

JAN POPCZYK

Instytut Elektroenergetyki
i Sterowania UkładówMODEL STATYSTYCZNY USZKADZALNOŚCI LINII KABLOWYCH
W ZALEŻNOŚCI OD ICH DŁUGOŚCI

Streszczenie. W artykule zaproponowano sposób konstruowania modelu statystycznego uszkodzalności linii kablowych średnich napięć oraz wymagania, jakie model ten powinien spełniać. Odróżnia się przy tym dwa przypadki: model dla uszkodzeń spowodowanych eksploatacją górniczą i model dla uszkodzeń od pozostałych przyczyn.

1. Wstęp

We wszystkich dotychczasowych obliczeniach niezawodności układów elektroenergetycznych zarówno linie napowietrzne, jak i kablowe uwzględnia się przy pomocy oczekiwanej liczby uszkodzeń (ewentualnie zakłóceń) odniesionej do 100 km linii i okresu 1 roku. Tę oczekiwaną liczbę, oznaczoną zwykle literą d , wyznacza się w oparciu o globalny materiał statystyczny, a zatem z góry zakłada się, że jest ona niezależna od długości linii.

Takie założenie z merytorycznego punktu widzenia wydaje się błędne. Warunki zewnętrzne mogące zdecydować o uszkodzeniu linii, dalej nazywane obciążeniem, zmieniają się wzdłuż trasy linii, ale istnieje pewna współzależność, tych warunków. Stąd należy przypuszczać, że stopień narażenia całej linii na uszkodzenie jest zależny od jej długości, ale nie w sposób proporcjonalny jak to wynika z przyjęcia oczekiwanej liczby uszkodzeń niezależnej od długości linii.

To intuicyjne przypuszczenie udowodniono dla linii napowietrznej [3] w oparciu o stochastyczny model uszkodzalności linii, w którym zmienną nielosową jest długość linii. Otóż model ten pozwala uzyskać na bazie znanych rozkładów obciążeń w poszczególnych punktach trasy linii, znanych prawdopodobieństw zmian obciążeń wzdłuż linii oraz znanych rozkładów wytrzymałości przęsał linii ogólne rozwiązanie zagadnienia. Naturalnie o wartości tego rozwiązania można będzie mówić dopiero wtedy, gdy znane będą wyżej wspomniane rozkłady, ale już w chwili obecnej rozwiązanie to ma pewne znaczenie praktyczne. Wynikają bowiem z niego dwie graniczne oceny probabilistyczne zależności uszkodzalności linii od jej długości.

Według jednej z tych ocen uszkodzalność całej linii nie zależy od jej długości. Zachodzi to w idealnym przypadku, gdy obciążenie wzdłuż trasy nie ulega zmianie (może natomiast zmieniać się w czasie) oraz wytrzymałość przeseł linii nie podlega rozrzutowi, tzn. jest wielkością deterministyczną.

Według drugiej oceny granicznej uszkodzalność linii jest wprost proporcjonalna do jej długości. Przypadek ten zachodzi wówczas, gdy obciążenia w dwóch dowolnych punktach trasy linii rozwijają się w czasie niezależnie od siebie.

Jest sprawą oczywistą, że ani jedno ani drugie warunki graniczne w rzeczywistości nie są, będzie natomiast zachodzić częściowa współzależność obciążeń wzdłuż trasy linii. Odpowiednio do tego rzeczywista zależność uszkodzalności całej linii od jej długości będzie się zawierać w wyżej podanych granicach.

Z praktycznego punktu widzenia interesującym jest zależność uszkodzalności linii od ich długości według oceny statystycznej. Należy jednak zdać sobie sprawę z różnic między tą oceną a oceną probabilistyczną wg [3]. Jeśli nawet ocena statystyczna nie będzie potwierdzać tej ostatniej, to nie będzie to oznaczać wcale, że jedna albo druga jest błędna.

Model statystyczny zaprezentowany w [3] opisuje linię jako obiekt wyizolowany z sieci. Uwzględnia on jedynie obciążenia typu meteorologicznego, nie uwzględnia natomiast w ogóle obciążeń pochodzących od sieci. Z tych względów, a poza tym jako model probabilistyczny, nadaje się on do oceny niezawodności nowo projektowanych linii o konstrukcji oraz długości odbiegających od wcześniej spotykanych i przechodzących przez nowe obszary (zwykle chodzić będzie o ważne, długie linie przesyłowe).

Wydaje się jednak, że w przypadku linii kablowych średnich napięć, zwłaszcza pracujących na terenach górniczych, zależność uszkodzalności linii od ich długości jest ważna nawet wtedy, gdy długości linii są niewielkie. Wynika to z trzech zasadniczych przyczyn:

- obciążenia zewnętrzne (warunki geologiczne) w tym przypadku wykazują inny charakter zmienności zarówno wzdłuż trasy linii, jak i w czasie niż obciążenia typu meteorologicznego dla linii napowietrznych;
- ważny wpływ na uszkodzalność linii mają obciążenia pochodzące od sieci, w której linie pracują;
- odporność linii kablowych na pewien typ obciążeń jest zależna od długości linii.

W zakresie obciążeń zewnętrznych działających na linie kablowe, na szczególną uwagę zasługują obciążenia wynikające z odkształceń poziomych gruntu ϵ . Wartości tych odkształceń oraz ich rozkład w terenie kształtują się bardzo różnorodnie w zależności od przebiegu eksploatacji górniczej. Ważne jest jednak to, że niebezpieczne zmiany wartości odkształceń występują na odległościach porównywalnych z długościami spotykanych linii, a z drugiej strony są to obciążenia wolno-zmienne w czasie.

Z obciążeń pochodzących od sieci, w której linia pracuje, można podać przykładowo przepięcia ziemno-zwarciowe oraz przeciążenia prądowe. Liczba obciążeń przekraczających wytrzymałość linii, na które jest ona narażona, nie zależy w tych przypadkach od niej samej, ale od całej sieci (przepięcia) lub od części sieci bezpośrednio z linią połączoną (przeciążenia prądowe). Stąd wynikałoby, że uszkodzalność linii jest niezależna od długości. Oczywiście tak nie jest ze względu na fakt, że wytrzymałość linii podlega na kolejnych swoich odcinkach rozrzutowi.

Ostatnia z wymienionych przyczyn – zależność odporności linii kablowych na pewien typ obciążeń od długości – ma szczególne znaczenie dla linii krótkich. Chodzi w tym przypadku o obciążenia powstające na skutek odkształceń poziomych gruntu. Linia kablowa ma pewną możliwość przesuwania się względem gruntu: w przypadku odkształceń rozciągających większą, w przypadku odkształceń ściskających mniejszą. Długość, na jakiej kabel może przesuwać się względem gruntu, zależy poza tym od tarcia między kablem a gruntem oraz od wytrzymałości mechanicznej kabla. Oczywiście kabel, który ma możliwość przesuwania się względem gruntu, a w dodatku ułożony jest z pewnym zapasem nie będzie ulegał uszkodzeniu. Z tego względu należy się spodziewać obniżonej uszkodzalności w grupie kabli o długościach do kilkuset metrów.

Konieczność uwzględnienia wszystkich wymienionych przyczyn, a poza tym specyfika sieci kablowej średnich napięć (duża gęstość powierzchniowa, stosunkowo duża uszkodzalność i z tym związana dostateczna objętość materiału statystycznego) sprawiają, że dla oceny uszkodzalności linii kablowych w zależności od ich długości, najlepiej nadaje się model statystyczny.

W artykule zaproponowano metodę wyznaczania takiego modelu dla dwóch przypadków: dla uszkodzeń spowodowanych eksploatacją górnictwem i dla uszkodzeń powstałych na skutek pozostałych przyczyn. Wyróżnienie tych dwóch przypadków wydaje się celowe nie tylko ze względu na uzyskanie dla nich konkretnych wyników ilościowych, co zresztą jest bardzo ważne, ale także ze względu na różnicę metod wyznaczania modelu.

2. Funkcja regresji $E(d/l)$ dla uszkodzeń spowodowanych eksploatacją górnictwa

Przyjęto, że model uszkodzalności linii w zależności od długości powinien mieć postać funkcji regresji $E(d/l)$. Oczywiście interesuje nas wyłącznie funkcja ciągła (przynajmniej w pewnym zakresie zmienności l), dlatego można oznaczyć $E(d/l) = D(l) = D$. Funkcja D musi spełniać określone warunki i musi być w określony sposób skonstruowana.

Załóżmy, że w okresie obserwacji T w sieci pracującej na określonym terenie wystąpiły na skutek eksploatacji górniczej uszkodzenia w N liniach

kablowych. Dla każdej z tych linii można określić wartość uszkodzalności w okresie T odniesioną do 1 km linii

$$d^T = \frac{r}{l}, \quad (1)$$

gdzie

- r – liczba uszkodzeń danej linii,
 l – długość linii w km.

Jeżeli długości wszystkich N linii mają w przybliżeniu rozkład jednostajny w zakresie $[l_{\min}, l_{\max}]$, to zakres ten można podzielić na n przedziałów tak, aby w każdym z nich znalazła się jednakowa liczba linii m (warunek ten nie jest istotny), przy czym długości tych przedziałów będą w przybliżeniu równe.

Jeśli poza tym długości te są dostatecznie małe, to można założyć, że wewnątrz przedziałów d^T_{ij} nie zależy od długości linii, a poszczególne realizacje d^T_{ij} , gdzie $i = 1, 2 \dots n$, $j = 1, 2 \dots m$, można przyporządkować długościom l_i będącym średnimi arytmetycznymi długościami linii z danego przedziału.

Należy zauważyć, że d^T_{ij} może przyjmować tylko wartości większe od zera. Wynika to stąd, że do analizy bierze się wyłącznie linie kablowe, w których wystąpiły uszkodzenia.

Są dwie zasadnicze przyczyny przemawiające za tym aby właśnie brać te linie, a nie wszystkie, które w danej sieci pracują:

- pierwsza z przyczyn tkwi w samej istocie rzeczy – badamy zależność uszkodzalności linii od długości. Zależy nam przy tym szczególnie na wykryciu charakteru zależności, bo charakter ten będzie świadczyć o sposobie działania na linię obciążeń jakimi są odkształcenia poziome gruntu (przede wszystkim o rozkładzie tych obciążeń wzdłuż trasy linii). Uwzględnienie wszystkich linii prowadziłoby do zniekształceń szukanej zależności;
- uszkodzalność linii na skutek eksploatacji górniczej jest zjawiskiem lokalnym, występującym na małych obszarach, które dość dokładnie potrafimy określić. Powinno ono być w związku z tym uwzględnione tylko dla linii narażonych na ten rodzaj uszkodzeń. Jeśli chcemy, aby wyniki analizy mogły być stosowane przynajmniej dla oceny zawodności sieci istniejącej, to dokładnie należałoby wziąć wszystkie linie z obszarów na których występują szkody. W przybliżeniu można jednak wziąć linie uszkodzone bowiem te dwa zbiory linii mniej więcej pokrywają się. Dla celów projektowych wyniki analizy będą mogły być stosowane tylko wtedy gdy projektowane linie będą takie jak linie, dla których analiza została przeprowadzona.

Jeżeli poszczególne realizacje d^T_{ij} w każdym przedziale przyporządkować średniej długości linii l_i , jak to wcześniej zaproponowano, to otrzymamy

w każdym z tych przedziałów pewne rozkłady zmiennych d_i^T . Istnieją powody aby twierdzić, że rozkłady te ze wzrostem okresu badań T będą dążyć do rozkładu normalnego, przynajmniej w warunkach górnośląskich (eksploatacja jest prowadzona w zasadzie na określonych terenach, ale za to na wielu poziomach co powoduje, że od pewnego momentu ze wzrostem okresu T zwiększa się nie liczba kabli uszkodzonych N , ale liczba uszkodzeń na każdym z tych N kabli).

Ze względów technicznych takich jak: brak materiałów sprawozdawczych za okres sięgający zbyt daleko w przeszłość, trudności w ustaleniu wiarygodności tych materiałów oraz względów merytorycznych polegających na rozwoju parametrów szukanej funkcji regresji w czasie, okres T jest dość mocno ograniczony od góry. Z drugiej strony nie może on być zbyt krótki ze względu na "obciążenie" funkcji regresji wynikające z zastosowanego sposobu badań (w granicznym przypadku, gdy w każdej z N linii wystąpiłoby tylko jedno uszkodzenie, jako rozwiązanie otrzymalibyśmy dokładnie funkcję hiperboliczną). W związku z powyższym proponuje się dla rozkładów zmiennych losowych d_i^T warunek przybliżonej normalności. Ponieważ liczba realizacji w poszczególnych próbach jest niewielka (m rzędu kilkunastu), do sprawdzenia normalności można wykorzystać test istotności zaproponowany przez H. Hellwiga [2].

Test ten jest skonstruowany w oparciu o fakt, że ciągle funkcje rozkładu mają w przedziale $[0,1]$ rozkład jednostajny.

Załóżmy, że w oparciu o m elementową próbę $x_1, x_2, \dots, x_m$ chcemy stwierdzić na poziomie istotności α czy zmienna losowa X ma rozkład normalny. W tym celu należy unormować poszczególne realizacje zmiennej X wg wzoru

$$x_u = \frac{x - \bar{x}}{s}, \quad (2)$$

gdzie

$\bar{x}$ - wartość przeciętna w próbie,

s - średnie odchylenie kwadratowe w próbie.

Dla wartości tych z tablic rozkładu normalnego można odczytać wartości funkcji rozkładu $F(x)$. Następnie przedział zmienności $[0,1]$ funkcji rozkładu należy podzielić na równe części (najlepiej gdy liczba części jest równa liczbie realizacji w próbie). W [2] części te zostały nazwane celami. Jeżeli w celę wpada przynajmniej jedna z wartości funkcji rozkładu odpowiadających realizacjom $x_1, x_2, \dots, x_m$, to cel jest pełny. Pozostałe cele nazywają się pustymi. Liczba cel pustych k stanowi pewną realizację zmiennej losowej K . Postać funkcji rozkładu zmiennej K została podana w

[2]. Prócz tego podano tam wartości zmiennej K dla pewnych m i α spełniające zależności

$$\begin{aligned} P_{k_1}(n) &< \alpha \\ P_{k_2}(n) &> 1 - \alpha. \end{aligned} \quad (3)$$

Wartość statystyki $K < k_1$ oznacza zbytnią zgodność danych statystycznych z rozkładem teoretycznym, natomiast wartość $K > k_2$ oznacza zbyt dużą rozbieżność. W jednym i drugim przypadku wg [2] należy odrzucić hipotezę o normalności rozkładu.

Wyda się jednak, że w omawianym zagadnieniu wystarczy za krytyczną wartość statystyki K uważać k_2 , bowiem jak już wspomniano, granicznym rozkładem w próbach jest rozkład normalny.

Jeżeli chodzi o poziom istotności, to proponuje się w tym przypadku wyjątkowo przyjęcie poziomu $\alpha = 0,01$. Jest to warunek i tak dość ostry, prowadzi bowiem do czasu T rzędu kilkunastu lat.

W przypadku gdy rozkłady zmiennych d_i^T w poszczególnych próbach spełniają zaproponowany warunek normalności, to szukaną funkcję D^T należy wyznaczyć w oparciu o wartości przeciętne wyznaczone z zależności

$$\bar{d}_i^T = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m d_{ij}^T, \quad i = 1, 2 \dots m. \quad (4)$$

Funkcja D^T musi spełniać pewne warunki [4]:

- przede wszystkim powinna to być funkcja o prostej postaci, a przy tym możliwie zbliżona do wartości $\bar{d}_i^T$,
- odchylenia funkcji D^T od przeciętnych, $\Delta d_i^T = D_i^T - \bar{d}_i^T$, powinny spełniać warunek przypadkowości i normalności.

Jako funkcja D^T w grę wchodzi funkcje liniowe, hiperboliczne i logarytmiczne. Są to funkcje dwuparametrowe. W związku z tym wybór odpowiedniej postaci funkcji najwgodniej przeprowadzić na podstawie obrazu wartości $\bar{d}_i^T$ w układach współrzędnych przekształcających wymienione funkcje w funkcje liniowe. Parametry funkcji można wyznaczyć metodą najmniejszych kwadratów w układzie przekształconym. Należy pamiętać jednak, że metoda najmniejszych kwadratów w tym przypadku nie zapewnia najlepszej oceny w układzie kartezjańskim i dlatego w przypadkach wątpliwych za obiektywną miarę "dobroci" aproksymacji można przyjąć stopień regresji [4]

$$S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\Delta d_i^T}{D_i^T} \cdot 100 \right)^2} \% \quad (5)$$

Wartość stopnia regresji s powinna zdecydować ostatecznie o wyborze postaci funkcji D .

Przypadkowość odchylenia Δd_1^T można badać testami serii oraz znaków. Ze względu na to, że są to testy proste, a poza tym o mocy mniejszej niż posiadają inne rodzaje testów, proponuje się badać przypadkowość odchylenia jednym i drugim testem [4].

W teście serii statystyką, dla której określa się obszar krytyczny, jest zmienna losowa K [1], której realizacjami są liczby serii k . W rozpatrywanym zagadnieniu serie należy określać w następujący sposób: odchyleniom Δd_1^T uporządkowanym wg wskaźnika "1" przypisujemy znak "+" lub znak "-" w zależności od tego czy Δd_1^T jest dodatnie, czy ujemne. Kolejne znaki jednakowego typu tworzą serię. Każda zmiana znaku na przeciwny zapoczątkowuje nową serię. Zmienna K ma znaną funkcję rozkładu, przy czym funkcja ta zależy od n_1 - liczby znaków "+" (lub "-") i n_2 - liczby znaków "-" (lub "+"). W [1] podano wartości k_1 i k_2 zmiennej K dla pewnych wartości n_1 , n_2 oraz α spełniające zależności

$$\begin{aligned} P_{k_1}(n_1, n_2) &\leq \frac{\alpha}{2} \\ P_{k_2}(n_1, n_2) &\geq 1 - \frac{\alpha}{2} \end{aligned} \quad (6)$$

Mimo sugestii w [4], aby przyjmować tylko lewostronny obszar krytyczny ($P_{k_1}(n_1, n_2) \leq \frac{\alpha}{2}$), proponuje się, ze względu na wspomniane już "obciążenie" wynikające z zastosowanego modelu badań, stosować obszar krytyczny dwustronny (6), a poziom istotności α ustalać na wysokości $\alpha = 0,1$.

W przypadku testu znaków statystyką jest zmienna losowa R [1], której realizacjami są liczby $r = \min(n_1, n_2)$, gdzie n_1 i n_2 mają znaczenie jak poprzednio. Dla statystyki tej buduje się obszar krytyczny lewostronny, przy czym w tablicach podaje się wartości r_1 dla pewnych wartości $n = n_1 + n_2$ i α spełniające zależność

$$P_{r_1}(n) \leq \alpha. \quad (7)$$

Jeśli zachodzi $r < r_1$, to hipotezę o przypadkowości odchylenia należy odrzucić.

Normalność rozkładu odchylenia Δd_1^T można badać testami Massey'a oraz omówionym już testem Hellwiga [2]. Ze względu na to, że jak się przypuszcza w [2], moc tych testów jest jednakowa, można się ograniczyć do stosowania testu Hellwiga, przy czym znowu ze względu na "obciążenie" proponuje się przyjmować obszar krytyczny dwustronny (3), a nie jak w zagadnieniu badania normalności rozkładów zmiennych d_1^T obszar krytyczny prawo-

stronny. Poziom istotności powinien być również większy i proponuje się przyjmą $\alpha = 0,1$.

3. Funkcja regresji $E(d/l)$ dla wszystkich uszkodzeń poza uszkodzeniami spowodowanymi eksploatacją górnioza

Sposób konstruowania powyższej funkcji różni się od sposobu przedstawionego w p. 2 obowiązującego dla uszkodzeń na skutek eksploatacji górniczej. Różnica polega na tym, że do analizy należy wziąć nie wyłącznie linie, które uległy w rozpatrywanym okresie uszkodzeniu, ale wszystkie linie pracujące w danej sieci. Warunek ten gwarantuje uzyskanie funkcji, która nie tylko odzwierciedla charakter zależności uszkodzalności linii od długości, ale która posiada konkretną wartość użytkową dla oceny niezawodności linii eksploatowanych oraz w pewnych przypadkach linii nowoprojektowanych.

Z faktu, że w analizie należy uwzględniać wszystkie linie wynika, że część realizacji zmiennych d_1^T będzie równa zero. Ponieważ dodatkowo "intensywność" uszkodzeń dla rozpatrywanych przyczyn jest stosunkowo mała, zatem przy konstruowaniu modelu w postaci funkcji regresji wystąpi zasadnicza trudność dotycząca spełnienia warunku (3) dla zmiennych d_1^T . Należy jednak zdawać sobie sprawę z tego, że warunek (3) dla zmiennych d_1^T nie ma teraz tak istotnego znaczenia jak w przypadku funkcji dla uszkodzeń na skutek deformacji górniczej, gdzie istniało "obciążenie" wynikające stąd, że do analizy brano tylko linie uszkodzone. Z tego względu warunek (3) nie musi być spełniony. Konsekwencją niespełnienia warunku (3) będzie brak możliwości dokonania eleganckiej oceny "wartości" funkcji drogą wyznaczenia krzywych ufności oraz przedziałów ufności parametrów funkcji.

4. Wnioski

1) Wyniki ilościowe uzyskane wg zaproponowanych w artykule modeli nadają się do bezpośredniego zastosowania w obliczeniach niezawodnościowych.

2) Wyniki te mogą być stosowane tylko w sieciach, dla których zostały wyznaczone.

3) Dla niektórych sieci może się okazać celowym wyznaczenie zależności uszkodzalności linii kablowych od ich długości dla innych przyczyn niż to zrobiono w artykule. Zależać to będzie od specyfiki warunków pracy sieci.

LITERATURA

1. GREŃ J.: Modele i zadania statystyki matematycznej. PWN, Warszawa 1968.
2. HELLWIG Z.: Test zgodności dla małej próbki. Przegląd Statystyczny 1965 r., z. 2.
3. KADEJSZWILI W.G.: Stochastyczna model powieźdajemosti linii elektropieriedaoci. Izwiestja Wysszich Uoziebnych Zawiedienij, Energetyka 1968/8.
4. KOWAŁSKI Z.: Zasady konstruowania ekonometrycznych modeli tendencji rozwojowych w zastosowaniu do systemów elektroenergetycznych. Rozprawy Elektrotechniczne 1971 z. 1.

Przyjęto do druku w kwietniu 1972 r.

СТАТИСТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ПОВРЕЖДАЕМОСТИ КАБЕЛЬНЫХ ЛИНИЙ
В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ДЛИНЫ

Р е з ю м е

В статье предложен метод конструирования статистической модели повреждаемости кабельных линий средних напряжений и требования, каким эта модель должна удовлетворять. При этом отличаются два случая: модель для повреждений вызванных горной эксплуатацией и модель для повреждений от всех других причин.

THE STATISTIC MODEL OF CABLE LINES VULNERABILITY DEPENDING ON THE LENGHT
OF THE LINE

S u m m a r y

In the paper the way of construction for the medium voltage cable lines vulnerability statistic model is proposed and requirements for the model to fulfil are given. Two cases are distinguished: model for damages subjected to mining influence and model for damages subjected to other causes.