Sterowanie jakością

Kontrola wyrywkowa

Plany dwustopniowe

Plany sekwencyjne

PN-ISO 2859

Materiały

http://pracownicy.uz.zgora.pl/ipajak/

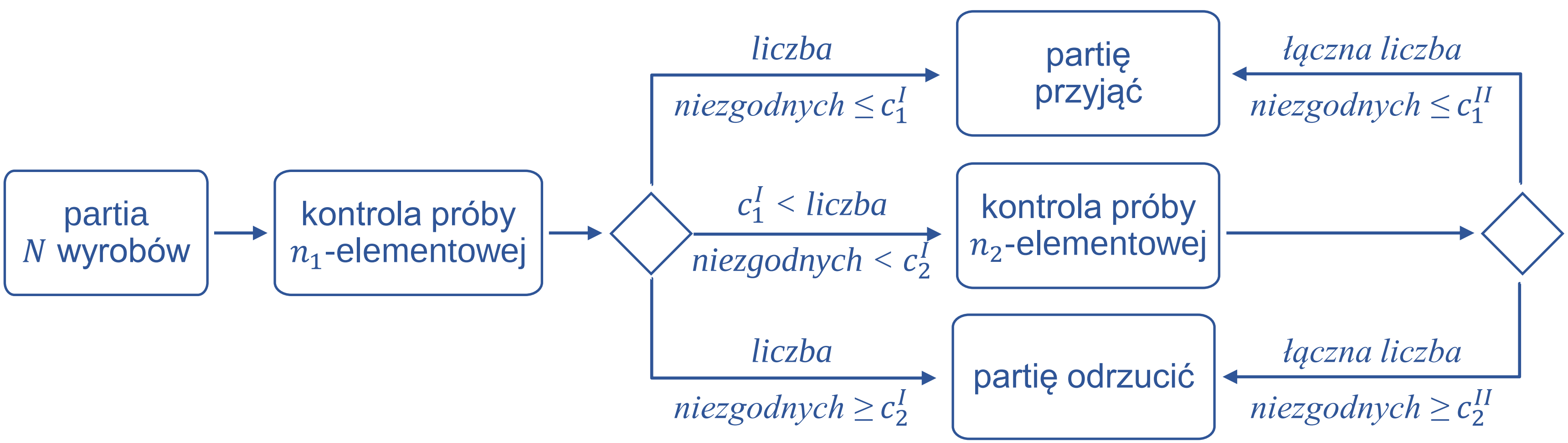
Kontrola wyrywkowa wg oceny alternatywnej

Plany dwustopniowe

Po skontrolowaniu pierwszej próby (o liczebności n_1) partia może zostać przyjęta, odrzucona, może być też konieczne pobranie drugiej próby (o liczebności n_2), po skontrolowaniu drugiej próby partia jest przyjmowana albo odrzucana, plan może redukować liczbę kontrolowanych wyrobów (niższe koszty kontroli)

Parametrami planu są:

- n_1, n_2 – rozmiary prób pierwszej i drugiej
- c_1^I, c_1^{II} – dopuszczalna liczba niezgodnych do oceny pierwszej próby i obydwu prób
- c_2^I, c_2^{II} – dyskwalifikująca liczba niezgodnych do oceny pierwszej próby i obydwu prób



Plany dwustopniowe

Zakładając, że partia może zostać przyjęta po skontrolowaniu:

- I próby (prawdopodobieństwo P_a^I) albo po skontrolowaniu
- II próby (prawdopodobieństwo P_a^{II}),

prawdopodobieństwo przyjęcia partii wyrobów wynosi:

$$P_a = P_a^I + P_a^{II}.$$

Prawdopodobieństwa P_a^I i P_a^{II} wyznacza się z zależności:

$$P_a^I = P(d_1 \le c_1^I)$$

$$P_a^{II} = P(d_1 = c_1^I + 1)\ P(d_2 \le c_1^{II} - d_1) + \cdots + P(d_1 = c_2^I - 1)\ P(d_2 \le c_1^{II} - d_1)$$

prawdopodobieństwo przekroczenia o 1 sztukę dopuszczalnej liczby niezgodnych w I próbie

prawdopodobieństwo nieprzekroczenia dyskwalifikującej liczby sztuk w II próbie

prawdopodobieństwo nieprzekroczenia dyskwalifikującej liczby sztuk w I próbie

prawdopodobieństwo nieprzekroczenia dyskwalifikującej liczby sztuk w II próbie

d_1 i d_2 to liczby wyrobów niezgodnych w I i II próbie

Przykład 1.

Wyznaczyć prawdopodobieństwo akceptacji partii P_a o wadliwości $p = 0{,}05$ dla planu dwustopniowego o parametrach:

$$n_1 = n_2 = 32,\ c_1^I = 2,\ c_2^I = 5,\ c_1^{II} = 6,\ c_2^{II} = 7$$

wyznaczonego na podstawie normy dla $\boldsymbol{AQL} = 0{,}04$.

$$\begin{aligned} P_a^I &= P(d_1 \le 2) \\ &= 0{,}786 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P_a^{II} = {} & P(d_1 = 3)P(d_2 \le 6 - 3) + \\ & P(d_1 = 4)P(d_2 \le 6 - 4) + \\ & P(d_1 = 5)P(d_2 \le 6 - 5) + \\ & P(d_1 = 6)P(d_2 \le 6 - 0) = \\ = {} & 0{,}14 \cdot 0{,}926 + \\ & 0{,}054 \cdot 0{,}786 + \\ & 0{,}016 \cdot 0{,}52 + \\ & 0{,}004 \cdot 0{,}194 = \\ = {} & 0{,}181 \end{aligned}$$

$$P_a = P_a^I + P_a^{II} = 0{,}786 + 0{,}181 = 0{,}967$$

Dobór parametrów planu dwustopniowego – etap 2.

PN-ISO 2859-1

Na podstawie ***kodu liczności próbki*** i przyjętej wartości AQL odczytać z **Tabeli III** ***rozmiary*** n_1, n_2 i ***dopuszczalne i dyskwalifikujące liczby wyr. niezgodn.*** c_1^I, c_2^I, c_1^{II}, c_2^{II}

Tabela III. Plany dwustopniowe stosowane podczas kontroli normalnej – fragment

!	*próba*	*rozmiar próby*	*rozmiar próby narats.*	AQL [%]																															
				0,010		0,015		0,025		0,040		0,065		0,10		0,15		0,25		0,40		0,65		1,0		1,5		2,5		4,0		6,5		10	
				Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re
D	*pierwsza*	5	5	⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		*		⇧		⇩		0	2	0	3
	druga	5	10																													1	2	3	4
E	*pierwsza*	8	8	⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		*		⇧		⇩		0	2	0	3	1	4
	druga	8	16																											1	2	3	4	4	5
F	*pierwsza*	13	13	⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		*		⇧		⇩		0	2	0	3	1	4	2	5
	druga	13	26																									1	2	3	4	4	5	6	7
G	*pierwsza*	20	20	⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		*		⇧		⇩		0	2	0	3	1	4	2	5	3	7
	druga	20	40																							1	2	3	4	4	5	6	7	8	9
H	*pierwsza*	32	32	⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		*		⇧		⇩		0	2	0	3	1	4	2	5	3	7	5	9
	druga	32	64																					1	2	3	4	4	5	6	7	8	9	12	12
J	*pierwsza*	50	50	⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		*		⇧		⇩		0	2	0	3	1	4	2	5	3	7	5	9	7	11
	druga	50	100																			1	2	3	4	4	5	6	7	8	9	12	12	18	19
K	*pierwsza*	80	80	⇩		⇩		⇩		⇩		⇩		*		⇧		⇩		0	2	0	3	1	4	2	5	3	7						
	druga	80	160																	1	2	3	4	4	5	6	7	8	9						

Przykład 1. cd.

$\boldsymbol{AQL} = 0{,}04$

Źródło: PN-ISO 2859-1, ! kod literowy liczności próbki, Ac, Re – liczba kwalifikująca i dyskwalifikująca

⇩ stosować pierwszy plan poniżej strzałki, jeżeli liczność próbki jest równa lub większa od liczności partii, stosować kontrolę 100%

⇧ stosować pierwszy plan powyżej strzałki, * – zastosować odpowiadający plan jednostopniowy (lub dwustopniowy poniżej)

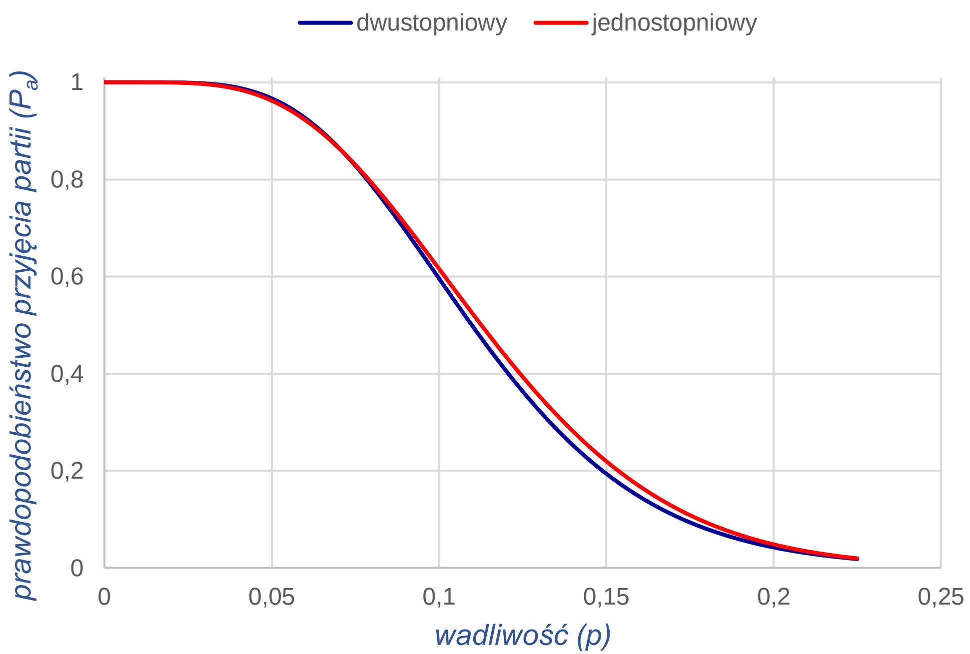
Przykład 2.

Należy wykreślić krzywą OC dla planów:

- dwustopniowego o parametrach (*przykład 1.*):

  $n_1 = n_2 = 32,\ c_1^I = 2,\ c_2^I = 5,\ c_1^{II} = 6,\ c_2^{II} = 7$
- jednostopniowego o parametrach (*przykład 2. wykład 4.*):

  $n = 50,\ c = 5$.



p	P_a^1	P_a^2
0,000	1,000	1,000
0,025	0,999	0,999
0,050	0,962	0,967
0,075	0,830	0,828
0,100	0,616	0,596
0,125	0,394	0,364
0,150	0,219	0,194
0,175	0,108	0,094
0,200	0,048	0,042
0,225	0,019	0,018
0,250	0,007	0,008

P_a^1 - plan jednostopniowy

P_a^2 - plan dwustopniowy

Plany jedno i dwustopniowe

Porównanie planów

- *plany jednostopniowe* są prostsze na etapie projektowania i wykonania
- *plany dwustopniowe* dając drugą szansę na etapie kontrolowania mogą wydawać się bardziej sprawiedliwe
- w *planach dwustopniowych* partie o małej wadliwości i dużej wadliwości oceniane są już na etapie pierwszej próby co zmniejsza koszty kontroli w porównaniu z zastosowaniem planów jednostopniowych o tym samym poziomie kontroli (AQL), dodatkowo w przypadku konieczności skontrolowania drugiej próby koszty kontroli można zmniejszyć gdy partię można odrzucić przed sprawdzeniem całej próby, w niektórych przypadkach zastosowanie planu dwustopniowego może wymagać skontrolowania większej liczby wyrobów niż w przypadku analogicznego planu jednostopniowego
- *krzywe OC planów jedno i dwustopniowych* dla takiego samego poziomu kontroli mają bardzo podobny przebieg – nie ma więc znacznej różnicy w stosowaniu obydwu planów

plan jednostopniowy

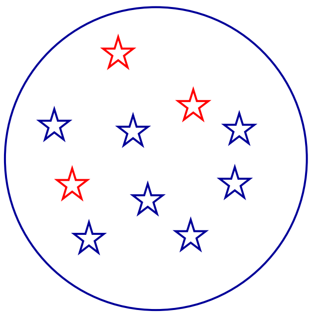
plan dwustopniowy

Weryfikacja hipotez statystycznych – podejście KLASYCZNE

- liczebność próby, która pozwoli na podjęcie decyzji o odrzuceniu (lub nie) hipotezy zerowej **jest** z góry określona i **nie zależy** od wyników przeprowadzanego eksperymentu,
- po przebadaniu próby podejmowana jest decyzja o:
  - przyjęciu hipotezy zerowej,
  - odrzuceniu hipotezy zerowej

H_0: wadliwość partii $p = p_0$

H_1: wadliwość partii $p \neq p_0$



$n = 10$

?
przyjąć
odrzucić

☆ detal dobry

☆ detal wadliwy

Plany sekwencyjne – geneza

Weryfikacja hipotez statystycznych – podejście SEKWENCYJNE

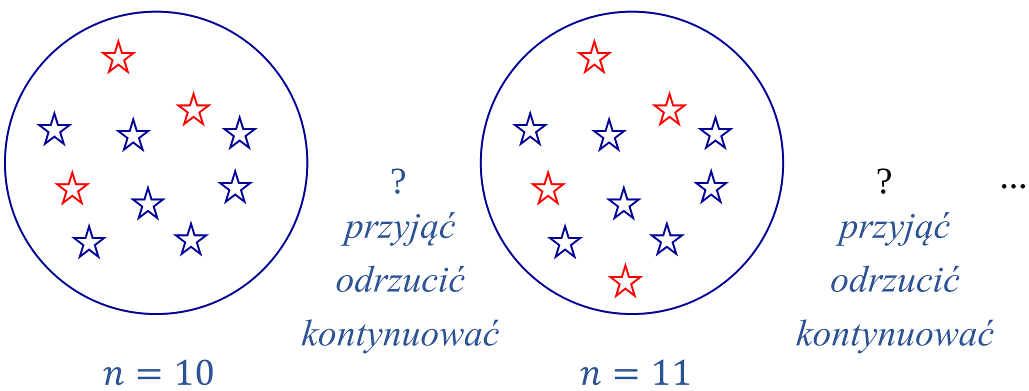
- liczebność próby, która pozwoli na podjęcie decyzji o odrzuceniu (lub nie) hipotezy zerowej **nie jest** z góry określona i **zależy** od wyników przeprowadzanego eksperymentu,
- po przebadaniu próby podejmowana jest decyzja o:
  - przyjęciu hipotezy zerowej,
  - odrzuceniu hipotezy zerowej,
  - kontynuowaniu badania, uzupełnieniu próby o *nową obserwację* (lub *nowe obserwacje*) i ponowną ocenę możliwości przyjęcia, odrzucenia hipotezy zerowej czy kontynuowania badania,

H_0: wadliwość partii $p = p_0$

H_1: wadliwość partii $p = p_1$

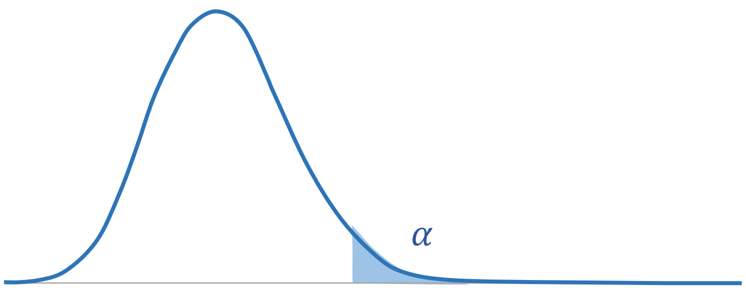
☆ detal dobry

☆ detal wadliwy



Podejście sekwencyjne*

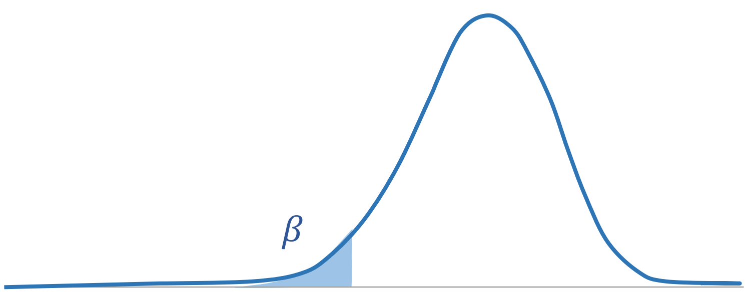
H_0: wadliwość partii $p = p_0$



α – *prawdopodobieństwo, że zostanie odrzucona prawdziwa hipoteza* H_0

$p_1 > p_0$

H_1: wadliwość partii $p = p_1$



β – *prawdopodobieństwo, że nie zostanie odrzucona fałszywa hipoteza* H_0

* Wald A., *Sequential Analysis* – John Wiley & Sons, New York 1947

Podejście sekwencyjne

Niech

$x_1, x_2, \dots, x_n$ – obserwacje ($x_i = 0$ i-ty detal dobry, $x_i = 1$ i-ty detal wadliwy)

$d_n = \sum_{i=1}^{n} x_i$ – liczba wadliwych detali w próbie

$f(x_i, p)$ – funkcja gęstości prawdopodobieństwa zmiennej x_i dla wadliwości p

Prawdopodobieństwo zaobserwowania detali:

$$x_1, x_2, \dots, x_n$$

zakładając, że prawdziwa jest:

- hipoteza H_0

  wynosi: $L(d_n, p_0) = f(x_1, p_0) \cdot f(x_2, p_0) \cdot \dots \cdot f(x_n, p_0)$

- hipoteza H_1

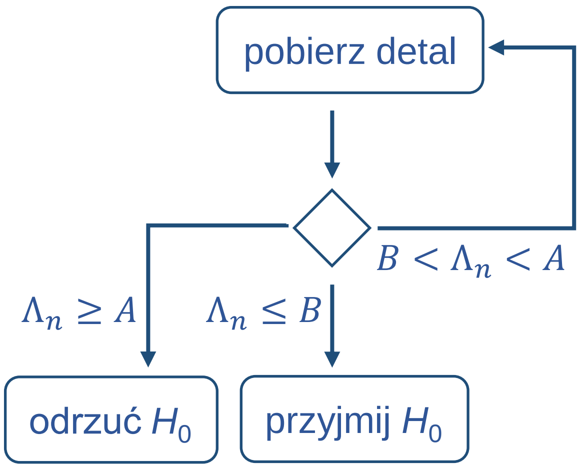
  wynosi: $L(d_n, p_1) = f(x_1, p_1) \cdot f(x_2, p_1) \cdot \dots \cdot f(x_n, p_1)$

Podejście sekwencyjne – iloraz prawdopodobieństwa

Weryfikację hipotezy H_0 wobec H_1 przeprowadza się porównując *iloraz prawdopodobieństwa*:

$$\Lambda_n = \frac{L(d_n, p_1)}{L(d_n, p_0)}$$

z dwiema dodatnimi stałymi A i B ($B < A$).



- Jeśli $\Lambda_n \geq A$ to

  test jest zakończony a hipoteza H_0 jest odrzucana.
- Jeśli $\Lambda_n \leq B$ to

  test jest zakończony a hipoteza H_0 jest przyjmowana.
- Jeśli $B < \Lambda_n < A$ to

  pobierana jest kolejna (kolejne) obserwacje i test jest kontynuowany do momentu aż można będzie rozstrzygnąć czy hipoteza H_0 jest prawdziwa czy fałszywa.

Podejście sekwencyjne – dobór stałych A i B

$$\Lambda_n = \frac{L(d_n, p_1)}{L(d_n, p_0)}$$

Odrzucenie H_0 $(\Lambda_n \geq A,$ czyli $L(d_n, p_1) \geq A \cdot L(d_n, p_0))$

prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy H_0:

- gdy jest ona prawdziwa wynosi α, więc:

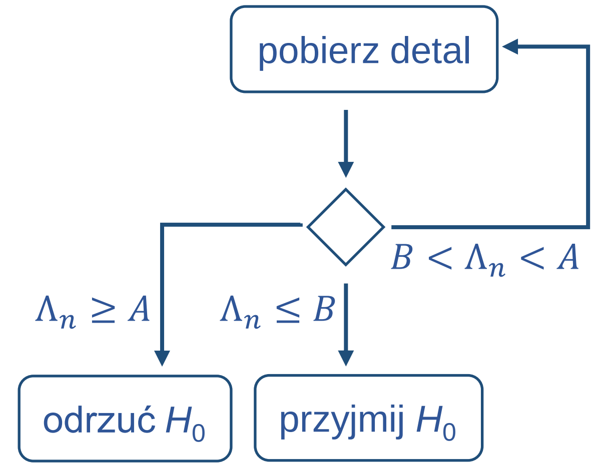
$$L(d_n, p_0) = \alpha$$

- gdy jest prawdziwa jest H_1 wynosi $1-\beta$, więc:

$$L(d_n, p_1) = 1 - \beta$$

ostatecznie, spełniony jest warunek

$$1 - \beta \geq A \cdot \alpha$$



Przyjęcie H_0 $(\Lambda_n \leq B,$ czyli $L(d_n, p_1) \leq B \cdot L(d_n, p_0))$

prawdopodobieństwo przyjęcia hipotezy H_0:

- gdy jest ona prawdziwa wynosi $1-\alpha$, więc:

$$L(d_n, p_0) = 1 - \alpha$$

- gdy jest prawdziwa jest H_1 wynosi β, więc:

$$L(d_n, p_1) = \beta$$

ostatecznie, spełniony jest warunek

$$\beta \leq B \cdot (1 - \alpha)$$

$$A \leq \frac{1-\beta}{\alpha} \qquad B \geq \frac{\beta}{1-\alpha}$$

$$A = \frac{1-\beta}{\alpha} \qquad B = \frac{\beta}{1-\alpha}$$

przyjmuje się

Podejście sekwencyjne – plan sekwencyjny

Zakładając, że:

- rozmiar partii jest duży (teoretycznie nieskończony),
- prawdopodobieństwo wystąpienia detalu niezgodnego wynosi p,
- wylosowanie danego detalu jest niezależne od pozostałych,

można przyjąć, że zmienna losowa x_i reprezentująca pojedynczą obserwację ma ***rozkład zero-jedynkowy*** $f(x_i, p) = p^{x_i}\,(1-p)^{1-x_i}$ a prawdopodobieństwo wystąpienia d_n detali wadliwych wyznacza się wykorzystując ***rozkład dwumianowym:***

$$L(d_n, p) = f(x_1, p) \cdot \dots \cdot f(x_n, p) = \binom{n}{d_n} p^{d_n}\,(1-p)^{(n-d_n)}$$

Iloraz prawdopodobieństwa wyznacza się jako:

$$\Lambda_n = \frac{L(d_n, p_1)}{L(d_n, p_0)} = \frac{\binom{n}{d_n} p_1^{d_n}\,(1-p_1)^{(n-d_n)}}{\binom{n}{d_n} p_0^{d_n}\,(1-p_0)^{(n-d_n)}} = \frac{p_1^{d_n}\,(1-p_1)^{(n-d_n)}}{p_0^{d_n}\,(1-p_0)^{(n-d_n)}}$$

a jego logarytm naturalny jako:

$$\ln(\Lambda_n) = \ln\left(\frac{p_1^{d_n}\,(1-p_1)^{(n-d_n)}}{p_0^{d_n}\,(1-p_0)^{(n-d_n)}}\right) = d_n\left(\ln\left(\frac{p_1}{p_0}\right) - \ln\left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)\right) + n\ln\left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)$$

Podejście sekwencyjne – plan sekwencyjny

Po zlogarytmowaniu warunki na **akceptację** i **odrzucenie** hipotezy H_0 można zapisać:

$$\ln(\Lambda_n) \leq \ln(B), \qquad \ln(\Lambda_n) \geq \ln(A).$$

Wprowadzając oznaczenia: $A = \frac{1-\beta}{\alpha}$, $B = \frac{\beta}{1-\alpha}$, $C = \frac{p_1}{p_0}$, $D = \frac{1-p_1}{1-p_0}$ i uwzględniając obliczoną wartość logarytmu ilorazu prawdopodobieństwa warunki te można przepisać dla liczby wadliwych detali w próbie:

$$d_n \leq \frac{n\ln(D)-\ln(B)}{\ln(D)-\ln(C)}, \qquad d_n \geq \frac{n\ln(D)-\ln(A)}{\ln(D)-\ln(C)}.$$

Po wprowadzeniu kolejnych oznaczeń:

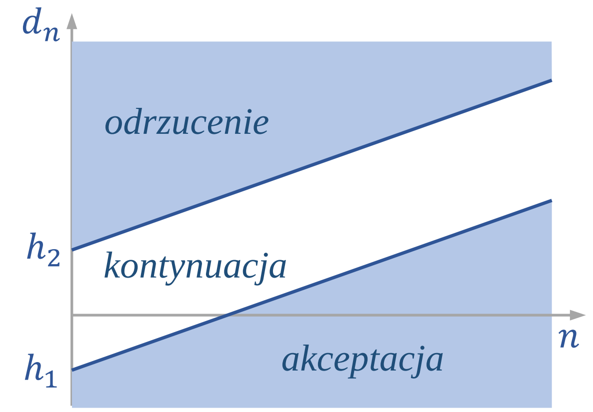
$$h_1 = \frac{\ln(B)}{\ln(D)-\ln(C)}, \qquad h_2 = \frac{-\ln(A)}{\ln(D)-\ln(C)}, \qquad s = \frac{\ln(D)}{\ln(D)-\ln(C)},$$

warunek **akceptacji** przyjmuje postać:

$$d_n \leq s \cdot n - h_1,$$

a warunek **odrzucenia** postać:

$$d_n \geq s \cdot n + h_2.$$



Przykład 3. W 30-elementowej próbce znajduje się 5 wadliwych detali. Zbadać czy po przeprowadzeniu kontroli wyrywkowej przeprowadzonej wg. planu sekwencyjnego $\alpha = 0{,}05$, $AQL = 0{,}04$, $\beta = 0{,}1$, $LQL = 0{,}15$ można uznać cała partię za zgodną ze specyfikacją. Założyć, że wadliwe detale zostaną wylosowane jako: 2, 10, 18, 22 i 26.

Na początek należy wyznaczyć warunki akceptacji i odrzucenia.

$$A = \frac{1-\beta}{\alpha} = 18, \qquad h_1 = \frac{\ln(B)}{\ln(D)-\ln(C)} \approx 1{,}56,$$

$$B = \frac{\beta}{1-\alpha} \approx 0{,}11, \qquad h_2 = \frac{-\ln(A)}{\ln(D)-\ln(C)} \approx 2{,}00,$$

$$C = \frac{p_1}{p_0} = 3{,}75, \qquad s = \frac{\ln(D)}{\ln(D)-\ln(C)} \approx 0{,}08,$$

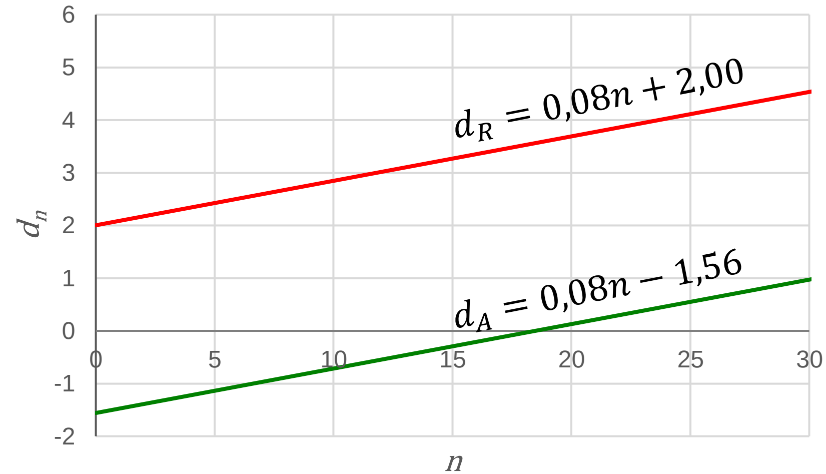
$$D = \frac{1-p_1}{1-p_0} \approx 0{,}89,$$

Warunek akceptacji:

$$d_n \leq s \cdot n - h_1 = 0{,}08\, n - 1{,}56$$

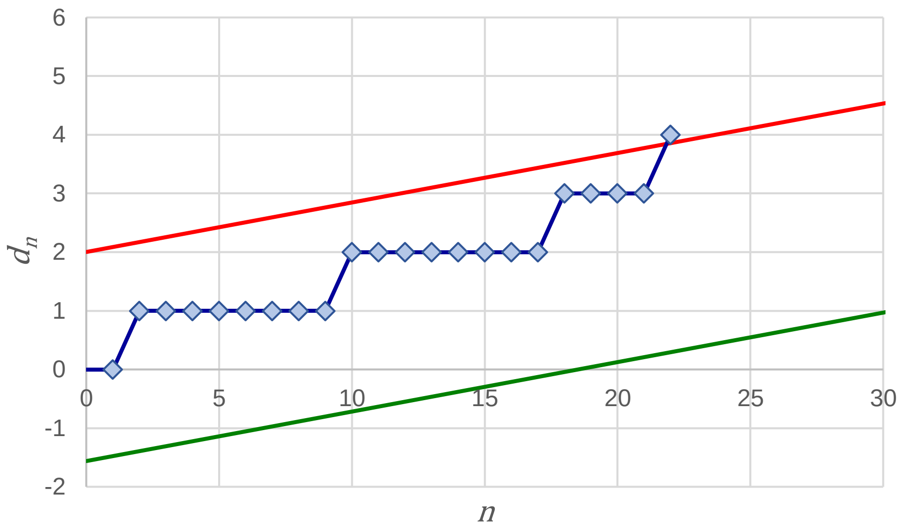
Warunek odrzucenia:

$$d_n \geq s \cdot n + h_2 = 0{,}08\, n + 2{,}00$$



Metoda graficzna

- wykreślić *granice akceptacji* i *odrzucenia*
- nanieść na wykres dla każdej wielkości próby *liczbę wadliwych detali*
- kontrolę należy ***przerwać*** jeśli *liczba wadliwych detali przekroczy granicę akceptacji lub odrzucenia*
- teoretycznie gdy nie są spełnione warunki odrzucenia czy akceptacji kontrola może obejmować całą partię, stosowane są dodatkowe warunki zakończenia np.: kontrola jest zatrzymywana jeśli przebadanych zostanie 3 krotnie więcej detali niż wynika to z równoważnego planu jednostopniowego



wadliwe detale: 2, 10, 18, 22 i 26

Plany sekwencyjne

odrzucenie partii możliwe dopiero po sprawdzeniu 3 detali

Metoda tabelaryczna

- obliczyć *granice akceptacji* i *odrzucenia* dla kolejnych rozmiarów próby n,
- zaokrąglić granice do wartości całkowitych, granicę akceptacji w dół, granicę odrzucenia w górę,
- kontrolę należy ***przerwać*** jeśli *liczba wadliwych detali przekroczy granicę akceptacji lub odrzucenia*

Uwaga:

ujemna wartość granicy akceptacji oznacza, że próbka jest za mała żeby umożliwić akceptację partii

przyjęcie partii możliwe dopiero po sprawdzeniu 19 detali

n	d_n	d_A	d_R	d_A	d_R
1	0	-2	3	-1,48	2,09
2	1	-2	3	-1,39	2,17
3	1	-2	3	-1,31	2,26
4	1	-2	3	-1,22	2,34
5	1	-2	3	-1,14	2,42
6	1	-2	3	-1,05	2,51
7	1	-1	3	-0,97	2,59
8	1	-1	3	-0,89	2,68
9	1	-1	3	-0,80	2,76
10	2	-1	3	-0,72	2,85
11	2	-1	3	-0,63	2,93
12	2	-1	4	-0,55	3,01
13	2	-1	4	-0,46	3,10
14	2	-1	4	-0,38	3,18
15	2	-1	4	-0,30	3,27
16	2	-1	4	-0,21	3,35
17	2	-1	4	-0,13	3,44
18	3	-1	4	-0,04	3,52
19	3	0	4	0,04	3,60
20	3	0	4	0,13	3,69
21	3	0	4	0,21	3,77
22	4	0	4	0,30	3,86
23	4	0	4	0,38	3,94
24	4	0	5	0,46	4,03
25	4	0	5	0,55	4,11
26	5	0	5	0,63	4,19
27	5	0	5	0,72	4,28
28	5	0	5	0,80	4,36
29	5	0	5	0,89	4,45
30	5	0	5	0,97	4,53

wadliwe detale: $2, 10, 18, 22$ i 26

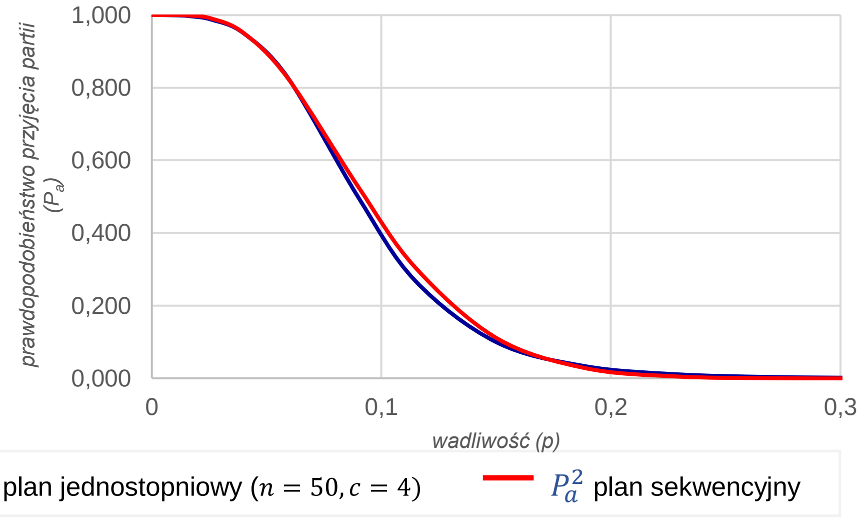
Plany sekwencyjne – własności

Krzywa operacyjno-charakterystyczne OC *(ang. operating characteristic curve)* przedstawiająca prawdopodobieństwo przyjęcia partii wyrobów w zależności od wadliwości może być wykreślona* dla pomocniczego parametru h spełniającego zależność $-\infty < h < \infty, \quad h \neq 0$:

$$p = \frac{1-D^h}{C^h-D^h} \qquad P_a = \frac{A^h-1}{A^h-B^h} \qquad \left(A = \frac{1-\beta}{\alpha},\ B = \frac{\beta}{1-\alpha},\ C = \frac{p_1}{p_0},\ D = \frac{1-p_1}{1-p_0}\right)$$

Plany opracowane dla $\alpha = 0{,}05,\ AQL = 0{,}04,\ \beta = 0{,}1,\ LQL = 0{,}15$

h	p	P_a^1	P_a^2
-2	0,23	0,011	0,006
-1	0,15	0,100	0,112
-0,5	0,11	0,269	0,306
0,5	0,06	0,828	0,826
1	0,04	0,950	0,951
2	0,02	0,997	0,999



* Wald A., *Sequential Analysis* – John Wiley & Sons, New York 1947

Plany sekwencyjne – własności

ASN *(ang. average sample number)* – ***średnia liczba obserwacji*** potrzebnych do przeprowadzenie kontroli wynosi:

$$ASN = \frac{P_a \ln(B) + (1 - P_a)\ln(A)}{p \ln(C) + (1 - p)\ln(D)}$$

Plany sekwencyjne a plany jedno i dwu stopniowe

- *plany jednostopniowe* są najprostsze na etapie projektowania i wykonania
- *plany dwustopniowe* i *sekwencyjne* dla partii o małych i dużych wadliwościach pozwalają na zmniejszenie liczby kontroli ale są trudniejsze do przeprowadzenia
- *krzywe OC planów* dla takiego samego poziomu kontroli mają bardzo podobny przebieg – nie ma więc znacznej różnicy w stosowaniu planów

plan	ASN*
jednostopniowy $n = 50, c = 4$	50
dwustopniowy $n_1 = n_2 = 32$, $c_1^I = 2$, $c_2^I = 5$, $c_1^{II} = 6$, $c_2^{II} = 7$	36
sekwencyjny	31

Plany dla:

$AQL = 0{,}04$, $\alpha = 0{,}05$,

$LQL = 0{,}15$, $\beta = 0{,}1$

*ASN dla wadliwości $p = AQL$

Plany sekwencyjne

p_1	p_2	β	h_2	h_1	s	$\bar{n}_0$	$\bar{n}_1$	$\bar{n}_{p_1}$	$\bar{n}_s$	$\bar{n}_{p_2}$
0,035	0,225	0,1	1,3896	1,0823	0,1054	11	2	14	16	10
0,0375	0,155	0,1	1,8656	1,4531	0,08404	18	3	28	35	22
0,04	0,06	0,1	6,7767	5,2783	0,04936					524
"	"	0,5	5,3986	1,5049	"					183
"	0,07	0,1	4,8876	3,8069	0,05369					246
"	"	0,5	3,8937	1,0854	"					86
"	0,08	0,1	3,9287	3,06	0,05785					146
"	"	0,5	3,1298	0,8724	"					51
"	0,09	0,1	3,3437	2,6044	0,06188					98
"	"	0,5	2,6637	0,7425	"					34
"	0,1	0,1	2,9469	2,2953	0,0658					71
"	"	0,5	2,3476	0,6544	"					25
"	0,11	0,1	2,6583	2,0705	0,06963					54
"	"	0,5	2,1177	0,5903	"					19
"	0,118	0,1	2,4777	1,9299	0,07264					45
0,04	0,12	0,1	2,4378	1,8988	0,07339					43
"	"	0,5	1,9421	0,5414	"					15
"	0,13	0,1	2,2632	1,7628	0,07708					35
"	"	0,5	1,803	0,5026	"					12
"	0,138	0,1	2,1473	1,6725	0,08	21	3	37	49	30
"	0,14	0,1	2,121	1,652	0,08072	21	3	36	47	29
"	"	0,5	1,6896	0,471	"	6	2	9	11	10
"	0,15	0,1	2,0024	1,5597	0,08431	19	3	31	40	25

Plany sekwencyjne dla $\alpha = 0,05$

Oznaczenia

h_1, h_2, s – granice akceptacji i odrzucenia

$p_1 = AQL$,

$p_2 = LQL$,

$\bar{n}_0$ = liczba obserwacji przed możliwością akceptacji,

$\bar{n}_1$ = liczba obserwacji przed możliwością odrzucenia,

$\bar{n}_{p_1}$ = ASN dla $p = AQL$,

$\bar{n}_s$ = ASN dla $p = s$,

$\bar{n}_{p_2}$ = ASN dla $p = LQL$

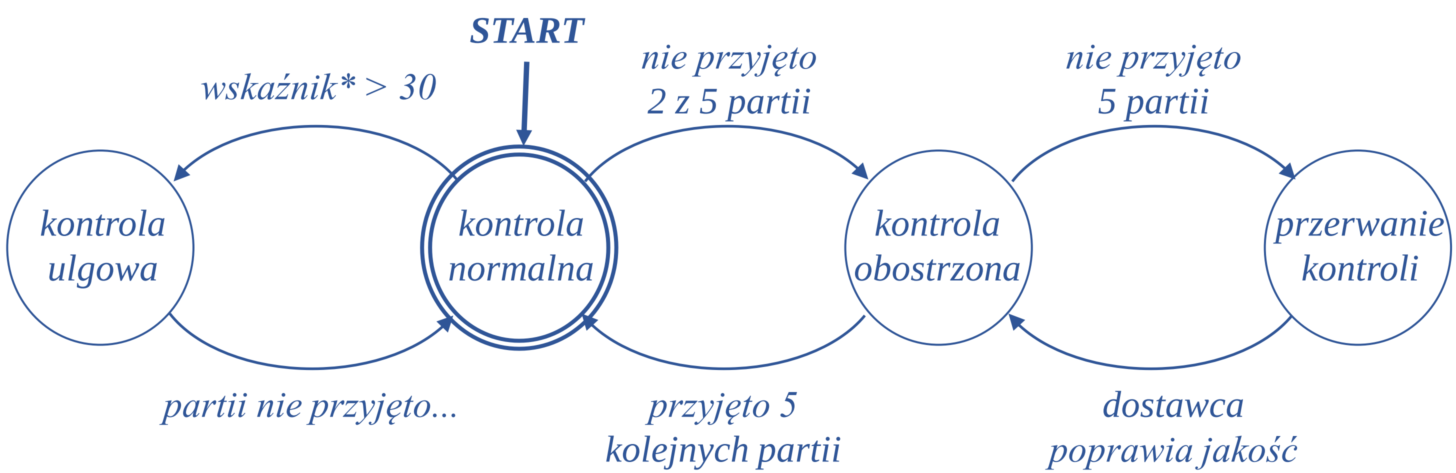
parametry planu z przykładu 3.

fragment tabeli na podstawie:

Statistical Research Group, Columbia University, *Sequential analysis of statistical data: applications*, New York, 1945

Należy ustalić:

- rozmiar partii N,
- *akceptowalny poziom jakości* AQL,
- *poziom kontroli*, 3 poziomy do ogólnego stosowania I, II, III (poziom II jest domyślny, I i III stosowane gdy wskazana jest kontrola łagodniejsza czy ostrzejsza) i 2 poziomy specjalne: S3 i S4 (stosowane dla małych próbek dla dużych wartości AQL),
- *rodzaj kontroli*, możliwe do wyboru: *kontrola normalna*, *kontrola obostrzona* i *kontrola ulgowa*, norma precyzuje warunki przejścia pomiędzy rodzajami kontroli (*rys.*), kontrolę należy rozpocząć od *kontroli normalnej,*



- norma nie pozwala na ustalenie wartości α, β i LQL.

Parametry kontroli

n_0 = liczebność próby równoważnego planu jednostopniowego

n_t = graniczna wartość, po której kontrola zostanie przerwana

$$\left.\begin{aligned} h_A &= h_1 \\ h_R &= h_2 \\ g &= s \end{aligned}\right\}$$ parametry granic akceptacji i odrzucenia

Ac_t – warunek akceptacji pozwalający na przerwanie kontroli po osiągnięciu rozmiaru granicznego n_t

Re_t – warunek odrzucenia pozwalający na przerwanie kontroli po osiągnięciu rozmiaru granicznego n_t, $Re_t = Ac_t + 1$

*wskaźnik**

wskaźnik wykorzystywany jako warunek przejścia z *kontroli normalnej* do *kontroli ulgowej*, na starcie otrzymuje wartość 0, po każdej kontroli, która została zaakceptowana po skontrolowaniu nie więcej niż $0{,}5\,n_t$ wskaźnik otrzymuje wartość o 3 większą, w przeciwnym przypadku wskaźnik jest zerowany

Dobór parametrów planu

Tabela I. Znaki literowe liczności próbki

Liczność partii		Poziomy specjalne		Ogólne poziomy kontroli		
od	do	S3	S4	I	II	III
51	90	a	a	a	a	F
91	150	a	a	a	F	G
151	280	a	a	a	G	H
281	500	a	a	F	H	J
501	1 200	a	F	G	J	K
1 201	3 200	a	G	H	K	L
3 201	10 000	F	G	J	L	M
10 001	35 000	F	H	K	M	N
35 001	150 000	G	J	L	N	P
150 001	500 000	G	J	M	P	Q
500 001		H	K	K	Q	R

a – użyj planu wielostopniowego z PN-ISO 2859-1

Źródło: PN-ISO 2859-5

Przykład 3. cd.

Zakładając, że partia ma rozmiar $N = 500$ i planowana jest kontrola na *poziomach* I i II, z tabeli I. odczytuje się kody literowe F i H.

PN-ISO 2859-5

!	n_0	n_t	parametr	AQL (podane w %)															
				0,010	0,015	0,025	0,040	0,065	0,10	0,15	0,25	0,40	0,65	1,0	1,5	2,5	4,0	6,5	10
F	20	32	h_A h_R g Ac_t	⇩	⇩	⇩	⇩	⇩	⇩	⇩	⇩	⇩	*	⇧	⇩	0,86 0,857 0,071 2	0,861 1,465 0,096 3	1,161 1,525 0,158 5	1,162 2,201 0,24 7
G	32	50	h_A h_R g Ac_t									*	⇧	⇩	0,916 0,906 0,045 2	0,917 1,471 0,061 3	1,329 1,472 0,104 5	1,423 2,157 0,158 7	1,581 2,496 0,215 10
H	50	80	h_A h_R g Ac_t								*	⇧	⇩	0,783 0,925 0,025 2	0,965 1,454 0,041 3	1,331 1,54 0,065 5	1,426 2,449 0,097 7	1,657 2,777 0,136 10	1,905 3,057 0,192 15
J	80	125	h_A h_R g Ac_t							*	⇧	⇩	0,854 0,932 0,016 2	1,004 1,42 0,026 3	1,391 1,547 0,04 5	1,514 2,388 0,061 7	1,679 2,826 0,083 10	2,127 2,999 0,122 15	2,432 3,466 0,171 21
K	125	200	h_A h_R g Ac_t						*	⇧	⇩	0,949 0,91 0,011 2	0,953 1,505 0,016 3	1,4 1,549 0,026 5	1,533 2,485 0,039 7	1,802 2,868 0,054 10	2,103 3,218 0,077 15	2,457 3,813 0,108 21	2,732 5,373 0,159 31
L	200	315	h_A h_R g Ac_t					*	*	⇩	0,852 0,935 0,006 2	1,088 1,401 0,011 3	1,383 1,582 0,016 5	1,484 2,555 0,023 7	1,775 2,922 0,033 10	2,175 3,208 0,048 15	2,605 3,741 0,068 21	3,021 4,933 0,101 31	⇧

***Przykład 3.* kod F**

$n_0 = 20,\ h_A = 0{,}861,\ g = 0{,}096$

$n_t = 32,\ h_R = 1{,}465,\ Ac_t = 3$

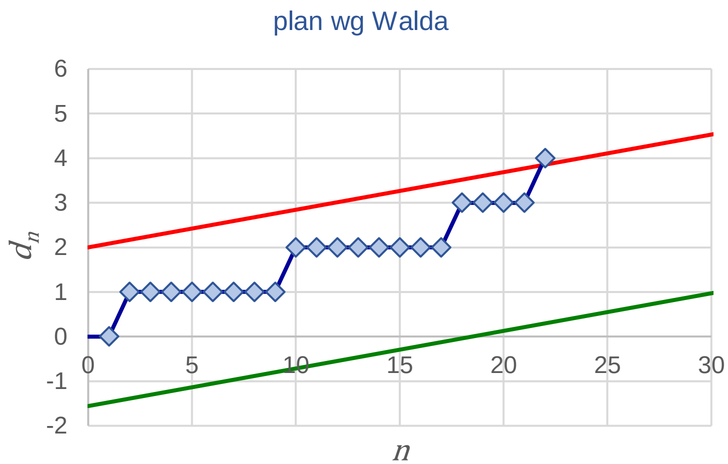
***Przykład 3.* kod H**

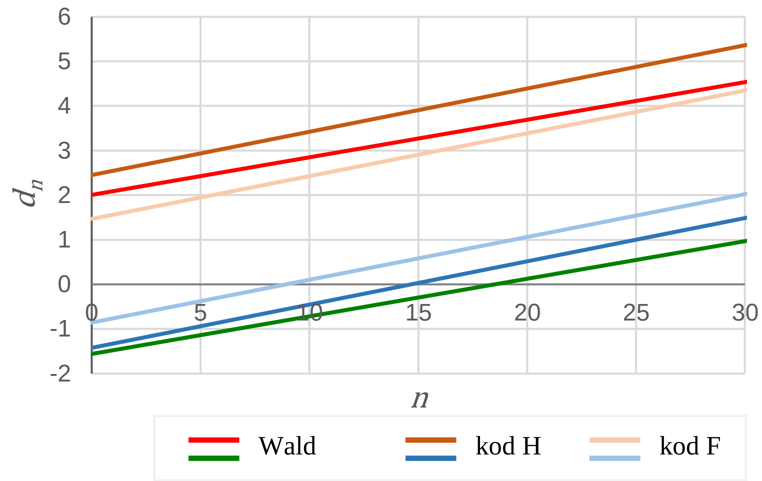
$n_0 = 50,\ h_A = 1{,}426,\ g = 0{,}097$

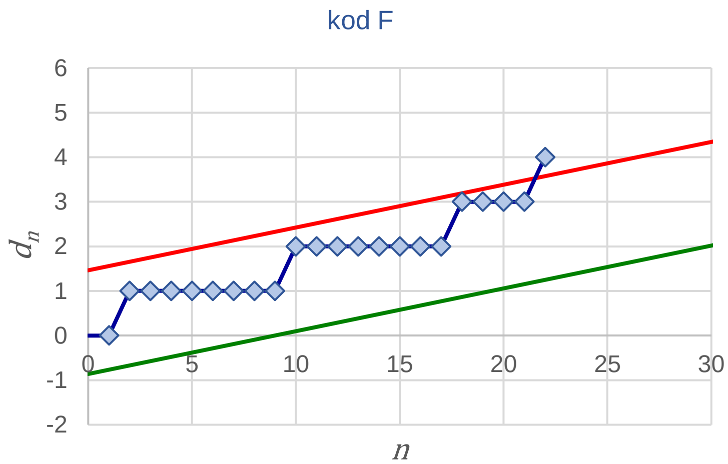
$n_t = 80,\ h_R = 2{,}449,\ Ac_t = 7$

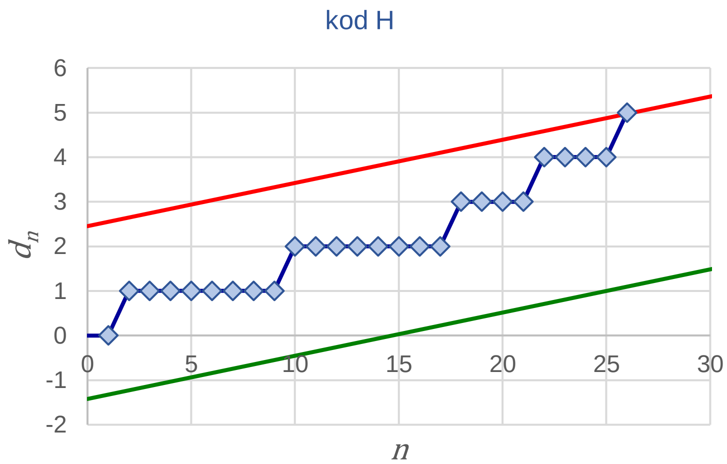
Źródło: PN-ISO 2859-5, ! kod literowy liczności próbki, ⇩ i ⇧ stosować pierwszy plan poniżej i powyżej strzałki, jeżeli plan jest niedostępny zastosować plan wielostopniowy z PN-ISO 2859-1, * zastosować plan jednostopniowy z PN-ISO 2859-1 dla $Ac = 0$

Plany sekwencyjne









wadliwe detale: 2, 10, 18, 22 i 26