ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1972

Seria: ELEKTRYKA z. 35 Nr kol. 274

JAN POPCZYK

Instytut Elektroenergetyki
i Sterowania Układów

OCENA STATYSTYCZNA USZKADZALNOŚCI LINII KABLOWYCH W ZALEŻNOSCI OD DŁUGOŚCI NA PRZYKŁADZIE PEWNEJ SIECI KABLOWEJ 6 kV

Streszczenie. Na podstawie modeli zaproponowanych w [2] wyznaczono zależność uszkadzalności linii kablowych od ich długości. Dokonano interpretacji tych zależności, a wyniki porównano z wynikami uzyskanymi wg ujęcia tradycyjnego.

1. Wstęp

W [2] podano sposób konstruowania modelu statystycznego uszkadzalności linii kablowych w zależności od długości oraz wymagania, jakie ten model powinien spełniać. Poza tym wyrażono tam pewne przypuszczenia o tym jak powyższa zależność będzie się kształtować. Jednak w celu ostatecznego stwierdzenia charakteru zależności i ważności zagadnienia należy podjąć szerokie badania statystyczne. W niniejszym artykule wyznaczono niektóre zależności uszkadzalności linii od długości biorąc za podstawę sieci kablowe 6 kV pracujące na terenie Górnośląskiego Okręgu Przemysłowego. Należy podkreślić, że pewne wycinki tych sieci pracują na obszarach intensywnej eksploatacji górniczej.

Z uwag formalnych należy zaznaczyć, że w niniejszym artykule zastosowano identyczne oznaczenia jak w [2] i w związku z tym nie będą one bliżej objaśnione. Jedynie dla nowo wprowadzonych oznaczeń zastosowano objaśnienia bardziej szczegółowe.

2. Określenie funkcji regresji dla uszkodzeń spowodowanych eksploatacją górniczą

W celu wyznaczenia parametrów szukanej funkcji regresji przeprowadzono dokładną analizę uszkodzeń linii kablowych w czterech rejonach energetycznych. Na obszarze tych rejonów ma miejsce ponad 90% uszkodzeń spowodowanych szkodami górniczymi w całym Górnośląskim Okręgu Przemysłowym.

Ze względu na zmianę granic terytorialnych rejonów, budowę nowych oraz likwidację starych linii, przejmowanie linii od zakładów przemysłowych

przez rejony energetyczne i na odwrót, nie udało się ustalić pełnych danych dla szeregu linii, w których uszkodzenia na skutek eksploatacji górniczej wystąpiły. Przyjęto w związku z tym zasadę, że do analizy można brać tylko te linie, które były eksploatowane przez cały okres analizy T i których dane oraz historia w okresie T są znane.

Ustalony początkowo okres T wynosił 8 lat i obejmował lata 1964-71. Dla okresu tego udało się rozpoznać 197 linii kablowych, w których wystąpiły uszkodzenia na skutek eksploatacji górniczej. Cztery z wymienionych linii zostały odrzucone na skutek zbyt dużej wartości d^T. Odrzucenia dokonano na podstawie bliższego zbadania warunków pracy linii i stwierdzenia, że wysoka uszkadzalność jest spowodowana nakładaniem się wpływów (duże odkształcenia terenu o charakterze uskokowym, duża liczba muf, długi okres eksploatacji, znaczne zestarzenie kabla), które w przeciętnych warunkach w takiej ilości i z takim nasileniem nie wystąpią. Należy zauważyć, że bliższą analizę warunków pracy przeprowadzono tylko dla tych linii, dla których prawdopodobieństwo pojawienia się wyznaczonej wartości d^T było mniejsze od 0,1. Jako kryterium posłużyła tu nierówność Czebyszewa [3]

$$P\left\{|X - a| \geqslant t\sigma_X\right\} \leqslant t^{-2}, \tag{1}$$

która nie wymaga żadnych założeń odnośnie postaci rozkładu. Za wartości odchylenia standardowego σ_X i przeciętnej a przyjęto odchylenia kwadratowe i przeciętne w próbkach utworzonych w wyniku podziału całego zakresu zmienności długości linii (0,126 ÷ 6,516 km) na dziesięć przedziałów.

Po odrzuceniu dodatkowo trzech linii i niewielkim przesunięciu granic poszczególnych przedziałów uzyskano w każdym z nich 19 wartości d^T.

Okazało się jednak, że rozkłady wartości d^T_{ij} dla ustalonych i oraz j = = 1,2,... 19 nie spełniają warunku normalności na poziomie istotności α = = 0,01. Mimo to, w celu zorientowania się w jaki sposób rozwijają się parametry funkcji regresji w czasie, wyznaczono tę funkcję, traktując ją jako pewne przybliżenie zagadnienia. Otrzymano

$$D^T = 1{,}74\,\frac{1}{I} + 0{,}46 \tag{2}$$

$$D = 0{,}22\,\frac{1}{I} + 0{,}06. \tag{2a}$$

Wartość D wyznaczona wg (2a) jest odniesiona do okresu 1 roku, a l w obu wzorach jest w km.

Stopień regresji dla funkcji (2) wyznaczony wg [2, wzór (5)] wynosi s = 14,6%. Należy poza tym zauważyć, że dla funkcji tej spełnione są wymagane warunki [2, warunki (6), (7) oraz (3) dla odchyleń Δd_i^T] na proponowanych poziomach istotności.

Celem spełnienia warunku normalności dla rozkładów zmiennych d_i^T zwiększono okres T do 11 lat (lata 1961-1971). Uzyskano w ten sposób dane dla 221 linii. Po odrzuceniu 11 linii, w tym 5 z powodu zbyt dużej wartości d^T, wzięto ostatecznie do analizy dane dla 210 linii. W ten sposób dla każdej ze zmiennych d_i^T, i = 1,2,... 10, otrzymano m = 21 realizacji. Utworzone próby spełniały warunek normalności [2, warunek (3)] na poziomie istotności α = 0,01.

W oparciu o powyższe dane wyznaczono funkcję regresji

$$D^T = 1{,}76\,\frac{1}{l} + 0{,}90 \qquad (3)$$

$$D = 0{,}16\,\frac{1}{l} + 0{,}08 \qquad (3a)$$

Stopień regresji dla funkcji (3) wynosi s = 11,1%, a pozostałe warunki wg [2] są spełnione.

Ze względu na to, że linie kablowe wzięte do analizy wykazują znaczną różnorodność pod względem przekroju, wieku (a zatem i konstrukcji) oraz liczby muf (ten czynnik jest niezwykle istotny), należało sprawdzić czy kable w poszczególnych przedziałach są jednorodne.

Za szczególnie odpowiedni dla tego zagadnienia uważa się test sumy rang [1]. Test ten pozwala równocześnie badać jednorodność wielu prób, a przy tym nie wymaga żadnych założeń odnośnie postaci rozkładu.

Załóżmy, że tak jak w naszym przypadku należy zbadać jednorodność danych w n próbach (danymi realizacjami) są przekrój, wiek, liczba muf na jednostkę długości). Statystyką, dla której buduje się obszar krytyczny jest

$$S = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^{n} \frac{T_i^2}{m_i} - 3(n+1), \qquad (4)$$

gdzie

m_i – liczba realizacji w i-tej próbie,

T_i – suma rang (zaszeregowań) dla i-tej próby.

Przez rangi (zaszeregowania) poszczególnych realizacji rozumiemy numery tych realizacji w szeregu wariacyjnym utworzonym z wszystkich $\sum_{i=1}^{n} m_i$ realizacji (jeżeli kilka kolejnych realizacji przyjmuje takie same wartości, to każdej z tych realizacji przypisuje się rangę przeciętną z kolejnych odpowiednich rang).

Rozkładem granicznym statystyki S jest rozkład χ^2 o n-1 stopniach swobody. Zatem obszar krytyczny prawostronny ma postać

$$P_{\chi^2_{\alpha}}(n,m_i) \geqslant 1-\alpha. \tag{5}$$

Jeśli $S \geqslant \chi^2_{\alpha}$ dla n-1 stopni swobody, to hipotezę o jednorodności danych we wszystkich próbach należy odrzucić, w przeciwnym razie nie ma podstaw do odrzucenia takiej hipotezy.

Mimo, że test sumy rang daje możliwość równoczesnego badania wielu prób, to jednak jego stosowanie dla n = 10 prób i m = 21 realizacji mogłoby okazać się bardzo uciążliwe, zwłaszcza ze względu na liczenie sumy rang dla poszczególnych prób. Z drugiej jednak strony jest bardzo ważne, aby zbadać jednorodność wszystkich prób. Z tego powodu do badań wykorzystano nie wszystkie realizacje w próbach, ale część tych realizacji wybranych w sposób losowy. Aby zapewnić możliwie małą różnicę między rozkładem statystyki S i rozkładem χ^2, przyjęto m_i = 10, i = 1,2 ... 10. Przyjęto poza tym, że w przypadku negatywnego wyniku tak przeprowadzonego badania jednorodności, ostateczną ocenę jednorodności należy przeprowadzić na podstawie wszystkich realizacji w próbach.

Na podstawie przeprowadzonych obliczeń okazało się, że hipoteza o jednorodności linii kablowych w poszczególnych przedziałach, ze względu na przekrój, nie może być odrzucona na poziomie α = 0,05 zachodzi bowiem $S = \chi^2 = 15{,}23 < \chi^2_{0,05} = 16{,}919$ dla 9 stopni swobody. Wynik ten wydaje się być bardzo ważnym. Nie jest sprawą oczywistą, że taka jednorodność powinna zachodzić, a nawet, przeciwnie: należało się spodziewać, że dla mniejszych długości przekroje będą mniejsze, dla długości większych – będą przekroje większe ze względu na spadki napięć oraz ze względu na to, że są to z reguły kable ważniejsze.

Ze względu na wiek nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o jednorodności linii w poszczególnych przedziałach nawet na poziomie α = 0,50 bowiem jest: $S = \chi^2 = 7{,}632 < \chi^2_{0,50} = 8{,}343$ dla 9 stopni swobody.

Jeśli chodzi o ocenę jednorodności linii z uwagi na liczbę muf, to trzeba sobie przede wszystkim zdać sprawę z tego, że liczba muf w okresie T ulega zmianie i to nie tylko ze względu na uszkodzenia pochodzące od

szkód górniczych, ale także ze względu na wszystkie pozostałe uszkodzenia. Dokładne uwzględnienie tego zagadnienia jest skomplikowane. Z tej racji dopuszczono się pewnego uproszczenia: dokonano oceny jednorodności linii z uwagi na mufy zainstalowane w liniach przed początkiem okresu analizy T. Błąd wynikający stąd nie jest jednak duży, bowiem stosunek ogólnej liczby muf zainstalowanych w liniach przed okresem T do liczby muf zainstalowanych w okresie T wynosił ok. 5.

Na poziomie istotności $\alpha = 0{,}05$ nie można odrzucić hipotezy o jednorodności linii ze względu na liczbę muf, bowiem jest: $S = \chi^2 = 16{,}892 < \chi^2_{0{,}05} = 16{,}919$ dla 9 stopni swobody. Należy jeszcze zauważyć, że porównywanym wskaźnikiem w tym przypadku była oczywiście nie liczba muf w linii, ale stosunek liczby muf do długości linii, chociaż i ten wskaźnik nie jest najlepszy, zwłaszcza dla linii krótkich.

Dla funkcji regresji (3) wyznaczono obszar ufności [1], [3] odpowiadający poziomowi ufności $(1-\alpha) = 0{,}95$ w przekształconym układzie współrzędnych $(D^T, \frac{1}{l})$, rys. 1. Krzywe ufności spełniają w tym układzie równanie [1], [3]

$$P\left\{D_i^T - t_\alpha s_{D_i^T} < \tilde{d}_i^T < D_i^T + t_\alpha s_{D_i^T}\right\} = 1 - \alpha \tag{6}$$

gdzie

t – wartość zmiennej o rozkładzie t Studenta dla n-2 stopni swobody i poziomu istotności α,

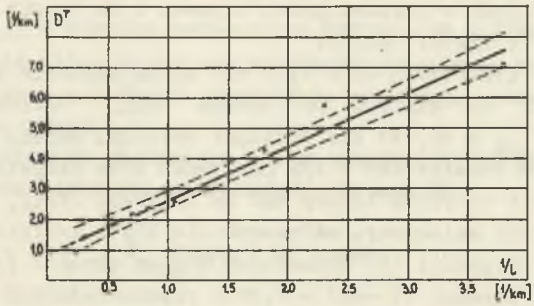
$$s_{D_i^T} = s_r\sqrt{1 + n\frac{(z_i-\bar{z})^2}{\sum_{i=1}^{n}(z_i-\bar{z})^2}}, \quad z_i = \frac{1}{l_i},$$

$$s_r = \sqrt{\frac{1}{n-2}\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(D_i^T - d_i^T)^2}.$$

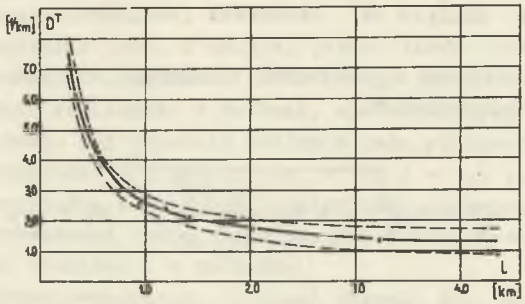
Na podstawie obszaru ufności w układzie współrzędnych $(D^T, \frac{1}{l})$ wyznaczonego wg (6), skonstruowano obszar ufności dla funkcji (3) w układzie (D^T, l) rys. 2. Oczywiście tak utworzony obszar nie może być traktowany dokładnie, a jedynie w sposób przybliżony.

Dla zorientowania się w jaki sposób rozwijają się parametry funkcji regresji D w czasie, należy porównać wyrażenia (2a) i (3a). Z pobieżnej oceny tych zależności wynikałoby, że w miarę jak okres T rośnie, słabnie zależność wielkości d od długości linii l, co w granicy potwierdzałoby słuszność tradycyjnego ujęcia zagadnienia, przynajmniej dla uszkodzeń powstałych na skutek eksploatacji górniczej. Wniosek taki wymagałby uzasad-

nienia w postaci faktu przesuwania się eksploatacji górniczej w terenie ze stosunkowo dużą szybkością. Zjawisko takie na analizowanym terenie jednak nie zachodzi.



Rys. 1. Funkcja regresji wraz z krzywymi ufności w układzie współrzędnych $(D^T, \frac{1}{L})$



Rys. 2. Funkcja regresji wraz z krzywymi ufności w układzie współrzędnych (D^T, L)

Dokładna analiza wartości estymatorów parametrów funkcji (2a) i (3a) wykazuje, że parametry te nie różnią się istotnie na poziomie istotności, który byłby do przyjęcia.

Zapiszmy funkcję regresji w ogólnej postaci

$$D = a\frac{1}{L} + b. \tag{7}$$

Dla parametrów a i b można wyznaczyć przedziały ufności [3]. Przedziały te wyznacza się w oparciu o fakt, że zmienne

$$t' = \frac{a^* - a}{s_{a^*}} \tag{8}$$

oraz

$$t'' = \frac{b^* - b}{s_{b^*}} \tag{9}$$

mają rozkład t Studenta o n-2 stopniach swobody.
We wzorach (8), (9) jest

a^*, b^* - estymatory parametrów a i b, np. współczynniki funkcji (3a),

$$s_{a^*} = \sqrt{\frac{\frac{1}{n-2}\sum_{i=1}^{n}(D_i^T - \overline{d_i^T})^2}{\sum_{i=1}^{n}(z_i - \overline{z})^2}}, \quad z_i = \frac{1}{I_i}$$

$$s_{b^*} = \sqrt{\frac{1}{n-2}\,\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(D_i^T - \overline{d_i^T})^2}$$

Na podstawie (8) i (9) wyznaczono przedziały ufności parametrów a i b funkcji (3a). Okazało się, że wartość estymatora a^* parametru a podana w (2a) nie mieści się w wyznaczonym przedziale ufności dopiero dla poziomu ufności $1 - \alpha = 0{,}2$, a w przypadku parametru b wpada w przedział ufności nawet przy poziomie ufności $1 - \alpha = 0{,}05$.

Wyniki powyższe świadczą o tym, że jeśli rozwój parametrów zachodzi w czasie, to szybkość tego rozwoju nie jest duża. Wpływa na to fakt, że eksploatacja górnicza nie obejmuje dużych obszarów i nie przesuwa się szybko w terenie, ale jest prowadzona na wielu poziomach.

Oczekiwana liczba uszkodzeń linii kablowej odniesiona do 1 km linii i czasu 1 roku wyznaczona wg (3a) dla krótkich i długich linii znacznie odbiega od oczekiwanej liczby wyznaczonej w sposób tradycyjny. Celem porów-

nania, wyznaczono w sposób tradycyjny wartość d dla takich warunków dla jakich wyznaczono funkcję (3a). Otrzymano d = 0,169 1/km rok. Z porównania tej wartości z (3a) wynika, że przy długości linii l = 1,8 km jest sprawą obojętną według jakiej metody ocenimy całkowitą niezawodność linii. Natomiast dla długości l < 1,8 km wg tradycyjnej metody otrzymamy ocenę zbyt optymistyczną. Np. dla l = 0,3 km otrzymamy zawodność linii ponad 3-krotnie niższą od rzeczywistej. Dla długości l > 1,8 km ocena niezawodności wg metody tradycyjnej jest pesymistyczna.

Funkcja regresji (3a) została wyznaczona dla linii o długościach od 0,126 km do 6,516 km i w tym przedziale jest obowiązująca.

O ile ekstrapolacja funkcji poza wymieniony przedział w stronę długości większych nie budzi poważnych zastrzeżeń (zresztą ten przypadek nie ma większego znaczenia praktycznego), to absolutnie nie można jej ekstrapolować w stronę długości mniejszych. Raczej należy przyjąć,że w zakresie długości do 0,1 km nie zachodzą uszkodzenia linii na skutek eksploatacji górniczej. Wniosek taki wynika z analizy teoretycznej zagadnienia,a poza tym znajduje potwierdzenie w danych statystycznych. Stwierdzono mianowicie, że w kilku liniach o długości do 0,1 km pracujących na terenach o dużym nasileniu szkód górniczych nie wystąpiły uszkodzenia.

3. Funkcja regresji dla wszystkich uszkodzeń poza uszkodzeniami na skutek eksploatacji górniczej

W celu wyznaczenia funkcji przeprowadzono dokładną analizę uszkodzeń w sieci kablowej 6 kV należącej do pewnego rejonu energetycznego.Analiza ta została wykonana dla okresu T od 1963 do 1971 r. i obejmowała 336 kabli. Wszystkie te kable były ułożone przed rokiem 1963 i eksploatowane przez cały okres T. Długości ich zawierały się w przedziale od 0,060 do 7,157km.

Z wymienionych 336 kabli w okresie T zostało uszkodzonych 139, a ogólna liczba uszkodzeń wynosiła 290. Najważniejszymi przyczynami uszkodzeń były: starzenie izolacji, roboty ziemne, wady materiałowe i montażowe oraz przepięcia ziemno-zwarciowe.

Ze względu na to, że zależność $\overline{d_i^T}$ od długości l okazała się słaba,utworzono tylko dziesięć przedziałów (n = 10). Po odrzuceniu 6 kabli (w tym 4 na podstawie (1)) otrzymano w każdym przedziale po 33 kable (m = 33). Uwzględniając powyższe uwagi otrzymano na podstawie modelu z [2]

$$D^T = 1,51 - 0,135\ l \tag{10}$$

$$D = 0,17 - 0,016\ l. \tag{10a}$$

Funkcja (10a) wskazuje na to, że oczekiwana liczba uszkodzeń odniesiona do 1 roku i 1 kilometra linii zależy tylko w nieznacznym stopniu od długości linii.

Wynik ten nie stanowi zaskoczenia, jeśli nie wiązać z nim charakteru obciążeń działających na linię, lecz rozrzut wytrzymałości linii wzdłuż długości.

W analizowanej grupie linii dokładnie połowę stanowią linie ułożone przed 1930 rokiem. Nieco mniej niż połowę stanowią linie ułożone w latach 1950-1962 (w latach 1930-1949 praktycznie nie dokonał się żaden rozwój sieci). Zatem można uważać, że w połowie wszystkich linii procesy starzeniowe są posunięte bardzo daleko. Powód ten w zasadniczy sposób decyduje o postaci funkcji (10a). Aby przekonać się o tym w sposób jeszcze bardziej dobitny, przeprowadzono dodatkową analizę: wyznaczono funkcję regresji osobno dla grupy kabli ułożonych do roku 1950 i osobno dla grupy kabli ułożonych w latach 1950-1962. Otrzymano odpowiednio dla tych przypadków

$$D^T = 1{,}04 \tag{11}$$

$$D = 0{,}12 \tag{11a}$$

oraz

$$D^T = 1{,}83 - 0{,}610\ l \tag{12}$$

$$D = 0{,}20 - 0{,}068\ l. \tag{12a}$$

Dla zależności (11a) i (12a) można znaleźć pewną interpretację. Jeżeli nie liczyć szkód górniczych, to w analizowanej sieci tylko 25% stanowią uszkodzenia spowodowane przez roboty ziemne. Uszkodzenia te praktycznie wystąpią niezależnie od wytrzymałości linii (w tym przypadku od wytrzymałości mechanicznej), zatem funkcja regresji dla tego typu obciążeń zależy wyłącznie od rozkładu obciążeń wzdłuż trasy linii.

Pozostałe 75% uszkodzeń jest spowodowane starzeniem izolacji (34%), osłabieniem izolacji (29%), wadami materiałowymi i montażowymi (7%) oraz przepięciami łączeniowymi i ziemnozwarciowymi (5%)[x]. Niezależnie od tego jak przyczyny zostały nazwane jest jasnym, że obciążenie stanowi tutaj wzrost napięcia. Ten typ obciążenia nie ma charakteru czysto lokalnego - obciążenie działa na wiele linii, a nie na jedną. O tym czy uszkodzenie nastąpi i w której linii decyduje wytrzymałość (w tym przypadku wytrzymałość elektryczna).

W liniach z zaawansowanym starzeniem rozrzut wytrzymałości elektrycznej wzdłuż długości jest znaczny, a liczba "słabych" punktów jest zależna

[x] Podział uszkodzeń wg wymienionych przyczyn został przytoczony za podziałem stosowanym w kartach zakłóceń. Można mieć poważne zastrzeżenie odnośnie sformułowania dwóch pierwszych przyczyn.

proporcjonalnie od długości linii - stąd wynika zależność (11a). Dla linii nowych funkcja regresji powinna zależeć w zasadzie od rozkładu obciążeń mechanicznych wzdłuż trasy. To powinno prowadzić do funkcji hiperbolicznych ewentualnie logarytmicznych. Jednak ze względu na niezbyt dobrą jakość montażu oraz wady nowych kabli (czynniki te działają identycznie jak starzenie) otrzymuje się zależność (12a).

4. Wnioski

1) Przeprowadzone badania statystyczne wykazały, że celowym jest badanie zależności uszkadzalności linii od długości dla różnych przyczyn uszkodzeń:

- dla uszkodzeń spowodowanych obciążeniami zewnętrznymi (z reguły typu mechanicznego) zależność ta kształtowana jest przede wszystkim przez rozkład obciążeń wzdłuż trasy linii bowiem można założyć, że wytrzymałość linii jest stała na całej długości (obciążenia przekraczają zwykle znacznie wytrzymałość). Do tej grupy należą między innymi uszkodzenia spowodowane eksploatacją górniczą. Operowanie oczekiwaną liczbą uszkodzeń w ujęciu tradycyjnym prowadzi w tym przypadku do znacznych błędów.
- dla uszkodzeń spowodowanych obciążeniami wewnętrznymi (typu elektrycznego) wpływ na zależność uszkadzalności linii od długości ma rozkład wytrzymałości linii wzdłuż długości bowiem można przyjąć, że obciążenie na całej długości jest stałe. Najczystszym przykładem uszkodzeń mieszczących się w tej grupie są uszkodzenia na skutek starzenia się izolacji. Z przeprowadzonej analizy statystycznej wynika, że w tym przypadku oczekiwana liczba uszkodzeń odniesiona do 1 km i 1 roku nie zależy od długości linii, a zatem pokrywa się z ujęciem tradycyjnym.

2) W celu zwiększenia przydatności wyników ilościowych, a to przede wszystkim przez umożliwienie ich stosowania do oceny niezawodności linii nowoprojektowanych należy w sieciach z dużą liczbą linii starych, w których procesy starzeniowe są daleko posunięte, osobno wyznaczyć zależność uszkadzalności linii od długości dla tych linii i osobno dla linii nowych takiego typu jak linie nowoprojektowane.

LITERATURA

1. GREŃ J.: Modele i zadania statystyki matematycznej. PWN, Warszawa 1968.
2. POPCZYK J.: Model statystyczny uszkadzalności linii kablowych w zależności od ich długości. Zeszyty Naukowe Pol. Śl. Elektryka 35, 1972.
3. SMIRNOW W.M., DUNIN-BARKOWSKI I.W.: Kurs rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej. PWN, Warszawa 1969.

Przyjęto do druku w kwietniu 1972 r.

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ПОВРЕЖДАЕМОСТИ КАБЕЛЬНЫХ ЛИНИЙ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ДЛИНЫ НА ПРИМЕРЕ ОПРЕДЕЛЕННОЙ КАБЕЛЬНОЙ СЕТИ 6кВ.

Р е з ю м е

На основе моделей предложеных в [2] определена зависимость повреждаемости кабельных линий от их длины. Сделана интерпретация этих зависимостей, а получены результаты сравнены с результатами полученными традиционным методом.

THE STATISTIC ESTIMATION OF CABLE LINES VULNERABILITY DEPENDING ON THE LENGHT OF THE LINE TAKING AS AN EXAMPLE CERTAIN 6 kV CABLE NETWORK

S u m m a r y

Takin as a base the models been proposed in [2] the cable lines vulnerability dependence on their lenght is appointed. Interpretation of this dependences is done, and the results are compared with that obtained according to the traditional conception.