

JAN POPCZYK

Katedra Elektroenergetyki

NIEKTÓRE WSKAŹNIKI NIEZAWODNOŚCI EKSPLOATACYJNEJ LINII KABLOWYCH 6 kV

Streszczenie. W artykule podjęto próbę wyznaczenia funkcji niezawodności obiektu, jakim jest sieć kablowa, w oparciu o określony materiał statystyczny. Poza tym wyznaczono rozkład czasów między planowymi wyłączeniami pewnej grupy linii kablowych oraz rozkład wartości niedostarczonej energii na skutek awarii sieci kablowej.

1. Wstęp

Nowoczesny przemysł, a także odbiorcy komunalni stawiają coraz większe wymagania w zakresie niezawodności zasilania w energię elektryczną. Zasilanie to we wszystkich większych miastach i skupiskach przemysłowych odbywa się z reguły poprzez sieć kablową 6 kV i właśnie ta sieć decyduje o niezawodności zasilania. Niestety nie ma obecnie wskaźnika oceny niezawodności, który w sposób dostateczny pozwoliłby przewidywać niezawodność pracy sieci kablowej, a co za tym idzie pozwoliłby odpowiednio kształtować zagadnienia projektowe oraz eksploatacyjne sieci.

Dotychczas stosowany wskaźnik uszkodzeń linii kablowych, rozumiany jako liczba uszkodzeń na 100 km linii i rok jest z wielu powodów niewystarczający:

- wskaźnik ten nie nadaje się do porównań techniczno-ekonomicznych różnych wariantów rozwiązań sieci,
- nie daje możliwości oceny niezawodności sieci kablowej w czasie,
- jest to zwykle wskaźnik przeciętny dla kraju lub pewnego obszaru i nie uwzględniający przyczyn uszkodzenia oraz czasu eksploatacji poszczególnych linii sieci.

Probabilistyczne ujęcie zagadnienia niezawodności sieci kablowej nie wykazuje tych niedostatków i dlatego należy dążyć do ustalenia wskaźników niezawodności na tej właśnie drodze. Należy jednak podkreślić, że zagadnienie w chwili obecnej jest trudne do rozwiązania. Składają się na to dwie zasadnicze przyczyny:

- materiał statystyczny dotyczący niezawodności pracy sieci kablowej jest zbyt skąpy (obejmuje zaledwie kilka ostatnich lat) i w związku z tym wyniki analizy statystycznej nie mogą być uogólniane, nie przedstawiają zatem większej wartości użytkowej,

- sieć kablowa ulega dynamicznemu rozwojowi - jej długość stale zmienia się, a orócz tego jest zbiorem elementów niejednorodnych - długość poszczególnych linii, wiek, liczba muf zamontowanych w liniach są różne. W związku z tym znane modele matematyczne i metody nie mogą być bezpośrednio zastosowane do oceny niezawodności pracy złożonej sieci kablowej.

W niniejszym artykule wyznaczono pewne wskaźniki niezawodności, wykorzystując materiał statystyczny dotyczący określonej liczby linii kablowych o nieziennej sumarycznej długości i zbudowanych oraz przekazanych do eksploatacji w tym samym mniej więcej okresie czasu (okresie jednego roku). Przy tym założono, że uszkodzenia w tej wyizolowanej grupie linii są niezależne od uszkodzeń w pozostałej części sieci kablowej.

2. Charakterystyka sieci kablowej

Sieć kablowa, z której wyizolowano grupę linii, jest siecią 6 kV pracującą na terenie silnie uprzemysłowionym i częściowo objętym eksploatacją górniczą. Należy podkreślić, że sieć ta ma powiązania z innymi sieciami kablowymi o tym samym napięciu. Łączna długość rozpatrywanej sieci wynosi 213 km, z czego połowa jest eksploatowana ponad 20 lat. W związku z ostatnim, w sieci spotyka się bardzo wiele różnych konstrukcji i wykonań kabli. Praktyczne znaczenie ma ustalenie wskaźników niezawodności dla typów kabli obecnie produkowanych. Zatem przy kwalifikacji linii kablowych do grupy, na podstawie której miały być wyznaczone wskaźniki, ten czynnik należało brać pod uwagę.

Ostatecznie grupa została utworzona z 16 linii kablowych o łącznej długości 7,028 km. Podstawowym typem kabla w liniach należących do utworzonej grupy był kabel 3 x 95 AKPtA oraz kabel 3 x 70 AKPtA. Wszystkie linie były przekazane do eksploatacji w 1964 i 1965 roku.

3. Wskaźniki niezawodności

W dalszych rozważaniach wyizolowaną grupę linii nazywa się obiektem. Dla obiektu tego należy określić funkcję niezawodności.

W ciągu całego okresu badania (6,5 lat) stwierdzono w obiekcie 14 uszkodzeń. Mimo, że mamy do czynienia z jednym obiektem, uważamy że plan badania obiektu jest planem typu $[N, B, N]$ (badaniu poddanych jest N obiektów i badanie jest prowadzone bez wymiany uszkodzonych obiektów, aż do chwili uszkodzenia ostatniego z nich). Jest to uzasadnione specyfiką badanego obiektu. Naprawa uszkodzenia obiektu nie przywraca mu pierwotnych właściwości (wpływ starzenia), a powtórne uszkodzenie obiektu w tym samym miejscu jest mało prawdopodobne (wśród stwierdzonych uszkodzeń nie zaobserwowano takiego faktu). Z drugiej strony zakres naprawy obejmuje znikomą część obiektu, czyli prawdopodobieństwo jego uszkodzenia nie zmienia się przez sam fakt naprawy.

Liczba N odpowiadająca liczbie badanych obiektów jest równa liczbie uszkodzeń, a trwałość poszczególnych obiektów jest równa czasowi upływającemu od chwili wprowadzenia linii do eksploatacji do chwili kolejnego uszkodzenia.

Kolejne wartości trwałości tworzą szereg wariacyjny, na podstawie którego wyznaczono empiryczną funkcję rozkładu trwałości obiektu [2], rys.1.

$$F^*(t) = \frac{n(t)}{N+1} \quad t_n < t < t_{n+1} \quad (1)$$

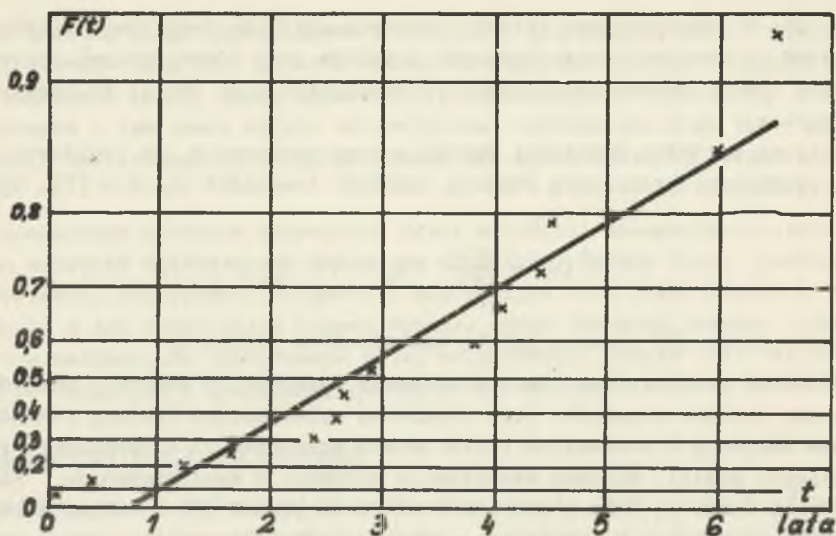
$n(t)$ we wzorze (1) oznacza liczbę uszkodzeń do chwili t .

Należało przypuszczać, że w przedziale czasowym, w którym prowadzono badania, rozkład trwałości jest rozkładem wykładniczym (zmiany starzeniowe nie decydują w pierwszych kilku latach eksploatacji o trwałości poszczególnych kabli). Wstępna weryfikacja dokonana z wykorzystaniem siatek prawdopodobieństwa takich rozkładów konkurencyjnych jak: rozkład normalny logarytm-normalny, Weibulla oraz wykładniczy, potwierdziła przypuszczenia. Współczynnik korelacji prostoliniowej [3] rozkładu empirycznego w siatce rozkładu wykładniczego okazał się bardzo wysoki: $r=0,959$ dla 12 stopni swobody, podczas gdy w innych siatkach odstępstwa rozkładu empirycznego od prostych były znaczne.

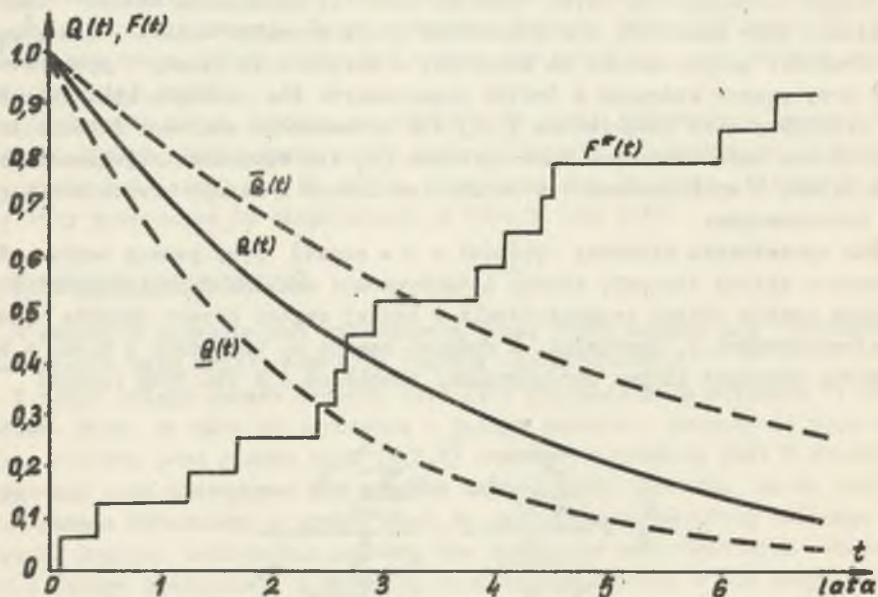
Jednak ze względu na to, że prosta, rys. 1., wyznaczona metodą najmniejszej sumy kwadratów nie przechodzi przez początek układu ($t, \ln \frac{1}{1-F(t)}$) współczynnik należy uważać za zawyżony, a weryfikację należy przeprowadzić przy pomocy któregoś z testów opracowanych dla rozkładu wykładniczego. Wybieramy test F-Snedecora [1,2] dla sprawdzenia stałości funkcji intensywności uszkodzeń oraz test Hartleya [2] dla sprawdzenia jednoczesnego hipotezy o wykładniczości z istnieniem dużego i małego przedziału między uszkodzeniami.

Dla sprawdzenia hipotezy $H_0\{\lambda(t) = \lambda = \text{const}\}$ przy pomocy testu F-Snedecora należy utworzyć iloraz intensywności uszkodzeń wyliczonych dla różnych części okresu badania. Jeżeli w jednej części okresu badania jest zarejestrowanych n_1 uszkodzeń, w drugiej części n_2 uszkodzeń i $n_1+n_2 = N$, to można utworzyć iloraz intensywności uszkodzeń dla obu tych części:

$$\frac{\lambda_2^*}{\lambda_1^*} = \frac{\frac{\sum_{i=n_1+1}^N s_i}{n_2}}{\frac{\sum_{i=1}^{n_1} s_i}{n_1}} = \frac{n_1 \sum_{i=1}^{n_1} s_i}{n_2 \sum_{i=n_1+1}^N s_i} \quad (2)$$



Rys. 1. Funkcja empiryczna rozkładu trwałości obiektu w siatce prawdopodobieństwa rozkładu wykładniczego



Rys. 2. Funkcja niezawodności eksploatacyjnej sieci kablowej 6 kV ($1 \square = 7,028$ km, $t_N = 6,5$ lat, $N = 14$, $Q(t) = e^{-0,323 t}$)

przy czym s_i jest nagromadzonym czasem poprawnej pracy obiektów między kolejnymi uszkodzeniami:

$$s_i = (N - i + 1) (t_i - t_{i-1}) \quad t_0 = 0, \quad i=1, 2 \dots N$$

Hipotezę $H_0 \{ \lambda(t) = \lambda = \text{const} \}$ przyjmujemy na poziomie istotności α jeśli zachodzi nierówność [2]:

$$\max \left\{ \frac{\lambda_2^*}{\lambda_1^*}, \frac{\lambda_1^*}{\lambda_2^*} \right\} = \begin{cases} \frac{\lambda_2^*}{\lambda_1^*} < F_\alpha(2n_1, 2n_2) \\ \frac{\lambda_1^*}{\lambda_2^*} < F_\alpha(2n_2, 2n_1) \end{cases} \quad (3)$$

gdzie F_α jest krytyczną wartością statystyki F-Snedecora dla pary liczb stopni swobody odpowiednio $(2n_1, 2n_2)$ i $(2n_2, 2n_1)$ i poziomu istotności α . Dla weryfikowanego rozkładu można założyć:

$n_1 = 7, n_2 = 7$. Otrzymuje się wtedy:

$$\frac{\lambda_2^*}{\lambda_1^*} = 2,19 \quad \text{czyli} \quad \max \left\{ \frac{\lambda_2^*}{\lambda_1^*}, \frac{\lambda_1^*}{\lambda_2^*} \right\} = \frac{\lambda_2^*}{\lambda_1^*} = 2,19$$

Zakładając z góry poziom istotności $\alpha = 0,05$ otrzymano

$$\frac{\lambda_2^*}{\lambda_1^*} = 2,19 < F_{0,05}(14, 14) = 2,48$$

zatem test F-Snedecora nie daje podstaw do odrzucenia postawionej hipotezy na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Również test Hartleya nie daje takich podstaw, bowiem dla testu tego winna zachodzić zależność [2]:

$$h(2, N) = \frac{\max s_i}{\min s_i} < h_\alpha(2, N) \quad (4)$$

$$1 \leq i \leq N$$

jeśli hipoteza ma być prawdziwa,

gdzie $h(2, N)$ jest wartością statystyki Hartleya, a $h_\alpha(2, N)$ jest wartością krytyczną tej statystyki na poziomie istotności α dla liczby uszkodzeń N . Dla rozpatrywanego rozkładu jest natomiast:

$$h(2, 14) = 40 < h_{0,05}(2, 14) = 864$$

Wartość estymatora nieznannej intensywności uszkodzeń λ wyznaczono metodą największej wiarygodności [1,2]

$$\lambda^* = \frac{N}{\sum_{i=1}^N s_i} \quad (5)$$

otrzymując wartość $\lambda^* = 0,323$ 1/rok.

Jeśli założyć poziom ufności $\beta = 1 - \alpha$, to można wyznaczyć przedział ufności parametru λ [1].

$$\begin{aligned} \underline{\lambda} &= \frac{\lambda^*}{2N} \chi^2_{\frac{\alpha}{2}, 2N} \\ \bar{\lambda} &= \frac{\lambda^*}{2N} \chi^2_{1 - \frac{\alpha}{2}, 2N} \end{aligned} \quad (6)$$

gdzie χ^2 jest wartością statystyki chi-kwadrat na poziomie istotności odpowiednio $\frac{\alpha}{2}$ i $1 - \frac{\alpha}{2}$ dla liczby stopni swobody $2N$.

Dla $\beta = 0,9$ otrzymano

$$\underline{\lambda} = 0,195 \text{ 1/rok}, \quad \bar{\lambda} = 0,476 \text{ 1/rok}$$

Oczywiście najbardziej interesujący jest przedział ufności intensywności uszkodzeń odniesionej do 1 km linii kablowej. Jest

$$\lambda = \lambda_0 l \quad (7)$$

gdzie:

λ - intensywność uszkodzeń obiektu,

λ_0 - intensywność uszkodzeń odniesiona do 1 km linii kablowej

l - długość linii kablowych stanowiących obiekt, w km.

Dla $l = 7,028$ km jest

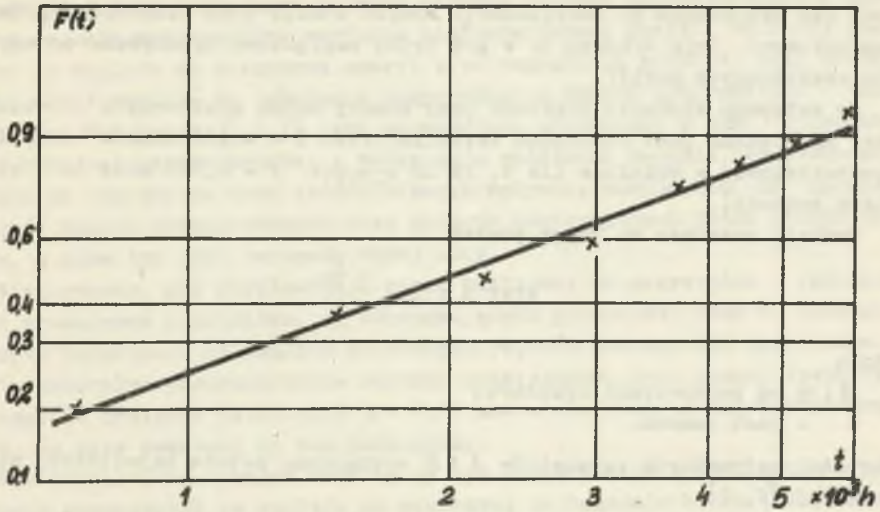
$$\underline{\lambda}_0 = 0,028 \text{ 1/km rok}$$

$$\lambda_0 = 0,046 \text{ 1/km rok}$$

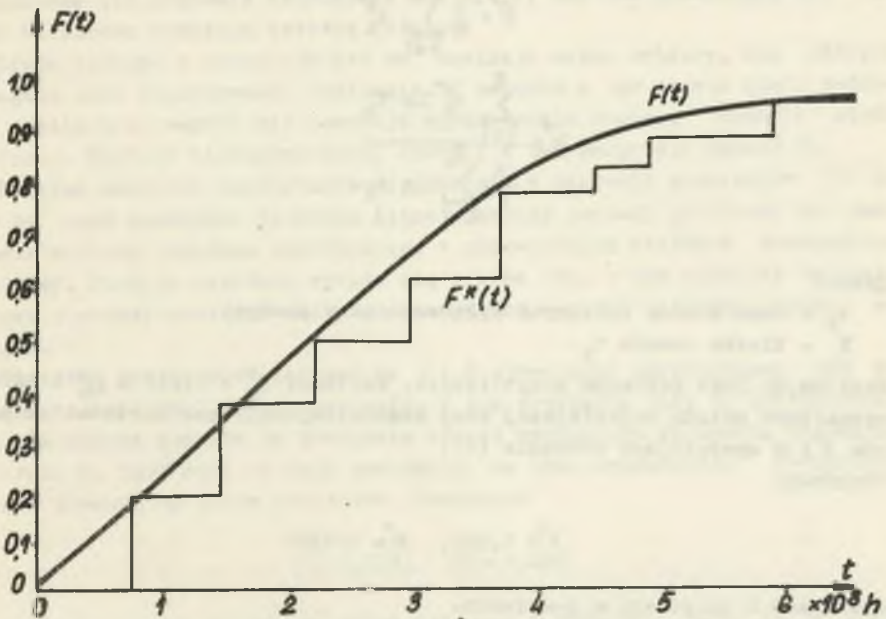
$$\bar{\lambda}_0 = 0,068 \text{ 1/km rok}$$

Ponieważ niezawodność obiektu podlega prawu wykładniczemu, interesującym może się okazać rozkład czasów między kolejnymi wyłączeniami planowym obiektu.

Rozkład taki został wyznaczony przy założeniu, że wyłączeniem planowym obiektu jest każde wyłączenie (może to być wyłączenie tylko jednej linii) związane z planową konserwacją głowic, przekładaniem kabli, likwidacją sta-



Rys. 3. Funkcja empiryczna rozkładu czasów między kolejnymi planowanymi wyłączeniami sieci kablowej w siatce prawdopodobieństwa rozkładu Weibulla



Rys. 4. Funkcja rozkładu czasów między kolejnymi planowanymi wyłączeniami sieci kablowej: empiryczna $F^*(t)$ i teoretyczna $F(t) = 1 - e^{-\frac{t^d}{\theta}}$, $d=1,5$, $\theta=157500$

rych lub włączeniem do eksploatacji nowych stacji oraz planowymi próbami napięciowymi (nie wchodzi tu w grę próby napięciowe wykonywane po naprawie uszkodzonych kabli).

Po wstępnym zbadaniu rozkładu przy pomocy metod graficznych okazało się, że rozkład jest rozkładem Weibulla, rys. 3 - współczynnik korelacji prostoliniowej w układzie $(\ln t, \ln \ln \frac{1}{1-F(t)})$ $r = 0,993$ przy 6 stopniach swobody.

Funkcja rozkładu ma zatem postać

$$F(t) = 1 - e^{-\frac{t^\delta}{\Theta}} \quad (8)$$

gdzie

δ i Θ są parametrami rozkładu,
 t - jest czasem.

Wartości estymatorów parametrów δ i Θ wyznaczono metodą największej wiarygodności [1, 2].

Logarytmując funkcję wiarygodności dla rozkładu Weibulla i przyrównując jej pochodne ze względu na δ i Θ do zera otrzymuje się następujące zależności wiążące ze sobą estymator δ^* i Θ^* :

$$\begin{aligned} \Theta^* &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N t_k^{\delta^*} \\ \Theta^* &= \frac{\sum_{k=1}^N t_k^{\delta^*} \ln t_k}{\frac{N}{\delta^*} \sum_{k=1}^N \ln t_k} \end{aligned} \quad (9)$$

gdzie:

t_k - czas między kolejnymi wyłączeniami planowymi,
 N - liczba czasów t_k .

Przyjmując jako pierwsze przybliżenie, wartości $\delta_0^* = 1,235$ i $\Theta_0^* = 18200$ wyznaczone metodą najmniejszej sumy kwadratów, obliczono wartości estymatorów δ^* i Θ^* spełniające równanie (9).

Otrzymano

$$\delta^* = 1,500, \quad \Theta^* = 151500$$

dla czasu t liczonego w godzinach.

Bardzo istotnym wskaźnikiem niezawodności pracy sieci kablowej jest rozkład wartości niedostarczonej energii. Wskaźnik ten jest zwłaszcza potrzebny do porównań techniczno-ekonomicznych rozwiązań wariantowych sieci.

W niniejszym artykule rozkład wartości niedostarczonej energii wyznaczono w oparciu o dane pochodzące z dwóch różnych rejonów energetycznych. W każdym z rejonów poszczególne wartości niedostarczonej energii tworzyły podgrupy ze względu na przyczynę awarii i ze względu na przekrój żyły kabla, który uległ awarii. Do zbadania jednorodności danych wykorzystano test zgodności Wilcoxona [1,2,3] jako szczególnie odpowiedni w tym przypadku: test ten jest bardzo prosty, a zatem daje możliwość badania jednorodności danych ze względu na dużą liczbę różnych wpływów, nadaje się do badania zbiorów danych niesparowanych oraz zbiorów zawierających różne liczby danych, a poza tym jest testem o dużej mocy.

W przypadku, gdy eksploatacja sieci kablowej we wszystkich rejonach jest prowadzona prawidłowo, wg obowiązujących przepisów, dane w poszczególnych podgrupach należących do różnych rejonów powinny być jednorodne.

To naturalne przypuszczenie zostało potwierdzone przy pomocy testu Wilcoxona. Na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ nie stwierdzono różnicy w podgrupach, co dało podstawę do ich połączenia.

Nie stwierdzono również różnicy na tym samym poziomie istotności w podgrupach utworzonych ze względu na przyczynę uszkodzenia kabla (starzenie, szkody górnicze, roboty ziemne).

Jeśli natomiast chodzi o podgrupy utworzone ze względu na przekrój żyły kabla, to okazuje się, że w zakresie przekrojów 70 do 185 mm² dane są jednorodne (na poziomie istotności $\alpha = 0,05$), zaś dla przekrojów 240 mm² test Wilcoxona wykazuje istotną różnicę.

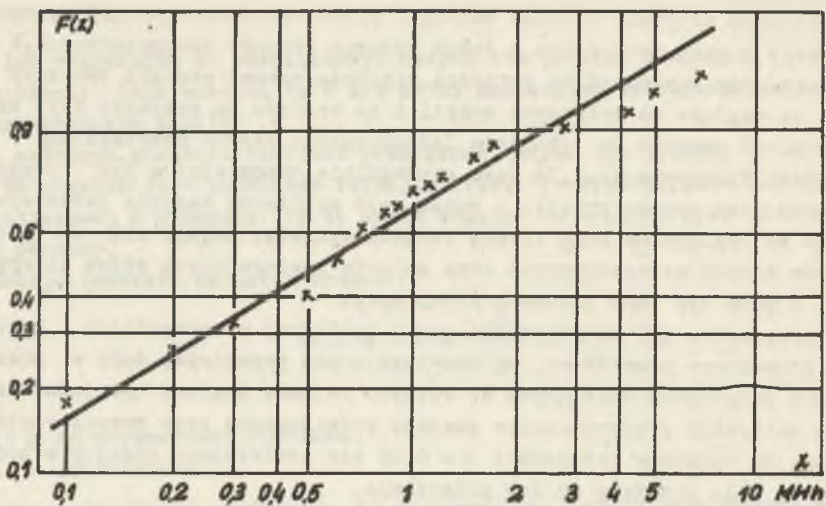
Linie kablowe o przekroju 240 mm² zasilają ważne odbiory, dla których wymagane jest rezerwowanie zasilania. W związku z tym awaria linii kablowej zasilającej zwykle nie powoduje ograniczenia dostawy energii elektrycznej. Wartość niedostarczonej energii w tej podgrupie wynosi 0.

Rozkład wartości niedostarczonej energii w zakresie przekrojów 70 do 185 mm² jest rozkładem Weibulla (inne rozkłady zostały odrzucone na podstawie analizy rozkładu empirycznego w odpowiednich siatkach prawdopodobieństw). Funkcja rozkładu wyraża się wzorem (8), z tym tylko, że zmienną losową t należy zastąpić zmienną oznaczającą wartość niedostarczonej energii.

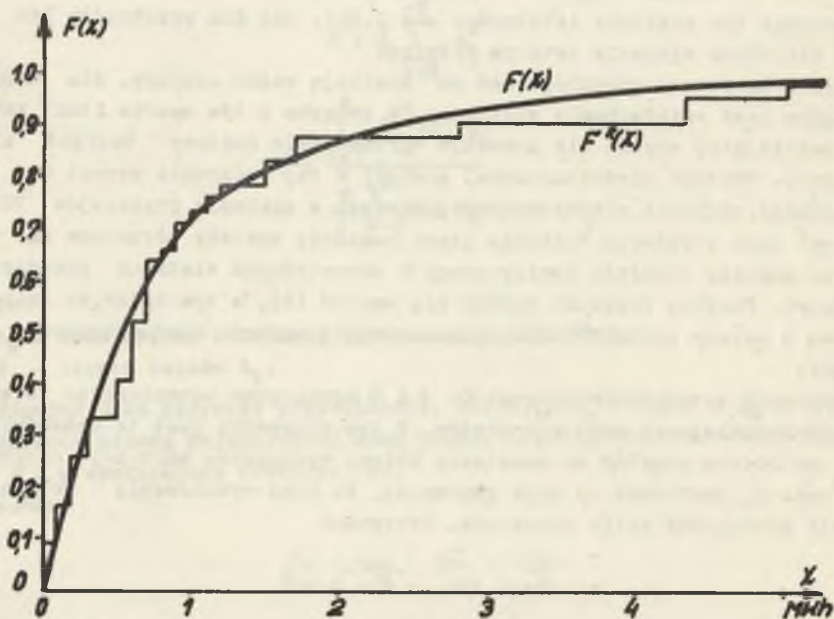
Wartości estymatorów parametrów δ i θ wyznaczono ograniczając się do metody najmniejszej sumy kwadratów. W tym przypadku jest to uzasadnione tym, że liczba punktów na podstawie której wyznaczono wartości estymatorów rys. 5, jest duża co daje gwarancję, że błąd wyznaczenia estymatora δ^* nie przekroczy kilku procentów. Otrzymano

$$\delta^* = 0,734, \quad \theta^* = 0,885$$

przy współczynniku korelacji prostopadłościowej w układzie $(\ln x, \ln \ln \frac{1}{1-F(x)})$ rys. 5, $r = 0,978$ dla x liczonego w MWh.



Rys. 5. Funkcja empiryczna rozkładu wartości niedostarczonej energii w siatce prawdopodobieństwa rozkładu Weibulla



Rys. 6. Funkcja rozkładu wartości niedostarczonej energii: empiryczna $\hat{F}(x)$ i teoretyczna $F(x) = 1 - e^{-\frac{x}{\delta}}$, $\delta = 0,734$, $\theta = 0,885$

4. Wnioski

Intensywność uszkodzeń λ_0 oraz rozkład czasów między planowymi wyłączeniami uzyskano na podstawie materiału statystycznego obejmującego okres 6,5 lat i pewien, stosunkowo niewielki wycinek sieci kablowej. Uzyskane wyniki nie mogą być uważane za ostateczne - należy je korygować w miarę gromadzenia nowego materiału statystycznego.

W szczególności należy dążyć do wyznaczenia rozkładu uszkodzeń sieci na skutek starzenia izolacji i odpowiednio do tego rozkładu określić rozkład planowych wyłączeń mających na celu przeprowadzanie prób profilaktycznych.

Wyniki uzyskane w zakresie ilości niedostarczonej energii odbiorcom wskazują na to, że w sieci kablowej rozdzielczej współzależność uszkodzeń (wchodzi w grę współzależność topologiczna i konstrukcyjna) nie odgrywa większej roli - wartość niedostarczonej energii odbiorcom zasilanymi kablami 240 mm², zwykle rezerwowanymi, wynosi 0. Jest to stwierdzenie bardzo optymistyczne - uzasadnia ono założenie dotyczące niezależności uszkodzeń w wyizolowanej grupie linii od uszkodzeń w pozostałej części sieci zrobione w p.1., a poza tym wskazuje środek bardzo efektywnego zwiększenia niezawodności zasilania odbiorców w energię elektryczną.

LITERATURA

- [1] Fidelis E, Firkowicz S., Grzesiak K., Kołodziejski J., Wiśniewski K.: Matematyczne podstawy oceny niezawodności. PWN Warszawa 1966 r.
- [2] Gniedienko B.W., Bielajew J.K., Sołowiew A.D.: Metody matematyczne w teorii niezawodności. Wyd. 1, WNT Warszawa 1968 r.
- [3] Volk W.: Statystyka stosowana dla inżynierów. Wyd. 1, WNT Warszawa - 1965 r.

Wpłynęło do redakcji w maju 1971 r.

НЕКОТОРЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ ЭКСПЛУАТАЦИОННОЙ НАДЕЖНОСТИ КАБЕЛЬНЫХ ЛИНИЙ 6 кВ

Р е з ю м е

В статье предпринята попытка определения функции надежности объекта, в качестве которого выступает кабельная сеть, на основе определённого статистического материала. Кроме того даётся определение распределения времени между плановыми выключениями некоторой группы кабельных линий, а так же даётся определение распределения значений недоставленной энергии из-за аварии кабельной сети.

SOME INDICATORS OF RELIABILITY OF 6 kV CABLE LINES

Summary

In the paper an attempt has been made to determine the function of reliability of a cable network, basing it on a determined statistical material. Moreover the time distribution between the planned switching off of certain cable line groups has been determined and the distribution of un-supplied energy value on account of cable network damage has been given.

