

WPLYW SPOSOBÓW PRZECHOWYWANIA NA JAKOŚĆ ELEMENTÓW AMUNICJI

Streszczenie: W artykule dokonano analizy wpływu sposobów przechowywania na jakość wybranych elementów amunicji (zapalników RGM-2 i RGM-6) poprzez porównanie wyników wieloletnich badań diagnostycznych zapalników przechowywanych w opakowaniach hermetycznych (puszki metalowe) i skompletowanych w nabojach (skrzynie drewniane) przechowywanych w magazynach typowych nieogrzewanych. W celu poznania wpływu badań diagnostycznych na kształtowanie się jakości zapalników oszacowano średnie wadliwości dla obydwu wymienionych podzbiorów. Wyznaczono przedziały ufności dla wadliwości ze względu na poszczególne grupy niezgodności. Przypuszczenie, że wadliwości w obydwu rozpatrywanych podzbiorach powinno być różne – nie potwierdziło się. Przeprowadzona analiza porównawcza wadliwości zapalników z naboju i z puszek hermetycznych podważa konieczność rozróżniania tych dwóch podzbiorów w zakresie typowania i badania próbek podczas badań laboratoryjnych. Jednak na obecnym etapie prowadzenia badań podzbiory te należy zachować, ponieważ konieczna jest dalsza obserwacja wyników badań i przeprowadzenie pogłębionych analiz.

AN INFLUENCE OF WAYS OF STORAGE ON QUALITY OF AMMUNITION ELEMENTS

Abstract: In this paper it was realized an analysis concerning influence of storage ways on quality of selected ammunition elements i.e. fuses RGM -2 and the RGM -6 through the comparison of results obtained from diagnostic tests conducted for many years dealing with the fuses stored in hermetic packages (metal cans) and completed in artillery rounds (situated in the wooden boxes) stored in typical non-heating magazines. In order to know influence of diagnostic tests on quality of the fuses it was estimated average defectiveness for both mentioned ammunition elements subsets. The confidence intervals were determined for defectiveness with regard to particular groups of incompatibility. Assumption that defectiveness in both considered subsets of ammunition elements should be different was not confirmed. The conducted comparative analysis on defectiveness of the fuses withdrawn from the artillery rounds and from hermetical cans, delivers doubts on necessity to distinguish these two subsets in the range of selection and tests of the samples during their laboratory investigations. However at the current stage of conducted investigations these subsets should be saved because it is necessary further observation of tests results evolution and leading of deeper analyses.

1. Wstęp

Do najważniejszych czynników wpływających na przebieg procesów starzenia należą: wilgotność, temperatura i skład atmosfery oraz narażenia mechaniczne i biologiczne. Wilgotność ma decydujący wpływ na przebieg procesu starzenia ładunków prochowych, podsypek, opóźniaczy, bezpieczników i wzmacniaczy prochowych, smugaczy itp., powodując spadek aktywności składników chemicznych i temperatury wytwarzanych strumieni ognia, a

także spadek wytrzymałości mechanicznej petard i podsypek oraz wzrost korozyjnego oddziaływania na osłony i części przyległe. Wreszcie wilgoć jest czynnikiem sprzyjającym rozwojowi grzybów na woreczkach z ładunkami miotającymi i zapalającymi, na przybitkach, krążkach i opakowaniach. Stan gotowości, w którym w typowych nieogrzewanych magazynach składowane są niekompletne naboje (stopień skompletowania może być różny) w opakowaniu etatowym niehermetycznym, a ich precyzyjne elementy takie jak zapalniki, zapłoniki, smugacze i ładunki miotające przechowywane są w opakowaniach hermetycznych mających stanowić barierę dla agresywnych składników atmosfery. Oceny wpływu stanu gotowości na jakość przechowywanych elementów amunicji dokonano dla wybranych typów zapalników pochodzących z naboji i z puszek hermetycznych składowanych w magazynach typowych nieogrzewanych. Celem analizy było sprawdzenie różnic wadliwości występujących w obydwu podzbiorach.

2. Ocena wadliwości elementów amunicji dla wybranych typów zapalników pochodzących z naboji i z puszek hermetycznych

2.1. Oszacowanie średniej wadliwości w próbkach zapalników RGM-2 i RGM-6

Oceniając wpływ stanów gotowości na żywotność elementów amunicji oszacowano wadliwość zapalników RGM-2 i RGM-6 pochodzących z naboji składowanych w skrzyniach drewnianych niehermetycznych i z puszek hermetycznych składowanych w magazynach typowych.

Z definicji, wadliwość pewnego zbioru jest to stosunek liczby wadliwych elementów tego zbioru do ogólnej liczby elementów w zbiorze. Ponieważ w badaniach diagnostycznych rejestruje się liczbę niezgodności znalezionych w próbce, ze względu na daną grupę niezgodności, jako ocenę wadliwości przyjęto stosunek liczby X znalezionych w próbce niezgodności do możliwej liczby N niezgodności w próbce. Możliwa liczba N niezgodności w próbce jest iloczynem liczebności próbki n przez liczbę k niezgodności badanych w danej grupie, a więc $N = nk$. Dla przykładu, w przypadku zapalnika RGM-2 w grupie niezgodności A mogą wystąpić 2 niezgodności. Ponieważ liczebność próbki zapalników wynosi $n = 20$, zatem możliwa liczba niezgodności w próbce jest równa $N = 20 \times 2 = 40$. Tak traktowana wadliwość, wyrażona w procentach określa procent niezgodności w próbce. Najlepszym, w sensie statystycznym, oszacowaniem wadliwości w zbiorze elementów jest średnia wadliwość w próbkach pobranych z danego zbioru. Jako oszacowanie wadliwości przechowywanych partii elementów naboji, ze względu na daną grupę niezgodności, przyjęto więc średnią wadliwość w próbkach poddanych badaniom diagnostycznym. Celem poznania wpływu diagnostyki na kształtowanie się wadliwości przechowywanych elementów naboji oszacowanie średniej wadliwości przeprowadzono oddzielnie dla wszystkich zbadanych próbek (tzw. wadliwość przed kontrolą) i oddzielnie dla tych próbek, dla których wynik badania był dodatni (tzw. wadliwość po kontroli). Oszacowana wadliwość po kontroli jest wadliwością partii elementów przeznaczonych do dalszego przechowywania. Oszacowane wadliwości średnie ze względu na poszczególne grupy niezgodności oznaczono odpowiednio symbolami W_A , W_B , itd., podaje tabela 1. Przykład podziału niezgodności na grupy dla zapalników przedstawiono w tabeli 2. Sposób obliczenia tych wadliwości ilustruje następujący przykład. Zbadano 66 próbek zapalników RGM-2 z naboji o liczebności $n = 20$ każda. W wyniku badania stwierdzono w tych próbkach występowanie $X = 340$ niezgodności grupy A . Możliwa liczba niezgodności we wszystkich zbadanych próbkach wynosi $N = m \cdot n \cdot k = 66 \cdot 20 \cdot 2 = 2640$. Średnia zatem wadliwość ze względu na niezgodności grupy A wynosi $\overline{W}_A = 340/2640 = 0,1288$ lub inaczej $\overline{W}_A = 12,9\%$. Jest to wadliwość przed kontrolą, obejmuje ona bowiem wszystkie zbadane próbki. Zgodnie z tabelą ocen wynik badania ze

względu na niezgodności grupy A był ujemny dla 11 próbek (liczba niezgodności powyżej 15). Dla pozostałych 55 próbek wynik badań ze względu na niezgodności grupy A był dodatni. W próbkach tych wystąpiło łącznie 136 niezgodności grupy A. Średnia zatem wadliwość po badaniu wynosi $\overline{W}_A = 136/2200 = 0,662$ lub inaczej 6,2 %. Jest to więc oszacowanie wadliwości partii zapalników przeznaczonych do dalszego składowania, ze względu na niezgodności grupy A. Porównanie tych dwóch otrzymanych wadliwości wskazuje na wpływ badań diagnostycznych na kształtowanie się wadliwości przechowywanych elementów. Średnie wadliwości podane w tabeli 1 są obliczane na podstawie wyników badania próbek. Ponieważ wyniki te są zmiennymi losowymi, a więc i średnie oszacowane wielkości są również zmiennymi losowymi. W konsekwencji oszacowania wadliwości mogą się różnić od rzeczywistych wadliwości składowanych elementów naboju. W celu wyeliminowania ewentualnych różnic i dokładniejszego oszacowania wadliwości wyznaczono przedziały ufności dla wadliwości ze względu na poszczególne grupy niezgodności.

3. Wyznaczenie przedziałów ufności dla wadliwości ze względu na poszczególne grupy niezgodności

Z definicji wynika, że przedział ufności dla wadliwości jest to taki przedział liczbowy (W, W_g) , który z określonym prawdopodobieństwem P pokrywa nieznaną szacowaną wartość wadliwości w badanym zbiorze elementów. Ponieważ w badaniach naboju interesuje nas przede wszystkim górna, najwyższa wartość wadliwości w zbiorze obliczono jednostronne przedziały postaci $(0, W_g)$. Praktyczna interpretacja tych przedziałów jest następująca: z prawdopodobieństwem P rzeczywista wadliwość W badanego zbioru nie przekracza górnej granicy przedziału ufności W_g .

Przy wyznaczaniu wartości W_g przyjęto prawdopodobieństwo $P = 95 \%$, a więc

$$P(W, W_g) = 0,95.$$

Wartości górnej granicy przedziału ufności W_g wyznaczono korzystając ze wzoru:

$$W_g = \frac{(x+1)F}{N - x + (x+1)F} \quad (1)$$

w którym:

- x – łączna liczba niezgodności wykrytych w próbkach,
- N – możliwa liczba niezgodności w zbadanych próbkach,
- F – współczynnik ufności odczytany w tablicy rozkładu F – Snedecora dla przyjętego prawdopodobieństwa P oraz liczb stopni swobody $f_1 = 2(x+1)$ i $f_2 = 2(n - x)$.

Obliczone górne granice wadliwości (wadliwości graniczne) ze względu na poszczególne grupy niezgodności podano w tabeli 1. Granice te obliczono zarówno dla wadliwości przed kontrolą jak i po kontroli. Przykładowo, w zapalnikach RGM-2 składowanych w nabojach dla grupy niezgodności A granice te obliczono następująco: łączna liczba niezgodności w próbkach wynosi $x = 340$, możliwa liczba niezgodności jest $N = 2640$. Stąd liczby stopni swobody wynoszą $f_1 = 2(340+1) = 682$ i $f_2 = 2(2640 - 340) = 4600$; ponieważ $f_2 > 1000$ przyjmujemy $f_2 = \infty$. Dla $P = 95 \%$ i dla otrzymanych liczb f_1 i f_2 wartość z tablic F – Snedecora wynosi $F = 1,10$. Zatem:

$$W_g = \frac{(340+1)1,10}{2640 - 340 + (340+1)1,10} = 0,1402 \sim 14 \%$$

Otrzymany wynik oznacza, że wadliwość przed kontrolą ze względu na niezgodności grupy A z prawdopodobieństwem 95 % nie przekracza wartości 14,0 %. Analogicznie obliczona górna granica przedziału dla wadliwości po kontroli wynosi $W_g = 7,1 \%$

Wadliwość zapalników

Tabela 1

Rodzaj zapalnika		Niezgodności A		Niezgodności B		Niezgodności C	
		Wadliwość średnia \overline{W}_A	Wadliwość graniczna W_g	\overline{W}_B	W_g	\overline{W}_C	W_g
RGM-2 z naboii	przed kontrolą	12,9 %	14,0 %	3,9 %	4,5 %	0,80 %	1,02 %
	po kontroli	6,2 %	7,1 %	0,5 %	0,8 %	-	0,08 %
RGM-2 z puszek	przed kontrolą	38,2 %	38,4 %	0,84 %	1,17 %	0,44 %	0,61 %
	po kontroli	12,3 %	13,9 %	0,6 %	1,0 %	-	0,06 %
RGM-6 z naboii	przed kontrolą	8,8 %	9,8 %	0,23 %	0,48 %	0,43 %	0,71 %
	po kontroli	5,3 %	6,1 %	0,04 %	0,20 %	-	0,10 %
RGM-6 z puszek	przed kontrolą	20,6 %	21,4 %	0,10 %	0,33 %	0,42 %	0,75 %
	po kontroli	3,2 %	4,4 %	0,10 %	0,30 %	-	0,15 %

Grupy niezgodności:

A – niezgodności dopuszczalne,

B – niezgodności częściowo dopuszczalne,

C – niezgodności niedopuszczalne,

D – niezgodności krytyczne (nie analizowano, występują bardzo sporadycznie i nie dostarczają danych statystycznych).

Należy zwrócić uwagę, że w tabeli 1 brak jest oszacowań średniej wartości W_C (dla niezgodności grupy C) po kontroli. Wynika to z tego, że dodatni wynik kontroli ze względu na niezgodności tej grupy, a w konsekwencji decyzja o dalszym składowaniu zapalników, następuje tylko w wypadku, gdy liczba niezgodności tej grupy w próbce jest równy zero. Oszacowanie zatem średniej wadliwości \overline{W}_C po kontroli, obliczone przyjętą metodą, będzie równe zero. Nie oznacza to jednak, że rzeczywista wadliwość po kontroli jest równa zero, co wskazują wartości górnych granic przedziałów ufności, różne od zera.

Jak wynika z tabeli 1 średnie wadliwości zapalników ze względu na poszczególne grupy niezgodności są różne dla zapalników z puszek i z naboii. Różnice te mogą być spowodowane przez dwa czynniki. Pierwszym z nich jest czynnik przypadkowy wynikający ze statystycznego charakteru badań diagnostycznych. Jak już wspomniano, wynik badania statystycznego jest zmienną losową, której wartości mogą się między sobą różnić o wielkość przypadkową. Przypadkowe różnice, wynikające z losowości badań traktuje się jako różnice nieistotne. Brak istotnej różnicy dwóch oszacowań wadliwości oznacza w praktyce, że rzeczywista wadliwość w obu podzbiorach (z puszek i z naboii) jest taka sama. W tej sytuacji można oba podzbiory potraktować jako jeden zbiór zapalników jednorodny z punktu widzenia wadliwości w danej grupie niezgodności.

Grupy niezgodności zapalników

Tabela 2

Lp.	Rodzaj niezgodności (wady)	Kwalifikacja do grupy			
		A	B	C	D
1.	Korozja powierzchni zewnętrznych zapalnika	x			
2.	Korozja części i zespołów zapalnika:	x			
	a) o intensywności „a”				
	b) o intensywności „b”		x		
3.	Zapalnik uzbrojony				x
4.	Niedziałanie spłonki zapalającej			x	
5.	Niedziałanie spłonki pobudzającej lub niecałkowite przebicie płytki ołowianej przez spłonkę			x	
6.	Niedziałanie łańcucha ogniowego (tylko badanie II)			x	
7.	Widoczne ślady zmian w materiale ładunku pobudzającego				x
8.	Spadek oporu mechanicznych części zabezpieczających poniżej 10 % wielkości nominalnej (przepon, sprężyn, bezpieczników)		x		
9.	Spadek oporu mechanicznych części zabezpieczających powyżej 10 % wielkości nominalnej (przepon, sprężyn, bezpieczników)				x
10.	Nieprawidłowy montaż				x
11.	Wypalenie spłonki pobudzającej				x

Drugim czynnikiem jest czynnik systematyczny wynikający, ogólnie rzecz biorąc, z różnych warunków składowania badanych podzbiorów, powodujących różny charakter zmian jakościowych i procesów starzenie się tych podzbiorów. Różnice systematyczne wadliwości spowodowane działaniem czynnika systematycznego traktuje się jako różnice istotne. Istotność różnicy dwóch oszacowań wadliwości oznacza w praktyce, że rzeczywiste wadliwości w obu podzbiórach są równe, a w konsekwencji, że nie można traktować tych podzbiorów jako części jednego zbioru jednorodnego z punktu widzenia wadliwości. Istotność różnicy oszacowań wadliwości sprawdza się odpowiednim testem statystycznym. Mianowicie stawia się hipotezę statystyczną, że wadliwości w obu podzbiórach są równe, a więc hipotezy $w_1 = w_2$, gdzie w_1 i w_2 są odpowiednio wadliwościami w badanych podzbiórach. Celem sprawdzenia tej hipotezy oblicza się wartość funkcji testowej określonej wzorem:

$$t = \frac{|\bar{w}_1 - \bar{w}_2|}{\sqrt{\bar{w}(1-\bar{w}) \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} \right)}} \quad (2)$$

w którym:

- \bar{w}_1 i \bar{w}_2 – oszacowania średnich wadliwości odpowiednio w podzbiorze 1 (z naboji) i w podzbiorze 2 (z puszek),
 N_1 i N_2 – możliwe liczby niezgodności w próbkach pochodzących odpowiednio z podzbiorów 1 i 2,
 \bar{w} – wadliwość średnia obu podzbiorów obliczona według wzoru:

$$\bar{w} = \frac{N_1 \bar{w}_1 + N_2 \bar{w}_2}{N_1 + N_2} = \frac{x_1 + x_2}{N_1 + N_2} \quad (3)$$

gdzie x_1 i x_2 są łącznymi liczbami niezgodności znalezionych w próbkach pochodzących odpowiednio z podzbiorów 1 i 2. Obliczoną wartość t porównuje się z wartością krytyczną t_α , odczytaną z tablicy rozkładu normalnego dla przyjętego poziomu istotności α . Jeżeli wartość obliczana jest większa od wartości krytycznej, a więc jeżeli $t > t_\alpha$ uznaje się, że różnica między oszacowaniem \bar{w}_1 i \bar{w}_2 jest istotna, tzn., że wadliwości w badanych próbkach są różne. W przeciwnym przypadku, jeżeli $t \leq t_\alpha$ przyjmuje się w praktyce, że \bar{w}_1 i \bar{w}_2 nie różnią się w istocie, a więc wadliwości w badanych podzbiorach są równe. Poziom istotności α oznacza tu prawdopodobieństwo popełnienia błędu polegającego na uznaniu różnicy pomiędzy \bar{w}_1 i \bar{w}_2 za istotną, jeżeli w rzeczywistości wadliwości w podzbiorach są takie same.

Celem pełniejszej analizy różnic oszacowań wadliwości przyjęto dwa różne poziomy istotności, a mianowicie $\alpha_1 = 0,05$ i $\alpha_2 = 0,01$, a tym samym dwie różne wartości krytyczne odpowiednio $t_{0,05} = 1,960$ i $t_{0,01} = 2,576$. w konsekwencji przyjęto następujący schemat decyzji o istotności różnic między oszacowaniami wadliwości:

- jeżeli $t \leq t_{0,05}$ – różnica nieistotna,
- jeżeli $t_{0,05} < t \leq t_{0,01}$ – różnica mało istotna,
- jeżeli $t > t_{0,01}$ – różnica istotna.

Wyniki zastosowania opisanego testu statystycznego do porównania różnic pomiędzy wadliwościami zapalników z naboji i z puszek podaje tabela 3 oddzielnie dla wadliwości przed kontrolą i po kontroli.

Porównanie wadliwości zapalników z puszek i z naboji

Tabela 3

Rodzaj zapalnika	Niezgodności grupy A		Niezgodności grupy B		Niezgodności grupy C	
	przed kontrolą	po kontroli	przed kontrolą	po kontroli	przed kontrolą	po kontroli
RGM-2	++	++	++	-	+	
RGM-6	++	++	-	-	-	
Oznaczenia: (-) – różnica nieistotna (brak różnicy) (+) – różnica mało istotna (++) – różnica istotna						

Przykładowo, dla zapalników RGM-2 przed kontrolą oszacowanie wadliwości niezgodności grupy A wynoszą $\bar{w}_1 = 12,9$ % dla zapalników z naboji i $\bar{w}_2 = 38,2$ % dla zapalników z puszek. Dla zapalników tych mamy ponadto $x_1 = 340$, $x_2 = 1176$, $N_1 = 2640$ i $N_2 = 3080$. Stąd:

$$\bar{w} = \frac{340 + 1176}{2640 + 3080} = 0,2650$$

zatem wartość funkcji testowej t wynosi:

$$t = \frac{|0,129 - 0,382|}{\sqrt{0,2650(1 - 0,2650)\left(\frac{1}{2640} + \frac{1}{3080}\right)}} = 21,615$$

Ponieważ $t = 21,615 > t_{0,01} = 2,576$, różnicę między oszacowaniami należy uznać za bardzo istotną, a tym samym wadliwość zapalników ze względu na niezgodności A, za bardzo różną na niekorzyść zapalników składowanych w puszkach.

Przedstawione wyżej wyniki porównania wadliwości zapalników RGM-2 i RGM-6 z puszek i z naboju podważają celowość utrzymania tych dwóch podzbiorów, gdyż występująca wadliwość ze względu na niezgodności A jest większa w zapalnikach w puszkach, natomiast wadliwość ze względu na niezgodności B i C jest podobna. Uzasadniona wydaje się zatem, w niektórych typach amunicji rezygnacja z rozróżniania ww. podzbiorów.

4. Wnioski

Przeprowadzona analiza porównawcza wadliwości zapalników z naboju i z puszek hermetycznych przechowywanych w magazynach typowych nieogrzewanych podważa konieczność rozróżniania tych dwóch podzbiorów w zakresie typowania i badania próbek podczas badań diagnostycznych. Wydaje się jednak, że na obecnym etapie prowadzenia badań podzbiory te należy zachować, ponieważ konieczna jest dalsza obserwacja wyników badań i przeprowadzenie pogłębionej analizy.

Literatura

- [1] Knychala J., Rudzki W., Stepień L., Badania zmierzające do zwiększenia dopuszczalnych okresów przechowywania, Archiwum WITU 1975 ÷ 1980.
- [2] Zbiory wyników badań zapalników. Archiwum Zakładu Badań Środków Bojowych WITU.