielką część wariancji ogólnej μ_R^2 przypisywano wahaniom lokalnej wytrzymałości $R_n(x)$ wokół wartości średniej $\bar{R}_n(x)$.

Definiując w tamtym okresie model matematyczny właściwości mechanicznych stali konstrukcyjnych, Murzewski J. w swoich pracach [45÷50] zaproponował trzy poziomy niejednorodności wytrzymałości stalowych wyrobów hutniczych:

- niejednorodność statystyczną (a),
- niejednorodność probabilistyczną (b),
- niejednorodność stochastyczną (o).

Konsekwencją założonej wielopoziomowej niejednorodności cech mechanicznych materiału jest trójskładnikowa struktura formuły losowej wytrzymałości stali:

$$R(x) = \bar{R} + \Delta R + \delta R(x) \quad (1.1)$$

gdzie:

\bar{R} – średnia wartość cechy mechanicznej wyrobu hutniczego należącego do jednej grupy asortymentowej, dla której w normach hutniczych określono jednakowe wartości nominalne (por. np. norma PN-EN 10025 [55])

ΔR – odchyłki średniej cechy mechanicznej wyrobów o długościach handlowych od wartości oczekiwanej \bar{R} dla normowej grupy asortymentowej,

$\delta R(x)$ – scentralizowane pole stochastyczne lokalnych cech wytrzymałościowych dla blach lub scentralizowany rozkład stochastyczny wzdłuż długości pręta, opisany wariancją μ_o^2 i funkcją autokorelacyjną $\rho(\Delta x)$,

Δx – odległość punktów wyrobu hutniczego, w których bada się lokalną cechę mechaniczną.

Ponadto Murzewski J. [48] założył, że funkcja losowa $R(x)$ jest stacjonarna i normalna z natury zjawiska, względnie znormalizowana dla potrzeb obliczeń statystycznych. W konsekwencji postulowanych rozkładów normalnych oraz uwzględnianych poziomów niejednorodności, zakres badań statystycznych cech mechanicznych wyrobów hutniczych można sprowadzić do estymacji parametrów:

- wartości średniej \bar{R} ,
- wariancji ogólnej μ_R^2 opisanej wzorem:

$$\mu_R^2 = \mu_a^2 + \mu_b^2 + \mu_o^2 \quad (1.2)$$

- sformułowania postaci funkcji autokorelacyjnej $\rho(\Delta x)$ lub jej gęstości widmowej $S(\omega)$.

We wzorze (1.2) indeksy a, b i o odnoszą się do niejednorodności statystycznej, probabilistycznej i stochastycznej odpowiednio. Badania statystyczne właściwości mechanicznych materiałów konstrukcyjnych ustalane na próbkach laboratoryjnych

stanowią bazę empiryczną potrzebną do wyspecyfikowania parametrów losowej wytrzymałości na rozciąganie \underline{R}_m , granicy plastyczności rzeczywistej lub umownej \underline{R}_e oraz modułu sprężystości podłużnej \underline{E} . Reprezentatywność badań statystycznych polega na zestawieniu odpowiednio licznej próby, a ponadto konieczne są takie elementy badań statystycznych jak weryfikacja hipotez rozkładu prawdopodobieństwa, estymacja parametrów rozkładu, analiza kowariancji w celu wyodrębnienia podzbiorów statystycznie jednorodnych.

Praktycznym obszarem wykorzystania analizy kowariancji jest racjonalizacja podziału wytrzymałości wyrobów hutniczych na klasy asortymentowe wyspecyfikowane w normach hutniczych. Zagadnienie to jakkolwiek ważne w zastosowaniach technicznych wykracza poza zakres niniejszej dysertacji. Pomimo pojęciowego skomplikowania losowej wytrzymałości wyrobów hutniczych wg formuły (1.1), prowadzi ona do oszacowania wartości charakterystycznych cech mechanicznych oraz prostej miary niezawodności, którą w inżynierskiej formacji wymiarowania konstrukcji metalowych w stanach granicznych nośności ma postać częściowego, centralnego współczynnika nośności:

$$\bar{Y}_R = \frac{1}{1 - \beta_R \frac{\mu_R}{\bar{R}}} \quad (1.3)$$

gdzie:

β_R – częściowy wskaźnik niezawodności w metodzie obliczeń probabilistycznych poziomu 2. FORM (First Order Reliability Method [18]), rekomendowanej we współczesnej generacji norm projektowania konstrukcji budowlanych (por. norma PN-EN 1990 [56]).

Formuła (1.1) definiuje bardzo szeroko potencjalną próbę reprezentatywną wyrobów hutniczych stosowanych w budownictwie. Zestawiając próbę reprezentatywną wytrzymałości stali konstrukcyjnej wyprodukowanej w Polsce w latach 1975-1977, A. Sowa [74] uwzględnił produkcje wszystkich 13 hut jakie w funkcjonowały w tym okresie w Polsce (por. składnik \bar{R} we wzorze (1.1)). Ponadto uwzględnił kształt wyrobów (blachy, pręty, kształtowniki) ich grubości i gatunki stali (składnik ΔR we wzorze (1.1)). Do każdej próby zastosował wagi uwzględniające masę stali danego gatunku skierowaną w badanym okresie do budownictwa, co było możliwe w warunkach dystrybucji scentralizowanej (reglamentacja wyrobów hutniczych). Rezultatem przeprowadzonych obliczeń komputerowych były parametry granicy plastyczności stali użytej na wyroby hutnicze, „reprezentatywne” dla produkcji krajowej z lat 1975-1977 zestawione w pracy [90] i uzupełnione o dane statystyczne z lat 1978 i 1979 w pracy [48]. Zestawiając próbę reprezentatywną wytrzymałości wyrobów hutniczych wyprodukowanych w Polsce w latach 1975-1979 pominięto wpływ lokalnych cech mechanicznych na długości pręta (składnik $\delta R(x)$ we wzorze (1.1)).

Wyrywkowe badania statystyczne rozkładu lokalnych cech mechanicznych zostały przeprowadzone przez A. Machowskiego (stal St3S) [37] i A. Młynarczyka [43] (stal

18G2) - dla płaskowników walcowanych, o długościach porównywalnych z długością stalowych elementów montażowych.

Przyjmując wg badań [74] i [48] uśrednioną wartość miary niejednorodności granicy plastyczności stali $\mu_R/\bar{R} \approx 0,082$ oraz wskaźnik częściowy $\beta_R = 3,04$ wg specyfikacji z normy [56], otrzymujemy ze wzoru (1.3) wartość centralnego, częściowego współczynnika nośności plastycznej $\bar{\gamma}_R = 1,33$ przyjętą w kolejnych edycjach krajowej normy projektowania konstrukcji stalowych PN/B-03200: (PN-76/B-03200, PN-80/B-03200 i PN-90/B-03200) [53].

Podsumowując wątek statystycznej weryfikacji elementów niezawodności wytrzymałości wyrobów hutniczych stosowanych na konstrukcje metalowe w Polsce w latach 1976-2010 można stwierdzić, że wyspecyfikowane wtedy w badaniach statystycznych wartości współczynników częściowych, o dość dużej wartości: $\bar{\gamma}_R = 1,33$ rekompensowały niedostatki modelowania układów konstrukcyjnych, obliczanych wg prostych reguł zapisanych w normach krajowych projektowania tych konstrukcji. W szczególności, zgodnie z zaleceniami normowymi, w projektach technicznych obiektów kubaturowych i liniowych z lat 1970-1990 analizowano na ogół układy płaskie, idealne, pozbawione jakichkolwiek imperfekcji.

Zmianę jakościową w projektowaniu konstrukcji metalowych przyniosły rekomendacje europejskie, a w szczególności: Eurokod 1990, Eurokod 1993 i Eurokod 1999, które preferują ocenę niezawodności wg metody współczynników obciążenia i nośności [56] oraz perfekcyjne modelowanie konstrukcji metalowych z uwzględnieniem imperfekcji wieloźródłowych (por.[57] i [12]). Eurokody wyparły z katalogu Polskiego Komitetu Normalizacyjnego normy krajowe i obowiązują w Polsce od 01.04.2010 r. Metoda współczynników obciążenia i nośności nie była wcześniej w Polsce znana, chociaż zalicza się także do formacji wymiarowania stanów granicznych. W metodzie tej inaczej są rozłożone elementy niezawodności aniżeli w metodzie stanów granicznych znanej z normalizacji krajowej. Współczynniki nośności (oznaczane w eurokodach symbolem γ_M) są odniesione do wartości charakterystycznych R_k , a nie centralnych \bar{R} i w pierwszej edycji Eurokodu 3 ($\gamma_R = \gamma_{M0} = 1,0$) oraz Eurokodu 9 ($\gamma_R = \gamma_{M1} = 1,1$) nie zostały one wyspecyfikowane w badaniach statystycznych, lecz przyjęto je arbitralnie. Nakłada to na krajowe ośrodki naukowe obowiązek przeprowadzenia weryfikacji przyjętych specyfikacji, tym bardziej, że próba reprezentatywna wytrzymałości stali z lat 1970. uległa dezaktualizacji spowodowanej głębokimi zmianami systemowymi do jakich doszło w latach 1990. Gospodarkę krajową centralnie sterowaną, zastąpiła gospodarka rynkowa, funkcjonująca w warunkach powszechnej globalizacji także sektora produkcji materiałów i wyrobów budowlanych. Konieczna jest redefinicja pojęcia próby reprezentatywnej wyrobów hutniczych oraz podjęcie badań statystycznych właściwości mechanicznych tych wyrobów, wyprodukowanych współcześnie w warunkach zmian systemowych jakie dotknęło krajowe hutnictwo. Uwzględniając specyfikę rynku globalnego, nie wydaje się celowa, a nawet możliwa tak szeroka definicja próby reprezentatywnej jaka wynika z formuły (1.1). W szczególności nierealny jest postulat

zestawienia atestów hutniczych obejmujących wszystkich światowych producentów wyrobów hutniczych o tych samych minimach hutniczych (por. składnik \bar{R} we wzorze (1.1)). Przyjęcie definicji próby reprezentatywnej wyrobów hutniczych to zadanie dla europejskiej normalizacji, czyli CEN (*European Committee for Standardization*).

Badania właściwości mechanicznych metali konstrukcyjnych podjęte w niniejszej dysertacji zostały przeprowadzone dla wybranych dwóch stopów aluminium, a zakres tych badań ograniczono do ustalenia wpływu minimalnej niejednorodności tych stopów na ocenę niezawodności konstrukcji aluminiowych. Oznacza to że przeprowadzone badania zostały ograniczone do analizy statystycznej lokalnych cech mechanicznych opisanych przez składnik $\delta R(x)$ we wzorze (1.1). Wybór stopów aluminium nie był przypadkowy. Można oczekiwać, że na skutek procesów technologicznych jakie są stosowane w hutnictwie aluminium dla podniesienia wytrzymałości stopów konstrukcyjnych, ich niejednorodność na długości pręta może być większa aniżeli dla podobnych wyrobów stalowych.

1.2 CEL I ZAKRES PRACY

Celem pracy jest ocena wpływu niejednorodności lokalnych cech wytrzymałościowych stopów aluminium, opisanych przez wariancję μ_0^2 na wariancję ogólną μ_R^2 . Przeprowadzone w pracy badania statystyczne niejednorodności cech mechanicznych dotyczą granicy plastyczności umownej R_{02} , wytrzymałości stopów na rozciąganie R_m i modułu początkowego sprężystości podłużnej E .

Celem dodatkowym podjętych badań jest weryfikacja wartości współczynników nośności: centralnego $\bar{\gamma}_R$ i współczynników częściowych γ_M wyspecyfikowanych w Eurokodzie 9 w zakresie wynikającym z przeprowadzonych badań statystycznych.

Zakres badań został ograniczony do analizy lokalnych cech mechanicznych wyrobów długich wykonanych ze stopów aluminium: ulepszonych cieplnie i nieulepszonych cieplnie – reprezentatywnych dla wyrobów hutniczych rekomendowanych przez CEN dla budownictwa (por. Eurokod 9 [12].)

W szczególności w **rozdziale 1** rozprawy przedstawiono podstawowe tezy pracy, a **rozdziale 2** opisano stan badań statystycznych, głównie krajowych, w zakresie wytrzymałości budowlanych wyrobów hutniczych stalowych i aluminiowych.

W **rozdziale 3** przedstawiono koncepcję badań własnych oraz metodykę analizy statystycznej przeprowadzonej w dalszej części pracy.

Rozdział 4 obejmuje analizę wyników własnych badań laboratoryjnych przy użyciu testów statystycznych, natomiast w **rozdziale 5** przeprowadzono analizę wyników badań lokalnych cech mechanicznych z wykorzystaniem modelu procesu stochastycznego.

Rozdział 6 podejmuje ocenę wpływu podwyższonych temperatur technologicznych na rozkład lokalnych cech mechanicznych wybranego stopu aluminium ulepszanego cieplnie.

Rozdział 7 stanowi podsumowanie rozprawy oraz zawiera wnioski z analizy statystycznej oraz zawiera proponowane kierunki dalszych badań w zakresie niejednorodności cech wytrzymałościowych wyrobów hutniczych stalowych i ze stopów aluminium.

W załączniku do pracy znajdują się protokoły z przeprowadzonych badań laboratoryjnych.

1.3 TEZY PRACY

- Lokalne cechy mechaniczne wyrobów hutniczych ze stopów aluminium, takie jak umowna granica plastyczności R_{02} , wytrzymałość na rozciąganie R_m , moduł sprężystości podłużnej (początkowy) E i wydłużenie względne A_{50} mają rozkłady normalny lub zbliżony do normalnego.
- Lokalne cechy mechaniczne R_{02} , R_m , E i A_{50} na długości pręta wykonanego ze stopów aluminium ulepszonych cieplnie i nieulepszonych cieplnie nie są jednorodne, czyli wariancje $\mu_{oi}^2 \neq 0$ (dla $i = R_{02}, R_m, E, A_{50}$)
- Wariancje lokalnych cech mechanicznych R_{02} , R_m , E i A_{50} na długości pręta wykonanego ze stopów aluminium ulepszonych cieplnie i nieulepszonych cieplnie różnią się w sposób istotny.
- Podwyższone temperatury technologiczne o wartości 150°C – 200°C mają istotny wpływ na parametry lokalnych cech wytrzymałościowych R_{02} i R_m stopów aluminium ulepszonych cieplnie.

2. PRZEGLĄD STANU BADAŃ STATYSTYCZNYCH WYTRZYMAŁOŚCI WYROBÓW HUTNICZYCH PRZEZNACZONYCH DLA BUDOWNICTWA

2.1 WYROBY HUTNICZE STALOWE

2.1.1 Krajowe badania statystyczne parametrów rozkładu losowej wytrzymałości $R(x)$

Wszystkie rezultaty badań statystycznych przywołane niżej prowadziły do oszacowania parametrów rozkładu badanej cechy \bar{R} i $\mu_{R^*}^2$ z pominięciem składnika μ_0^2 ($\mu_0^2 \approx 0$), czyli wariancja ogólna otrzymana z oszacowania statystycznego ma postać:

$$\mu_{R^*}^2 = \mu_a^2 + \mu_b^2 \quad (2.1)$$

Próba statystyczna wytrzymałości blach walcowanych na gorąco z lat 1963÷1968.

Badania statystyczne prób o dużej liczebności, wytrzymałości krajowych wyrobów hutniczych ze stali konstrukcyjnych zostały przeprowadzone w Polsce w minionych latach trzykrotnie. Próbę statystyczną o łącznej liczebności $n = 12568$ zestawiał dla lat 1963÷1968 Z. Mendera (por. monografia [39]). Zebrane atesty hutnicze obejmowały właściwości mechaniczne blach o grubości 6÷40 mm, wykonanych ze stali znaku St3*-(St3S, St3SY, St3SX) oraz ze stali znaku 18G2*-(18G2, 18G2A, 18G2ACu) (współczesnymi odpowiednikami są stale gatunków S 235 i S 355). Badane blachy pochodziły z hut śląskich i z huty w Krakowie. Zbiorcze zestawienie wyników przeprowadzonej analizy statystycznej wg omawianych badań przytoczono w tablicy 2.1.

Łączny zbiór realizacji podzielono na $l = 21$ prób o zróżnicowanej liczebności n_i zestawionej w kolumnie (4). Powyższy podział uwzględnia gatunek stali oraz zakres grubości badanych blach. W kolumnach (5) ÷ (8) zestawiono odpowiednie statystyki granicy plastyczności R_e , a w kolumnach (9) ÷ (12) statystyki wytrzymałości na rozciąganie R_m . W szczególności są to wartości średnie \bar{R}_e i \bar{R}_m , zestawione w kolumnach (5) i (9), odchylenia standardowe μ_{Re} i μ_{Rm} , zestawione w kolumnach (6) i (10), wartości charakterystyczne R_{ek} , R_{mk} (kwantyle 5% zestawione w kolumnach (7) i (11)) oraz wartości współczynników zmienności v_{Re} i v_{Rm} (stosunek odchylenia standardowego do wartości średniej), zestawione w kolumnach (8) i (10).

Norma PN EN 1990 podaje dwie równoważne metody (a) i (b) wyznaczania wartości obliczeniowej X_d wytrzymałości wyrobów hutniczych bezpośrednio z próby statystycznej o średniej m_x i odchyleniu standardowym μ_x :

$$X_d = \frac{\eta_d}{\gamma_m} X_k = \frac{\eta_d}{\gamma_m} (m_x - k_n \mu_x) \quad (2.2 \text{ a})$$

$$X_d = \eta_d (m_x - k_{dn} \mu_x) \quad (2.2 \text{ b})$$

We wzorach (2.2) występują statystyki wyspecyfikowane w normie PN-EN 1990:
 $k_n = 1,64$ - dla wartości charakterystycznych X_k zdefiniowanych jako kwantyle 5%,
 $k_{dn} = 3,04$ - dla wartości obliczeniowych X_d zdefiniowanych jako kwantyle 0,1%.

Tablica 2.1

Parametry wytrzymałości blach wyprodukowanych w Polsce w latach 1963÷1968

L.p. i	Znak stali	Gru- bość t [mm]	Liczeb- ność n_i	Granica plastyczności R_e [MPa]				Wytrzymałość na rozciąganie R_m [MPa]			
				\bar{R}_e	μ_{Re}	R_{ek}	v_{Re}	\bar{R}_m	μ_{Rm}	R_{mk}	v_{Rm}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Stal St3/St3S											
1	St3	6÷12	2191	303	25,7	261	0,085	440	27,2	395	0,062
2	St3S	6÷12	1134	304	22,7	267	0,075	443	23,5	404	0,053
3	St3S	12÷20	400	303	26,3	260	0,087	446	28,6	399	0,064
4	St3S	20÷40	384	295	28,6	248	0,097	448	30,4	398	0,068
5	St3S	6÷12	707	313	22,7	276	0,073	451	28,7	404	0,064
Stal 18G2/18G2A											
6	18G2	6÷12	1418	409	40,0	343	0,098	545	39,8	480	0,073
7	18G2A	6	874	407	31,7	355	0,078	556	35,1	498	0,063
8	18G2A	6÷16	1691	404	33,2	350	0,082	555	35,7	496	0,064
9	18G2A	12÷24	498	383	31,4	332	0,082	554	37,4	493	0,068
10	18G2A	16÷24	1136	375	26,7	331	0,070	545	30,6	495	0,056
11	18G2A	24÷40	430	379	26,1	336	0,069	553	31,1	502	0,056
12	18G2	16÷25	586	376	25,0	335	0,066	550	29,0	502	0,053
13	18G2	16÷25	203	366	24,8	325	0,068	534	31,9	482	0,060
14	18G2	25÷40	188	382	26,0	339	0,068	555	30,5	505	0,055
15	18G2	25÷40	35	375	26,9	331	0,072	555	32,2	502	0,058
16	18G2A	24	162	375	23,7	336	0,063	562	30,6	512	0,054
17	18G2A	25÷30	106	381	24,4	341	0,064	556	33,5	501	0,060
18	18G2A	8	92	392	22,7	355	0,058	554	30,2	504	0,055
19	18G2A	10	118	382	25,0	341	0,065	545	26,0	502	0,048
20	18G2A	12÷16	149	390	28,0	344	0,072	563	32,0	511	0,057
21	18G2A	18÷22	66	379	26,9	335	0,071	561	32,7	507	0,058

Źródło: Mendera [39]

Ponadto η_d to współczynnik konwersji, a w metodzie (a) występuje współczynnik materiałowy γ_m , który uwzględnia niejednorodność statystyczną wyrobów hutniczych, czyli losowe różnice w wytrzymałości takich samych wyrobów hutniczych produkowanych przez różnych producentów.

Próba statystyczna wytrzymałości kształtowników i blach walcowanych na gorąco z lat 1976÷1980.

Drugą próbę statystyczną granicy plastyczności stali R_e , o dużej liczebności zestawił w latach 1976÷1980 zespół badawczy Politechniki Krakowskiej (por. monografia [48]).

Zestawiona próba uwzględniała pełny asortyment krajowych wyrobów hutniczych dla budownictwa, czyli nie tylko blachy, ale także kształtowniki walcowane i pręty. Uwzględniała ona także wszystkie krajowe huty produkujące dla potrzeb budownictwa (procentowy udział każdej z 14 hut w masie stali przydzielonej w latach 1976÷1980 dla budownictwa) oraz następujące gatunki stali: St0, St3S, St3SX, St3SY, 18G2, 18G2A, a także nowe na rynku krajowym w latach 1970. stale znaku St4 i St4S. Parametry rozkładu granicy plastyczności badanych gatunków stali, dla jednorodnych statystycznie populacji blach i kształtowników, rekomendowane przez zespół badawczy Politechniki Krakowskiej przytoczono w tablicy 2.2. W kolumnach (3) i (8) zestawiono wartości średnie granicy plastyczności \bar{R}_e , w kolumnach (4) i (9) odpowiednie współczynniki zmienności v_{Re} , a w kolumnach (5) i (10) odchylenia standardowe μ_{Re} . Dla zestawionych parametrów granicy plastyczności R_e obliczono wartości charakterystyczne R_{ek} , czyli kwantyle dolne 5% (por. kolumny (6) i (11)). W kolumnach (7) i (12) zestawiono

Tablica 2.2

Parametry rozkładu granicy plastyczności R_e kształtowników i blach w próbie statystycznej z lat 1976÷1980

Gatunek stali	Grubość t [mm]	Blachy					Kształtowniki				
		\bar{R}_e MPa	v_{Re}	μ_{Re} MPa	R_{ek} MPa	γ_{m0}	\bar{R}_e MPa	v_{Re}	μ_{Re} MPa	R_{ek} MPa	γ_{m0}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
St0	5	291	0,113	32,9	237	1,03	280	0,113	31,6	228	1,07
St3SX/Y	5	299	0,077	23,0	261	1,03	287	0,077	22,1	251	1,07
	6÷16	291		22,4	254	1,05	281		21,6	246	1,09
	17÷40	280		21,6	245	1,05	268		20,6	234	1,10
St3S	5	308	0,068	20,9	274	1,00	296	0,068	20,1	263	1,00
	6÷16	300		20,4	267	1,00	290		19,7	258	1,02
	17÷40	288		19,6	256	1,00	276		18,8	245	1,03
St4 St4S	5	329	0,083	27,3	284	1,04	316	0,083	26,2	273	1,08
	6÷16	320		26,6	276	1,07	309		25,6	267	1,10
	17÷40	308		25,6	266	1,07	295		24,5	255	1,11
18G2 18G2A	5	409	0,077	31,5	357	1,13	406	0,077	31,3	355	1,14
	6÷16	402		31,0	351	1,15	400		30,8	349	1,15
	17÷40	391		30,1	342	1,11	386		29,7	337	1,13

Źródło: Murzewski [48]

obliczone „statystyczne” współczynniki nośności plastycznej γ_{m0} , czyli wartości współczynników nośności plastycznej wynikające z porównania wartości obliczeniowej

wg (2.2b) z wartością obliczeniową granicy plastyczności wg wzoru (2a) dla $\eta_d = 1,0$ z minimalną, gwarantowaną przez hutnictwo granicą plastyczności $X_k = R_{emin}$:

$$\gamma_{m0} = \frac{R_{emin}}{R_e - 3,04\mu_{Re}} \quad (2.3)$$

Próba statystyczna wytrzymałości taśm i blach cienkich z lat 2005÷2010.

Zestawiona próba statystyczna przez M. Gwoźdź i P. Żwirka [21], [22] obejmuje właściwości mechaniczne blach cienkich o grubości nominalnej 0,50÷2,00 mm,

Tablica 2.3

Rezultaty analizy statystycznej cech mechanicznych blach cienkich

L.p.	Rok	Liczba prób	Statystyki rozkładu cech mechanicznych stali								
			\bar{R}_e MPa	μ_{Re} MPa	γ_{m0}	\bar{R}_m MPa	μ_{Rm} MPa	γ_{m2}	ρ	\bar{A}_{10} %	v_A
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Stal S250 GD (minima hutnicze wg PN- EN 10326)											
1	2005	242	311	10,0	1,05	376	7,66	1,03	0,819	32,0	0,068
2	2006	145	309	16,2	1,09	376	12,5	1,05	0,925	31,1	0,077
3	2007	142	312	11,0	1,06	377	11,2	1,05	0,836	30,9	0,063
4	2008	3038	301	15,3	1,09	369	13,0	1,06	0,556	31,9	0,078
5	2009	767	299	17,9	1,10	365	11,2	1,05	0,566	30,9	0,093
6	2010	754	297	16,5	1,10	370	9,80	1,04	0,584	30,9	0,118
Próba łączna 2005÷2010											
7	05÷10	5133	301	16,0	1,09	369	12,4	1,05	0,588	31,6	0,088
Stal S280 GD (minima hutnicze wg PN- EN 10326)											
9	2005	210	308	12,9	1,07	375	10,5	1,04	0,556	31,9	0,066
10	2006	434	306	13,3	1,07	373	9,88	1,04	0,552	31,6	0,068
11	2007	344	316	20,5	1,11	377	14,5	1,06	0,810	31,4	0,088
12	2008	1514	307	14,9	1,08	371	9,83	1,04	0,480	31,9	0,073
13	2009	405	300	12,3	1,07	370	10,0	1,04	0,647	31,9	0,079
14	2010	223	304	12,2	1,06	370	6,87	1,03	0,253	32,9	0,110
Próba łączna 2005÷2010											
15	05÷10	3130	307	15,3	1,08	372	10,5	1,04	0,582	31,8	0,078
Stal S320 GD (minima hutnicze wg PN- EN 10326)											
16	2005	345	336	13,9	1,07	403	14,6	1,06	0,717	28,2	0,127
17	2006	342	334	10,7	1,05	405	11,6	1,04	0,724	27,2	0,122
18	2007	499	339	11,4	1,05	408	11,4	1,04	0,696	27,1	0,118
19	2008	2894	339	11,8	1,06	407	10,4	1,04	0,672	27,3	0,133
20	2009	698	332	9,67	1,04	401	9,87	1,04	0,756	26,9	0,135
21	2010	503	329	10,1	1,05	399	7,36	1,03	0,499	27,3	0,130
Próba łączna 2005÷2010											
22	05÷10	5281	336	12,0	1,057	405	11,0	1,04	0,700	27,3	0,131

Źródło: Gwoźdź, Żwirka [22]

wykonanych ze stali S250GD, S280GD i S320GD, a wyprodukowanych w Polsce w jednej hucie w latach 2005÷2010. Są to blachy ocynkowane ogniowo w sposób ciągły, ze stali konstrukcyjnej węglowej (por. norma hutnicza EN 10326 [11], dla której nominalne wartości granicy plastyczności $R_{e\min}$ i wytrzymałości na rozciąganie R_m wg danych z normy PN-EN 1993-1-3 są zgodne z minimami hutniczymi wg normy PN-EN 10326. Łącznie opracowano 13544 danych z prób dla każdej cechy (granica plastyczności R_e , wytrzymałość na rozciąganie R_m i wydłużenie względne A_{10}).

Wyniki przeprowadzonej analizy statystycznej cech mechanicznych blach cienkich wg [22] przytoczono w tablicy 2.3. W kolumnach (4), (7) i (11) zestawiono wartości średnie: granicy plastyczności \bar{R}_e , wytrzymałości na rozciąganie \bar{R}_m i wydłużenia rozerwanej próbki laboratoryjnej \bar{A}_{10} . W kolumnach (5), (8) zestawiono odpowiednie odchylenia standardowe, a w kolumnie (12) wartości współczynnika zmienności. Ponadto w kolumnie (10) podano obliczone wartości współczynnika korelacji pomiędzy R_e i R_m .

Obliczone statystyczne parametry rozkładu prawdopodobieństwa cech mechanicznych, umożliwiły obliczenie z równania (2.3) wartości współczynników nośności plastycznej γ_{m0} (por. kolumna (6)) i nośności na rozerwanie γ_{m2} (wzór (2.3) dla $R_{m,\min}$ i \bar{R}_m).

Próba statystyczna wytrzymałości blach grubych 5-40 mm, walcowanych na gorąco, z lat 2006-2010.

Zestawiona przez M. Gwoźdźcia i P. Żwirka [21] próba statystyczna obejmuje właściwości blach grubych o grubości nominalnej 5÷40 mm, wyprodukowanych w latach 2006÷2010 ze stali S235, S275 i S355. Są to blachy wykonane ze stali konstrukcyjnej, dla której obowiązują minima hutnicze wg normy PN-EN 10025-2). Łącznie opracowano 175375 danych z prób dla każdej cechy (granica plastyczności R_e , wytrzymałość na rozciąganie R_m i wydłużenie względne A_{10}). Wyniki przeprowadzonej analizy statystycznej cech mechanicznych blach grubych przytoczono w tablicy 2.4.

W kolumnach (4), (7) i (11) zestawiono wartości średnie: granicy plastyczności \bar{R}_e , wytrzymałości na rozciąganie \bar{R}_m i wydłużenia rozerwanej próbki laboratoryjnej \bar{A}_{10} . W kolumnach (5), (8) i (12) zestawiono wartości odchyleń standardowych, a w kolumnie (12) współczynnik zmienności wydłużenia A_{10} . Obliczone dla tych danych współczynniki zmienności poszczególnych cech mechanicznych, umożliwiły oszacowanie z równania (2.3) wartości współczynników częściowych γ_m .

Tablica 2.4

Rezultaty analizy statystycznej cech mechanicznych blach grubych 5-40 mm

L.p.	Rok	Liczba próby n	Statystyki rozkładu cech mechanicznych stali								
			\bar{R}_e [MPa]	μ_{Re} [MPa]	γ_{m0}	\bar{R}_m [MPa]	μ_{Rm} [MPa]	γ_{m2}	ρ	\bar{A}_{10} [%]	v_A
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Stal S235 (minima hutnicze wg PN-EN-10025-2)											
1	2006	10066	310	28,8	1,18	435	17,0	1,06	0,693	30,3	0,069
2	2007	10980	307	27,2	1,17	433	17,1	1,09	0,569	31,1	0,078
3	2008	14991	307	29,4	1,19	438	16,5	1,06	0,636	31,0	0,071
4	2009	10027	317	30,7	1,19	443	17,1	1,06	0,631	31,3	0,066
5	2010	7268	324	30,8	1,19	445	16,9	1,06	0,574	31,6	0,069
Próba łączna 2006÷2010											
6	06÷10	53332	312	29,9	1,19	438	17,4	1,06	0,635	31,0	0,072
Stal S275 (minima hutnicze wg PN-EN-10025-2)											
7	2006	555	326	29,4	1,17	464	22,3	1,08	0,745	28,6	0,075
8	2007	1708	332	29,0	1,17	474	19,7	1,07	0,658	29,7	0,075
9	2008	1596	324	33,7	1,21	472	18,1	1,06	0,744	29,7	0,067
10	2009	75	335	28,7	1,16	466	19,8	1,07	0,671	30,4	0,064
11	2010	111	344,0	24,7	1,13	473	19,4	1,07	0,791	30,2	0,066
Próba łączna 2006÷2010											
12	06÷10	4045	329	31,2	1,19	471	19,7	1,07	0,694	29,6	0,073
Stal S355 (minima hutnicze wg PN-EN-10025-2)											
13	2006	20191	405	27,8	1,12	549	18,4	1,05	0,671	26,5	0,094
14	2007	25148	400	34,5	1,16	544	23,9	1,07	0,815	27,7	0,080
15	2008	33999	423	32,8	1,14	560	21,6	1,06	0,764	27,3	0,083
16	2009	20249	410	31,9	1,14	554	20,2	1,06	0,737	27,4	0,080
17	2010	18411	405	30,5	1,14	549	19,3	1,06	0,700	27,7	0,076
Próba łączna 2006÷2010											
18	06÷10	117998	410	33,0	1,15	552	21,8	1,06	0,767	27,3	0,084

Źródło: [21]

Próba statystyczna wytrzymałości kształtowników walcowanych na gorąco, z lat 2006-2010.

Zestawiona przez M. Gwoździa i P. Żwirka [99] próba statystyczna obejmuje właściwości mechaniczne dwuteowników, ceowników i kątowników walcowanych na gorąco, wyprodukowanych w jednej dużej hucie w latach 2006÷2010. Są to wyroby walcowane ze stali konstrukcyjnej węglowej: S235, S275 i S355, dla której obowiązują minima hutnicze wg normy PN-EN 10025-2. Łącznie opracowano 86190 danych z prób dla każdej cechy (granica plastyczności R_e , wytrzymałość na rozciąganie R_m i wydłużenie względne A_{10}). Wyniki przeprowadzonej analizy statystycznej cech mechanicznych przywołano w tablicy 2.5. W kolumnach (4), (7) i (11) zestawiono wartości średnie: granicy plastyczności \bar{R}_e , wytrzymałości na rozciąganie \bar{R}_m i wydłużenia rozerwanej

Tablica 2.5

Rezultaty analizy statystycznej cech mechanicznych kształtowników walcowanych na gorąco

L.p.	Rok	Liczebność próby n	Statystyki rozkładu cech mechanicznych stali								
			\bar{R}_e [MPa]	μ_{Re} [MPa]	γ_{m0}	\bar{R}_m [MPa]	μ_{Rm} [MPa]	γ_{m2}	ρ	\bar{A}_{10} [%]	v_A [%]
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Stal S235											
1	2006	14274	272	16,8	1,11	407	15,7	1,06	0,670	34,5	6,5
2	2007	6583	271	17,6	1,11	401	13,6	1,05	0,583	34,5	6,6
3	2008	9691	268	16,0	1,10	400	14,9	1,06	0,686	35,5	6,2
4	2009	4920	276	16,6	1,10	406	15,1	1,06	0,633	35,5	5,6
5	2010	2480	277	15,8	1,10	409	16,8	1,07	0,593	34,7	5,5
Próba łączna 2006÷2010											
6	06÷10	37948	272	16,9	1,11	404	15,5	1,06	0,654	34,9	6,4
Stal S275											
7	2006	9930	297	20,6	1,12	453	19,7	1,07	0,727	32,1	6,4
8	2007	4034	294	17,3	1,10	448	13,3	1,05	0,580	32,2	6,1
9	2008	4225	306	27,1	1,17	456	20,0	1,07	0,830	32,1	6,5
10	2009	4976	308	23,8	1,14	460	16,7	1,06	0,772	32,8	5,9
11	2010	7560	300	15,7	1,09	455	13,0	1,04	0,647	33,2	5,8
Próba łączna 2006÷2010											
12	06÷10	30725	301	21,3	1,13	454	17,4	1,06	0,735	32,5	6,3
Stal S 355											
14	2006	4910	400	26,5	1,12	541	21,0	1,06	0,506	28,7	6,8
15	2007	3535	389	23,8	1,10	541	19,5	1,06	0,496	28,7	6,9
16	2008	3732	398	24,7	1,11	542	21,3	1,06	0,490	29,0	7,5
17	2009	2764	404	24,0	1,10	545	19,4	1,06	0,460	28,9	7,3
18	2010	2576	400	22,3	1,09	541	20,4	1,01	0,347	29,2	6,0
Próba łączna 2006÷2010											
19	06÷10	17517	397,8	25,1	1,11	542	20,5	1,06	0,470	28,8	7,0

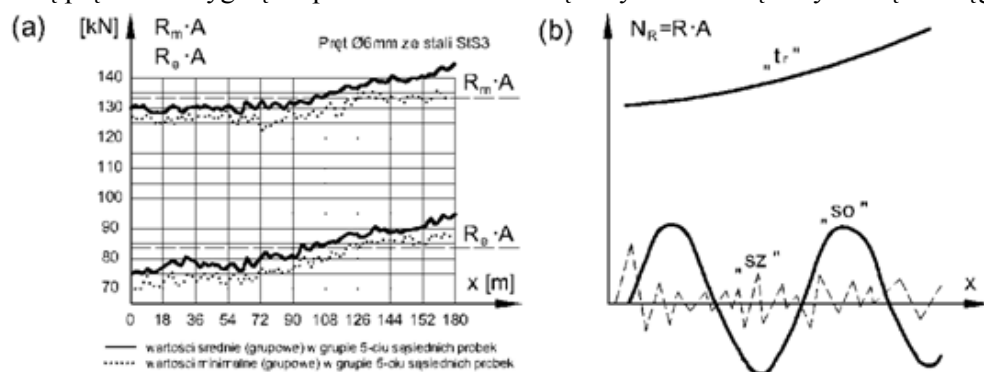
Źródło: [21]

próbki laboratoryjnej \bar{A}_{10} . W kolumnach (5) i (8) zestawiono wartości odchyłeń standardowych. Obliczone dla tych danych współczynniki zmienności poszczególnych cech mechanicznych, umożliwiły oszacowanie z równania (32.3) wartości współczynników częściowych γ_m . Wyniki przeprowadzonej analizy statystycznej dla badanych gatunków stali zestawiono w układzie rocznym (por. wiersze 1÷5, 7÷11 i 14÷18) oraz zbiorczo w latach 2006÷2010 (por. wiersze 6, 12 i 18).

2.1.2 Badania statystyczne parametrów rozkładu lokalnych cech mechanicznych

Przebieg zmian lokalnych cech wytrzymałościowych wzdłuż osi pręta stosunkowo łatwo może być zbadany na próbkach rozciąganych, wykonanych ze stali zbrojeniowej lub na próbkach z płaskowników bądź kształtowników walcowanych. Na rys. 2.1 przytoczono wyniki badań P. Jastrzębskiego [29] : granicy plastyczności R_e i

wytrzymałości na rozciąganie R_m próbek, na które pocięto zwój o długości 180 m stali zbrojeniowej o średnicy ϕ 6 mm. Wyniki tych badań podane na rys. 2.1a wskazują, że zmiany lokalnych cech R_e i R_m wzdłuż pręta mają charakter oscylacji wokół trendu, a nie oscylacji wokół wartości średniej dla całego zwoju. Podobny typ zmienności cech lokalnych otrzymano w tych samych badaniach dla dwóch innych kręgów stali zbrojeniowej, a także w niezależnych badaniach R. Kozaka [34]. W przypadku wytrzymałości drutu stalowego zwijanego w kręgi, obecność trendu R. Kozak w pracy [2] uzasadniał zróżnicowaniem wielkości ziarn krystalicznych stali, spowodowanym różnicą prędkości stygnięcia po walcowaniu zewnętrznych i wewnętrznych części kręgu.



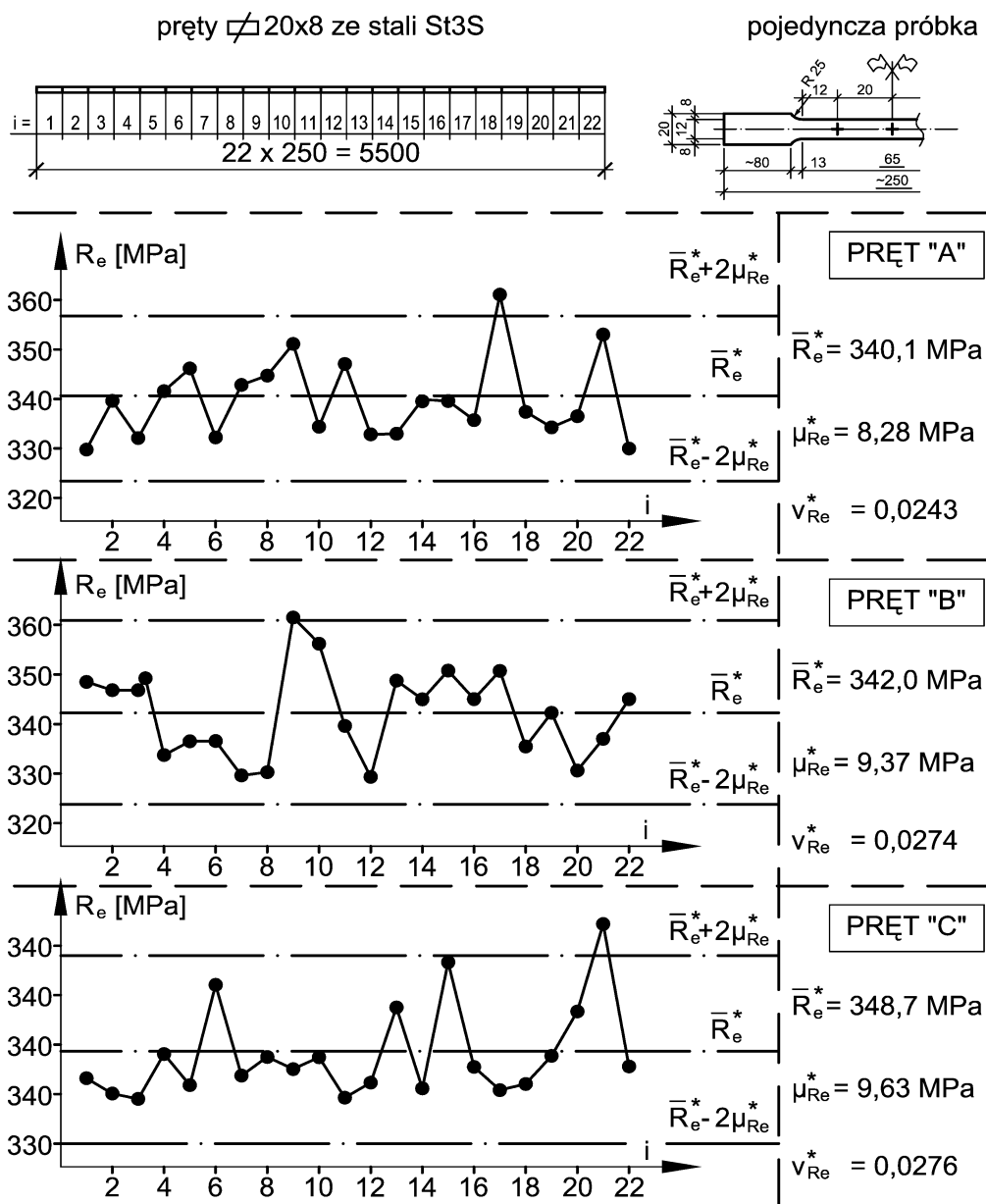
Rys.2.1 Wyniki badań P. Jastrzębskiego [29] lokalnych cech wytrzymałościowych wzdłuż drutu stalowego o średnicy ϕ 6 mm i długości 180 m (a) oraz przykłady realizacji: trendu „tr” szumu „sz” i składnika okresowego „so” (b).

Model matematyczny opisujący tego typu zmienność wg badań własnych stanowi suma szumu losowego „sz”, czyli losowych wahań wokół wartości zerowej, trendu „tr” i ewentualnie składnika okresowego „so”, por. rys. 2.1b.

Wyroby hutnicze stanowiące elementy budowlanych konstrukcji stalowych (kształtowniki i blachy), mają na ogół długości fabrykacyjne od kilku do kilkunastu metrów i stygną po walcowaniu w innych warunkach anizeli drut zbrojeniowy w kręgach. Ocena zmienności lokalnych cech wytrzymałościowych takich elementów została przeprowadzona w badaniach A. Machowskiego [37]. Badania wstępne przeprowadzono na sześciu płaskownikach o przekroju 20x8 mm i długości 6,00 m, ze stali St3S – pochodzących z tego samego wytopu. Lokalne cechy wytrzymałościowe ustalono w

badaniach bezpośrednich wytrzymałości na rozciąganie prób laboratoryjnych wyciętych z trzech prętów A, B i C. Próbkę płaską (por. rys. 2.2) były frezowane na długości pomiarowej, z kontrolą wymiarów przekroju. Dla pozostałych trzech prętów D, E i F przeprowadzono pomiary twardości Brinella, która może być pośrednią metodą oceny wytrzymałości stali R_m i granicy plastyczności R_e . Ciągi wartości granicy plastyczności R_e – otrzymanych dla kolejnych próbek rozciąganych $i = 1, 2, \dots, 22$, na które pocięto każdy z prętów A, B i C, przedstawiono na rys. 2.2. Zestawione ciągi wartości R_e – były traktowane jako realizacje funkcji losowych (ciągów losowych) odpowiadających hipotetycznej populacji generalnej związanej z pojedynczym prętem,

będz istniejącej populacji prętów spełniających wymagania jednorodności zbioru realizacji.



Rys. 2.2. Ciągi wartości granicy plastyczności R_e dla prętów A,B i C wg badań [4].

Wartości granicy plastyczności R_e oraz wytrzymałości doraźnej R_m , związane ze zniszczeniem przekroju o losowej lokalizacji na długości próbki, umownie przyporządkowano środkom długości bazy pomiarowej próbek.

Zbiór wartości R_e dla pojedynczego pręta wg rys. 2.2, o liczebności $n = 22$ - stanowi małą próbę, która umożliwia między innymi wstępną ocenę normalności rozkładu prawdopodobieństwa i jednorodności zbiorów wyników dla prętów A, B i C. Do weryfikacji normalności rozkładu R_e wykorzystano test Shapiro - Wilka, zalecany dla prób o liczebności $3 \leq n \leq 50$.

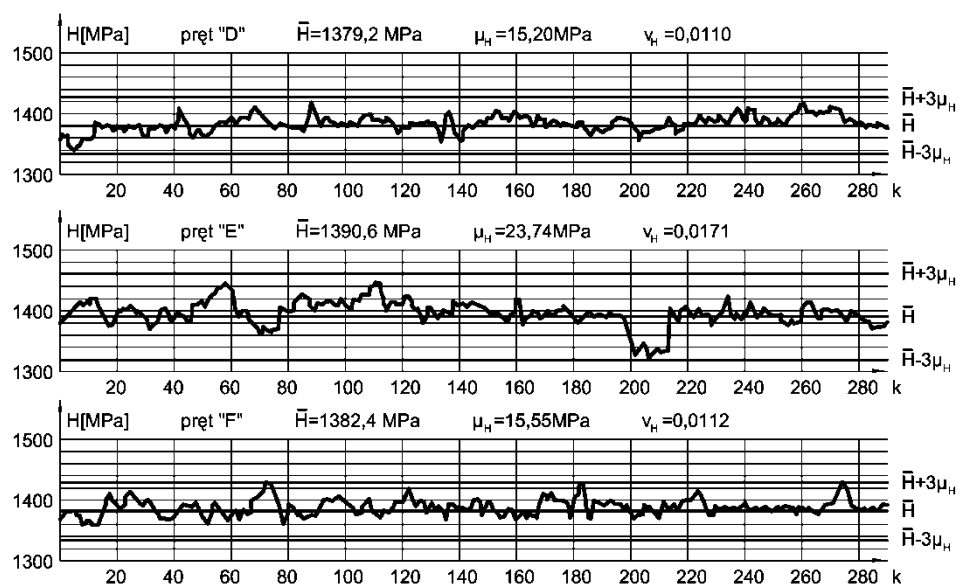
Tablica 2.6

Test normalności dla granicy plastyczności stali R_e w prętach A, B i C

Pręt	W*	$W_d(0,5\alpha, n) \div W_d(1-0,5\alpha, n)$	Wynik testu	s/μ_s	e/μ_e
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A	0,866	$\alpha = 0,10 \rightarrow (0,911 \div 0,984)$	-	+2,017	+1,737
B	0,924	$\alpha = 0,04 \rightarrow (0,892 \div 0,987)$	+	+0,694	-3,966
C	0,808		-	+2,870	+5,554

Źródło: [37]

gdzie: $x_{n-i+1} - x_i$, dla $i = 1, 2, \dots, [n/2]$, różnica pomiędzy dwoma wyrazami o takiej samej odległości od końca i początku ciągu wyników uporządkowanych rosnąco i ponumerowanych wskaźnikiem i , $\alpha_i(n)$ - mnożniki liczbowe testu zależne od n , stabilizowane w [xxx], $[n/2]$ - część całkowita liczby $n/2$, \bar{x} - średnia z próby.



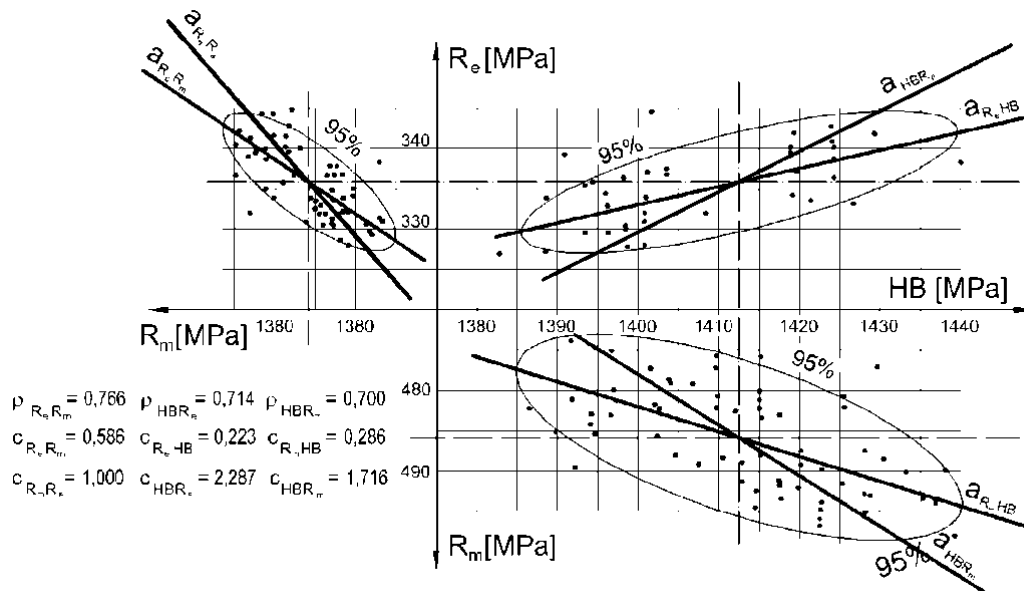
Rys. 2.3. Ciągi pomiarów twardości w próbie Brinella dla prętów D, E i F [4].

Hipotezę o normalności rozkładu prawdopodobieństwa cechy \underline{x} odrzuca się na poziomie istotności α , jeżeli statystyka W^* przyjmuje wartość poza przedziałem $[W_d(0,5\alpha, n), W_d(1-0,5\alpha, n)]$. Wyniki testu normalności Shapiro - Wilka dla granicy plastyczności R_e w prętach A, B i C zestawiono w tabelicy 2.6. Zestawione w kolumnie (4) wyniki testu wskazują, że hipotezę o normalności rozkładu R_e , z wyłączeniem pręta B, należy odrzucić. W kolumnach (5) i (6) zestawiono obliczone z prób o liczebności $n = 22$ wartości skośności s i ekscesu e , które poza jedną wartością (+0,694) znacznie przewyższają odchylenia standardowe μ_s i μ_e obliczone ze wzorów dla n – elementowej próby z populacji o rozkładzie normalnym. Taki wynik oznacza, że odchylenia od normalności są istotne. W analizowanym zagadnieniu należy uwzględnić rozkłady prawoskośne.

Hipotezę o jednorodności rozkładów R_e w populacjach A, B i C weryfikowano za pomocą testu nieparametrycznego Kruskala-Wallisa wg [xx], który nie wymaga normalności rozkładów. Dla poziomu istotności $\alpha = 5\%$ hipotezę o jednorodności należało odrzucić. Testy parametryczne [xx], traktowane jako przybliżone – wobec braku normalności rozkładów, dla poziomu istotności $\alpha = 5\%$ nie dały podstaw do odrzucenia hipotez: o równości wariancji w 3. populacjach (testy Bartletta i Hartleya) oraz równości średnich (test Fishera-Snedecora). Badanie próbek rozciąganych, pobranych kolejno wzdłuż pręta stalowego, nie odpowiada dokładnie schematowi próbkowania funkcji losowej granicy plastyczności. Próbkki ulegają uplastycznieniu, a następnie zerwaniu nie w środku długości bazy pomiarowej, lecz w najslabszym – zlokalizowanym losowo przekroju. Ponadto, przy niewielkich wahaniach granicy plastyczności wzdłuż długości pręta, udział losowego błędu próby rozciągania w rozrzucie wyników jest istotny i trudny do dokładnego ustalenia. Powyższe niedostatki nie występują w przypadku badania pośredniego jednorodności lokalnych cech mechanicznych prętów stalowych poprzez pomiary twardości. Wyniki takich pomiarów otrzymane w próbie twardości Brinella [4], dla badanych płaskowników D, E i F przywołano na rys. 2.3.

Pomiary zostały wykonane na próbkach oszlifowanych, stacjonarnym twardościomierzem Brinella, w punktach $x = k 20$ mm, z penetratorem w postaci kulki o średnicy $D = 10$ mm i pomiarem średnic odcisków za pomocą mikroskopu (odczyt z oceną do 0,001 mm). Podobnie jak w przypadku granicy plastyczności okazało się, że hipotezę o jedno-rodności lokalnej twardości dla trzech prętów trzeba odrzucić. Pomiary twardości wykorzystano następnie do ustalenia pośredniego autokorelacji lokalnej granicy plastyczności stali wg badań populacji 42 prętów [4].

Podstawą wnioskowania o charakterystykach losowej lokalnej granicy plastyczności stali R_e , przy wykorzystaniu wyników badań twardości HB jest wzajemna korelacja pomiędzy tymi dwiema cechami mechanicznymi. Otrzymane z badań doświadczalnych [4] wartości współczynników korelacji ρ_{HBRe} , $\rho_{HB Rm}$ i $\rho_{Re Rm}$ pomiędzy cechami HB-Re-Rm przywołano na rys. 2.4. Badania wykonano na 100 próbkach rozciąganych, precyzyjnie obrobionych na długości pomiarowej 500 mm, pobranych losowo z jednolitej partii płaskownika 35x8 mm ze stali St3S. Granicy plastyczności R_e i wytrzymałości na rozciąganie R_m przyporządkowano wartości średnie twardości HB pomierzonych dla odcisków sąsiadujących z lewej i prawej strony z przelomem zerwanej próbki.



Rys. 2.4. Korelacja pomiędzy lokalnymi cechami mechanicznymi stali $HB-R_e-R_m$ [4].

Na rys. 2.4 przedstawiono wyniki tych badań oraz proste regresji a_{HBR_e} , a_{HBR_m} i a_{ReR_m} , wartości współczynników regresji c_{HBR_e} , c_{HBR_m} i c_{ReR_m} oraz 95 % elipsy rozrzutu. Zaznaczone na tym rysunku wartości $\bar{R}_e > 335$ MPa oraz $\bar{R}_m > 485$ MPa wskazują, że badania przeprowadzono na płaskownikach ze stali St4S, a nie St3S jak podano w [4].

Badania stochastycznej zmienności lokalnych cech wytrzymałościowych w oparciu o potwierdzoną doświadczalnie korelację pomiędzy twardością a granicą plastyczności przeprowadził także A. Młynarczyk [43]. Badaniom poddano partie 30 płaskowników 30x10mm o długościach 5,7÷5,9m ze stali 18G2A z jednego wytopu hutniczego. Pręty pocięto na odcinki o długości 40cm, dla których przeprowadzono pomiary twardości Brinella w liczbie 128 dla każdego płaskownika, łącznie uzyskując wyniki dla $N = 3840$ pomiarów. W wyniku badań stwierdzono zgodność niektórych wyników dla stali St3S i 18G2A dla których rozkłady losowe granicy plastyczności charakteryzowały się szerokopasmowymi funkcjami widmowymi zaznaczającymi się przeważającym udziałem małych częstotliwości, czyli składowych harmonicznym o dużym okresie. Różnice pomiędzy wynikami porównywalnych badań (por. [37]) według autora pracy wpływały głównie z różnych gatunków badanych stali. Średnia wartość zbadanej próby stali 18G2A wyniosła $\overline{HB} = 163,90$ kG/mm², co w przybliżeniu odpowiada wytrzymałości na rozciąganie $R_m = 562$ MPa i granicy plastyczności $R_e = 370$ MPa. podczas gdy dla stali St3S $\overline{HB} = 140,85$ kG/mm². Nie stwierdzono istotnych różnic we współczynnikach zmienności lokalnych twardości dla obu gatunków stali, dla stali 18G2A $v = 0,7 \div 2\%$ co pokrywa się ze współczynnikiem zmienności dla stali St3S $v \approx 2\%$ [37].

2.1.3 Wpływ niejednorodności stochastycznej granicy plastyczności na wariancję ogólną

Dla oceny ilościowej wpływu niejednorodności lokalnych cech wytrzymałościowych na wariancję ogólną, parametry normalne rozkładu cech wytrzymałościowych zestawione wyżej przeliczono na parametry logarytmicznie-normalne:

- medianę

$$\check{R} = \frac{\bar{R}}{\sqrt{1+v_R^2}} \quad (2.5)$$

- logarytmiczny współczynnik zmienności

$$v_R = \sqrt{\ln(1+v_R^2)}. \quad (2.6)$$

Przeliczone statystyczne parametry granicy plastyczności i wytrzymałości na rozerwanie blach stalowych wyprodukowanych w Polsce w latach 1963-1968 zestawiono w tabelicy 2.7. Przeliczono tam także parametry granicy plastyczności stalowych wyrobów hutniczych, wyprodukowanych w latach 1976-1980.

Wariancja ogólna wg wzoru (1.2) w zapisie logarytmicznym ma postać:

$$v_R^2 = v_a^2 + v_b^2 + v_o^2 \quad (2.7a)$$

$$v_{R^*}^2 = v_a^2 + v_b^2 \quad (2.7b)$$

gdzie v_a , v_b i v_o – logarytmicznie normalne współczynniki zmienności cech mechanicznych (\underline{R}_e , \underline{R}_m , \underline{E}) uwzględniające niejednorodność statystyczną (a), probabilistyczną (b) i stochastyczną (o) odpowiednio.

Centralny współczynnik nośności wg formuły (1.3) dla zmiennych losowych logarytmicznych ma postać:

$$\check{\gamma}_R = \exp(3,04 v_R), \quad (2.8a)$$

$$\check{\gamma}_{R^*} = \exp(3,04 v_{R^*}). \quad (2.8b)$$

Uwzględniając we wzorze (2.7a) wartość $v_o = 0,0276 \cong 0,028$ wg badań A. Machowskiego (por. rys. 2.2, pręt C) w tabelicy 2.7 zestawiono obliczone wartości wariancji ogólnej i współczynnika nośności; symbolem (bd) oznaczono brak danych.

Tablica 2.7

Wpływ niejednorodności lokalnych cech wytrzymałości wyrobów hutniczych ze stali konstrukcyjnej z lat 1963÷1968 i 1976÷1980 na wariancję ogólną

Znak stali	Grubość t [mm]	Granica plastyczności Re [MPa]					Wytrzymałość na rozciąganie Rm [MPa]				
		\bar{R}	vR*	vR	$\tilde{\gamma}_{R^*}$	$\tilde{\gamma}_R$	\bar{R}	vR*	vR	$\tilde{\gamma}_{R^*}$	$\tilde{\gamma}_R$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Próba statystyczna wytrzymałości blach wyprodukowanych w latach 1963÷1968											
St3S	6÷20	304	0,081	bd	1,28	bd	447	0,066	bd	1,22	bd
St3SX/Y	20÷40	294	0,100	bd	1,36	bd	447				
18G2	6÷16	392	0,075	bd	1,26	bd	554	0,058	bd	1,19	bd
18G2A	16÷24	384	0,071	bd	1,24	bd	554				
18G2ACu	24÷40	372	0,066	bd	1,22	bd	554				
Próba statystyczna wytrzymałości blach i kształtowników wyprodukowanych w latach 1976÷1980											
Znak stali	Grubość t [mm]	Granica plastyczności blach Re [MPa]					Granica plastyczności kształtowników Re [Mpa]				
		\bar{R}	vR*	vR	$\tilde{\gamma}_{R^*}$	$\tilde{\gamma}_R$	\bar{R}	vR*	vR	$\tilde{\gamma}_{R^*}$	$\tilde{\gamma}_R$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
St0	5	291	0,113	bd	1,41	bd	280	0,113	bd	1,41	bd
St3SX/Y	5	299	0,077	bd	1,26	bd	287	0,077	bd	1,26	bd
	6÷16	291					281				
	17÷40	280					268				
St3S	5	308	0,068	bd	1,23	bd	296	0,068	bd	1,23	bd
	6÷16	300					290				
	17÷40	288					276				
St4 St4S	5	329	0,083	0,088	1,29	1,31	316	0,083	0,088	1,29	1,31
	6÷16	320					309				
	17÷40	308					295				
18G2 18G2A	5	409	0,077	?	1,26	?	406	0,077	?	1,26	?
	6÷16	402					400				
	17÷40	391					386				

2.1.4 Europejskie badania statystyczne parametrów rozkładu losowej wytrzymałości $R(x)$

Badania europejskie cech wytrzymałościowych wyrobów hutniczych prób o dużej liczebności nie są w literaturze specjalistycznej udokumentowane. Udokumentowano natomiast badania statystyczne na próbach średniej liczebności, które mają uzasadnić przyjęte specyfikacje współczynników nośności plastycznej, przyjęte w Eurokodzie 3.

Dla uzasadnienia powyższej opinii, w tablicy 2.8 zestawiono wyniki badań statystycznych wytrzymałości wyrobów hutniczych wg pracy (Rohde [67]), wykonanych

ze stali wyprodukowanej w hutach niemieckich w roku 1979. W tablicy 2.9 zestawiono wyniki analogicznych badań czeskich wg pracy (Fajkus [14]).

Tablica 2.8

Parametry wytrzymałości blach stalowych produkowanych w Niemczech w roku 1979

Znak stali	Grubość t [mm]	Granica plastyczności R_e [MPa]					Wytrzymałość na rozciąganie R_m [MPa]				
		\bar{R}_e	v_{Re}	R_{ek}	$\bar{\gamma}_R$	γ_{m0}	\bar{R}_m	v_{Rm}	R_{mk}	$\bar{\gamma}_R$	γ_{m2}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
St37	0÷16	292	0,092	248	1,39	1,12	419	0,054	382	1,20	1,00
	16÷40	260	0,079	226	1,32	1,14	418	0,049	384	1,18	1,00
	40÷63*/	260	0,068	231	1,26	1,05	424	0,047	391	1,17	1,00
	0÷63	280	0,104	232	1,46	1,13	419	0,052	383	1,19	1,00
*/ liczebność próby n = 36, dla której przyjęto wg PN-EN 1990 wartość statystyki $k_{dn} = 3,13$; w pozostałych przypadkach przyjęto $k_{dn} = 3,04$.											
St52	0÷16	409	0,065	365	1,25	1,08	577	0,042	537	1,15	1,00
	16÷40	393	0,062	353	1,23	1,08	574	0,043	534	1,15	1,00
	40÷63**/	378	0,057	343	1,21	1,09	563	0,031	534	1,11	1,00
	0÷63	402	0,066	358	1,25	1,04	576	0,042	536	1,15	1,00
**/ liczebność próby n = 8, dla której przyjęto wg PN-EN 1990 wartość statystyki $k_{dn} = 3,27$; w pozostałych przypadkach przyjęto $k_{dn} = 3,04$.											

Źródło: według badań Rohde [67]

Badania niemieckie z roku 1979. Próbę statystyczną o łącznej liczebności $n = 2174$ realizację zestawiał M. Rohde [67]. Zebrane laboratoryjne atesty hutnicze obejmowały właściwości mechaniczne blach o grubości 0÷63 mm ze stali znaku St37 (łącznie 1734 realizacje) oraz blach ze stali znaku St52 (łącznie 440 realizacje). Zbiorcze zestawienie wyników przeprowadzonej analizy statystycznej (por. [19]) wg badań [67] przytoczono w tablicy 2.8.

Tablica 2.9

Parametry wytrzymałości wyrobów hutniczych produkowanych w Czechach w roku 2000 i 2001

Znak stali	Grubość t [mm]	Granica plastyczności R_e [MPa]					Wytrzymałość na rozciąganie R_m [MPa]				
		\bar{R}_e	v_{Re}	R_{ek}	$\bar{\gamma}_R$	γ_{m0}	\bar{R}_m	v_{Rm}	R_{mk}	$\bar{\gamma}_R$	γ_{m2}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
S235	Dwuteowniki IPE 160 ÷ IPE 220 wyprodukowane w 2000 r.; liczebność próby n = 562										
	< 16	297	0,057	269	1,21	1,00	404	0,028	385	1,09	1,00
	Wyroby hutnicze wyprodukowane w 2001 r.; liczebność próby n = 5493										
S355	< 40	285	0,075	250	1,30	1,07	422	0,046	390	1,16	1,00
	Wyroby hutnicze wyprodukowane w 2001 r.; liczebność próby n = 1089										
	< 40	394	0,064	353	1,24	1,12	566	0,044	525	1,15	1,00

Źródło: wg danych zamieszczonych w pracy [14]

Badania czeskie z lat 2000 i 2001. Próbę statystyczną o łącznej liczebności $n = 7144$ realizacji zestawili M. Fajkus, J. Melcher i inni [14]. Zebrane laboratoryjne atesty hutnicze obejmowały właściwości mechaniczne blach i dwuteowników walcowanych IPE, wyprodukowanych Czechach w roku 2000 i 2001 ze stali znaku S235 (łącznie 6055 realizacji) oraz ze stali znaku S355 (łącznie 1089 realizacji). Zbiorcze zestawienie wyników z pracy [19] dla przeprowadzonej analizy statystycznej wg badań [14] przytoczono w tablicy 2.9.

Weryfikacja statystyczna współczynników nośności jest nadal kontynuowana, także po przyjęciu Eurokodu 3 przez CEN (16 kwietnia 2004 r.). Przykładem takiej weryfikacji są badania statystyczne wytrzymałości współczesnych gatunków stali opublikowane w 2009 r. w pracy [72] Jednocześnie we współczesnej literaturze specjalistycznej nie znaleziono udokumentowania wyników badań w zakresie lokalnych cech mechanicznych wyrobów hutniczych.

2.2 WYROBY HUTNICZE ZE STOPÓW ALUMINIUM

2.2.1 Krajowe badania statystyczne parametrów rozkładu losowej wytrzymałości $\underline{R}(x)$

Próba statystyczna wytrzymałości wyrobów aluminiowych ze stopu AlCu4Mg2, z lat 1986-1988.

Badania statystyczne cech mechanicznych budowlanych stopów aluminium w Polsce nie są liczne. Wynika to ze zmian systemowych jakie zaszły w hutnictwie metali nieżelaznych w Polsce, która aktualnie nie produkuje aluminium surowego. Popyt na konstrukcje aluminiowe w Polsce w pełni zaspakaja import wyrobów hutniczych z krajów Unii Europejskiej, a ostatnie krajowe badania statystyczne wytrzymałości wyrobów krajowych były prowadzone w latach 1980. Próbę statystyczną wytrzymałości najliczniejszych wyrobów wyprodukowanych w latach 1986-88 na krajowym rynku ze stopu AlCu4Mg2, o liczebności $n = 1295$ realizacji, zestawiał M. Gwóźdź [23].

Zgromadzone dane statystyczne pochodziły z informacji zebranych z Działów Kontroli Jakości producentów wyrobów hutniczych oraz badań laboratoryjnych Instytutu Metali Nieżelaznych. Powyższe dane podzielono na grupy asortymentowe takie jak: blachy, kształtowniki i pręty wg klasyfikacji stosowanej w normach hutniczych. Statystyczne opracowanie wyników przeprowadzono w zapisie logarytmicznie-normalnym, a obliczone parametry próby wg pracy [23] przytoczono w tablicy 2.10. Obliczone w kolumnach (4)-(7) parametry statystyczne \underline{R}_e i \underline{R}_m - umożliwiają w dalszej kolejności - ocenić wpływ niejednorodności lokalnych cech wytrzymałościowych (analizowanych w niniejszej rozprawie), na wariancję ogólną krajowych wyrobów aluminiowych.

Tablica 2.10.

Parametry rozkładu umownej granicy plastyczności \underline{R}_{02} i wytrzymałości na rozciąganie \underline{R}_m stopu AlCu4Mg2

Grupa asortymentowa	Grubość t [mm]	Liczebność n	Granica plastyczności umownej R_{02} [MPa]		Wytrzymałość na rozciąganie R_m [MPa]	
			\tilde{R}_{02}	v_{R02}	\tilde{R}_m	v_{Rm}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Blachy	2÷10	272	308	0,059	441	0,022
	12÷25	122	335	0,042	444	0,033
	26÷40	102	335	0,037	425	0,048
	41÷70	132	328	0,044	400	0,047
	2÷80	628	322	0,062	428	0,056
Średni współczynnik korelacji R_{02} i R_m dla blach: $\rho = 0,4$						
Kształtowniki	2÷20	272	378	0,093	500	0,083
Współczynnik korelacji R_{02} i R_m dla kształtowników: $\rho = 0,8$						
Pręty	do 30	92	373	0,098	512	0,087
	> 30	303	383	0,087	524	0,073
	16÷130	395	381	0,090	521	0,077
Średni współczynnik korelacji R_{02} i R_m dla prętów: $\rho = 0,8$						

Źródło: [23]

Próby statystyczne wytrzymałości pojedynczych wyrobów aluminiowych (2004).

R. Grec [17] zestawił trzy próby statystyczne lokalnych właściwości mechanicznych pojedynczych blach wykonanych ze stopów: AW-5083 (próbki wycinane podłużnie i poprzecznie), AW 5754 i AW-6082 (próbki wycinane podłużnie) oraz dodatkowo próbę statystyczną ze stopu AW-6060 (15 próbek z L 60x60x5 i 15 próbek z L 50x50x5). Opracowane rezultaty badań laboratoryjnych przywołano w tabelicy 2.11. Badania laboratoryjne [17] zostały przeprowadzone na maszynach wytrzymałościowych nowej generacji, sterowanych komputerowo. Badania były ukierunkowane na identyfikację gatunków stopów aluminium rekomendowanych przez CEN dla budownictwa, stąd w kolumnie (6) zestawiono średnie wydłużenia względne zerwanych próbek (na bazie 50 mm), a w kolumnie (7) zestawiona uśredniona w próbach statystycznych wartości wykładnika potęgowego formuły Ramberga-Osgooda:

$$\varepsilon = \frac{\sigma}{E} + \varepsilon_{02} \left(\frac{\sigma}{R_{02}} \right)^m \quad (2.9)$$

Tablica 2.11.

Parametry statystyczne próby laboratoryjnej wyrobów Al

Parametr	\underline{R}_{02} [MPa]	\underline{R}_m [MPa]	E [GPa]	A [cm ²]	A ₅₀ [%]	m
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
stop AW-5083 w stanie H22 – próbek 30						
Próbki wycięte podłużnie – szt.19						
\bar{R}_{oi}	145,6	291,2	66,7	0,51	21,6	14,9
μ_{oi}	1,23	4,31	2,25			
ν_{oi}	0,008	0,015	0,034			
Próbki wycięte poprzecznie – szt.11						
\bar{R}_{oi}	176,8	307,4	71,4	0,50	21,0	17,0
μ_{oi}	3,15	3,81	-			
ν_{oi}	0,018	0,012	-			
min R _i	125,0	275,0	70,0	-	11,0	-
stop AW-5754 w stanie H112 – próbek 28						
\bar{R}_{oi}	162,3	231,9	69,0	0,73	17,3	16,5
μ_{oi}	1,92	1,91	2,35			
ν_{oi}	0,012	0,008	0,034			
min R _i	140,0	210,0	70	-	12,0	-
stop AW-6060 w stanie T6 – próbek 30 */						
\bar{R}_i	187,0	215,0	63,9	0,63	9,5	20,0
μ_i	4,27	6,99	2,71			
ν_i	0,023	0,033	0,042			
minR _i	140,0	170,0	70	-	8,0	-
stop AW-6082 w stanie T651 – próbek 28						
\bar{R}_{oi}	301,6	315,7	69,6	0,51	12,4	38,0
μ_{oi}	4,00	5,47	1,31			
ν_{oi}	0,013	0,017	0,019			
min R _i	255,0	300,0	70	-	9,0	-

*/ Próba stochastycznie niejednorodna: 15 próbek z L 60x60x5 i 15 próbek z L 50x50x5.

Źródło: wg badań R. Greca [17]

2.3 PODSUMOWANIE WYNIKÓW BADAŃ I ANALIZ ROZDZIAŁU 2

Zestawiono rezultaty badań statystycznych wytrzymałości wyrobów hutniczych ze stali i stopów aluminium wyprodukowanych w Polsce latach 1964-2010. W tradycji

krajowej było zestawianie prób statystycznych o dużej liczebności, z pięcioletniego okresu produkcji hutniczej. Taki charakter ma próba statystyczna wytrzymałości blach stalowych wyprodukowanych w latach 1964-1968, próba statystyczna wytrzymałości kształtowników i blach wyprodukowanych w latach 1976-1980 oraz próby statystyczne współczesnych stalowych wyrobów hutniczych dla budownictwa z lat 2005-2010. Zbliżony charakter ma próba statystyczna wytrzymałości krajowych wyrobów aluminiowych ze stopu z lat 1986-1988 AlCu4Mg2.

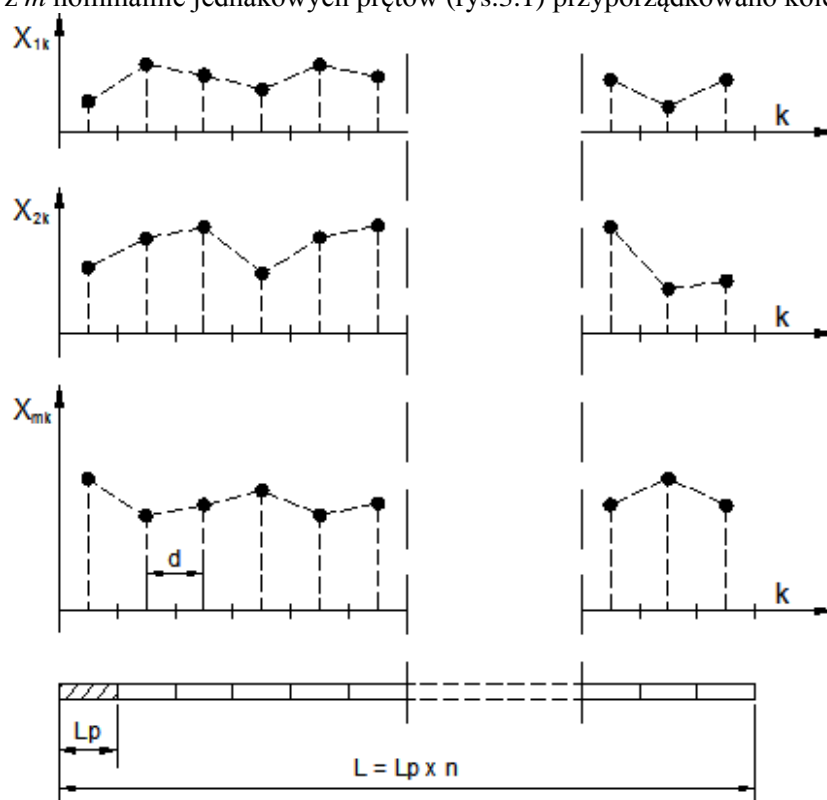
Definiowanie prób statystycznych obejmujących wszystkie możliwe niejednorodności wyrobów hutniczych (niejednorodność statystyczną, probabilistyczną i lokalną) prowadzi do dużych wartości miar niezawodności np. centralnego współczynnika nośności. Takie definiowanie próby reprezentatywnej było właściwe w minionych latach, w których w zastosowaniach inżynierskich akceptowano proste modele mechaniczne konstrukcji metalowych. Współczesna generacja norm europejskich preferuje perfekcyjne modelowanie komputerowe, które nie wymaga dodatkowej „rekompensaty” miar niezawodności w postaci mało realnych modeli niezawodnościowych hipotetycznej konstrukcji budowlanej wykonanej z pięcioletnich wyrobów reprezentatywnych dla wszystkich krajowych hut, wszystkich wytopów i asortymentów o tej samej wytrzymałości charakterystycznej. Celowa wydaje się redefinicja pojęcia próby reprezentatywnej wyrobów hutniczych dla budownictwa, dużo węższa niż to przyjmowano dotychczas, co jest to zadaniem normalizacji europejskiej. Jeśli powyższy postulat zostanie przez CEN uwzględniony, to istotne znaczenie w ocenie ilościowej miar niezawodności konstrukcji metalowych może nabrać zagadnienie niejednorodności lokalnych cech mechanicznych, słabo dotychczas w Polsce rozpoznane zarówno dla wyrobów hutniczych stalowych jak i aluminiowych.

3. BADANIA ZMIENNOŚCI LOKALNYCH CECH WYTRZYMAŁOŚCIOWYCH STOPÓW ALUMINIUM

3.1 KONCEPCJA BADAŃ DOŚWIADCZALNYCH

W celu zbadania zmienności losowej lokalnych cech wytrzymałościowych wybranych stopów aluminium przeprowadzono badania laboratoryjne dla prętów aluminiowych ulepszonych cieplnie (klasa trwałości B) oraz nieulepszonych cieplnie (klasa trwałości A) w ramach jednego wyrobu. Jako reprezentatywny z grupy ulepszonych cieplnie wybrano stop serii EN-AW 6060 T6 oraz z grupy nieulepszonych cieplnie wybrano stop serii EN-AW 5754 H14.

Postępując zgodnie z metodyką zaproponowaną w pracy [37], [43] zbiór pomiarów danej cechy mechanicznej ($R_{0,2}$, R_m , E , A_{50}) wykonanych w n kolejnych przekrojach dla każdego z m nominalnie jednakowych prętów (rys.3.1) przyporządkowano kolejnym



Rys. 3.1 Realizacje funkcji stochastycznych X_{jk} jako realizacje cech lokalnych dla m prętów podzielonych na n próbek o długości L_p Źródło: [37], [43]

punktom (odzwierciedlającym pierwotne położenie próbek) wzdłuż osi prętów. Tak uzyskany ciąg wyników można uznać za próbę jednowymiarowej funkcji stochastycznej X_{jk} .

$$X_{jk} = (x_{j1}; x_{j2}; \dots x_{jn}) \quad j = 1, 2 \dots m \quad k = 1, 2 \dots n \quad (3.1)$$

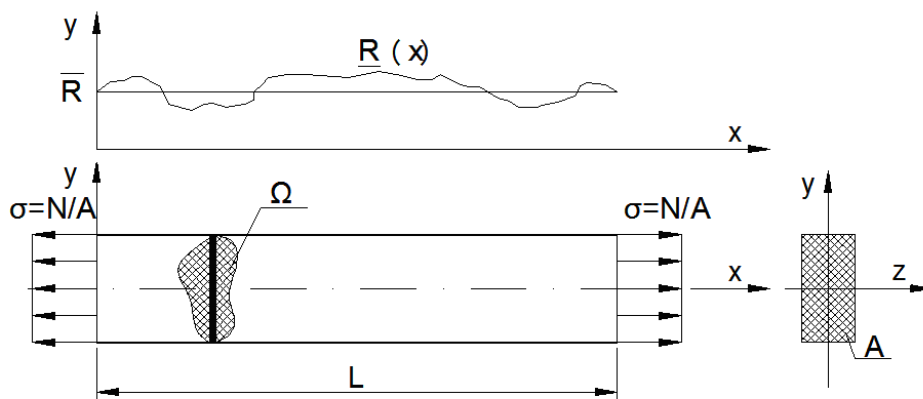
gdzie:

m – liczba badanych prętów

n – liczba przekrojów, dla których dokonano pomiaru cechy mechanicznej x

W celu dokonania jakościowej oceny własności funkcji stochastycznej przeprowadza się analizę pojedynczych realizacji danej cechy wytrzymałościowej na długości pręta. Pojedyncze realizacje wybranej cechy wytrzymałościowej, są ciągami zmiennych losowych o jednakowych rozkładach prawdopodobieństwa, zależnych od nielosowego parametru, jakim jest długość pręta. Założono, że zmienne losowe są zmiennymi dyskretnymi, więc modelowane dane dotyczą równoodległych momentów (długości pomiarowej próbki, dla której odczytano wartość danej cechy mechanicznej).

Dla uniknięcia problemów z jednoznacznym określeniem L_0 , w pracy [37] zaproponowano zastosowanie w analizie nośności modelu kontynualnego (rys.3.2) Lokalną granicę plastyczności, utożsamianą z wynikiem próby rozciągania odcinka pręta o długości L_0 , określa się dla obszaru Ω (zasięg zachowania wielkości ziarna metalograficznego) o wymiarach rzędu kilku centymetrów, w płaszczyźnie środkowej pręta. Po przyporządkowaniu granicy plastyczności do kolejnych 'n' odcinków pręta otrzymuje się funkcję losową argumentu ciągłego $R(x)$ dla $x \in (0, L)$. $R_j(x)$ jako pojedyncza realizacja, charakteryzuje hipotetyczną populację generalną związaną z pojedynczym prętym, pochodzącym z jednego cyklu produkcyjnego [18].



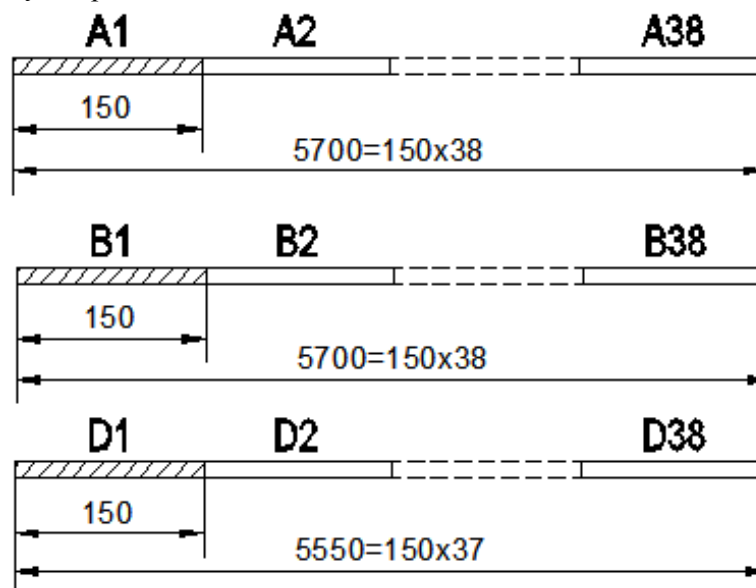
Rys. 3.2 Koncepcja modelu kontynualnego wytrzymałości pręta rozciąganego; źródło: Gwóźdź M. [18]

Dla uzyskania ciągów wartości cech mechanicznych wybranych stopów aluminium, przeprowadzono statyczną próbę rozciągania, która wydaje się być najbardziej

miarodajna, ze względu na brak danych na temat korelacji granicy plastyczności czy wytrzymałości na rozciąganie a twardością stopów aluminium (próba twardości pozwala na mniejszy krok próbkowania i otrzymanie większej ilości pomiarów). Związek pomiędzy twardością a wytrzymałością na rozciąganie i granicą plastyczności dla różnych metali i stopów została opisana m.in. w pracy [2]. C. Meng [40] zauważył pewne sprzeczności w wynikach badań dla stopów aluminium podawanych w literaturze [68], [83], które świadczą o braku korelacji pomiędzy granicą plastyczności i twardością dla stopów aluminium. Potwierdza to także Shen [7], który w swojej pracy stwierdza, że nie istnieje liniowa zależność spowodowana różnicami w podejściu do badań twardości i statycznej próbie rozciągania a także w lokalnej deformacji materiału (skoncentrowane punktowno naprężenia w próbie twardości Brinella w porównaniu z równomiernym polem naprężeń próbki rozciąganej osiowo).

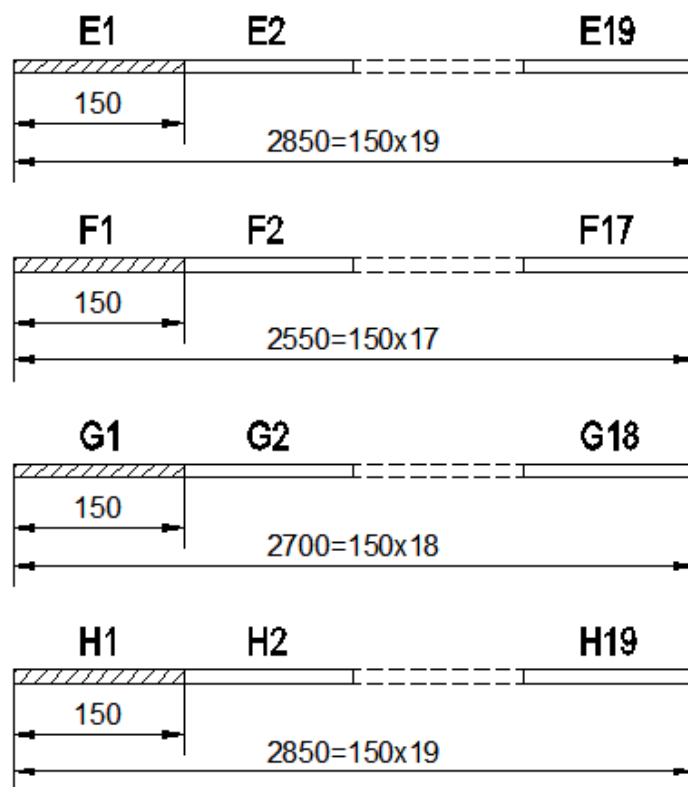
Badaniom poddano partię prętów okrągłych o średnicy $D = 12$ mm ze stopu aluminium AW-6060 T6 składającą się z 3 prętów długości 6mb każdy oraz ze stopu AW-5754 H14 składającą się z 4 prętów długości 3 mb każdy.

Pręty z pierwszej partii (AW-6060 T6) oznaczono jako A, B i D a następnie z każdego pręta wycięto próbki oznaczone kolejno (tak by można było odtworzyć ich pierwotne miejsce w pręcie) jako A1,A2...A38,B1,B2...B38 oraz D1,D2...D37 (rys.3.3). Łącznie uzyskano liczbę 113 próbek.



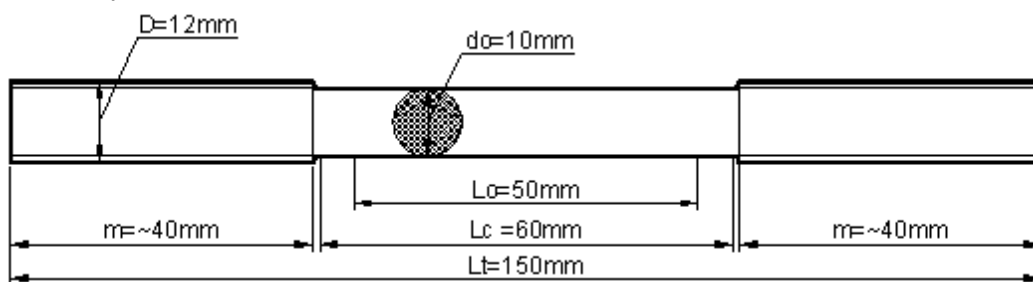
Rys. 3.3 Schemat numeracji próbek wyciętych z prętów A, B i D serii EN-AW 6060 . Źródło: badania własne

Pręty z drugiej partii (AW-5754 H14) oznaczono jako E, F, G i H a następnie z każdego pręta wycięto próbki oznaczone kolejno jako E1,E2...E18, F1,F2...F17, G1,G2...G18 oraz H1,H2...H19 (rys.3.4). Łącznie uzyskano liczbę 73 próbek.



Rys. 3.4 Schemat numeracji próbek wyciętych z prętów E, F, G i H serii EN-AW 5754. Źródło: badania własne

Wymiary próbek (rys.3.5) do badań zgodne z PN-EN 1999-1-1 ustalono według zaleceń normy [61].



Rys.3.5 Próbka proporcjonalna okrągła. Źródło: badania własne

Tak przygotowane próbki (rys.3.6) poddano statycznej próbie rozciągania.



Rys. 3.6 Próbkki przygotowane do badań. Źródło: badania własne

3.2 CHARAKTERYSTYKA WYBRANYCH STOPÓW DO BADAŃ LABORATORYJNYCH

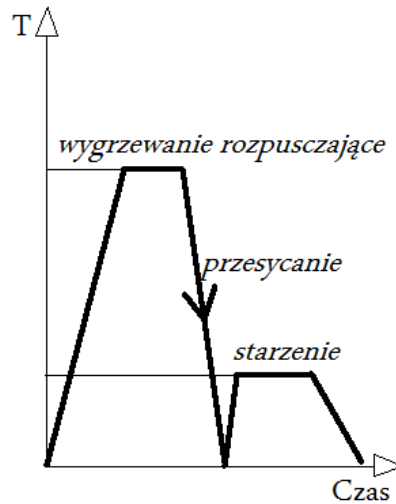
3.2.1 Stop EN AW-6060

Stop EN AW-6060 T6 (AlMgSi) według normy EC9 [12] dla prętów o średnicy $D \leq 15 \text{ mm}$ charakteryzuje się umowną granicą plastyczności przy odkształceniu 0,2% $f_{0,2} = 140 \text{ N/mm}^2$ i wytrzymałością na rozciąganie $f_u = 170 \text{ N/mm}^2$. Do obliczeń stałych materiałowych zalecane są wartości modułu sprężystości podłużnej $E = 70000 \text{ N/mm}^2$ oraz gęstości 2700 kg/m^3 .

Norma EN 754-2 [60] dla prętów ze stopu EN-AW 6060 T6 o średnicy $D \leq 80 \text{ mm}$ podaje minimalną wartość umownej granicy plastyczności $f_{0,2} = 160 \text{ N/mm}^2$, wytrzymałości na rozciąganie $f_u = 215 \text{ N/mm}^2$ oraz wydłużenia względnego $A_{50} = 12 \%$.

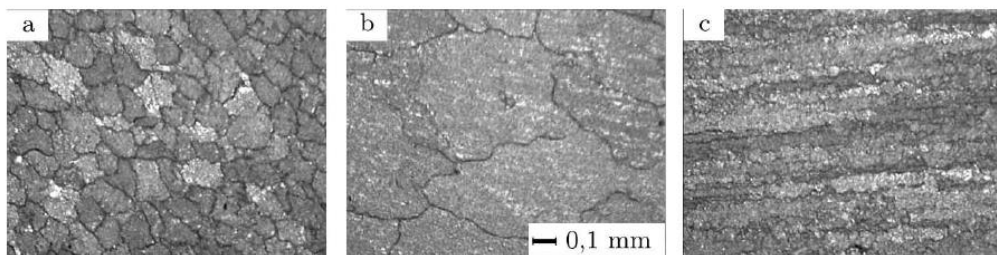
Stan utwardzenia T6 wg normy EN515 [59] oznacza, że stop został poddany obróbce termicznej. Schemat (rys.3.7) ilustruje proces obróbki termicznej stopu aluminium ulepszalnego cieplnie, polegający na starzeniu po uprzednim przesyleniu stopu. Przesylenie jest to wyżarzanie stopu w podwyższonej temperaturze, celem rozpuszczenia w aluminium odpowiednio dużej ilości pierwiastka stopowego. Jeśli stop jest wolno

chłodzony, nadmiar składnika stopowego wydziela się w postaci dużych cząstek, ulokowanych na granicach ziaren.



Rys. 3.7 Schemat obróbki termicznej stopu aluminium; źródło: (Rozmus - Górnikowska [70])

Starzenie sztuczne w podwyższonej temperaturze, pozwala natomiast na precyzyjne sterowanie procesem wydzielenia za pomocą czasu izotermicznego starzenia, dzięki czemu można uzyskać strukturę z drobnymi wydzieleniami, równomiernie rozłożonymi w całej objętości ziarna. Wraz z obniżeniem temperatury starzenia wzrasta czas potrzebny do uzyskania maksymalnej wytrzymałości. Starzenie w niskiej temperaturze jest korzystne, gdyż uzyskuje się większą wytrzymałość, a jej maksimum rozciąga się na większy przedział czasowy, co ułatwia realizację procesu starzenia w praktyce (Dobrzański [8]).



Rys. 3.8 Zdjęcie mikroskopowe stopu EN-AW 6060: a) początkowa mikrostruktura b) zrekrytalizowane ziarna po deformacji c) struktura ziarna wynikająca z uplastycznienia materiału w procesie wyciskania na gorąco. Źródło: (Kayser [31], Schikorra [71])

Właściwości materiałowe stopu zależą od wielu czynników warunkowanych przez skład chemiczny i stopień koncentracji składników stopowych. Właściwości makroskopowe zależą od lokalnych mikrostruktur materiału będących wynikiem obróbki

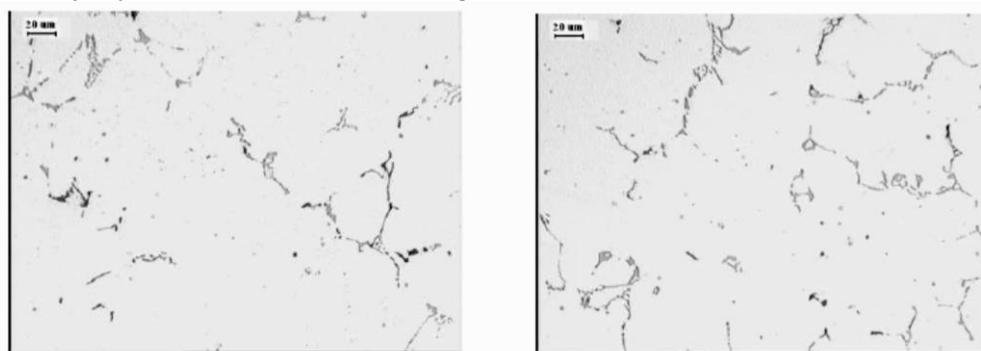
mechanicznej i termicznej [31]. Na rysunku (rys.3.8) zilustrowano zmiany zachodzące w mikrostrukturze stopu EN-AW6060 poddanego procesowi wyciskania.

3.2.2 Stop EN AW-5457

Norma EN 754-2 [60] dla prętów ze stopu EN-AW 5754 H14 (AlMg3) o średnicy $D \leq 25 \text{ mm}$ podaje minimalną wartość umownej granicy plastyczności $f_{0,2} = 180 \text{ N/mm}^2$, wytrzymałości na rozciąganie minimalną $f_u = 240 \text{ N/mm}^2$ i maksymalną $R_m = 290 \text{ N/mm}^2$ oraz wydłużenia względnego $A_{50} = 4 \%$.

Norma EC9 (3) nie podaje charakterystyk tego stopu dla prętów okrągłych w stanie H14, natomiast do obliczeń stałych materiałowych zaleca wartości modułu sprężystości podłużnej $E = 70\,000 \text{ N/mm}^2$ oraz gęstości 2700 kg/m^3 .

Stan utwardzenia H14 wg normy EN 515 oznacza, że stop został umocniony wyłącznie zgniotem. Umocnienie zgniotem jest to skutek obróbki plastycznej na zimno (wyciskanie, walcowanie) zmieniającej strukturę metalu (rys.3.9), w wyniku, której uzyskuje się wzrost wytrzymałości materiału na rozciąganie, wzrost udarności oraz obniżenie



a)

b)

Rys. 3.9 Mikrostruktura stopu EN AW-5754: a) bez obróbki cieplnej, b) po wyżarzaniu typu B – komórki roztworu stałego oraz wydzielenia faz międzymetalicznych na granicach komórek źródło: (Gorockiewicz [16])

plastyczności i ciągliwości. Jako, że podwyższenie twardości w efekcie zgniotu, nie zawsze jest pożądane, w celu jej obniżenia, materiał poddaje się wyżarzaniu. Wyciskanie prętów jest procesem prowadzonym w temperaturze około 500°C . Podgrzany surowiec zostaje przecięnięty przez stalową matrycę, która nadaje profilom pożądany kształt. Długość uzyskiwanego pasma wynosi od 20 do 60 m [27]. Kształtowany profil odkładany jest na stół chłodzący, gdzie spoczywa do osiągnięcia temperatury pokojowej. Kolejnym etapem jest cięcie pasma na długości handlowe.

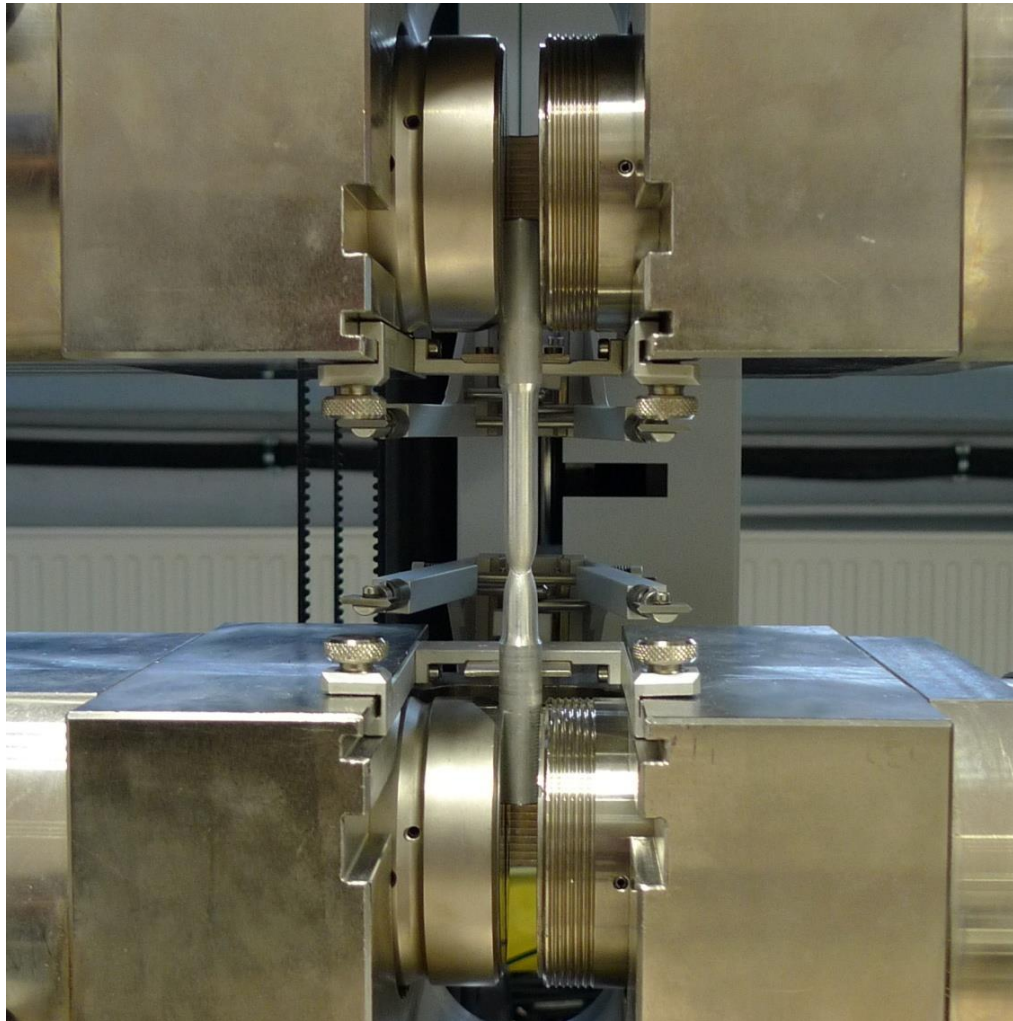
3.3 APARATURA BADAWCZA UŻYTA W STATYCZNEJ PRÓBIE ROZCIĄGANIA

Badania laboratoryjne właściwości mechanicznych wybranych stopów aluminium przeprowadzono w Laboratorium Politechniki Krakowskiej. W wyniku badań uzyskano ścieżki zależności $\sigma - \varepsilon$, oraz wartości umownej granicy plastyczności $R_{0,2}$, wytrzymałości na rozciąganie R_m , wydłużenia względnego A_{50} oraz modułu sprężystości podłużnej E . Statyczną próbę rozciągania przy użyciu elektro-mechanicznej maszyny wytrzymałościowej Zwick, wyposażonej w ekstensometr, o zakresie pomiarowym 0 kN do 100 kN w klasie 1 (rys.3.10), z wykorzystaniem wspomaganego komputerowo systemu pomiarowego.



Rys. 3.10 Maszyna wytrzymałościowa. Źródło: badania własne

Próbki mocowano w szczękach (rys.3.11) zapewniających zgodność osi próbki z kierunkiem rozciągania i zapobiegających poślizgowi lub wysuwaniu się z uchwytów, odkształceni główek i rozerwaniu próbki poza bazą pomiarową.



Rys. 3.11 Mocowanie próbki . Źródło: badania własne

Badania przeprowadzono w temperaturze otoczenia, prędkość wydłużenia względnego w zakresie odkształceń trwałych próbek oraz zakres pomiarowy maszyny wytrzymałościowej zostanie ustalony zgodnie z zaleceniami normy [54]. Siłę wstępną przyjęto równą 1 MPa.

3.4 NIEPEWNOŚĆ POMIARU

Niepewność pomiaru granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie, według Procedury Badawczej [64], szacowana jest dla poziomu ufności 95 % według procedury zawartej w wytycznych EA [10]. Dopuszczalny błąd graniczny pomiaru siły F_e (wywołującej uplastycznienie) oraz siły F_m (wywołującej zerwanie próbki) wynikający z klasy siłomierza, przyjęty zgodnie ze świadectwem wzorcowania maszyny wytrzymałościowej, przyjmuje się równy $a_{F_e} = a_{F_m} = 0,01$.

Niepewność standardowa granicy plastyczności u_{Re} i wytrzymałości na rozciąganie u_{Rm} spowodowana błędem pomiaru siły szacowana jest według poniższych wzorów:

$$u_{Re} = \sqrt{\left(\frac{u_{F_e}}{A_{nom}}\right)^2} = \frac{u_{F_e}}{A_{nom}} \quad (3.2)$$

$$u_{Rm} = \sqrt{\left(\frac{u_{F_m}}{A_{nom}}\right)^2} = \frac{u_{F_m}}{A_{nom}} \quad (3.3)$$

Gdzie u_{F_e} i u_{F_m} są odpowiednio niepewnościami standardowymi siły F_e i F_m , i przyjmują wartości:

$$u_{F_e} = F_e \frac{a_{F_e}}{\sqrt{3}} \cong 0,58\% \cdot F_e \quad (3.4)$$

$$u_{F_m} = F_m \frac{a_{F_m}}{\sqrt{3}} \cong 0,58\% \cdot F_m \quad (3.5)$$

Wobec powyższego, niepewność standardową granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie, wyrażoną w formie odchylenia standardowego, przyjmuje się jako:

$$u_{Re} = 0,58\% \cdot \frac{F_e}{A_{nom}} \quad (3.6)$$

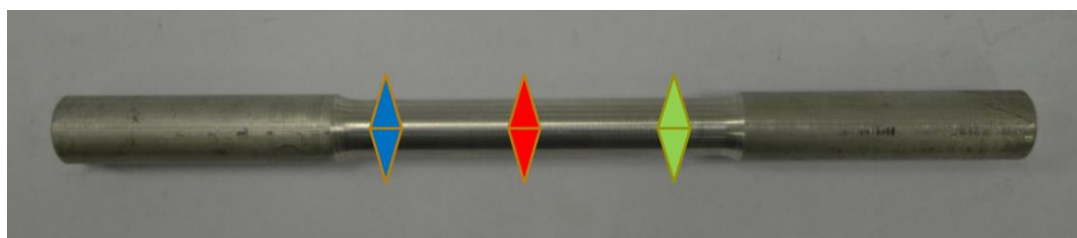
$$u_{Rm} = 0,58\% \cdot \frac{F_m}{A_{nom}} \quad (3.7)$$

3.5 POMIARY ŚREDNICY PRĘTÓW

Przed przystąpieniem do próby rozciągania przeprowadzono pomiary średnicy próbek w celu kontrolnego oszacowania jednorodności partii prętów metodą analizy wariancji.

Średnicy próbek mierzono w dwóch prostopadłych do siebie kierunkach. Do analizy przyjęto średnią z dwóch pomiarów, w trzech przekrojach (rys. 3.12) na długości bazy pomiarowej każdej próbki. Średnicę pojedynczej próbki przyjęto jako średnią z trzech

przekrojów G1, G2 i G3 dla których pomierzono średnice w dwóch prostopadłych do siebie kierunkach.



Rys. 3.12 Przekroje w których wykonano pomiary średnicy próbki . Źródło: badania własne

Z otrzymanych pomiarów uzyskano ciągi pomiarów średnicy wzdłuż badanych prętów.

Tabela 3.1

Wyniki pomiarów średnicy próbek z serii EN-AW 6060

Pręt	Średnica \bar{d} [mm]	Odchylenie standardowe [mm]	Wariancja [%]	Współczynnik zmienności [%]
A	10,015	0,011	0,013	0,113
B	10,015	0,014	0,020	0,141
D	10,013	0,010	0,009	0,097

. Źródło: badania własne

W celu zbadania istotności zmiennej średnicy wzdłuż próbek na wyniki próby rozciągania przeprowadzono analizę wariancji (ANOVA).

Analizę wariancji przeprowadza się przy założeniu, że rozkład wyników zmiennej zależnej w każdej grupie jest zbliżony do normalnego (test Shapiro-Wilka), porównywane grupy mają podobną liczebność, poszczególne obserwacje są od siebie niezależne oraz wariancje w grupach są do siebie podobne. Analizę wariancji przeprowadzono najpierw dla każdego pręta osobno (pojedyncza próba odpowiada kolejnej próbce w pręcie) a następnie dla wszystkich trzech prętów (pojedyncza próba odpowiada jednemu prętowi).

3.6 USTALENIE MODUŁU SPRĘŻYSTOŚCI PODŁUŻNEJ E

Do obliczeń modułu sprężystości E zastosowano model korelacji liniowej w oparciu o metodę najmniejszych kwadratów, zgodnie, z którą suma kwadratów odchyień wartości funkcji aproksymującej od wartości zbadanych będzie minimalna. Zakładamy, że wyniki z próby rozciągania $(\varepsilon_i, \sigma_i)$ dla $i = 1, 2, \dots, n$ są związane funkcją aproksymacyjną postaci:

$$\sigma = E \cdot \varepsilon \quad (3.8)$$

Naprężenie dla poszczególnych wartości siły obliczamy z zależności:

$$\sigma_i = \frac{F_i}{S_0} \quad i = 1, 2 \dots n \quad (3.9)$$

gdzie S_0 – pole przekroju początkowego próbki

Natomiast odkształcenia dla poszczególnych wydłużeń:

$$\varepsilon_i = \frac{L_i}{L_0} \quad i = 1, 2 \dots n \quad (3.10)$$

gdzie:

L_0 – długość bazowa próbki

Najlepszym oszacowaniem E są wartości, dla których suma kwadratów odległości pomiędzy zbadanymi wartościami funkcją aproksymującą będzie najmniejsza. Minimalizujemy zatem funkcję jednej zmiennej:

$$f(E) = \sum_{i=1}^n (\sigma_i - E \cdot \varepsilon_i)^2 \rightarrow \min \quad (3.11)$$

Minimalizacja Funkcji poprzez różniczkowanie:

$$\frac{\partial f}{\partial E} = 0 \quad (3.12)$$

gdzie:

$$\frac{\partial f}{\partial E} = \sum_{i=1}^n 2 \cdot (\sigma_i - E \cdot \varepsilon_i) \cdot \varepsilon_i = 0 \quad (3.13)$$

$$\sum_{i=1}^n \varepsilon_i \cdot \sigma_i - E \cdot \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = 0 \quad (3.14)$$

Stąd otrzymujemy średni początkowy moduł sprężystości E

$$E = \frac{\sum_{i=1}^n (\varepsilon_i \cdot \sigma_i)}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2} \quad (3.15)$$

Moduł sprężystości oszacowano przy użyciu programu komputerowego (obsługującego maszynę wytrzymałościową, na której została przeprowadzona próba rozciągania) dla naprężeń w przedziale od 50 MPa do 100 MPa, czyli od około 25 % do 50 % wartości umownej granicy plastyczności $R_{0,2}$.

3.7 WYNIKI STATYCZNEJ PRÓBY ROZCIĄGANIA

W wyniku przeprowadzonej statycznej próby rozciągania uzyskano ciągłe wyniki dla kolejnych próbek:

- granicy plastyczności $R_{0,2}$,
- wytrzymałości na rozciąganie R_m ,
- wydłużenia względnego A_{50} ,
- modułu sprężystości podłużnej E .

Realizacje granicy plastyczności, wytrzymałości na rozciąganie odpowiadają minimalnym wartościom na długości bazowej dla kolejnych próbek.

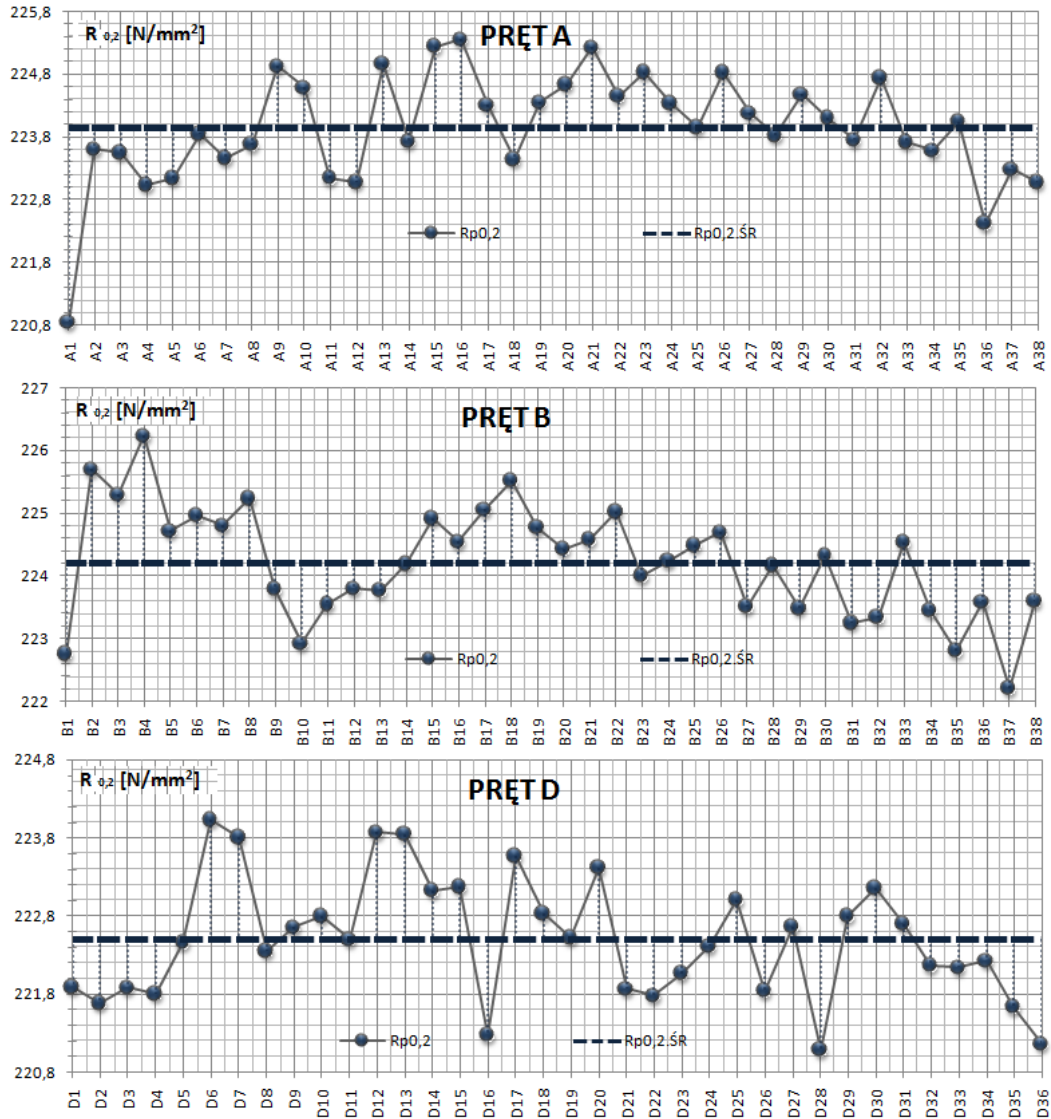
3.7.1 Stop EN-AW 6060 T6

Na wykresach (Rys. 3.13÷Rys. 3.16) przedstawiono realizacje cech wytrzymałościowych odpowiadające wynikom statycznej próby rozciągania dla kolejnych 38 próbek wyciętych z pręta A, 38 próbek z pręta B oraz 36 próbek z pręta D. W tabeli 3.2 zestawiono wyniki kolejnych pomiarów wraz z wartościami średniej, wariancji, odchylenia standardowego i współczynnika zmienności dla realizacji A, B i D.

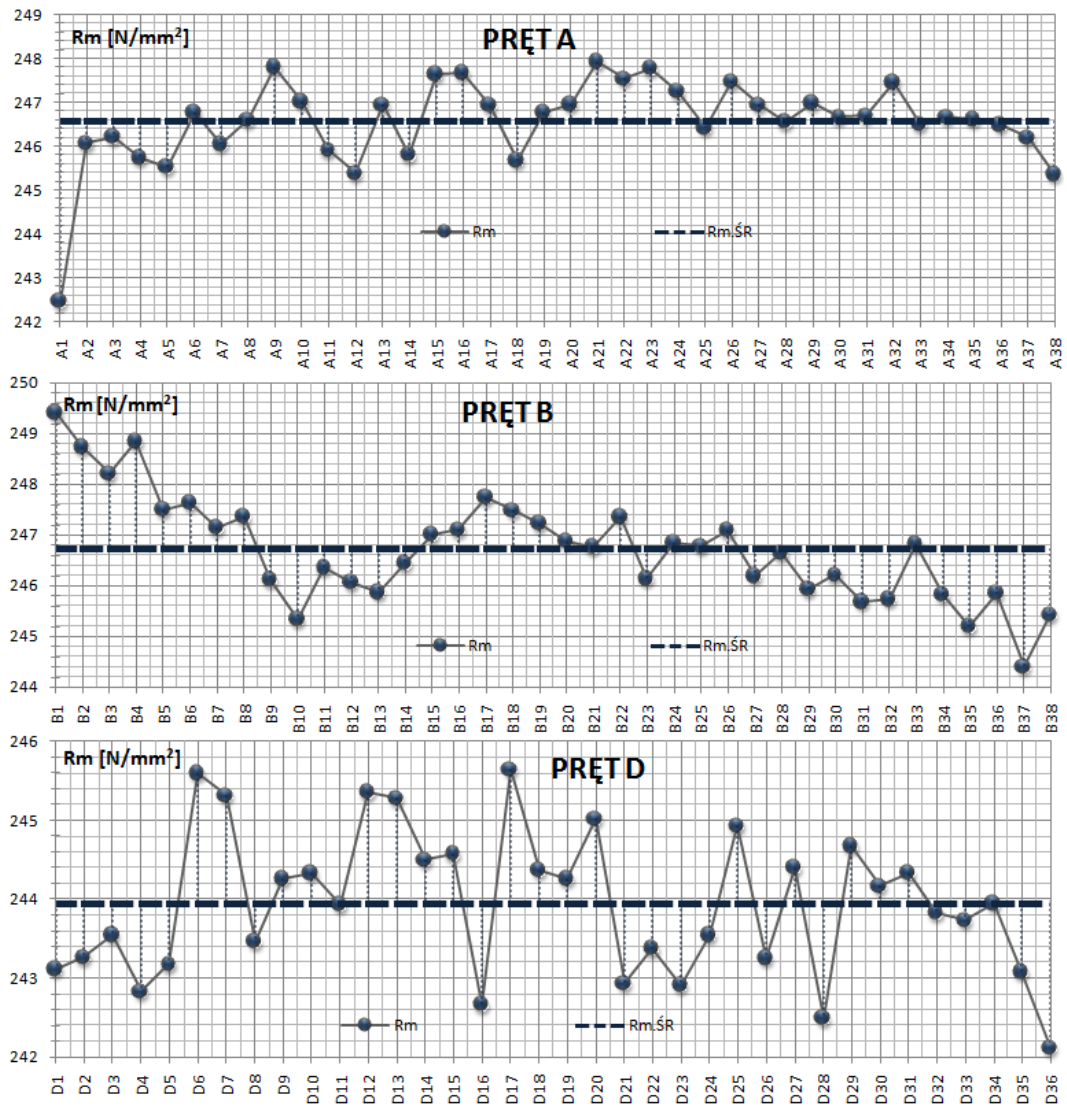
Tabela 3.2

Zestawienie wyników pomiarów modułu sprężystości E , granicy plastyczności $R_{0,2}$, wytrzymałości na rozciąganie R_m i wydłużenia względnego A_{50} dla prętów z serii EN-AW 6060

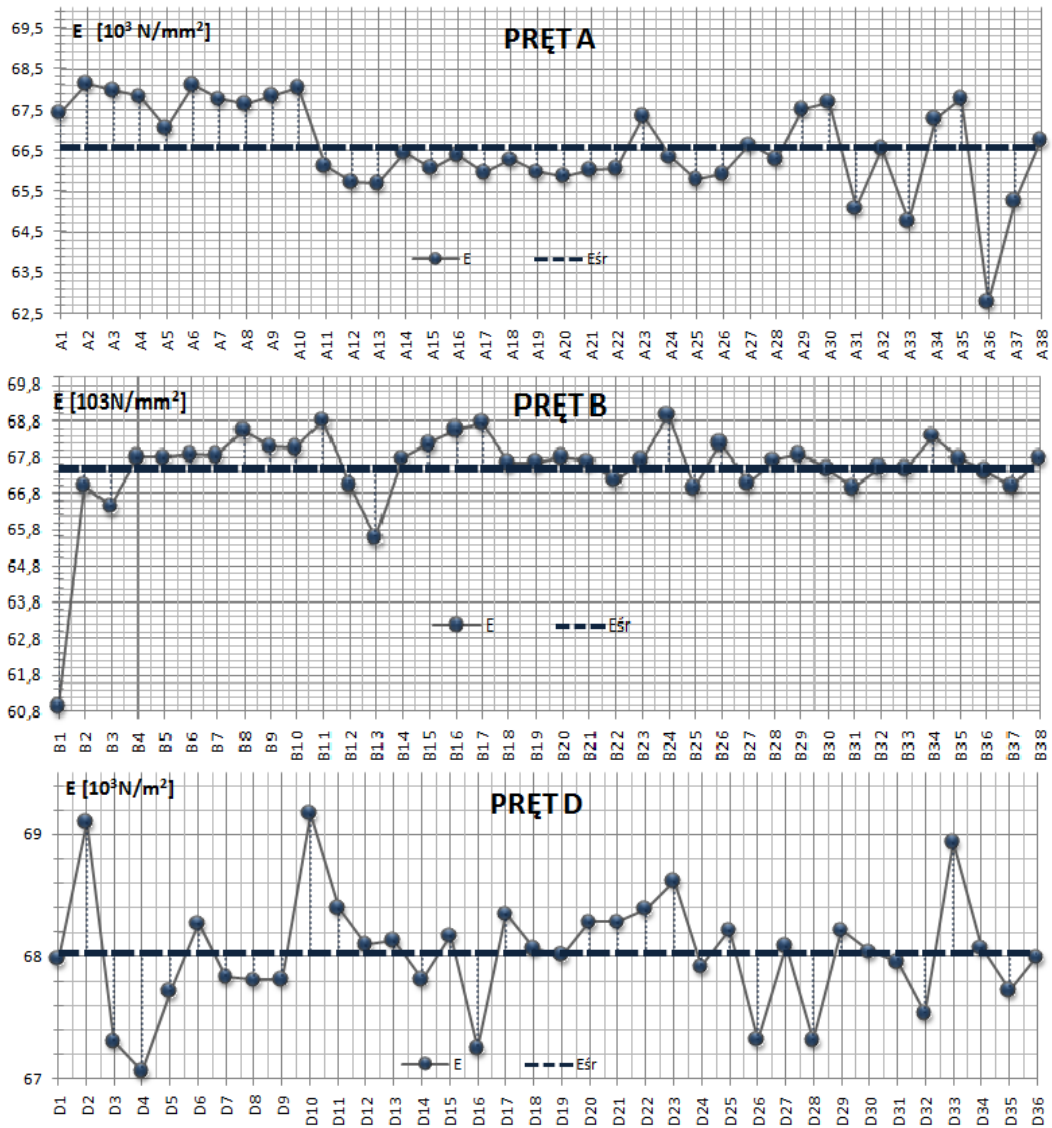
PRĘT	LICZBA PRÓBEK n	\bar{x}	μ^2	μ_0	v
$R_{0,2}$ [N/mm ²]					
A	38	223,9	0,753	0,879	0,39%
B	38	224,2	0,789	0,888	0,40%
D	36	222,5	0,612	0,783	0,35%
R_m [N/mm ²]					
A	38	246,7	0,955	0,977	0,40%
B	38	246,7	1,104	1,050	0,43%
D	36	244,0	0,852	0,923	0,38%
E [10 ³ N/mm ²]					
A	38	66,6	1,237	1,127	1,69%
B	38	67,5	1,633	1,278	1,89%
D	36	68,0	0,229	0,478	0,70%
A_{50} [%]					
A	38	16,6	1,051	1,025	6,18%
B	38	16,0	0,709	0,842	5,26%
D	36	15,4	0,582	0,763	4,97%



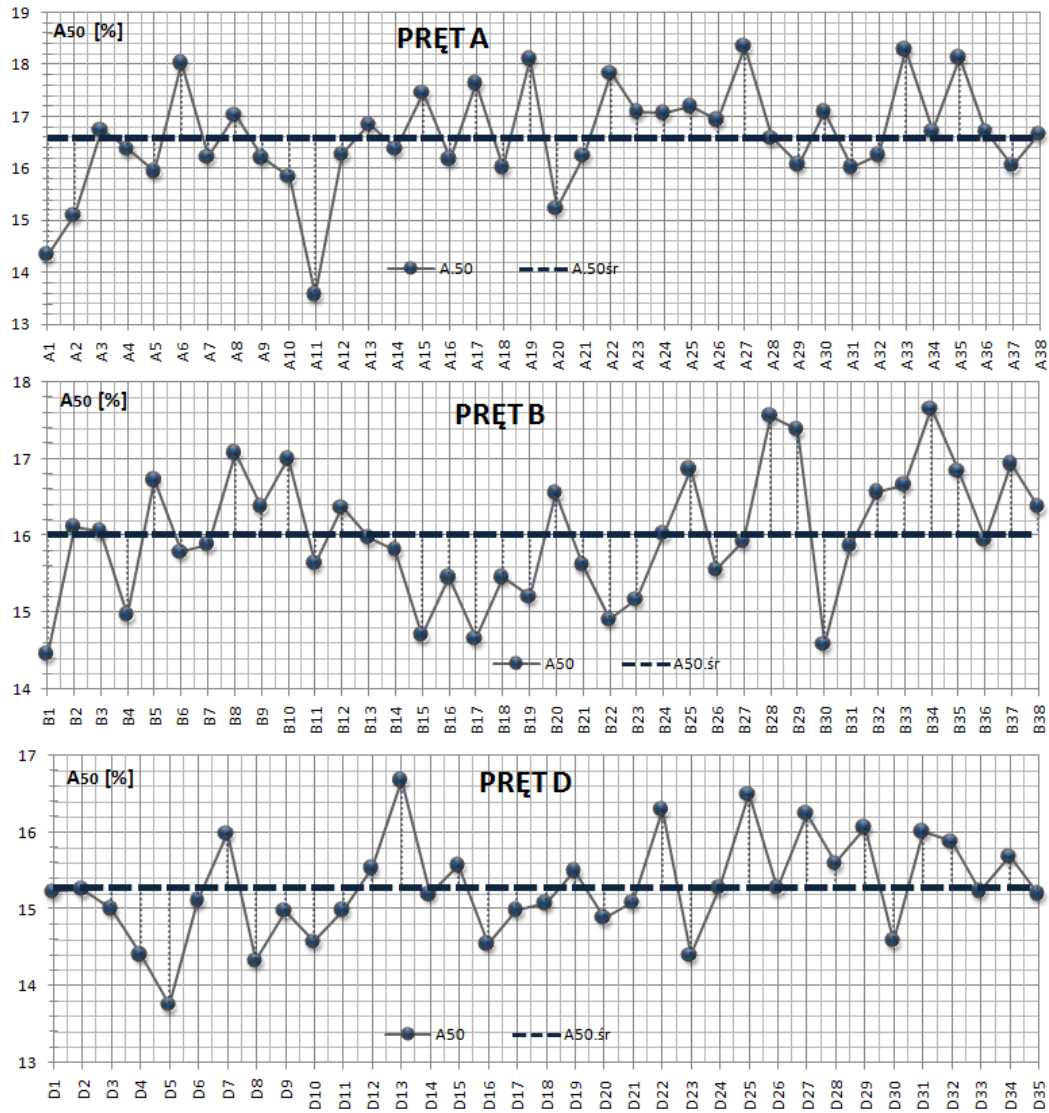
Rys. 3.13 Realizacje granicy plastyczności dla prętów z serii EN-AW 6060 . Źródło: badania własne



Rys. 3.14 Realizacje wytrzymałości dla prętów z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne



Rys. 3.15 Realizacje modułu sprężystości E dla prętów z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne



Rys. 3.16 Realizacje wydłużenia względnego dla prętów z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne

3.7.2 Stop EN-AW 5754 H14

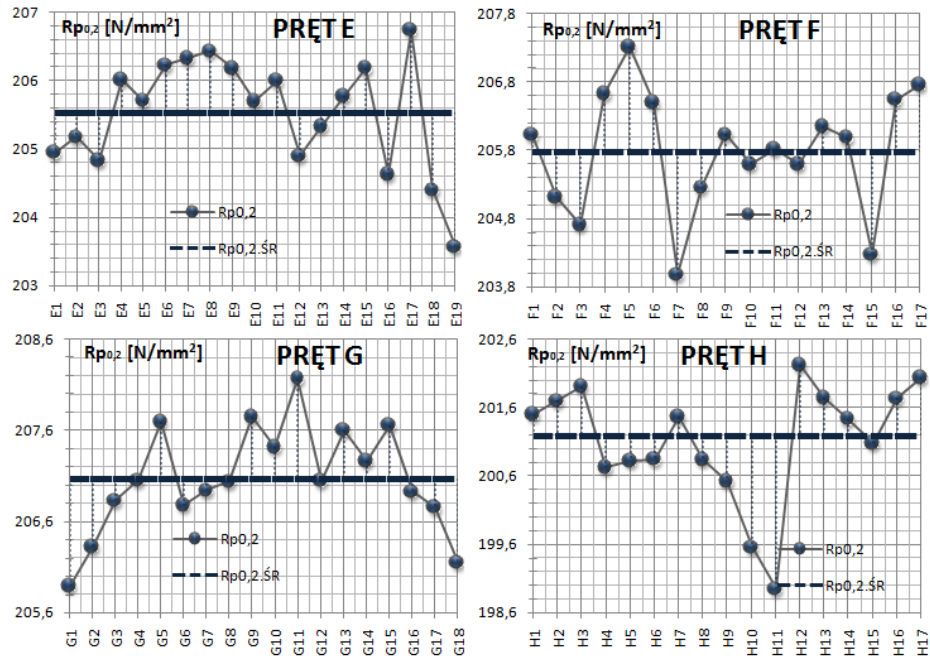
Na wykresach 3.17÷3.20 przedstawiono realizacje cech wytrzymałościowych odpowiadające wynikom statycznej próby rozciągania dla kolejnych 19 próbek wyciętych z pręta E, 17 próbek z pręta F, 18 próbek z pręta G oraz 19 próbek z pręta H. W tabeli (Tabela 3.3) zestawiono wyniki kolejnych pomiarów wraz z wartościami średniej, wariancji, odchylenia standardowego i współczynnika zmienności.

Tabela 3.3

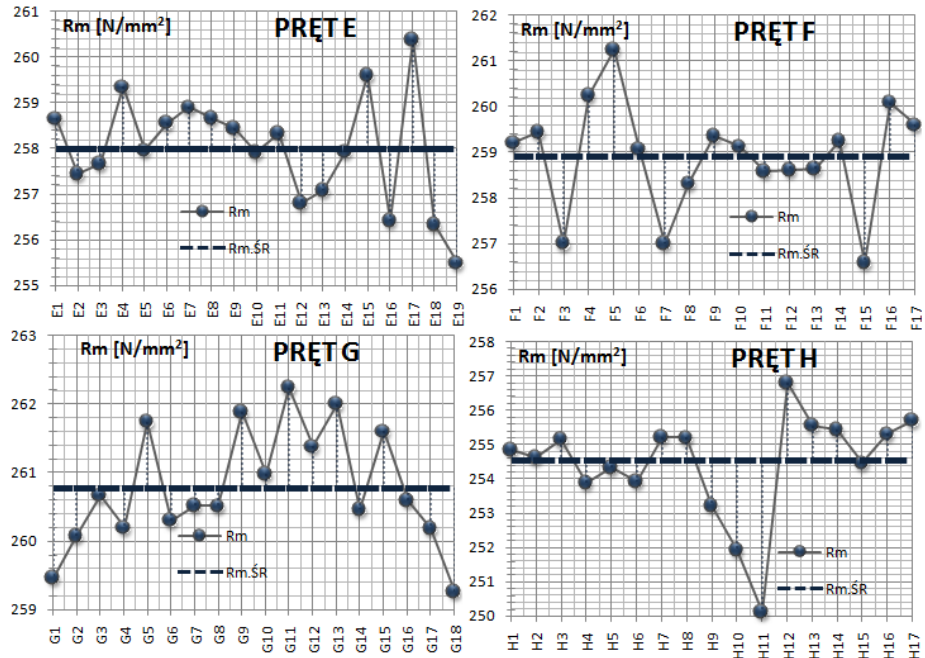
Zestawienie wyników pomiarów modułu sprężystości E, granicy plastyczności R0,2, wytrzymałości na rozciąganie Rm i wydłużenia względnego A50 dla prętów z serii EN-AW 5754

PRĘT	LICZBA PRÓBEK n	\bar{x}	μ_0^2	μ_0	ν
R0,2[N/mm ²]					
E	19	205,5	0,677	0,822	0,39%
F	17	205,8	0,807	0,898	0,44%
G	18	207,1	0,349	0,591	0,29%
H	19	201,2	0,678	0,846	0,42%
Rm[N/mm ²]					
E	19	258,0	1,479	1,216	0,38%
F	17	258,9	1,446	1,202	0,46%
G	18	260,8	0,742	0,861	0,33%
H	17	255,0	0,695	0,834	0,33%
E [10 ³ N/mm ²]					
E	19	68,9	0,202	0,437	0,64%
F	17	67,5	0,289	0,538	0,80%
G	18	67,9	0,289	0,538	0,79%
H	19	69,4	0,166	0,418	0,60%
A ₅₀ [%]					
E	19	17,6	0,172	0,404	2,30%
F	17	17,2	0,101	0,317	1,84%
G	18	17,2	0,134	0,366	2,13%
H	19	17,3	0,896	0,946	5,48%

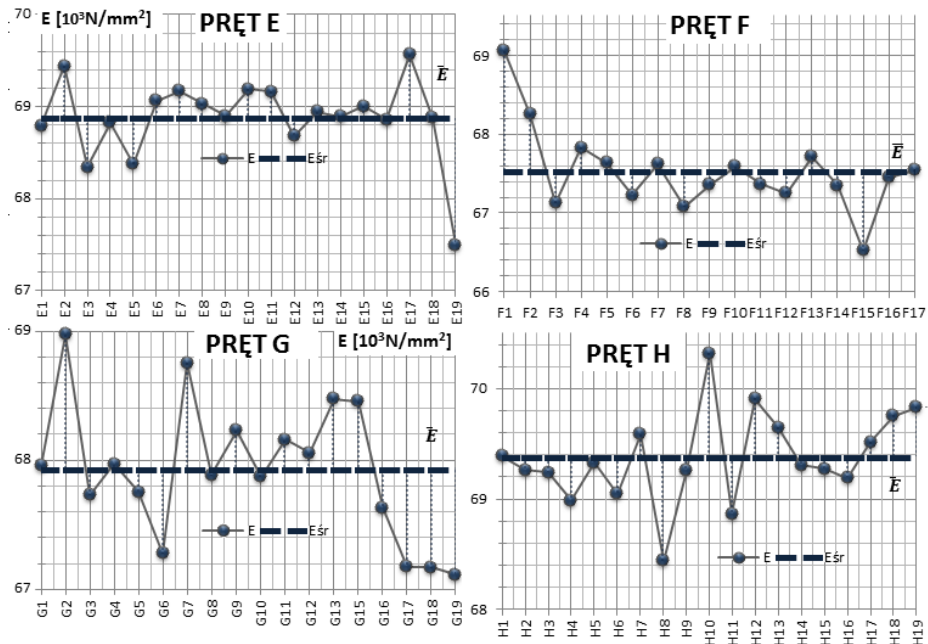
. Źródło: badania własne



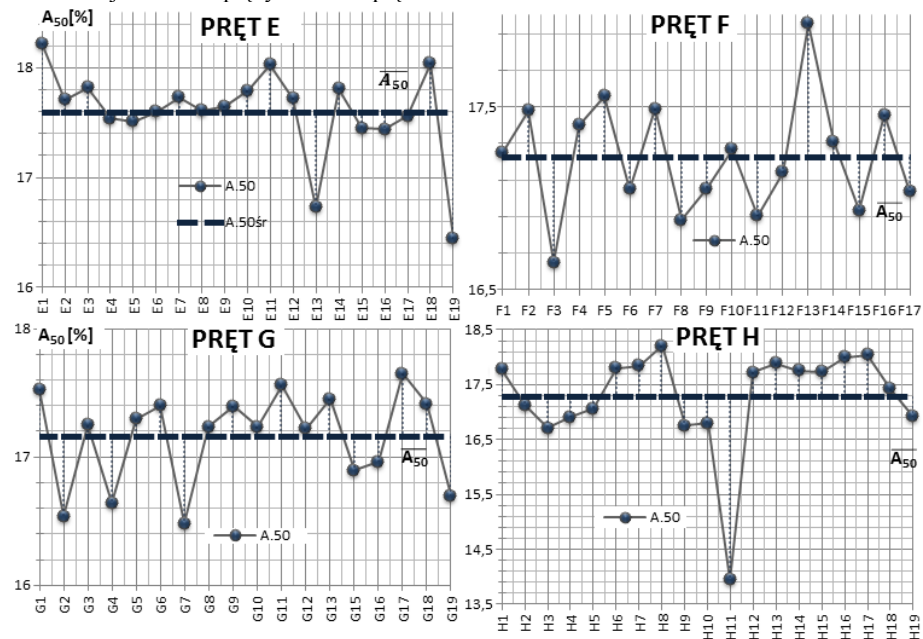
Rys. 3.17 Realizacje granicy plastyczności dla prętów z serii EN-AW 5754. Źródło: badania własne



Rys. 3.18 Realizacje wytrzymałości na rozciąganie dla prętów z serii EN-AW 5754. Źródło: badania własne



Rys. 3.19 Realizacje modułu sprężystości dla prętów z serii EN-AW 5754. Źródło: badania własne



Rys. 3.20 Realizacje wydłużenia względnego dla prętów z serii EN-AW 5754. Źródło: badania własne

3.8 TESTY STATYSTYCZNE UŻYTE DO ANALIZY WYNIKÓW BADAŃ

Celem badania jest oszacowanie zmienności cech wytrzymałościowych tj.: granicy plastyczności $R_{0,2}$, wytrzymałości na rozciąganie R_m , modułu sprężystości podłużnej E oraz wydłużenia względnego A_{50} . Statyczna próba rozciągania daje informacje o cechach lokalnych minimalnych na odcinku równym bazie pomiarowej próbki.

Weryfikacja jednorodności zbiorów wyników polega na przeprowadzeniu odpowiednich testów parametrycznych (w przypadku, gdy znany jest rozkład prawdopodobieństwa) lub testów zgodności rozkładów (gdy rozkład jest nieznan). Badanie cech statystycznych odbywa się w dwóch etapach: stawiania hipotezy statystycznej dla pojedynczej realizacji a następnie jej weryfikacja przez niezależny materiał statystyczny.

Przed przystąpieniem do analizy wyników przeprowadzono weryfikację elementów odstających – obserwacji obarczonych błędem grubym oraz odrzucenie ich ze zbioru wyników. Następnie przeprowadzono testy losowości stwierdzające niezależność otrzymanych wyników dla kolejnych rozciąganych próbek.

W kolejnych etapach przeprowadzono testy zgodności rozkładu i testy statystyczne weryfikujące hipotezę o jednorodności wariancji oraz Jednoczynnikową Analizę Wariancji (ANOVA) weryfikującą równość średnich dla grup prętów pochodzących z jednego wytopu.

3.8.1 Testy na wykrycie wyników obarczonych błędem grubym

W serii pomiarowej mogą wystąpić wątpliwe wyniki w postaci: wartości odstających [62], [63] odbiegających [86], podejrzanych, mało wiarygodnych [63] [82]. Występowanie elementów odstających w serii wyników może być spowodowane wystąpieniem [35] - błędu przybliżenia, wynikającego z uproszczenia warunków pomiarów lub z zastosowania przybliżonych wzorów,

- błędu przeoczenia, błędu systematycznego, będącego efektem niedokładności przyrządów, błędnej metody pomiarów lub działania trudno zauważalnych czynników zewnętrznych,

- błędu grubego (omyłki, pomyłki w odczycie lub zapisie wyników, niewłaściwe przygotowanie próbki bądź jej zamocowanie w szczękach maszyny wytrzymałościowej). Zazwyczaj wyniki te identyfikuje się, jako ekstremalne wartości w ciągu wyników otrzymanych w tych samych warunkach (otrzymane tą samą metodą, w tym samym laboratorium, z użyciem tego samego sprzętu, w krótkich odstępach czasu [84].

Wyniki badań zawierające elementy odstające cechują się niejednorodnością statystyczną. W celu wykluczenia ich z dalszej analizy wyników przeprowadza się odpowiednie testy statystyczne.

Seria wyników badań, jako próba statystyczna uznawana jest za jakościowo niejednorodną, jeśli jej część nie należy do zdefiniowanej populacji generalnej. Jednorodność statystyczną można zweryfikować poprzez sprawdzenie hipotezy o jednomodalności (jednowierzchołkowości) jej rozkładu empirycznego [62], [63], [85].

Decyzja dotycząca odrzucenia albo pozostawienia wyniku wątpliwego, należy do najtrudniejszej, ze względu na fakt, że może być uznana za subiektywną, bądź może prowadzić do odrzucenia wyników odzwierciedlających ważny rzeczywisty efekt fizyczny [84]. Normy [62], [63] zalecają aby dane odstające przeanalizować po czym je poprawić lub odrzucić.

W literaturze można znaleźć wiele metod weryfikacji wyników wątpliwych, m.in.: test Q-Dixona [84] i test Grubbsa [26], [62], [63]. Przed wykonaniem obu tych testów (weryfikacją hipotez) zbiór wyników eksperymentalnych (próbka statystyczna) szereguje się według wzrastających wartości. Według testu Q-Dixona błędem grubym może być obciążona największa (x_{max}) lub najmniejsza (x_{min}) wartość wyniku w próbce. Jeśli wartość eksperymentalna jest większa od wartości krytycznej, wówczas podejrzany wynik obciążony jest błędem grubym i można go odrzucić z zadaniem poziomem ufności [69]. Dla prób dużych ($n > 30$) wartości krytyczne testu odczytać można z opracowanych w tym celu tablic [77]. Według testu Grubbsa błędem grubym może być obciążona największa (x_{max}) lub najmniejsza (x_{min}) wartość wyniku w próbce. Dla tych wyników obliczane są odpowiednio parametry T_{max} i T_{min} . Parametr o większej wartości jest następnie porównywany z parametrem krytycznym testu Grubbsa odpowiadającym liczności serii pomiarowej (próbki statystycznej) i wybranemu poziomowi ufności. Wartość krytyczna statystyki tego testu obliczana jest na podstawie parametru t rozkładu Studenta dla zadanego poziomu ufności i liczby stopni swobody ($n - 2$, n - liczba pomiarów w serii). Jeśli wartość eksperymentalna jest większa od wartości krytycznej, wówczas podejrzany wynik obciążony jest błędem grubym i można go odrzucić z zadaniem poziomem ufności.

Test Grubbsa jest zdefiniowane dla hipotezy zerowej: H_0 : nie ma wartości odstających w zbiorze danych i hipotezy alternatywnej H_1 : co najmniej jeden wynik odbiegający w zbiorze danych. Statystykę Grubbsa (wzór 3.16) stanowi największe bezwzględne odchylenie od średniej w zbiorze o rozkładzie normalnym.

$$G = \frac{\max|Y_i - \bar{Y}|}{s} \quad i = 1, \dots, N \quad (3.16)$$

gdzie:

\bar{Y} - wartość średnia z próby

s - odchylenie standardowe

Test Grubbsa można również określić, jako badanie jednostronne. Aby tak można należy sprawdzić, czy wartość minimalna jest odstająca, równanie ma postać:

$$G = \frac{|Y_{min} - \bar{Y}|}{s} \quad (3.17)$$

Aby sprawdzić, czy maksymalna wartość jest odstająca, równanie:

$$G = \frac{Y_{max} - \bar{Y}}{s} \quad (3.18)$$

Do badania dwóch jednostronnych, hipoteza zerowa jest odrzucana na poziomie istotności α , jeżeli

$$G > \frac{N-1}{\sqrt{N}} \sqrt{\frac{t_{\frac{\alpha}{2N}, N-2}^2}{N-2 + t_{\frac{\alpha}{2N}, N-2}^2}} \quad (3.19)$$

gdzie:

$t_{\frac{\alpha}{2N}, N-2}^2$ — górna wartość krytyczna z rozkładu t dla N - 2 stopni swobody i poziomu istotności $\alpha/(2N)$. Dla testu jednostronnego to będzie poziom istotności równy α/N .

W literaturze [52], [73], [80], [82], [84] opisywane są także inne metody określania czy wynik wątpliwy należy odrzucić z dalszej analizy takie jak: reguła trzysigmowa - dla dużych prób ($n > 30$), test Grafa – dla długich serii pomiarowych ($n > 25$) czy kryterium Chauveneta, polegający na ocenie prawdopodobieństwa uzyskania wyniku obarczonego błędem grubym, przy założeniu, że wszystkie wyniki podlegają rozkładowi normalnemu.

3.8.2 Test zgodności rozkładu

Testy zgodności rozkładu przeprowadzone będą w celu możliwości weryfikacji hipotezy o równości średnich przy użyciu analizy wariancji.

Test normalności Shapiro-Wilka stosowany jest dla prób o liczebności $3 \leq n \leq 50$. Jako hipotezę zerową testu stawia się identyczność badanego rozkładu z rozkładem hipotetycznym np. normalnym.

Statystyka testowa ma postać:

$$W = \frac{[\sum_{i=1}^{[n/2]} a_{n-i+1} (X_{n-i+1} - X_i)]^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (3.19)$$

gdzie:

$[n/2]$ – część całkowita liczby $n/2$

a_{n-i+1} - stabilizowane współczynniki Shapiro-Wilka

Zmienna W ma przy założeniu prawdziwości H_0 rozkład Shapiro-Wilka. Obszar odrzucenia testu jest postaci $[0, W_\alpha]$, gdzie W_α jest kwantylem rzędu α rozkładu Shapiro-Wilka.

3.8.3 Test jednorodności wariancji

Jednorodność wariancji jest niezbędna, jeżeli chcemy zbadać równość wartości średnich kilku populacji przez zastosowanie tzw. analizy wariancji ANOVA. W tym celu przeprowadza się np. test Bartletta, pozostałe testy opisane w literaturze, takie jak test Cochraha i Hartleya wymagają by liczebność prób była identyczna [30] z tego względu nie znajdują zastosowania w badanych populacjach.

Test Bartletta dotyczy populacji normalnych i oparty jest na statystyce, która ma rozkład asymptotyczny X^2 [30]. Hipoteza zerowa $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$ - wszystkie wariancje są sobie równe. H_1 : Przynajmniej jedna wariancja jest większa od pozostałych. Statystyka testowa:

$$M = \left\{ \frac{-\sum_{i=1}^k (n_i - 1) \ln\left(\frac{s_i^2}{s^2}\right)}{1 + \frac{1}{3(k-1)} \left[\sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{n - k} \right]} \right\} \quad (3.21)$$

s_i^2 - estymator wariancji dla i-tej próby

$$s_i^2 = \frac{1}{n_i - 1} \sum_{j=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \quad (3.20)$$

$$s^2 = \frac{1}{n - k} \sum_{i=1}^k (n_i - 1) s_i^2 \quad (3.21)$$

$$n = \sum_{i=1}^k n_i \quad (3.22)$$

n_i - liczba obserwacji z i-tej populacji.

k - liczba populacji

Zmienna M ma rozkład, który bardzo szybko dąży do rozkładu chi-kwadrat o $k-1$ stopniach swobody. Wystarczający jest warunek $n_i > 3$ dla wszystkich prób, sprawdzenie odbywa się dla prawostronnego obszaru krytycznego.

3.8.4 Weryfikacja hipotezy o równości średnich przy użyciu analizy wariancji (ANOVA).

Analizę wariancji przeprowadza się przy założeniu, że rozkład wyników zmiennej zależnej w każdej grupie jest zbliżony do normalnego, porównywane grupy mają podobną liczebność, poszczególne obserwacje są od siebie niezależne oraz wariancje w grupach są do siebie podobne [30]. Statystykę testową F wylicza się ze wzoru:

$$F = \frac{MSB}{MSE} \quad (3.23)$$

$$MSB = \frac{SS_t}{r-1} \quad (3.24)$$

$$MSE = \frac{SS_e}{n-r} \quad (3.25)$$

$$SS_t = \sum_{i=1}^r (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2 n_i \quad (3.26)$$

$$SS_e = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \quad (3.27)$$

\bar{x}_i - średnia arytmetyczna z i-tej próby,
 $\bar{\bar{x}}$ - średnia arytmetyczna ze wszystkich obserwacji ze wszystkich r prób
r - liczba prób

$$n = \sum_{i=1}^r n_i \quad (3.28)$$

n_i - liczebność i-tej próby

Przy założonym poziomie istotności $\alpha = 0,05$, jeżeli $F < F_\alpha$ wynik analizy wariancji nie jest istotny statystycznie.

Jeżeli hipoteza zerowa zostaje odrzucona w analizie wariancji, przeprowadza się dodatkowe testy wielokrotnych porównań tzw. testy post hoc. Po ich przeprowadzeniu otrzymuje się grupy średnich, nieróżniących się istotnie. Do testów post hoc opisywanych w literaturze [76] należą m.in.: test Scheffego, test NIR, Test Tukeya, Duncana, Newman i Keulsa. Test Scheffego, który porównuje pary cech oraz wszystkie możliwe kontrasty przy zagwarantowanym łącznym poziomie istotności dla wszystkich testowanych par.

3.9 PODUMOWANIE ROZDZIAŁU 3

W rozdziale 3 przedstawiono koncepcje badań doświadczalnych przeprowadzonych na prętach aluminiowych z serii 5xxx i 6xxx. Scharakteryzowane zostały badane stopy oraz aparatura badawcza użyta do statycznej próby rozciągania. Przed przystąpieniem do badań dokonano pomiarów średnicy prętów w celu kontrolnego oszacowania jednorodności partii prętów metodą analizy wariancji. Wyniki statycznej próby rozciągania dla stopów EN-AW 6060 i EN-AW 5754 zestawiono tabelarycznie w punkcie 3.7. W dalszej części pracy, przeprowadzona będzie analiza wyników laboratoryjnych przy użyciu testów statystycznych opisanych w punkcie 3.8.

4. ANALIZA WYNIKÓW BADAŃ LABORATORYJNYCH

4.1 WERYFIKACJA WYNIKÓW OBARCZONYCH BŁĘDEM GRUBYM

4.1.1 Stop EN-AW 6060 T6

W tabeli 4.1 zestawiono wyniki testu Dixona, a w tabeli 4.2 testu Grubbsa dla wartości odstających, obarczonych błędem grubym. Oba testy przeprowadzono na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Tabela 4.1

Test Dixona (test Q)

PRĘT	LICZBA PRÓBEK	Q_A	Q_B	Q_{krit}	WARTOŚĆ WĄTPLIWA
$R_{0,2}[N/mm^2]$					
A	38	0,5013	0,0553	0,3432	220,8 (A1)
	37	0,2334	0,0562	0,3467	-
$R_m[N/mm^2]$					
A	38	0,548	0,059	0,343	242,5 (A1)
	37	0,070	0,063	0,347	-

. Źródło: badania własne

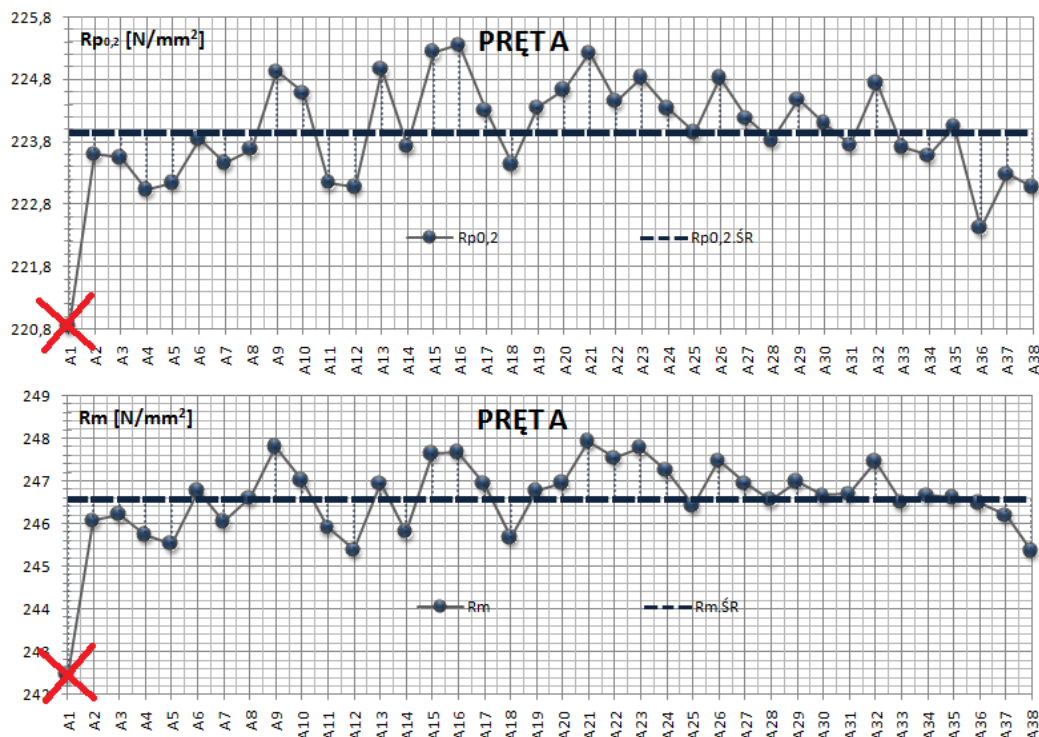
Tabela4.2

Test Grubbsa (test T)

PRĘT	LICZBA PRÓBEK	G_{min}	G_{max}	G_{krit}	WARTOŚĆ WĄTPLIWA
$R_{0,2}[N/mm^2]$					
A	38	3,524	1,604	2,915	220,8 (A1)
	37	2,222	1,839	2,91	
$R_m[N/mm^2]$					
A	38	4,1894	1,3954	2,915	242,5 (A1)
	37	1,8554	1,7661	2,910	

. Źródło: badania własne

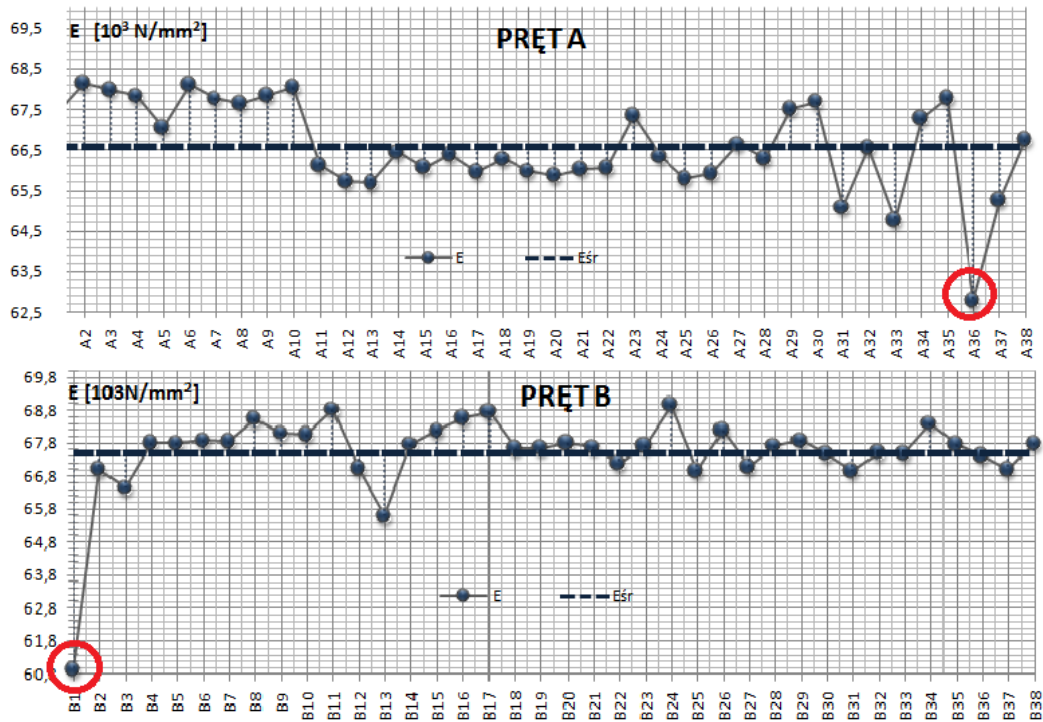
W obu testach uzyskano zbieżne wyniki weryfikacji i w rezultacie ze zbiorów realizacji odrzucono wyniki próby rozciągania dla pierwszej próbki A1 wyciętej z pręta A (rys.4.1).



Rys.4.1 Odrzucone wyniki próby rozciągania (próbka A1) z realizacji granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie dla prętów z serii EN-AW6060. Źródło: badania własne

Konsekwentnie odrzucono także wyniki modułu sprężystości E i wydłużenia względnego A_{50} otrzymane z próbki A1, po czym przeprowadzono testy Dixona i Grubbsa dla pozostałych próbek.

Test Dixona i Grubbsa wskazuje na odstające wartości modułu sprężystości E (rys.4.2) dla próbki A36, dla której $E = 62,79$ GPa ($Q_A = 0,436 > Q_{kryt} = 0,347$ i $G_{min} = 3,33 > G_{kryt} = 2,91$). Dla B1 dla której $E = 60,946$ GPa ($Q_A = 0,705 > Q_{kryt} = 0,343$ i $G_{min} = 5,14 > G_{kryt} = 2,915$). Wstępna analiza zgodności rozkładów pozwala stwierdzić, że pozostawienie wskazanych wartości odstających spowoduje rozbieżność rozkładu E dla prętów A i B z rozkładem normalnym, co w konsekwencji uniemożliwia weryfikację dalszych hipotez o jednorodności wariancji i równości średnich. Odstępstwo rozkładu modułu sprężystości E od rozkładu normalnego, mimo zgodności $R_{0.2}$ i R_m dla tych samych próbek może być spowodowane sposobem wyliczenia tej wartości przy użyciu modelu korelacji liniowej (patrz p.3.6) dla naprężeń w przedziale od 50 MPa do 100 MPa, w związku z tym odrzucono wartości E oszacowane dla próbek A36 i B1.



Rys.4.2 Odstające wyniki według testów Dixona i Grubbsa w realizacji modułu sprężystości podłużnej E – pręty A i B z serii EN-AW6060. Źródło: badania własne

Weryfikacja realizacji odkształcenia względnego pod względem występowania wątpliwych wyników wskazuje na minimalną wartość $A_{50} = 13,58\%$ (A11) dla pręta A ($Q_A = 0,363 > Q_{kryt} = 0,347$ i $G_{min} = 3,19 > G_{kryt} = 2,91$). Po wstępnej analizie zgodności rozkładu, zdecydowano się jednak pozostawić wątpliwy wynik A11 ze względu na brak jego wpływu na normalność rozkładu.

4.1.2 Stop EN-AW 5754 H14

W tabeli 4.3 zestawiono wyniki testu Dixona, a w tabeli 4.4 testu Grubbsa dla wartości obciążonych błędem grubym dla prętów ze stopu EN-AW 5754.

Test Dixona wskazuje na wartość granicy plastyczności $R_{0,2} = 198,9 \text{ N/mm}^2$ dla próbki H10 jako wartość odstającą, a także na wartość wytrzymałości na rozciąganie $R_m = 250,1 \text{ N/mm}^2$ uzyskanej dla tej samej próbki. Po wstępnej weryfikacji normalności rozkładu, usunięto ze zbioru wyników wartości otrzymane w wyniku statycznej próby rozciągania dla tej próbki. Wyniki dla próbki H11 pozostawiono, mimo wskazania ich przez testy jako wartości wątpliwe, gdyż nie wpływają one na normalność rozkładu.

Tabela 4.3

Test Dixona (test Q)

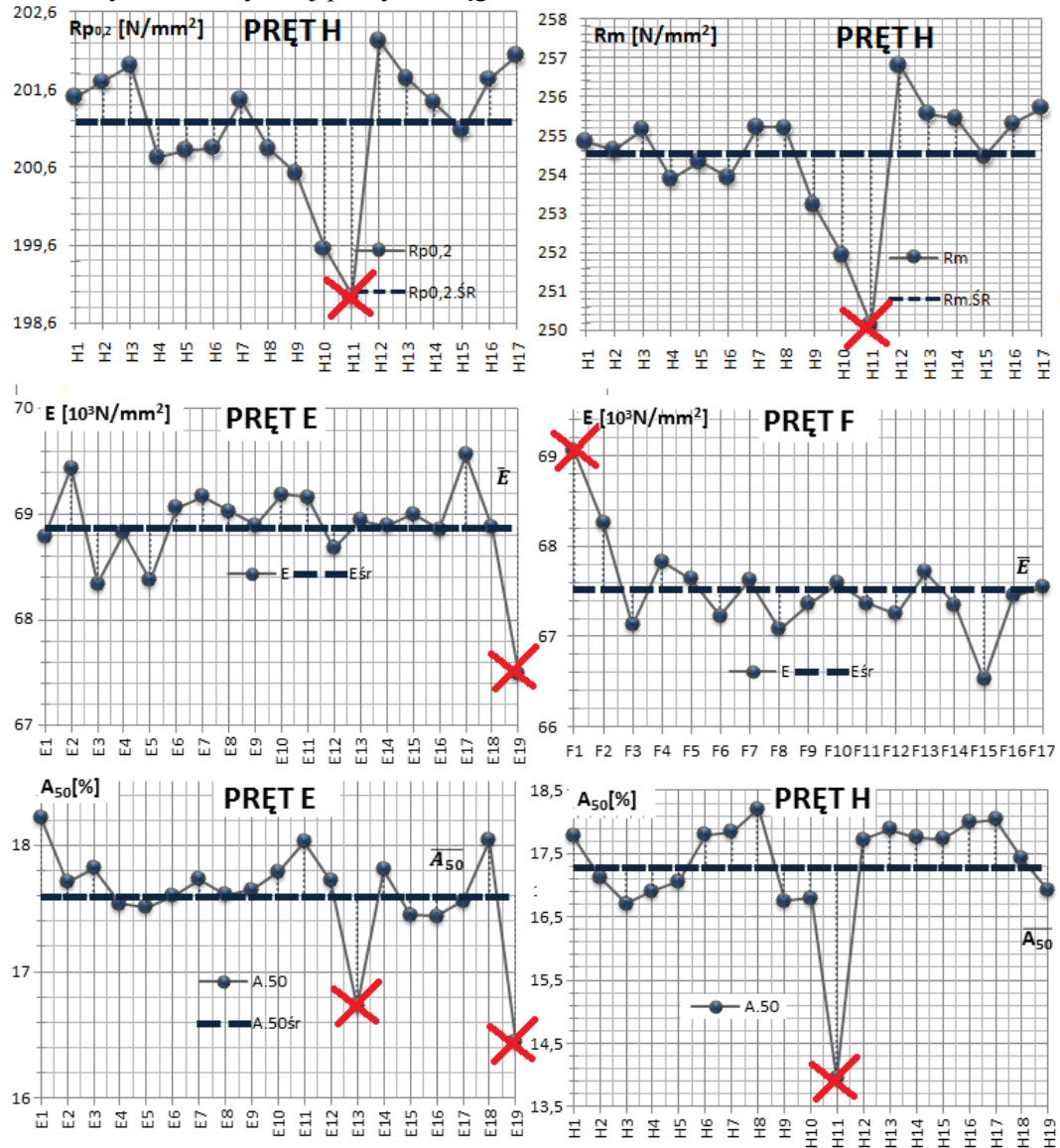
PRĘT	LICZBA PRÓBEK	Q _A	Q _B	Q _{krit}	WARTOŚĆ WĄTPLIWA
R _{0,2} [N/mm ²]					
H	19	0,5174	0,1314	0,4621	198,9 (H10)
	18	0,4801	0,1496	0,4746	199,6 (H11)
	17	0,2042	0,1597	0,4891	-
R _m [N/mm ²]					
H	19	0,5689	0,3447	0,4621	250,1(H10)
	18	0,5420	0,4253	0,4746	251,9 (H11)
	17	0,2990	0,4287	0,4891	-
E [10 ³ N/mm ²]					
E	19	3,1553	1,5785	2,680	67,5 (E19)
	18	1,9668	1,9855	2,652	
F	17	1,8634	2,8373	2,534	69,1 (F1)
	16	2,3930	2,1628		
A ₅₀ [%]					
E	19	2,8712	1,5346	2,680	16,4 (E19)
	18	2,9716	1,7667	2,620	16,7 (E13)
	17	1,2850	2,3022	2,534	
H	19	3,5309	0,9736	2,680	13,9 (H11)
	18	1,4996	1,4571	2,620	

Tabela 4.4

Test Grubbsa (test T)

PRĘT	LICZBA PRÓBEK	G _{min}	G _{max}	G _{krit}	WARTOŚĆ WĄTPLIWA
R _m [N/mm ²]					
H	19	2,9495	1,5102	2,680	250,1 (H10)
	18	2,6522	1,8694	2,652	251,9 (H11)
	17	2,0800	2,2175	2,534	
E [10 ³ N/mm ²]					
E	19	3,1553	1,5785	2,680	67,5 (E19)
	18	1,9668	1,9855	2,652	
F	17	1,8634	2,8373	2,534	69,1 (F1)
	16	2,3930	2,1628		
A ₅₀ [%]					
E	19	2,8712	1,5346	2,680	16,4 (E19)
	18	2,9716	1,7667	2,620	16,7 (E13)
	17	1,2850	2,3022	2,534	
H	19	3,5309	0,9736	2,680	13,9 (H11)
	18	1,4996	1,4571	2,620	

Na rysunku 4.3 zaznaczono krzyżykiem wartości, które ostatecznie zostały odrzucone ze zbioru wyników statycznej próby rozciągania.



Rys.4.3 Odrzucone wyniki próby rozciągania z realizacji granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie dla prętów z serii EN-AW5754. Źródło: badania własne

4.2 WYNIKI PO ODRZUCENIU WYNIKÓW WĄTPLIWYCH

4.2.1 Stop EN-AW 6060 T6

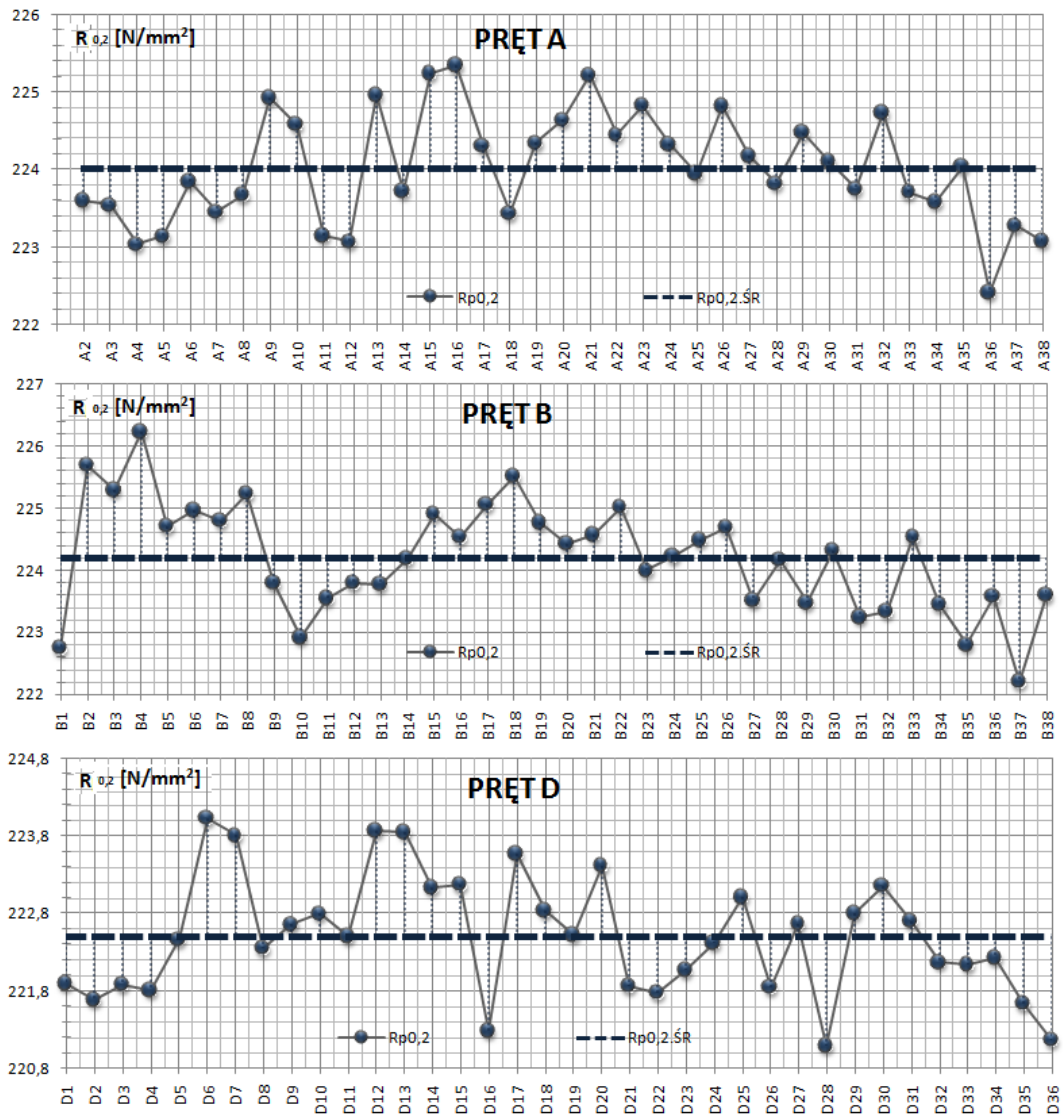
W tabeli 4.5 zestawiono wyniki statycznej próby rozciągania tj. wartości średnie, wariancje, odchylenia standardowe i współczynniki zmienności po odrzuceniu wątpliwych wyników pomiarów z próbki A1 dla pręta A.

Tabela 4.5

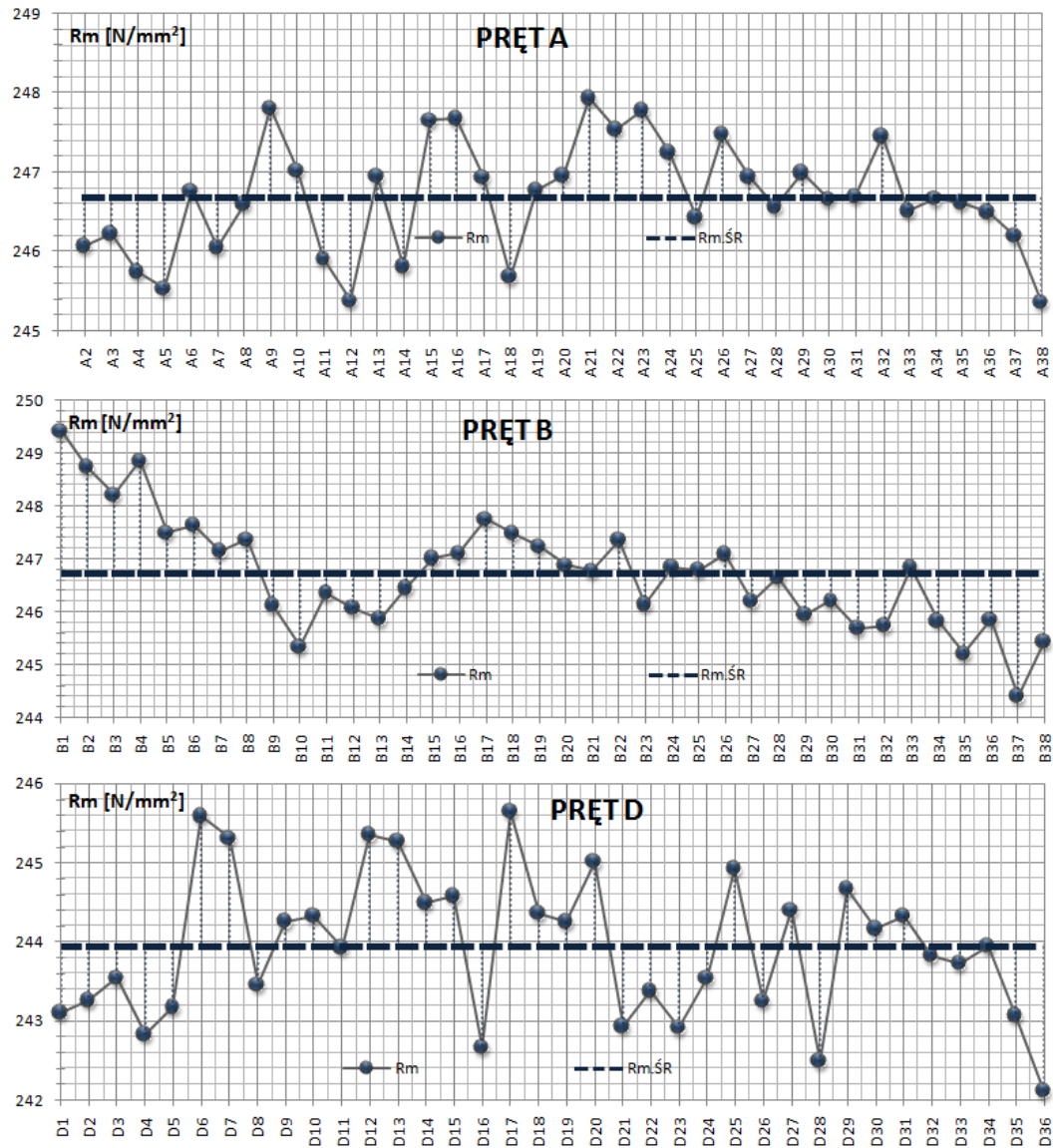
Zestawienie wyników pomiarów modułu sprężystości E, granicy plastyczności R_{0,2}, wytrzymałości na rozciąganie R_m i wydłużenia względnego A₅₀ dla prętów z serii EN-AW 6060

PRĘT	LICZBA PRÓBEK n	\bar{x}	μ_0^2	μ_0	v
R _{0,2} [N/mm ²]					
A	37	224,0	0,521	0,721	0,32%
B	38	224,2	0,789	0,888	0,40%
D	36	222,5	0,612	0,783	0,35%
R _m [N/mm ²]					
A	37	246,7	0,504	0,710	0,29%
B	38	246,7	1,104	1,050	0,43%
D	36	244,0	0,852	0,923	0,38%
E [10 ³ N/mm ²]					
A	36	66,7	0,904	0,951	1,43%
B	37	67,7	0,462	0,670	0,99%
D	36	68,0	0,229	0,478	0,70%
A ₅₀ [%]					
A	37	16,7	0,934	0,967	5,80%
B	38	16,0	0,709	0,842	5,26%
D	36	15,4	0,599	0,763	4,97%

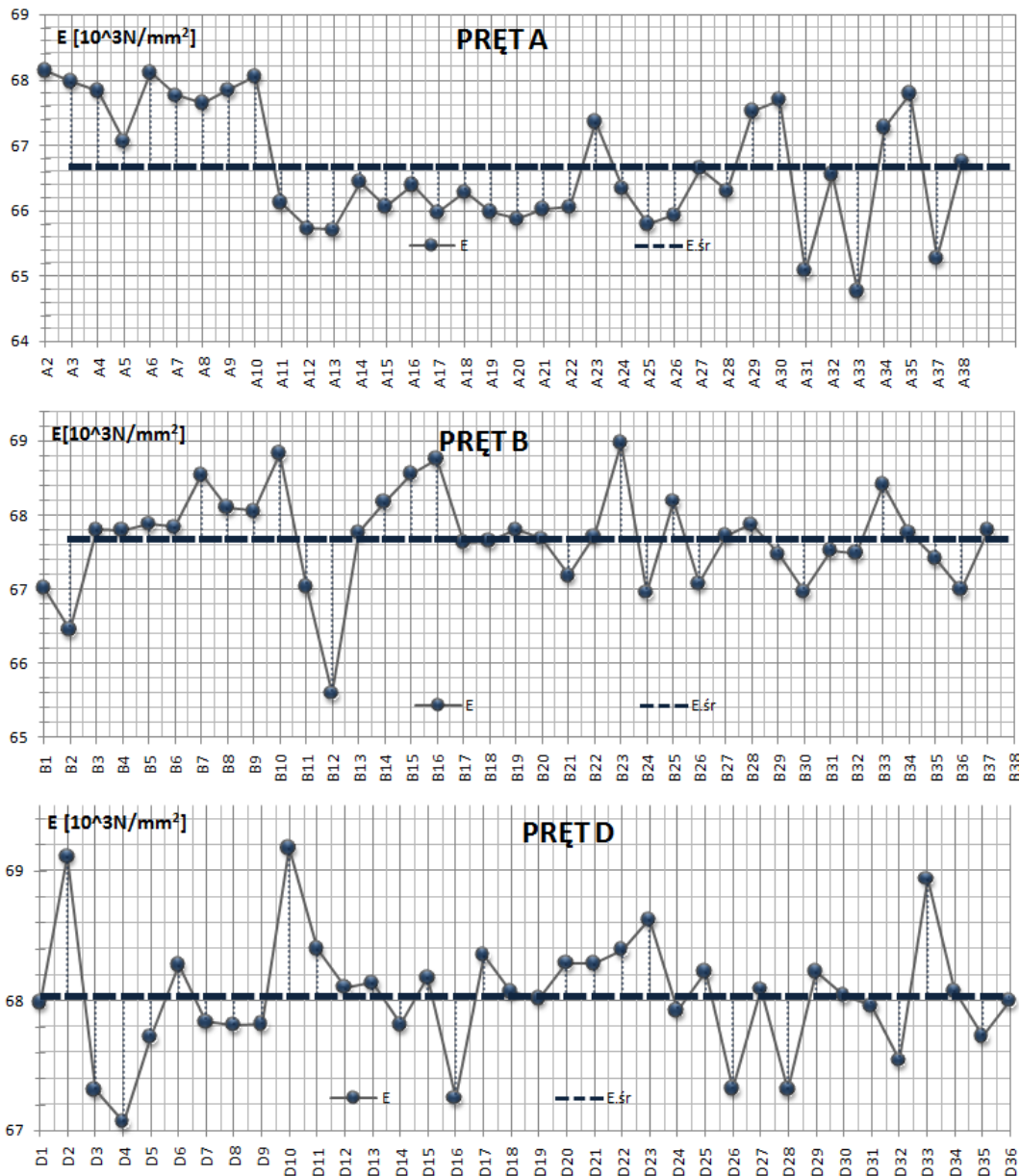
Na wykresach (rys.4.4÷4.7) przedstawiono poszczególne realizacje granicy plastyczności, wytrzymałości na rozciąganie, modułu sprężystości oraz wydłużenia względnego A₅₀.



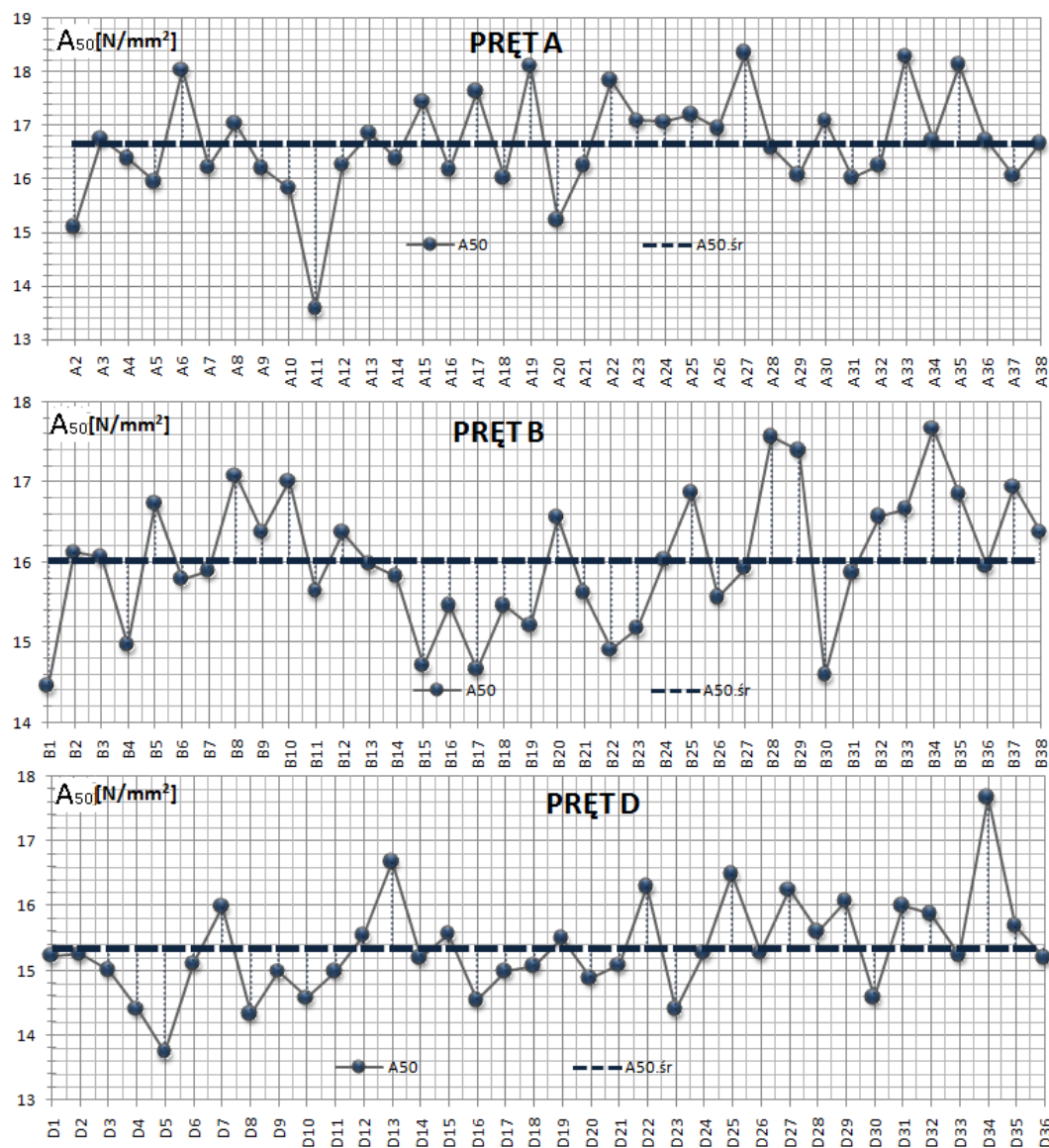
Rys.4.4 Realizację granicy plastyczności dla prętów z serii EN-AW 6060 po odrzuceniu wyników wątpliwych. Źródło: badania własne



Rys.4.5 Realizacje wytrzymałości na rozciąganie dla prętów z serii EN-AW 6060 po odrzuceniu wyników wątpliwych. Źródło: badania własne



Rys.4.6 Realizacje modułu sprężystości dla prętów z serii EN-AW 6060 po odrzuceniu wyników wątpliwych.
 Źródło: badania własne



Rys.4.7 Realizacje wydłużenia względnego dla prętów z serii EN-AW 6060 po odrzuceniu wyników wątpliwych. Źródło: badania własne

4.2.2 Stop EN-AW 5754 H14

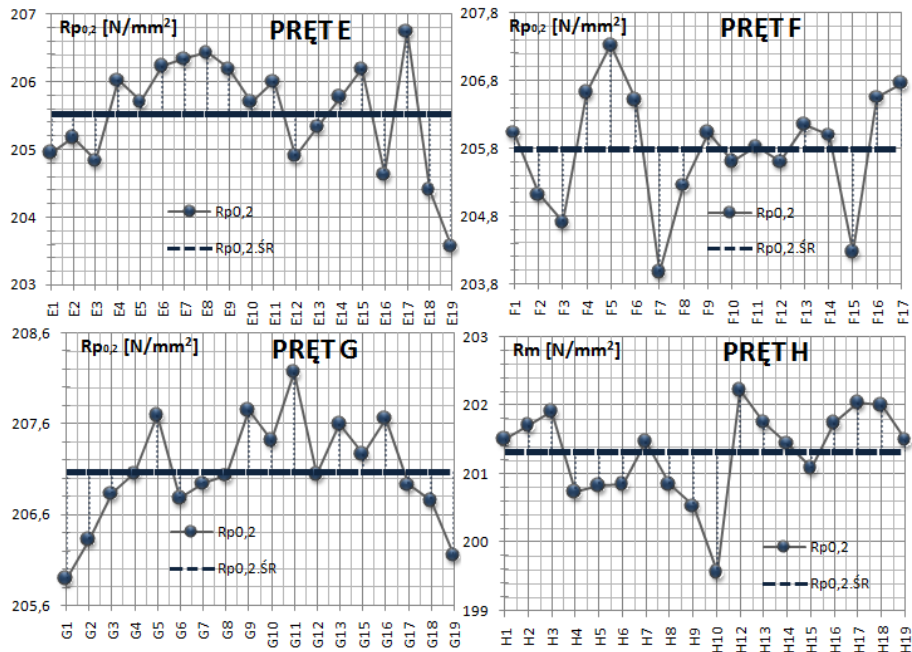
W tabeli 4.6 zestawiono, zbiorcze wyniki statycznej próby rozciągania po odrzuceniu wątpliwych wyników pomiarów dla prętów wykonanych ze stopu EN-AW 5754.

Tabela 4.6

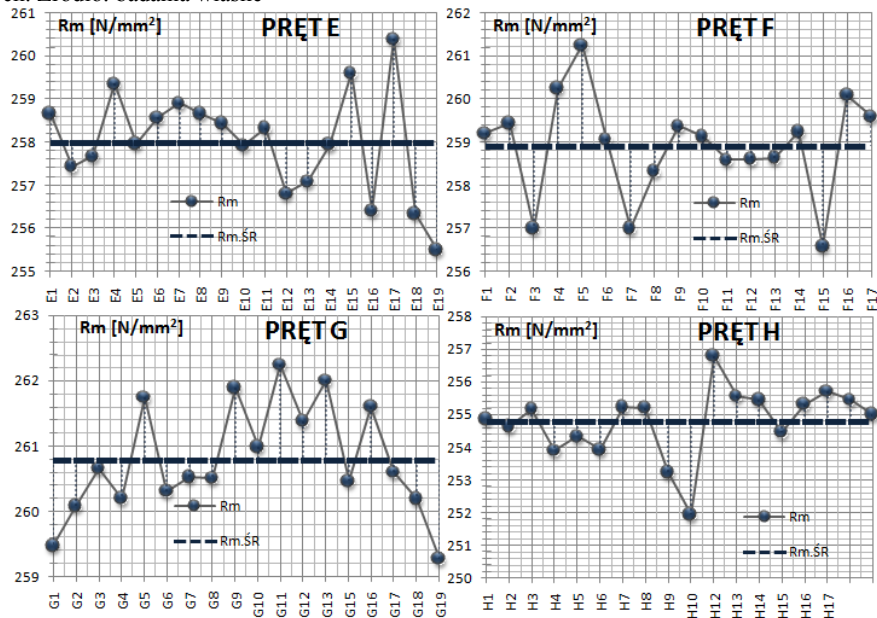
Zestawienie wyników pomiarów modułu sprężystości E, granicy plastyczności R_{0,2}, wytrzymałości na rozciąganie R_m i wydłużenia względnego A₅₀ dla prętów z serii EN-AW 5754

PRĘT	LICZBA PRÓBEK n	\bar{x}	μ_0^2	μ_0	ν
$R_{0,2}[\text{N/mm}^2]$					
E	19	205,5	0,677	0,823	0,40%
F	17	205,8	0,807	0,898	0,44%
G	18	207,1	0,349	0,591	0,29%
H	18	201,3	0,445	0,667	0,33%
$R_m[\text{N/mm}^2]$					
E	19	258,0	1,479	1,216	0,38%
F	17	258,9	1,446	1,202	0,46%
G	18	260,8	0,742	0,861	0,33%
H	18	254,8	1,164	1,079	0,42%
$E [10^3 \text{ N/mm}^2]$					
E	18	69,0	0,096	0,309	0,45%
F	16	67,4	0,144	0,379	0,56%
G	18	67,9	0,289	0,538	0,79%
H	19	69,4	0,172	0,415	0,60%
$A_{50} [\%]$					
E	17	17,7	0,047	0,217	1,23%
F	17	17,2	0,101	0,317	1,84%
G	18	17,2	0,134	0,366	2,13%
H	18	17,5	0,255	0,505	2,89%

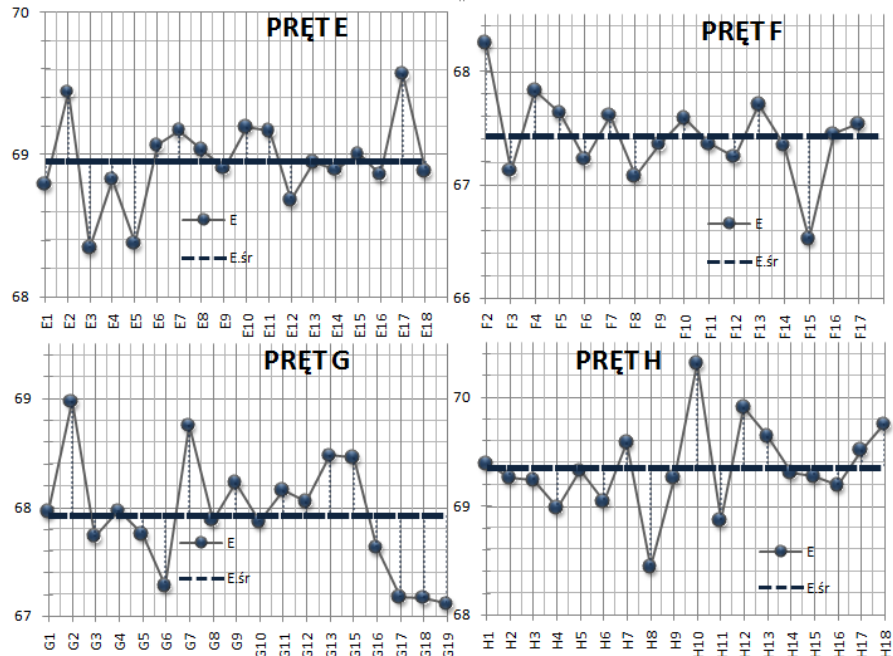
Na wykresach (Rys.4.8÷Rys.4.11) przedstawiono poszczególne realizacje granicy plastyczności, wytrzymałości na rozciąganie, modułu sprężystości oraz wydłużenia względnego A₅₀ dla stopu EN-AW 5754.



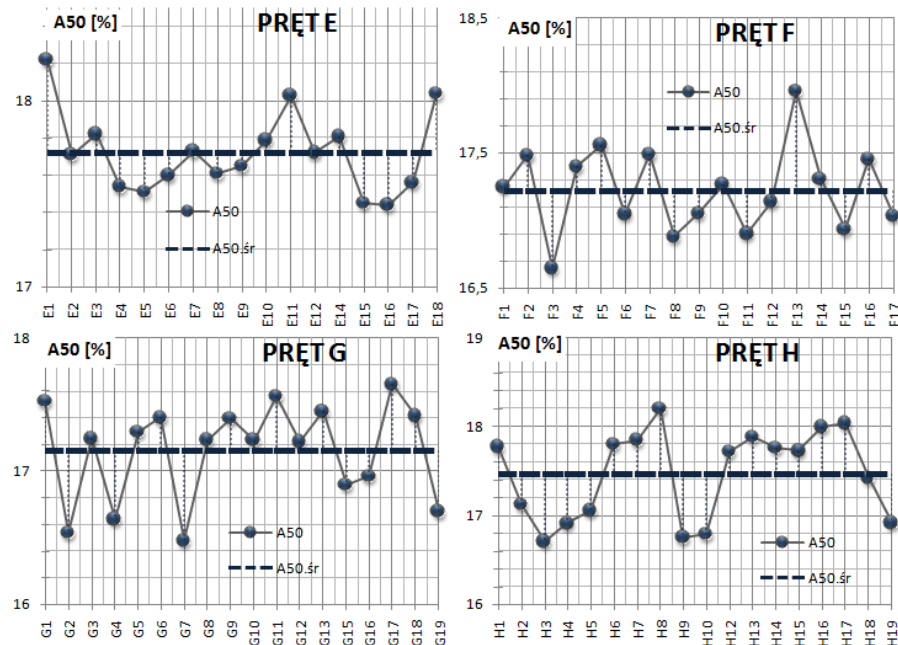
Rys.4.8 Realizacje granicy plastyczności dla prętów z serii EN-AW5754 po odrzuceniu wyników wątpliwych. Źródło: badania własne



Rys. 4.9 Realizacje wytrzymałości na rozciąganie dla prętów z serii EN-AW5754 po odrzuceniu wyników wątpliwych. Źródło: badania własne



Rys.4.10 Realizacje modułu sprężystości podłużnej E po odrzuceniu wyników wątpliwych. Źródło: badania własne



Rys.4.11 Realizacje wydłużenia względnego po odrzuceniu wyników wątpliwych. Źródło: badania własne

4.3 WERYFIKACJA NORMALNOŚCI ROZKŁADÓW

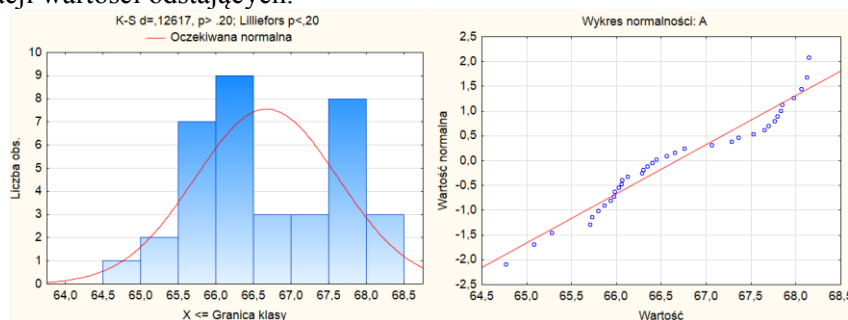
W poniższej tabeli 4.7 zestawiono wyniki testów zgodności rozkładów dla stopu w serii EN-AW 6060.

Tabela 4.7

Test normalności Shapiro-Wilka dla stopu EN-AW 6060

PRĘT	LICZBA PRÓBEK	W	$W_{crit} (\alpha = 0,05)$	WYNIK
$R_{0,2} [N/mm^2]$				
A	37	0,975	0,936	+
B	38	0,990	0,938	+
D	36	0,966	0,935	+
$R_m [N/mm^2]$				
A	37	0,956	0,936	+
B	38	0,979	0,938	+
D	36	0,970	0,935	+
$E [10^3 N/mm^2]$				
A	36	0,930	0,936	-
B	37	0,956	0,938	+
D	36	0,956	0,935	+
$A_{50} [\%]$				
A	37	0,945	0,936	+
B	38	0,972	0,938	+
D	36	0,980	0,935	+

Test Shapiro-Wilka nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu na zadanym poziomie ufności $\alpha = 0,05$ dla każdej z badanych cech mechanicznych dla wszystkich prętów z wyjątkiem prętów A, dla których należało odrzucić hipotezę o normalności rozkładu modułu sprężystości E , mimo odrzucenia próbki A36 w fazie weryfikacji wartości odstających.



Rys.4.12 Histogram i wykres dopasowania rozkładu modułu sprężystości E do rozkładu normalnego – pręt A.
Źródło: badania własne

Dodatkowa analiza zgodności rozkładu modułu sprężystości E przy użyciu programu Statistica, potwierdziła, że rozkład normalny nie jest wystarczająco dobrym modelem dla rozkładu empirycznego dla pręta A (rys.4.12), dla rozkładu normalnego statystyka testu Shapiro-Wilka wyniosła $W = 0,937$ ($p = 0,04$).

W tabeli 4.8 zestawiono wyniki testów zgodności rozkładów dla stopu w serii EN-AW 5754.

Tabela 4.8

Test normalności Shapiro- Wilka dla serii EN-AW 5754

PRĘT	LICZBA PRÓBEK	W	$W_{crit} (\alpha = 0,05)$	WYNIK
$R_{0,2} [N/mm^2]$				
E	19	0,947	0,901	+
F	17	0,968	0,892	+
G	18	0,974	0,897	+
H	18	0,922	0,897	+
$R_m [N/mm^2]$				
E	19	0,988	0,901	+
F	17	0,944	0,892	+
G	18	0,952	0,897	+
H	18	0,927	0,897	+
$E [10^3 N/mm^2]$				
E	18	0,959	0,897	+
F	16	0,958	0,887	+
G	18	0,962	0,897	+
H	19	0,976	0,901	+
$A_{50} [\%]$				
E	17	0,930	0,892	+
F	17	0,975	0,892	+
G	18	0,905	0,897	+
H	18	0,888	0,897	-

Hipotezę zerową o normalności rozkładu należało odrzucić jedynie w przypadku pręta H dla wydłużenia względnego A_{50} , dla którego statystyka testu Shapiro - Wilka $W = 0,887$ na poziomie istotności $p = 0,035$, wobec tego rozkład zbliżony jest do normalnego.

4.4 WERYFIKACJA HIPOTEZY O JEDNORODNOŚCI WARIANCJI

Poniżej zaprezentowano wyniki testu Bartletta (patrz p.3.8.3) weryfikującego hipotezę zerową o jednorodności wariacji dla granicy plastyczności, wytrzymałości na rozciąganie, modułu sprężystości i wydłużenia względnego w zbiorze trzech realizacji A, B i D (Tabela 4.9) oraz w zbiorze czterech realizacji E, F, G i H (Tabela 4.10).

Tabela 4.9

Test Bartletta

PRĘT	LICZBA PRÓBEK n	LSS	WARIANCJA		c	χ^2	$\chi_{0,05,2}^2$	χ^2
$R_{0,2}[\text{N/mm}^2]$								
A	37	36	0,521	0,1735	1,012	1,599	5,99	+
B	38	37	0,789	0,2702				
D	36	35	0,612	0,1985				
$R_m[\text{N/mm}^2]$								
A	37	36	0,504	0,1679	1,012	5,424	5,99	+
B	38	37	1,104	0,3781				
D	36	35	0,852	0,2760				
$E [10^3 \text{ N/mm}^2]$								
A	36	35	0,904	0,2984	1,013	15,67	5,99	-
B	37	36	0,462	0,1568				
D	36	35	0,229	0,0755				
$A_{50} [\%]$								
A	37	36	0,934	0,3114	1,012	1,795	5,99	+
B	38	37	0,709	0,2430				
D	36	34	0,599	0,1940				

Tabela 4.10

Test Bartletta

PRĘT	LICZBA PRÓBEK n	LSS	WARIANCJA		c	χ^2	$\chi_{0,05,2}^2$	χ^2
$R_{0,2}[\text{N/mm}^2]$								
E	19	18	0,677	0,1791	1,037	3,47	7,815	+
F	17	16	0,807	0,1898				
G	18	17	0,349	0,0872				
H	18	17	0,445	0,1113				
$R_m[\text{N/mm}^2]$								
E	19	18	1,479	0,3916	1,037	2,33	7,815	+
F	17	16	1,446	0,3402				
G	18	17	0,742	0,1854				
H	18	17	1,164	0,2911				
$E [10^3 \text{ N/mm}^2]$								
E	18	17	0,096	0,0243	1,037	5,20	7,815	+
F	16	15	0,144	0,0322				
G	18	17	0,289	0,0734				
H	19	18	0,172	0,0463				
$A_{50} [\%]$								
E	17	16	0,047	0,0115	1,038	10,90	7,815	-
F	17	16	0,101	0,0244				
G	18	17	0,134	0,0345				
H	18	17	0,255	0,0657				

Test Bartletta nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy o jednorodności wariancji na założonym poziomie ufności $\alpha = 0,05$ dla wszystkich badanych cech mechanicznych w przypadku prętów z serii 5xxx i 6xxx. Jedynie w przypadku trójki prętów A, B i D należało odrzucić hipotezę o jednorodności wariancji dla modułu sprężystości E i wydłużenia względnego A50 dla prętów E, F, G, H.

4.5 WERYFIKACJA HIPOTEZY O RÓWNOŚCI ŚREDNICH

W tabeli 4.11 zestawiono wyniki jednoczynnikowej analizy wariancji ANOVA dla prętów A, B i C z serii 6xxx a w tabeli 4.12 dla prętów E, F, G i H z serii 5xxx. Dla każdej cechy wytrzymałościowej należało odrzucić hipotezę zerową o równości średnich na zadanym poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Tabela 4.11

ANOVA												
PRĘT	n	\bar{x}	σ^2	SSB	SSE	dfB	dfE	MSB	MSE	F	TEST F	WYNIK TESTU
$R_{0,2}[\text{N/mm}^2]$												
A	37	224,0	0,521	69,36	63,95	108	2	0,64	31,98	49,79	3,08	-
B	38	224,2	0,789									
D	36	222,5	0,612									
$R_m[\text{N/mm}^2]$												
A	37	246,7	0,504	88,77	183,6	108	2	0,82	91,81	111,7	3,08	-
B	38	246,7	1,104									
D	36	244,0	0,852									
$E [10^3 \text{ N/mm}^2]$												
A	37	66,7	0,894	48,02	53,83	105	2	0,457	26,91	58,85	3,08	-
B	35	68,3	0,230									
D	36	68,0	0,229									
$A_{50} [\%]$												
A	37	16,7	0,820	70,55	35,18	107	2	0,66	17,59	26,67	3,08	-
B	38	16,0	0,709									
D	35	15,3	0,435									

Test post hoc (ANOVA) wykazuje, iż w przypadku granicy plastyczności para prętów A i B nie różni się istotnie średnimi natomiast średnia dla pręta D znacznie od nich odbiega. Współczynnik zmienności dla granicy plastyczności dla pary prętów A i B wynosi 0,04 %, dla A i C 0,34 % a dla B i C 0,38 % co przy rozstępie wartości średnich $R = 1,707\text{N/mm}^2$ pokazuje skalę występujących różnic.

Tabela 4.12

ANOVA

PRĘT	n	\bar{x}	σ^2	SSB	SSE	dfB	dfE	MSB	MSE	F	TEST F	WYNIK TESTU
$R_{0,2}[\text{N/mm}^2]$												
E	19	205,5	0,677	35,32	311,23	67	3	0,53	103,7	196,8	2,74	-
F	17	205,8	0,807									
G	18	207,1	0,349									
H	17	201,4	0,269									
$R_m[\text{N/mm}^2]$												
E	19	258,0	E	73,49	308,27	67	3	1,10	102,8	93,68	2,74	-
F	17	258,9	F									
G	18	260,8	G									
H	17	255,0	H									
$E [10^3 \text{ N/mm}^2]$												
E	17	69,0	0,100	11,10	41,85	63	3	0,18	13,95	79,19	2,75	-
F	15	67,4	0,103									
G	17	67,9	0,307									
H	18	69,4	0,185									
$A_{50} [\%]$												
E	17	17,7	0,047	8,98	3,40	66	3	0,14	1,13	8,33	2,74	-
F	17	17,2	0,101									
G	18	17,2	0,134									
H	18	17,5	0,255									

4.6 PODSUMOWANIE ROZDZIAŁU 4

W rozdziale 4 zweryfikowano hipotezy o jednorodności rozkładów, wariancji i średnich. Testy statystyczne użyte do analizy nie dały podstaw do odrzucenia hipotez zarówno o normalności rozkładów jak i jednorodności wariancji.

Przeprowadzone w rozdziale 4.3 testy zgodności nie dały podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o normalności rozkładu granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie na zadanym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ dla wszystkich prętów z serii EN-AW 6060 i EN-AW 5754. Dla jednego pręta (A) z serii EN-AW 6060 należało odrzucić hipotezę o normalności rozkładu modułu sprężystości E w wyniku przeprowadzonego testu Shapiro-Wilka na poziomie istotności $p = 0,05$, dla rozkładu normalnego statystyka wyniosła $W = 0,937$ na poziomie $p = 0,04$. Także dla jednego pręta (H) z serii EN-AW 5754 należało odrzucić hipotezę zerową o normalności rozkładu wydłużenia względnego

A_{50} na zadanym poziomie istotności $p = 0,05$, dla którego statystyka testu Shapiro-Wilk'a wyniosła $W = 0,887$ na poziomie istotności $p = 0,035$. Można więc uznać prawdziwość postawionej w pracy tezy zakładającej, że lokalne cechy mechaniczne wyrobów hutniczych ze stopów aluminium, takie jak umowna granica plastyczności R_{02} , wytrzymałość na rozciąganie R_m , moduł sprężystości podłużnej (początkowy) E i wydłużenie względne A_{50} mają rozkłady normalny lub zbliżony do normalnego.

Wariancje μ_{oi}^2 dla poszczególnych prętów, zestawione w tablicach 4.5 i 4.6 różnią się od zera, co potwierdza drugą tezę, zakładającą, że lokalne cechy mechaniczne R_{02} , R_m , E i A_{50} na długości pręta wykonanego ze stopów aluminium ulepszonych cieplnie i nieulepszonych cieplnie nie są jednorodne.

Trzecia teza zakładała, że wariancje lokalnych cech mechanicznych R_{02} , R_m , E i A_{50} na długości pręta wykonanego ze stopów aluminium ulepszonych cieplnie i nieulepszonych cieplnie różnią się w sposób istotny.

Testy jednorodności przeprowadzone w rozdziale 4.4 nie dały podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o jednorodności wariancji dla granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie prętów z serii EN-AW6060 i EN-AW5457. Wariancje modułu sprężystości E różniły się istotnie tylko dla prętów z serii 6xxx, a wydłużenia względnego A_{50} dla prętów z serii 5xxx.

Przeprowadzony w p.4.5 test ANOVA, weryfikujący hipotezę o równości średnich należało odrzucić dla wszystkich prętów z obu badanych stopów, co spowodowało konieczność posługiwania się w dalszej analizie wartościami scentralizowanymi w obrębie jednej realizacji dla wszystkich badanych cech wytrzymałościowych.

5. IDENTYFIKACJA STRUKTURY REALIZACJI LOKALNYCH CECH MECHANICZNYCH

5.1 STACJONARNOŚĆ I ERGODYCZNOŚĆ ROZKŁADU LOSOWEGO WYBRANYCH CECH MECHANICZNYCH.

Proces losowy, który można uznać za ergodyczny charakteryzuje się tym, że dowolna statystyczna charakterystyka, uzyskana ze zbioru realizacji w dowolnej chwili, jest równa charakterystyce otrzymanej w jednej realizacji procesu obliczonej, jako średnia w dostatecznie długim czasie. Według prac [3], [43], [81] ergodyczność badanego rozkładu losowego można stwierdzić badając spełnienie warunku wystarczającego, którym jest autokorelacja zmierzająca do zera wraz ze wzrostem odległości punktów. Warunkiem wystarczającym ergodyczności w szerszym sensie jest również stacjonarność, identyczność funkcji autokorelacyjnych oraz równość średnich dla wszystkich realizacji [43].

Proces stochastyczny $F(t)$ jest stacjonarny (w szerszym sensie), jeżeli jego właściwości (średnia i wariancja) nie zmieniają się przy przesunięciu osi czasu, a momenty korelacyjne pomiędzy przekrojami procesu $F(t)$ i $F(t+\Delta t)$ zależą tylko od odległości Δt , a nie od t . W szczególnym przypadku pręta, Funkcja stochastyczna opisuje rozkład losowy lokalnych cech wytrzymałościowych na długości pręta [48]. Wówczas argumentem Funkcji stochastycznej $F(x)$ jest odległość x a nie czas t .

Badanie stacjonarności, jako wstęp do dalszej analizy statystycznej można przeprowadzić bez znajomości ogólnych cech funkcji stochastycznej. Badanie stacjonarności przeprowadza się dla każdego pręta oddzielnie, a dzięki oględzinom wykresów realizacji, można wstępnie wykluczyć obecność sygnałów niestacjonarności

Proces losowy jest niestacjonarny, gdy wartość średnia i funkcja autokorelacji zmieniają się wraz ze zmianą czasu. W pracy [37] i [43] wyróżniono trzy główne sygnały niestacjonarności, ujawniające się w postaci składowej:

- deterministycznej o nieznanym przebiegu, która może być niemożliwa do określenia analitycznego, długości realizacji mogą też być zbyt małe, aby ją zaobserwować, błądzenie losowe,
- deterministycznej liniowo zmiennej wzdłuż długości pręta – trend,
- składowej harmonicznnej o dużym okresie (niewykrywalnej w Funkcji widmowej gdy okres składowej jest większy od badanej realizacji). W przypadku okresu krótszego od długości realizacji składowa okresowa wyróżnia się w Funkcji gęstości widmowej wystąpieniem piku.

Na podstawie znajomości technologii produkcji stopów aluminium oraz wykonanych badań dla prętów stalowych [29], [34] nie można wykluczyć niestacjonarności procesu. Różnica szybkości stygnięcia prętów stalowych składowanych w kręgach, spowodowała

zróznicowanie cech wytrzymałościowych na długości prętów, co objawiło się wystąpieniem trendu. Proces produkcji może wprowadzić także składowe harmoniczne o okresie większym od długości handlowych prętów, stąd mogą być niemożliwe do wykrycia wzdłuż krótkich realizacji.

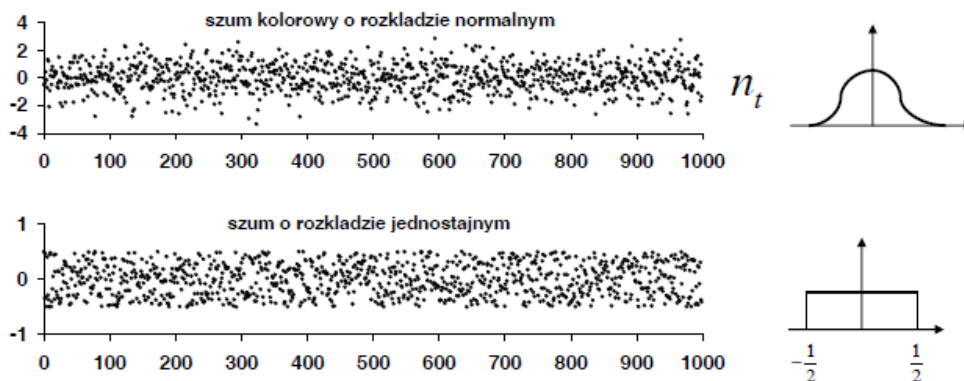
Biały szum gaussowski ε_t jest tociąg nieskorelowanych zmiennych losowych o jednakowych rozkładach prawdopodobieństwa (normalnych), stałej wariancji i zerowej wartości oczekiwanej. Proces jest białym szumem jeśli jest kowariancyjnie stacjonarny z Funkcją autokorelacji:

$$\rho(t) = \begin{cases} 0 & \text{dla } t \neq 0 \\ 1 & \text{dla } t = 0 \end{cases} \quad (5.1)$$

gdy dodatkowo $\rho(0) = 1$ to ε_t nazywamy unormowanym białym szumem. Widmo mocy jest stałe dla wszystkich częstotliwości znormalizowanych $\omega \in \langle 0; 0,5 \rangle$

$$S_n(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} c_n(k) e^{-i\omega k} dk = N \quad (5.2)$$

co oznacza, że moc szumu białego rozłożona jest równomiernie w całym paśmie częstotliwości [78].



Rys.5.1 Przykład szumu kolorowego o rozkładzie normalnym, szumu o rozkładzie jednostajnym i błędzenia losowego „random walk”, źródło: (Kosek[33])

Funkcja autokowariancji równa jest zero dla niezerowego przesunięcia czasowego k:

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_{t+k}] = c_n(k) = \frac{N}{2} \delta(k) \quad (5.3)$$

Ze względu na to, że autokowariancja szumu białego dla zerowego przesunięcia czasowego jest deltą Diraca $\delta(0)$ szum biały nie daje się wytworzyć w układach fizycznych, co oznacza, że każdy fizyczny szum jest kolorowy [33].

Widmo mocy szumu kolorowego jest stałe dla przedziału częstotliwości $\langle \omega_1, \omega_2 \rangle$ takiego, że $0 < \omega_1 < \omega_2 < 1/2$.

Ze względu na trudności związane z zamodelowaniem procesu niestacjonarnego, należy go sprowadzić do postaci procesu stacjonarnego o stałej średniej i wariancji.

Jednym z najprostszych przykładów procesu niestacjonarnego jest proces błędzenia losowego (ang. random walk). W przypadku błędzenia losowego wariancja nie jest stała i dąży do nieskończoności, nie można opisać go analitycznie [1]

Obserwacje tworzące szeregi niestacjonarne powodują zafałszowanie modelu analitycznego i prowadzą do złego zrozumienia procesu. Rozwiązaniem tego problemu jest przekształcenie szeregów do postaci procesu stacjonarnego, w tym celu przeprowadza się tzw. różnicowanie, natomiast jeżeli dane wykazują tendencje deterministyczne należy usunąć z nich trend. Testy stacjonarności przyjmują hipotezę zerową zakładającą, iż wyjściowy szereg jest już stacjonarnym (lub stacjonarnym względem trendu).

Obecność trendu jest jednym z sygnałów niestacjonarności procesu. Identyfikacja trendu w szeregu pozwala na zastosowanie odpowiedniej metody analizy uwzględniającej obecność albo brak trendu. Wybór metody analizy może zależeć od jednorodności wariancji w czasie, w tym celu przeprowadza się transformacje stabilizujące wariancję [65]. Jednym z narzędzi umożliwiających wykrywanie trendu jest analiza regresji prostej [30]. Regresja liniowa zmiennej Y względem zmiennej X to linia prosta określona równaniem

$$Y = a \cdot X + b \quad (5.4)$$

przy użyciu której można aproksymować szereg czasowy. Y jest zmienną objaśnianą, natomiast X zmienną objaśniającą, natomiast a i b są parametrami dobranymi w sposób minimalizujący sumę kwadratów odchyłeń współrzędnych od tej linii.

Miarą dokładności dopasowania modelu do danych empirycznych jest współczynnik determinacji R^2 dany jako:

$$R^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} = 1 - \frac{e'e}{y'y - T\bar{y}^2} \quad (5.5)$$

Istnieje również współczynnik determinacji określany jako:

$$\varphi^2 = 1 - R^2 \quad (5.5)$$

Im mniejsza wartość tego współczynnika tym lepsze dopasowanie modelu do danych. Do porównania modeli stosuje się unormowany skorygowany współczynnik determinacji:

$$\bar{R}^2 = R^2 - \frac{K}{T-(K+1)}(1 - R^2) \quad (5.6)$$

Przy czym $\bar{R}^2 < R^2$.

Do oceny dopasowania modelu do danych stosuje się niescentrowany współczynnik determinacji:

$$R_N^2 = 1 - \frac{e'e}{y'y} \quad (5.7)$$

Który przyjmuje wartości z przedziału $[0,1]$ i wskazuje, jaka część zmienności zmiennej y jest wyjaśniana przez znaleziony model.

Analiza regresji prostej opiera się na badaniu istotności współczynnika nachylenia prostej regresji b_i [75] przy użyciu testu statystycznego:

$$H_0 : b_i = 0$$

$$H_1 : b_i \neq 0$$

Do weryfikacji postawionych hipotez wykorzystuje się testy t–Studenta.

Statystyka testu:

$$t_{wsp} = \frac{b_i}{s(b_i)} \quad (5.8)$$

Gdzie

b_i - ocena współczynnika linii regresji,

$s(b_i)$ – ocena standardowego błędu estymatora b_i .

5.2 FUNKCJA AUTOKORELACJI

W analizie funkcji losowych jednowymiarowych stosuje dwie funkcje charakteryzujące ich zmienność: funkcje autokorelacji ACF (ang. Autocorrelation Function) lub funkcję autokowariancji.

Funkcję autokorelacji tworzą współczynniki korelacji z próby. Ocena współczynnika korelacji zmiennych x_t, x_{t-k} :

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (x_t - \bar{x})(x_{t-k} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2} \quad k = 1, 2 \dots \quad (5.9)$$

k – opóźnienie

T - liczba obserwacji

Dla kroku próbkowania Δx równego odległości środków baz pomiarowych kolejnych próbek, otrzymujemy:

$$\delta x = k \cdot \Delta x \quad (5.10)$$

gdzie:

δx – odległość punktów pomiarów właściwości mechanicznych, przy statycznej próbie rozciągania.

Według pracy [3] dziedzina funkcji autokorelacyjnej powinna być ograniczona nawet do 1/3 długości realizacji pomierzonej. Funkcja autokorelacji jest zazwyczaj liczona dla $\max k \ll L/\Delta x$.

Funkcja autokorelacyjna jest Funkcją parzystą:

$$\rho(k) = \rho(-k) \quad (5.11)$$

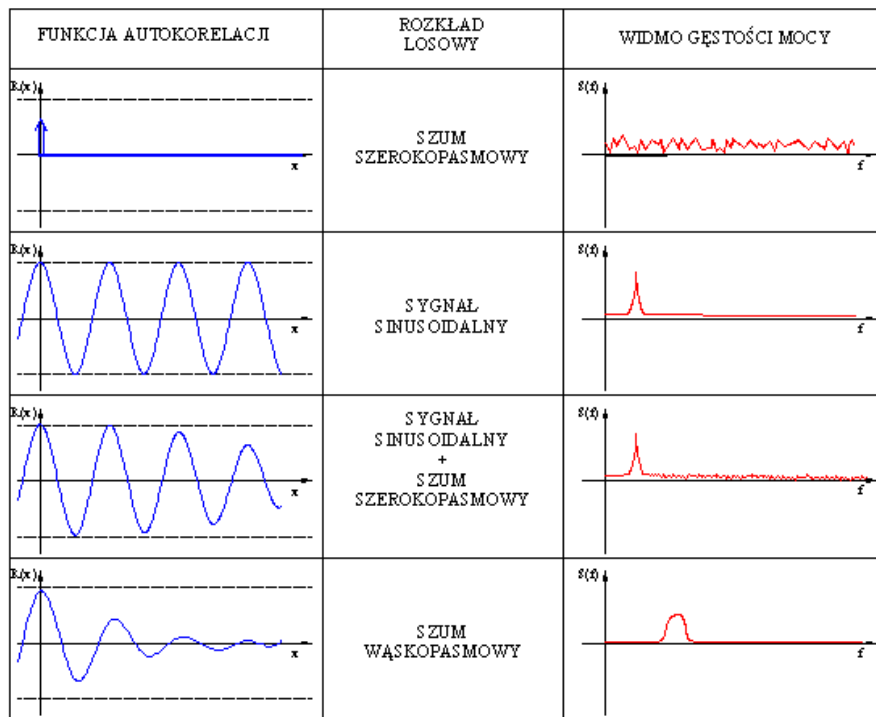
ma moduł unormowany:

$$-1 \leq \rho(k) \leq 1 \quad (5.12)$$

oraz jest dodatnio określona:

$$s(\omega) \geq 0 \quad (5.13)$$

gdzie $s(\omega)$ jest kosinusową transformatą Fouriera, inaczej zwaną gęstością widmową.



Rys.5.2 Funkcje autokorelacyjne i widma gęstości mocy dla wybranych rozkładów losowych [66]

Funkcja autokorelacji zmiennej stacjonarnej dość szybko wygasa, zmierzając do zera, a dla szumu białego ma charakter impulsowy. Za statystycznie istotny przeważnie uznawany jest współczynnik korelacji większy od 2, jednakże testy statystyczne takie jak test Durбина-Watsona czy Ljunga – Boxa pozwalają na dokładniejszą weryfikację hipotezy o braku autokorelacji.

Test Durбина-Watsona służy do weryfikacji hipotezy o braku autokorelacji pierwszego rzędu dla składnika losowego. Aby można go było zastosować rozpatrywany model musi posiadać wyraz wolny, składnik losowy musi mieć rozkład normalny natomiast opóźniona zmienna objaśniana nie może być zmienną objaśniającą. Testowany jest zespół hipotez:

$H_0: \rho = 0$ - współczynnik autokorelacji reszt modelu jest statystycznie równy zero

$H_1: \rho \neq 0$ - współczynnik autokorelacji reszt modelu jest statystycznie różny od zera.

Statystyka testowa dana jest wzorem:

$$DW = d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2} \quad (5.15)$$

e_t – składnik losowy

e_{t-1} – pierwsze opóźnienie składnika losowego

$DW \approx 2(1 - \hat{\rho})$ i przyjmuje wartości z przedziału $[0,4]$.

$\hat{\rho}$ - estymator korelacji między ε_t oraz ε_{t-1}

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^T e_t \cdot e_{t-1}}{\sqrt{\sum_{t=2}^T e_t^2} \cdot \sqrt{\sum_{t=2}^T e_{t-1}^2}} \quad (5.16)$$

Przy braku autokorelacji statystyka $DW = 2$, przy idealnej autokorelacji $DW = 0$

Wnioskowanie statystyczne polega na odrzuceniu H_0 na rzecz H_1 dla $DW \leq d_L$. Dla $d_L < DW \leq d_U$ test nie rozstrzyga kwestii autokorelacji, jest to tzw. przedział niekonkluzywności, natomiast dla $DW > d_U$ przyjmuje się H_0

d_L, d_U – dolna i górna wartość krytyczna testu Durбина-Watsona.

Statystyką badającą istotność kolejnych współczynników korelacji jest statystyka Boxa Pierce'a (zakładająca, że szereg jest białym szumem) lub Ljunga-Boxa [5] postaci:

$$Q(k) = T(T + 2) \sum_{i=1}^k (T - i)^{-1} \cdot \rho_i^2 \quad (5.14)$$

k - rząd autokorelacji

T - liczba obserwacji

Statystyka ma rozkład χ_2 z k stopniami swobody

5.3 ANALIZA WIDMOWA (SPEKTRALNA).

Analiza widmowa (spektralna) [4] służy do badania struktury harmonicznej szeregu czasowego (Funkcji losowej). Celem tej analizy jest wyznaczenie widma mocy szeregu w Funkcji częstotliwości albo okresu. Dekompozycja złożonego szeregu czasowego, wyglądającego na szum losowy, pozwala odkryć w nim kilka cykli okresowych o różnych długościach, dzięki założeniu analizy, iż szereg zbudowany jest z fal sinusoidalnych o różnych częstotliwościach.

Przed przystąpieniem do analizy widmowej, z szeregu należy usunąć trend, (jeżeli występuje) oraz odjąć średnią, by otrzymać szereg stacjonarny. W celu zmniejszenia znaczenia szumu losowego, który może zaciemniać znaczące cykle okresowe na periodogramie, sugeruje się [28] także wygładzenie danych przed analizą.

Podstawowym narzędziem analizy spektralnej, które służy do identyfikacji efektów sezonowych w danych jest periodogram, zdefiniowany jako:

$$I(\omega) = \frac{1}{T} [\sum_{t=1}^T X_t \exp(-i\omega t)]^2 \quad (5.15)$$

Gdzie:

$\omega \in [0, \pi]$ jest jedną z częstotliwości fourierowskich:

$$\omega_k = \frac{2\pi k}{T} \quad (5.16)$$

$$k = 0, 1, 2, \dots, \left[\frac{T}{2} \right] \quad (5.17)$$

Jeśli szereg posiada składową okresową o częstotliwości ω to na wykresie periodogramu powinien pojawić się pik, odpowiadający tej częstotliwości (por rys.11).

Szereg można uznać za biały szum, jeśli jego składniki mają rozkład normalny natomiast wartości periodogramu rozkład wykładniczy [28]. W tym celu przeprowadza się testy zgodności np.: Kolmogorowa - Smirnowa dla jednej próby.

Wartość krytyczną testu Kolmogorov - Smirnow'a (dla $m-1 > 100$) oblicza się według wzoru:

$$\frac{\alpha}{\sqrt{m-1}} \quad (5.18)$$

gdzie:

$\alpha = 1,36$ i $\alpha = 1,63$ odpowiadająca 5% lub 1% poziomowi istotności odpowiednio,

$m = \lceil n / 2 \rceil$ gdy n jest parzyste i $m = \lfloor (n-1)/2 \rfloor$ jeśli n jest liczbą nieparzystą,

n – liczba obserwacji.

Wartości krytyczne dla $m-1 < 100$ można znaleźć w odpowiednich tablicach przygotowanych przez Massey'a (1951) i Birnbaum'a (1952) [13]. Wartości statystyki

większe od wartości krytycznych oznaczają, że należy odrzucić hipotezę zerową o reprezentacji szeregu przez biały szum.

Test na obecność okresowości o nieustalonej częstotliwości (test G Fishera) - wykorzystywany jest do weryfikacji hipotezy zerowej zakładającej, że obserwowany szereg jest gaussowskim białym szumem. Odrzucenie hipotezy zerowej wskazuje na obecność składowych sezonowych w szeregu. Statystyka testowa oparta jest na periodogramie. Wartości krytyczne dla testu Fishera Kappa można znaleźć w [15].

5.4 ANALIZA WYNIKÓW BADAŃ LOKALNYCH CECH MECHANICZNYCH Z WYKORZYSTANIEM MODELU PROCESU STOCHASTYCZNEGO

5.4.1 Badanie sygnałów niestacjonarności dla prętów serii EN-AW 6060

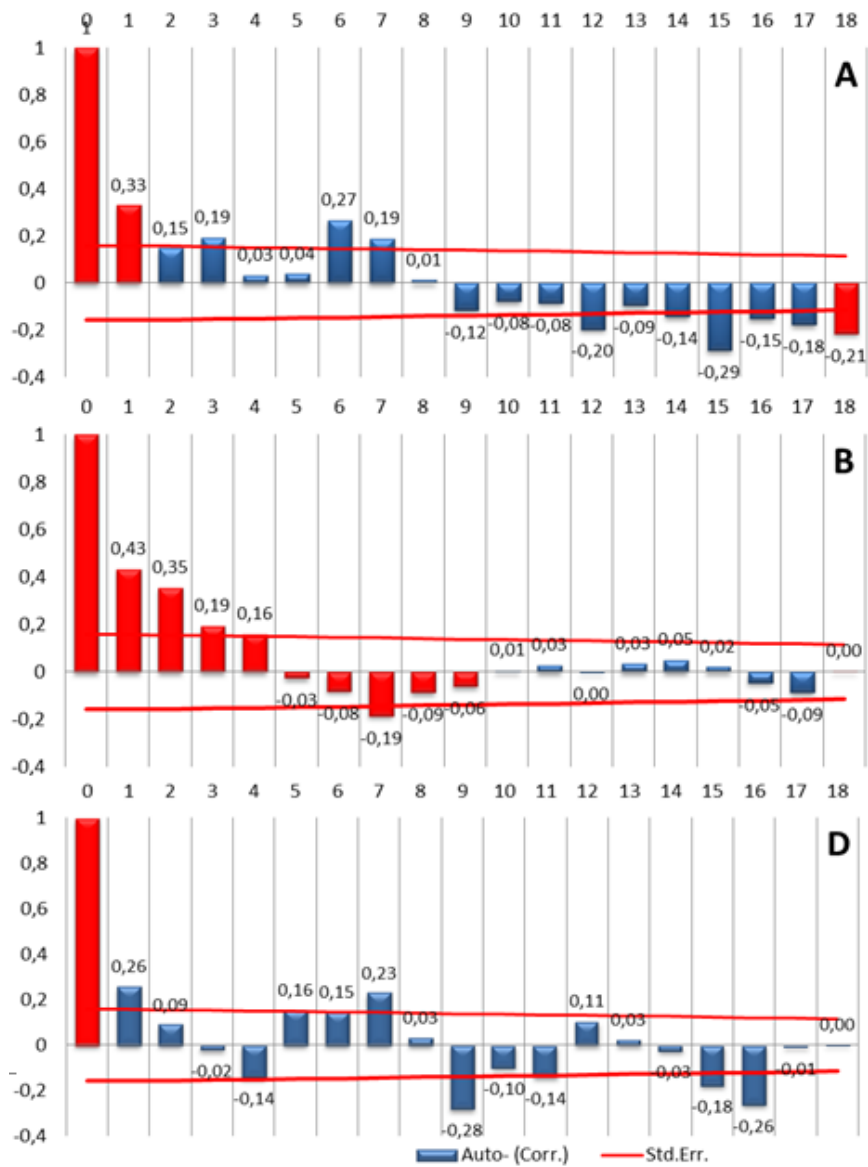
5.4.1.1 Granica plastyczności

Na rysunku 5.3 przedstawiono wykresy funkcji autokorelacyjnej dla pojedynczych realizacji granicy plastyczności. Czerwonym kolorem wyróżnione zostały współczynniki autokorelacji, które według testu Ljunga-Boxa są istotne statystycznie na poziomie $p = 0,05$. W przypadku, gdy badany proces jest ergodyczny i stacjonarny kolejne wartości funkcji autokorelacyjnej powinny być zmierzać do wartości bliskiej zeru. Analizując współczynniki funkcji autokorelacyjnych dla prętów A, B i D można uznać, iż zmierzają one do zera wraz z odległością między punktami a co za tym idzie badany rozkład losowy przyjmuje się za spełniający wystarczający warunek ergodyczności. Identyczność Funkcji autokorelacyjnej w badanych realizacjach nie jest możliwa do stwierdzenia na drodze analizy statystycznej, wobec czego przyjmuje się, że o braku istotnych różnic między nimi świadczy jednorodność wariancji (pierwszej rzędnej funkcji autokorelacyjnej) stwierdzona w przeprowadzonej analizie w p.4.4.

W tabelicy 5.1 zestawiono wyniki przeprowadzonego testu Durбина-Watsona sprawdzającego istotności współczynników autokorelacji dla opóźnienia $r = 1$.

Tabela 5.1

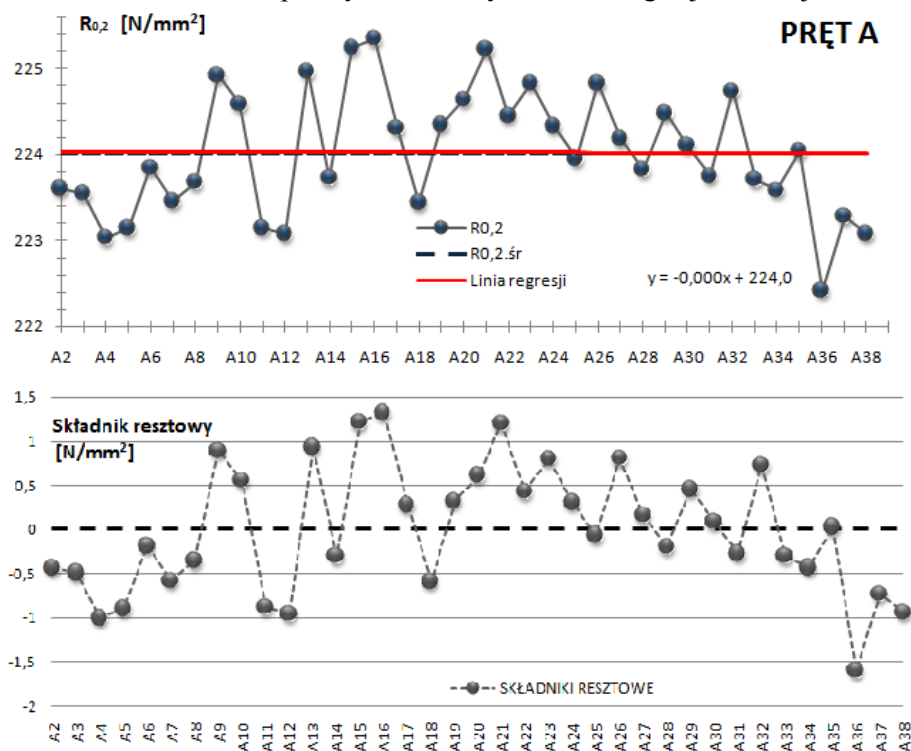
Test Durбина – Watsona							
PRĘT	RO	DW	n	K	dL	dU	WYNIK
A	0,329	1,297	36		1,411	1,525	autokorelacja dodatnia
B	0,348	1,284	37	1	1,419	1,530	autokorelacja dodatnia
D	0,172	1,538	35		1,402	1,519	brak autokorelacji



Rys. 5.3 Funkcje autokorelacyjne dla granicy plastyczności – pręty z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne

Dla **pręta A** współczynniki autokorelacji są indywidualnie istotne dla opóźnień rzędu $R = 1$ i $R = 18$, co wskazuje na obecność składowej okresowej o okresie co najmniej równym długości realizacji, co potwierdza dalsza analiza trendu. Test Durbina-Watsona potwierdza istotność współczynnika pierwszego rzędu wskazując na silną autokorelację

dotadnią. Na wykresach (rys.5.4) przedstawiono linię regresji i składniki resztowe dla pręta A. Analiza istotności współczynnika nachylenia linii regresji wskazuje, iż nie różni



Rys.5.4 Linia regresji i składniki resztowe dla realizacji granicy plastyczności – pręt A. Źródło: badania własne

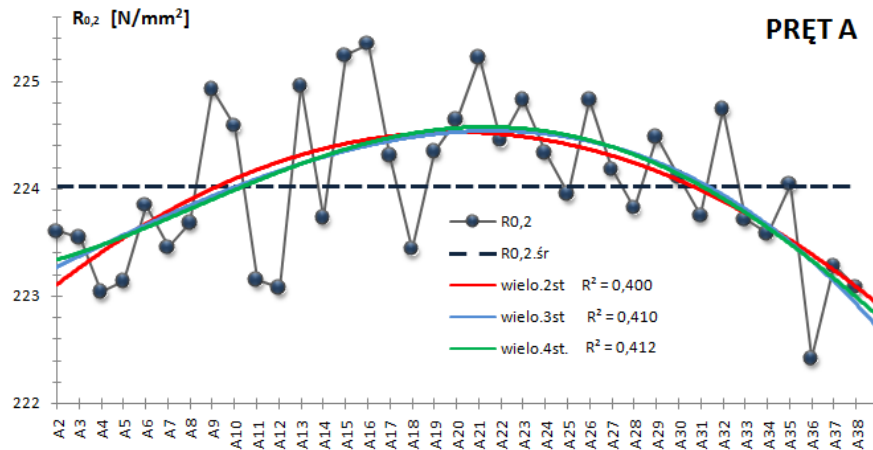
się on w sposób istotny od zera (Tabela 5.2), oznacza to brak (istotnego statystycznie) trendu liniowego na długości pręta A.

Tabela 5.2

Istotność współczynników regresji – pręt A

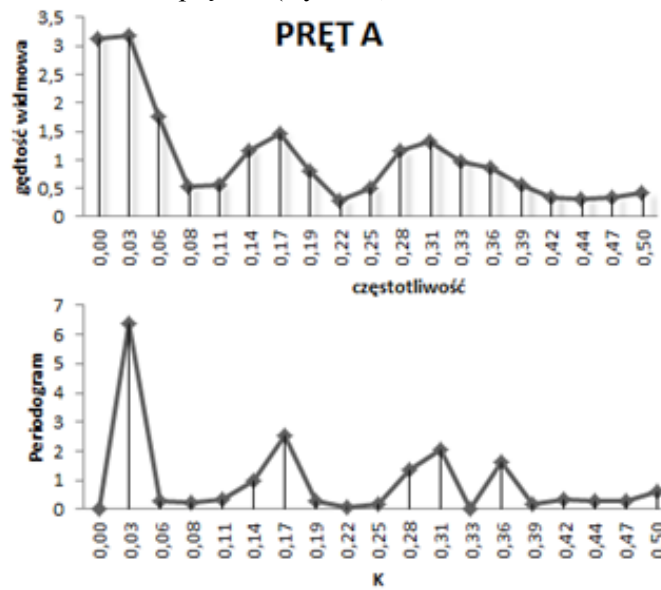
Współczynniki	Błąd standardowy	t Stat	Wartość-p
224,034	0,246	912,401	3E-78
-0,0006	0,011	-0,051	0,959

Wskaźnik determinacji $R^2 = 00008$ świadczy jednak o niezadowalającym dopasowaniu modelu regresji prostej do danych. Aproksymacja punktów empirycznych (kolejnych wartości granicy plastyczności wzdłuż pręta) wielomianami drugiego, trzeciego i czwartego stopnia pozwala uzyskać zbliżony $R^2 \cong 0,4$ (Rys.5.5) dzięki czemu wyraźnie można zaobserwować obecność składowej okresowej, co potwierdzi dalsza analiza widmowa.



Rys.5.5 Linia trendu dla realizacji granicy plastyczności – aproksymacja wielomianami – pręt A. Źródło: badania własne

Poniżej zaprezentowano wykresy gęstości widmowej i periodogramu dla realizacji granicy plastyczności R0,2 dla pręta A (Rys. 5.6).

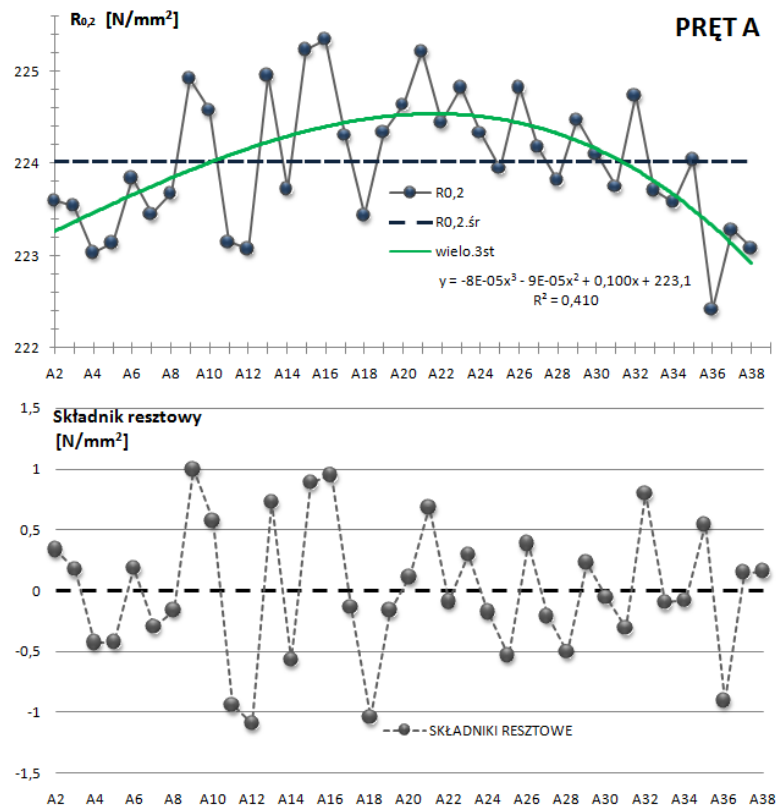


Rys. 5.6 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji granicy plastyczności – pręt A. Źródło: badania własne

Na periodogramie można zaobserwować 4 maksima. Pik dla częstości $k = 0,03$ (okresu $T = 36$) o wartości amplitudy $A_0 = 6,39$ wyróżnia się wyraźnie. Za pik istotny statystycznie uznaje się taki, którego wysokość istotnie różni się od wysokości sygnału w przyjętym rozkładzie tła, czyli stosunek amplitudy sygnału do szumu, tzw. S/N albo SNR (ang. signal-to-noise ratio) powinien być większy od 4 [6], [25], [32]. Wartość SNR zależy od długości okna w jakim rozpatruje się istotność piku, przy założeniu, że poza wyróżnionym pikiem o amplitudzie $A_0 = 6,39$ wartości periodogramu dla każdej częstotliwości są szumem losowym o odchyleniu standardowym $\sigma = 1,5$, otrzymuje się $SNR = 4,25 > 4$. Wobec tego, pik dla $k = 0,03$ można uznać za istotny statystycznie, oznacza to, że w realizacji $R_{0,2}$ dla pręta A istnieje składnik sezonowy o okresie $T = 36$, co zostało również stwierdzone w analizie autokorelogramu i analizie trendu.

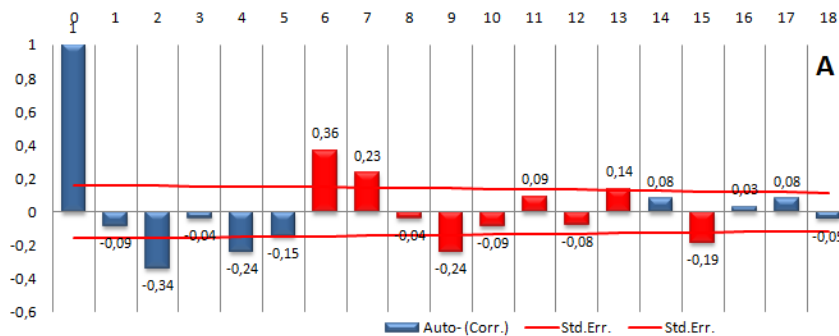
Na podstawie testu d Kołomogorowa –Smirnowa ($K-S d$ Bartletta $0,352 > 0,309$) oraz testu Fishera (Kappa Fishera $6,189 > 5,019$) należy odrzucić hipotezę zerową o zgodności

rozkładu wartości periodogramu z rozkładem wykładniczym na danym poziomie ufności $\alpha = 0,05$. Wobec tego realizacja granicy plastyczności nie odwzorowuje dobrze modelu białego szumu, natomiast stanowi rodzaj szumu ze składową harmoniczną.



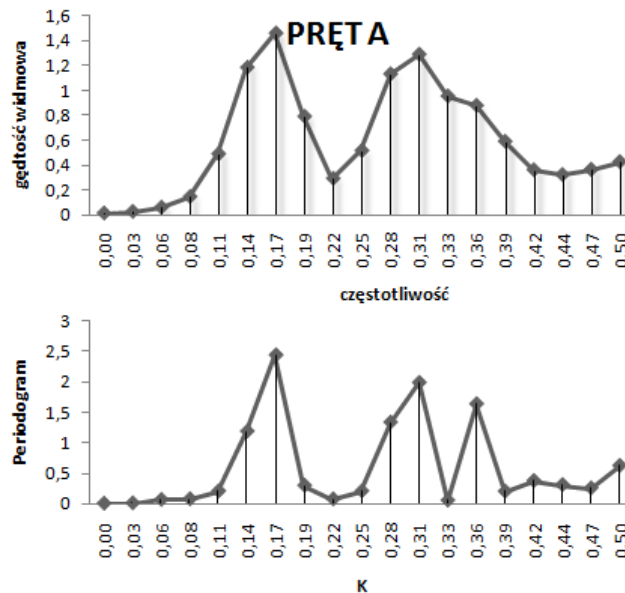
Rys.5.7 Linia trendu (wielomian 3-go stopnia), realizacja po operacji różnicowania i składniki resztowe dla realizacji granicy plastyczności – pręt A. Źródło: badania własne

Funkcja autokorelacyjna dla realizacji po operacji usunięcia składnika okresowego została przedstawiona na rys.5.8. Test Ljunga-Boxa wskazuje na istotność współczynników autokorelacji rzędu $R = 6 \div 13$ i $R = 15$.



Rys.5.8 Funkcja autokorelacyjna dla granicy plastyczności po odjęciu składnika okresowego z realizacji – pręt A z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne

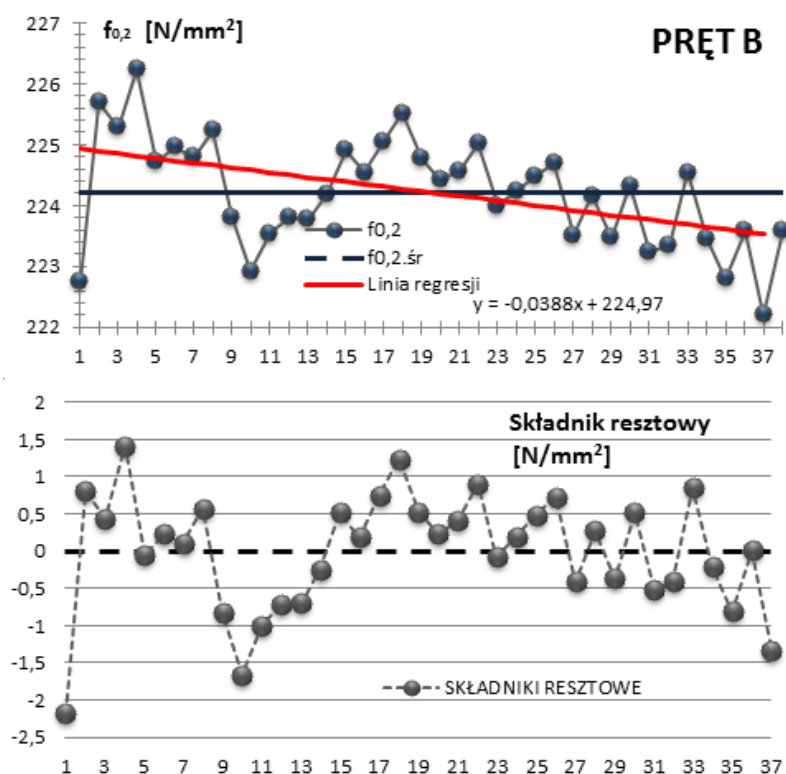
Odchylenie standardowe wartości periodogramu dla wszystkich częstotliwości $\sigma = 0,78$, wobec tego piki o amplitudzie $A_0 > 3,13$ uznaje się za istotne statystycznie.



Rys. 5.9 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji granicy plastyczności po operacji różnicowania – pręt A. Źródło: badania własne

Na periodogramie wyróżniają się trzy amplitudy dla $k_1 = 0,17$ ($T = 6$), $k_2 = 0,31$ ($T = 3,3$) i $k_3 = 0,36$ ($T = 2,8$) o maksymalnej amplitudzie $A_0 = 2,66$, nie stwierdza się więc obecności istotnej składowej okresowej na długości realizacji. Test zgodności zgodności rozkładu wartości periodogramu z rozkładem wykładniczym (Kappa Fishera $3,874 < 5,019$ i K-S d Bartletta $0,2041 < 0,309$), nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że rozkład granicy plastyczności na długości pręta A (po różnicowaniu) jest reprezentacją białego szumu.

W przypadku **pręta B** dla kilku pierwszych rzędów autokorelacja jest istotna – występuje więc trend, potwierdza to również analiza wzrokowa wykresu rozrzutu punktów empirycznych (por. rys.5.10).



Rys.5.10 Linia regresji i składniki resztowe dla realizacji granicy plastyczności – pręt B. Źródło: badania własne

Występują wahania przypadkowe natomiast nie ma podstaw do stwierdzenia obecności wahań okresowych, gdyż mogą mieć okres dłuższy od realizacji, czego nie ma możliwości sprawdzić przy pomocy analizy funkcji autokorelacyjnej. Test D-W nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku istotności współczynnika autokorelacji pierwszego rzędu.

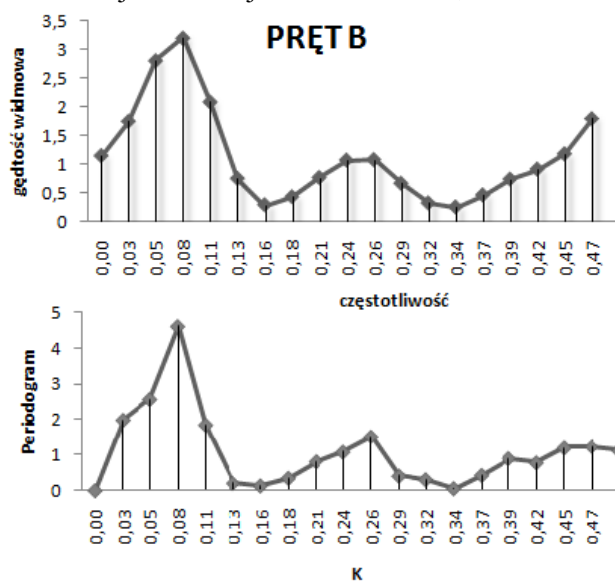
Weryfikacja istotności współczynnika nachylenia regresji wskazuje na istotność statystyczną (Tabela 5.3) trendu liniowego na długości pręta B.

Tabela 5.3

Istotność współczynników regresji

	Współczynniki	Błąd standardowy	t Stat	Wartość-p
Przecięcie	224,972	0,261	863,535	3E-79
Zmienna X 1	-0,039	0,012	-3,332	0,002

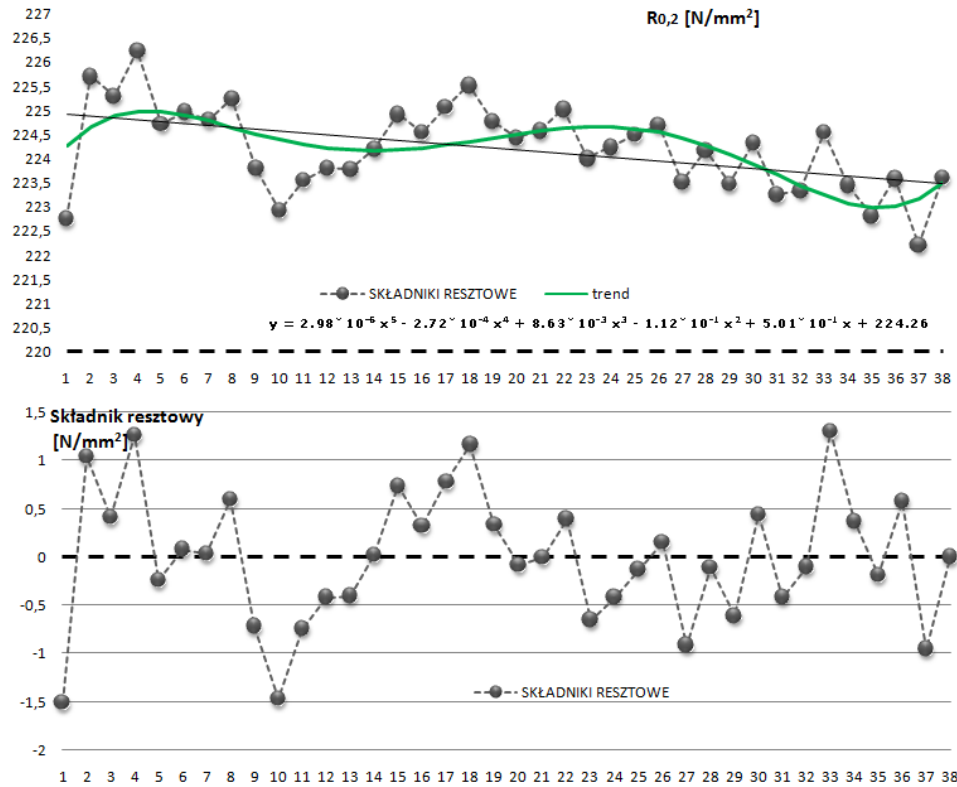
Na periodogramie (Rys. 5.11) utworzonym po usunięciu trendu liniowego, wyróżnia się pik o częstotliwości $k_1 = 0,08$ ($T = 12,7$), dla którego wartość periodogramu tworzy maksimum lokalne równe 4,61. Przy założeniu, że wartości periodogramu dla każdej częstotliwości są szumem losowym o odchyleniu standardowym $\sigma = 0,74$, otrzymuje się $SNR = 6,23 > 4$. Wobec tego, pik dla $k = 0,08$ można uznać za istotny statystycznie, oznacza to obecność składowej okresowej o okresie $T = 12,7$.



Rys. 5.11 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji granicy plastyczności – pręt B. Źródło: badania własne

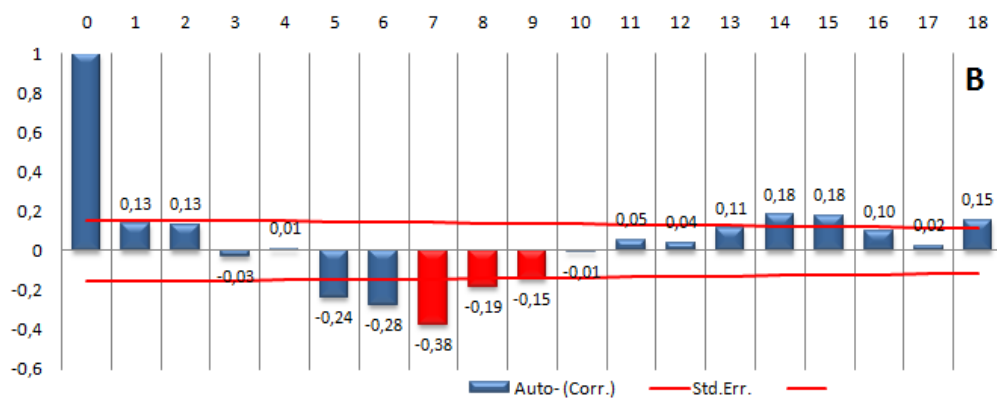
Test Fishera (Kappa Fishera $4,059 < 5,408$) nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że realizacja jest białym szumem, natomiast test K-S d Bartletta ($K-S d Bartletta 0,374 > 0,301$) odrzuca tę hipotezę na poziomie istotności $p = 0,05$. W związku z rozbieżnością testów na biały szum i stwierdzeniem istotności wartości periodogramu dla częstotliwości 0,08 postanowiono odjąć od realizacji obserwowaną składową okresową.

Aproksymacja wykresu składników resztowych (po eliminacji trendu liniowego) wielomianem piątego stopnia pozwala uzyskać $R^2 = 0,41$ (rys.5.12).



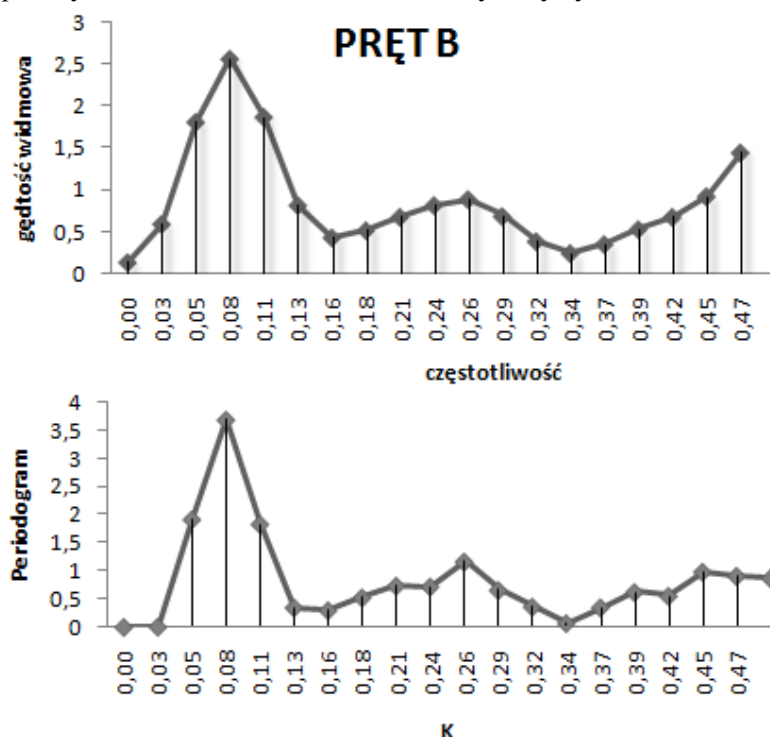
Rys.5.12 Aproxymacja wykresu składników resztowych realizacji wytrzymałości na rozciąganie wielomianem. Źródło: badania własne

Funkcja autokorelacyjna przekształconego szeregu przyjmuje postać jak na rysunku rys.5.13.



Rys.5.13 Funkcja autokorelacyjna dla granicy plastyczności po odjęciu składnika okresowego wraz z trendem liniowym z realizacji – pręt B z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne

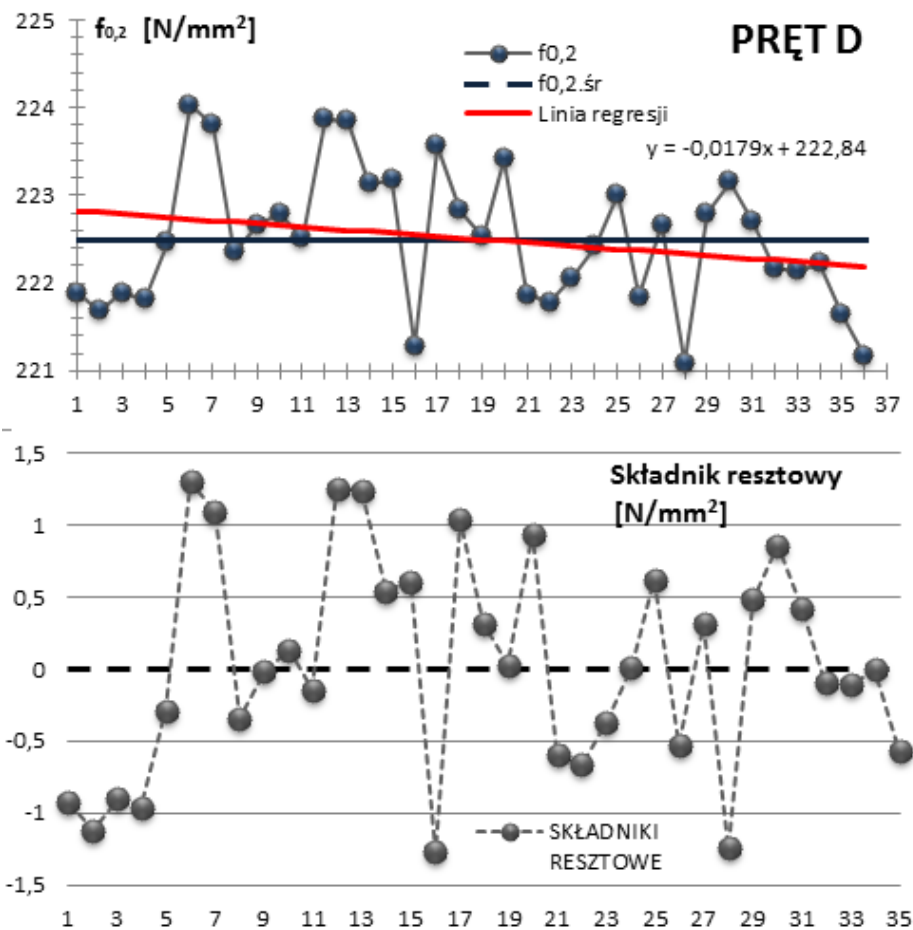
Odchylenie standardowe szumu losowego, poza pikiem dla $k = 0,08$, wynosi $\sigma = 0,545$. Otrzymuje się $SNR = 3,69/0,545 = 6,77 > 4$, co oznacza, że pik dla $k = 0,08$ o wartości amplitudy $A_0 = 3,69$ można uznać za istotny statystycznie.



Rys. 5.14 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji granicy plastyczności – pręt B. Źródło: badania własne

Test Fishera (Kappa Fishera $4,215 < 5,408$) oraz test K-S d Bartletta (K-S d Bartletta $0,228 < 0,301$) nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że realizacja jest białym szumem na poziomie istotności $p = 0,05$, oznacza to, że wykryta składowa okresowa na wykresie periodogramu nie jest istotna statystycznie.

Analiza współczynników autokorelacji dla **pręta D** zarówno przy pomocy testu D-W jak i Ljunga-Boxa nie wskazuje na ich istotność, co nie daje podstaw do stwierdzenia obecności trendu czy wahań okresowych na długości realizacji.



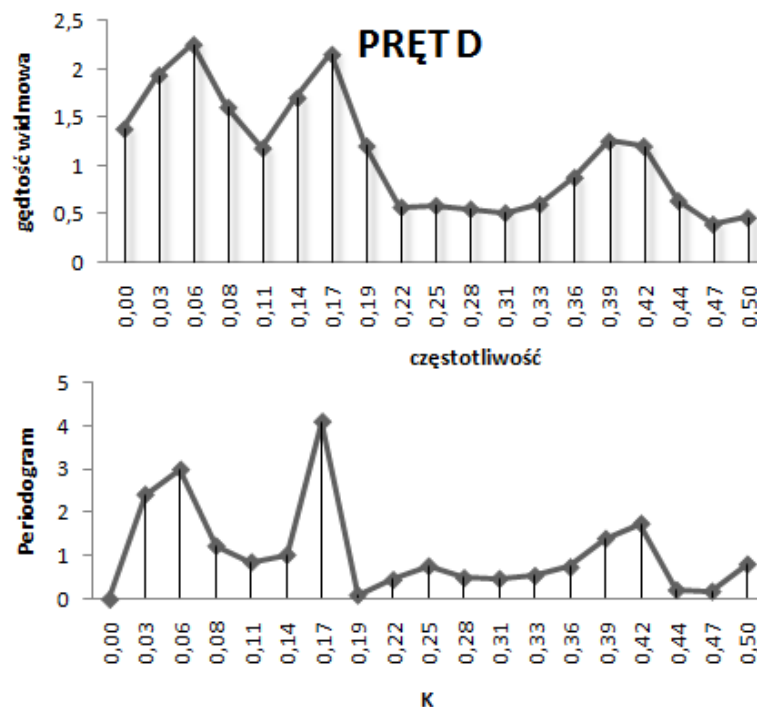
Rys.5.15 Linia regresji i składniki resztowe dla realizacji granicy plastyczności – prętD. Źródło: badania własne

Test istotności współczynnika nachylenia regresji nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o nieistotności (tabela 5.4) trendu liniowego na długości pręta D.

Tabela 5.4

Istotność współczynników regresji				
	Współczynniki	Błąd standardowy	t Stat	Wartość-p
Przecięcie	222,840	0,262	849,651	4E-75
Zmienna X 1	-0,018	0,012	-1,452	0,156

W przypadku pręta D (Rys. 5.11) odchylenie standardowe wartości periodogramu dla wszystkich częstotliwości $\sigma = 1,07$ a więc za istotnie statystycznie uznać można piki o $A_0 > 4,28$. Wartość periodogramu dla $k = 0,17$ wynosi $A_0 = 4,11$ i gdyby rozpatrywać istotność tego piku w węższym oknie, należałoby uznać, że w realizacji zaznacza się obecność składowej okresowej o okresie $T = 6$.

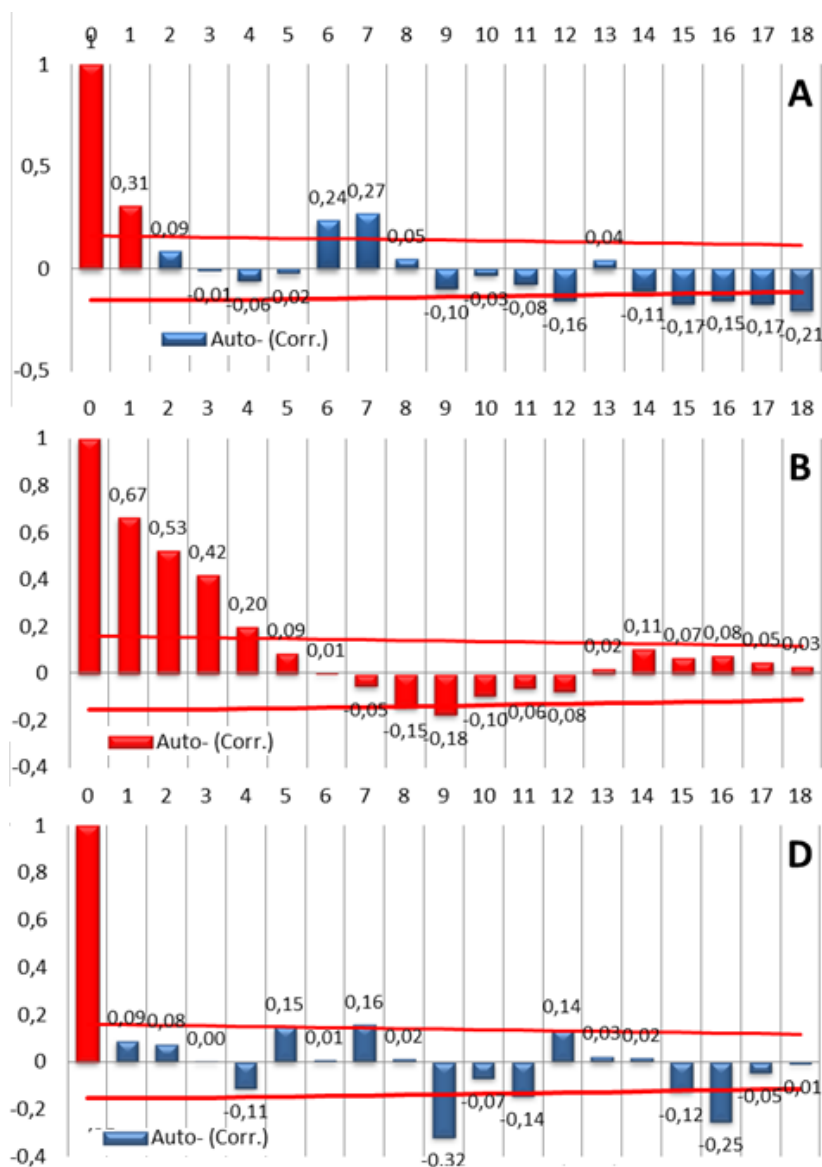


Rys. 5.16 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji granicy plastyczności – pręt D. Źródło: badania własne

Test Fishera (Kappa Fishera $4,215 < 5,019$) oraz test K-S d Bartletta ($K-S d Bartletta$ $0,306 < 0,301$) nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o zgodności rozkładu wartości periodogramu z rozkładem wykładniczym, wobec czego tego realizacja granicy plastyczności odpowiada modelowi białego szumu na poziomie istotności $p = 0.05$.

5.4.1.2 Wytrzymałość na rozciąganie

Na rysunku 5.17 przedstawiono wykresy funkcji autokorelacyjnej dla pojedynczych realizacji wytrzymałości na rozciąganie R_m . Analogicznie jak w punkcie powyżej, czerwonym kolorem wyróżniono istotne współczynniki autokorelacji.



Rys.5.17 Funkcje autokorelacyjne dla wytrzymałości na rozciąganie – pręty z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne

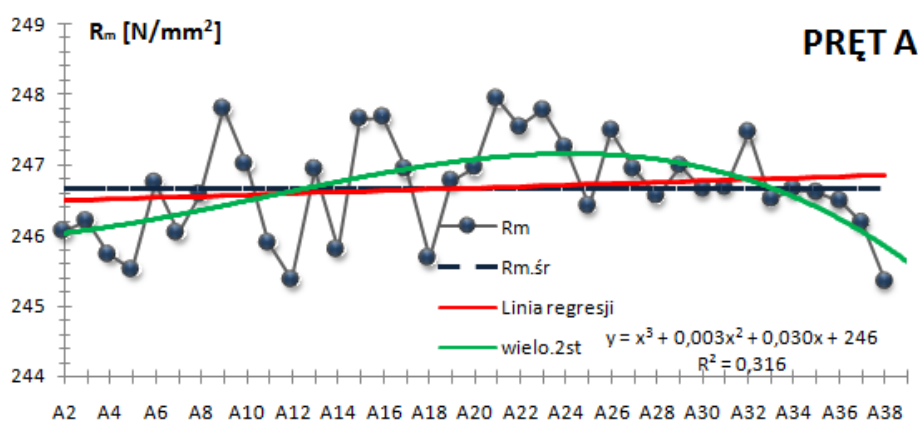
W tabelicy 5.5 zestawiono wyniki przeprowadzonego testu Durbina - Watsona sprawdzającego istotności współczynników autokorelacji dla opóźnienia $r = 1$.

Tabela 5.5

Test Durbina – Watsona

PRĘT	RO	DW	n	K	dL	dU	WYNIK
A	0,31	1,355	37		1,419	1,530	autokorelacja dodatnia
B	0,67	1,284	38	1	1,427	1,535	autokorelacja dodatnia
D	0,04	1,538	36		1,411	1,525	brak autokorelacji

Dla **pręta A** współczynniki autokorelacji są indywidualnie istotne dla opóźnień rzędu $R = 1$, można więc przypuszczać, że na dłuższej realizacji mogłaby wystąpić składowa okresowa o okresie większym od długości badanego pręta.



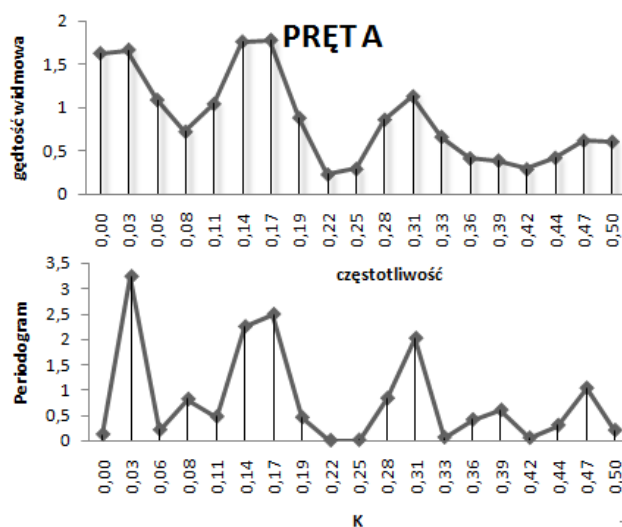
Rys.5.18 Linia regresji i składniki resztowe dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie – pręt A. Źródło: badania własne

Na długości realizacji, na podstawie wykresu (rys.5.18) można zaobserwować trend liniowy, dla którego weryfikacja istotności współczynnika nachylenia regresji nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (tablica 5.6) oznacza to iż trend liniowy nie jest istotny statystycznie na długości pręta A.

Tabela 5.6

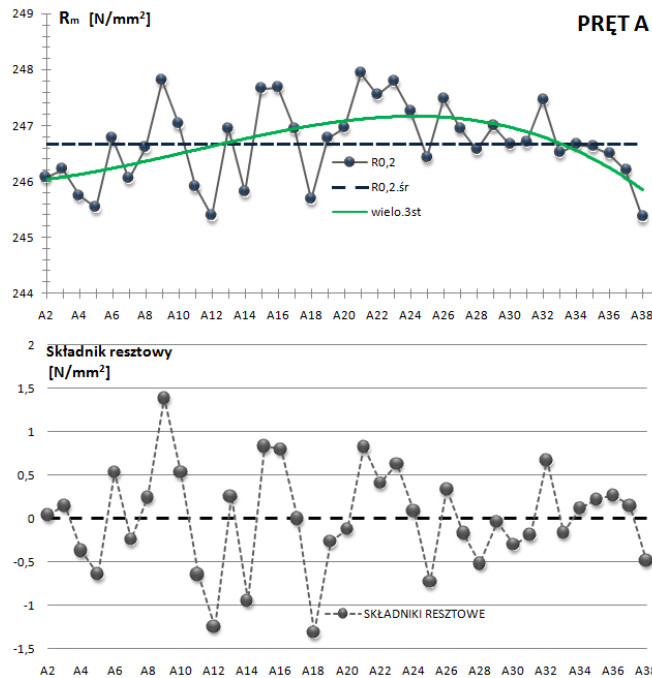
Istotność współczynników regresji				
	Współczynniki	Błąd standardowy	t Stat	Wartość-p
Przecięcie	246,483	0,239	1033,079	4E-80
Zmienna X 1	0,010	0,011	0,930	0,359

Odchylenie standardowe wartości periodogramu (por. rys.5.19) wynosi $\sigma = 0,96$, wobec tego piki o amplitudzie $A_0 > 3,83$ można uznać za istotne statystycznie. Największa wartość amplitudy $A_0 = 3,23$ odpowiada częstotliwości $k = 0,03$ ($T = 36$), jednak jest ona istotna w węższym oknie częstotliwości $k = 0,06 \div 0,5$.



Rys.5.19 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie – pręt A.
Źródło: badania własne

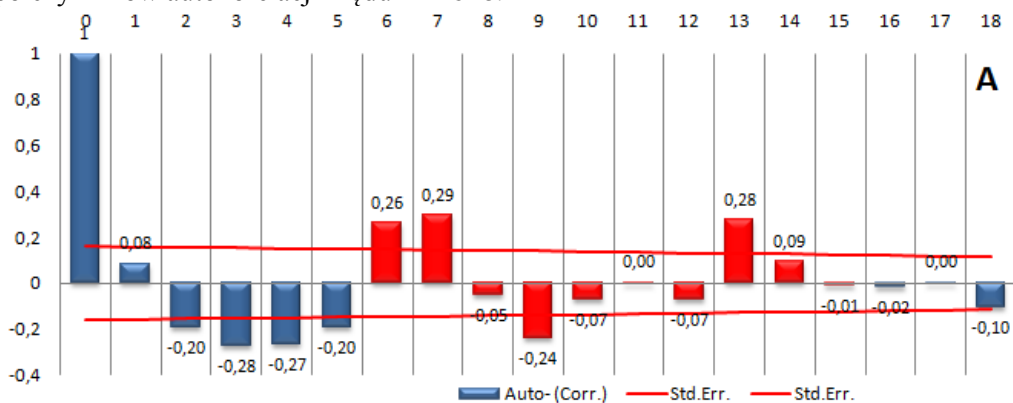
Na podstawie testu d Kołomogorowa –Smirnowa ($K-S d$ Bartletta $0,3175 > 0,309$) oraz testu Fishera ($Kappa$ Fishera $3,595 < 5,019$) należy odrzucić hipotezę zerową o zgodności rozkładu wartości periodogramu z rozkładem wykładniczym na zadanym poziomie ufności $\alpha = 0,05$. Wobec tego realizacja granicy plastyczności nie odwzorowuje dobrze modelu białego szumu, natomiast stanowi rodzaj szumu ze składową harmoniczną.



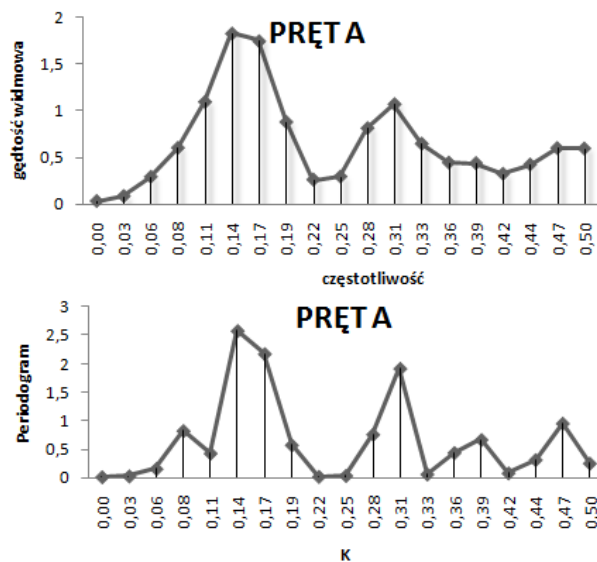
Rys.5.20 Linia regresji i składniki resztowe dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie- po odjęciu trendu liniowego i składnika okresowego – pręt B. Źródło: badania własne

Aproksymacja wykresu składników resztowych wielomianem trzeciego stopnia pozwala uzyskać $R^2 = 0,32$ (rys.5.19).

Analiza autokorelacyjna reszt (po odjęciu składowej okresowej) wskazuje na istotność współczynników autokorelacji rzędu $R = 6 \div 8$.



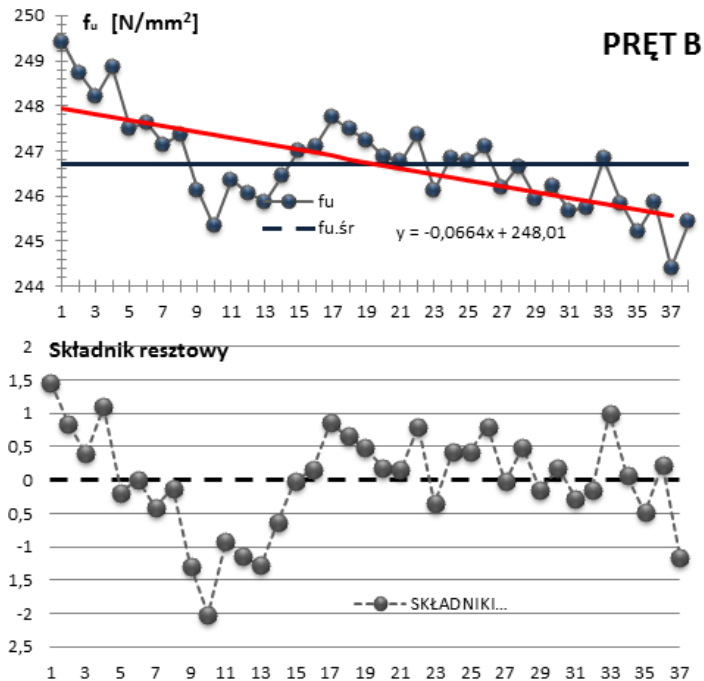
Rys.5.21 Funkcje autokorelacyjne dla wytrzymałości na rozciąganie – pręty z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne



Rys.5.22 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie – pręt A. Źródło: badania własne

Na podstawie testu d Kołomogorowa –Smirnowa ($K-S$ d Bartletta $0,2013 > 0,309$) oraz testu Fishera ($Kappa$ Fishera $3,6457 < 5,019$) należy odrzucić hipotezę zerową o zgodności rozkładu wartości periodogramu z rozkładem wykładniczym na zadanym poziomie ufności $\alpha = 0,05$. Wobec tego realizacja granicy plastyczności nie odwzorowuje dobrze modelu białego szumu, natomiast stanowi rodzaj szumu ze składową harmoniczną.

W przypadku **pręta B** dla każdego opóźnienia od $R = 1$ do $R = 18$ autokorelacja jest istotna – występuje, więc silny trend, co potwierdza analiza wzrokowa wykresu rozrzutu punktów empirycznych. Test Durбина-Watsona (tablica 5.1) potwierdza istotność współczynnika pierwszego rzędu wskazując na silną autokorelację dodatnią.



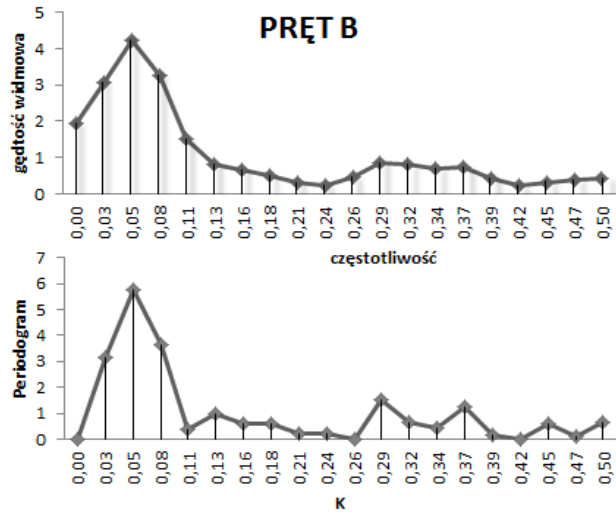
Rys.5.23 Linia regresji i składniki resztowe dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie – pręt B. Źródło: badania własne

Współczynnik nachylenia regresji istotnie różni się od zera (tabela 5.7) co oznacza że trend liniowy jest istotny statystycznie na długości pręta B.

Tabela 5.7

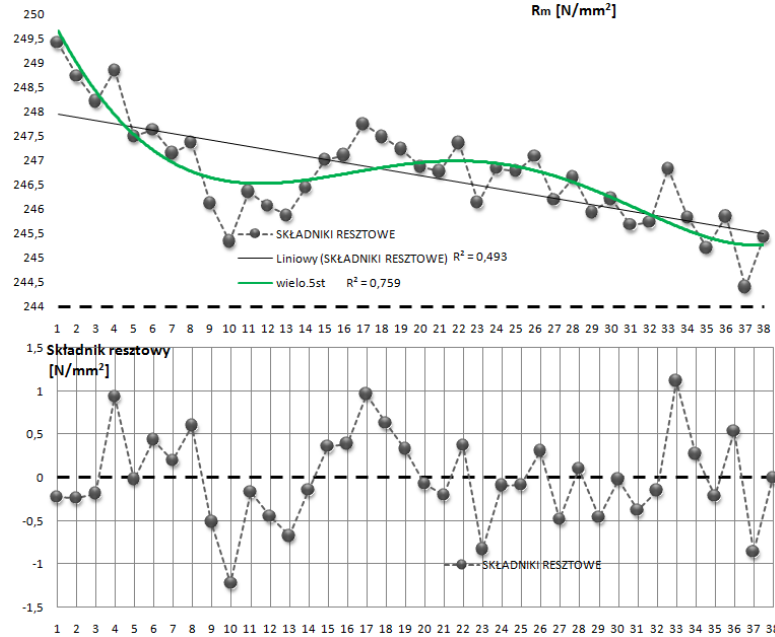
	Współczynniki	Błąd standardowy	t Stat	Wartość-p
Przecięcie	248,014	0,251	988,534	2,1E-81
Zmienna X 1	-0,066	0,011	-5,920	8,9E-07

Dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie odchylenie standardowe wartości periodogramu poza dominującym pikiem $\sigma = 0,87$. Aby wartości piku na wykresie periodogramu można było uznać za istotne, ich amplituda powinna przekraczać wartość 3,48. Maksymalna obserwowana amplituda $A_0 = 5,8$ dla $k = 0,05$, co oznacza obecność składowej okresowej o okresie $T = 19$. Statystyki testów na biały szum (Kappa Fishera 5,117 K-S d Bartletta 0,489) przekraczają wartości krytyczne, co potwierdza, że realizacja B nie jest białym szumem.



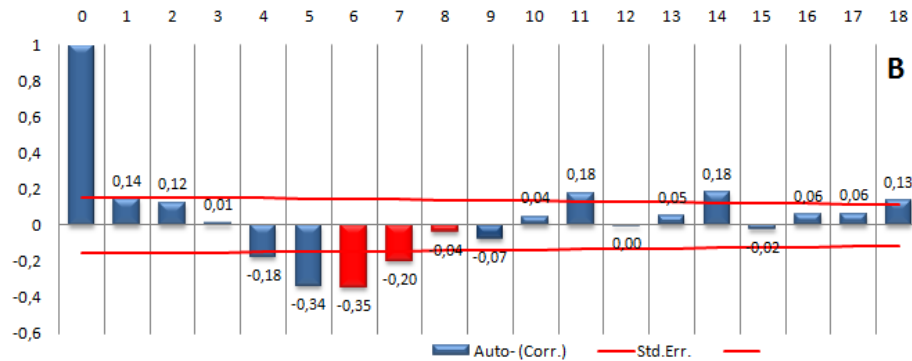
Rys.5.24 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie – pręt B.
Źródło: badania własne

Aproksymacja zbioru pomiarów na długości pręta B wielomianem 5-tego stopnia



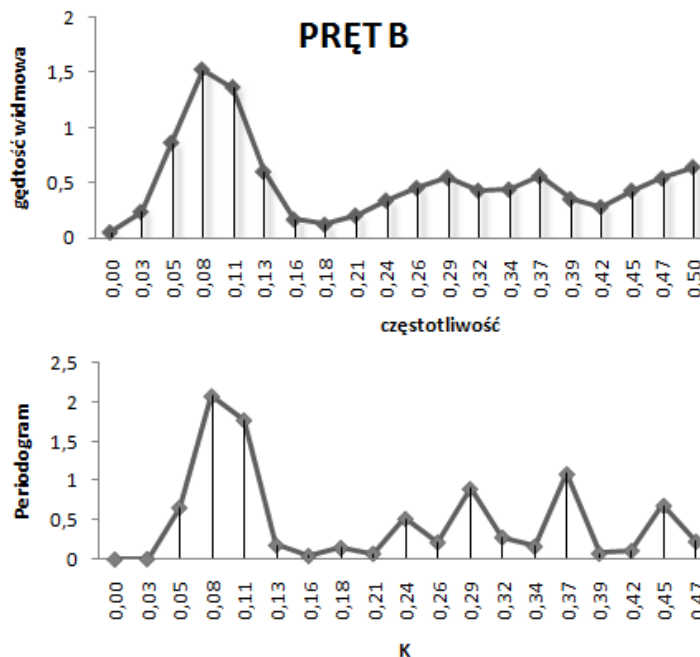
Rys.5.25 Linia regresji i składnik resztowy dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie- po odjęciu trendu liniowego i składnik aokresowego – pręt B. Źródło: badania własne

pozwala uzyskać stopień dopasowania $R^2 = 0,76$. Analiza autokorelacyjna reszt (po odjęciu składowej okresowej) wskazuje na istotność współczynników autokorelacji rzędu $R = 6 \div 8$.



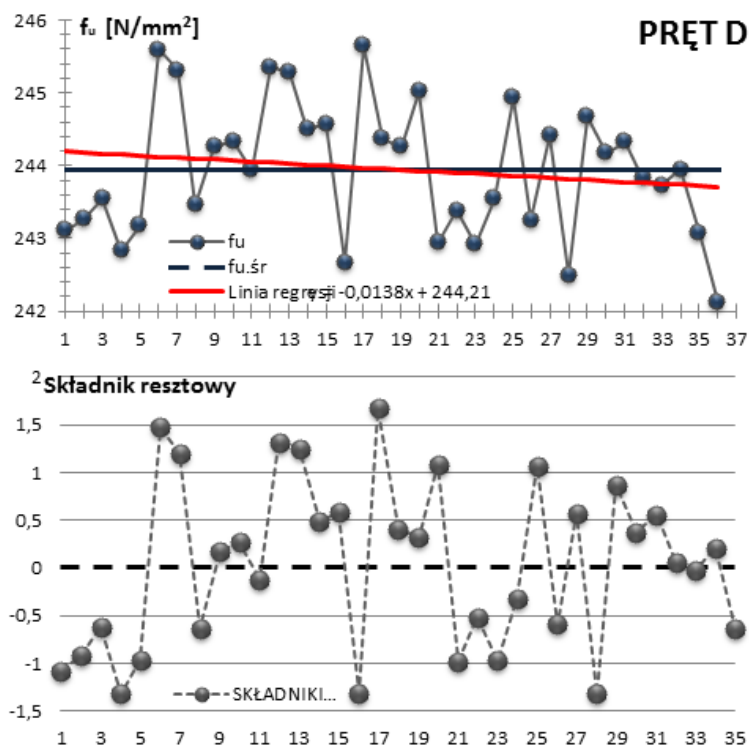
Rys.5.26 Funkcje autokorelacyjne dla wytrzymałości na rozciąganie – pręty z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne

Test Fishera (Kappa Fishera $4,059 < 5,019$) oraz test K-S d Bartletta (K-S d Bartletta $0,272 < 0,301$) nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o zgodności rozkładu wartości periodogramu z rozkładem wykładniczym, wobec czego tego realizacja granicy plastyczności odpowiada modelowi białego szumu na poziomie istotności $p = 0,05$.



Rys.5.27 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie – pręt B. Źródło: badania własne

Analiza współczynników autokorelacji dla **pręta D** zarówno przy pomocy testu D-W jak i Ljunga-Boxa nie wskazuje na ich istotność, co nie daje podstaw do stwierdzenia obecności trendu czy wahań okresowych na długości realizacji. Dla pręta D można przyjąć stacjonarny model białego szumu.



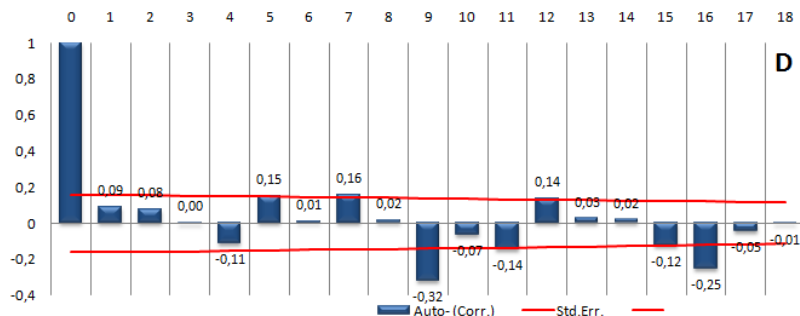
Rys.5.28 Linia regresji i składniki resztowe dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie – pręt D. Źródło: badania własne

Współczynnik nachylenia prostej regresji nie różni się istotnie od zera (tabela 5.8) co oznacza brak trendu liniowego na długości pręta D.

Tabela 5.8

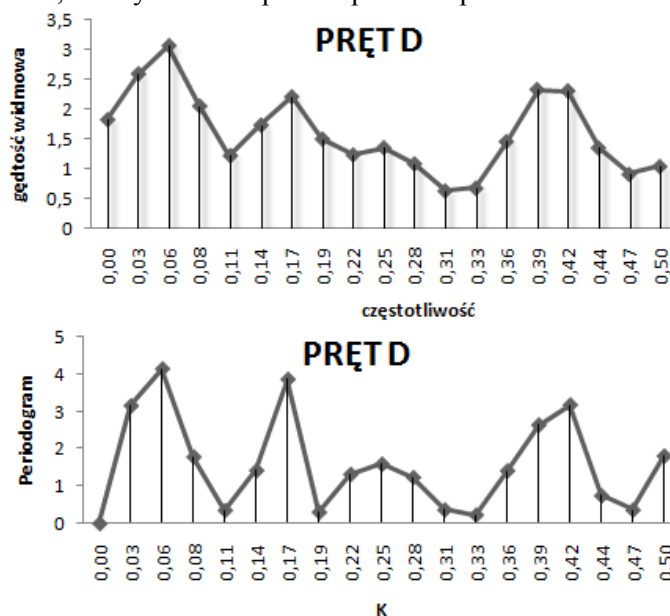
	Współczynniki	Błąd standardowy	t Stat	Wartość-p
Przecięcie	244,207	0,315	775,943	8E-74
Zmienna X 1	-0,014	0,015	-0,932	0,358

Funkcję autokorelacyjną dla pręta D przedstawiono na rys.5.29



Rys.5.29 Funkcje autokorelacyjne dla wytrzymałości na rozciąganie – pręty z serii EN-AW 6060. Źródło: badania własne

Dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie odchylenie standardowe wartości periodogramu dla pręta D $\sigma = 1,28$. Aby wartości pików na wykresie periodogramu można było uznać za istotne, maksymalna amplituda powinna przekraczać wartość 5,11.



Rys.5.30 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie – pręt D. Źródło: badania własne

Test Fishera (Kappa Fishera $2,506 < 5,019$) oraz test K-S d Bartletta (K-S d Bartletta $0,198 < 0,301$) nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o zgodności rozkładu wartości periodogramu z rozkładem wykładniczym, wobec czego tego realizacja granicy plastyczności odpowiada modelowi białego szumu na poziomie istotności $p = 0,05$.

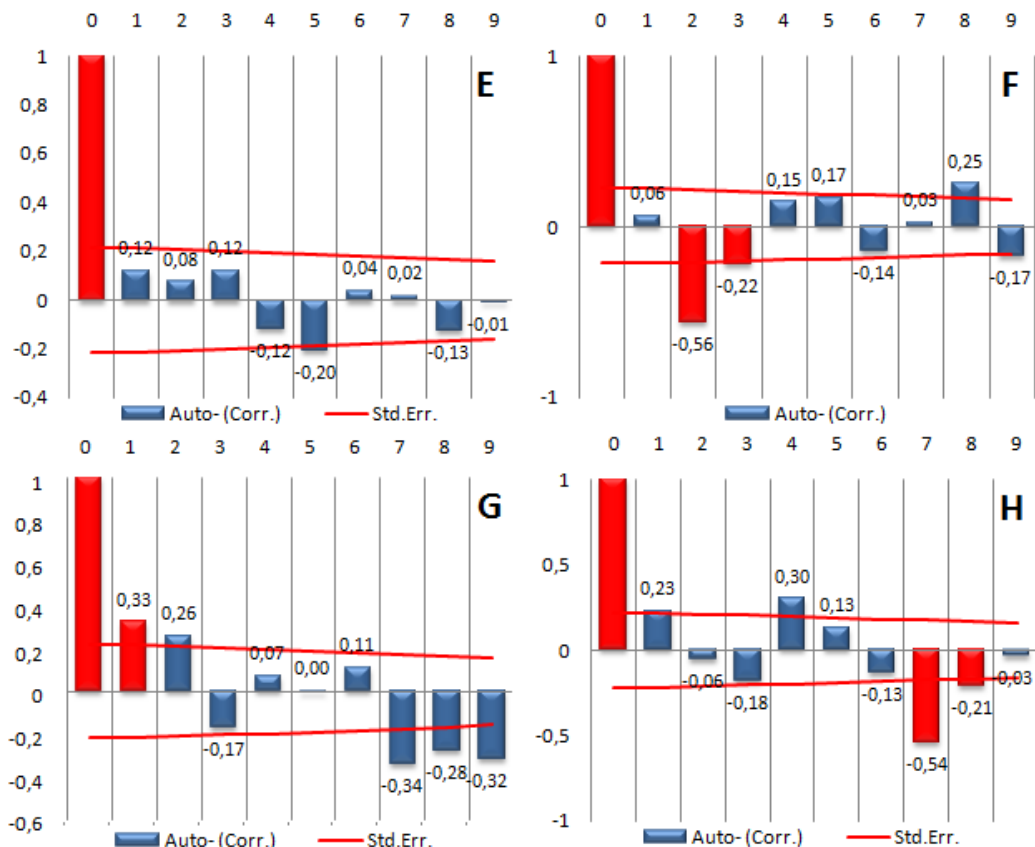
5.4.2 Badanie sygnałów niestacjonarności dla prętów serii EN-AW 5754

W wyniku analizy regresji prostej i interpretacji funkcji autokorelacyjnych dla realizacji granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie stopów z serii EN-AW 5754 nie wykryto żadnych istotnych trendów ani składników okresowych. Dalszą analizę spektralną przeprowadzano na składnikach resztowych, czyli po wyeliminowaniu trendów liniowych – w tym przypadków nieistotnych statystycznie.

W punkcie 5.4.2.1 i 5.4.2.2 przedstawiono kolejno wyniki analizy widmowej i ich interpretacje dla granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie.

5.4.2.1 Granica plastyczności

Na wykresach (Rys.5.31) przedstawiono wykresy funkcji autokorelacyjnej dla pojedynczych realizacji granicy plastyczności. Czerwonym kolorem wyróżnione zostały



Rys.5.31 Funkcje autokorelacyjne dla granicy plastyczności – pręty z serii EN-AW 5754. Źródło: badania własne

współczynniki autokorelacji, które według testu Ljunga-Boxa są istotne statystycznie na poziomie $p = 0,05$. ergodyczności. Analizując współczynniki funkcji autokorelacyjnych dla prętów E, F, G i H można uznać, iż zbiegają one do zera wraz z odległością między punktami a co za tym idzie badany rozkład losowy przyjmuje się za spełniający wystarczający warunek.

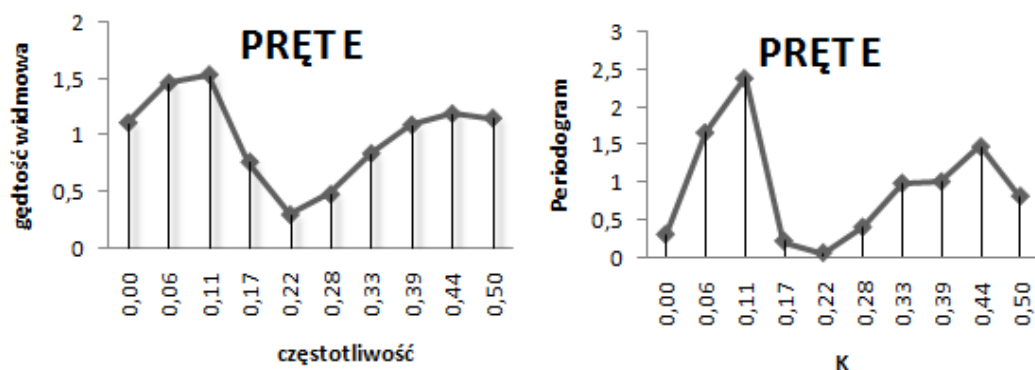
W tabelicy 5.9 zestawiono wyniki przeprowadzonego testu Durбина-Watsona sprawdzającego istotności współczynników autokorelacji dla opóźnienia $r = 1$.

Tabela 5.9

TEST DURBINA – WATSONA

PRĘT	RO	DW	n	K	dL	dU	
E	0,12	1,73	19		1,180	1,401	Brak autokorelacji
F	0,06	1,87	17	1	1,133	1,381	Brak autokorelacji
G	0,33	1,11	18		1,158	1,391	Autokorelacja dodatnia
H	0,23	1,54	18		1,158	1,391	Brak autokorelacji

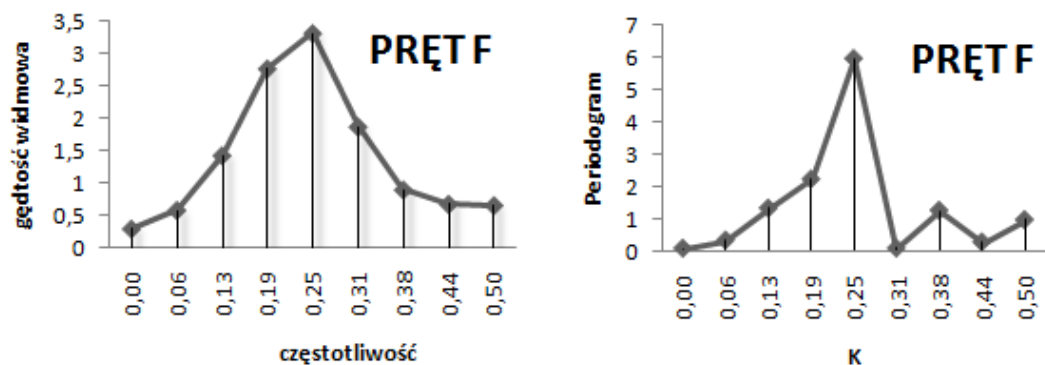
Dla **pręta E** brak jest istotnych współczynników autokorelacji, nie ma więc podstaw do stwierdzenia obecności trendu czy wahań okresowych na długości realizacji.



Rys.5.32 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji granicy plastyczności – pręt E. Źródło: badania własne

Odchylenie standardowe wartości periodogramu w całym paśmie częstotliwości $\sigma = 0,74$, najwyższy pik występuje przy $k = 0,11$ ($T = 9$) o amplitudzie $A_0 = 2,36 < 4 \sigma$. Kappa Fishera 2,328 jest mniejsza od wartości krytycznej 4,297 [15], jednocześnie statystyka K-S Bartletta 0,324 $< 0,43$ na poziomie istotności $p = 0,05$. Nie ma więc podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej, że realizacja granicy plastyczności wzdłuż H reprezentuje biały szum.

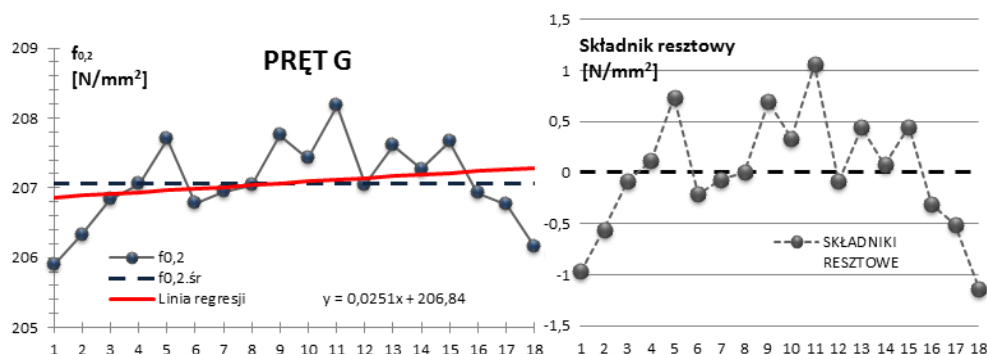
Dla **pręta F** współczynniki autokorelacji są indywidualnie istotne dla opóźnień rzędu $R = 2$ i $R = 3$, co może wskazywać na obecność składowej okresowej o okresie co najmniej równym długości realizacji.



Rys.5.33 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji granicy plastyczności – pręt F. Źródło: badania własne

Odchylenie standardowe wartości periodogramu w całym paśmie częstotliwości $\sigma = 1,86$, najwyższy pik występuje przy $k = 0,25$ ($T = 4$) o amplitudzie $A_0 = 5,98 < 4\sigma = 7,43$. Kappa Fishera 3,624 jest mniejsza od wartości krytycznej 4,125 [15] na poziomie istotności $p = 0,05$. Nie ma więc podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej, że realizacja granicy plastyczności wzdłuż H reprezentuje biały szum. Jednocześnie statystyka K-S Bartletta $0,362 < 0,45$.

Dla **pręta G** współczynnik autokorelacji jest indywidualnie istotny dla opóźnienia rzędu $R = 1$, co wskazuje na obecność trendu bądź składowej okresowej o okresie dłuższym długości realizacji, co potwierdza dalsza analiza trendu. Test Durбина-Watsona potwierdza istotność współczynnika pierwszego rzędu wskazując na silną autokorelację dodatnią. Na wykresach (rys.5.34) przedstawiono linię regresji i składniki resztowe dla



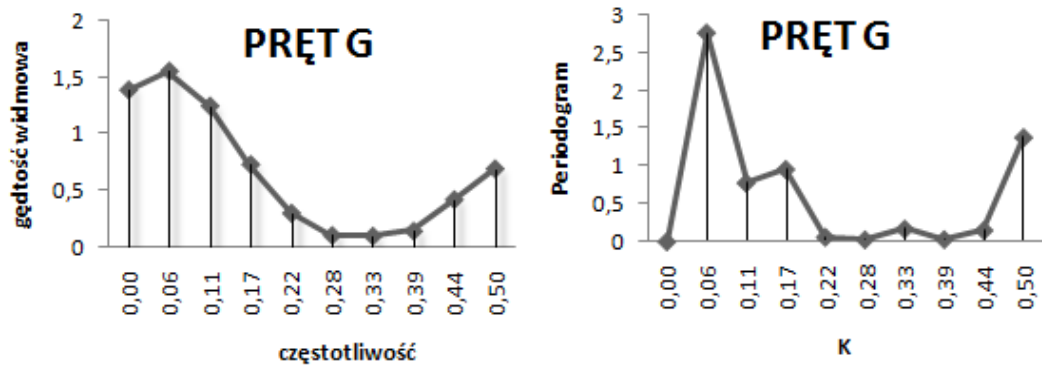
Rys.5.34 Linia regresji i składniki resztowe dla realizacji granicy plastyczności – pręt G. Źródło: badania własne

pręta G. Analiza istotności współczynnika nachylenia linii regresji (tabela 5.10) wskazuje, iż nie różni się on w sposób istotny od zera, co oznacza brak istotnego trendu liniowego na długości pręta.

Tabela 5.10

	Współczynniki	Błąd		
		standardowy	t Stat	Wartość-p
Przecięcie	206,838	0,292	709,417	2E-37
Zmienna X 1	0,025	0,027	0,932	0,365

Odchylenie standardowe wartości periodogramu w całym paśmie częstotliwości $\sigma = 0,89$ najwyższy pik występuje przy $k = 0,06$ ($T = 18$) o amplitudzie $A_0 = 2,76 < 4 \sigma = 3,56$.



Rys.5.35 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji granicy plastyczności – pręt F. Źródło: badania własne

Kappa Fishera 4,48 jest większa od wartości krytycznej 4,297 [15] na poziomie istotności $p = 0,05$. Należy więc odrzucić hipotezę zerową zakładającą, że realizacja granicy plastyczności wzdłuż H reprezentuje biały szum. Jednocześnie statystyka K-S d Bartletta $0,462 > 0,43$. W węższym oknie częstotliwości $k = 0,11 \div 0,50$ odchylenie $\sigma = 0,52$, więc pik dla $k = 0,06$ staje się istotny, co oznacza obecność składowej okresowej o okresie $T = 18$.

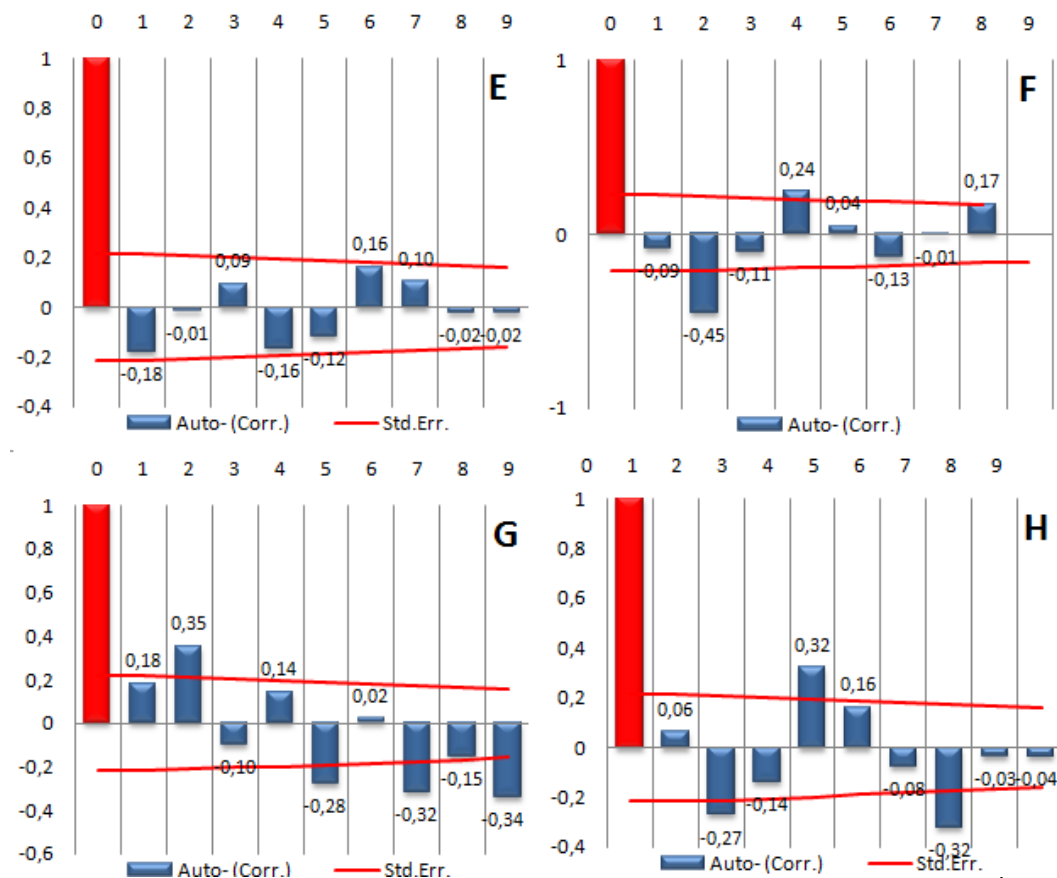
5.4.2.2 Wytrzymałość na rozciąganie

Na rysunku 5.38 przedstawiono wykresy funkcji autokorelacyjnej dla pojedynczych realizacji wytrzymałości na rozciąganie. Dla wszystkich prętów brak jest istotnych współczynników autokorelacji (tabela 5.11), nie ma więc podstaw do stwierdzenia obecności trendu czy wahań okresowych na długości realizacji. Dla tych prętów można przyjąć stacjonarny model białego szumu.

Tabela 5.11

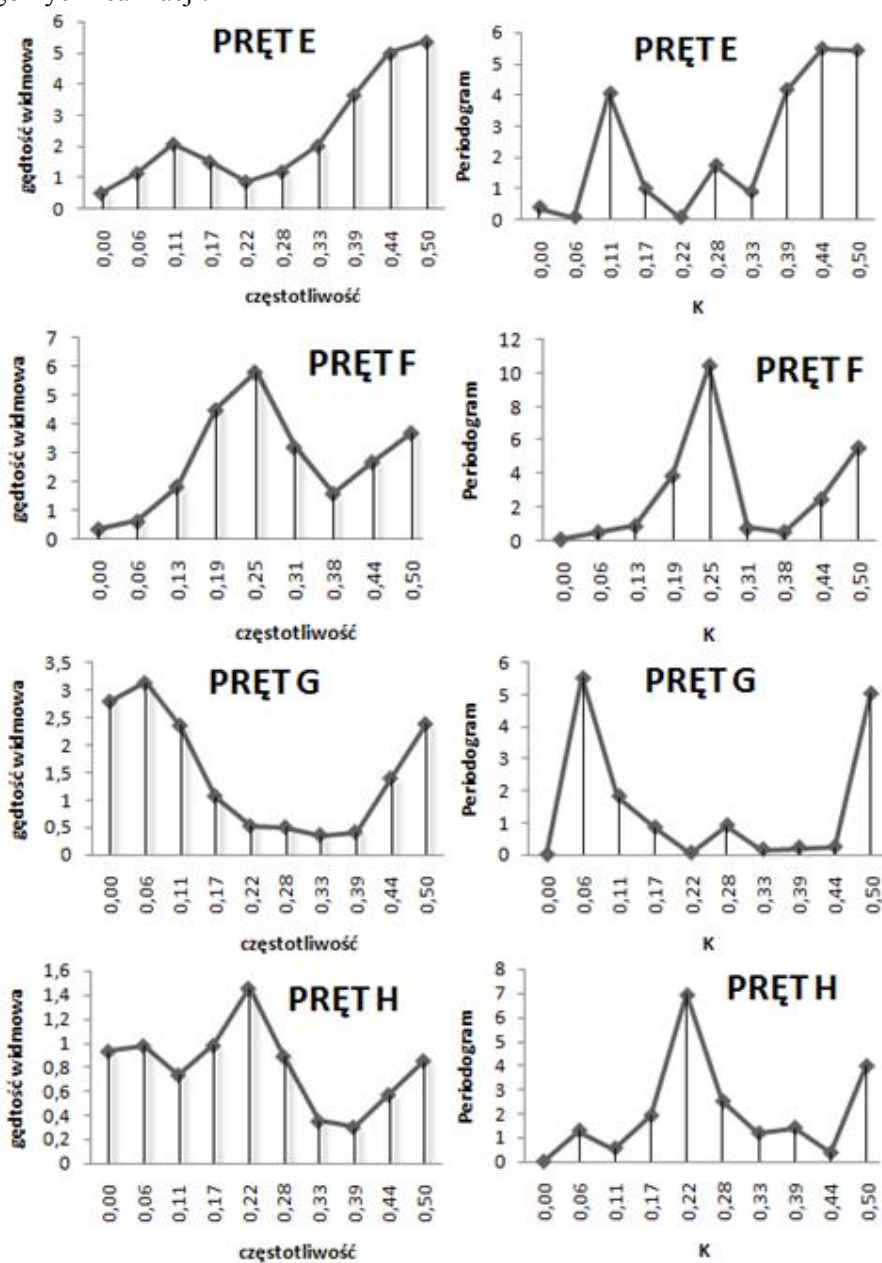
TEST DURBINA – WATSONA

PRĘT	RO	DW	n	K	dL	dU	
E	0,18	2,35	19		1,180	1,401	brak autokorelacji
F	0,09	2,17	17	1	1,133	1,381	brak autokorelacji
G	0,18	1,50	18		1,158	1,391	brak autokorelacji
H	0,06	2,13	18		1,158	1,391	brak autokorelacji



Rys.5.38 Funkcje autokorelacyjne dla wytrzymałości na rozciąganie – pręty z serii EN-AW 5754. Źródło: badania własne

Na rysunku 5.39 przedstawiono wykresy gęstości widmowych i periodogramów dla poszczególnych realizacji.



Rys.5.39 Wykres gęstości widmowej i periodogram dla realizacji wytrzymałości na rozciąganie– pręt H.
Źródło: badania własne

Dla pręta E odchylenie standardowe wartości periodogramu w całym paśmie częstotliwości wynosi $\sigma = 2,21$, najwyższy pik występuje przy $k = 0,44$ ($T = 2,25$) o amplitudzie $A_0 = 5,47 < 4 \sigma$.

Dla pręta F odchylenie standardowe wartości periodogramu w całym paśmie częstotliwości $\sigma = 3,41$, najwyższy pik występuje przy $k = 0,25$ ($T = 4$) o amplitudzie $A_0 = 10,44 < 4 \sigma$. Dla pręta G odchylenie standardowe wartości periodogramu w całym paśmie częstotliwości $\sigma = 2,08$, najwyższy pik występuje przy $k = 0,06$ ($T = 18$) o amplitudzie $A_0 = 5,54 < 4 \sigma$. Dla pręta H odchylenie standardowe wartości periodogramu w całym paśmie częstotliwości $\sigma = 2,08$, najwyższy pik występuje przy $k = 0,22$ ($T = 4,5$) o amplitudzie $A_0 = 6,96 < 4 \sigma$. W żadnej z realizacji nie występuje istotny statystycznie pik na wykresie periodogramu, wobec tego można je uznać za reprezentację białego szumu, co potwierdzają testy Kappa Fishera i K-S d Bartletta (patrz tabela 5.12)

Tabela 5.12

Wyniki testów na biały szum

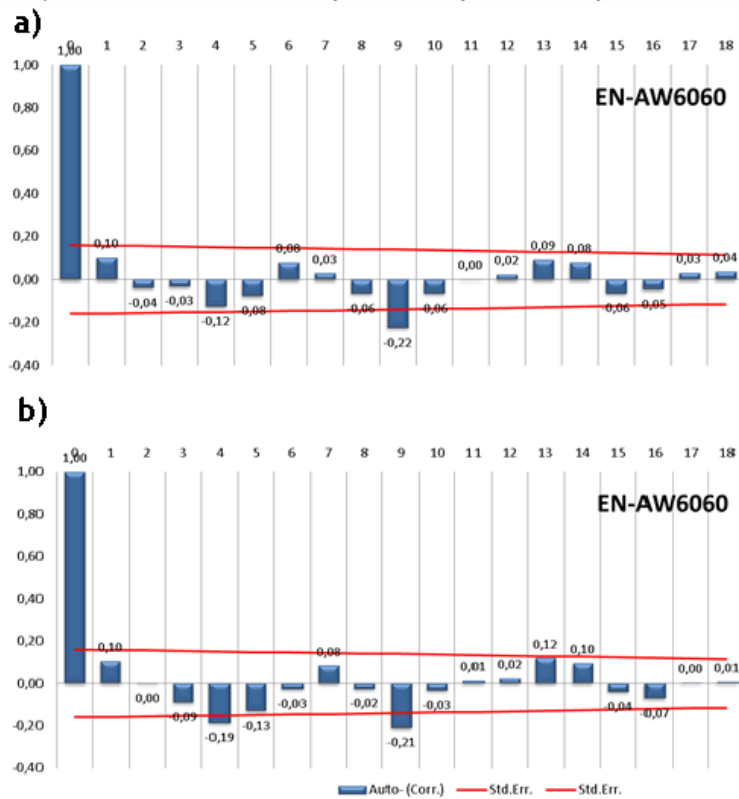
	Kappa Fishera	Wartość krytyczna	Wynik testu	K-S d Bartletta	Wartość krytyczna	Wynik testu	BIAŁY SZUM
E	2,509	4,297	+	0,408	0,43	+	+
F	3,753	4,125	+	0,230	0,45	+	+
G	4,503	4,297	-	0,372	0,43	+	
H	3,429	4,297	+	0,197	0,43	+	+

5.5 PODSUMOWANIE ROZDZIAŁU 5

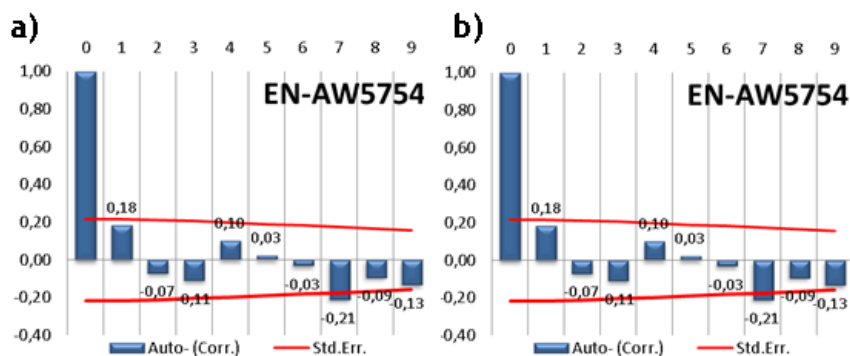
Przeprowadzona w punkcie 5.4 analiza wyników miała na celu identyfikację struktury realizacji lokalnych cech mechanicznych (granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie) stopu EN-AW 6060 i EN-AW 5754.

Ciągi wyników otrzymane z poszczególnych prętów, traktowane są, jako realizacje rozkładu losowego, których charakterystyki jak funkcja autokorelacyjna otrzymuje się poprzez uśrednienie w zbiorze realizacji. Ponieważ realizacje lokalnych cech mechanicznych dla obu serii prętów 5xxx i 6xxx różnią się wartością średnią (patrz p.0) należało uprzednio wyniki scentralizować, tak by miały identyczną średnią – równą zeru. W celu weryfikacji istotności trendu liniowego występującego w kolejnych realizacjach, w oparciu o interpretacje przebiegu funkcji autokorelacyjnej, posłużono się w dalszej kolejności analizą regresji prostej. W tym celu wyznaczono linię regresji i składniki resztowe względem niej. Do oceny istotności trendu wykorzystano test istotności współczynnika regresji (patrz p. 5.1), jako miarę dopasowania modelu do danych użyto wskaźnik determinacji. Przed przystąpieniem do analizy widmowej usunięto z poszczególnych realizacji trendy, które zostały wykryte w analizie funkcji autokorelacyjnej a następnie potwierdzone przy użyciu analizy regresji prostej. Analiza

widmowa z kolei posłużyła do weryfikacji testów na biały szum (test Fishera, test K-S d Bartletta) oraz badanie istotności pików występujących na wykresie periodogramu, które mogłyby świadczyć o obecności składowej okresowej w realizacji.



Rys.5.40 Funkcja autokorelacyjna dla całej próby EN-AW 6060 dla: a) granicy plastyczności, b) wytrzymałości na rozciąganie . Źródło: badania własne



Rys.5.41 Funkcja autokorelacyjna dla całej próby EN-AW 5754 dla: a) granicy plastyczności b) wytrzymałości na rozciąganie . Źródło: badania własne

W ten sposób uzyskano funkcje autokorelacyjne (rys. 5.40 i 5.41) utworzone dla całej próby, obliczone przez uśrednienie współczynników autokorelacji ze wszystkich realizacji. W wyniku przeprowadzonych operacji różnicowania sprowadzono badane rozkłady losowe granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie do postaci stacjonarnej, natomiast oględziny wykresów funkcji autokorelacyjnych nie dały podstaw do odrzucenia wstępnie postawionej tezy o ergodyczności rozkładów cech mechanicznych dla prętów z obu badanych serii 6xxx i 5xxx. W praktyce, ergodyczność rozkładu losowego badanych cechy mechanicznych wybranych stopów aluminium oznacza, że jedna realizacja (ciąg pomiarów na długości jednego pręta) jest reprezentatywna i zawiera całą informację o każdym pręcie wykonanym z danego stopu w jakiegokolwiek hucie w dowolnym czasie.

6. BADANIE WPLYWU PODWYŻSZONYCH TEMPERATUR TECHNOLOGICZNYCH NA PARAMETRY CECH WYTRZYMAŁOŚCIOWYCH STOPÓW ULEPSZONYCH CIEPLNIE

6.1 WPLYW OBRÓBKII CIEPLNEJ ORAZ TEMPERATURY NA WŁAŚCIWOŚCI MECHANICZNE KONSTRUKCYJNYCH STOPÓW ALUMINIUM

Obróbka cieplna wprowadza zmiany mikrostrukturalne, które prowadzą do podwyższenia wytrzymałości stopu aluminium. Norma [58] określa gatunki aluminium hutniczego, które są stosowane do produkcji stopów w budownictwie. Aluminium hutnicze otrzymuje się w procesie przetwarzania rudy boksytu na tlenek glinu Al_2O_3 , następnie rozpuszczonego w stopionym kriolicie (fluoroglinian sodu) (Mromliński [44]). Czyste aluminium cechuje się dużą odpornością na korozję, jednak ze względu na niską wytrzymałość (granica plastyczności $R_e = 20 \div 40$ MPa, wytrzymałość na rozciąganie $R_m = 70 \div 120$ MPa, nie znajduje zastosowania jako materiał konstrukcyjny. W celu podwyższenia własności mechanicznych stopów aluminium (nawet kilkakrotnie), wprowadza się do nich pierwiastki stopowe oraz poddaje się je odpowiedniej obróbce cieplnej. Aluminium może być obrabiane plastycznie na zimno i na gorąco. W stanie zgniecionym z $60 \div 80$ % stopniem zgniotu wytrzymałość na rozciąganie osiąga $140 \div 230$ MPa, granica plastyczności $R_e = 120 \div 180$ MPa, twardość $40 \div 60$ HB, przy zmniejszonym wydłużeniu [8] W porównaniu do stali stopy aluminium wykazują się większą udarnością w niskich temperaturach, oraz trzykrotnie mniejszą masą.

Tabela 6.1

Efekty umocnienia stopów aluminium różnymi metodami. Źródło: [41]

Stop i sposób umocnienia	Re [MPa]	Rm [MPa]	Wydłużenie [%]	Restopu/ReAl
Al o czystości 99,999%; wyżarzone	17	45	60	-
Al o czystości 99,6%; wyżarzone	30	70	43	1,8
Al-1,2%; roztworowe	42	110	35	2,5
Al o czystości 99,999%; po 90% odkształceniu na zimno	110	130	10	6,5
Al-4,4% Cu-1,5% Mg-0,6% Mn; wydzieleniowe	440	490	9	25,9
Al-5,6% Zn-2,5% Mg-1,6% Cu; wydzieleniowe	500	570	11	29,4

W zależności od przeznaczenia rozróżnia się stopy aluminium przeznaczone do obróbki plastycznej oraz odlewnicze. Stopy odlewnicze, uwzględnione w normie EC 9

przeznaczone są do produkcji łączników. Stopy do obróbki plastycznej (zawierające ok. 5% pierwiastków stopowych Cu, Mg, Mn, a także Si, Zn, Ni, Cr, Ti lub Li) stosowane są do wytwarzania blach, taśm, kształtowników i prętów [8]

Podwyższenie wytrzymałości stopów aluminium uzyskuje się poprzez obróbkę plastyczną na zimno (stopy grupy B – nieulepszalne cieplnie) poprzez umocnienie zgniotem albo umocnienie wydzielinowe (stopy grupy A – ulepszalne cieplnie).

Umacnianiu wydzielinowemu poddaje się stopy, które wykazują zwiększającą się rozpuszczalność składników stopowych wraz z podwyższeniem temperatury (Mromliński, [44]). Proces umacniania wydzielinowego polega na przesyconiu, czyli wyżarzaniu stopu w podwyższonej temperaturze celem rozpuszczenia składników stopowych, następnie gwałtownym chłodzeniu, w wyniku którego otrzymuje się przesycony roztwór stały w temperaturze pokojowej [79]. Schemat standardowej obróbki cieplnej przedstawiono na rysunku 3.7. Jeśli stop jest wolno chłodzony, nadmiar składnika stopowego wydziela się w postaci dużych cząstek, ułożonych na granicach ziaren.

Kolejnym etapem jest starzenie sztuczne przesyconego stopu, które powoduje znaczne zmiany właściwości mechanicznych. Jest to kontrolowany proces wytrzymałowania stopu w podwyższonej temperaturze, podczas którego następuje rozpad przesyconego roztworu stałego, w celu uzyskania struktury stopu z drobnymi wydzielinami, równomiernie rozłożonymi w całej objętości ziarna. Szybkość starzenia i umacnianie stopów zależy znacznie od temperatury i składu chemicznego.

W początkowym stadium starzenia, istnieje tzw. okres inkubacyjny, podczas którego nie zauważa się jeszcze wzrostu wytrzymałości, a ze względu na dużą plastyczność stopu w tym okresie, jest wykorzystywany do poddawania stopu różnym operacjom technologicznym połączonym z odkształceniem (gięcie, tłoczenie) [42]. Wraz z obniżeniem temperatury – wzrasta czas potrzebny do uzyskania maksymalnej wytrzymałości, więc starzenie w niskiej temperaturze jest korzystne, bo uzyskuje się większą wytrzymałość, a jej maksimum rozciąga się na większy przedział czasowy, co ułatwia realizację procesu starzenia w praktyce.

W celu skrócenia czasu obróbki cieplnej oraz obniżenia kosztów stale dąży się do udoskonalania technologii wytwarzania stopów aluminium. Aby poprawić właściwości materiału podczas standardowego procesu produkcji można kontrolować parametry formowania na zimno lub na gorąco i parametry obróbki cieplnej. Istotny jest również dobór składu chemicznego stopu, pozwalający na kontrolę rodzaju wydzielin a także dodatek pierwiastków mikroskopowych wpływający w złożony sposób na procesy wydzielinowania. Dodatkową obróbkę cieplną można stosować do stopów obrabialnych cieplnie (seria 6xxx, 7xxx).

W przypadku stopów z manganem z serii 3xxx, jako, że niewielkie zmiany rozpuszczalności Mn w Al. wraz z temperaturą uniemożliwiają utwardzanie wydzielinowe przeprowadza się obróbkę plastyczną na zimno w celu rozdrobnienia i równomiernego rozmieszczenia faz w osnowie [8]. Stopy Aluminium z Magnezem z serii

5xxx przeznaczone są do obróbki plastycznej (hydronalia) a zwiększone własności wytrzymałościowe otrzymuje się wyniku umocnienia zgniotem.

W tabelicy 1 zaprezentowano różnice w minimach hutniczych: granicy plastyczności fo, wytrzymałości na rozciąganie Rm oraz wydłużenia względnego A50 stopu ulepszalnego cieplnie EN-AW6082 w zależności od rodzaju wyrobu oraz wariantu obróbki cieplnej.

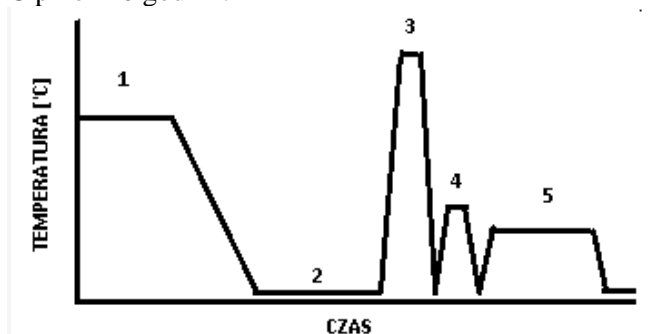
W tabeli Tabela 6.2 zaprezentowano wartości granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie stopu AA6060 w zależności od rodzaju obróbki termicznej. Przesycenie a następnie sztuczne starzenie, w kontrolowanej temperaturze powoduje ponad trzykrotne zwiększenie granicy plastyczności i prawie dwukrotne wytrzymałości na rozciąganie w stosunku do starzenia naturalnego, co ukazuje jak istotny wpływ na właściwości stopów aluminium mają parametry procesu produkcji.

Tabela 6.2

Właściwości mechaniczne stopu AA6060 w zależności podrodzaju obróbki termicznej. Źródło: (Oliver [51])

AA6060	Przesycenie i naturalne starzenie		Tylko sztuczne starzenie		Przesycenie i sztuczne starzenie	
	R0,2	Rm	R0,2	Rm	R0,2	Rm
	68 MPa	131 MPa	110 MPa	151 MPa	215 MPa	240 MPa

W pracy (AluReport [1]) skupiono się na procesie obróbki cieplnej stopu 6061. W początkowej fazie eksperymentu badano wpływ czasu między procesem przesycania SHT (*Solution HeatTreatment*) a starzeniem sztucznym. Wyżarzanie przeprowadzono w piecu do obróbki cieplnej w temperaturze od 540 i 580 ° C, po czym szybko schłodzono w wodzie do temperatury pokojowej. Do tego momentu proces produkcji jest podobny do standardowego, prowadzącego do uzyskania stanu T4, zmodyfikowano go jednak o obróbkę cieplną zaraz po przesyceniu i określono stan utwardzenia stopu jako T4*, co zilustrowano schematycznie na rys.6. Następnie wszystkie próbki starzono przy temperaturze 160 °C przez 10 godzin.



Rys.6.1. Schemat zmodyfikowanej obróbki cieplnej stopu 6061. 1 – obróbka plastyczna na gorąco, 2 – obróbka plastyczna na zimno, 3 – wyżarzanie przesycające, 4 – dodatkowe podgrzanie, 5 – starzenie sztuczne

Porównując ewolucję własności mechanicznych stopu 6061 w stanie T4 i T4* w zależności od czasu starzenia, stwierdzono wzrost maksymalnej wytrzymałości stopu, po dodatkowej obróbce cieplnej o ok. 50MPa. Po za tym zauważono, że stosując materiał wyjściowy stopu w stanie T4*, aby uzyskać granicę plastyczności 250 MPa proces starzenia można skrócić do 1 godziny , podczas gdy stop w standardowym stanie T4 wymaga starzenia aż przez 15 godzin.

W pracy [24] przedstawiono innowacyjne strategie obróbki cieplnej takich jak: podwójne starzenie (DA – Double Aging) i retrogresję (RHT- Retrogression Heat Treatment). Podwójne starzenie (rys.5) w niższej, później w wyższej temperaturze, jest procesem, który ma na celu zminimalizowanie całkowitego czasu starzenia, bez znacznego spadku własności wytrzymałościowych dla różnych stopów aluminium.

W celu zbadania wpływu podwójnego starzenia na oszczędność energii i wydajność procesu technologicznego wytwarzania stopu 7075 i 6061 przeprowadza się testy twardości wytrzymałości, Wyniki badań przedstawione są m.in. w pracy [24] w których stwierdzono, że możliwe jest skrócenie czasu starzenia bez znacznego spadku twardości i wytrzymałości na rozciąganie stopów.

Termo-mechaniczne podwójne powoduje natomiast dalsze przyspieszenie całkowitego czasu obróbki cieplnej do zaledwie 80 minut. Powoduje także wzrost twardości w porównaniu do konwencjonalnych metod starzenia [24].

Obróbka cieplna przez retrogresję jest wykorzystywana do poprawy odkształcalności profili ze stopów 6xxx oraz 7xxx (w różnych stanach utwardzenia) poprzez gwałtownie ich ogrzanie lokalnie lub na całej długości, celem powrót do ich pierwotnej plastyczności przed starzeniem. W przeciwieństwie do konwencjonalnego procesu wyżarzania, który wymaga długiego czasu, operację to wykonuje się w kilka sekund w synchronizacji z procesem formowania. Ten rodzaj obróbki poprawia odporność stopu na pękanie naprężeniowo-korozyjne oraz przygotowuje materiał do dużych deformacji podczas formowania [24].

Pod względem działania niskich temperatur stopy aluminium, w przeciwieństwie do stali, zachowują swoje własności mechaniczne. Przy obniżeniu temperatury z +20C do -80C obserwuje się nawet niewielki wzrost wytrzymałości na rozciąganie oraz granicy plastyczności stopu przy nieznacznym spadku wydłużenia jednostkowego (Mromliński, [44]). Natomiast przy wysokich temperaturach, stopy aluminium wykazuje pogorszenie właściwości mechanicznych, w zależności od rodzaju stopu, czasu trwania temperatury oraz stanu naprężenia ogrzewanego elementu. Przy krótkotrwałym ogrzaniu elementu do temp. Powyżej 150C stopy nieulepszane cieplnie, tracą nieodwracalnie swoje właściwości, natomiast stopy poddane wcześniejszej obróbce cieplnej odzyskują w mniejszym lub większym stopniu swoją wytrzymałość [44].

Według zaleceń normy [12] uwzględnia się redukcję właściwości wytrzymałościowych stopów poddanych działaniu temperatury 80-100°C. Przy czym w tym zakresie temperatur spadek wytrzymałości przyjmuje się jako proces odwracalny tzn. w miarę stygnięcia materiał odzyskuje swoje właściwości.

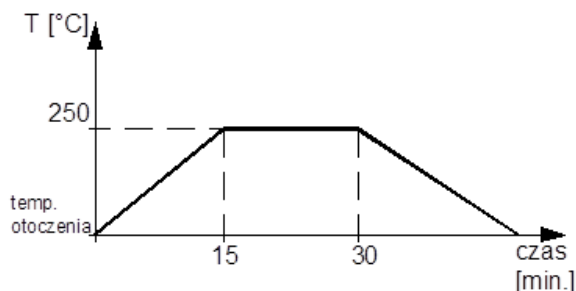
W temperaturach powyżej 100°C redukuje się także wartość modułu sprężystości oraz spadek wytrzymałości zależny od czasu.

Dla stopów poddanych starzeniu naturalnemu, obserwuje się zjawisko tzw. nawrotu, co oznacza, że stan stopu uzyskany w wyniku starzenia nie jest trwały a powrót do właściwości wyjściowych następuje po krótkotrwałym ogrzewaniu stopu w temperaturze niższej od temperatury przesylenia [9]. Według [38] po poddaniu stopu działaniu temperatury 200 ÷ 250°C przez czas 2 ÷ 3 min., umocnienie zanika a własności powracają do pierwotnych, w stanie świeżo przesyconym, jednakże po ostudzeniu stop może być ponownie starzony celem przywrócenia efektów umocnienia. Za przyczynę zaistnienia zjawiska nawrotu uznaje się rozpuszczanie się nietrwałych stref G-P o małych rozmiarach i powrót do struktury pierwotnie przesyconego roztworu stałego o równomiernym rozłożeniu atomów rozpuszczonych [38].

6.2 KONCEPCJA BADAŃ DOŚWIADCZALNYCH

Badaniom doświadczalnym poddano pręt C z serii EN-AW 6060 T6 pochodzący z tego samego wytopu, co pręty A, B i D, dla których przeprowadzono analizę zmienności cech lokalnych w rozdziałach 3÷5 niniejszej pracy.

Próbki do badań przygotowano według procedury opisanej w p.3.1, dzieląc pręt C na 38 próbek proporcjonalnych okrągłych o długości 15cm. Każdą próbkę opatrzono kolejnym numerem i poddano obróbce termicznej w piecu laboratoryjnym według poniższego schematu (Rys.6.2).

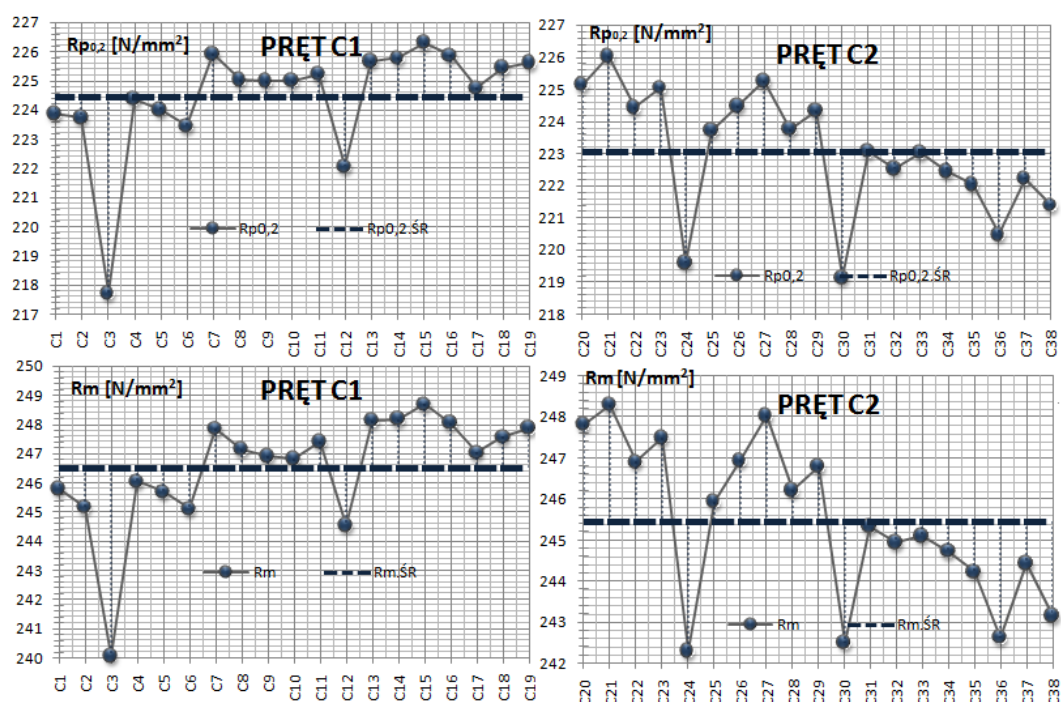


Rys.6.2 Schemat obróbki termicznej próbek. Źródło: badania własne

Próbki ogrzewano do temperatury 250°C, w której przetrzymane zostały przez 15 minut a następnie wyjęto je z pieca i poddano procesowi samorzutnego chłodzenia w temperaturze otoczenia. Po 24 godzinach przeprowadzono statyczną próbę rozciągania pierwszej partii próbek C1 ÷ C19, a po 7 dniach na drugiej C20 ÷ C38. Próbę rozciągania przeprowadzono w temperaturze otoczenia, przy użyciu maszyny wytrzymałościowej Zwick Roell (por.p.3.3).

6.3 WYNIKI STATYCZNEJ PRÓBY ROZCIĄGANIA PO OBRÓBCE TERMICZNEJ

W wyniku przeprowadzonej próby rozciągania uzyskano realizacje granicy plastyczności $R_{0,2}$ i wytrzymałości na rozciąganie R_m dla pręta C z serii EN-AW6060 T6. Wyniki dla pierwszej części próbek C1 (C1 ÷ C19) otrzymane po 24 godzinach od chwili ogrzewania próbek przedstawiono na wykresach łącznie z wynikami dla drugiej części C2 (C20 ÷ C38) otrzymane po 7 dniach na wykresach poniżej (rys.6.3).



Rys.6.3 Realizacje granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie dla pręta C1 (C1 ÷ C19) i C2 (C20 ÷ C38). Źródło: badania własne

W tabeli 6.3 zestawiono wyniki pomiarów granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie dla obu partii próbek (C1 ÷ C19 i C20 ÷ C38). Porównując obie realizacje, obserwuje się obniżenie średniej granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie o około $1 N/mm^2$ dla pręta zrywanego po 7 dniach od operacji podgrzewania, co być może spowodowane jest pierwotnie występującym trendem na długości pręta C, gdyż rozrzuty $R_{0,2}$ obu realizacji (C1 i C2) zawierają się w podobnych granicach ($222,1 ÷ 226,3 N/mm^2$ dla C1 i $219,1 ÷ 226 N/mm^2$). Współczynnik zmienności dla obu partii próbek wynosi ok.0,9% dla granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie.

Tabela 6.3

Zestawienie wyników pomiarów granicy plastyczności $R_{0,2}$, wytrzymałości na rozciąganie R_m dla pręta C z serii EN-AW 6060

PRĘT	LICZBA PRÓBEK n	\bar{x}	μ_0^2	μ_0	v
$R_{0,2}[\text{N/mm}^2]$					
C1÷C19	19	224,5	3,783	1,945	0,87%
C20÷C38	19	223,1	3,760	1,939	0,87%
$R_m[\text{N/mm}^2]$					
C1÷C19	19	246,5	3,876	1,969	0,80%
C20÷C38	19	245,5	3,724	1,930	0,79%

Źródło: badania własne

6.4 ANALIZA WYNIKÓW

Do analizy wyników otrzymanych z próbek poddanych obróbce cieplnej wykorzystano aparat statystyczny użyty w rozdziale 4, a opisany w punkcie 3.8 tejże pracy. W pierwszej kolejności zweryfikowano normalność rozkładów granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie przy użyciu testu Shapiro-Wilka, którego wyniki przedstawione zostały w tabeli 6.4.

Tabela 6.4

Test normalności Shapiro-Wilka dla stopu EN-AW 6060

PRĘT	LICZBA PRÓBEK	W	$W_{\text{crit}} (\alpha = 0,01)$	$W_{\text{crit}} (\alpha = 0,05)$	$W_{\text{crit}} (\alpha = 0,10)$	WYNIK
$R_{0,2}[\text{N/mm}^2]$						
C1÷C19	19	0,731	0,863	0,901	0,917	-
C20÷C38	19	0,956	0,863	0,901	0,917	+
$R_m[\text{N/mm}^2]$						
C1÷C19	19	0,807	0,863	0,901	0,917	-
C20÷C38	19	0,946	0,863	0,901	0,917	+

Źródło: badania własne

Test Shapiro-Wilka nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu na danym poziomie ufności $\alpha = 0,05$ dla badanych cech mechanicznych dla próbek C20 ÷ C38. Dla próbek z pierwszej partii C1 ÷ C19 należało odrzucić hipotezę o normalności rozkładu na każdym z zadanych poziomów ufności $\alpha = 0,10$, $\alpha = 0,05$ i $\alpha = 0,01$. Na wykresach otrzymanych realizacji zarówno granicy plastyczności jak i wytrzymałości na rozciąganie (Rys.6.3) obserwuje się znaczne odbieganie wyników próby rozciągania dla próbki C3. Przeprowadzone testy statystyczne Dixona (tabela 6.5) i Grubbsa (tabela 6.6) klasyfikują te wyniki, jako wartości wątpliwe.

Tabela 6.5

Test Dixona (test Q)

TEST DIXONA					
PRĘT	LICZBA PRÓBEK	Q_A	Q_B	Q_{krit}	WARTOŚĆ WĄTPLIWA
$R_{0,2} [N/mm^2]$					
C1	19	0,704	0,154	0,462	217,714 (C3)
$R_m [N/mm^2]$					
C1	19	0,624	0,153	0,462	240,061 (C3)

Źródło: badania własne

Tabela 6.6

Test Grubbsa (test T)

TEST GRUBBSA					
PRĘT	LICZBA PRÓBEK	G_{min}	G_{max}	G_{krit}	WARTOŚĆ WĄTPLIWA
$R_{0,2} [N/mm^2]$					
C1	19	3,474	0,948	2,680	217,714 (C3)
$R_m [N/mm^2]$					
C1	19	3,289	1,097	2,680	240,061 (C3)

Źródło: badania własne

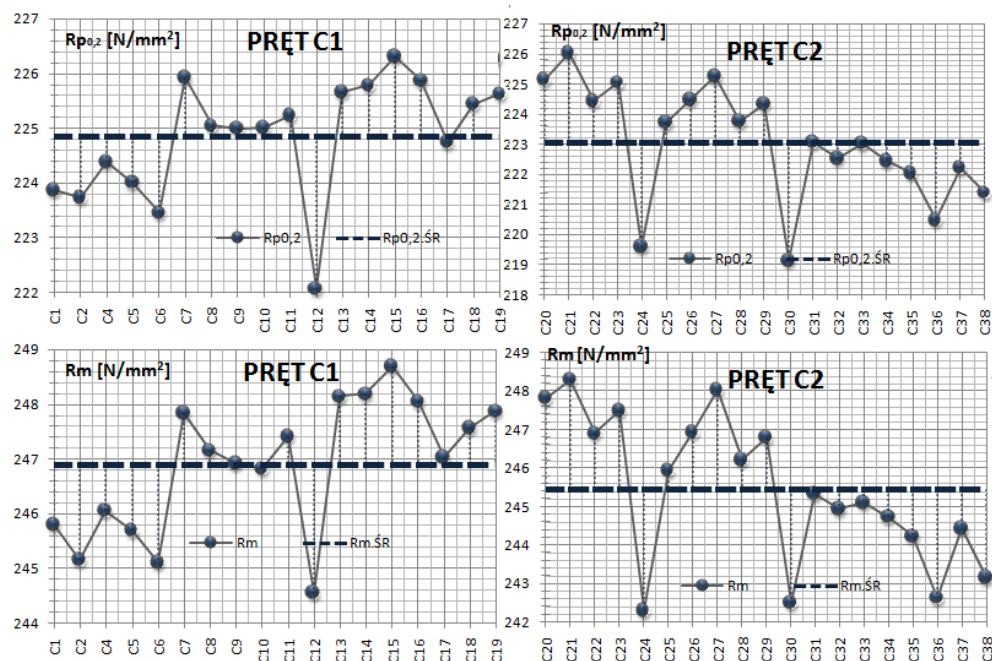
Po odrzuceniu wartości minimalnych wskazanych w powyższych testach otrzymuje się realizację granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie jak na rysunku 6.5, natomiast ponownie wykonane testy zgodności nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładów dla obu partii prętów (tabela 6.7).

Tabela 6.7

Test normalności Shapiro-Wilka dla stopu EN-AW 6060

PRĘT	LICZBA PRÓBEK	W	$W_{crit} (\alpha = 0,01)$	$W_{crit} (\alpha = 0,05)$	$W_{crit} (\alpha = 0,10)$	WYNIK
$R_{0,2} [N/mm^2]$						
C1÷C19	18	1,082	0,858	0,897	0,914	+
C20÷C38	19	0,956	0,863	0,901	0,917	+
$R_m [N/mm^2]$						
C1÷C19	18	0,940	0,858	0,897	0,914	+
C20÷C38	19	0,946	0,863	0,901	0,917	+

Źródło: badania własne



Rys.6.4 Realizacje granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie dla pręta C1 i C2 z serii EN-AW6060 po odrzuceniu wyników wątpliwych. . Źródło: badania własne

Charakterystyki statystyczne uzyskane dla pręta C1 i C2 zestawiono w tabeli wraz z pozostałymi wynikami próby rozciągania przeprowadzonej dla prętów A, B i D, które nie zostały poddane obróbce termicznej (Tabela 6.8).

Tabela 6.8

Zestawienie wyników pomiarów $R_{0,2}$ i R_m dla prętów z serii EN-AW6060

PRĘT	LICZBA PRÓBEK n	\bar{x}	μ_0^2	μ_0	ν
$R_{0,2} [N/mm^2]$					
A	37	224,0	0,521	0,721	0,32%
B	38	224,2	0,789	0,888	0,40%
C1	18	224,8	1,171	1,082	0,48%
C2	19	223,1	3,760	1,939	0,87%
D	36	222,5	0,612	0,783	0,35%
$R_m [N/mm^2]$					
A	37	246,7	0,504	0,710	0,29%
B	38	246,7	1,104	1,050	0,43%
C1	18	246,9	1,501	1,225	0,50%
C2	19	245,5	3,724	1,930	0,79%
D	36	244,0	0,852	0,923	0,38%

Źródło: badania własne

Wszystkie z zestawionych realizacji z mają rozkład normalny, przy czym pręty A, B i D charakteryzują się jednorodnością wariancji oscylującej w granicach $0,5 \div 1,1$. Wariancja dla pręta C2 równa $\mu_0^2 \approx 3,8$ wyraźnie odbiega od tych wartości, natomiast dla pręta C1 zmniejszyła się z prawie 3,8 do 1,5 dzięki odrzuceniu próbki C3, która została uznana za wynik obarczony błędem grubym a co za tym idzie mającym wpływ na normalność rozkładu. Test Bartletta (tabela 6.9) potwierdza, że należy odrzucić hipotezę o jednorodności wariancji na zadanym poziomie ufności $\alpha = 0,05$.

Tabela 6.9

Test Bartletta

PRĘT	LICZBA PRÓBEK n	LSS	WARIANCJA		c	χ^2	$\chi_{0,05,2}^2$	χ^2
$R_{0,2} [N/mm^2]$								
A	37	36	0,521	0,131	1,032	35,1	9,49	-
B	38	37	0,789	0,204				
D	36	35	0,612	0,150				
C1	18	17	1,170	0,139				
C2	19	18	3,760	0,473				
$R_m [N/mm^2]$								
A	37	36	0,504	0,127	1,032	27,2	9,49	-
B	38	37	1,104	0,286				
D	36	35	1,501	0,367				
C1	18	17	3,724	0,443				
C2	19	18	0,852	0,107				

Źródło: badania własne

6.5 PODSUMOWANIE ROZDZIAŁU 6

W rozdziale 6 opisano metody obróbki termicznej stopów aluminium ulepszalnych cieplnie stosowanych wspólnie w hutnictwie, do których należy między innymi analizowany w niniejszej pracy stop EN-AW 6060 T6. Dla stopów aluminium nieulepszanych cieplnie charakterystycznym jest nieodwracalne pogorszenie właściwości mechanicznych już przy krótkotrwałym ogrzaniu elementu do temperatury 150°C, natomiast poddane wcześniejszej obróbce cieplnej częściowo odzyskują swoją wytrzymałość. Opisywane w literaturze zjawisko nawrotu, oznacza z kolei, że po poddaniu stopu ulepszanego cieplnie działaniu temperatury 200 ÷ 250°C przez czas 2 ÷ 3 min., prowadzi do obniżenia wytrzymałości tego stopu do stanu przed umocnieniem - w stanie świeżo przesyconym. Wyjątkowa wrażliwość stopów aluminium na działanie podwyższonych temperatur stała się przyczynkiem opisanych w tym rozdziale badań doświadczalnych, przeprowadzonych na stopie EN-AW6060 T6.

Wyniki uzyskane w statycznej próbie rozciągania wykonanej w siedmiodniowym odstępie czasu dla prętów C1 i C2, poddanych uprzednio podgrzaniu do temperatury 250°C (por. rys.6.2), porównano z wynikami dla prętów (A, B i C) pochodzących z tego samego wytopu - nie poddanych obróbce termicznej. Wstępnie postawiono tezę, iż podwyższone temperatury technologiczne o wartości 150°C – 200°C mają istotny wpływ na parametry lokalnych cech wytrzymałościowych $R_{0,2}$ i R_m stopów aluminium ulepszonych cieplnie. Przeprowadzone badania nie potwierdziły jednak tego założenia. Wartości granicy plastyczności uzyskane dla prętów A, B i C oscylowały w granicach $R_{0,2} = 221,1 \div 226,2 \text{ N/mm}^2$, a dla prętów C1 i C2 $R_{0,2} = 219,1 \div 226,3 \text{ N/mm}^2$ tak więc pomimo niestwierdzonej na drodze statystycznie równości średnich, obserwuje się zbieżne wyniki nie dające podstaw do wnioskowania o obniżeniu się granicy plastyczności po poddaniu stopu EN-AW6060 T6 działaniu podwyższonej temperatury przez okres 15 minut. Analogicznie, wytrzymałość na rozciąganie dla prętów A, B i C wyniosła $R_m = 244,0 \div 246,7 \text{ N/mm}^2$ a dla prętów C1 i C2 $R_m = 242,3 \div 248,7 \text{ N/mm}^2$, gdzie także nie stwierdza się istotnych różnic w rozrzucie mogących świadczyć o obniżeniu bądź podwyższeniu wytrzymałości. Weryfikacja statyczna nie potwierdza jednak jednorodności wariancji, która dla prętów poddanych obróbce cieplnej wzrasta nawet ponad czterokrotnie, natomiast współczynnik zmienności (na długości prętów) waha się od $v = 0,5\%$ do $v = 0,9\%$, co w porównaniu do współczynnika dla prętów A, B i C ($v = 0,3 \div 0,4\%$) świadczy o większej zmienności, jednak nie przekraczającej 1% i nie mającej większego wpływu na wariancję ogólną.

7. ZAKOŃCZENIE

7.1 PODSUMOWANIE

Celem niniejszej dysertacji była ocena wpływu niejednorodności lokalnych cech wytrzymałościowych wybranych stopów aluminium, opisanych przez wariancję μ_o^2 na wariancję ogólną μ_R^2 . Analizie poddano dwa stopy aluminium z grupy ulepszonych cieplnie (EN-AW6060 T6) i nieulepszonych cieplnie (EN-AW5754 H14) – reprezentatywnych dla wyrobów hutniczych rekomendowanych przez CEN dla budownictwa. Badania doświadczalne wybranych stopów aluminium ustanowiły bazę empiryczną potrzebną do wyspecyfikowania parametrów (umownej granicy plastyczności $R_{0,2}$, wytrzymałości stopów na rozciąganie R_m , modułu początkowego sprężystości podłużnej E oraz wydłużenia względnego A_{50}) na długości pręta. Spodziewano się, że na skutek procesów technologicznych jakie są stosowane w hutnictwie aluminium dla podniesienia wytrzymałości stopów, ich niejednorodność na długości pręta może być większa niż dla podobnych wyrobów stalowych. Wartości średnie, odchylenia standardowe i współczynniki zmienności zbadanych cech dla poszczególnych prętów z serii EN-AW 6060 zestawiono w tabeli 7.1 i z serii EN-AW 5754 w tabeli 7.2.

Tabela 7.1

Zestawienie wyników pomiarów modułu sprężystości E, granicy plastyczności R_{0,2}, wytrzymałości na rozciąganie R_m i wydłużenia względnego A₅₀ dla prętów z serii EN-AW 6060

Pręt	Liczba próbek n	\bar{R}_i	μ_{oi}^2	μ_{oi}	ν_{oi}
$R_{0,2}[\text{N/mm}^2]$					
A	37	224,0	0,521	0,721	0,003
B	38	224,2	0,789	0,888	0,004
D	36	222,5	0,612	0,783	0,004
$R_m[\text{N/mm}^2]$					
A	37	246,7	0,504	0,710	0,003
B	38	246,7	1,104	1,050	0,004
D	36	244,0	0,852	0,923	0,004
$E [10^3 \text{ N/mm}^2]$					
A	36	66,7	0,904	0,951	0,014
B	37	67,7	0,462	0,670	0,010
D	36	68,0	0,229	0,478	0,007
$A_{50} [\%]$					
A	37	16,7	0,934	0,967	0,051
B	38	16,0	0,709	0,842	0,050
D	36	15,4	0,599	0,763	0,041

Źródło: badania własne

Tabela 7.2

Zestawienie wyników pomiarów modułu sprężystości E , granicy plastyczności $R_{0,2}$, wytrzymałości na rozciąganie R_m i wydłużenia względnego A_{50} dla prętów z serii EN-AW 5754

Pręt	Liczba próbek n	\bar{R}_i	μ_{oi}^2	μ_{oi}	ν_{oi}
$R_{0,2}[\text{N/mm}^2]$					
E	19	205,5	0,677	0,823	0,004
F	17	205,8	0,807	0,898	0,004
G	18	207,1	0,349	0,591	0,003
H	18	201,3	0,445	0,667	0,003
$R_m[\text{N/mm}^2]$					
E	19	258,0	1,479	1,216	0,004
F	17	258,9	1,446	1,202	0,005
G	18	260,8	0,742	0,861	0,003
H	18	254,8	1,164	1,079	0,004
$E [10^3 \text{ N/mm}^2]$					
E	18	69,0	0,096	0,309	0,005
F	16	67,4	0,144	0,379	0,006
G	18	67,9	0,289	0,538	0,008
H	19	69,4	0,172	0,415	0,006
$A_{50} [\%]$					
E	17	17,7	0,047	0,217	0,012
F	17	17,2	0,101	0,317	0,018
G	18	17,2	0,134	0,366	0,021
H	18	17,5	0,255	0,505	0,029

Źródło: badania własne

Analiza wyników badań przeprowadzona w rozdziale 4 obejmowała weryfikację postawionych wstępnie tez pracy. Weryfikację jednorodności zbiorów wyników, otrzymanych z badań doświadczalnych przeprowadzono przy użyciu odpowiednich testów statystycznych. Przed przystąpieniem do statystycznej analizy należało przeprowadzić weryfikację wyników które istotnie odbiegają od innych wartości w wyniku czego mogłyby zaburzyć wynik analizy zmienności. W tym celu wykorzystano testy statystyczne pozwalające stwierdzić występowanie wyników obarczonych błędem grubym będących wynikiem błędu ludzkiego, pomyłki bądź nieprawidłowo przeprowadzonego badania.

Pierwsza teza postawiona w niniejszej pracy zakładała, że **lokalne cechy mechaniczne wyrobów hutniczych ze stopów aluminium, takie jak umowna granica plastyczności $R_{0,2}$, wytrzymałość na rozciąganie R_m , moduł sprężystości podłużnej (początkowy) E i wydłużenie względne A_{50} mają rozkłady normalny lub zbliżony do normalnego.**

Przeprowadzone w rozdziale 4.3 testy zgodności nie dały podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o normalności rozkładu granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie na zadanym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ dla wszystkich prętów z serii EN-

AW 6060 i EN-AW 5754. Dla jednego pręta (A) z serii EN-AW 6060 należało odrzucić hipotezę o normalności rozkładu modułu sprężystości E w wyniku przeprowadzonego testu Shapiro-Wilka na poziomie istotności $p = 0,05$, dla rozkładu normalnego statystyka wyniosła $W = 0,937$ na poziomie $p = 0,04$. Także dla jednego pręta (H) z serii EN-AW 5754 należało odrzucić hipotezę zerową o normalności rozkładu wydłużenia względnego A_{50} na danym poziomie istotności $p = 0,05$, dla którego statystyka testu Shapiro-Wilk'a wyniosła $W = 0,887$ na poziomie istotności $p = 0,035$.

Wariancje μ_{oi}^2 dla poszczególnych prętów, zestawione w tablicach 4.5 i 4.6 różnią się od zera, co potwierdza drugą tezę, zakładającą, że **lokalne cechy mechaniczne R_{02} , R_m , E i A_{50} na długości pręta wykonanego ze stopów aluminium ulepszonych cieplnie i nieulepszonych cieplnie nie są jednorodne.**

Trzecia teza zakładała, że **wariancje lokalnych cech mechanicznych R_{02} , R_m , E i A_{50} na długości pręta wykonanego ze stopów aluminium ulepszonych cieplnie i nieulepszonych cieplnie różnią się w sposób istotny.**

Testy jednorodności przeprowadzone w rozdziale 4.4 nie dały podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o jednorodności wariancji dla granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie prętów z serii EN-AW6060 i EN-AW5457. Wariancje modułu sprężystości E różniły się istotnie tylko dla prętów z serii 6xxx, a wydłużenia względnego A_{50} dla prętów z serii 5xxx.

Przeprowadzony w p.4.5 test ANOVA, weryfikujący hipotezę o równości średnich należało odrzucić dla wszystkich prętów z obu badanych stopów, co spowodowało konieczność posługiwania się w dalszej analizie wartościami scentralizowanymi w obrębie jednej realizacji dla wszystkich badanych cech wytrzymałościowych.

Stwierdzenie jednorodności stochastycznej cech wytrzymałościowych wzdłuż osi prętów poprzedza odpowiednia analiza funkcji losowych, polegająca na zbadaniu ich stacjonarności (ocenie obecności ewentualnych sygnałów niestacjonarności) i ergodyczności co zostało omówione w rozdziale 5. W konsekwencji przeprowadzonych analiz otrzymano scentralizowany rozkład stochastyczny wzdłuż długości każdego z badanych prętów, opisany wariancją stochastyczną μ_0^2 , funkcją autokorelacyjną oraz funkcją widmową (p.5.4).

W tablicy 7.3 zestawiono wyniki badań statystycznych wytrzymałości badanych niniejszej pracy prętów o średnicy $D = 10\text{mm}$ wykonanych ze stopów aluminium serii EN-AW 6060 i EN-AW 5754.

Dla oceny ilościowej wpływu niejednorodności lokalnych cech wytrzymałościowych na wariancję ogólną, parametry normalne rozkładu cech wytrzymałościowych zestawione wyżej przeliczono na parametry logarytmicznie-normalne tj. medianę \check{R} i logarytmiczny współczynnik zmienności v_R^* . Do obliczeń logarytmicznego współczynnika v_R (5), (10) przyjęto $v_{oRe} = 0,004$ dla granicy plastyczności $v_{oRm} = 0,005$ dla wytrzymałości na rozciąganie. Przeliczone statystyczne parametry granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie zestawiono w tablicy 7.4.

Tablica 7.3

Parametry statystyczne próby laboratoryjnej wyrobów Al

Parametr	R_{02} [MPa]	R_m [MPa]	E [GPa]	A [cm ²]	A ₅₀ [%]
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
stop AW-6060 w stanie T6 – próbek 111					
\bar{R}_i	223,6	245,8	67,4	0,785	16,0
μ_i	1,10	1,57	1,19		
v_i	0,005	0,006	0,018		
min R_i	221	242	61	-	13,6
stop AW-5754 w stanie H14 – próbek 71					
\bar{R}_i	205,0	258,2	68,5	0,785	17,4
μ_i	2,31	2,43	0,88		
v_i	0,011	0,009	0,013		
min R_i	200	252	67	-	16,5

Tablica 7.4

Wpływ niejednorodności lokalnych cech wytrzymałości wyrobów hutniczych ze stopów aluminium na wariancję ogólną – w zakresie przeprowadzonych badań statystycznych

Rodzaj stopu	Średnica D [mm]	Granica plastyczności Re [MPa]					Wytrzymałość na rozciąganie Rm [MPa]				
		\bar{R}	v_R^*	v_R	$\check{\gamma}_{R^*}$	$\check{\gamma}_R$	\bar{R}	v_R^*	v_R	$\check{\gamma}_{R^*}$	$\check{\gamma}_R$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Próba statystyczna wytrzymałości prętów okrągłych wykonanych ze stopów aluminium											
EN-AW 6060 T6	10	223,6	0,005	0,006	1,02	1,02	245,8	0,006	0,007	1,02	1,02
EN-AW 5754 H14	10	205,0	0,011	0,012	1,04	1,04	258,2	0,009	0,010	1,03	1,03

W wyniku przeprowadzonych obliczeń otrzymano centralny współczynnik zmienności $\check{\gamma}_R = 1,02$ dla granicy plastyczności i $\check{\gamma}_R = 1,03 \div 1,04$.

W drugiej części pracy w rozdziale 6 opisano wyniki badań wpływu podwyższonych temperatur technologicznych na parametry lokalnych cech wytrzymałościowych dla stopu EN-AW 6060T6. Wstępnie postawiono tezę, iż **podwyższone temperatury technologiczne o wartości 150°C – 200°C mają istotny wpływ na parametry lokalnych cech wytrzymałościowych R_{02} i R_m stopów aluminium ulepszonych cieplnie.**

Wyniki badań laboratoryjnych zaprzeczają postawionej tezie. Badaniom poddano próbki wycięte z pręta wykonanego ze stopu EN-AW6060T6 (klasa trwałości B) należący do partii czterech prętów, pochodzących z jednego wytopu, dla których uprzednio przeprowadzono analizę jednorodności. Próbki poddano działaniu temperatury 250°C (wyższej niż założonej temperaturze 150°C – 200°C). W wyniku statycznej próby

rozciągania uzyskano realizacje granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie, których parametry statystycznie nie różnią się istotnie od otrzymanych dla pozostałych trzech prętów nie poddanych działaniu wyższych temperatur.

7.2 WNIOSKI KOŃCOWE I DALSZY KIERUNEK BADAŃ

Badania właściwości mechanicznych wybranych stopów aluminium, wykazały, iż spełniają one wymagania jednorodności pod względem zgodności rozkładów i równości wariancji, natomiast należało odrzucić hipotezę o jednorodności średnich. W związku z tym analiza funkcji autokorelacyjnej i analiza widmowa została przeprowadzona dla wartości scentralizowanych, których średnia jest stała i równa zero. Wstępne oględziny wykresów realizacji, analiza regresji prostej oraz analiza autokorelacyjna pozwoliły na zidentyfikowanie struktury poszczególnych realizacji jako procesu stochastycznego. Po eliminacji ewentualnych trendów liniowych, a następnie sprowadzeniu procesu do postaci stacjonarnej, przeprowadzono analizę spektralną do wykazania braku istotnych okresowych sygnałów niestacjonarności na długości prętów oraz weryfikacji testów na biały szum. W rezultacie uzyskano funkcje autokorelacyjne badanych cech mechanicznych dla całych prób reprezentujących stopy aluminium serii EN-AW6060 i EN-AW5754, które sklasyfikowano jako procesy stacjonarne i ergodyczne.

Podsumowując, uzyskane wyniki lokalnych właściwości mechanicznych można uznać za jednorodne. Współczynniki zmienności badanych cech ogólnie nie przekraczają 1 % (patrz tabela 7.1 i tabela 7.2), dla granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie na długości prętów wynoszą $v = 0,3 \div 0,4\%$ a wpływ niejednorodności lokalnych cech wytrzymałościowych stopów aluminium, opisany przez wariancję μ_0^2 na wariancję ogólną μ_R^2 , uznano za pomijalny (patrz tabela 7.4)

Dla porównania, dla płaskowników ze stali St3S [8], uzyskano wartości współczynników zmienności $v = 2,4 \div 2,8\%$ a ze stali 18G2A $v = 0,7 \div 2\%$ [9]. Różnice w wielkości rozrzutu współczynników zmienności opisanych produktów aluminiowych i stalowych zaobserwowano także w pracy [20]. Należy jednak zauważyć, że test wytrzymałości prowadzono w tym czasie przy użyciu maszyn starszych generacji, niewyposażonych w elektroniczne układy pomiarowe stąd poszczególne wyniki dla stali można określić, jako mniej dokładne niż uzyskane współcześnie, co skłaniałoby do ich powtórzenia.

LITERATURA

- [1] **AluReport** 6xxx alloys: *Optimized heat treatment sequences for unique customer benefits*, AMAG Austria Metall AG, 2009.
- [2] *ASM Handbook*, Tomy 1,2,8, ASM International, Materials Park, Ohio 1992.
- [3] **Bendat J.S. Piersol A.G.** *Metody analizy i pomiaru sygnałów losowych*, PWN, Warszawa 1976.
- [4] **Bloomfield P.** *Fourier analysis of time series*, John Wiley & Sons, New York 2000.
- [5] **Box G.E.P. i Pierce, D.A.** *Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models*, Journal of the American Statistical Association, No.65, p.1509-1526, 1970.
- [6] **Breger M., Stich J. i Garrido R.** *Nonradial Pulsation of the Delta-Scuti Star Bu-Cancri in the Praesepe Cluster*, Astronomy and Astrophysics, A&A, 1993.
- [7] **Chawlab N i Shena Y.L** *On the correlation between hardness and tensile strength in particle reinforced metal matrix composites*, Materials Science and Engineering, Tom A(297), 2001
- [8] **Dobrzański L.A.** *Rozdz.7 Aluminium. Podstawy nauki o materiałach i metaloznawstwo*. WNT, Warszawa 2002
- [9] **Dobrzański L.A.** *Utwardzanie wydzieleniowe stopów aluminium*. - Gliwice : Prezentacja IMiB, 2007.
- [10] EA-04/16 *Wytyczne EA dotyczące wyrażania niepewności w badaniach ilościowych*, 2003.
- [11] EN 10326: 2006 *Taśmy i blachy ze stali konstrukcyjnych powlekane ogniowo w sposób ciągły. Warunki techniczne dostawy*.
- [12] EN 1999-1-1: 2011 *Eurokod 9 - Projektowanie konstrukcji aluminiowych - Część 1-1: Reguły ogólne*.
- [13] **Facchinetti S.** *A procedure to find exact critical values of kolmogorov-smirnov test*, Statistica Applicata , Italian Journal of Applied Statistics, 2009.
- [14] **Fajkus M. Melcher J., Holicki M., Rozlivka L., Kala Z.** *Design characteristics of structural steels based on statistical analysis of metallurgical products*, Coimbra : EUROSTEEL, 1987.
- [15] **Fuller W.A.** *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, UVC., 1996.
- [16] **Gorockiewicz R.** *Wpływ twardości i mikrostruktury stopów aluminium na udarność*, Archiwum Odlewnictwa, Rocznik 3, Nr 8, PAN, Katowice 2003.
- [17] **Grec R** *Weryfikacja doświadczalna własności mechanicznych wybranych stopów aluminium*, LI Konferencja Naukowa KILiW PAN i KN PZITB, Krynica 2005.

- [18] **Gwóźdź M. Machowski A.** *Wybrane badania i obliczenia konstrukcji budowlanych metodami probabilistycznymi*, Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej, Kraków 2011.
- [19] **Gwóźdź M. Machowski A., Żwirek P.** *Wybrane zagadnienia niezawodności szkieletów stalowych budynków*, Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej, Kraków 2013.
- [20] **Gwóźdź M.** *Stany graniczne konstrukcji aluminiowych*, Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej, Kraków 2007.
- [21] **Gwóźdź M. Żwirek P.** *Statystyczna ocena wytrzymałości blach i kształtowników walcowanych na gorąco*. Inżynieria i Budownictwo, 2012.
- [22] **Gwóźdź M. Żwirek P.,** *Weryfikacja statystyczna współczynników częściowych nośności blach cienkich*, Inżynieria i Budownictwo, 2012.
- [23] **Gwóźdź M.** *Konstrukcje aluminiowe. Projektowanie według Eurokodu 9..*: Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej, Kraków 2014.
- [24] **Herring H.** *Innovations in Aluminum Heat Treatment*. 2011.
- [25] **Holdsworth D.L. i inni** *High frequency A-type pulsators discovered using SuperWASP*, Mon. Not. R. Astron. Soc., 2014.
- [26] <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35h.htm> [Online].
- [27] http://www.metale.org/artykuly,34425,1,Zalety_aluminium [Online].
- [28] Internetowy Podręcznik Statystyki: Analiza szeregów czasowych, <http://www.statsoft.pl>.
- [29] **Jastrzębski P.** *Wpływ długości rozciąganych osiowo prętów stalowych na ich wytrzymałość*. Sprawy Inżynierskie, nr 4, 1961
- [30] **Kamys B.** *Statystyczne metody opracowania pomiarów*. Wykłady SMOP-I 2007/08.
- [31] **Kayser T.** *Characterization of microstructure in aluminum alloys based on electron backscatter diffraction*, Dissertation, Dortmund 2011.
- [32] **Koen C.** *The "four sigma" limit for significant periodicities*. Astrophysics and Space Science, Astrophysics and Space Science, Volume 329, Issue 1-2, pp. 267-271, Ap & SS, 2010.
- [33] **Kosek W.** *Metody Analiz Widmowych, Filtracji i Prognozowania* [Online] <http://www.cbk.waw.pl/~kosek>., Centrum Badań Kosmicznych PAN, Warszawa.
- [34] **Kozak R.** *Zagadnienia wytrzymałości i technologii drutów wysokiej wytrzymałości*. Inżynieria i Budownictwo, nr 4, 1961.
- [35] **Kozłowski K. Zieliński R.** *Metody opracowania i analizy wyników pomiarów*, Tomy I Laboratorium z Fizyki, część 1, Wydawnictwo PG.
- [36] **Ljung G.M. i Box, G.E.P.** *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*, Biometrika, nr 65, 1978.
- [37] **Machowski A.** *Stochastyczna jednorodność elementów stalowych w konstrukcjach budowlanych*, Praca doktorska, Kraków 1977.

- [38] Materiał uzupełniający do wykładu, Materiałoznawstwo, WBiIŚ [Online] <http://www.zod.tu.koszalin.pl/>.
- [39] **Mendera Z.** *Zagadnienia stanów granicznych konstrukcji stalowych*, Budownictwo Lądowe, z.33, Wydawnictwa Politechniki Krakowskiej, Kraków , 1969.
- [40] **Meng C.** *Effect of Preheating Condition on Strength of AA6060 Aluminium Alloy for Extrusion*
- [41] Metal Handbook., Tom 2, ASM Interinational, Materials Park, Ohio1990.
- [42] *Miedź ,i stopy miedzi*, Materiały uzupełniające, Materiałoznawstwo, 2008 [Online] www.zod.tu.koszalin.pl.
- [43] **Młynarczyk A.** *Interakcja losowych mechanizmów zniszczenia belek stalowych*, Praca doktorska, Kraków 1986.
- [44] **Mromliński R.** *Konstrukcje aluminiowe*, Arkady, Warszawa 1964.
- [45] **Murzewski J.** *Analysis of random capacity of structures. Analiza nośności losowej konstrukcji. Jabłonna 1982*, PAN, Warszawa 1983.
- [46] **Murzewski J. i Irzyk E.** *Projektowanie belek wieloprzęsłowych z uwzględnieniem niezawodności systemu*, Konferencja "problemy losowe w mechanice konstrukcji", Gdańsk 1980.
- [47] **Murzewski J. i Machowski A.** *Wytrzymałość obliczeniowa stalowych konstrukcji belkowych i ramowyc*, Zeszyt 1,3, Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej, Kraków 1985.
- [48] **Murzewski J.** *Niezawodność konstrukcji inżynierskich*, Arkady, Warszawa 1989.
- [49] **Murzewski J.** *Safety of complex structural systems*, PAN KILiW, Jabłonna 1982.
- [50] **Murzewski Janusz** *Teoria nośności losowej konstrukcji prętowych*, PWN, Warszawa 1976.
- [51] **Oliver W.C. i Pharr G.M.** *An improved technique for determining hardness and elastic modulus using load and displacement sensing indentation experiments*, Journal Materials Research, Nr 6, Tom 7, 1992
- [52] **Ostachowicz J.** *Technika opracowywania danych pomiarowych w ćwiczeniach laboratoryjnych z fizyki* ,Wydawnictwo Ośrodka Edukacji Niestacjonarnej, AGH, Kraków1998.
- [53] PN/B-03200 (PN-76/B-03200, PN-80/B-03200 i PN-90/B-03200) *Konstrukcje Stalowe – Obliczenia statyczne i projektowanie*
- [54] PN-EN 10002-1: 2002 *Metale - Próba rozciągania - Część 1: Metoda badania w temperaturze otoczenia .*
- [55] PN-EN 10025:2002 *Wyroby walcowane na gorąco z niestopowych stali konstrukcyjnych. Warunki techniczne dostawy..*
- [56] PN-EN 1990: 2004 *Eurokod: Podstawy projektowania konstrukcji.*
- [57] PN-EN 1993-1-1:2006 *Eurokod 3: Projektowanie konstrukcji stalowych - Część 1-1: Reguły ogólne i reguły dla budynków.*

- [58] PN-EN 508-2: 2003 *Wyroby do pokryć dachowych z metalu - Charakterystyka wyrobów samonośnych z blachy stalowej, aluminiowej lub ze stali odpornej na korozję - Część 2: Aluminium.*
- [59] PN-EN 515:1996 *Aluminium i stopy aluminium. Wyroby przerobione plastycznie. Oznaczenia stanów.*
- [60] PN-EN 754-2:2002 *Aluminium i stopy aluminium. Pręty i rury ciągnione. Własności mechaniczne.*
- [61] PN-EN ISO 6892-1:2010- *Metale - Próba rozciągania --Część 1: Metoda badania w temperaturze pokojowej.*
- [62] PN-ISO 5725-1: *Dokładność (poprawność i precyzja) metod pomiarów i wyników pomiarów, Cz.1, Ogólne zasady i definicje.*
- [63] PN-ISO 5725-2: *Dokładność (poprawność i precyzja) metod pomiarów i wyników pomiarów, Cz.2, Podstawowa metoda określania powtarzalności i odtwarzalności standardowej metody pomiarowej.*
- [64] *Procedura Badawcza. Statyczna próba rozciągania prętów stalowych w tym zbrojeniowych w temperaturze otoczenia, Laboratorium Badawcze MiKB PK, Wyd.03.*
- [65] *Prognozowanie szeregów czasowych. Wybór i specyfikacja narzędzi pomocniczych dodatkowych, cz.3 [online]*
<http://www.prognostic.pl/documents/10180/22345/Prognozowanie%20szeregow%20czasowych%20Wybor%20i%20specyfikacja%20narzedzi%20pomocniczych%20dodatkowych%20cz3.pdf>.
- [66] Projekt Rozwojowy Politechniki Warszawskiej, *Przetwarzanie sygnałów.* [Online]. - http://zib.mchtr.pw.edu.pl/downloads/Przedmioty/PSB/PSB_3.pdf.
- [67] **Rohde M** *Zur Qualitätssicherung Mechanischer Eigenschaften von Baustahl.* Technische Universität zu Braunschweig, Braunschweig, Dissertation, 1987.
- [68] **Rometsch P.A. i Schaffer G.B.** *An age hardening model for Al-7Si-Mg casting alloys.* Materials Science and Engineering. Tom A(325). strony 424-434, 2001
- [69] **Rorabacher D.B.** *Statistical Treatment for Rejection of Deviant Values: Critical Values of Dixon's "Q" Parameter and Related Subrange Ratios at the 95% Confidence Level,* Anal. Chem, strony 139-146, 1991
- [70] **Rożmus - Górnikowska M. Blicharski M.** *Umocnienie wydzieleniowe stopu Al z Cu + umocnienie stali.* Materiały Dydaktyczne IMiP AGH.
- [71] **Schikorra M., Donati, L., Tomesani, L., Tekkaya, A. E.,** *Microstructure analysis of aluminium extrusion: grain size distribution in AA6060, AA6082 and AA7075 alloys.* Jurnal of Mechanical Science and Technology, Vol.21, 2007.
- [72] **Simões L. da Silva Rebelo C., Nethercot D., Marques L., Simões R., Vila Real P.M.M** *Statistical evaluation of the lateral-torsional buckling resistance of steel I-beams. Part 2: Variability of steel properties.* Journal of Constructional Steel Research. Elsevier 65, 2009.
- [73] **Skwarczyński A.** *Statystyczne metody oceny wyników pomiarów, Cz.1, Zmienna losowa jednowymiarowa,* Skrypty Uczelniane AGH, Kraków 1980.

- [74] **Sowa A.** *Statystyka wytrzymałości stali a bezpieczeństwo konstrukcji*, Zeszyty Naukowe Politechniki Krakowskiej, Budownictwo lądowe, Z.2, Kraków 1980
- [75] **Stanisz A.** *Analiza regresji - weryfikacja modelu*. Medycyna Praktyczna, Nr 12, 2000.
- [76] **Stanisz A.** *Podstawy statystyki dla prowadzących badania naukowe*, Medycyna Praktyczna, strony 159-162, Kraków 2000.
- [77] **Surendra P. Vermal Quiroz-Ruiz A.** *Critical values for six Dixon tests for outliers in normal samples up to sizes 100, and applications in science and engineering*. Revista Mexicana de Ciencias Geológicas, v. 23, núm. 2, 2006
- [78] **Szabatin Jerzy** *Podstawy teorii sygnałów*, Wydawnictwa Komunikacji i Łączności WKŁ, 2007.
- [79] **Szklarz Z** *Wpływ odkształcenia plastycznego na korozję mikrostrukturalną stopów aluminium typu AlCu4Mg1 i AlMg2*, Rozprawa doktorska, AGH, Kraków 2013.
- [80] **Szydlowski H.** *Teoria pomiarów*, PWN, Warszawa 1974.
- [81] **Świesznikow A.A.** *Postawowe metody funkcji losowych* - Warszawa : PWN, 1965.
- [82] **Taylor J.R.** *Wstęp do analizy błędów pomiarowych*. - Warszawa : Wydawnictwo Naukowe PWN, 1995.
- [83] **Tiryakioglu M., Campbell J., Staley J.T.** *On macrohardness testing of Al-7 wt.% Si-Mg alloys II. An evaluation of models for hardness-yield strength relationships*, Materials Science and Engineering, A361, 2003,
- [84] **Twardowski K. Traple J.** *Wątpliwe wyniki pomiarów* .Wiertnictwo - Nafta -Gaz, Nr 2, Tom 23, 2006.
- [85] **Twardowski K., Rychlicki S.** *Ocena metanonośności węgla kamiennych Górnośląskiego Zagłębia Węglowego na podstawie wyników badań otworowych*, red. Twardowski K. Wyd. Centrum PPGSMiE PAN, Kraków 1997.
- [86] **Wiechula D. Loska K., Kwapuliński J.:** *Zastosowanie procedur statystycznych w interpretacji badań środowiskowych* . Górnictwo. Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej, z. 267, Gliwice 2005.

STRESZCZENIA

Streszczenie

W niniejszej pracy podjęto próbę oceny wpływu niejednorodności lokalnych cech wytrzymałościowych wybranych stopów aluminium, opisanych przez wariancję μ_0^2 na wariancję ogólną μ_R^2 . Analizie poddano dwa stopy aluminium z grupy ulepszonych cieplnie (EN-AW6060 T6) i nieulepszonych cieplnie (EN-AW5754 H14) – reprezentatywnych dla wyrobów hutniczych rekomendowanych przez CEN dla budownictwa. Badania doświadczalne wybranych stopów aluminium ustanowiły bazę empiryczną potrzebną do wyspecyfikowania parametrów (umownej granicy plastyczności R_{02} , wytrzymałości stopów na rozciąganie R_m , modułu początkowego sprężystości podłużnej E oraz wydłużenia względnego A_{50}) na długości pręta. Spodziewano się, że na skutek procesów technologicznych, jakie są stosowane w hutnictwie aluminium dla podniesienia wytrzymałości stopów, ich niejednorodność na długości pręta może być większa niż dla podobnych wyrobów stalowych.

Analiza wyników badań obejmowała weryfikację postawionych wstępnie tez pracy. Weryfikację jednorodności zbiorów wyników, otrzymanych z badań doświadczalnych przeprowadzono przy użyciu odpowiednich testów statystycznych.

Pierwsza teza postawiona w niniejszej pracy zakładała, że lokalne cechy mechaniczne wyrobów hutniczych ze stopów aluminium, takie jak umowna granica plastyczności R_{02} , wytrzymałość na rozciąganie R_m , moduł sprężystości podłużnej (początkowy) E i wydłużenie względne A_{50} mają rozkłady normalny lub zbliżony do normalnego. Druga teza, zakładała, że lokalne cechy mechaniczne R_{02} , R_m , E i A_{50} na długości pręta wykonanego ze stopów aluminium ulepszonych cieplnie i nieulepszonych cieplnie nie są jednorodne, natomiast trzecia, że wariancje lokalnych cech mechanicznych R_{02} , R_m , E i A_{50} na długości pręta wykonanego ze stopów aluminium ulepszonych cieplnie i nieulepszonych cieplnie różnią się w sposób istotny.

W drugiej części pracy opisano wyniki badań wpływu podwyższonych temperatur technologicznych na parametry lokalnych cech wytrzymałościowych dla stopu EN-AW 6060T6. Wstępnie postawiono tezę, iż podwyższone temperatury technologiczne o wartości 150°C – 200°C mają istotny wpływ na parametry lokalnych cech wytrzymałościowych R_{02} i R_m stopów aluminium ulepszonych cieplnie. Weryfikację prawdziwości postawionej tezy przeprowadzono poprzez analizę wyników badań doświadczalnych, polegających na podgrzaniu próbek, wyciętych z pręta wykonanego ze stopu EN-AW6060T6 a następnie rozerwania ich w celu uzyskania realizacji granicy plastyczności i wytrzymałości na rozciąganie, których parametry statystycznie porównano z parametrami otrzymanymi dla pozostałych trzech prętów nie poddanych działaniu wyższych temperatur.

THE RANDOM VARIABILITY ANALYSIS OF THE MECHANICAL PROPERTIES OF THE SELECTED ALUMINUM ALLOYS

Summary

This paper attempts to assess the effect of local heterogeneity mechanical properties of selected aluminum alloys, described by impact of the variance μ_0^2 on the general variance μ_R^2 . Two groups of heat-treatable alloys (EN-AW6060 T6) and non heat-treatable alloys (EN-AW5754 H14) - representative of steel products recommended by the CEN for construction were analyzed. Experimental studies of selected alloys have established the empirical base needed to specify the parameters (yield strength R_{02} , tensile strength R_m , the initial elasticity module E , and elongation A_{50}), along the bar. It was expected that as a result of technological processes, which are used in metallurgy aluminum alloys to increase strength, their heterogeneity along the bar may be greater than for similar steel products.

The analysis includes verification of research results also raised the preliminary theses. The verification of the homogeneity of result sets obtained from experimental tests performed using appropriate statistical tests.

The first argument placed in this study assumed that the local mechanical properties of products made of aluminum alloys, such as yield strength tensile strength, modulus of elasticity and elongation have normal distribution or close to normal distribution. The second thesis assumed that local mechanical properties of R_{02} , R_m , E , and A_{50} on the length of the bar made of heat-treatable and non heat-treatable aluminum are not homogeneous, and the third that the variances of local mechanical properties of R_{02} , R_m , E , and A_{50} on the length of the bar differ materially.

In the second part of this paper the results of research on the impact of elevated temperatures on the performance of local technological strength properties of alloy EN-AW 6060T6 was described. Preliminary thesis assumed that elevated temperatures technology 150°C - 200°C have a significant impact on local parameters R_{02} and strength properties of aluminum alloys. The verification of the veracity thesis of carried out by analysis of experimental results, consisting of heating the specimens cut from a bar made of an alloy EN-AW6060 T6. In the next static tensile test carried out in order to implement the yield strength and tensile strength whose parameters were statistically compared to those obtained for the other three bars not exposed to higher temperatures.