

**ZESZYTY
NAUKOWE
POLITECHNIKI
ŚLĄSKIEJ**

P. 3348/79



ELEKTRYKA

**Z. 66
GLIWICE
1979**

SPIS TREŚCI

	str.
WAŻNIEJSZE OZNACZENIA	3
1. WSTĘP. CHARAKTERYSTYKA PROBLEMATYKI	5
2. CZYNNIKI DECYDUJĄCE O NIEDOSTARCZONEJ ENERGII	12
2.1. Wykaz zmiennych	13
2.2. Uwagi o zmiennych	15
3. PLANOWANIE BADAŃ MODELOWYCH	19
3.1. Planowanie liniowe	19
3.1.1. Sformułowanie zagadnienia. Doświadczenia symulowane	19
3.1.2. Metoda bilansu losowego	21
3.1.3. Całkowite doświadczenie czynnikowe	24
3.1.4. Wariacyjna ocena istotności efektów głównych i interakcji	26
3.1.5. Precyzja i efektywność badań	29
3.2. Planowanie wyższych rzędów	31
3.3. Wstępna identyfikacja procesu	36
3.3.1. Opis zadania	36
3.3.2. Wyniki badań	38
3.4. Podsumowanie	42
4. ROZKŁADY I WARTOŚCI PRZECIĘTNE W BADANIACH MODELOWYCH	45
4.1. Możliwości i potrzeba stosowania rozkładów	45
4.2. Zastosowanie szeregu Taylora do wyznaczania wartości przeciętnych i wariancji	48
5. STRUMIEŃ USZKODZEŃ	53
5.1. Prognozowanie dobowe uszkodzeń	53
5.1.1. Badania statystyczne	53
5.1.2. Efektywność prognozowania liczby uszkodzeń	59
5.2. Współzależność przestrzenna uszkodzeń	63
5.2.1. Model do analizy współzależności	63
5.2.2. Korelacja występowania niekorzystnych zjawisk pogodowych. Badania statystyczne	64
5.2.3. Korelacja liczby uszkodzeń. Badania statystyczne	67
5.3. Ocena wpływu centralizacji obsługi na jej jakość	71
6. KRYTERIA DECYZYJNE	75
6.1. Trudności w wyborze rozwiązań wariantowych	75
6.2. Kryterium minimaksowe	77
6.3. Możliwość uwzględnienia nieokreśloności ryzyka błędnej prognozy meteorologicznej	82
7. ZAKOŃCZENIE	88
LITERATURA	90
STRESZCZENIA	94

POLITECHNIKA ŚLĄSKA

ZESZYTY NAUKOWE

Nr 614

JAN POPCZYK



3348/79

**PROCES ODNOWY
POAWARYJNEJ
W NAPOWIETRZNYCH
SIECIACH ROZDZIELCZYCH**

PL ISSN 0072-4688

GLIWICE

1979

OPINIODAWCY

Prof. zw. dr inż. Franciszek Szymik

Prof. zw. dr inż. Andrzej Kamiński

Prof. dr hab. inż. Szczesny Kujszczyk

Prof. dr hab. inż. Jerzy Sozański

**REDAKTOR NACZELNY WYDAWNICTW UCZELNIANYCH
POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ**

Jan Bandrowski

REDAKTOR DZIAŁU

Zofia Cichowska

SEKRETARZ REDAKCJI

Wojciech Mikołajków

REDAKCJA

Elżbieta Stinzing

**Wydano za zgodą
Rektora Politechniki Śląskiej**

**Dział Wydawnictw Politechniki Śląskiej
Gliwice, ul. Kujawska 2**

Nakł. 250+85 Ark. wyd. 6 Ark. druk. 6,13 Papier offsetowy kl. III. 70x100 80, g
Oddano do druku 22.05.1979 Podpis. do druku 3.07.1979 Druk ukończ. w lipcu 1979
Zam. 736/79 Cena zł 15,-

**Skład, fotokopie, druk i oprawę
wykonano w Zakładzie Graficznym Politechniki Śląskiej w Gliwicach**

P.271/79

WAŻNIEJSZE OZNACZENIA

A. Zasady ogólne oznaczeń

- Wielkości losowe (zmiennie, funkcje) - duże litery, np. W_u , $K(\cdot)$
 Realizacje wielkości losowych - małe litery, np. w_u
 Gęstość prawdopodobieństwa, częstość statystyczna - symbol $f(\cdot)$, np. $f(w_u)$
 Wartość przeciętna (operator) - symbol $E(\cdot)$, np. $E(W_u)$
 Wariancja (operator) - symbol $D^2(\cdot)$, np. $D^2(W_u)$
 Współczynnik zmienności - symbol $V(\cdot)$, np. V_X
 Współczynnik korelacji - symbol $\rho_{(\cdot)(\cdot)}$, np. $\rho_{X_1 X_2}$
 Średnia algebraiczna - symbol literowy z kreską u góry, np. \bar{y}
 Macierz - duża litera gruba, np. $\mathbf{\Lambda} \stackrel{\text{def}}{=} [\lambda_{ij}] \equiv [\lambda_{(i,j)}]$, $\mathbf{S} \stackrel{\text{def}}{=} [S_{ij}]$
 Zbiory - najczęściej symbol $\Omega(\cdot)$, np. Ω_{θ}
 Przynależność elementu do zbioru - symbol $(\cdot) \in (\cdot)$, np. $\theta \in \Omega_{\theta k}$
 Alternatywa (suma logiczna) - symbol $(\cdot) \vee (\cdot)$, np. $w_{u1} \vee w_{u2}$
 Kwantyfikator szczegółowy - symbol $(\cdot) \bigvee$, np. $r_p \bigvee_{p \geq 3}$
 Kwantyfikator ogólny - symbol $(\cdot) \bigwedge$, np. $r_p \bigwedge_{p \geq 2}$

Uwaga: W odniesieniu do wielkości prognozowanych mówi się o ich wartości oczekiwanej, a nie przeciętnej.

B. Oznaczenia szczegółowe

- A** - energia dostarczona odbiorcom
 $\Delta A(\cdot)$ - energia niedostarczona odbiorcom z powodu uszkodzeń sieci
 q - wskaźnik nieciągłości zasilania z sieci
 H_0 - hipoteza zerowa
 \mathbf{X} - macierz planowania w badaniach modelowych
 \mathbf{Y} - wektor odpowiedzi (wyników doświadczeń) w badaniach modelowych
 \mathbf{B} - wektor efektów oraz interakcji w badaniach modelowych
 $Q, Q(\cdot)$ - sumy kwadratów odchyłeń
 χ^2 - zmienna losowa o rozkładzie χ^2 - Pearsona
 $F, F(\cdot)$ - zmienna losowa o rozkładzie F - Snedecora

- f_{α} - kwantyl $(1-\alpha)\%$ zmiennej F
- $U(r_u, r_p)$ - liczba uszkodzonych elementów r_u w stanie pogodowym r_p , zmienna losowa
- U_d - dobowa liczba uszkodzeń (wszystkich elementów łącznie), zmienna losowa
- $S(.)$ - skutki związane z likwidacją uszkodzenia jednoczesnego wielokrotnego, zmienna losowa
- s' - skutki związane z efektywną likwidacją 1 uszkodzenia
- $K(.)$ - kara związana z likwidacją uszkodzenia jednoczesnego wielokrotnego, zmienna losowa
- K_0 - koszt związany z likwidacją skutków uszkodzeń, zmienna losowa
- K_{01} - składowa kosztu K_0 związana z niedostarczoną energią, zmienna losowa
- K_{02} - składowa kosztu K_0 związana z systemem obsługowym
- k_A - jednostkowy koszt niedostarczonej energii
- Ω_θ - zbiór stanów przyrody
- Ω_k - zbiór wariantów obsługi
- K_0 - macierz kosztów w kryterium minmaksowym
- S - macierz strat w kryterium minmaksowym
- D - strategia mieszana (zrandomizowana) decydenta
- D_0 - strategia mieszana optymalna decydenta
- P - strategia mieszana przyrody
- P_0 - strategia mieszana optymalna przyrody

- Uwagi: 1. Dalsze oznaczenia szczegółowe zamieszczone są w p. 2.1.
2. Niektóre z przedstawionych oznaczeń (łącznie z oznaczeniami z p. 2.1) mogą mieć lokalnie inne znaczenie - wtedy za każdym razem są objaśniane i nie budzi to wątpliwości.

C. Stosowane skróty

- \bar{u}_n - średnie napięcie
- u_n - niskie napięcie
- GPZ - główny punkt zasilający
- ZE - zakład energetyczny
- RE - rejon energetyczny
- ZDR - zakładowa dyspozycja ruchu
- RDR - rejonowa dyspozycja ruchu

1. WSTĘP. CHARAKTERYSTYKA PROBLEMATYKI

Aktualna sytuacja w zakresie nieciągłości zasilania z napowietrznych sieci rozdzielczych jest szczególnie trudna. Składa się na to wiele przyczyn. Przede wszystkim struktura sieci jest bardzo niekorzystna. Przeciętna długość linii śn, najczęściej silnie rozgałęzionych, wynosi w wielu zakładach energetycznych 50 i więcej kilometrów. Liczba stacji śn/nn zasilanych z tych linii jest również duża. Sytuację pogarsza dodatkowo niewystarczające wyposażenie sieci w aparaturę łączeniową, zarówno co do liczby jak i rodzaju (praktycznie wszystkie łączniki wewnątrz linii są odłącznikami). Poza tym organizacja i wyposażenie techniczne służb ruchu nie są przystosowane do zadań stawianych im w eksploatacji.

Wymienione czynniki, łącznie z dużymi intensywnościami średniorocznymi uszkodzeń linii i transformatorów sprawiają, że wskaźniki nieciągłości zasilania z napowietrznych sieci rozdzielczych śn w stanach awaryjnych trzeba szacować na ok. $(15-20) \times 10^{-4}$ [1, 2]¹⁾. Taki stan już teraz należy uznać za zdecydowanie niewystarczający. Trzeba się w dodatku liczyć, że w związku z rozwojem rolnictwa wymagania zaczną w przyszłości gwałtownie wzrastać. Z drugiej strony wystąpią poważne ograniczenia możliwości poprawy sytuacji. Chodzi tu o brak środków inwestycyjnych gwarantujących poprawę struktury i stanu technicznego sieci oraz poprawę wyposażenia służb ruchowych. Głównie jednak o pogłębiające się trudności dotyczące zatrudnienia w energetyce zawodowej - w eksploatacji natomiast, ze względu na uciążliwość pracy, przede wszystkim. Powstaje więc pilna potrzeba podjęcia środków zmierzających do rozwiązania tego złożonego zagadnienia.

Istotnym środkiem zwiększenia ciągłości zasilania z napowietrznych sieci rozdzielczych - uwzględniającym wymienione uwarunkowania i ograniczenia - jest należyte kształtowanie procesu odnowy poawaryjnej w tych sieciach. Przez proces odnowy poawaryjnej rozumie się przywracanie zasilania odbiorcom (na drodze naprawy oraz rezerwowania) po przerwach spowodowanych

¹⁾ Wg oficjalnej statystyki prowadzonej zgodnie ze specjalnie opracowaną instrukcją jest to ok. 5×10^{-4} [3]. Istnieje jednak wiele powodów aby wartość tę uważać za zaniżoną.

wanych uszkodzeniami trwałymi, tworzącymi strumień uszkodzeń. Przywracanie zasilania traktuje się jako złożony proces obsługi sieci, stanowiący część całego systemu eksploatacji¹⁾.

Uzyskanie efektów w zakresie ciągłości zasilania jest możliwe poprzez lepsze - niż obecnie - dostosowywanie systemów obsługowych i całego procesu obsługi do prawidłowo zidentyfikowanego procesu wejścia [4-8], w szczególności strumienia uszkodzeń. Konieczne są w tym celu odpowiednie badania statystyczne, a także odpowiednie metody i modele.

Trzeba przy tym mieć na uwadze, że istota procesu odnowy poawaryjnej napowietrznych sieci rozdzielczych tkwi w jego wielkiej entropii w ogóle (przed identyfikacją) oraz w wielkiej entropii resztkowej (po możliwej do osiągnięcia identyfikacji). Entropia resztkowa stanowi kres możliwości optymalizacyjnych. Z drugiej strony powoduje, że częściowa redukcja nieokreśloności charakterystyk statystyczno-probabilistycznych procesu wejścia (głównie poprzez badania statystyczne) jest celowa tylko wtedy, gdy prowadzi do znacznej redukcji entropii procesu odnowy w ogóle²⁾.

Z powyższych powodów bardzo ważne jest aby na etapie wstępnej identyfikacji procesu odnowy poawaryjnej sieci metody i modele były bardziej rozległe niż dogłębne, bardziej szacunkowe niż precyzyjne. Nie znaczy, że przez to są łatwiejsze, przeciwnie - stają się trudniejsze. Właśnie trudności związane z takim podejściem były przyczyną, że zagadnienia obsługi poawaryjnej sieci nie znalazły dotychczas ogólniejszego ujęcia w literaturze technicznej i naukowej, mimo wielkiego znaczenia praktycznego. Większość dotychczasowych prac [11-32], w tym również autora, stanowiły prace zajmujące się fragmentami ogólnej problematyki badanymi wariantowo³⁾. Szeroką ciekawszych wyników cząstkowych uzyskanych w ramach tych prac, których zresztą kierunki i zakresy były najczęściej uzgodnione z praktykami

¹⁾ W rezultacie należy się liczyć z bardzo szerokim rozumieniem procesu odnowy obejmującym kompleks zagadnień techniczno-ekonomicznych, a nie wąskim rozumieniem obowiązującym w matematycznej teorii odnowy [4].

²⁾ O nieokreśloności mówi się w pracy, gdy rozkład prawdopodobieństwa nie jest znany. Entropia natomiast jest miarą informacji o rozrzucie zmiennej losowej ze znanym rozkładem prawdopodobieństwa (częstości). Dla zmiennej dyskretnej X entropię definiuje się:

$$H = - \sum_1 p_i \log_a p_i,$$

gdzie p_i jest prawdopodobieństwem wystąpienia wartości x_i zmiennej X . Logarytm w wyrażeniu na entropię może być brany przy dowolnej podstawie $a > 1$, najczęściej przyjmuje się, że $a = 2$.

Jeśli istnieją podstawy, aby rozkład uznać za normalny, to do wyznaczenia entropii wystarczająca jest znajomość wariancji [9, 10]. Zatem entropia i wariancja mówią w tym przypadku tyle samo o rozrzucie zmiennej.

³⁾ W ostatnim czasie (koniec roku 1978 i początek 1979) wykaz prac o podobnym charakterze znacznie się jeszcze powiększył, zwłaszcza w radzieckiej literaturze naukowo-technicznej.

i które opierały się na obszernych badaniach statystycznych, nie znajdowało później pełnego uznania w praktyce. Wiązało się to zawsze z zastrzeżeniami, że prace mają właśnie charakter fragmentaryczny, a to nie daje pewności, że podjęte zagadnienia są rzeczywiście ważne. Ponadto, że ujęcie całościowe, nawet mniej dogłębne, być może zmieniliby poszczególne wnioski. Stan taki nie sprzyjał rozwojowi dalszych badań.

Wymienione powody sprawiły, że zakres niniejszej pracy jest w dużej części poświęcony propozycjom metodycznym badania i optymalizacji procesu odnowy poawaryjnej traktowanego całościowo, z uwzględnieniem jego dużej entropii i dużej nieokreśloności charakterystyk procesu wejścia. Propozycje stanowią wyraz własnej koncepcji autora, na którą składają się trzy podstawowe etapy postępowania:

- identyfikacja wstępna procesu odnowy poawaryjnej traktowanego całościowo, przy założeniu, że zmienne uwzględniane w identyfikacji mają charakter deterministyczny,
- uwzględnienie wpływu losowego charakteru zmiennych istotnych, tych które losowy charakter posiadają, na wartość oczekiwaną wielkości decyzyjnej,
- postępowanie decyzyjne, w tym również w przypadku nieokreśloności wielkości decyzyjnej.

Pierwszym celem identyfikacji wstępnej jest odpowiedź na pytanie: które z wielkiej ilości (kilkudziesięciu) zmiennych mają istotny wpływ na proces odnowy poawaryjnej. Konieczna jest do tego, a zarazem wystarczająca, znajomość reakcji procesu na ekstremalnych poziomach zmiennych. W stosunku do zmiennych wygodnie jest przy tym zastosować takie przekształcenie liniowe, że dla każdej z nich zachodzi:

$$x_{i\min} = -1, \quad x_{i\max} = +1; \quad i = 1, 2, \dots \quad (1.1)$$

Oznaczmy wielkość decyzyjną z punktu widzenia której identyfikuje się proces przez y . Praktycznie w przypadku każdej wielkości fizycznej którą może być y , np. pracochłonności likwidacji skutków uszkodzeń, czasu trwania likwidacji skutków uszkodzeń, czy też najważniejszych wielkości którymi są niewątpliwie niedostarczona energia ΔA_j - wzór (2.1) oraz koszt Kowzór (6.1), interesują nas zmiany y (dodatnie lub ujemne) odpowiadające przejściu z poziomu -1 do poziomu $+1$ poszczególnych zmiennych, iloczynów dwóch zmiennych, lub co najwyżej iloczynów trzech zmiennych, czyli:

$$x_i, x_i x_j, x_i x_j x_k; \quad i, j, k = 1, 2, \dots, \quad i \neq j, \quad i \neq k, \quad j \neq k. \quad (1.2)$$

Odpowiednie zmiany y oznacza się:

$$2b_i, 2b_{ij}, 2b_{ijk} \quad (1.3)$$

gdzie b_i nazywa się efektem głównym zmiennej x_i , b_{ij} - interakcją zmiennych x_i oraz x_j , natomiast b_{ijk} - interakcją zmiennych x_i, x_j oraz x_k .

Uwzględniając przedstawione uwagi proponuje się dla stwierdzenia istotności poszczególnych zmiennych badania modelowe oparte na symulacji procesu odnowy poawaryjnej w układzie dyspozytor-przyroda, planowane zgodnie ze schematami eksperymentalnymi wywodzącymi się z analiz, czynnikowej [33-36]; w szczególności proponuje się wykorzystanie metody bilansu losowego i liniowego planowania ortogonalnego. Pod pojęcie "istotność" zmiennych (wpływu zmiennych) podkłada się znaczenie przyjęte w teorii wariancji [33-38].

Drugim celem identyfikacji wstępnej jest odpowiedź na pytanie jak wpływają zmienne istotne na proces odnowy poawaryjnej sieci. Pytanie to jest naturalnie możliwe tylko w odniesieniu do zmiennych ciągłych oraz dyskretnych wielowartościowych. Wtedy y można traktować jako funkcję regresji. Zatem b_i, b_{ij}, b_{ijk} w wyrazach (1.3) stają się odpowiednio współczynnikami regresji. W przypadku odnowy poawaryjnej można założyć, że dla zapewnienia adekwatności modelu matematycznego wystarczy w funkcji regresji uwzględnić oprócz wyrazów ze współczynnikami b_i, b_{ij}, b_{ijk} wyrazy zawierające kwadraty i co najwyżej trzecie potęgi zmiennych, odpowiednio ze współczynnikami b_{ii} oraz b_{iii} :

$$b_{ii}x_i^2, b_{iii}x_i^3. \quad (1.4)$$

Dla wyznaczenia funkcji regresji z wyrazami typu (1.4) oraz oceny istotności współczynników regresji proponuje się także badania modelowe oparte na symulacji procesu odnowy poawaryjnej w układzie dyspozytor-przyroda, przygotowane jednak z wykorzystaniem planowania wyższych rzędów [33, 39, 40].

Koncepcja badań modelowych symulacyjnych w układzie dyspozytor-przyroda pochodzi od autora [26]. Sytuację wyjściową do tych badań stanowią prace własne autora [2, 11, 19-25, 29-31], a także innych autorów [12-18, 27, 28, 32]. Między innymi opierają się w całości na tych pracach wykaz i charakterystyka zmiennych zamieszczone w rozdz. 2. Ponadto pochodzą z nich rozwiązania - wykorzystywane do badań symulacyjnych przeprowadzonych w ramach p. 3.3 - dla następujących zagadnień szczegółowych.

1. Wpływ wyposażenia linii śn w aparaturę łączeniową (pod względem ilości i rodzaju) oraz telemechanikę i lokalną automatykę zakłóceń na proces odnowy poawaryjnej [2, 19].
2. Optymalizacja lokalizacji odcinka uszkodzonego linii śn za pomocą łączy próbnych [19, 27, 29, 30].
3. Optymalizacja składu brygad pogotowia energetycznego w zależności od stanu pogodowego w jakim wystąpiło uszkodzenie [20, 21].

4. Optymalizacja liczby brygad pogotowia energetycznego obsługujących sieć (obszar sieciowy) o zadanej wielkości [12, 20, 21].
5. Optymalizacja uzasadnionego stopnia centralizacji obsługi (wielkości obszaru sieciowego na którym prowadzi się scentralizowaną obsługę) [13-15, 23, 28, 31, 32].
6. Prognozowanie dobowe zagrożenia awaryjnego sieci [22, 25, 26, 31].
7. Planowanie krótkoterminowe, w szczególności dobowe, obsługi z uwzględnieniem zagrożenia awaryjnego sieci [22, 25, 26, 31].

Przedstawione udokumentowanie zagadnień szczegółowych pozwala na ich pominięcie w niniejszej pracy. Konieczne wydaje się natomiast omówienie zagadnień związanych z zastosowaniem teorii planowania doświadczeń. Teoria ta rozwijała się głównie w latach pięćdziesiątych i sześćdziesiątych w wyniku zastosowań w agrotechnice, chemii, metalurgii, fizyce technicznej. Ostatnio znajduje zastosowanie w automatyce do identyfikacji i optymalizacji obiektów sterowania. W elektroenergetyce jest natomiast praktycznie nieznana¹⁾, mimo że dla szerokiej klasy problemów z zakresu eksploatacji mogłaby się okazać bardzo efektywna. Dlatego część rozdz. 3 poświęcona jest podstawowym ideom i zależnościom w teorii planowania doświadczeń. Zwraca się przy tym główną uwagę na te elementy, które:

- budzą w literaturze wątpliwości (niektóre elementy metody bilansu losowego [33]),
- nie są do końca w literaturze dopowiedziane i w zastosowaniach prowadzą do dużych trudności (ocena istotności efektów głównych i interakcji w doświadczeniach czynnikowych, gdy wariancja resztkowa wielkości y nie jest a priori znana),
- wynikają z doświadczeń autora nabytych w trakcie wykorzystywania teorii w badaniach procesu odnowy poawaryjnej (ocena efektywności badań).

Oprócz funkcji regresji wynikających z badań modelowych duże znaczenie uzupełniające w identyfikacji procesu obsługi poawaryjnej mają zależności funkcyjne o charakterze empirycznym, wynikające z przesłanek logicznych. Przykładem jest funkcja kary (5.15) podana przez autora.

Wiele zmiennych wchodzących do funkcji regresji, a także do funkcji empirycznych identyfikujących proces odnowy poawaryjnej stanowią zmienne losowe o bardzo dużych statystycznych²⁾ współczynnikach zmienności, osiągających niejednokrotnie wartość 10, a nawet więcej. Typową taką zmienną jest krotność W_u uszkodzeń jednoczesnych. Istnieje w związku z tym ko-

¹⁾ W pracach [41, 42] mówi się wprawdzie o możliwości zastosowania teorii planowania doświadczeń w badaniach równowagi układów elektroenergetycznych, ale ilustrację ogranicza się do sformułowania i rozwiązania prostych zadań deterministycznych.

²⁾ Chodzi o współczynniki stwierdzone w ramach badań statystycznych.

nieczność badania wpływu losowości tych zmiennych na wielkości decyzyjne. Poświęcony jest powyższemu zagadnieniu rozdz. 4, w którym wskazuje się na podstawowe znaczenie wartości przeciętnych wielkości decyzyjnych, a następnie podaje się propozycję metody ich wyznaczania. Za punkt wyjścia przyjmuje się, że wielkości decyzyjne losowe Y stanowią ogólnie (z uwzględnieniem funkcji empirycznych) funkcje typu:

$$Y = y(X_1, X_2, \dots, X_1, x_{1+1}, \dots) + W, \quad (1.5)$$

gdzie $X_1, X_2, \dots, x_{1+1}, \dots$ są zmiennymi istotnymi, zmienna losowa W obejmuje natomiast wszystkie zmienne i czynniki nieistotne. Ze względu na zmienne losowe X_1, X_2, \dots, X_1 funkcja Y jest wielomianem zawierającym wyrazy:

$$b_1 X_1, b_{11} X_1^2, b_{111} X_1^3, b_{1j} X_1 X_j, b_{1jk} X_1 X_j X_k, \quad (1.6)$$

gdzie współczynniki $b_1, b_{11}, \dots, b_{1jk}$ traktuje się tu jako deterministyczne.

Do wyznaczenia wartości oczekiwanej $E(Y)$ proponuje się stosować linearyzację statystyczną opartą na rozwinięciu funkcji Y w szereg Taylora [10, 43-46]. Metoda ta w elektroenergetyce jest dotychczas mało znana, ale publikacje z ostatniego okresu [47-51] wskazują na rosnące zainteresowanie nią. Dlatego autor podał w rozdz. 4 podstawowe wyprowadzenia, a także własną analizę dokładności metody, w szczególności w zastosowaniu do zmiennych o dużych współczynnikach zmienności. Z wyprowadzeń wynika, że dla obliczenia $E(Y)$ w ogóle nie są potrzebne rozkłady zmiennych (w tym rozkłady łączne). Wystarczają natomiast, oprócz wartości przeciętnych, kowariancje par zmiennych tworzących iloczyny, wariancje zmiennych kwadratowych i momenty rzędu trzeciego zmiennych występujących w trzeciej potęgze.

W szczególności powyższe wyniki pozwoliły na pominięcie wariancji współczynników regresji $b_1, b_{11}, \dots, b_{1jk}$ i przyjęcie ich jako współczynników deterministycznych w funkcji (1.5), bowiem planowanie ortogonalne zapewnia niezależność współczynników od zmiennych.

Przed wszystkim jednak wyniki te, wraz z wynikami wstępnej identyfikacji procesu odnowy poawaryjnej pozwalają ukierunkować badania na najważniejsze zagadnienia i prawidłowo opracować program badań statystycznych, nie dopuszczając do uwikłania się w badania (czasochłonne i pracochłonne, a także kosztowne) zmiennych losowych nieistotnych oraz nieprzydatnych charakterystyk (kowariancji, wariancji, rozkładów) dużej części zmiennych istotnych.

Badania przeprowadzone w ramach niniejszej pracy zostały podporządkowane ściśle powyższej zasadzie. Mianowicie identyfikacja wstępna wykazała, że kretność W_u uszkodzeń jednoczesnych jest najważniejszą zmienną sterowalną w procesie obsługi poawaryjnej. Przez określenie, że zmienna W_u jest sterowalna rozumie się między innymi możliwość wykorzystania jej włas-

ności, szczególnie zmniejszenia nieokreśloności, w planowaniu obsługi. Zagadnieniu temu poświęcony został rozdz. 5, w którym zwraca się uwagę na dwie podstawowe możliwości redukcji nieokreśloności zmiennej W_u : prognozowanie dobowe uszkodzeń z wykorzystaniem krótkoterminowych (ogólnie dostępnych) komunikatów meteorologicznych oraz łączenie obsługi na większych obszarach sieciowych niż to ma miejsce obecnie.

Efektywność prognozowania dobowego w zakresie redukcji nieokreśloności znajduje uzasadnienie w wielkiej różnicy intensywności uszkodzeń w różnych stanach pogodowych. Efektywność łączenia obsługi (zarówno na etapie planowania dobowego jak i kwartalnego oraz rocznego¹⁾), znajduje natomiast uzasadnienie w korelacji przestrzennej uszkodzeń.

Jako miarę wpływu redukcji nieokreśloności na jakość obsługi zaproponowano ogólną funkcję kary, wzory (5.16) do (5.18). Zmienna W_u wchodzi do tej funkcji w pierwszej i drugiej potęgze; przy łączeniu obsługi występuje naturalnie pierwsza i druga potęga sumy zmiennych. W tej sytuacji do wyznaczenia wartości przeciętnej funkcji kary - jako podstawy decyzji - skuteczna okazała się metoda omówiona w rozdz. 4.

W rozdz. 5 podano także wyniki bardzo obszernych badań statystycznych w zakresie intensywności uszkodzeń oraz w zakresie korelacji przestrzennej uszkodzeń. Zaprezentowana w p. 5.3 analiza, w której wykorzystano wyniki tych badań i wcześniej omówioną metodę, jest dobitnym potwierdzeniem wielkiego wpływu prognozowania dobowego oraz korelacji przestrzennej uszkodzeń na jakość obsługi.

W innych przypadkach, np. ryzyka błędnej prognozy meteorologicznej, kosztu jednostkowego niedostarczonej energii itd., lepszym często wyjściem jest uznanie nieokreśloności niż prowadzenie badań statystycznych. Wynika stąd w szczególności zapotrzebowanie na pewne dodatkowe kryteria decyzyjne. Spośród kryteriów proponowanych przez teorię gier uważa się za możliwe do zastosowania i za pożyteczne zmodyfikowane kryterium minimumowe ze strategiami mieszanymi (zrandomizowanymi). Potwierdzeniem jest zaprezentowane w rozdz. 6 postępowanie decyzyjne, uwzględniające w planowaniu dobowym obsługi wspomnianą wyżej nieokreśloność ryzyka błędnej prognozy meteorologicznej.

¹⁾Uzasadniony stopień centralizacji obsługi może być inny dla planowania dobowego i inny dla planowania kwartalnego oraz rocznego.

2. CZYNNIKI DECYDUJĄCE O NIEDOSTARCZONEJ ENERGII

Niedostarczoną energię związaną z jednym uszkodzeniem (pojedynczym, względnie jednym z uszkodzeń wielokrotnych jednoczesnych) można przedstawić jako sumę:

$$\Delta A_j = \sum_{i=1}^7 \Delta A_i, \quad (2.1)$$

- ΔA_1 - niedostarczona energia w czasie od wystąpienia (zgłoszenia) uszkodzenia do podjęcia lokalizacji,
- ΔA_2 - niedostarczona energia wynikająca z lokalizacji za pomocą łączy próbnych,
- ΔA_3 - niedostarczona energia wynikająca z lokalizacji punktowej za pomocą obchodu,
- ΔA_4 - niedostarczona energia w czasie ewentualnej przerwy między zakończeniem lokalizacji i rozpoczęciem naprawy,
- ΔA_5 - niedostarczona energia wynikająca z naprawy,
- ΔA_6 - niedostarczona energia w czasie ewentualnej przerwy między zakończeniem naprawy i przełączeniami przywracającymi stan normalny w sieci,
- ΔA_7 - niedostarczona energia wynikająca z przełączeń przywracających stan normalny w sieci.

Roczna energia niedostarczona z całej sieci jest sumą:

$$\Delta A_r = \sum_{j=1}^{u_r} \Delta A_j, \quad (2.2)$$

gdzie u_r jest liczbą uszkodzeń w sieci w ciągu roku. Należy jednak podkreślić, że dla efektywnych obliczeń numerycznych ostatni wzór ma charakter zbyt analityczny. Potrzebne są natomiast do tego celu bardziej syntetyczne zależności.

Z niedostarczoną energią ΔA_r związany jest wskaźnik nieciągłości zasilania z sieci definiowany w sposób następujący:

$$q = \frac{\Delta A_r}{A + \Delta A_r} \approx \frac{\Delta A_r}{A}, \quad (2.3)$$

gdzie A jest energią dostarczoną do odbiorców.

Wielkości (2.1), (2.2) i (2.3) - mimo, że bardzo ogólne - stanowią w niniejszej pracy jedyne miary liczbowe ciągłości zasilania odbiorców. Ponieważ interesuje nas w szczególności wpływ jakości obsługi poawaryjnej sieci na ciągłość zasilania, to podstawowe znaczenie w dalszych rozważaniach ma wielkość (2.1). Pomija się natomiast ewentualny znikomy wpływ obsługi poawaryjnej na intensywność uszkodzeń w sieci, czyli też na liczbę uszkodzeń u_p .

Wielkość (2.1), podobnie zresztą jak wielkości (2.2) i (2.3), zależy od dużej liczby najróżniejszych czynników, które można podzielić najogólniej na dwie grupy. Do pierwszej grupy zaliczają się te, które są rozeznane, lub przynajmniej możliwe do wyraźnego określenia, i więcej - są interesujące z punktu widzenia obsługi poawaryjnej; nazywa się je na ogół zmiennymi. Do drugiej grupy zaliczają się nieokreślone czynniki losowe, stanowiące źródło minimalnej wariancji resztkowej. Są to przede wszystkim czynniki, które dotychczas nie zostały wyjawione. Są to także czynniki, które nie poddają się kształtowaniu w ramach racjonalnej działalności i które w dodatku z góry można uznać za nieistotne.

2.1. Wykaz zmiennych

Najważniejsze zmienne, których uwzględnienie w analizie procesu odnowy może się okazać celowe, zestawiono poniżej. Zestawienia dokonano przy tym w 6 grupach dotyczących obszaru sieciowego, linii, obciążenia, systemu obsługowego, uszkodzenia oraz warunków towarzyszących, i wreszcie - strumienia uszkodzeń.

1. Z m i e n n e c h a r a k t e r y z u j ą c e o b s z a r s i e c i o w y (w s z c z e g ó l n o ś c i s i e ć)

- L - długość sumaryczna sieci [km]
- m_1 - liczba linii wychodzących z jednego GPZ
- q_F - gęstość powierzchniowa sieci $\left[\frac{\text{km}}{\text{km}^2} \right]$
- r_0 - system (rodzaj) pracy punktu zerowego sieci
- z_{1f} - względny udział zwarć 1-fazowych
- r_t - zakres wyposażenia sieci w telemechanikę
- k_d - stosunek drogi kołowej do odległości

2. Z m i e n n e c h a r a k t e r y z u j ą c e l i n i ę

- l - długość linii [km]
- m_2 - liczba łączników w linii
- r_2 - rodzaj łączników

3. Z m i e n n e c h a r a k t e r y z u j ą c e o b c i ą ż e n i e l i n i i

- S - obciążenie szczytowe linii [MVA]
- $\cos\varphi$ - współczynnik mocy obciążenia szczytowego S
- T - czas użytkowania mocy szczytowej czynnej
- s_p - sezonowość roczna obciążenia czynnego
- z_p - zmienność dobową obciążenia czynnego

4. Z m i e n n e c h a r a k t e r y z u j ą c e s y s t e m o b s ł u g o w y

- m_b - liczba brygad pogotowia energetycznego
- m_o - liczba osób w brygadzie
- t - efektywny czas naprawy uszkodzenia [h]
- r_w - rodzaj współpracy brygad pogotowia energetycznego z pionem utrzymania
- v_1 - szybkość dojazdu brygad z bazy do linii uszkodzonej $\left[\frac{\text{km}}{\text{h}}\right]$
- v_2 - szybkość peruszania się brygad w czasie lokalizacji za pomocą łączek próbnych $\left[\frac{\text{km}}{\text{h}}\right]$
- v_3 - szybkość obchodu w trakcie lokalizacji punktowej $\left[\frac{\text{km}}{\text{h}}\right]$

5. Z m i e n n e c h a r a k t e r y z u j ą c e u s z k o d z e n i e i w a r u n k i t o w a r z y s z ą c e

- o - odległość linii uszkodzonej (GPZ zasilającego linię) od bazy [km]
- r_u - rodzaj elementu uszkodzonego (uszkodzenia)
- r_p - rodzaj stanu pogodowego w ciągu którego nastąpiło uszkodzenie
- r_z - numer zmiany roboczej (w systemie 3-zmianowym)
- r_s - numer sezonu w ciągu którego nastąpiło uszkodzenie

6. Z m i e n n e c h a r a k t e r y z u j ą c e s t r u m i e Ń u s z k o d z e Ń

- d - średnia roczna intensywności uszkodzeń $\left[\frac{1}{100 \text{ km} \cdot \text{a}}\right]$
- $\lambda(r_u, r_p)$ - intensywność uszkodzeń elementu r_u w stanie pogodowym r_p $\left[\frac{1}{100 \text{ km} \cdot \text{h}}\right]$
- s_u - sezonowość roczna uszkodzeń
- z_u - zmienność dobową uszkodzeń
- w_u - krotność uszkodzeń jednoczesnych
- $p(r_u, r_p)$ - prawdopodobieństwo warunkowe, że jeśli uszkodzenie wystąpi w stanie r_p , to będzie to uszkodzenie elementu r_u

2.2. Uwagi o zmiennych

1. Przedstawiony zbiór zmiennych nie jest kompletny. Nie jest to również zbiór minimalny, czyli informacja zawarta w pewnych zmiennych może się w całości (z praktycznego punktu widzenia) zawierać w kilku innych zmiennych zbioru. Tak jest np. z krotnością uszkodzeń jednoczesnych $w_u^{(1)}$. Probabilistyczna wartość tej zmiennej wynika niewątpliwie z L i $\lambda(r_u, r_p)$. Jeśli jednak nie znamy modelu probabilistycznego, a w każdym razie nie jesteśmy o nim całkowicie przekonani, to pozostają badania statystyczne. Wtedy zmienna staje się jeszcze jedną zmienną pierwotną.

Warto ponadto podkreślić, że każde z zadań praktycznych, w zależności od tego jak zostanie sformułowane, posiada własny podzbiór zmiennych. Jedno z najważniejszych zadań - analiza niedostarczonej energii ΔA_j , wzór (2.1), posiada przykładowo podzbiór powstający ze zbioru przedstawionego w p. 2.1 po usunięciu z niego zmiennych: d , $\lambda(r_u, r_p)$, s_u , z_u .

2. Zmienne ze zbioru przedstawionego w p. 2.1 nie są jednorodne; są wśród nich:

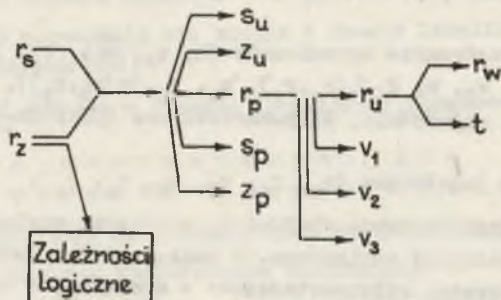
- zmienne ciągłe, obustronnie ograniczone (L , q_p , z_{1f} , k_d , l , S , $\cos\varphi$, T , s_p , z_p , t , v_1 , v_2 , v_3 , o , d , $\lambda(r_u, r_p)$, s_u , z_u , $p(r_u, r_p)$),
- zmienne dyskretne, najczęściej kilkuwartościowe tylko (m_1 , m_2 , m_b , m_o , r_z , r_s , w_u),
- i wreszcie zmienne jakościowe (r_o , r_t , r_z , r_w , r_u , r_p).

Te ostatnie charakteryzują pewne wielkości, zjawiska, względnie zależności, które można rozpatrywać wariantowo. W związku z tym łatwo przekształcić je w zmienne dyskretne kilkuwartościowe - wystarczy w tym celu kolejnym wariantom nadać odpowiednie numery.

3. Wśród zmiennych tworzących zbiór przedstawiony w p. 2.1 są zmienne deterministyczne i zmienne losowe. Należy jednak podkreślić, że podział ten nie jest jednoznaczny. Część zmiennych może mieć - w zależności od rozwiązywanego zadania - zarówno charakter deterministyczny jak i losowy. Przykładowo długość linii, jej obciążenie szczytowe, a także odległość od bazy (zmienne l , S , o) mają charakter deterministyczny w tych zagadnieniach, które dotyczą jednej, wybranej linii. Te same zmienne mają natomiast charakter losowy w zagadnieniach dotyczących całej sieci. Ponadto jeśli nawet w określonym zagadnieniu zmienna ma z natury charakter losowy to nie oznacza to wcale, że w modelu charakter ten musi być zachowany. Często zmienną losową można traktować jako deterministyczną utożsamiając ją z wartością przeciętną. Zachodzi to zawsze, gdy interesująca jest tylko wartość przeciętna wielkości stanowiącej wynik realizacji określonego algorytmu obliczeniowego, a sama zmienna ulega w tym algorytmie co najwyżej transformacji liniowej i jest niezależna.

¹⁾ W rozdz. 5 wyjaśni się jakie uszkodzenia można uważać za jednoczesne.

4. Część zmiennych ze zbioru przedstawionego w p. 2.1 wykazuje współzależność. Może to być współzależność zarówno stochastyczna jak i deterministyczna. Pierwsza z nich wyraża się na ogół tylko poprzez związek korelacyjny między wartościami zmiennych. Druga natomiast może się objawiać poprzez związek deterministyczny między wartościami zmiennych, ale również poprzez liczne zależności logiczne występujące w algorytmach obliczeniowych. Można podejrzewać, że pewna dodatnia korelacja wystąpi np. między długością linii l i liczbą łączników m_x . Wyrażna współzależność deterministyczna wartości występuje między innymi dla zmiennych r_s (numer sezonu) oraz s_u (sezonowość roczna uszkodzeń), jeśli tę ostatnią zmienną traktować deterministycznie. Wreszcie typowym przykładem współzależności deterministycznej logicznej w algorytmach obliczeniowych są zmienne r_0 (rodzaj pracy punktu zerowego sieci) i z_{1f} (względny udział zwarć 1-fazowy) mimo, że między wartościami tych zmiennych może nie istnieć żaden związek¹⁾. Przykład niektórych zależności między interesującymi nas zmiennymi pokazany jest na rys. 2.1.



Rys. 2.1. Schemat niektórych zależności między zmiennymi ze zbioru przedstawionego w p. 2.1

5. Z punktu widzenia konstruowania wyrażeń analitycznych pozwalających oceniać niedostarczoną energię ΔA_j , bądź ΔA_x przy zmianie poszczególnych zmiennych (wartości oczekiwanych, ewentualnie rozkładów) niezwykle istotne staje się wyeliminowanie współzależności między zmiennymi. Stosunkowo łatwo jest wyeliminować współzależność deterministyczną dotyczącą par zmiennych z których co najwyżej jedna jest ciągła, a druga dyskretna i tylko kilkuwartościowa (taka sytuacja dotyczy zwykle zmiennych ze zbioru w p. 2.1). Założmy, że zmienną dyskretną oznaczymy przy i , gdzie:

$$i = 1, 2, \dots, I. \quad (2.4)$$

¹⁾Przypomina się, że w pracy rozpatrywane są tylko uszkodzenia trwałe. Dla zakłóceń przemijających związek między wartościami zmiennych r_0 i z_{1f} jest oczywiście bardzo silny.

Jeśli od zmiennej x zależy zmienna x (ciągła lub dyskretna), to można ją zastąpić I nowymi zmiennymi niezależnymi:

$$x_1, x_2, \dots, x_I \quad (2.5)$$

Wprowadzenie nowych zmiennych jest pozornie równoważne analizie wariantowej. Okaże się jednak, że z punktu widzenia dalszych metod ma to głębszy sens.

Ze współzależnością stochastyczną sprawa jest znacznie trudniejsza. Praktycznie jedyną możliwością jest zastąpienie w algorytmach obliczeniowych związków (czy nawet całych bloków) zawierających zmienne zależne wielkościami wynikowymi wyznaczonymi wcześniej (zwykle za pomocą metody Monte Carlo [23]) i traktowanymi jako nowe zmienne, naturalnie już niezależne. W rezultacie liczba zmiennych może ulec nawet zmniejszeniu. Taki sposób eliminacji zależności stochastycznych jest jednak niezwykle uciążliwy i nie może być traktowany jako metodą, a jedynie jako zło konieczne - dopuszczalne wówczas, gdy zmiennych zależnych jest niewiele i związki między nimi są proste. Dla zmiennych z rozpatrywanego zbioru przypadek taki zachodzi. Zresztą współzależności stochastyczne między tymi zmiennymi, jeśli już występują, to - z wyjątkiem kilku sytuacji - są na ogół słabe i wiele zagadnień można badać bez ich uwzględnienia, bądź uwzględniając je w sposób przybliżony.

6. W celu oceny wpływu zmiennych ze zbioru przedstawionego w p. 2.1 na niedostarczoną energię ΔA_j (po usunięciu części zmiennych, o czym była już mowa) przeprowadzono ankietyzację wśród praktyków [26]. Ankietyzowanymi praktykami byli dyspozytorzy RDR, oraz ZDR, a także osoby kierujące działaniami ruchu w RE i ZE. Zadaniem ankietyzowanych było uszeregować zmienne wg malejącego wpływu na ΔA_j .

Część wyników ankiety przedstawia tablica 2.1 (w całości wyniki te są przedstawione w pracy [26]). Otóż rezultat ankietyzacji okazał się negatywny w tym sensie, że nie udało się na podstawie odpowiedzi wyeliminować zmiennych nieistotnych, z drugiej strony nie udało się też wyselekcjonować zmiennych o szczególnym znaczeniu - przewyższającym wyraźnie znaczenie pozostałych zmiennych. Należy przy tym podkreślić, że poszczególne ankietyzowane osoby zauważały bardzo wyraźną różnicę wpływu zmiennych na ΔA_j . Jednak zmienne, które wg jednych mają duże znaczenie - są często wg innych nieistotne, i na odwrót. Podstawową przyczyną rozbieżności opinii praktyków jest najczęściej ich patrzenie na problematykę przez pryzmat własnych tylko doświadczeń, na które wpływają niejednokrotnie uwarunkowanie lokalne. Stąd należy zresztą sądzić, że skuteczność ankietyzacji może się okazać duża w przypadku zagadnień optymalizacyjnych niższej rangi, z ograniczeniami o charakterze właśnie lokalnym.

Tablica 2.1

Ocena wpływu zmiennych na niedostarczoną energię ΔA_j wg badań ankietowych [26]

Zmienna	Punktacja ankietowanych ¹⁾						
	A	B	C	D	E	F	G
Długość sumaryczna sieci (L)	10	10	10	18	18	5	10
·							
·							
Względny udział zwarć 1-f (z_{1f})	7	5	4	4	4	3	20
Wyposażenie sieci w tele- mechanikę (r_t)	1	1	2	2	1	1	1
·							
·							
Liczba osób w brygadzie (m_o)	5	15	20	10	10	12	2
·							
·							
Krotność uszkodzeń jedno- czesnych (w_u)	6	6	3	6	7	4	1
·							
·							

¹⁾ Punktację ustalano najczęściej w gronie kilku specjalistów z danego RE (ZE). Liczba punktów oznacza kolejność zmiennej w uszeregowaniu wg malejącego znaczenia.

3. PLANOWANIE BADAŃ MODELOWYCH

3.1. Planowanie liniowe

3.1.1. Sformułowanie zagadnienia. Doświadczenia symulowane

Barierę dla badań modelowych procesu odnowy pozawaryjnej w napowietrznych sieciach rozdzielczych stanowi trudność oceny wpływu poszczególnych zmiennych (omówionych w rozdz. 2) na niedostarczoną energię. Chodzi przy tym nie tylko o brak wyrażenia analitycznego, które pozwalałoby obliczać niedostarczoną energię. Większe jeszcze znaczenie wydaje się mieć nieznaną postać rozkładów i współzależności stochastycznych zmiennych losowych. Odpowiednie badania statystyczne, gdyby miały objąć wszystkie te zmienne, byłyby bardzo uciążliwe i czasochłonne.

W takiej sytuacji proponuje się wykorzystanie schematów postępowania wchodzących w zakres metod statystycznych planowania doświadczeń [33-36]. Aby ułatwić dalszą dyskusję przyjmijmy nowe, równoległe do już wprowadzonych, oznaczenia interesujących nas zmiennych. Niech te nowe oznaczenia mają postać: x_1, x_2, \dots, x_k . Załóżmy w tym rozdziale, że wszystkie x traktujemy jako deterministyczne. Oznacza to, że zmienne losowe x są reprezentowane przez własne realizacje i nie ma potrzeby na tym etapie przejmować się współzależnościami stochastycznymi między nimi. Oznaczmy wreszcie energię niedostarczoną przez y (aby uniknąć nieporozumień będzie się w tym rozdziale mówiło o y raczej odpowiedź, nigdy natomiast zmienna).

Pierwszym zagadnieniem, które nas interesuje jest eliminacja zmiennych nieistotnych i włączenie ich do wariancji resztkowej. W tym celu trzeba określić efekty główne wnoszone przez poszczególne zmienne oraz interakcje [35] i określić ich udział w wariancji całkowitej y . Podstawą programu badań w tym zakresie są następujące uwagi: 1) każda ze zmiennych x ma pewien, dający się najczęściej bez trudu określić, przedział praktycznej zmienności $x_{\min} < x < x_{\max}$, 2) zdecydowana większość zmiennych daje monotoniczną zmienność y , 3) tylko w przypadku nielicznych zmiennych, takich np. jak numer sezonu oraz numer zmiany roboczej monotoniczność może nie zachodzić. Zatem rozwiązania zagadnienia, czyli efektów głównych i interakcji, należy szukać na granicznych poziomach zmiennych x , dla których monotoniczność zachodzi i na wszystkich dopuszczalnych¹⁾ poziomach zmiennych x , dla których monotoniczność może nie zachodzić.

¹⁾ Określenie jest skrótowe. Chodzi o poziomy dopuszczalne wyznaczające maksymalne przedziały zmienności, co do których z góry mamy przekonanie, że monotoniczność w nich zachodzi.

Spróbujmy ocenić wielkość zadania związanego z powyżej sformułowanym zagadnieniem. Przykładowo dla 33 zmiennych z których dla jednej (zmienna x_1) interesujące są 4 poziomy dopuszczalne, dla drugiej (zmienna x_2) 3 poziomy dopuszczalne, a dla pozostałych tylko poziomy graniczne, liczba różnych kombinacji poziomów wynosi $4 \times 3 \times 2^{31}$. Liczba efektów głównych i interakcji jest formalnie o 1 mniejsza, przy czym nie wszystkie interakcje mają sens. Zauważmy, że zmienną x_1 można zastąpić trzema zmiennymi: x_1^a , x_1^b , x_1^c z poziomami granicznymi odpowiadającymi pierwszemu i drugiemu, drugiemu i trzeciemu oraz trzeciemu i czwartemu poziomowi dopuszczalnemu. Podobnie zmienną x_2 można zastąpić dwoma zmiennymi: x_2^a , x_2^b . Umownie, pamiętając, że odpowiedź y interesuje nas tylko na poziomach granicznych x , można zapisać:

$$\begin{aligned}
 y = & b_0 + \sum_{\alpha=a}^c \delta^{\alpha} b_1^{\alpha} x_1^{\alpha} + \sum_{\alpha=a}^b \delta^{\alpha} b_2^{\alpha} x_2^{\alpha} + \sum_{i=3}^{33} b_i x_i + \\
 & + \sum_{\alpha=a}^c \sum_{\beta=a}^b \delta^{\alpha} \delta^{\beta} b_{12}^{\alpha\beta} x_1^{\alpha} x_2^{\beta} + \sum_{\alpha=a}^c \sum_{i=3}^{33} \delta^{\alpha} b_{i1}^{\alpha} x_i^{\alpha} x_1 + \\
 & + \sum_{\alpha=a}^b \sum_{i=3}^{33} \delta^{\alpha} b_{2i}^{\alpha} x_2^{\alpha} x_i + \sum_{(i=3) < j}^{33} b_{ij} x_i x_j + \dots, \quad (3.1)
 \end{aligned}$$

gdzie δ^{α} może przyjmować tylko wartości 0; 1, a ponadto spełnia zawsze warunek:

$$\sum_{\alpha} \delta^{\alpha} = 1.$$

Nie tylko jednak olbrzymia liczba efektów głównych i interakcji stanowi o trudnościach dotyczących ich wyznaczenia w przypadku procesu odnowy powaryjnej w napowietrznych sieciach rozdzielczych. Trzeba tu zwrócić uwagę na kłopoty związane w ogóle z uzyskiwaniem wartości odpowiedzi y . Nie ma przede wszystkim możliwości zaplanowania i zrealizowania doświadczeń rzeczywistych w tym zakresie. Wykorzystanie materiału statystycznego jest również niemożliwe: 1) trudno by było znaleźć, nawet w bardzo obszernym materiale, przypadki związane z kombinacjami poziomów granicznych (wyłącznie) zmiennych x , 2) wiarygodność danych statystycznych odnośnie wartości y jest w chwili obecnej nie do przyjęcia. Pozostaje inne wyjście: wyznaczać każdorazową wartość y w oparciu o doświadczenia symulowane.

Rozważmy najważniejszy przypadek doświadczenia symulowanego, związanego z wyznaczeniem niedostarczonej energii ΔA_j , wzór (2.1). Badamy wpływ

poszczególnych zmiennych: L , m_1 , g_R itd.¹⁾ na ΔA_j . Punktem wyjścia do rozpoczęcia realizacji doświadczenia (symulacji procesu odnowy poawaryjnej) jest: znajomość poziomów granicznych wszystkich tych zmiennych²⁾, a ponadto informacja o losowych warunkach towarzyszących uszkodzeniu (uszkodzeniom). Ta ostatnia jest generowana przez generatory pseudolosowe i obejmuje przede wszystkim: numer linii uszkodzonej, miejsce uszkodzenia w linii, sposób przekazania dyspozytorowi wiadomości o uszkodzeniu itd.

Symulacja procesu odnowy poawaryjnej musi być dokonywana w układzie dyspozytor-przyroda. Otóż jest zrozumiałe, że dyspozytor nie zna wielu informacji rozpoczynając symulację (nie zna informacji generowanej przez generatory pseudolosowe i nie zna wartości wielu badanych zmiennych), co jest przyczyną wariancji resztkowej procesu odnowy poawaryjnej. Cała nieznaną dyspozytorowi informacja kryje się w bloku przyroda, a pozyskuje on ją w kolejnych krokach symulacji. Z drugiej strony z każdym krokiem związana jest łatwa do obliczenia niedostarczona energia, stanowiąca część energii ΔA_j .

Zwraca się uwagę, że generatory pseudolosowe powinny być znane dyspozytorowi. Ponadto dyspozytor powinien prowadzić symulację z wykorzystaniem dotychczasowych wyników badań optymalizacyjnych w zakresie zagadnień szczegółowych [2, 11-32].

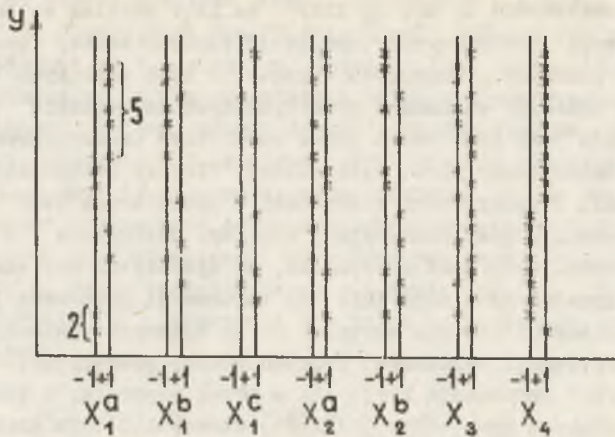
Pracochłonność opisanego postępowania zmusza do szczególnie starannego zaplanowania doświadczeń. Z jednej strony doświadczeń tych powinno być jak najmniej, z drugiej wystarczająco dużo, aby możliwe było wychycenie wszystkich efektów głównych i interakcji, które mają istotne znaczenie. Ze względu na spodziewaną niewielką liczbę tych ostatnich proponuje się dla ich określenia stosować metodę bilansu losowego [33].

3.1.2. Metoda bilansu losowego

Na rys. 3.1 przedstawiono obraz odpowiedzi y na granicznych poziomach zmiennych x (dolne poziomy zmiennych x oznacza się jako -1 , górne jako $+1$). Niech liczba doświadczeń wynosi N , a rozkład poziomów zmiennych x w każdym doświadczeniu niech jest przypadkowy (losowanie odbywa się zgodnie z rozkładami równomiernymi). Ogólne zasady analizy efektów głównych i interakcji za pomocą wykresów dyspersji odpowiedzi y względem poszczególnych zmiennych x podane zostały w pracy [33] i w tym miejscu nie ma potrzeby powtarzać ich, z jednym tylko wyjątkiem. Otóż w pracy [33]

¹⁾ Cały wykaz zmiennych podany jest w rozdz. 2.

²⁾ Sam wybór kombinacji poziomów należy do teorii planowania doświadczeń.



Rys. 3.1. Obraz graficzny odpowiedzi y na granicznych poziomach zmiennych x

proponuje się do oceny efektów głównych wykorzystanie testu nieparametrycznego o postaci:

$$p = \frac{\binom{2n-R}{n} + \sum_{r=1}^R \binom{2n-1-R}{n-1-r}}{\binom{2n}{n} - \binom{2n-2}{n-1}}, \quad 2n = N', \quad (3.2)$$

gdzie N' jest liczbą odpowiedzi dla zmiennej, której efekt ocenia się¹⁾, natomiast p jest prawdopodobieństwem tego, że w sposób przypadkowy w górnej i dolnej części wykresu dotyczącej tej zmiennej znajdzie się łącznie R punktów wyróżniających się. Pojęcie punktów wyróżniających się uściśla się w pracy [33] w oparciu o sytuację jaka ma miejsce dla zmiennej x_1^a na rys. 3.1. Na poziomie -1 są dla tej zmiennej 2 przypadki, kiedy odpowiedź y jest mniejsza niż najmniejsza odpowiedź y na poziomie $+1$. Podobnie na poziomie $+1$ jest 5 przypadków, kiedy odpowiedź y jest większa niż największa odpowiedź na poziomie -1 . Są to właśnie punkty wyróżniające się, jest ich razem $R=7$.

Próby wykorzystania testu (3.2) napotykają jednak na szereg przeszkód. Rozpocznijmy od uwagi, że wyrażenie (3.2) istnieje tylko dla $R \leq n-1$, a przecież R może osiągnąć nawet wartość $R=N'=2n$. Po drugie liczby n_- i n_+ ($n_- + n_+ = N'$), oznaczające odpowiednio liczby odpowiedzi y na poziomach

1) Dla zmiennych posiadających tylko poziomy graniczne $N' = N$. Ponadto z (3.2) wynika, że N' powinno być parzyste.

-1 i +1 zmiennych x , w rzeczywistości różnią się najczęściej między sobą i wtedy prawdopodobieństwo p musi od nich zależeć. Z wyrażenia (3.2) fakt ten nie wynika.

Zresztą trzeba podkreślić, że uściślone wg pracy [33] pojęcie punktów wyróżniających się jest dalej nieściśle, a często również nieprzydatne. Staże się to widoczne, gdy zakres zmian odpowiedzi y na jednym z poziomów zawiera w sobie całkowicie zakres zmian odpowiedzi na drugim poziomie danej zmiennej. Wówczas nie wiadomo jak określić liczbę punktów wyróżniających się. Jeśli bowiem uznać, że jest ona równa 0, to budzi to natychmiast poważne wątpliwości: jest jasne, że efekt główny może mieć w tym przypadku istotne znaczenie. Sytuacja taka zachodzi dla zmiennej x_4 na rys. 3.1.

Uwzględniając powyższe uwagi proponuje się w miejsce testu (3.2) stosować test oparty na teorii serii. Uszeregujemy wszystkie odpowiedzi y dla zmiennej x wg rosnących wartości i zastąpimy je dla poziomu -1 znakiem (-), a dla poziomu +1 znakiem (+). Powstanie w ten sposób ciąg N' wyrazów. Umówmy się, że podciąg kolejnych identycznych wyrazów, który poprzedzają i po którym następują wyrazy innej postaci, nazywać będziemy serią, liczbę serii oznaczymy przez S .

Interesuje nas skonstruowanie testu nieparametrycznego dla hipotezy zerowej H_0 , że odpowiedź y na obu poziomach zmiennej x należy do tej samej populacji (o jednakowym rozkładzie), co stanowi warunek wystarczający, aby efekt główny zmiennej x uznać za nieistotny. Zauważmy, że dla tak sformułowanej hipotezy liczba serii S jest zmienną losową, natomiast liczby n_- i n_+ po zakończeniu losowania poziomów granicznych zmiennych x przestają być zmiennymi losowymi. Z tego powodu interesuje nas wyłącznie warunkowy rozkład prawdopodobieństwa zmiennej S , mianowicie: $p(S=s/n_-, n_+)$. W pracy [37] wyprowadza się wzory, które dla s parzystych i nieparzystych mają odpowiednio postać:

$$p(S=s/n_-, n_+) = \frac{2 \binom{n_- - 1}{\frac{1}{2}s - 1} \binom{n_+ - 1}{\frac{1}{2}s - 1}}{\binom{N'}{n_-}},$$

$$p(S=s/n_-, n_+) = \frac{\binom{n_- - 1}{\frac{1}{2}(s-3)} \binom{n_+ - 1}{\frac{1}{2}(s-1)} + \binom{n_- - 1}{\frac{1}{2}(s-1)} \binom{n_+ - 1}{\frac{1}{2}(s-3)}}{\binom{N'}{n_-}}. \quad (3.3)$$

Oznaczmy przez s_{α} największą liczbę serii taką, że

$$p(S \leq s_{\alpha}) < \alpha, \quad (3.4)$$

gdzie α jest poziomem istotności; dalej liczbę $s_{\alpha c}$ nazywa się liczbą krytyczną serii. Testowanie hipotezy H_0 polega na porównaniu zaobserwowanej liczby serii s z liczbą krytyczną $s_{\alpha c}$. Jeżeli zachodzi $s \leq s_{\alpha c}$ wówczas hipotezę H_0 należy odrzucić.

Wyznaczanie liczby krytycznej serii $s_{\alpha c}$ w sposób dokładny w oparciu o wzory (3.3) jest kłopotliwe. Wiadomo jednak, że rozkłady (3.3) są asymptotycznie normalne [37]. Zatem istnieje możliwość uproszczenia rachunków jeśli się zna warunkową wartość przeciętną i wariancję zmiennej S . Jest [37]:

$$E(S/n_-, n_+) = \frac{2n_-, n_+ + N'}{N'}$$

$$D^2(S/n_-, n_+) = \frac{2n_-, n_+ (2n_-, n_+ - N')}{(N' - 1)(N')^2} \quad (3.5)$$

Zastąpienie rozkładu rzeczywistego zmiennej S rozkładem normalnym powinno być poprzedzone analizą wymaganej liczby doświadczeń N' , co jest związane również z dokładnością określenia efektów głównych i interakcji. Ze względu na zakres niniejszej pracy zagadnienia tego w sposób ogólny nie rozpatruje się jednak, pozostawiając je do indywidualnego rozwiązania dla każdego szczególnego przypadku.

3.1.3. Całkowite doświadczenie czynnikowe

Od tej pory, aby nie wprowadzać zbędnych komplikacji, będzie się rozważać tylko zmienne z poziomami granicznymi, czyli dające monotoniczną zmienność y . Założmy, że w oparciu o wykresy dyspersji y względem zmiennych x , uzupełnione ewentualnie kryterium (3.4), wydzielono 1 efektów głównych i interakcji, które wydają się mieć znaczenie. Dokładniejszą ocenę ich istotności można przeprowadzić za pomocą analizy wariancji. Trzeba w tym celu zrealizować układ doświadczeń wg planu ortogonalnego ze względu na wydzielone efekty i interakcje; pozostałe efekty i interakcje należy włączyć do wariancji resztkowej. Liczba doświadczeń w planie powinna wynosić przynajmniej $(1+1)$; związane to jest z koniecznością wyznaczenia stałej b_0 we wzorze (3.1).

Zauważmy, że przekształcenie (1.1) gwarantuje ortogonalność planów całkowitych doświadczeń czynnikowych. Przy czym przez całkowite doświadczenie czynnikowe rozumie się zgodnie z pozycjami [33-36] minimalny układ doświadczeń obejmujący wszystkie możliwe kombinacje poziomów granicznych zmiennych.

Ogólnie przy k zmiennych całkowita przestrzeń czynnikowa zawiera 2^k punktów, a całkowite doświadczenie czynnikowe umożliwia wyznaczenie stałej b_0 , k efektów głównych i $(2^k - k - 1)$ interakcji, w tym $\frac{k(k-1)}{2}$ interakcji dwóch zmiennych, $\frac{k(k-1)(k-2)}{3!}$ interakcji trzech zmiennych itd. Jeśli

z góry wiadomo, że pewne efekty główne oraz pewne interakcje nie wystąpią, to można w ich miejsce wprowadzić efekty i interakcje związane z dalszymi zmiennymi nie zwiększając przy tym wielkości planu doświadczenia. Ostatecznie więc, jako plan ortogonalny ze względu na wydzielone 1 efektów głównych i interakcji można przyjąć plan całkowitego doświadczenia czynnika dla 1' zmiennych, przy czym 1' i 1 powinny spełniać równość: $2^{1'} = 1 + 1^1$). Widać, że 1 może przyjmować tylko wartości 1; 3; 7; 15; 31 itd.

Rozważmy przykładowo zagadnienie, w którym odpowiedź y jest uzależniona potencjalnie od $k = 33$ zmiennych z poziomami granicznymi -1 i +1, są to zmienne: x_1, x_2, \dots, x_{33} . Za pomocą metody bilansu losowego wydzielonego efekty główne $b_1, b_5, b_7, b_9, b_{13}$ oraz interakcję dwóch zmiennych $b_{3.14}$ i interakcję trzech zmiennych $b_{1.7.9}$, co do których istnieje przypuszczenie, że są istotne. Uzyskano w ten sposób $l=7$. Można zatem posłużyć się planem całkowitego doświadczenia czynnika dla $l = 3$ zmiennych. Plan taki przedstawiono w tabelicy 3.1. (zmienne, dla których jest to plan całkowitego doświadczenia czynnika oznaczono przez z_1, z_2, z_3). W tabelicy oznaczono dodatkowo wartości odpowiedzi y, a ponadto wprowadzono zmienną $x_0 = z_0$, która ma stałą wartość równą 1.

Tablica 3.1

Przykład całkowitego doświadczenia czynnika

x_0	Macierz planowania X							Wektor odpowiedzi Y
	Plan doświadczenia							
	x_1	x_5	x_7	x_9	x_{13}	$x_3 x_{14}$	$x_1 x_7 x_9$	
z_0	z_1	z_2	z_3	$z_1 z_2$	$z_1 z_3$	$z_2 z_3$	$z_1 z_2 z_3$	
1	1	1	1	1	1	1	1	y_0
1	1	1	-1	1	-1	-1	-1	y_1
1	1	-1	1	-1	1	-1	-1	y_2
1	1	-1	-1	-1	-1	1	1	y_3
1	-1	1	1	-1	-1	1	-1	y_4
1	-1	1	-1	-1	1	-1	1	y_5
1	-1	-1	1	1	-1	-1	1	y_6
1	-1	-1	-1	1	1	1	-1	y_7

1) Postępowanie, zwłaszcza analiza wariancji, w przypadku kiedy $2^{l'} \geq 1+1$ wynikać będzie z opisu planowania drugiego rzędu przedstawionego w p.3.2.

Określone w zaprezentowanym przykładzie: macierz planowania X i wektor odpowiedzi Y , tablica 3.1, pozwalają obliczać stałą b_0 oraz efekty główne i interakcje zapisane ogólnie w postaci wektora B w następujący sposób:

$$B = (X^T X)^{-1} X^T Y. \quad (3.6)$$

Należy podkreślić, że ze względu na ortogonalność wszystkich wektorów kolumnowych macierzy planowania X iloczyn $X^T X$ jest macierzą przekątną. W konkretnym przypadku wyrazy niezerowe są jednakowe, równe $(1+1)$. Obliczenia z tego powodu są bardzo proste.

Równanie (3.6) pochodzi z analizy regresji i trzeba pamiętać, że w analizie czynnikowej mogą nie być spełnione ścisłe warunki do jego stosowania. Formalnie należałoby stosować metodę Yatesa [34, 35].

Propozycja wykorzystania równania (3.6) znajduje uzasadnienie w tym, że daje ono prawidłowe wartości efektów głównych i interakcji, a jest mniej uciążliwe do opisanie, zapamiętania oraz do stosowania niż metoda Yatesa. Trzeba oczywiście pamiętać o ograniczeniach w interpretacji wektora B w porównaniu z interpretacją możliwą w analizie regresji. Ponadto trzeba jeszcze pamiętać, że wg równania (3.6) efekty i interakcje liczy się w odniesieniu do punktu zerowego (środką przedziału określonego poziomami granicznymi zmiennej), co jest zgodne z zapisem (1.3). Pozwala to zresztą korzystać z równania (3.1) przy wyznaczaniu odpowiedzi y . W metodzie Yatesa przyjmuje się natomiast, że punktem odniesienia jest dolny poziom graniczny zmiennej, przez co efekty główne i interakcje wyliczone wg tej metody są dwukrotnie większe niż wyliczone wg równania (3.6).

3.1.4. Wariancyjna ocena istotności efektów głównych i interakcji

Ocena istotności efektów głównych i interakcji uzyskanych w oparciu o jedno całkowite doświadczenie czynnikowe nie jest naturalnie możliwa, w tym przypadku bowiem wariancja resztkowa jest równa 0. Dopiero układ dwóch i więcej doświadczeń całkowitych umożliwia taką ocenę.

Repatrzmy m doświadczeń całkowitych, dla których jest zachowana losowość wyboru poziomów granicznych wszystkich zmiennych włączonych do pola szumów. Wektory odpowiedzi dla poszczególnych doświadczeń oznaczmy: $Y_1, Y_2, \dots, Y_j, \dots, Y_m$, a odpowiedziami tworzącymi każdy z nich przyporządkujmy indeks $i, i = 0; 1; \dots; 1$. Oznaczmy ponadto dla wygody elementy wektora B przez $b_0, b_1, \dots, b_1, \dots, b_1$ (każdą interakcję można zastąpić efektem głównym dodatkowej zmiennej).

Wektor B należy obliczać wykorzystując wyniki wszystkich m doświadczeń, tzn. wstawiając do równania (3.6) algebraiczną średnią:

$$\bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m Y_j. \quad (3.7)$$

Z punktu widzenia oceny istotności efektów $b_1, \dots, b_1, \dots, b_1$ model zagadnienia sprowadza się do modelu określanego w analizie wariancji jako klasyfikacja jednokrotna [37, 38]. Polega ona w konkretnym przypadku na następującym postępowaniu. Wszystkie $m(1+1)$ odpowiedzi dzieli się na $(1+1)$ grup. Do każdej grupy należy m odpowiedzi o tym samym wskaźniku i (tej samej kombinacji poziomów granicznych). Średnia dla wszystkich odpowiedzi y_{ij} równa się:

$$\bar{y} = \frac{1}{m(1+1)} \sum_{i=0}^1 \sum_{j=1}^m y_{ij} = b_0, \quad (3.8)$$

średnie w poszczególnych grupach równają się natomiast:

$$\bar{y}_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m y_{ij}. \quad (3.9)$$

Można wykazać, że zachodzi:

$$\sum_{i=0}^1 \sum_{j=1}^m (y_{ij} - \bar{y})^2 = \sum_{i=0}^1 \sum_{j=1}^m (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 + m \sum_{i=0}^1 (\bar{y}_i - \bar{y})^2. \quad (3.10)$$

Równość (3.10) oznacza możliwość podziału całkowitej sumy kwadratów odchyłeń poszczególnych odpowiedzi od średniej ogólnej na dwa składniki: sumę kwadratów odchyłeń odpowiedzi od średnich grupowych (sumę kwadratów wewnątrz grup) oraz sumę kwadratów odchyłeń średnich grupowych od średniej ogólnej (sumę kwadratów pomiędzy grupami). W skrócie można to napisać:

$$Q = Q_1 + Q_2. \quad (3.10a)$$

Z punktu widzenia analizowanego zagadnienia składnik Q_1 , po podzieleniu przez odpowiednią liczbę stopni swobody, jest wariancją resztkową. Inaczej, składnik ten reprezentuje losowość, której nie da się uniknąć, albo dokładniej - losowość na którą się zgadzamy.

Składnik Q_2 jest natomiast związany z efektami $b_1, \dots, b_1, \dots, b_1$. Dla wyprowadzenia odpowiedniej zależności można skorzystać z ogólnej własności funkcji ortogonalnych. Niech są dane zmienne $z_1, \dots, z_1, \dots, z_n$. Wiadomo, że można z nich utworzyć n ortogonalnych funkcji liniowych typu:

$$T_k = \sum_{i=1}^n l_{ki} z_i, \quad k = 1, 2, \dots, n, \quad (3.11)$$

gdzie:

$$\sum_{i=1}^n l_{ki} l_{k'i} = 0; \quad k \neq k'; \quad k, k' = 1, 2, \dots, n.$$

Dla funkcji (3.11) zachodzi ważna własność, mianowicie [36]:

$$\sum_{i=1}^n z_i^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n T_k^2. \quad (3.12)$$

W celu wykorzystania związku (3.12) dla określenia składnika Q_2 zauważamy, że elementy wektora \bar{Y} , wzory (3.7) i (3.9), są liniowymi funkcjami ortogonalnymi zmiennych stanowiących wektor B . Jest zatem:

$$\sum_{i=0}^1 b_i^2 = \frac{1}{1+1} \sum_{i=0}^1 \bar{y}_i^2. \quad (3.13)$$

Z drugiej natomiast strony można zapisać:

$$\sum_{i=0}^1 (\bar{y}_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=0}^1 \bar{y}_i^2 - \frac{1}{1+1} \left(\sum_{i=0}^1 \bar{y}_i \right)^2. \quad (3.14)$$

W oparciu o wzory (3.13) i (3.14), po przekształceniach, otrzymuje się:

$$Q_2 = m(1+1) \sum_{i=1}^1 b_i^2. \quad (3.15)$$

Widać więc, że sumę kwadratów Q_2 da się dzielić na składniki związane z poszczególnymi efektami. Umożliwia to ocenę istotności każdego efektu osobno na tle wariancji reszkowej. Otóż można udowodnić [37, 38], że jeśli odpowiedzi $y_1, \dots, y_{m(1+1)}$ są niezależne (planowanie ortogonalne) i mają rozkład normalny o stałej wariancji, to dowolne części sumy kwadratów odchyłań mają rozkład χ^2 o odpowiedniej liczbie stopni swobody. W szczególności Q_1 ma rozkład χ^2 o $[m(1+1) - (1+1)]$ stopniach swobody, a każdy ze składników sumy Q_2 ma rozkład χ^2 o jednym stopniu swobody (cała suma Q_2 ma rozkład χ^2 o 1 stopniach swobody).

Z powyższych uwag wynika, że zmienne

$$F_i = \frac{m(1+1) b_i^2}{\frac{Q_1}{(1+1)(m-1)}} = m(m-1)(1+1)^2 \frac{b_i^2}{Q_1}, \quad i=1, 2, \dots, 1 \quad (3.16)$$

związane z efektami b_1, b_2, \dots, b_l mają rozkłady F-Snedecora o stopniach swobody 1 i $[(l+1)(m-1)]$. Dla wykazania istotności efektów należy posłużyć się testem jednostronnym. Efekt b_1 jest istotny jeżeli wartość zmiennej F_1 jest większa od wartości krytycznej f_{α} :

$$F_1 > f_{\alpha}, \quad (3.17)$$

gdzie f_{α} spełnia warunek:

$$p(F > f_{\alpha}) = \alpha. \quad (3.18)$$

W ostatnim wzorze p oznacza prawdopodobieństwo, α natomiast - trzeba to podkreślić - przy hipotezie zerowej H_0 orzekającej istotność badanego efektu nie jest błędem pierwszego rodzaju jak to zwykle ma miejsce, a jest błędem drugiego rodzaju. W konkretnym przypadku jest to zresztą bardzo korzystne.

3.1.5. Precyzja i efektywność badań

Ważną sprawą jest ocena efektywności badań modelowych realizowanych wg planów właściwych dla całkowitych doświadczeń czynnikowych w porównaniu z badaniami modelowymi wariantowymi.

Rozpocznijmy od analizy wariancji $D^2(b_1)^1$. Można udowodnić, że w doświadczeniu czynnikowym²⁾ wariancja $D^2(b_1)$ jest równa:

$$D^2(b_1) = \frac{1}{l+1} D^2(y), \quad i = 0, 1, \dots, l. \quad (3.19)$$

W badaniach wariantowych zmienia się poziom tylko jednej zmiennej (tej dla której efekt się wyznacza). Minimalna liczba doświadczeń wynosi 2 i odpowiada tej liczbie wariancja $D^2_W(b_1)$ równa:

$$D^2_W(b_1) = \frac{1}{2} D^2(y). \quad (3.20)$$

Biorąc pod uwagę wzory (3.19) i (3.20) można wykazać, że dla uzyskania w badaniach modelowych wariantowych wariancji $D^2(b_1)$ nie większej niż w

¹⁾ Efekty b_i wyznaczone za pomocą wzorów (3.6) i (3.7) są tylko szacowaniami i jako takie posiadają własny rozkład prawdopodobieństwa, w szczególności własną wariancję. Jednak z punktu widzenia niniejszej pracy nie są one, po wyznaczeniu, traktowane jako zmienne losowe. Stąd, a także z tradycji, wynikają oznaczenia za pomocą małych liter.

²⁾ Analiza dla układu m doświadczeń czynnikowych prowadzi do tych samych wyników.

badaniach wg doświadczenia czynnikowego liczba doświadczeń N_w (para doświadczeń na poziomie dolnym i górnym zmiennej liczy się jako 2 doświadczenia) powinna spełniać warunek:

$$N_w \geq 1 + 1. \quad (3.21)$$

Trzeba jednak pamiętać, że w jednym doświadczeniu czynnikowym - tylko w oparciu o $(1+1)$ doświadczeń - wszystkie efekty ocenia się z tą samą wariancją. W badaniach wariantowych N_w doświadczeń zapewnia wariancję nie mniejszą, ale tylko dla jednego efektu. Całkowita liczba doświadczeń, dla wszystkich efektów (nie liczy się stałej b_0), powinna więc spełniać warunek:

$$N_{w\Sigma} \geq (1+1)l. \quad (3.22)$$

Aby przejść do porównania efektywności badań potrzebna jest miara precyzji doświadczenia. W szczególności miarą precyzji efektu b_1 jest jego półprzedział ufności. W doświadczeniu czynnikowym półprzedział ufności efektu b_1 równa się:

$$L_{ci} = t_{\alpha} \sqrt{\frac{D^2(y)}{1+1}} = t_{\alpha} \sqrt{D_0^2(b_1)}, \quad (3.23)$$

gdzie t_{α} jest wartością krytyczną, tzn. spełniającą warunek $p(t > t_{\alpha}) = \alpha\%$ zmiennej o rozkładzie t Studenta z $(1+1)$ stopniami swobody.

W doświadczeniach wariantowych spełniających warunek równościowy (3.21), lub równoważny (3.22), półprzedział ufności efektu b_1 wynosi:

$$L_{w1} = t_{\alpha} \sqrt{\frac{D_w^2(b_1)}{\frac{N_w}{2}}} = t_{\alpha} \sqrt{\frac{D^2(y)}{(1+1)}}, \quad (3.24)$$

gdzie t_{α} jest wartością krytyczną zmiennej o rozkładzie t Studenta z $(1+1)$ stopniami swobody.

Uzyskane wyniki, dotyczące porównania wariancji i półprzedziałów ufności, wskazują na bardzo szybko rosnącą przewagę badań modelowych opartych na planach całkowitych doświadczeń czynnikowych w porównaniu z badaniami wariantowymi przy wzroście liczby zmiennych.

3.2. Planowanie wyższych rzędów

W przypadku zmiennych, zwłaszcza ciągłych, których efekty główne wyznaczone za pomocą planowania liniowego okażą się szczególnie duże interesująca może być dokładniejsza ocena ich wpływu na odpowiedź y . W badaniach modelowych procesu odnowy zmiennych takich jak najczęściej niewiele: jedna, dwie, trzy. Rozpatrzmy przypadek kiedy są to dwie zmienne; oznaczmy je x_1, x_2 . Załóżmy dalej, że informacje a priori pozwalają nam przypuszczać, że wpływ tych zmiennych na odpowiedź y jest kwadratowy. Po włączeniu wszystkich efektów i interakcji nieistotnych do b_0 oraz po zdjęciu efektów i interakcji istotnych (z wyjątkiem tych, które są związane z x_1, x_2) interesuje nas następująca zależność y od x_1, x_2 :

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_{12}x_1x_2 + b_{11}x_1^2 + b_{22}x_2^2. \quad (3.25)$$

Zmienne x_1, x_2 muszą teraz w planach doświadczeń przyjmować przynajmniej trzy różne wartości. Zapewnia to kompozycyjne planowanie drugiego rzędu [33].

Ogólnie planowanie to rozpoczyna się od planu ortogonalnego dla przybliżenia liniowego, czyli od planu pewnego całkowitego doświadczenia czynnikowego. Wielkość doświadczenia czynnikowego zależy naturalnie od liczby interakcji, które chcemy uwzględnić - była o tym mowa w p. 3.1.3 (w przypadku odpowiedzi opisanej przez wzór (3.25) musi to być całkowite doświadczenie czynnikowe dla dwóch zmiennych o poziomach $-1, +1$). Uzyskuje się w ten sposób tzw. jądro planowania wyższego rzędu. Punkty jądra wyznaczają hipersześcian.

Dalej należy zrealizować doświadczenie w punkcie środkowym, tzn. dla $x_1 = 0, x_2 = 0, \dots$. Uzyskany wynik (względnie wyniki - gdy doświadczeń wykonano więcej) służy do oceny adekwatności przybliżenia liniowego. Jeśli przybliżenie jest niezadawalające wówczas należy zrealizować doświadczenia w tzw. punktach gwiazdnych. Są to punkty leżące na osiach odpowiadających poszczególnym zmiennym, symetryczne względem punktu środkowego (w którym wszystkie osie przecinają się), i odległe od tego punktu o $|\alpha|$. Współrzędne punktów gwiazdnych wynoszą zatem: $(\pm \alpha, 0, 0, \dots), (0, \pm \alpha, 0, \dots), \dots, (0, \dots, 0, \pm \alpha)$.

Plan doświadczenia drugiego rzędu dla odpowiedzi (3.25) przedstawia tablica 3.2. Ze względu na wyrazy x_1^2, x_2^2 plan ten nie spełnia warunków ortogonalności. W celu uzyskania ortogonalności wprowadzamy przekształcenie [33]:

$$x_{1j}^* = x_{1j}^2 - \frac{\sum_{j=0}^{N-1} x_{1j}^2}{N}, \quad x_{2j}^* = x_{2j}^2 - \frac{\sum_{j=0}^{N-1} x_{2j}^2}{N}, \quad (3.26)$$

Tablica 3.2

Przykład doświadczenia kompozycyjnego drugiego rzędu

x_0	Macierz planowania X					Wektor odpowiedzi Y
	Plan doświadczenia					
	x_1	x_2	x_1 x_2	x_1^2	x_2^2	
1	1	1	1	1	1	y_0
1	1	-1	-1	1	1	y_1
1	-1	1	-1	1	1	y_2
1	-1	-1	1	1	1	y_3
1	0	0	0	0	0	y_4
1	α	0	0	α^2	0	y_5
1	$-\alpha$	0	0	α^2	0	y_6
1	0	α	0	0	α^2	y_7
1	0	$-\alpha$	0	0	α^2	y_8

Tablica 3.3

Przykład doświadczenia kompozycyjnego drugiego rzędu po wprowadzeniu przekształcenia (3.26)

x_0	Macierz planowania X					Wektor odpowiedzi Y
	Plan doświadczenia					
	x_1	x_2	x_1 x_2	x_1^*	x_2^*	
1	1	1	1	$1 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	$1 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	y_0
1	1	-1	-1	$1 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	$1 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	y_1
1	-1	1	-1	$1 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	$1 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	y_2
1	-1	-1	1	$1 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	$1 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	y_3
1	0	0	0	$-\frac{4+2\alpha^2}{9}$	$-\frac{4+2\alpha^2}{9}$	y_4
1	α	0	0	$\alpha^2 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	$-\frac{4+2\alpha^2}{9}$	y_5
1	$-\alpha$	0	0	$\alpha^2 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	$-\frac{4+2\alpha^2}{9}$	y_6
1	0	α	0	$-\frac{4+2\alpha^2}{9}$	$\alpha^2 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	y_7
1	0	$-\alpha$	0	$-\frac{4+2\alpha^2}{9}$	$\alpha^2 - \frac{4+2\alpha^2}{9}$	y_8

gdzie N , przypomina się, jest liczbą doświadczeń (inaczej - liczbą współrzędnych wektora odpowiedzi Y w tabelicy 3.2). Otrzymuje się wtedy macierz planowania X taką jak w tabelicy 3.3. Otóż w związku z wzorem (3.6) zauważono już, że dla planowania ortogonalnego iloczyn $X^T X$ jest macierzą przekątną. Prawdziwe jest również stwierdzenie odwrotne: jeśli iloczyn $X^T X$ jest macierzą przekątną, to planowanie jest ortogonalne (zyskanie efekty i interakcje wyznaczane są niezależnie jedne od drugich).

Aby przekonać się, że w przypadku macierzy X z tabelicy 3.3 istnieje możliwość przekształcenia iloczynu $X^T X$ w macierz przekątną dokonajmy podziału macierzy X na dwa bloki:

$$X = \begin{bmatrix} X_1 & X_2 \end{bmatrix}, \quad (3.27)$$

gdzie blok X_1 obejmuje cztery pierwsze kolumny macierzy X , a blok X_2 dwie ostatnie, czyli część planu związaną ze zmiennymi x_1^* oraz x_2^* . Jest:

$$X^T X = \begin{bmatrix} X_1^T \\ X_2^T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 & X_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1^T X_1 & X_1^T X_2 \\ X_2^T X_1 & X_2^T X_2 \end{bmatrix}. \quad (3.28)$$

Można sprawdzić, wynika to zresztą z własności kolumn bloku X_1 oraz przekształcenia (3.26), że dla dowolnych wartości α zachodzi:

$$X_1^T X_2 = 0, \quad X_2^T X_1 = 0. \quad (3.29)$$

Z ortogonalności kolumn bloku X_1 dla dowolnych wartości α wynika ponadto, że blok

$$X_1^T X_1 \quad (3.30)$$

jest zawsze macierzą przekątną¹⁾.

Pozostaje jeszcze blok $X_2^T X_2$. Po przeprowadzeniu obliczeń w oparciu o dane z tabelicy 3.3 otrzymuje się, że wyrazy poza przekątną główną tego bloku są jednakowe i równe:

$$\frac{180 - 144\alpha^2 - 36\alpha^4}{81}. \quad (3.31)$$

Ostatecznie więc dobranie takiego α przy którym wyrażenie (3.31) zamienia się w 0 gwarantuje, że iloczyn $X^T X$ staje się macierzą przekątną, a plano-

¹⁾ Własności bloków (3.29) i (3.30) zachodzą ogólnie, dla dowolnej liczby przekształconych zmiennych (3.26).

wanie staje się ortogonalnym. Widać natychmiast, że wyrażenie (3.31) zmienia się w 0 dla

$$\alpha = 1 \quad (3.32)$$

Dla wyznaczenia stałej b_0 , wszystkich efektów oraz interakcji we wzorze (3.25) można skorzystać z wzoru (3.6). Należy jednak pamiętać, że jeśli do wzoru (3.6) wchodzi macierz X taka jak w tabelicy 3.3, to na skutek przekształcenia (3.26) odpowiedź (3.25) należy zapisać w postaci:

$$y = b'_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_{12} x_1 x_2 + b_{11} x_1^2 + b_{22} x_2^2 \quad (3.33)$$

Otrzymuje się zatem:

$$b_0 = b'_0 - b_{11} \frac{\sum_{j=0}^{N-1} x_{1j}^2}{N} - b_{22} \frac{\sum_{j=0}^{N-1} x_{2j}^2}{N} \quad (3.34)$$

Oprócz wartości (przeciętnych) stałej b_0 , wszystkich efektów oraz interakcji interesujące są naturalnie ich wariancje. W przypadku planowania liniowego wszystkie wariancje były jednakowe, wzór (3.19). Teraz jest inaczej, mianowicie:

$$D^2(b_1) = \frac{1}{\sum_{j=0}^{N-1} x_{1j}^2} D^2(y), \quad (3.35)$$

gdzie $b_1 = b'_0$, b_1 , b_2 , b_{12} , b_{11} , b_{22} ; $x_1 = x_0$, x_1 , x_2 , $x_1 x_2$, x_1^2 , x_2^2 ; $x_0 = 1$.

Uwzględniając wzory (3.35) i (3.34) otrzymuje się ponadto:

$$D^2(b_0) = D^2(b'_0) + \left(\frac{\sum_{j=0}^{N-1} x_{1j}^2}{N} \right)^2 D^2(b_{11}) + \left(\frac{\sum_{j=0}^{N-1} x_{2j}^2}{N} \right)^2 D^2(b_{22}). \quad (3.36)$$

Zauważmy teraz ważną rzecz. Korzystając z macierzy X oraz wektora Y danych za pomocą tabelicy 3.3 obliczymy wg wzoru (3.6) wektor B , który posiada tylko 6 współrzędnych. Wektor Y posiada $N=9$ współrzędnych, czyli więcej niż wektor B . Wynika stąd, że wariancję $D^2(y)$, która a priori raczej nigdy nie jest znana, można wyznaczyć jako wielkość statystyczną w oparciu o zrealizowany plan doświadczenia. Jest:

$$D^2(y) = \frac{\sum_{j=0}^{N-1} (y_j - \hat{y}_j)^2}{N-1}, \quad (3.37)$$

gdzie y_j jest odpowiedzią uzyskaną w doświadczeniu (wartości wg tablicy 3.3), a \hat{y}_j jest estymatą wyliczoną wg wzoru (3.25). Jeśli dokładność wyznaczenia wariancji $D^2(y)$ jaką zapewnia wyrażenie (3.37) jest wystarczająca, to dla przeprowadzenia analizy wariancyjnej istotności efektów i interakcji można poprzestać na realizacji jednego tylko planu. Należy zwrócić uwagę, że identyczne postępowanie jest możliwe w przypadku planowania liniowego ortogonalnego jeśli $2^k > 1+k$, por. w p. 3.1.3.

Ortogonalność jest jednym z istotnych kryteriów optymalności planowania. Gwarantuje ona prostotę planu i łatwą analizę wariancyjną. Drugim ważnym kryterium jest rotatabilność. Planowanie rotatabilne jest to planowanie, w którym punkty doświadczeń (przestrzeni czynnikowej) są dobrane w ten sposób, że tworzą linie lub powierzchnie jednakowej informacji. Za miarę informacji o liniach lub powierzchniach odpowiedzi przyjmuje się odwrotność standaryzowanej wariancji [33]

$$\frac{1}{N D^2(y)}. \quad (3.38)$$

Otóż planowanie ortogonalne drugiego rzędu nie jest rotatabilne¹⁾. Wynika to choćby z wstawienia wyrażenia (3.35) do (3.25) i wykonania odpowiednich przeliczeń.

Teoria planowania rotatabilnego rozwinęła się głównie na gruncie statystycznego planowania doświadczeń ekstremalnych, tzn. w zagadnieniach optymalizacyjnych. Słusznie więc uważa się planowanie rotatabilne za lepsze od ortogonalnego [39, 40]. Zauważmy jednak, że nam chodzi nie o optymalizację w przestrzeni czynnikowej, ale o wpływ poszczególnych zmiennych (czynników)²⁾ na odpowiedź y . W takiej sytuacji planowanie ortogonalne jest całkowicie wystarczające, zwłaszcza, że jest ono bardzo proste. Teoria planowania rotatabilnego jest natomiast trudna, a jeśli w dodatku planowanie to nie jest konieczne do naszych celów, to nie ma powodów zajmować się nim w niniejszym rozdziale.

Przeprowadzone powyżej rozważania dotyczyły głównie przypadku, gdy dwie zmienne mają wpływ kwadratowy na odpowiedź y . Nie ma trudności w rozszerzeniu rozważań na większą liczbę takich zmiennych.

Wreszcie może się okazać, że wpływ niektórych zmiennych na odpowiedź y jest silniejszy niż kwadratowy. Na przykład informacje a priori pozwalają przypuszczać, że zmienne te wpływają na odpowiedź y w trzeciej potęgę.

¹⁾ Liniowe planowanie ortogonalne jest natomiast rotatabilne.

²⁾ Często będą to pojedyncze zmienne.

Przyjmijmy ponadto, że są dwie takie zmienne, x_1 i x_2 - tak jak w przypadku zmiennych z wpływem kwadratowym. Wtedy interesuje nas następująca zależność y od x_1, x_2 :

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_{12} x_1 x_2 + b_{11} x_1^2 + b_{22} x_2^2 + b_{111} x_1^3 + b_{222} x_2^3. \quad (3.39)$$

W celu wyznaczenia b_0, \dots, b_{222} w ostatnim równaniu można posłużyć się planowaniem trzeciego rzędu [33].

3.3. Wstępna identyfikacja procesu

3.3.1. Opis zadania

Interesuje nas niedostarczona energia ΔA_j , wzór (2.1). Zbiór zmiennych (czynników), od których zależy ΔA_j omówiono w rozdz. 2. Poziomy graniczne zmiennych - przyjęte do dalszej analizy - zestawiono natomiast w tabelicy 3.4. Poziomy te wyznaczają przedziały zmienności wynikające z krytycznej analizy warunków na obszarze całego kraju.

Trzeba jednak podkreślić, że powyższe poziomy są w rzeczywistości pewnymi kwantylami (dolnymi i górnymi) odpowiednich zmiennych - ustalonymi bez stosowania formalnych kryteriów, a więc w pewnym stopniu subiektywnymi. Fakt ten może budzić zastrzeżenia, ale wydaje się dopiero na etapie zastosowań ściśle użytkowych - zaś w rozważanym zadaniu mogą wynikać stąd ograniczenia w interpretacji uzyskanych wyników.

W odniesieniu do kilku zmiennych z tabelicy 3.4 konieczne są uwagi wyjaśniające.

1. Określenia "jest telemechanika" w przypadku zmiennej r_t (Lp.7) oznacza telesygnalizację doziemień w sekcjach śn GPZ oraz telesygnalizację stanu położenia i telesterowanie wyłączników liniowych śn. Przyjmuje się ponadto, że telesygnalizacja jest wystarczającą podstawą decyzji o łączeniach w liniach śn.

2. Zmienną $P_{[MW]}$ (Lp. 11) wprowadza się zamiast zmiennych $S_{[MVA]}$ i $\cos \varphi$ (wykaz zmiennych wg p. 2.1). Powoduje to pewne zawężenie, co jednak z punktu widzenia celu zadania nie ma znaczenia.

3. Określenia "jest współpraca" oraz "nie ma współpracy" w przypadku zmiennej r_w (Lp. 15) dotyczą tylko II i III zmiany, bowiem na I zmianie współpraca bragaad pogotowia energetycznego z pionem utrzymania zawsze ma miejsce.

4. W przypadku zmiennej r_z (Lp. 20) uwzględniono w analizie 3 "poziomy", mianowicie I, II i III zmianę.

Tablica 3.4

Poziomy graniczne zmiennych w analizie niedostarczonej energii ΔA_j ,
wzór (2.1)

Lp.	Zmienna	P o z i o m	
		dolny	górný
1	L [km]	300	1700
2	m_1	2	12
3	l [km]	20	140
4	q_P $\left[\frac{\text{km}}{\text{km}^2} \right]$	0,4	1,4 dla $l = 20$ 0,8 dla $l = 140$
5	r_o	sieć kompensowana	sieć uziemiona
6	z_{1f}	0,6	0,9
7 ¹⁾	r_t	jest telemechanika	nie ma telemechaniki
8	k_d	1,1	1,6
9	m_z	2 dla $l = 20$ 12 dla $l = 140$	5 dla $l = 20$ 25 dla $l = 140$
10	r_z	odłączniki	rozłączniki
11 ²⁾	P [MW]	0,5	1,5
12	m_b	4	12
13	m_o	2	3
14	t [h]	0,5	6
15 ³⁾	r_w	jest współpraca	nie ma współpracy
16	v_1 $\left[\frac{\text{km}}{\text{b}} \right]$	20	40
17	v_2 $\left[\frac{\text{km}}{\text{b}} \right]$	10	20
18	v_3 $\left[\frac{\text{km}}{\text{h osobę}} \right]$	2	4
19	w_u	1	10
20 ⁴⁾	r_z	-	-

U w a g a: Objaśnienia 1) do 4) zamieszczono w tekście.

Sformułujmy teraz następujące zadanie. Należy oszacować za pomocą metody bilansu losowego oraz liniowego planowania ortogonalnego znaczenie poszczególnych zmiennych w kształtowaniu się niedostarczonej energii ΔA_j . W celu uzyskania potrzebnych realizacji ΔA_j należy zastosować symulację procesu odnowy poawaryjnej w układzie dyspozytor-przyroda zgodnie z zasadami podanymi w p. 3.1.1.

3.3.2. Wyniki badań

Fragment planu badań przeprowadzonych w ramach metody bilansu losowego zawiera tablica 3.5. W planie tym, spełniającym warunek losowości, gra-

Tablica 3.5

Fragment planu badań niedostarczonej energii ΔA_j metodą bilansu losowego

Lp.	L	m_1	l	...	P	m_b	m_o	t	...	w_u	r_z	ΔA_j [MWh]
1	+1	-1	-1		+1	-1	-1	+1		+1	III	20,8
2	-1	-1	+1		+1	+1	+1	+1		-1	II	3,9
3	+1	+1	-1		-1	-1	+1	-1		-1	I	1,1
.												
.												
22	+1	+1	+1		+1	+1	+1	-1		-1	I	3,2
23	+1	-1	+1		-1	+1	-1	-1		-1	II	2,3
24	+1	-1	+1		+1	-1	-1	+1		-1	III	8,0
.												
.												
46	-1	+1	-1		-1	-1	+1	-1		+1	III	1,6
47	-1	-1	-1		+1	+1	-1	-1		-1	III	3,9
48	+1	-1	-1		+1	-1	-1	-1		+1	II	16,4

niczne poziomy dolne zmiennych oznaczone -1, a górne +1. Dla zmiennej r_z przyjęto naturalne oznaczenie "poziomów", mianowicie I, II, III.

Plan obejmuje 48 doświadczeń (symulacji procesu odnowy poawaryjnej)¹⁾. Stanami przyrody, które w poszczególnych doświadczeniach generowano za pomocą generatorów pseudolosowych były: numer linii uszkodzonej w GPZ oraz numer GPZ na rozpatrywanym obszarze sieciowym, miejsce uszkodzenia w linii, moment wystąpienia uszkodzenia w obrębie zmiany roboczej i wreszcie rodzaj zwarcia (1-fazowe lub wielofazowe) wg prawdopodobieństw wynikających z wartości zmiennej z_{1r} .

¹⁾ Doświadczenia zostały zrealizowane przez mgr inż. Sz. Ciurę w ramach pracy [26].

Jako rezultat doświadczeń otrzymano 48 wartości ΔA_{ji} [MWh], gdzie $i=1, 2, \dots, 48$ oznacza numer kolejnego doświadczenia. Obliczono:

$$\Delta \bar{A}_j = \frac{1}{48} \sum_{i=1}^{48} \Delta A_{ji} = 4,8, \quad (3.40)$$

$$Q = \sum_{i=1}^{48} (\Delta A_{ji} - \Delta \bar{A}_j)^2 = 750. \quad (3.41)$$

Korzystając z programu dla maszyny cyfrowej zamieszczonego w pracy [26] (opracowanego z wykorzystaniem zasad omówionych w p. 3.1.2 oraz w pracy [33]), wyselekcjonowano za pomocą procesu iteracyjnego następujące efekty główne (uszeregowane wg malejących wartości bezwzględnych)¹⁾:

$$\begin{aligned} b_p &= 2,06, & b_{w_u} &= 1,35, & b_l &= -1,33, & b_L &= 1,12, \\ b_{m_b} &= -1,00, & b_t &= 1,00, & b_{q_p} &= -0,58, & b_{m_o} &= -0,35, \\ b_{r_t} &= -0,25, & b_{m_1} &= -0,20, & b_{m_2} &= -0,20, & b_{r_2} &= -0,1. \end{aligned} \quad (3.42)$$

Ponadto wyselekcjonowano następujące interakcje (również uszeregowane wg malejących wartości bezwzględnych):

$$\begin{aligned} b_l b_{v_2} &= -0,70, & b_l b_{q_p} &= 0,67, & b_t b_{v_2} &= -0,54, & b_{m_b} b_{w_u} &= -0,35, \\ b_l b_{w_u} &= -0,30, & b_L b_l &= 0,18, \end{aligned} \quad (3.43)$$

Wśród efektów (3.42) nie ma efektów pochodzących od zmiennej r_z , mimo, że są one dosyć duże. Aby nie rozbudowywać formalnego zapisu związanego z zastąpieniem zmiennej r_z dwoma zmiennymi o poziomach granicznych podaje się poniżej średnie algebraiczne niedostarczonej energii ΔA_j dla poszczególnych zmian. Jest:

$$\Delta \bar{A}_j(r_z = I) = 3,8, \quad \Delta \bar{A}_j(r_z = II) = 5,6, \quad \Delta \bar{A}_j(r_z = III) = 5,0. \quad (3.44)$$

¹⁾W celu oceny możliwości redukcji nieokreśloności niedostarczonej energii ΔA_j wyselekcjonowano więcej efektów niż wynikałoby to przy założeniu rozsądnej wartości α - z kryterium (3.4).

Uwzględniając wyniki (3.42), (3.43) i (3.44) obliczono nową wartość sumy kwadratów odchyleń, mianowicie:

$$Q' = \sum_{i=1}^{48} (\Delta A_{ji} - \Delta \hat{A}_{ji})^2 = 195, \quad (3.45)$$

gdzie $\Delta \hat{A}_{ji}$ jest estymatą wyliczoną wg wzoru (3.1). Uzyskana wartość sumy Q' jest 4-krotnie mniejsza od wartości sumy Q obliczonej wg wyrażenia (3.41), ale też duża. Wynika to z małej czułości metody bilansu losowego. Z drugiej strony uzyskane wyniki wyraźnie wskazują najważniejsze zmienne.

Dla przeprowadzenia analizy istotności poszczególnych efektów głównych i interakcji za pomocą analizy wariancji zrealizowano 6-krotnie całkowite doświadczenie czynnikowe 2^4 . Dawało to możliwość badania 15 efektów głównych oraz interakcji wg liniowego planu ortogonalnego. Warto przy tym zaznaczyć, że nie ma potrzeby uwzględniania w planie ortogonalnym zmiennej P , dla której nieobciążony efekt główny można wyznaczyć pośrednio (staje się to zwłaszcza widoczne w trakcie doświadczeń symulowanych). W badaniach kompleksowych wystarczy natomiast uwzględnić stałą wartość mocy P , równą np. 1 MW.

Fragment zastosowanego planu ortogonalnego przedstawia tablica 3.6. Widać, że do zbioru badanych zmiennych włączono 8 zmiennych: L , l , q_P , r_t , m_b , t , v_2 , w_u . Z wyjątkiem zmiennej r_t są to zmienne dla których metoda bilansu losowego wykazała duże efekty główne względnie duże interakcje, najczęściej wielokrotnie większe niż dla pozostałych zmiennych. Widać to z zestawień (3.42) i (3.43). Włączenie do planu zmiennej r_t było natomiast spowodowane dążeniem do obiektywnego rozstrzygnięcia jej istotności. Potrzeba taka wynikła dlatego, że wg metody bilansu losowego efekty główne oraz interakcje związane z tą zmienną są pomijalne, za to w badaniach ankietowych (tabl. 2.1) jej znaczenie zostało ocenione bardzo wysoko i jednowyślnie.

Po zrealizowaniu badań wg omówionych powyżej planów ortogonalnych uzyskano następujące efekty główne i interakcje, istotne zgodnie z wzorem (3.17) dla $\alpha = 0,01$:

$$\begin{aligned} b_t &= 0,92, & b_l &= -0,92, & b_{w_u} &= 0,80, & b_{m_b} &= -0,63, & b_L &= 0,53, \\ b_l b_{q_P} &= 0,63, & b_l b_{w_u} &= -0,62, & b_{m_b} b_{w_u} &= 0,52, & b_l b_{v_2} &= -0,38. \end{aligned} \quad (3.45)$$

Z analizy wyników (3.45) oraz wyników (3.42) i (3.43) wynikają ważne wnioski.

1. Zastosowanie metody bilansu losowego pozwoliło z bardzo dużej ilości efektów głównych i interakcji wyselekcjonować niewielką ich liczbę,

Tablica 3.6

Fragment liniowego planu ortogonalnego badań niedostarczonej energii ΔA_j

Lp.	z_0	l				v_2	w_u	q_F	t	r_t	L	ΔA_j [MWh]
		z_1	z_2	z_3	z_4							
1	+1	+1	+1	+1	+1		+1	+1	+1	+1	2,9	
2	+1	+1	+1	+1	-1		+1	-1	-1	-1	2,3	
.												
8	+1	+1	-1	-1	-1		+1	+1	+1	-1	2,9	
9	+1	-1	+1	+1	+1		-1	-1	-1	-1	3,5	
.												
15	+1	-1	-1	-1	+1		-1	+1	+1	-1	9,9	
16	+1	-1	-1	-1	-1		-1	-1	-1	+1	3,5	

przewyższających pod względem wartości wszystkie pozostałe w sposób wyraźny. Badania przeprowadzone wg planów ortogonalnych wykazały istotność praktycznie wszystkich wyselekcjonowanych efektów głównych i interakcji, nie ujawniły natomiast istotności żadnych innych. Wskazuje to na efektywność metody bilansu losowego w zakresie selekcji najważniejszych zmiennych.

2. Uszeregowanie i wartości efektów głównych oraz interakcji są różne dla bilansu losowego oraz dla planowania ortogonalnego. Dlatego badania wg planów ortogonalnych są konieczne nie tylko w ocenie istotności efektów głównych i interakcji na tle wariancji resztkowej, ale również we wszystkich zagadnieniach, w których ważne są dokładne wartości tychże efektów głównych i interakcji (wartości wyznaczone metodą bilansu losowego mogą być wartościami obciążonymi).

3. Spośród zmiennych o istotnych efektach głównych oraz interakcjach szczególnie interesujące są: L , m_b , t , v_2 oraz w_u , tzn. zmienne sterowalne w ramach obsługi poawaryjnej. Największe znaczenie należy niewątpliwie przypisać zmiennej w_u , z którą związany jest duży efekt główny, a ponadto duże interakcje ze zmiennymi l oraz m_b . Trzeba przy tym wyjaśnić, że przez sterowalność zmiennej w_u w ramach obsługi poawaryjnej rozumie się przede wszystkim zmniejszenie jej entropii na drodze prognozowania dobowego zagrożenia awaryjnego sieci oraz dostosowania stopnia centralizacji obsługi do prognozy.

4. Pozostałe zmienne o istotnych efektach głównych oraz interakcjach, a więc l , q_F i przede wszystkim P (efekt główny tej zmiennej wyliczony pośrednio okazuje się największy) są sterowalne w ramach procesu inwestycyjnego oraz modernizacyjnego sieci. Warto przy tym zwrócić uwagę, że ba-

dania modelowe nie wykazały istotności zmiennej r_t oznaczającej wyposażenie sieci w telemechanikę, czyli nie potwierdziły w tym względzie badań ankietowych. Po dogłębnej analizie okazało się, że istnieje kilka powodów rozbieżności oceny. Przede wszystkim trzeba tu podkreślić, że ankietyzowani specjaliści oceny swoje opierali nie na doświadczeniu wynikającym ze stosowania telemechaniki (telemechanika w rozważanym zakresie należy jeszcze w sieciach napowietrznych \dot{s} n do rzadkości), opierali natomiast na poglądach dla których uzasadnieniem były analizy wariantowe. W analizach tych podświadomie uwzględniali tylko warunki szczególnie sprzyjające wykazaniu dużej skuteczności telemechaniki¹⁾. Złożyło się na ten fakt wiele czynników subiektywnych, najczęściej wynikających z zainteresowania ankietyzowanych specjalistów we wprowadzeniu telemechaniki do sieci z powodów leżących poza obsługą poawaryjną. W badaniach modelowych realizowanych w oparciu o metodę bilansu losowego, a w szczególności w oparciu o plany ortogonalne powyższe subiektywne czynniki są wyeliminowane.

Ponadto bardzo ważnym zagadnieniem jest niedostarczona energia wynikająca z przełączeń krótkotrwałych (kilkuminutowych) za pomocą telemechaniki, mających na celu rezerwowanie linii uszkodzonych. Otóż ankietyzowani specjaliści w ogóle tych przerw nie uwzględniali.

Wymienione względy sprawiają, że badań ankietowych w zakresie zmiennej r_t nie można uznać za miarodajne.

3.4. Podsumowanie

Formuły (3.1), (3.25), (3.39) można traktować w odniesieniu do wielu zmiennych jak równanie regresji i wykorzystywać do prognozowania, bądź analizy niedostarczonej energii bez krępujących założeń o wartościach innych zmiennych. Jednak główny cel analizy niedostarczonej energii w oparciu o zaprezentowane planowanie statystyczne doświadczeń upatruje się w możliwości zgrubnego rozeznania znaczenia dużej liczby różnorodnych czynników. Określenie "zgrubne rozeznanie" nie deprecjonuje tutaj metody. Ogólna wartość uzyskanych w p. 3.3.2 wyników polega np. na tym, że stwarzają one szansę oceny - z punktu widzenia spodziewanych korzyści oraz poniesionych nakładów pracy - jakie problemy badawcze warto podejmować i w jakiej kolejności należy to czynić.

W analizie kompleksowej niedostarczonej energii ΔA_j za ważną zmienną z punktu widzenia obsługi poawaryjnej, a więc przede wszystkim wymagającą badań, należy niewątpliwie uznać liczbę uszkodzeń jednoczesnych w_u . Zmienne, które w ogóle nie znalazły się w wykazach (3.42), (3.43) i (3.45) moż-

¹⁾ W szczególności w analizach zakładano strukturę sieci pozwalającą przy małej liczbie łączy rezerwować efektywnie duże części, a nawet całe linie \dot{s} n.

na włączyć do wariancji resztkowej i dalej się nimi specjalnie nie zajmować. Takie postępowanie jest jedyne wówczas, gdy chodzi o ustalenie ramowych schematów organizacji obsługi powaryjnej sieci (w szczególności stopnia centralizacji obsługi) w nawiązaniu do organizacji całego systemu eksploatacji.

Trzeba podkreślić, że podział zmiennych na istotne i nieistotne ma niesłychanie ważne znaczenie. Pozwala on mianowicie zredukować program badań statystycznych tylko do zmiennych istotnych, a zabezpiecza przed uwikłaniem się w badania zmiennych nieistotnych. Przyspiesza to rozwiązanie zadania i obniża jego koszt, zwłaszcza że odpowiednie badania statystyczne muszą być prowadzone na wielką skalę aby były reprezentatywne dla całej sieci krajowej. Wyniki uzyskane za pomocą badań modelowych opartych na planowaniu statystycznym doświadczeń przynoszą zresztą jeszcze dodatkową korzyść. Dają mianowicie podstawę do ograniczenia zakresu badanych charakterystyk statystycznych bądź statystyczno-probabilistycznych. W szczególności badanie momentów korelacyjnych można przeprowadzić tylko dla zmiennych, dla których stwierdzono interakcje. Bliżej problemy te będą omówione w rozdz. 4.

Wreszcie, pozostając na poziomie zagadnień odpowiadających rozpatrywanemu zadaniu, można wyobrazić sobie wyniki badań modelowych opartych na planowaniu statystycznym doświadczeń nie tylko jako narzędzie prognozowania i analizy niedostarczonej energii, ale często jako zasadniczą część modelu decyzyjnego; zarówno w zakresie obsługi jak i - co jest bardzo ważne - w zakresie innych środków i metod poprawy nieciągłości zasilania odbiorców, np. w zakresie inwestycji modernizacyjnych w sieciach.

Na zakończenie niniejszego krótkiego podsumowania należy wyraźnie stwierdzić, że zakwalifikowanie zmiennych do wariancji resztkowej nie może mieć charakteru ostatecznego. W ramowych schematach organizacyjnych obsługi pozostaje wiele miejsca na formułowanie problemów optymalizacyjnych niższej rangi. Dla problemów tych zbiór zmiennych ulega zmianie polegającej bardzo często na jego ograniczeniu o niekóre zmienne istotne. Wtedy wariancja resztkowa może się okazać znacznie mniejsza, a zmienne nieistotne mogą stać się istotnymi.

Do takiej grupy należą między innymi problemy o małych horyzontach czasowych, kiedy to optymalizację trzeba prowadzić przy ograniczonych istniejących środkach. Przykładem jest optymalizacja procesu lokalizacji uszkodzonego odcinka za pomocą łączy próbnych [18, 27, 29, 30] dokonywana np. metodami programowania dynamicznego.

W tym miejscu godną uwagi jest różnica sugerowana przez stosowane powyżej określenia: "model decyzyjny" oraz "optymalizacja". Pierwsze jest charakterystyczne dla zagadnień kompleksowych z dużym udziałem nieokreśloności z jednej strony i wielokierunkowością konsekwencji mogących wynikać z podjętej decyzji z drugiej strony. Drugie określenie jest charakte-

rystyczne dla prostszych przypadków, gdy ustalenie jednego tylko kryterium optymalizacji nie budzi sprzeciwów, wtedy też udział nieokreśloności jest zwykle mniejszy.

4. ROZKŁADY I WARTOŚCI PRZECIĘTNE W BADANIACH MODELOWYCH

4.1. Możliwości i potrzeba stosowania rozkładów

W rozdz. 3 badano niedostarczoną energię y przy założeniu, że zmienne x_1, x_2, \dots, x_k są deterministyczne. Podkreślano równocześnie, że mimo deterministycznego charakteru tych zmiennych niedostarczona energia jest zmienną losową. Ponieważ jednak badania dotyczyły estymacji efektów i interakcji zatem wartości niedostarczonej energii były zawsze konkretnymi realizacjami (uzyskanymi na podstawie doświadczeń) i dlatego stosowano małą literę y .

Do celów prognozowania, po zakończeniu estymacji, niedostarczoną energię jako zmienną losową należy zapisać w postaci:

$$Y = y(x_1, x_2, \dots, x_k) + W, \quad (4.1)$$

gdzie W jest zmienną losową o wariancji równej wariancji resztkowej.

Ogólnie interesuje nas przypadek, gdy część ze zmiennych x_1, x_2, \dots, x_k jest zmiennymi losowymi, rozdz. 2. Niech będą to zmienne X_1, X_2, \dots, X_l ; $1 \leq k$. Wówczas niedostarczona energia jest równa:

$$Y = y(X_1, X_2, \dots, X_l, x_{l+1}, \dots, x_k) + W. \quad (4.1a)$$

Powstaje pytanie: jakie są możliwości określenia rozkładu funkcji Y ¹⁾ jeśli znane są rozkłady zmiennych X_1, X_2, \dots, X_l , W oraz jakie są potrzeby robienia tego. Otóż trzeba stwierdzić, że możliwości są niewielkie i ogólnie dotyczą tylko przypadku kiedy Y jest funkcją jednej zmiennej. W szczególnych przypadkach efektywne rozwiązanie można otrzymać także dla dwóch zmiennych.

Niech f z indeksem oznaczającym odpowiednią zmienną jest funkcją gęstości tej zmiennej. Wtedy dla jednej zmiennej losowej, tzn. gdy

$$Y = y(X), \quad (4.2)$$

¹⁾ Od tej pory Y przestaje oznaczać niedostarczoną energię, oznacza natomiast ogólnie funkcję (zastrzeżenie to wprowadza się celowo, aby niedostarczonej energii w tym miejscu nie nazywać jeszcze funkcją i w ten sposób uniknąć obszernych wyjaśnień). Trzeba przy tym zauważyć, że w niniejszym rozdziale określeń "funkcja" i "zmienna losowa" używa się często zamiennie.

odpowiedni wynik - jeśli tylko $y = y(x)$ jest ciągła i monotoniczna - ma postać [10, 43-46]:

$$f_Y(y) = \frac{d[y^{-1}(y)]}{dy} f_X[y^{-1}(y)], \quad (4.3)$$

gdzie $y^{-1}(y)$ jest funkcją odwrotną do funkcji $y(x)$.

Dla funkcji nie spełniających warunku ciągłości i monotoniczności uzyskanie rozwiązania końcowego jest możliwe, chociaż nieco bardziej kłopotliwe. Powodem jest zwykle konieczność indywidualnego podejścia [43].

Jeżeli Y jest funkcją dwóch zmiennych losowych, tzn. $Y = y(X_1, X_2)$, wówczas stosunkowo najprostszy ogólny wynik otrzymuje się dla sumy zmiennych niezależnych:

$$Y = X_1 + X_2. \quad (4.4)$$

Jest [43]:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(y-x_2) dx_1 = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_2}(x_2) f_{X_1}(y-x_1) dx_2, \quad (4.5)$$

czyli funkcja gęstości prawdopodobieństwa sumy dwóch zmiennych niezależnych jest równa całce splotu. W praktycznych zastosowaniach postać ta nie jest wcale prosta¹⁾. A trzeba podkreślić, że dla zmiennych zależnych, nawet dla tak prostej funkcji jak suma (4.4), uzyskanie ogólnego efektywnego rozwiązania nie jest możliwe z powodu trudności wyznaczenia na drodze analitycznej łącznego rozkładu zmiennych X_1 i X_2 .

W sytuacji, kiedy wyznaczenie rozkładu zmiennej Y stanowiącej funkcję dwóch zmiennych losowych stwarza w najprostszych przypadkach tak wiele problemów trzeba postawić pytanie: do czego jest ten rozkład potrzebny?

Rozpatrzmy ogólnie funkcję:

$$Y = y(X_1, X_2, \dots, X_n). \quad (4.6)$$

Naturalnie rozkład zmiennej Y jest potrzebny wówczas, gdy interesuje nas prawdopodobieństwo, że zmienna ta przyjmie wartości z pewnego zakresu i jednocześnie wiadomo, że nie można zastosować oszacowania Czebyszewa lub innych oszacowań, mniej ogólnych, ale mimo wszystko zbyt słabych [43].

¹⁾ Dla niektórych rozkładów zmiennych X_1, X_2 , w szczególności dla rozkładu normalnego, istnieje możliwość wyznaczenia rozkładu zmiennej Y z pominięciem formuły (4.5), korzystając z gotowych twierdzeń. Wtedy postępowanie jest prostsze.

Taka sytuacja powszechnie dotyczy kwantyli związanych z bardzo małymi i bardzo dużymi prawdopodobieństwami.

Zadania odpowiadające przedstawionemu opisowi są charakterystyczne w zakresie podejmowania decyzji dla dziedzin, w których bezpośrednio uwzględnienie kosztu jest często niemożliwe i w związku z tym szuka się wyjścia na drodze ustaleń normatywnych lub arbitralnych. Są to przede wszystkim zagadnienia związane z bezpieczeństwem rozwiązań technicznych, ale nie tylko.

Wyraźnie widać, że w powyższym postępowaniu istnieje poważna luka. Gdyby zrobić następny krok: na prawdopodobieństwie opisać funkcję kosztu, wówczas sytuacja uległaby radykalnej zmianie. Interesowałaby nas wtedy tylko wartość przeciętna kosztu, a postępowanie byłoby całkowicie konsekwentne.

Ostatnia uwaga ma ogólne znaczenie i wynikają z niej głębokie konsekwencje w zakresie badań modelowych procesu odnowy w sieciach rozdzielczych. Nikogo nie trzeba przekonywać, że w obsłudze sieci, znacznie bardziej niż to ma miejsce dla rozwiązań technicznych, decyzje muszą mieć charakter ekonomiczny. Ideałem byłoby gdyby zawsze udawało się określić funkcję całkowitego kosztu. Ale zasada wartości przeciętnej obowiązuje również dla innych wielkości o charakterze ekonomicznym (czas, niedostarczona energia, wskaźnik nieciągłości zasilania, zatrudnienie) pod warunkiem, że będą to jedyne wielkości kryterialne. Ostatnie zastrzeżenie ogranicza częściowo stosowanie wartości przeciętnej jako podstawy decyzji w przypadku wszystkich wielkości poza kosztem całkowitym. Jeśli bowiem te wielkości wystąpią w postaci kryterium, to najczęściej razem z kosztem, chociaż już nie całkowitym, a częściowym. Wtedy trzeba szukać innych podstaw wyboru decyzji. Uprzedzając, że przypadek ten będzie szerzej omówiony w rozdz. 6 podkreśla się obecnie fundamentalne znaczenie wartości przeciętnej jako podstawy decyzji. Pełne uświadomienie sobie tej zasady pozwala bardzo często badania modelowe zdecydowanie uprościć, a dodatkowo jeszcze ograniczyć konieczny zakres badań statystycznych. Wynika to z możliwości wykorzystania rozwinięcia funkcji (4.2), czy też ogólnie funkcji (4.6) w szereg Taylora (linearyzacji statystycznej) do wyznaczenia ich wartości przeciętnych [10, 43-46].

Okazuje się, że wartość przeciętną funkcji Y można wyznaczyć z praktycznie zadawalającą dokładnością bez znajomości rozkładów w ogóle, a więc bez znajomości rozkładu samej funkcji Y , ale także rozkładu zmiennych X_1, X_2, \dots, X_n . Wystarczy natomiast znajomość początkowych momentów zmiennych X_1, X_2, \dots, X_n . Liczba tych momentów zależy głównie od ich wartości, postaci funkcji oraz żądanej dokładności. Dalej okaże się, że z punktu widzenia czynników od których uzależniona jest liczba koniecznych momentów zmiennych X_1, X_2, \dots, X_n zastosowanie rozwinięcia w szereg Taylora - właśnie w zagadnieniach obsługi sieci w stanach awaryjnych - jest szczególnie atrakcyjne.

4.2. Zastosowanie szeregu Taylora do wyznaczania wartości przeciętnych i wariancji

Rozwińmy funkcję (4.2) w szereg Taylora w otoczeniu punktu $E(X)$, tzn. w otoczeniu wartości przeciętnej zmiennej X . Jest:

$$y(X) = y[E(X)] + [X-E(X)] \left. \frac{dy(x)}{dx} \right|_{E(X)} + \frac{1}{2!} [X-E(X)]^2 \left. \frac{d^2y(x)}{dx^2} \right|_{E(X)} + \dots \quad (4.7)$$

Wyznaczając wartość przeciętną dla obu stron równania (4.7) otrzymuje się:

$$E(Y) = y[E(X)] + \frac{1}{2} D^2(X) \left. \frac{d^2y(x)}{dx^2} \right|_{E(X)} + \dots, \quad (4.8)$$

gdzie $D^2(X)$ oznacza wariancję zmiennej X .

Wynik (4.8) - wydaje się - jest mało popularny w zastosowaniach technicznych. Dlatego za ciekawą rzecz uważa się określenie jego praktycznego znaczenia. Rozumie się przez to dwa zagadnienia: 1) analizę różnicy $\{E(Y) - y[E(X)]\}$ oraz 2) oszacowanie dokładności wyznaczenia wartości $E(Y)$ możliwe praktycznie do uzyskania za pomocą rozwinięcia w szereg Taylora. Z punktu widzenia analizy procesu odnowy poawaryjnej wystarczy rozważyć funkcje zawierające wyrazy kwadratowe i trzeciego stopnia. Na początek niech to będzie funkcja:

$$Y = X^2. \quad (4.9)$$

Korzystając z wzoru (4.8) otrzymuje się:

$$E(Y) = [E(X)]^2 + D^2(X). \quad (4.10)$$

Założmy, że interesuje nas różnica względna:

$$\delta = \frac{E(Y) - y[E(X)]}{E(Y)} 100\%. \quad (4.11)$$

Wstawiając wyrażenie (4.10) do (4.11) i przyjmując dla współczynnika zmienności, który jest stosunkiem odchylenia standardowego do wartości przeciętnej zmiennej losowej, oznaczenie V mamy:

$$\delta = \frac{v^2}{1 + v^2} 100\%. \quad (4.12)$$

Uzyskane wyniki zasługują na uwagę. Przede wszystkim z wzoru (4.10) wynika, że dokładną wartość przeciętną funkcji kwadratowej $Y = X^2$ pozwalają wyznaczyć dwa pierwsze momenty, wartość przeciętna i wariancja, zmiennej X . Z wzoru (4.12) wynika, że dla małych zakresów wartości współczynnika zmienności różnica względna, określona relacją (4.11), jest praktycznie pomijalna. Np. przy współczynniku zmienności 0,1 różnica wynosi zaledwie 1%. Dla zmiennych opisanych podstawowymi rozkładami probabilistycznymi (wyrażonymi za pomocą funkcji analitycznych) ocena powyższa ma znaczenie w tym sensie, że współczynniki zmienności są wtedy właśnie niewielkie. Współczynnik $V_X = 1$ w przypadku rozkładu wykładniczego, któremu odpowiada $\delta = 50\%$, należy natomiast uważać za bardzo duży¹⁾. W przypadku rozkładów statystycznych spotykanych w zagadnieniach obsługi sieci współczynniki V_X osiągają znacznie większe wartości, rzędu 10 i więcej. Wtedy $\delta \sim 100\%$. Dalszy wzrost współczynników V_X nie powoduje już wzrostu δ , co wynika z wyrażenia (4.12). Trzeba jednak podkreślić, że 100% jako górne oszacowanie różnicy względnej nie ma praktycznej wartości. Różnica taka wg wzoru (4.11) oznacza, że $y[E(X)] = 0$, a wg (4.12), że $V_X = \infty$. Jest to możliwe tylko dla rozkładów scentrowanych. Poza tym wartości δ blisko 100% niewiele mówią o błędzie jaki się popełnia zastępując $E(Y)$ funkcją $y[E(X)]$. Dla zmiennych $X \geq 0$ wynika jeszcze jeden wniosek: mianowicie ten, że $E(Y) > y[E(X)]$.

Rozważmy drugą funkcję:

$$Y = X^3. \quad (4.13)$$

Na podstawie wzoru (4.8) otrzymuje się:

$$E(Y) = [E(X)]^3 + 3D^2(X)E(X) + E\left\{[X-E(X)]^3\right\}. \quad (4.14)$$

Jeśli ograniczyć się dalej do szerokiej klasy rozkładów symetrycznych zmiennej X wówczas wyrażenie na różnicę (4.11) przyjmuje bardzo prostą postać:

$$\delta = \frac{3 V_X^2}{1+3V_X^2} 100\%. \quad (4.15)$$

Zatem dla rozkładów symetrycznych zmiennej X dwa pierwsze momenty tej zmiennej pozwalają wyznaczyć dokładną wartość przeciętną funkcji $Y = X^3$. Maksymalna różnica względna, określona relacją (4.11), nie może przekroczyć 100%, ale tak jak w przypadku funkcji kwadratowej oszacowanie to nie ma praktycznego znaczenia. W małym zakresie wartości współczynnika zmien-

¹⁾ Dotyczy to naturalnie zmiennych $X \geq 0$. Dla zakładow scentrowanych, które tutaj nie mają rzeczywistego znaczenia i są jedynie wynikiem formalnych przekształceń, $V_X = \infty$.

ności zmiennej X różnica względna jest praktycznie 3-krotnie większa niż dla funkcji kwadratowej, jednak też niewielka. Np. przy współczynniku 0,1 różnica wynosi 3%.

W przypadku rozkładów asymetrycznych ogólne oszacowania różnicy δ są różne dla asymetrii ujemnej oraz dodatniej zmiennej X . Dla asymetrii ujemnej zachodzi $\delta \geq -100\%$, co w połączeniu z wzorem (4.15) daje następujące oszacowanie:

$$\left(1 - \frac{3V_X^2}{1+3V_X^2}\right) E(Y) \leq y[E(X)] \leq 2 E(Y). \quad (4.16)$$

Dla asymetrii dodatniej ogólne oszacowanie, poza oszacowaniem $\delta \leq 100\%$, jest trudniejsze. Dlatego ograniczymy się do rozkładu wykładniczego zmiennej X . Dla rozkładu tego współczynnik zmienności $V_X = 1$ jest wśród rozkładów probabilistycznych, jak to już zauważono, bardzo duży. Również współczynnik asymetrii (stosunek momentu centralnego trzeciego rzędu do trzeciej potęgi odchylenia standardowego) jest duży i wynosi 2. Zatem wartość różnicy względnej δ uzyskana dla rozkładu wykładniczego może stanowić oszacowanie δ od góry dla wszystkich podstawowych rozkładów probabilistycznych. Po wykonaniu odpowiednich obliczeń otrzymuje się $\delta = \frac{5}{6} \cdot 100 = 85\%$.

Wykorzystując rozkład wykładniczy można by podobnie szacować od góry dokładność rozwinięcia funkcji (4.13) uwzględniającego tylko dwa pierwsze momenty zmiennej X . Otóż dokładność taką należałoby zdefiniować za pomocą wyrażenia podobnego do (4.11) uwzględniając w liczniku dodatkowo jeszcze składnik wynikający z wariancji zmiennej X . Dla funkcji (4.13) jest:

$$\delta = \frac{E(Y) - [E(X)]^3 - 3D^2(X)E(X)}{E(Y)} \cdot 100\%. \quad (4.17)$$

Wykonując konkretne przeliczenia otrzymuje się dla rozkładu wykładniczego $\delta = 33\%$.

Przejdźmy teraz do funkcji wielu zmiennych. Dla funkcji zapisanej w postaci (4.6), po rozwinięciu w szereg Taylora w otoczeniu punktu określonego przez wartości przeciętne $E(X_1), \dots, E(X_n)$ i wyznaczeniu wartości przeciętnej rozwinięcia, otrzymuje się:

$$E(Y) = y[E(X_1), \dots, E(X_n)] + \frac{1}{2!} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2 y}{\partial x_i \partial x_j} \Big|_{E(X_1), \dots, E(X_n)} \cdot E\left\{[X_i - E(X_i)] [X_j - E(X_j)]\right\} + \dots \quad (4.18)$$

Dla $i \neq j$ wyrażenie $E\left\{[X_i - E(X_i)] [X_j - E(X_j)]\right\}$ we wzorze (4.18) jest kowariancją zmiennych X_i, X_j (dla kowariancji przyjmuje się dalej oznaczenie $\text{cov}(X_i, X_j)$). Dla $i=j$ jest to wariancja zmiennej X_i .

Z punktu widzenia analizy procesu odnowy poawaryjnej wystarczy rozważyć funkcje będące iloczynem dwóch oraz trzech zmiennych:

$$Y = X_1 X_2, \quad (4.19)$$

$$Y = X_1 X_2 X_3. \quad (4.20)$$

Korzystając z wzoru (4.18) otrzymuje się odpowiednie wyrażenia na wartości przeciętne tych funkcji:

$$E(Y) = E(X_1) E(X_2) + \text{cov}(X_1, X_2), \quad (4.21)$$

$$E(Y) = E(X_1) E(X_2) E(X_3) + E(X_1) \text{cov}(X_2, X_3) + E(X_2) \text{cov}(X_1, X_3) + \\ + E(X_3) \text{cov}(X_1, X_2). \quad (4.22)$$

W szczególności widać, że za pomocą rozwinięcia w szereg Taylora otrzymuje się znany wzór (4.21), który służy często jako kryterium niezależności dwóch zmiennych.

W praktyce bardzo często jest tak, że na funkcji Y opisuje się dalszą funkcję, bądź same zmienne X są już pewnymi funkcjami innych zmiennych. A ponieważ przy obliczaniu wartości przeciętnych wariancje mają pierwszorzędne znaczenie zatem celowym jest wskazać możliwości obliczania wariancji funkcji za pomocą rozwinięcia w szereg Taylora. Ograniczając rozwinięcie (4.7) do dwóch tylko wyrazów i wyznaczając wariancje jego obu stron otrzymuje się w przypadku funkcji (4.2) następujące wyrażenie:

$$D^2(Y) \approx \left[\left. \frac{dy(x)}{dx} \right|_{E(X)} \right]^2 D^2(X). \quad (4.23)$$

Postępując dla funkcji (4.6), czyli funkcji wielu zmiennych, podobnie jak dla funkcji jednej zmiennej otrzymuje się:

$$D^2(Y) \approx \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left. \frac{\partial y}{\partial x_i} \right|_{E(X_1), \dots, E(X_n)} \left. \frac{\partial y}{\partial x_j} \right|_{E(X_1), \dots, E(X_n)} \\ \cdot E \left\{ \left[X_i - E(X_i) \right] \left[X_j - E(X_j) \right] \right\}. \quad (4.24)$$

Powróćmy teraz do badań modelowych obsługi sieci metodami planowania statystycznego doświadczeń. W rozdz. 3 mówiono o niedostarczonej energii odpowiedź. Na początku niniejszego rozdziału mówiono po prostu wartość nie dostarczonej energii. Unikano natomiast określenia funkcja. Jest zrozumiałe, że nie można mówić o funkcyjnej zależności niedostarczonej energii od zmiennych jakościowych. Z drugiej jednak strony formuły (3.1), (3.25) lub (3.39) we fragmentach uwzględniających zmienne losowe można prawie zawsze

uważać za wystarczającą aproksymację funkcyjną niedostarczonej energii od tych właśnie zmiennych. Jeśli więc chodzi o badanie wpływu zmiennych losowych na wartość przeciętną niedostarczonej energii, to rozwinięcie w szereg Taylora może stanowić metodę całkownicie dokładną. Przy tym trzeba pamiętać, że zmienne X są z reguły zmiennymi statystycznymi. Zatem zastosowanie tej metody pozwala ograniczyć badania statystyczne do trzech, a najczęściej dwóch pierwszych momentów każdej ze zmiennych X i ewentualnie pierwszego momentu korelacyjnego par zmiennych X_i, X_j . Wreszcie rozwinięcie w szereg Taylora pozwala uwolnić się od stwarzającego wiele pułapek myślenia probabilistycznego i zastąpić je sformalizowaną analizą, co czyni badania zdecydowanie efektywniejszymi. Okaze się to w szczególności w następujących rozdziałach.

[Faint, mostly illegible text, likely bleed-through from the reverse side of the page.]

$$D^2(Y) = \dots \left[\frac{d^2 x_i}{dx_i^2} \right] E(X_i) \dots \quad (4-5)$$

[Faint, mostly illegible text, likely bleed-through from the reverse side of the page.]

5. STRUMIEŃ USZKODZEŃ

5.1. Prognozowanie dobowe uszkodzeń

5.1.1. Badania statystyczne

Bardzo szczegółowym modelem intensywności statystycznych strumienia uszkodzeń w sieciach napowietrznych jest macierz:

$$\Lambda = [\lambda(r_u, r_p)], \quad (5.1)$$

gdzie: $\lambda(r_u, r_p)$ - intensywność uszkodzeń elementu r_u w stanie pogodowym r_p [$\frac{1}{100 \text{ km h}}$].

Obszerne badania statystyczne intensywności (r_u, r_p) przeprowadzono w ramach prac [20, 22]. Na początku uwzględniano wszystkie (wg klasyfikacji Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej) stany pogodowe r_p : dobrą pogodę, rosę, ..., wiatr ($v_{2\text{min}} \geq 10 \frac{\text{m}}{\text{s}}$); $r_p = 1, 2, \dots, 22$. Uwzględniano też wszystkie elementy sieciowe r_u : mostek, odgromnik, ..., wyłącznik, konstrukcję wsporcza; $r_u = 1, 2, \dots, 11$. Okazało się jednak, że mogą powstać duże trudności związane z identyfikacją¹⁾ stanów mało różniących się między sobą. Dlatego w późniejszych badaniach [22] zrezygnowano z rozróżniania tych stanów i otrzymano w wyniku 14 stanów pogodowych (por. uwagi do tabl. 5.1).

Jeśli prognozowanie dobowe liczby uszkodzeń ma się opierać na prognozie meteorologicznej (ogólnie dostępnej), wówczas celowym jest intensywności w poszczególnych stanach r_p zastąpić liczbami uszkodzeń w tych stanach w sieci wg relacji:

$$U(r_u, r_p) = \frac{L}{100} t(r_p) \lambda(r_u, r_p) \left[\frac{1}{\text{sieć.stan pogody}} \right], \quad (5.2)$$

gdzie $t(r_p)$ [h] jest przeciętnym statystycznym czasem trwania (od rozpoczęcia do zakończenia) stanu r_p [52], a L [km] jest długością sieci. Czyli macierz intensywności (5.1) zostaje zastąpiona macierzą uszkodzeń.

$$U = [U(r_u, r_p)]. \quad (5.3)$$

¹⁾W badaniach statystycznych chodzi naturalnie o identyfikację a posteriori.

Ponadto konieczne jest dalsze ograniczenie liczby rozróżnialnych stanów pogodowych r_p ; prognozowanie 14 stanów w oparciu o komunikat meteorologiczny jest niemożliwe.

Zauważmy: praktyczna użyteczność macierzy U w planowaniu dobowym obsługi wiąże się z możliwością wyznaczania na jej podstawie ogólnej liczby uszkodzeń $U(r_p)$ w stanie r_p (bez rozbijania na elementy sieciowe):

$$U(r_p) = \sum_{r_u=1}^{11} U(r_u, r_p), \quad (5.4)$$

oraz prawdopodobieństwa warunkowego $p(r_u, r_p)$, że jeśli uszkodzenie wystąpi w stanie r_p , to będzie to uszkodzenie elementu r_u :

$$p(r_u, r_p) = \frac{U(r_u, r_p)}{U(r_p)}. \quad (5.5)$$

Gdyby zatem okazało się, że dla pewnych stanów pogodowych wielkości $U(r_p)$ oraz $p(r_u, r_p)$ różnią się nieistotnie, to łączenie tych stanów w grupy jest nie tylko koniecznością ze względu na ich prognozowanie, ale staje się obowiązkiem ułatwiającym obliczenia, i w ogóle analizę, bez straty użytecznej informacji. Rozstrzygnięcie tej kwestii przynoszą wyniki badań statystycznych.

Badania przeprowadzono w 10 sieciach rejonowych średniego napięcia (o bardzo zbliżonych długościach) w przedziałach czasowych równych 1 do 5 lat. Wybór sieci uwzględniał postulat jednorodności warunków meteorologicznych (I strefa klimatyczna oraz zbliżone poziomy zagrożenia sadowego [53], a także zbliżone poziomy izokerauniczne¹⁾ [54]).

W oparciu o wstępne opracowanie całego posiadanego materiału statystycznego zaszeregowano arbitralnie stany pogodowe r_p do jednej z grup $r_p^i = 1, 2, \dots, 5$ (por. uwagi do tabl. 5.1). Liczby uszkodzeń $U(r_p^i)$ oraz prawdopodobieństwa $p(r_u, r_p^i)$ w tak utworzonych grupach r_p^i różnią się istotnie i to na tle wariancji wynikającej z wszystkich źródeł losowej zmienności, wśród których zasadniczymi są:

- nasilenie zjawisk; przykładowo jedna burza jest silniejsza od drugiej, jeden wiatr silniejszy od drugiego itd. (nasilenie zjawisk przyjęto rozpatrywać jako źródło zmienności czasowej w okresach rocznych),
- rok badań (źródło zmienności czasowej wieloletniej),
- sieć (źródło zmienności przestrzennej).

Określenie zmienność losowa oznacza w szczególności, że warunki meteorologiczne spełniają - o czym wyżej była mowa - postulat jednorodności wg prac [53, 54]. Ponadto oznacza, że nie ma podstaw jakościowych takich jak poważne różnice stanu technicznego sieci, ujawnione wady technologiczne i

¹⁾Przez poziom izokerauniczny rozumie się średnią liczbę dni burzowych w roku.

konstrukcyjne urządzeń oraz inne sędzić o różnicach wielkości $U(r'_p)$ oraz $p(r_u, r'_p)$ w różnych sieciach i w różnych latach.

Wyniki formalnej analizy wariancyjnej dotyczącej różnic liczb uszkodzeń $U(r'_p)$, wykonanej ze względów obliczeniowych na ograniczonym materiale statystycznym, zestawiono w tabelicy 5.1. Zastosowano przy tym model klasyfikacji jednokrotnej z różnymi liczebnościami w klasach [34] odpowiadających poszczególnym grupom r'_p .

Tabela 5.1

Charakterystyka strumienia uszkodzeń w sieciach napowietrznych śn dla celów prognozowania dobowego uszkodzeń

r'_p (r'_p)	1 (1, ..., 6)	2 (7, 8, 9)	3 (10)	4 (11)	5 (12, 13, 14)	1, ..., 5	
Wyniki dotyczące liczb uszkodzeń $U(r'_p)$ [sieć.stan pogody] ; (wg wzoru (5.8) otrzymano $F = 460$, co jest większe od $f_{\alpha=1\%} = 3,3$)							
$E[U(r'_p)]$	0,033	0,058	0,25	0,67	0,53	0,065	
$D^2 [U(r'_p)]$	0,039	0,069	0,41	1,07	0,78	0,105	
$F(r'_p) [f_{\alpha=5\%}]$	1,1 [1,8]	3,6 [1,8]	11 [2,1]	19 [1,8]	1,4 [1,8]	-	
$F(r'_p; \text{sieć}) [f_{\alpha=1\%}]$	-	1,9 [4,6]	4,9 [5,1]	26 [4,7]	-	-	
Wyniki dotyczące prawdopodobieństw warunkowych $p(r_u, r'_p)$							
$p(r_u, r'_p)$	$r_u=1$	0,072	-	-	0,082	0,078	0,072
	2	0,024	-	-	0,103	0,017	0,054
	3	0,216	0,341	0,091	0,219	0,165	0,214
	4	0,040	0,024	-	0,024	0,009	0,027
	5	0,116	0,146	-	0,120	0,052	0,107
	6	0,012	-	-	0,017	0,009	0,013
	7	0,068	0,049	-	0,051	0,035	0,054
	8	0,228	0,122	0,909	0,192	0,452	0,254
	9	0,168	0,268	-	0,123	0,061	0,135
	10	0,020	-	-	0,051	-	0,028
	11	0,036	0,049	-	0,017	0,122	0,042

U w a g i

1. Zmienna r_u oznacza elementy sieciowe: 1 - mostek, 2 - odgromnik, 3 - izolator liniowy, 4 - podstawa bezpiecznika, 5 - szyny zbiorcze, izolator wsporczy oraz przepustowy, 6 - przekładnik prądowy oraz napięciowy, 7 - odłącznik, 8 - przewody, 9 - transformator śn/nn, 10 - wyłącznik, 11 - konstrukcja wsporcza.

2. Zmienna r_p oznacza stany pogody: 1 - dobra pogoda, 2 - rosa, 3- deszcz, 4 - deszcz i śnieg, 5 - śnieg, 6 - szron, 7 - mgła, mgła i rosa, mgła i deszcz, mgła i mżawka, 8 - mgła i śnieg, mgła i szron, mgła i sadz, 9 - mżawka, 10 - śadź, 11 - burza, 12 - wiatr ($v_{2min} > 10 \frac{m}{s}$), 13- wiatr i śnieg (śnieżyca), 14 - wiatr i deszcz (ulewa).
3. Długości sieci dla których wyznaczono $E[U(r'_p)]$ oraz $D^2[U(r'_p)]$ zawierają się w granicach 750-800 km.

Zamiast mówić o "grupie r'_p stanów..." prościej jest mówić o pewnym zastępczym stanie, który dalej będzie nazywany krótko: stan r'_p . Przyjmuje się, że dla stanu r'_p obowiązuje zależność:

$$n(r'_p) = \sum_{r_p \in r'_p} n(r_p), \quad (5.6)$$

gdzie $n(r_p)$ jest roczną liczbą występowania stanu r_p [52]. Naturalnie może się zdarzyć, że w przedziale dobowym określony stan r'_p powtórzy się nawet kilkakrotnie.

Oznaczmy ponadto indeksem $i=1,2,\dots,I$ sieć, a indeksem $j=1,2,\dots,J$ rok badań. Całkowitą sumę kwadratów odchyień liczb $U(r'_p)$ od przeciętnej ogólnej $E(U)$ można podzielić na dwa składniki:

$$Q = Q_1 + Q_2,$$

$$Q_1 = \sum_{r'_p=1}^5 \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{n(r'_p)} \left\{ U_{kij}(r'_p) - E[U(r'_p)] \right\}^2, \quad (5.7)$$

$$Q_2 = IJ \sum_{r'_p=1}^5 n(r'_p) \left\{ E[U(r'_p)] - E(U) \right\}^2.$$

W wyrażeniach na Q_1 i Q_2 przyjęto, że $n(r'_p)$ jest niezależne od indeksów i oraz j ; dokładnie rzecz biorąc powinno się operować zmienną losową $n_{ij}(r'_p)$, jednak z uwagi na cel analizy przyjęte założenie jest dopuszczalne. Ponadto celowe wydaje się podkreślić, że przeciętne $E[U(r'_p)]$ są przeciętnymi po indeksach k, i, j , przeciętna $E(U)$ natomiast po indeksach k, i, j, r'_p .

Składnikowi Q_1 odpowiada $\sum_{r'_p=1}^5 [IJ n(r'_p) - 1]$ stopni swobody, zaś skład-

nikowi Q_2 - 4 stopnie swobody. Zatem zmienna F posiadająca rozkład F-Snedecora równa się:

$$F = \frac{\frac{q_2}{4}}{\frac{q_1}{\sum_{r'_p=1}^5 [I \sum_{n(r'_p)-1}]}} \quad (5.8)$$

Interesuje nas hipoteza zerowa H_0 , że różnice między stanami pogodowymi r'_p są istotne. Zatem warunkiem przyjęcia hipotezy jest spełnienie warunku analogicznego do warunku (3.17).

Wartość zmiennej F podaną w tablicy 5.1 uzyskano dla $I=3, J=4$. Widać, że wartość ta jest dużo większa od wartości krytycznej $F_{\alpha=1\%}$, czyli nie ma wątpliwości, że różnice między stanami r'_p są istotne. Z tego powodu przeciętne liczby uszkodzeń $E[U(r'_p)]$ uzupełniono wariancjami $D^2[U(r'_p)]$. Dla porównania obliczono także wariancję $D^2(U)$.

Wariancje $D^2[U(r'_p)]$, o czym była już mowa, uwzględniają zmienność czasową roczną oraz wieloletnią, a także zmienność przestrzenną. Stosowanie tych wariancji oraz wartości przeciętnych $E[U(r'_p)]$ dla wszystkich sieci bez dalszych badań wyjaśniających powodowałyby z jednej strony, że być może nie zawsze zostałyby wykorzystane pełne możliwości redukcji nieokreśloności, ale z drugiej strony unikałoby się kosztownych badań statystycznych. Ostateczna decyzja w tym względzie powinna jednak opierać się na porównaniu efektu możliwego do uzyskania poprzez osiągalną redukcję nieokreśloności oraz kosztu badań statystycznych; naturalnie gdyby się okazało, że osiągalna redukcja nieokreśloności jest nieistotna, to porównanie takie byłoby niepotrzebne.

Postawmy hipotezę H_0 , że nie tylko zmienność przestrzenna, ale również zmienność czasowa wieloletnia nie mają istotnego udziału w zmienności całkowitej. Celowo rozszerzono hipotezę o nieistotność zmienności czasowej wieloletniej. Zaistnienie warunków do przyjęcia tej hipotezy może stanowić podstawę decyzji o przyjęciu wielkości $D^2[U(r'_p)]$ oraz $E[U(r'_p)]$ za obowiązujące dla wszystkich sieci (o tej samej długości), a ponadto może stwarzać jeszcze na przyszłość możliwość znacznego przyspieszenia badań statystycznych (można wtedy prowadzić badania w wielu sieciach w krótkim czasie, zamiast w jednej w długim czasie).

Przyjęcie hipotezy H_0 lub jej odrzucenie wiąże się znowu z wykonaniem rachunków dla klasyfikacji jednokrotnej, w tym przypadku z jednakowymi liczebnościami w klasach. Jest:

$$Q(r'_p) = Q_1(r'_p) + Q_2(r'_p), \quad r'_p = 1, 2, \dots, 5,$$

$$Q_1(r'_p) = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{n(r'_p)} \left\{ U_{kij}(r'_p) - E[U_{ij}(r'_p)] \right\}^2, \quad (5.9)$$

$$Q_2(r'_p) = n(r'_p) \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \left\{ E[U_{ij}(r'_p)] - E(U) \right\}^2.$$

Przeciętne $E[U_{ij}(r'_p)]$ we wzorze (5.9) są przeciętnymi po indeksie k .

Składnikowi $Q_1(r'_p)$ odpowiada $IJ[n(r'_p)-1]$ stopni swobody, zaś składnikowi $Q_2(r'_p) - (IJ-1)$ stopni swobody. Zatem zmienne $F(r'_p)$ równa się:

$$F(r'_p) = \frac{\frac{Q_2}{IJ-1}}{\frac{Q_1}{IJ[n(r'_p)-1]}}. \quad (5.10)$$

Jeśli

$$F(r'_p) < f_{\alpha}, \quad (5.11)$$

gdzie f_{α} spełnia warunek (3.18), wówczas nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0 . Podkreśla się różnicę między warunkiem (3.17) i (5.11); teraz α jest błędem pierwszego rodzaju.

Wyniki zestawione w tabelicy 5.1 wskazują, że dla $\alpha = 5\%$ (również dla $\alpha = 1\%$, co w tabelicy nie jest już uwidocznione) hipoteza H_0 nie może być przyjęta w przypadku stanów $r'_p = 2, 3, 4$. W związku z tym dla stanów tych przeprowadzono ponownie analizę wyłączając udział zmienności czasowej wieloletniej ze składnika $Q_1(r'_p)$ i włączając go do $Q_2(r'_p)$. Odpowiednią zmienną o rozkładzie F-Snedecora oznaczono w tabelicy 5.1 przez $F(r'_p; \text{sieć})$ dla podkreślenia, że dotyczy ona istotności udziału zmienności przestrzennej (tylko) w zmienności całkowitej. Uzyskane wartości zmiennej $F(r'_p; \text{sieć})$ pozwalają przyjąć hipotezę H_0 , że udział zmienności przestrzennej nie jest istotny dla $\alpha = 1\%$ w przypadku stanów $r'_p = 2, 3$, natomiast dla $r'_p = 4$ hipoteza ta musi być odrzucona.

Przechodząc do wyników badań statystycznych w zakresie prawdopodobieństw warunkowych $p(r_u, r'_p)$ trzeba już na początku podkreślić, że mają one w planowaniu dobowym obsługi sieci zdecydowanie mniejsze znaczenie niż liczby uszkodzeń $U(r'_p)$ [21-23], zatem badania powinny być mniej szczegółowe. Zresztą są dalsze powody uzasadniające tę sugestię. Otóż dla pojedynczego stanu pogodowego r'_p (przypomina się - w ciągu roku jest $n(r'_p)$ takich stanów) prawa strona relacji definiującej (5.5) obliczona a poste-

riori jest najczęściej równa 0 i rzadko przyjmuje wartości większe od 0¹⁾; liczba uszkodzeń jest z reguły niewielka, a rozróżnialnych elementów jest 11. Oznacza to przede wszystkim, że udział zmienności czasowej rocznej w zmienności całkowitej prawdopodobieństw warunkowych jest dominujący. Dlatego w tabelicy 5.1 ograniczono się do podania prawdopodobieństw $p(r_u, r'_p)$ obliczonych dla całego okresu badań i wszystkich sieci łącznie. Słuszność tego potwierdzają wyniki analizy wariancyjnej (z wykorzystaniem klasyfikacji dwukrotnej) uzyskane w pracy [26].

Uzupełnieniem tabelicy 5.1 jest tablica 5.2, w której podano czasy $t(r'_p)$ trwania poszczególnych stanów r'_p oraz ich roczne liczby $n(r'_p)$ obliczone w oparciu o dane z pracy [52].

Tablica 5.2

Czasy $t(r'_p)$ [h] trwania poszczególnych stanów r'_p
oraz ich roczne liczby $n(r'_p)$

r'_p	1	2	3	4	5
$t(r'_p)$	9,5	4,2	3,0	1,6	4,4
$n(r'_p)$	857	100	4	31	19

5.1.2. Efektywność prognozowania liczby uszkodzeń

Niech elementy macierzy wierszowej

$$P_k = [p(r'_p)], \quad r'_p = 1, 2, \dots, 5 \quad (5.12)$$

równe 1 oznaczają przewidywanie, na podstawie komunikatu meteorologicznego, że stan r'_p wystąpi w interesującej nas dobie na interesującym obszarze sieciowym, natomiast równe 0 - że stan r'_p nie wystąpi. Załóżmy, że stany pogodowe $r'_p = 3, 4, 5$ w przedziałach dobowych mogą występować tylko rozłącznie²⁾. Wtedy przeciętną dobową liczbę uszkodzeń $E(U_d)$, uwzględniając wyniki przedstawione w tabelicy 5.1, można obliczać z wystarczającą dla praktyki dokładnością w następujący sposób:

¹⁾ Ponieważ prawdopodobieństwo $p(r_u, r'_p)$ jest prawdopodobieństwem warunkowym zatem nie interesuje nas przypadek, gdy prawa strona relacji (5.5) jest symbolem nieoznaczonym $\frac{0}{0}$.

²⁾ W rzeczywistości może się zdarzyć, że w ciągu doby wystąpią dwa z tych stanów - po kolei lub równocześnie, np. sadz i wiatr. Przypadki takie są niezwykle rzadkie i prowadzą w dużej części do awarii katastrofalnych, które nie wchodzą w zakres niniejszej pracy.

$$E(U_d) = \begin{cases} \frac{24}{t(r'_p=1)} E[U(r'_p=1)] = \text{jeśli } \bigwedge_{r'_p \geq 2} p(r'_p) = 0, \\ \frac{24-t(r'_p=2)}{t(r'_p=1)} E[U(r'_p=1)] + E[U(r'_p=2)] - \text{jeśli } p(r'_p=2)=1 \text{ (5.13)} \\ \text{oraz } \bigwedge_{r'_p \geq 3} p(r'_p)=0, \\ E[U(r'_p)] - \text{jeśli } \bigvee_{r'_p \geq 3} p(r'_p)=1. \end{cases}$$

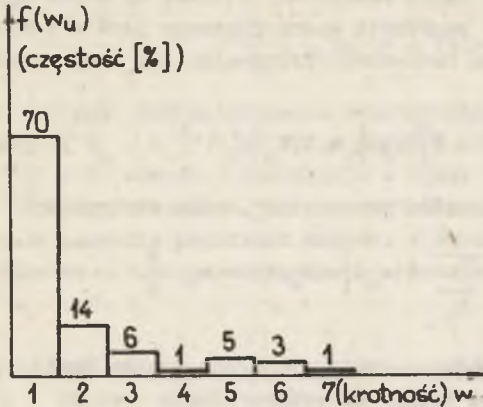
Odpowiednio wariancję dobowej liczby uszkodzeń $D^2(U_d)$ można obliczać jako:

$$D^2(U_d) = \begin{cases} \left[\frac{24}{t(r'_p=1)} \right]^2 D^2[U(r'_p=1)] - \text{jeśli } \bigwedge_{r'_p \geq 2} p(r'_p)=0, \\ \left[\frac{24-t(r'_p=2)}{t(r'_p=1)} \right]^2 D^2[U(r'_p=1)] + D^2[U(r'_p=2)] - \text{jeśli } p(r'_p=2)=1 \\ \text{oraz } \bigwedge_{r'_p \geq 3} p(r'_p)=0, \text{ (5.14)} \\ D^2[U(r'_p)] - \text{jeśli } \bigvee_{r'_p \geq 3} p(r'_p) = 1. \end{cases}$$

Wykorzystanie wartości $E(U_d)$ oraz $D^2(U_d)$ w planowaniu dobowym obsługi wiąże się z oczywistym, ale bardzo istotnym stwierdzeniem, że wszelkie uszkodzenia stanowią zakłócenie procesu obsługi planowanego bez uwzględniania uszkodzeń, nazywanego dalej procesem podstawowym. Procesowi podstawowemu odpowiada naturalnie plan podstawowy. Decyzja o zmianie planu podstawowego polega w praktyce prawie zawsze na okresowym wyłączeniu części środków (zwłaszcza brygad pogotowia energetycznego) z realizacji procesu podstawowego i utworzeniu z nich systemu oczekującego na ewentualne zadania w zakresie likwidacji skutków uszkodzeń.

Ograniczenie realizacji procesu podstawowego powoduje pewien koszt, którego wyznaczenie nie przedstawia trudności merytorycznych. Znacznie trudniejsze zagadnienie stanowi natomiast określenie strat wynikających z niewystarczających środków przewidzianych do likwidacji skutków uszkodzeń.

Opiszmy pewne zagadnienie, którego znaczenie wykracza poza zakres planowania dobowego. Niech rozkład statystyczny krotności W_u uszkodzeń jednoczesnych ma postać taką jak na rys. 5.1. Założmy, że w czasie gdy wystąpi (zostanie zgłoszonych) w_u uszkodzeń dyspozytor kierujący obsługą ruchową



Rys. 5.1. Rozkład krotności w_u uszkodzeń jednoczesnych

także od liczby brygad b . Oznaczmy negatywny skutek związany z efektywną likwidacją jednego uszkodzenia przez brygadę jako s' (jest to skutek liczony od chwili podjęcia lokalizacji uszkodzenia, a nie od chwili jego wystąpienia). Wtedy całkowite skutki $s(w_u)$ - przy określonych założeniach, których dyskusja w tym miejscu nie jest potrzebna - wyrażają się przybliżonym empirycznym wzorem¹⁾:

$$w(w_u, b) = \left(\frac{w_u^2 + w_u^b}{2b} + \epsilon b \right) s', \quad b \geq 1, \quad (5.15)$$

gdzie ϵ jest współczynnikiem poprawkowym²⁾ łatwym do uzyskania i gwarantującym ograniczenie błędu wyznaczenia $s(w_u, b)$ do kilku procent przy najbardziej korzystniejszych kombinacjach w_u oraz b .

Należy pamiętać, że skutki $s(w_u, b)$ określone za pomocą wzoru (5.15) są tylko jedną z realizacji zmiennej losowej $S(b)$ stanowiącej funkcję, postaci takiej jak (5.15), zmiennej losowej w_u :

$$S(b) = \left(\frac{w_u^2 + w_u^b}{2b} + \epsilon b \right) s'. \quad (5.15a)$$

Interesuje nas naturalnie wartość przeciętna skutków $E[S(b)]$ związana z rozkładem z rys. 5.1 względnie wartość przeciętna różnicy ponad wartość

¹⁾ Wzór (5.15), którego wyprowadzić nie można, łatwo natomiast można sprawdzić, obowiązuje w zakresie zmiennej w_u uwzględnionym na rys. 5.1, ale także dla $w_u=0$.

²⁾ Dla $b=1$ współczynnik $\epsilon = 0$ i wzór (5.15) jest wzorem dokładnym dla każdego w_u .

sieci dysponuje b brygadami pogotowia energetycznego. Jeśli $w_u \leq b$ wówczas proces likwidacji każdego z uszkodzeń może być podjęty natychmiast przez oddzielną brygadę i skutki - niedostarczona energia, czas przerwy w zasilaniu - są wtedy minimalne (przy danych możliwościach technicznych i określonej strategii postępowania dyspozytora). Jeśli $w_u > b$ wówczas skutki ulegają zwiększeniu ponad wartość minimalną. Zwiększenie to jest zależne przede wszystkim od różnicy $(w_u - b)$, ale

minimalną skutków związaną z tym samym rozkładem. Różnicę tę można by nazwać karą za to, że liczba brygad pogotowia energetycznego jest w konkretnym przypadku mniejsza niż liczba uszkodzeń. Przyjmując dla kary oznaczenie K otrzymuje się:

$$E[K(b)] = E[S(b)] - E(W_u) s'. \quad (5.16)$$

Korzystając dalej z definicji wartości przeciętnej można otrzymać:

$$E[K(b)] = \sum_{w_u} f(w_u) [s(w_u, b) - w_u s'], \quad (5.17)$$

gdzie $f(w_u)$ jest rozkładem krotności uszkodzeń jednoczesnych. Znacznie efektywniejsze postępowanie polega jednak na wykorzystaniu wzoru (4.8) oraz zależności (5.15a). Otrzymuje się:

$$E[K(b)] = \left[\frac{[E(W_u)]^2 + E(W_u) b + D^2(W_u)}{2b} + \epsilon b - E(W_u) \right] s'. \quad (5.18)$$

Powróćmy teraz do planowania dobowego obsługi. Otóż bez większego błędu można dobową liczbę uszkodzeń u_d (wzory (5.13) stanowią wyrażenia na wartość przeciętną U_d) traktować jako krotność uszkodzeń jednoczesnych w_u . Składają się na to dwa powody. W przypadku stanów $r'_p = 1, 2$ bardzo rzadko zdarza się, że $u_d > 1$. Dla pozostałych natomiast stanów nierówność $u_d > 1$ zdarza się wprawdzie często, ale stany te trwają krótko i w związku z tym rozłożenie uszkodzeń w czasie nie ma praktycznego znaczenia. Zresztą trzeba jeszcze dodać, że w przypadku stanów $r'_p = 3, 4, 5$ likwidacja skutków uszkodzeń z reguły może być podjęta dopiero po ustaniu tych stanów. Wynika z powyższego, że straty powodowane niewystarczającymi środkami - przewidzianymi na etapie planowania dobowego do likwidacji skutków uszkodzeń - można obliczać z wzoru (5.18) wstawiając odpowiednio $E(U_d)$ i $D^2(U_d)$.

W świetle wzoru (5.18) i danych z tablicy 5.1 jest rzeczą bezsporną bardzo wysoka efektywność prognozowania dobowego liczby uszkodzeń w oparciu o równania (5.13) i (5.14). Nie bez znaczenia jest również łatwość wykorzystania przedstawionej metody wyznaczania strat dla celów podejmowania praktycznych decyzji o zmianie procesu podstawowego obsługi i wyborze wariantu racjonalnego zwłaszcza, że istnieje możliwość oceny znaczenia niepewności związanej z wartościami elementów macierzy (5.12). Niewątpliwie najistotniejsze znaczenie ma w tym względzie ryzyko błędnego przyjęcia $p(r'_p) = 1$, gdy a posteriori okazuje się, że $p(r'_p) = 0$. Oznaczmy to ryzyko przez $r'_b(r'_p)$. Interesują nas nowe wartości $E_b[U(r'_p)]$ oraz $D_b^2[U(r'_p)]$ dla $r'_p = 3, 4, 5$ uwzględniające ryzyko $r'_b(r'_p)$. Jest:

$$E_b = (1-r_b)E,$$

$$D_b^2 = r_b(E_b)^2 + (1-r_b) [D^2 + (E-E_b)^2]. \quad (5.19)$$

We wzorach, dla zwiększenia przejrzystości, skrócono zapis stosując oznaczenia: $E_b = E_b [U(r'_p)]$, ..., $r_b = r_b(r'_p)$, $r'_p = 3, 4, 5$. Ponadto przyjęto, że gdy $p(r'_p) = 0$ wówczas uszkodzenia w sieci nie występują.

Należy podkreślić, że wprowadzenie ryzyka r_b powoduje pewne konsekwencje w zakresie kryteriów decyzji o zmianie procesu podstawowego obsługi (wyborze wariantu racjonalnego). Będzie o tym mowa w rozdz. 6.

5.2. Współzależność przestrzenna uszkodzeń

5.2.1. Model do analizy współzależności

Interesują nas konsekwencje związane ze zmianą wielkości obszaru sieciowego dla którego obsługa poawaryjna ma charakter scentralizowany. Naturalnie podstawowe znaczenie ma wpływ wielkości obszaru sieciowego na kształtowanie się kary (5.18), albo inaczej - wpływ na przeciętną liczbę uszkodzeń $E(W_u)$ oraz wariancję $D^2(W_u)$, które zresztą należałoby teraz zapisywać odpowiednio $E[W_u(L)]$ oraz $D^2[W_u(L)]$ podkreślając ich zależność od długości sieci L ¹⁾. Nie ma trudności w wyznaczaniu i posługiwaniu się przeciętną liczbą uszkodzeń $E[W_u(L)]$. Inaczej jest z wariancją $D^2[W_u(L)]$; otóż nie widać praktycznie żadnej możliwości przeprowadzenia badań statystycznych wg programu, w którym zmiany długości L mogłyby - choćby w wielkim przybliżeniu - mieć charakter ciągły. Z drugiej strony nie są również znane żadne przesłanki fizyczne dające podstawę sądzić ookolwiek o zmianie wariancji w zależności od długości L .

Rozważmy najprostszy przykład. Są dwa sąsiadujące ze sobą obszary sieciowe, np. rejony energetyczne, zakłady energetyczne itp. Z obszarami tymi są związane odpowiednio indeksy 1 oraz 2. Założmy, że zmienne losowe W_{u1} oraz W_{u2} oznaczają krotność uszkodzeń jednoczesnych, z tym, że zakres zmienności tych zmiennych definiuje się jako $w_{u1} > 0$, $w_{u2} \geq 0$ ²⁾. Jeśli dalej krotność uszkodzeń utożsamiać z liczbą uszkodzeń w określonym przedziale czasowym (którego długość w dodatku może się zmieniać w zależności od problemu³⁾, to zachodzi:

¹⁾ Przyjmuje się, że przeciętna liczba uszkodzeń oraz wariancja nie zależą od gęstości sieci, czyli od powierzchni obszaru sieciowego. Stanowi to pewne przybliżenie.

²⁾ Przypomina się, że w zagadnieniach prognozowania liczby uszkodzeń rozpatrywano zakres zmienności $w_u \geq 1$.

³⁾ W zagadnieniach prognozowania dobowego był to przedział jednodniowy, ale mogą być interesujące również inne przedziały.

$$E(W_u) = E(W_{u1}) + E(W_{u2}) \quad (5.20)$$

oraz

$$D^2(W_u) = D^2(W_{u1}) + D^2(W_{u2}) + 2\rho_{W_{u1}W_{u2}} \sqrt{D^2(W_{u1})D^2(W_{u2})}, \quad (5.21)$$

gdzie $\rho_{W_{u1}W_{u2}}$ jest współczynnikiem korelacji zmiennych W_{u1} i W_{u2} równym:

$$\rho_{W_{u1}W_{u2}} = \frac{E\{[W_{u1} - E(W_{u1})][W_{u2} - E(W_{u2})]\}}{\sqrt{D^2(W_{u1})D^2(W_{u2})}} \quad (5.22)$$

Krotność W_u we wzorach (5.20) i (5.21) jest krotnością uszkodzeń na obu obszarach sieciowych traktowanych łącznie.

Dowodzi się [38], że współczynnik korelacji (5.22) może przyjmować wartości z przedziału od -1 do $+1$ ¹⁾. Wynika stąd możliwość znacznego wpływu tego współczynnika, czyli też wielkości obszaru sieciowego, na kształtowanie się kary (5.18). Naturalnie współczynnik korelacji $\rho_{W_{u1}W_{u2}}$ jest tylko jedną z wielu możliwych miar współzależności przestrzennej uszkodzeń. W tym sensie mówi się w tytule niniejszego podpunktu o modelu do analizy współzależności uszkodzeń. Badania statystyczne o podstawowym znaczeniu użytkowym, których wyniki przedstawia się dalej, przeprowadzono właśnie dla współczynników korelacji $\rho_{W_{u1}W_{u2}}$. Wcześniej jednak podaje się wyniki badań statystycznych współczynnika korelacji przestrzennej występowania niekorzystnych zjawisk pogodowych. Wyniki te mają głównie charakter poznawczy, okazało się bowiem, że nie można - przynajmniej obecnie - znaleźć związku między zasięgiem niekorzystnych zjawisk pogodowych i liczbą uszkodzeń. W tej sytuacji współczynniki korelacji występowania niekorzystnych zjawisk pogodowych mają mniejsze znaczenie (zwłaszcza, że cechuje je duża nieregularność) niż współczynniki korelacji liczby uszkodzeń.

5.2.2. Korelacja występowania niekorzystnych zjawisk pogodowych. Badania statystyczne

Założmy, że obserwacje wybranego zjawiska pogodowego są prowadzone w dwóch stacjach meteorologicznych, którym przyporządkowuje się indeksy 1 i 2. Dalej założmy, że zjawisko to obserwuje się w określonych, np. jednodniowych, dwudniowych lub jeszcze innych przedziałach czasowych. Jeśli

¹⁾ Jest to wynik formalny. Uwzględniając fizykalną stronę rozpatrywanego zagadnienia dochodzi się np. dla $D^2(W_{u1}) = D^2(W_{u2})$ do wniosku, że zachodzi $\rho_{W_{u1}W_{u2}} > -0,5$.

zjawisko wystąpi w przedziale, to zmienna losowa X przyjmuje wartość $x = 1$, jeśli nie, to $x = 0$.

Dla określonych w powyższy sposób zmiennych X_1 i X_2 można na podstawie badań statystycznych wyznaczyć współczynnik korelacji $\rho_{X_1 X_2}$ wg zależności analogicznej jak (5.22). Łatwo przy tym wykazać, że dla każdej zmiennej X zachodzi:

$$D^2(X) = E(X) [1 - E(X)]. \quad (5.23)$$

Zależność (5.23) daje możliwość znacznego skrócenia rachunków związanych z wyznaczaniem współczynnika $\rho_{X_1 X_2}$.

W programie badań statystycznych uwzględniono wiele stacji meteorologicznych zlokalizowanych w południowej części kraju (na obszarach sieciowych gdzie prowadzono badania wchodzące w zakres p. 5.1). Między innymi uzyskano w ten sposób możliwość oceny wpływu odległości stacji na wartość $\rho_{X_1 X_2}$. Oprócz odległości ważny wpływ na współczynnik $\rho_{X_1 X_2}$ mogą mieć dalsze czynniki. Najbardziej interesująca jest ocena takich czynników jak rodzaj zjawiska pogodowego i pora roku. Naturalnie, aby można było sądzić o istotności wpływu tych czynników i wcześniej wymienionej odległości trzeba znać rozrzut wartości współczynnika $\rho_{X_1 X_2}$, powodowany innymi działającymi ¹⁾. Ocenę rozrzutu można najłatwiej uzyskać wyznaczając współczynnik $\rho_{X_1 X_2}$ w kolejnych latach badań dla tych samych zjawisk, tych samych pór roku i tych samych par stacji meteorologicznych. W tabelicy 5.3 przedstawiono wyniki badań spełniających takie warunki dla jednego ze zjawisk, mianowicie dla wiatru ($V_{2min} \geq 10 \frac{m}{s}$). Widać, że rozrzut wartości jest duży. W rezultacie nie można wykazać (za pomocą testowania) wpływu pór roku na współczynnik $\rho_{X_1 X_2}$ nawet dla niskich poziomów istotności. Ostatni wniosek potwierdzają obszernie wyniki - dotyczące wielu innych stacji - podane w źródłach ze spisu literatury do pracy [11] i w samej pracy [11].

W tabelicy 5.3 zestawiono ponadto wyniki na podstawie których można ocenić wpływ odległości stacji meteorologicznych na współczynnik $\rho_{X_1 X_2}$. Otóż nawet na niskim poziomie istotności nie da się wykazać trendu tego współczynnika w zakresie długości od 17 do ok. 100 km, zwłaszcza, jeśli uwzględni się jego zmienność czasową. Niewątpliwą rzeczą natomiast jest, że gdyby zastosować test znaków do badania przypadkowości odchyień współczynnika $\rho_{X_1 X_2}$ ze wzrostem odległości od średniej, to największą przypadkowość zaobserwuje się dla wiatru, mniejszą dla mgły i mżawki oraz naj-

¹⁾ W niniejszym podpunkcie nie wprowadza się, ze względu na brak miejsca i drugorzędne znaczenie omawianego zagadnienia, analizy wariancji. Nie mniej analiza taka została przeprowadzona i wnioski jakie się formułuje znajdują potwierdzenie w wynikach tej analizy.

Przykład wyników badań współczynnika korelacji ρ_{X_1, X_2}

A. Zmienność czasowa współczynnika ρ_{X_1, X_2}									
		Stacje meteorologiczne							
		Prudnik-Zakrzów				Zakrzów-Olesno			
Odległość stacji [km]		67				17			
Rok badań		1973	1974	1975	1976	1973	1974	1975	1976
Wiatr ¹⁾	Zima	0,17	0,31	0,17	0,63	0,51	0,64	0,64	0,61
	Wiosna	0,24	0,33	0,22	0,21	0,17	0,08	0,57	0,45
	Lato	-0,13	0,23	0,31	0,39	0,32	0,67	0,23	0,28
	Jesień	0,61	0,32	0,51	0,24	0,72	0,38	0,38	0,33
	Cały rok	0,36	0,31	0,36	0,48	0,49	0,45	0,54	0,43
B. Zmienność przestrzenna współczynnika ρ_{X_1, X_2} ²⁾									
		Stacje meteorologiczne							
		Zakrzów -Olesno	Opole -Zakrzów	Opole -Olesno	Prudnik -Opole	Prudnik -Zakrzów	Prudnik -Olesno		
Odległość stacji [km]		17	25	40	45	67	87		
Mgła i mżawka		0,38	0,25	0,36	0,20	0,24	0,25		
Burza		0,43	0,45	0,56	0,42	0,42	0,28		
Wiatr ¹⁾		0,49	0,37	0,43	0,36	0,38	0,46		

1) Wiatr o szybkości $V_{2min} \geq 10 \frac{m}{s}$.

2) Podane wyniki uzyskano dla lat 1973-1976 łącznie.

mniejszą dla burzy. Wnioski te są zbieżne z wnioskami jakościowymi jakie można wysnuć rozpatrując stronę fizyczną poszczególnych zjawisk pogodowych. Potwierdzona zostaje w ten sposób wiarygodność badań statystycznych.

Bezdiskusyjnym wnioskiem, który wynika z tablicy 5.3, jest istotna różnica wartości współczynnika ρ_{X_1, X_2} dla mgły i mżawki oraz dla wiatru i burzy. W przypadku mgły i mżawki współczynnik jest najmniejszy i należy go oceniać na nieco poniżej 0,3. W przypadku wiatru i burzy współczynniki są w przybliżeniu jednakowe i należy je oceniać na nieco powyżej 0,4¹⁾.

Wśród przedstawionych wyników nie ma żadnych - dotyczących korelacji występowania sadzi. Okazuje się, że w długim okresie obserwacji (4 lub

¹⁾ Badane wartości dotyczące zakresu odległości od 17 do ok. 100 km.

więcej lat) w dużej liczbie stacji (większej niż to wynika z tabelicy 5.3) sady zaobserwowano zaledwie kilkakrotnie. Potwierdza to lokalny wybitnie charakter sady i wskazuje, ze badania korelacji tego zjawiska musiałyby być prowadzone w oparciu o inną sieć punktów obserwacyjnych niż aktualna sieć stacji meteorologicznych.

Wszystkie wartości współczynników $\rho_{X_1 X_2}$ podane w tabelicy 5.3 mają charakter warunkowy. Rozumie się przez to, że do ich wyznaczenia brano tylko te przedziały czasowe, w których dane zjawisko wystąpiło przynajmniej w jednej stacji. Przedziały czasowe były przy tym przedziałami dwudniowymi. Ustalając takie przedziały brano pod uwagę szereg aspektów organizacyjnych obsługi (planowej i powaryjnej) sieci a także zaobserwowany [24] fakt, że niekorzystne zjawiska pogodowe rozwijają się właśnie w okresach jednego do dwóch dni. Z przedziałami dwudniowymi mamy zwykle do czynienia, gdy zjawisko rozpoczyna się pod koniec jednego dnia i kończy na początku następnego. Warto przy tym dodać, że przedziały dwudniowe są na tyle krótkie, że spotykane największe nawet częstości niekorzystnych zjawisk pogodowych nie obciążają wyników badań współczynnika $\rho_{X_1 X_2}$. Jest to ważne, zwłaszcza w ocenie wpływu pór roku na ten współczynnik.

Nie mniej na zakończenie należy podkreślić, że wybór przedziału dwudniowego ma charakter arbitralny i mogą być interesujące również inne przedziały.

5.2.3. Korelacja liczby uszkodzeń. Badania statystyczne

Wyniki badań statystycznych współczynnika korelacji $\rho_{W_{u1} W_{u2}}$, wzór (5.22), dla sieci średniego napięcia¹⁾ przedstawiono w tabelicy 5.4. Wszystkie te wyniki dotyczą - z powodów o których już było przy omawianiu współczynnika $\rho_{X_1 X_2}$ - przedziałów czasowych dwudniowych. Formalnie oznacza to, że zmienne losowe W_{u1} i W_{u2} , przyjmujące wartości 0, 1, ..., są liczbami uszkodzeń na obszarach sieciowych 1 i 2 właśnie w przedziałach dwudniowych. Nawsuwają się w związku z tym wątpliwości, czy wariancje (5.21) wyznaczone w oparciu o tak uzyskane współczynniki $\rho_{W_{u1} W_{u2}}$ mogą następnie służyć do obliczania kary (5.18), gdzie przecież zakładało się jednoczesność uszkodzeń. Uzasadnienie, że jednak mogą, wynika z tego co powiedziano w p. 5.2.2 o rozwijaniu się niekorzystnych zjawisk pogodowych oraz w p. 5.1.2 o grupowaniu się uszkodzeń - gdy jest ich dużo - w okresach nie dłuższych niż okresy trwania tych niekorzystnych zjawisk.

W tabelicy zestawiono wartości współczynnika korelacji $\rho_{W_{u1} W_{u2}}$ dla $W_{u1} \vee W_{u2} \geq w$, gdzie $w = 0, 2, 3$. Przypadek $W_{u1} \vee W_{u2} \geq 0$ oznacza, że uwzględnia-

¹⁾ Badania przeprowadzono w sieciach 4 zakładów energetycznych w południowej części Polski. Wybór sieci uwzględniał, tak jak w p. 5.1.1, postulat jednorodności warunków meteorologicznych.

Tablica 5.4

Przykład wyników badań współczynnika korelacji $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$

Długość sieci [km]		$w_{u1} \vee w_{u2} \geq 0$		$w_{u1} \vee w_{u2} \geq 2$		$w_{u1} \vee w_{u2} \geq 3$	
L_1	L_2	Okres badań [lat]	$\rho_{w_{u1}w_{u2}}$	Okres badań [lat]	$\rho_{w_{u1}w_{u2}}$	Okres badań [lat]	$\rho_{w_{u1}w_{u2}}$
4900	2500	2	0,55	-	-	-	-
2000	2000	2	0,52	-	-	-	-
1400	1200	-	-	10	0,38	-	-
1100	1100	20	0,35	-	-	-	-
700	600	10(1)	0,22 (0,5)	30	0,07	10	-0,52
450	300	-	-	20	-0,35	-	-
200	200	-(4)	-(0,2)	-	-	-	-

U w a g a: Wartości podane w nawiasach dotyczą sieci nn, pozostałe natomiast sieci śn.

no w analizie wszystkie przedziały czasowe, również takie w których w jednej i drugiej badanej sieci uszkodzenia nie wystąpiły ($w_{u1} = 0, w_{u2} = 0$). Widać, że przy długościach sieci poniżej 2000 km współczynnik korelacji $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$ szybko maleje. Przy długościach większych od 2000 km współczynnik ten zmienia się natomiast nieznacznie.

Przypadek $w_{u1} \vee w_{u2} \geq 2$ uwzględnia łącznie wszystkie niekorzystne stany pogodowe, w których przynajmniej w jednej sieci liczba uszkodzeń była większa lub równa 2. Badania przeprowadzono w zakresie długości od 1400km do 300 km. Widać, że w zakresie tym współczynnik korelacji $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$ dla $w_{u1} \vee w_{u2} \geq 2$ bardzo szybko maleje wraz ze zmniejszaniem się długości sieci, dla dolnej granicy zakresu przyjmuje nawet duże wartości ujemne.

W celu oceny wpływu nasilenia niekorzystnych zjawisk pogodowych przeprowadzono dla jednej z par sieci ($L_1 = 700$ km, $L_2 = 600$ km) badania współczynnika $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$ dodatkowo dla $w_{u1} \vee w_{u2} \geq 3$, czyli dla przypadku, kiedy w jednej przynajmniej sieci liczba uszkodzeń była większa lub równa 3. Widać, że w miarę wzrostu nasilenia zjawisk $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$ bardzo szybko maleje przechodząc w zakres wartości ujemnych. Oznacza to, że nasilenie ma charakter lokalny i duża liczba uszkodzeń w jednej sieci powoduje zmniejszenie prawdopodobieństwa warunkowego wystąpienia dużej liczby uszkodzeń w drugiej sieci.

Okresy badań podane w tablicy 5.4 różnią się między sobą: dla sieci małych są wielokrotnie większe niż dla sieci dużych. Wydłużenie okresów badań dla sieci małych jest konieczne, bowiem liczba przedziałów czasowych (obserwacji) takich, że $w_{u1} \vee w_{u2} \geq w, w > 0$ szybko maleje wraz ze zmniejsz-

szaniem się sieci. Z drugiej strony wydłużenie okresów badań dla małych sieci jest możliwe w stosunkowo prosty sposób. W konkretnym przypadku osiągnięto je poprzez badania równoległe (w tym samym czasie) w kilku parach sieci o bardzo zbliżonych długościach uzyskując zastępcze okresy, równe sumie okresów rzeczywistych dla poszczególnych par.

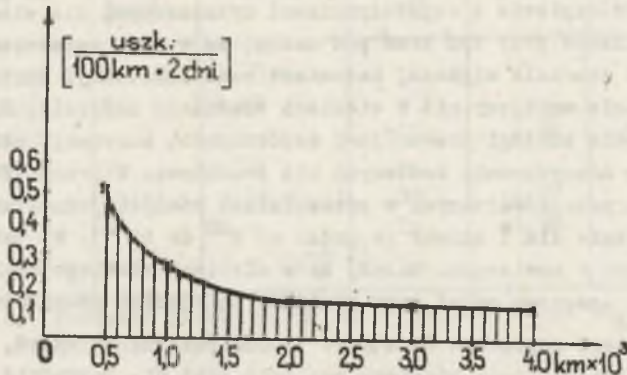
Interesujące jest porównanie współczynników korelacji $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$ w sieciach średniego napięcia z współczynnikami wyznaczonymi dla sieci niskiego napięcia. Trzeba przy tym brać pod uwagę, że w tych ostatnich liczbach uszkodzeń jest znacznie większa, natomiast czas likwidacji skutków uszkodzeń wielokrotnie mniejszy niż w sieciach średniego napięcia. Dlatego też z punktu widzenia obsługi poawaryjnej współczynnik korelacji należy badać w przedziałach zdecydowanie krótszych niż dwudniowe. W pracy [26] podano wyniki z badań przeprowadzonych w przedziałach równych jednej zmianie roboczej, konkretnie dla I zmiany (w godz. od 7⁰⁰ do 15⁰⁰). W tablicy 5.4 podano te wyniki w nawiasach. Widać, że w sieciach niskiego napięcia współczynnik $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$ zaczyna maleć przy znacznie mniejszych długościach niż w sieciach średniego napięcia. Dodatkowo trzeba jeszcze zauważyć, że gęstość powierzchniowa sieci niskiego napięcia jest ok. 2-krotnie większa niż gęstość sieci średniego napięcia. Oznacza to, że różnica między wielkościami obszarów sieciowych, przy których współczynniki $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$ zaczynają maleć odpowiednio w sieci średniego napięcia i niskiego napięcia jest jeszcze większa niż różnica między długościami sieci. Z badań przeprowadzonych w ramach prac zamieszczonych w spisie literatury do [11] wynika ponadto, że w sieciach niskiego napięcia nie ma istotnej zależności współczynnika $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$ od w , czyli od nasilenia niekorzystnych zjawisk pogodowych.

Zasygnalizowana powyżej odmiennosc zachowania się współczynników korelacji $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$ w sieciach średniego napięcia i niskiego napięcia, stwierdzona przy pomocy formalnych badań statystycznych, ma swoje niewątpliwe źródło w przyjmowanej na etapie projektowania różnicy współczynników bezpieczeństwa elementów jednej i drugiej sieci, a także w różnicy jakości wykonania (montażu) sieci.

Wariancja liczby uszkodzeń - jedna z najważniejszych charakterystyk strumienia uszkodzeń, ohooby jako wielkość wchodząca do wzoru (5.18) - nie jest jedyną na którą ma wpływ, poprzez współczynnik $\rho_{w_{u1}w_{u2}}$, współzależność przestrzenna uszkodzeń. Współzależność ta ma np. wpływ na kształtowanie się kwantyli liczb uszkodzeń (praktycznie interesują nas tylko wysokoprocentowe kwantyle¹⁾) przy zmianie długości sieci. Przebieg kwantyla

¹⁾ Wysokoprocentowe kwantyle mają szczególne znaczenie przy pewnych kryteriach decyzyjnych, por. w rozdz. 6.

95% dwudniowych liczb uszkodzeń w zakresie długości od 500 do 4000 km odniesionych, w celu uzyskania możliwości porównania, do 100 km sieci podano na rys. 5.2. Przebieg ten dotyczy sieci średniego napięcia. Widać, że kwantyl bardzo szybko maleje w zakresie małych długości, a następnie (powyżej ok. 2000 km) pozostaje stały.



Rys. 5.2. Zależność dwudniowych liczb uszkodzeń od długości sieci \bar{L}

Zaprezentowane wyniki badań statystycznych współczynnika korelacji $\rho_{X_1 X_2}$ i w szczególności $\rho_{W_{u1} W_{u2}}$ pozwalają wysnuć kilka istotnych wniosków.

1. Uszkodzenia, zwłaszcza w sieci średniego napięcia, są związane nie tyle z rozległością występowania niekorzystnych zjawisk pogodowych, co ze strefami ich lokalnego nasilenia (wartości współczynnika $\rho_{X_1 X_2}$ praktycznie są tylko dodatnie, współczynniki $\rho_{W_{u1} W_{u2}}$ natomiast przyjmują często wartości ujemne). Zatem współczynniki $\rho_{X_1 X_2}$, pomijając ich dużą nieregularność, nie nadają się do oceny liczby uszkodzeń w krótkich przedziałach czasowych (również w długich) przy zmianie długości sieci (wielkości obszaru sieciowego).

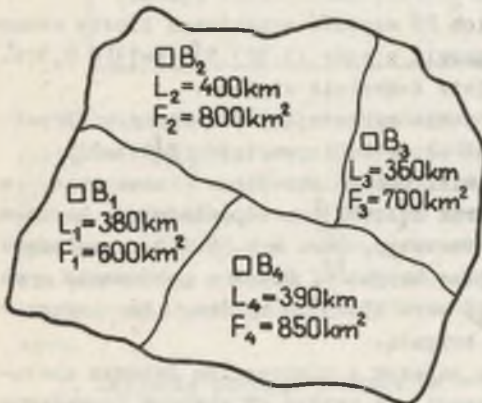
2. Uzyskane wyniki w zakresie współczynnika $\rho_{W_{u1} W_{u2}}$ powinny być bezwzględnie brane pod uwagę w prowadzonej aktualnie w kraju dyskusji nad stopniem centralizacji obsługi ruchowej sieci rozdzielczych. Przede wszystkim wielkości graniczne sieci, poniżej których współczynnik ten bardzo mocno zaczyna maleć, są z reguły większe (a często znacznie większe) niż sieci, dla których organizuje się obecnie obsługę scentralizowaną. Dotyczy to sieci średniego i niskiego napięcia. W tej sytuacji łączenie obsługi na większych obszarach może się stać efektywnym środkiem polepszenia jej jakości. Chodzi przy tym o łączenie obsługi na stałe, czyli stopień centralizacji obsługi charakterystyczny dla planowania kwartalnego oraz rocznego [23].

3. Z przeprowadzonych badań wynika wyraźnie, że uzasadniony stopień centralizacji wzrasta z nasileniem niekorzystnych oddziaływań na sieć prowadzących do zwiększonej liczby uszkodzeń. Stąd wynika, że w planowaniu dobowym obsługi należałoby dopuszczać większy stopień centralizacji na wypadek niekorzystnych prognoz meteorologicznych niż stopień centralizacji przyjęty w planowaniu kwartalnym i rocznym.

4. Znajomość współczynnika korelacji $\rho_{W_{u1}W_{u2}}$ dla różnych długości sieci, tablica 5.4, oraz wariancji liczby uszkodzeń dla sieci o pewnej, określonej długości, tablica 5.1, pozwala następnie oszacować wariancje dla sieci o innych długościach, już bez prowadzenia badań statystycznych.

5.3. Ocena wpływu centralizacji obsługi na jej jakość¹⁾

Na rys. 5.3 pokazany jest plan obszaru sieciowego obejmującego 4 odrębne RE. Na planie podana jest lokalizacja RDR oraz baz brygad pogotowia energetycznego. Obsługa powaryjna sieci w całym zakresie jest prowadzona oddzielnie w każdym z RE.



Rys. 5.3. Plan obszaru sieciowego
L - długość linii śn, F - powierzchnia obszaru, B - baza (siedziba RDR i brygad)

ocować wariancje liczby uszkodzeń dla poszczególnych RE. Przyjmijmy dla uproszczenia, że są one jednakowe.

Jedno z wielu interesujących i ważnych praktycznie zadań można formułować następująco. W komunikacie meteorologicznym na kolejną dobę zapowiedziano wystąpienie burz w części kraju, gdzie położony jest interesujący nas obszar sieciowy. Wiadomo przy tym, że burze koncentrują się w godzinach popołudniowych i wieczornych, tzn. w ciągu II zmiany.

Przeprowadźmy obliczenia kary (5.18) przy założeniu, że w każdym RE pełni dyżur w bazie 1 brygada pogotowia energetycznego oczekująca na zadania w zakresie likwidacji skutków ewentualnych uszkodzeń. Należy w tym celu na początku osza-

¹⁾ W ocenie posłużono się danymi nawiązującymi ściśle do realnej sytuacji w jednym z ZE w południowej części kraju.

Przeciętna długość sieci rejonowej wynosi: $\frac{1}{4} (L_1+L_2+L_3+L_4) = 382$ km. Długość ta równa się prawie dokładnie (zresztą przypadkowo) połowie długości przeciętnej sieci, dla których podano wyniki w tabelicy 5.1. Załóżmy, że współczynniki korelacji liczby uszkodzeń dla burzy zależą od długości sieci tak jak w tabelicy 5.4 dla $W_{u1} \vee W_{u2} \geq 2$. Ostatnie założenie może budzić zastrzeżenia. Wytłumaczmy jednak, że wpływ dwóch najważniejszych czynników stanowiących podstawę zastrzeżeń kompensuje się. Otóż interesujące nas współczynniki zostały wyznaczone dla przedziałów dwudniowych. Stosując te współczynniki do przedziału czasowego równego jednej zmianie należałoby je zmniejszyć. Z drugiej strony współczynniki te zostały wyznaczone ogólnie dla niekorzystnych zjawisk pogodowych o dużym nasileniu, tzn. takich, w czasie których uszkodzenia wystąpiły. Na etapie planowania należałoby operować współczynnikami korelacji uwzględniającymi również zjawiska o mniejszym nasileniu, tzn. takie, w czasie których uszkodzenia nie wystąpiły. Byłyby to współczynniki większe niż obliczone dla $W_{u1} \vee W_{u2} > 2$.

Ostatecznie wariancję liczby uszkodzeń w sieci rejonowej, oznaczmy ją przez $D^2(W_u)$, można wyznaczyć z wzoru (5.21). Jest:

$$1,07 = 2 D^2(W_u) + 2(-0,35) D^2(W_u), \quad (5.24)$$

skąd po wyliczeniu otrzymuje się $D^2(W_u) = 0,82$.

Przyjmując jednakową dla wszystkich RE wartość oczekiwaną liczby uszkodzeń, równą $\frac{0,67}{2}$, otrzymuje się w oparciu o wzór (5.18) $E[K(b=1)] = 0,30s'$. Dla całego obszaru kara jest naturalnie 4-krotnie większa.

Można powtórzyć jeszcze raz obliczenia zakładając, że w każdym RE pełnią dyżur w bazie 2 brygady i uzyskać odpowiednią wartość $E[K(b=2)]$.

Założmy teraz, że decydent nadał wielkości s' określone znaczenie, a także wartość i porównał $E[K(b=1)]$ oraz $E[K(b=2)]$ z odpowiednim kosztem ograniczenia realizacji procesu podstawowego, por. w p. 5.1.2, względnie w najprostszym przypadku z kosztem płac brygad¹⁾. Niech z porównania - na razie nie uwzględniającego ryzyka r_b , por. (5.19) - wynika, że korzystniejszym wariantem jest wariant z 1 brygadą.

Dotychczasowa część zadania miała związek z planowaniem dobowym obsługi przy narzuconym stopniu centralizacji - w każdym RE obsługa prowadzona jest oddzielnie. Rozważmy teraz jakie możliwości tkwią w łączeniu obsługi na poziomie funkcji wykonawczych (chodzi o brygady²⁾). W konkretnym przypadku można sobie wyobrazić dwa stopnie łączenia. Pierwszy dotyczyłby two-

¹⁾ Nie rozważa się tu możliwości, kiedy w RE nie ma żadnej brygady. Sytuacja taka jest interesująca, gdy wg komunikatu meteorologicznego wystąpi tylko dobra pogoda.

²⁾ Konieczna jest wtedy koordynacja działań dyspozytorów (operatywne kierownictwo).

rzenia obszarów obejmujących po dwa RE, np. można by połączyć RE1 z RE2 oraz RE3 z RE4. Drugi stopień dotyczyłby natomiast łączenia wszystkich RE w jeden obszar. Dla obu stopni interesujące jest pytanie: o ile zmniejszy się kara? Dla drugiego stopnia można postawić jeszcze jedno pytanie: ile brygad chroni przed karą większą niż wyliczona w przypadku obsługi realizowanej oddzielnie w każdym RE?

Odpowiedź na powyższe pytania jest zawarta w wynikach obliczeń zestawionych w tablicy 5.5. Wyniki te potwierdzają efektywność centralizacji obsługi powaryjnej w przypadku dużego zagrożenia awaryjnego sieci:

Tablica 5.5

Zależność oczekiwanej kary (5.18) od stopnia centralizacji obsługi i liczby brygad w przypadku burzy dla obszaru sieciowego (całego) pokazanego na rys. 5.3

Stopień centralizacji	b	$\frac{E(K)}{a^b}$
Obsługa w każdym RE realizowana oddzielnie	4	1,20
Obsługa łączona na obszarze dwóch RE, np. RE1 z RE2 oraz RE3 z RE4	4	0,35
Obsługa łączona na obszarze wszystkich RE	4 3 2	0,15 0,23 0,48

1. Łączenie obsługi przy zachowaniu stałej liczby brygad umożliwia wielokrotne obniżenie kary (5.18). Istotne jest, że efektywność łączenia jest tym większa im mniejszych dotyczy obszarów sieciowych. W konkretnym przypadku widać, że pierwszy stopień łączenia zapewnia prawie 4-krotne obniżenie kary, a drugi już tylko nieco ponad 2-krotne (w stosunku do wartości dla pierwszego stopnia łączenia). Jest to uwarunkowane zwiększaniem się współczynników korelacji liczby uszkodzeń przy wzroście obszarów sieciowych.

2. Łączenie obsługi pozwala na zmniejszenie liczby brygad bez wzrostu kary (5.18), a nawet często pozwala na jednoczesne znaczne obniżenie i liczby brygad i kary. W konkretnym przypadku drugi stopień łączenia umożliwia np. 2-krotne zmniejszenie liczby brygad i ponad 2-krotne zmniejszenie kary w stosunku do sytuacji, kiedy obsługa jest realizowana w każdym RE oddzielnie.

Analiza skutków łączenia obsługi na większych obszarach sieciowych musi uwzględniać dodatkowo, oprócz współzależności przestrzennej uszkodzeń, szereg innych czynników: długość drogi dojazdowej, możliwość identyfikacji urządzeń sieciowych i znajomość terenu w procesie lokalizacji uszkodzeń, wpływ obsługi sieci np. na obsługę sieci śn, wykonywanie prac plano-

wych przez brygady i inne. Okazuje się, że zazwyczaj można zaproponować [23] racjonalne rozwiązania skutecznie ograniczające ewentualne niekorzystne działanie powyższych czynników i wykorzystać w całości efekty, które zostały powyżej przedstawione.

Na zakończenie rozdziału nasuwa się ważna refleksja. Powróćmy do relacji (5.17) i (5.18). Ogólna wartość pierwszej z nich nie może budzić zastrzeżeń w modelach probabilistycznych. W modelach statystycznych, które w obsłudze sieci mają zdecydowaną przewagę, jest natomiast inaczej. Pouczający jest tu przykład dotyczący łączenia obsługi na dwóch sąsiadujących ze sobą obszarach sieciowych. Przyjmijmy oznaczenia W_{u1}, W_{u2}, W_u tak jak w p. 5.2.1. Pozornie mogłoby się wydawać, że różnicę kary przy obsłudze realizowanej oddzielnie oraz łącznie najbardziej elegancko byłoby wyliczyć właśnie za pomocą wzoru (5.17), korzystając odpowiednio z rozkładów gęstości $f(w_{u1}), f(w_{u2})$. Otóż takie podejście stanowiło dotychczas przyczynę niepowodzeń oraz barierę jednoznacznego uznania pozytywnych wyników w zakresie oceny wpływu łączenia obsługi na jej jakość.

W badaniach modelowych należy posługiwać się w zasadzie tylko rozkładami statystycznymi zmiennych losowych opisanymi analitycznie (a nie za pomocą histogramów). Załóżmy, że badania statystyczne zmiennych W_{u1}, W_{u2}, W_u są prowadzone w tym samym czasie, co zresztą należy uważać za warunki idealne. Hipotezy zerowe H_0 o postaci rozkładów tych zmiennych mogą być niestety stosunkowo dowolne. Nie to jest jednak najgorsze. Problem tkwi w tym, że różnice hipotez zerowych o postaci rozkładu zmiennych W_{u1} i W_{u2} z jednej strony oraz W_u z drugiej strony mogą mieć jedynie charakter arbitralny i cały, stojący do dyspozycji, aparat testowania niewiele tu może pomóc.

Ponieważ zmienne W_{u1} i W_{u2} są skorelowane zatem nie można też analitycznie wyznaczyć rozkładu $f(w_u)$ w oparciu o znane (uzyskane z badań statystycznych) rozkłady $f(w_{u1})$ i $f(w_{u2})$. W tej sytuacji staje się oczywista efektywność wzoru (5.18).

6. KRYTERIA DECYZYJNE

6.1. Trudności w wyborze rozwiązań wariantowych

Wielokrotnie podkreślano już, że wartość oczekiwana (przeciętna) powinna stanowić podstawę decyzji. Wtedy postępowanie jest ostatecznie proste i ścisłe. Na początek trzeba obliczyć wartości oczekiwane wielkości kryterialnej dla potencjalnie optymalnych wariantów obsługi. Następnie pozostaje wybrać wariant, który wartość tę ma najmniejszą względnie największą, w zależności od tego, czy jest wielkość kryterialna. Można zauważyć, że w zagadnieniach obsługi wielkością tą jest prawie zawsze wielkość negatywna, tzn. taka, którą chcemy minimalizować. Taki też charakter mają wielkości $S(b)$ i $K(b)$, wzory (5.15) do (5.18). Oczywiście same one nie mogą stanowić wielkości kryterialnych bowiem nie obejmują wydatków związanych z obsługą.

Rozważmy najważniejszy przypadek. Niech wielkością kryterialną jest suma kosztu niedostarczonej energii Ko_1 i kosztu obsługi Ko_2 :

$$Ko = Ko_1 + Ko_2. \quad (6.1)$$

Jeśli zagadnienie podejmowania decyzji ograniczyć do planowania dobowego¹⁾, to niedostarczoną energię można wyznaczyć za pomocą wzoru (5.15a); trzeba jednak za s' przyjąć niedostarczoną energię związaną z efektywną likwidacją skutków jednego uszkodzenia:

$$s' = \Delta A_{je}. \quad (6.2)$$

Przejście do kosztu Ko_1 wymaga ponadto znajomości kosztu jednostkowego niedostarczonej energii k_A $\left[\frac{\text{zł}}{\text{kWh}} \right]$. Korzystając z wzorów (5.15a), (6.2) i kosztu jednostkowego k_A otrzymuje się:

¹⁾ Z punktu widzenia procesu odnowy poawaryjnej planowanie dobowe ma podstawowe znaczenie. Decydują o tym dwa czynniki. Pierwszym jest wielka zmienność i zarazem możliwość prognozowania dobowego zagrożenia awaryjnego sieci. Drugim jest fakt, że w przypadku procesu odnowy poawaryjnej nie występują ograniczenia wynikające z planowania kwartalnego oraz rocznego, bowiem istnieje możliwość rozszerzenia środków przeznaczonych do realizacji tego procesu, ewentualnie kosztem ograniczenia procesu podstawowego obsługi (było o tym w p. 5.1.2), jeśli tylko analiza ekonomiczna celowość taką wykaże. Można tu dodać, że planowanie kwartalne oraz roczne może mieć podstawowe znaczenie w przypadku remontów planowych sieci.

$$E(Ko_1) = \left\{ \frac{[E(W_u)]^2 + E(W_u)b + D^2(W_u)}{2b} + \epsilon b \right\} \Delta A_{je} k_A \quad (6.3)$$

Koszt Ko_2 jest związany z konkretnym wariantem obsługi, czyli jest to składowa wyznaczana w warunkach pewności. Jest zatem:

$$E(Ko) = E(Ko_1) + Ko_2 \quad (6.4)$$

Ostatecznie wybór wariantu obsługi powinien spełniać warunek:

$$E[Ko(k)] = \min_k, \quad k=1,2,\dots,k_{max} \quad (6.5)$$

gdzie k jest numerem wariantu.

W chwili obecnej (i chyba zawsze tak będzie) nie ma jednak zgodności co do tego jaką wartość k_A należy przyjmować, łatwiej natomiast ustalić k_{Amin} i k_{Amax} określające przedział, w którym k_A się zawiera:

$$k_{Amin} \leq k_A \leq k_{Amax} \quad (6.6)$$

Podkreśla się przy tym, że nie chodzi tu tylko o wpływ rodzaju odbiorców zasilanych z napowietrznych sieci rozdzielczych, ale także o nieokreśloność - czy wręcz różnicę poglądów - dotyczącą szeregu elementów ogólnego podejścia zaprezentowanego w pracach [55-57]. Zatem w odniesieniu do tej wielkości nie ma zastosowania żaden obiektywny rozkład prawdopodobieństwa w uznanym przedziale (6.6). Jest to pierwsza trudność w wykorzystaniu warunku (6.5) jako podstawy decyzji. Widać przy tym, że jądro nieokreśloności (która to nieokreśloność jest przyczyną trudności) tkwi poza obszarem zagadnień rozważanych w pracy.

Druga trudność, tkwiąca również poza dopiero co wspomnianym obszarem, ma źródło w relacji składowych Ko_1 i Ko_2 . Jeśli nawet przyjąć, że $k_A = k_{Amin}$, to i tak zachodzi:

$$Ko_1 \geq Ko_2 \quad (6.7)$$

Relacja (6.7) jest spowodowana głównie niskimi kosztami płac w porównaniu z kosztem niedostarczonej energii (duża wartość k_A). Naturalnie relacja ta nie stanowiłaby przeszkody w stosowaniu warunku (6.5), gdyby decyzje były podejmowane przy podaży siły roboczej przewyższającej jej popyt. Gdy jest inaczej, wówczas rozwiązania wynikające z warunku (6.5) nie są akceptowane ze względu na praktyczne trudności w ich realizacji, zresztą społecznie mogą one wtedy nawet nie być optymalne.

W przypadku obsługi poawaryjnej sieci istnieje jeszcze dodatkowy opór w stosowaniu rozwiązań wynikających z warunku (6.5). Otóż obsługa poawaryjna stanowi tylko część całego procesu eksploatacyjnego. Składowa Ko_2

związana z ograniczeniem planowej części tego procesu (por p. 5.1.2) stanowi dla decydenta koszt realny. Składowa Ko_1 , w sytuacji kiedy energetyka nie płaci kar umownych odbiorcom, jest natomiast tylko kosztem społecznym.

Wreszcie trzecia trudność o której tu chcemy mówić, tkwiąca już w obszarze zagadnień rozważanych w pracy, wiąże się z wartością ryzyka r_b , (5.19). Formalnie ryzyko to może się zawierać w przedziale:

$$0 \leq r_b \leq 1. \quad (6.8)$$

Trzeba mocno jednak podkreślić, że nieokreśloność wynikająca z warunku (6.8) nie ma charakteru ostatecznego. Poprzez badania statystyczne można wyznaczyć wartości r_b , a w każdym razie ograniczyć bardzo mocno ich zakres w stosunku do przedziału (6.8)¹⁾. Umożliwi to najczęściej wykorzystanie warunku (6.5), bowiem wybór wariantu obsługi wg tego warunku jest mało czuły na zmiany składowej (6.3) kosztu. Dopóki jednak wartości r_b nie są znane, a optymizm na ich szybkie uzyskanie byłby obecnie nieuzasadniony, należy szukać podstaw decyzji uwzględniając warunek (6.7).

Pewne możliwości pokonania wszystkich omówionych powyżej trudności można upatrywać w kryterium minimaksowym.

6.2. Kryterium minimaksowe

Interesuje nas kryterium minimaksowe jako narzędzie podejmowania decyzji w warunkach nieokreśloności stanów przyrody²⁾. Z tego powodu staje się konieczne bliższe wyjaśnienie, jak należy dalej rozumieć nieokreśloność, oczywiście chodzi o rozumienie nie w ujęciu aksjomatycznym a praktycznym, i to w dodatku w konkretnym, rozważanym aspekcie.

Ograniczymy się do nieokreśloności wynikającej z warunków (6.6) i (6.8). Zauważmy, że zarówno k_A jak i r_0 są wielkościami ciągłymi. Kryterium minimaksowe wymaga natomiast aby stany przyrody były dyskretne. Pojawia się więc pytanie czy można takie dyskretne stany przyrody ustalić w sposób obiektywny.

Oznaczmy zbiór wariantów k obsługi $k=1,2,\dots,k_{\max}$ przez Ω_k , natomiast zbiór ciągły ograniczony stanów Θ ³⁾ przyrody przez Ω_Θ . Niech uszeregowanie wariantów k spełnia nierówności⁴⁾:

1) Zwłaszcza jeśli wartości ryzyka r_b zostaną uzależnione od treści jakościowej komunikatu meteorologicznego.

2) Pojęcia stan przyrody używa się tu w rozumieniu przyjętym powszechnie w teorii gier, a więc bardzo szerokim.

3) Dla nas $\Theta = k_A$ względnie $\Theta = r_b$.

4) Nierówności (6.9) nie mają żadnego istotnego znaczenia, poza tym że wprowadzają pewien porządek i ułatwiają opis.

$$Ko_2(k=1) < Ko_2(k=2) < \dots < Ko_2(k=k_{\max}). \quad (6.9)$$

Różnice kosztów:

$$Ko_2(k=2) - Ko_2(k=1), \dots, Ko_2(k=k_{\max}) - Ko_2\left[k=(k_{\max}^{-1})\right] \quad (6.10)$$

powodują, że zbiór Ω_{θ} jest podzielony na wzajemnie rozłączne podzbiory

$$\Omega_{\theta k}, k=1, 2, \dots, k_{\max} \quad (6.11)$$

takie, że dla każdego $\theta \in \Omega_{\theta k}$ wariant k jest optymalny wg warunku (6.5).

Podzbiory (6.11) tworzą właśnie dyskretne stany przyrody ustalone o-biektywnie. Zakłada się przy tym, że suma wszystkich podzbiorów (6.11) jest zbiorem Ω_{θ} , co implikuje pewną zależność zbioru Ω_k (jego wielkości) od zbioru Ω_{θ} - w zagadnieniach obsługi sieci, przy ograniczonym zbiorze Ω_{θ} , jest to jednak zależność całkiem naturalna.

Uzyskuje się ostatecznie minimalny kompletny zbiór stanów przyrody. O nieokreśloności tych stanów będziemy mówili zawsze wówczas, gdy brak jest jakichkolwiek przesłanek, który z nich wystąpi.

Dalsze postępowanie związane z kryterium minimalnym polega na wyznaczeniu dla każdej pary $k, \Omega_{\theta k}$ kosztu (6.4). Tu oczywiście również napotykaemy na nieokreśloność, w ramach podzbiorów $\Omega_{\theta k}$. Ta nieokreśloność nie ma jednak merytorycznego znaczenia. Podzbiory $\Omega_{\theta k}$ są mniejsze od zbioru Ω_{θ} , a więc nieokreśloność jest mniejsza. Ponadto optymalny wariant obsługi wg warunku (6.5) dla każdego $\theta \in \Omega_{\theta k}$ i tak jest jednakowy. Może natomiast nieokreśloność w ramach podzbiorów $\Omega_{\theta k}$ powodować pewną dowolność w sposobie obliczania składowej (6.3) kosztu, co raczej należałoby jednak włączyć do zagadnień dokładności a nie nieokreśloności. Pomijając dyskusję ostatecznej sugestii można wskazać na dwa sposoby - wydają się one najbardziej rozsądne - obliczania składowej (6.3) dla każdej pary $k, \Omega_{\theta k}$. Oba te sposoby opierają się na fakcie, że θ jest u nas liczbą (nie zawsze tak musi być).

Można mianowicie wyznaczyć średnią algebraiczną $\bar{\theta}_k$ wielkości θ w każdym podzbiore $\Omega_{\theta k}$ i następnie obliczyć:

$$E\left[Ko_1(k, \bar{\theta}_k)\right]. \quad (6.12)$$

Można też przyjąć, że rozkład θ w poszczególnych podzbiorech $\Omega_{\theta k}$ jest równomierny i obliczyć:

$$E\left[Ko_1(k, \Omega_{\theta k})\right]. \quad (6.13)$$

Dla $\theta = k_A$ wartości uzyskane za pomocą wyrażeń (6.12) i (6.13) są identyczne, bowiem k_A występuje tylko w pierwszej potędze po prawej stro-

nie wyrażenia (6.3). Dla $\theta = r_b$ wartości (6.12) i (6.13) nie są równoważne. W tym przypadku zależności są bardziej skomplikowane niż liniowe; r_b wpływa na wartości przeciętne i wariancje liczb uszkodzeń, wzory (5.19) a te dopiero wchodzi do wzoru (6.3).

W celu uproszczenia dalszego zapisu oznaczymy wyrażenie (6.12), względnie (6.13), przez Ko_{kl} , gdzie k oznacza jak dotąd wariant obsługi, l natomiast stan przyrody. Macierz

$$K_o = [K_{o_{kl}}] \quad (6.14)$$

jest macierzą kwadratową stopnia k_{max} . Z punktu widzenia kryterium minimaxowego macierz (6.14) jest niestety nieprzydatna. Gdy uszeregować stany przyrody od najkorzystniejszego $l=1$ do najmniejkorzystniejszego $l=k_{max}$ ¹⁾ to dla każdego wariantu k obsługi zachodzi:

$$K_{o_{k1}} < K_{o_{k2}} < \dots < K_{o_{kk_{max}}}, \quad k=1, 2, \dots, k_{max}, \quad (6.15)$$

co wynika z wzoru (6.4). W takim razie poszczególne strategie czyste l dominiują każdą strategię o niższym numerze. Zatem wybór optymalnego, wg kryterium minimaxowego, wariantu obsługi zależałby w tej sytuacji jedynie od najmniejkorzystniejszego stanu przyrody, wszystkie pozostałe można by odrzucić. Wybór taki jest naturalnie nie do przyjęcia z praktycznego i zarazem banalny z teoretycznego punktu widzenia.

Postąpmy inaczej. Z wyrażenia (6.11) wynika, że

$$K_{o_{kl}} = \min_k, \quad \text{jeśli } k=1, l=1, 2, \dots, k_{max}. \quad (6.16)$$

Zauważmy dalej, że to czy stan przyrody l wystąpi czy też nie, jest sprawą całkowicie obiektywną, niezależną od wcześniejszej decyzji; więc i koszt $K_{o_{1l}}$ jest obiektywną koniecznością, osiągalną tylko na skutek idealnie trafnej decyzji. Słuszne jest zatem za wielkość kryterialną przyjąć różnicę kosztu odpowiadającą każdej z błędnych decyzji i idealnie trafnej (z punktu widzenia stanu przyrody l). Nazwijmy tę różnicę stratą i przyjmijmy dla niej oznaczenie S_{kl} . Jest ²⁾:

$$S_{kl} = K_{o_{kl}} - K_{o_{1l}}. \quad (6.17)$$

¹⁾ W przypadku k_A jest to uszeregowanie w kierunku od k_{Amin} do k_{Amax} , w przypadku r_b natomiast od 1 do 0.

²⁾ Savage ogólnie określa w identyczny sposób "ryzyko" czy "żał", a następnie stosuje kryterium minimaxowe. W literaturze [8, 58-61] postępowanie to jest znane pod nazwą kryterium Savage'a (minimaxowego ryzyka). W rozważanym zagadnieniu do straty (6.17) dochodzi się w całości naturalny sposób. Dlatego też pozostawia się nazwę kryterium minimaxowe.

Macierz

$$S = [s_{kl}] \quad (6.18)$$

jest macierzą kwadratową stopnia k_{\max} , tak jak i macierz (6.14). Specyficzną własnością macierzy (6.18) jest, że wszystkie jej elementy na przekątnej głównej są równie 0, a pozostałe elementy są różne od zera i dodatnie. Powoduje ta własność, że gra nigdy nie posiada punktu równowagi w zbiorze strategii czystych. Trzeba zatem szukać rozwiązania problemu decyzyjnego w zbiorze strategii mieszanych (zrandomizowanych [8, 58-61]).

Przejdźmy do wyznaczenia tego rozwiązania. Można wykorzystać w tym celu metody programowania liniowego.

Oznaczmy strategię mieszaną decydenta przez

$$D = [d_k], \quad k=1,2,\dots,k_{\max},$$

a przyrody przez

$$(6.19)$$

$$P = [p_l], \quad l=1,2,\dots,k_{\max},$$

gdzie d_k jest to częstość stosowania przez decydenta wariantu k organizacji służb ruchowych, a p_l - częstość "stosowania" przez przyrodę stanu l . W szczególności optymalne strategie, wyznaczające punkt równowagi, oznaczmy:

$$D_0 = [d_{ok}] \quad (6.20)$$

dla decydenta,

$$P_0 = [p_{ol}] \quad (6.21)$$

dla przyrody. Strategie optymalne, inaczej punkt równowagi, określają wartość gry (wartość straty (6.17) jednakową dla decydenta, który stara się ją zminimalizować oraz dla przyrody, która stara się ją zmaksymalizować). Oznaczmy wartość gry przez S .

Cenne jest teraz spostrzeżenie, że strategia D_0 powinna dla dowolnej strategii P zapewniać stratę nie większą od S , a dla strategii P_0 równą S . W formalnym zapisie wygląda to następująco:

$$\sum_{k=1}^{k_{\max}} d_{ok} s_{kl} \leq S, \quad l=1,2,\dots,k_{\max}. \quad (6.22)$$

Z wcześniejszych uwag wynika, że wartość gry S musi być większa od 0. Dzielnąc nierówność (6.22) przez S otrzymuje się:

$$\sum_{k=1}^{k_{\max}} z_{ok} s_{kl} \leq 1, \quad z_{ok} = \frac{1}{S} d_{ok}, \quad l=1, 2, \dots, k_{\max}. \quad (6.22a)$$

Dla każdej strategii **D** (tak jak i dla strategii **P**) musi naturalnie zachodzić warunek:

$$\sum_{k=1}^{k_{\max}} d_k = 1. \quad (6.23)$$

Z warunku (6.23) wynika:

$$\sum_{k=1}^{k_{\max}} z_{ok} = \frac{1}{S}. \quad (6.23a)$$

Stratę **S** chcemy minimalizować, zatem lewą stronę równania (6.23a) stanowiącą funkcję liniową problemu (6.22a) należy maksymalizować:

$$\sum_{k=1}^{k_{\max}} z_{ok} = \max. \quad (6.24)$$

Relacje (6.22a) i (6.24) opisują typowe zadania programowania liniowego odmiany maksymalizującej. Można to zadanie rozwiązać metodą sympleks uzyskując optymalną strategię D_0 . Stosując podobny schemat postępowania otrzymuje się optymalną strategię P_0 (w tym przypadku dochodzi się do zadania programowania liniowego odmiany minimalizującej).

Podsumowując p. 5.2 warto uczynić kilka uwag. Rzadko udaje się w zastosowaniach teorii gier do podejmowania decyzji w warunkach nieokreśloności zachować realizm, a jednocześnie osiągnąć konsekwencję i prostotę w stopniu jak to zostało zaprezentowane. Przede wszystkim wprowadzenie funkcji (5.15a) jeszcze raz okazało się bardzo pożyteczne, pozwoliło mianowicie rozwiązać trudności jakich nie udało się uniknąć we wcześniejszych próbach [25]. Otóż w pracy [25] za stany przyrody przyjmowano liczby uszkodzeń: 0, 1, 2, ... Przynawano przy tym, że argumenty na to, jaką największą liczbę uszkodzeń należy jeszcze uwzględnić są dyskusyjne. Skorzystanie z funkcji (5.15a) sprawia, że nie ma potrzeby zastanawiać się nad największą liczbą uszkodzeń którą trzeba jeszcze brać pod uwagę, bowiem w naturalny sposób uwzględnia to wariancja.

Dalsze uwagi związane z celowością i zakresem stosowania teorii gier jako narzędzia podejmowania decyzji¹⁾ w obsłudze poawaryjnej sieci, w

¹⁾ Autor uważa, że niezbędna jest w tym względzie daleko idąca ostrożność oraz krytycyzm.

szczegółności interpretacja rozwiązań optymalnych wg kryterium minimaksowego, zostaną podane na zakończenie przykładu w p. 6.3.

6.3. Możliwość uwzględnienia nieokreśloności ryzyka błędnej prognozy meteorologicznej

S f o r m u ł o w a n i e p r o b l e m u. Jest RE eksploatujący sieć śmie dżugości $L = 780$ km. W komunikacie meteorologicznym na kolejną dobę zapowiedziane wystąpienie wiatrów ($V_{2min} \geq 10 \frac{m}{s}$) w godzinach popołudniowych i nocnych w części kraju, gdzie położony jest interesujący nas RE. Jedno z zadań w ramach planowania dobowego, realizowanego w RE, polega na wybrze wariantu obsługi sieci na II i III zmianie w ciągu doby, której dotyczy komunikat. Wybór ten powinien uwzględniać wyniki dotyczące liczby uszkodzeń (wartość przeciętną i wariancję) podane dla wiatru w tablicy 5.1, a równocześnie powinien uwzględniać ryzyko r_p , że być może komunikat się nie sprawdzi i wiatry nie wystąpią. Ważne jest przy tym, że w momencie formułowania problemu decydent nie jest przekonany do żadnej wartości, czy ocheiażby zakresu, ryzyka r_p .

P r z y g o t o w a n i e d a n y c h. Kolejne warianty obsługi scharakteryzujemy następująco:

- k=1 - nie przewiduje się żadnych brygad pogotowia energetycznego na II i III zmianie, likwidację skutków ewentualnych uszkodzeń odkłada się do najbliższej I zmiany,
- k=2 - przewiduje się jedną brygadę na II zmianie i jedną na III zmianie,
- k=3 - przewiduje się po dwie brygady odpowiednio na II i III zmianie,
- k=4 - przewiduje się po trzy brygady itd.

Należy podkreślić, że ze względu na rozkład prawdopodobieństw warunkowych uszkodzeń poszczególnych elementów w czasie wiatru, tablica 5.1, brygady powinny być 3-osobowe [21].

Z bardzo dobrym przybliżeniem można przyjąć, że składową Ko_2 kosztu (6.4) w planowaniu dobowym tworzą jedynie koszty płac (większe od samych płac). Wynika stąd w szczególności, że składowa Ko_2 rośnie proporcjonalnie z numerem k wariantu obsługi, czyli jej różnica dla dwóch kolejnych wariantów jest stała. Fakt ten nie ma zresztą istotnego znaczenia poza tym, że ułatwia ustalenie k_{max} (ostatniego z wariantów, które trzeba rozpatrzyć). Uwzględniając aktualne koszty płac w energetyce zawodowej otrzymuje się:

$$Ko_2(k=1) = 0, Ko_2(k=i+1) - Ko_2(k=i) = 4 \text{ tys. zł.}, i=1,2,\dots \quad (6.25)$$

Przejdźmy teraz do składowej $E(Ko_1)$ kosztu (6.4). W oparciu o charakterystykę sieci eksploatowanej przez interesujący nas RE, w szczególności obciążenia średnie linii w ciągu II i III zmiany, ustalono, że wielkość ΔA_{je} we wzorze (6.3) wynosi: $\Delta A_{je} = 3 \text{ MWh}$. Przyjęto ponadto, że koszt niedostarczonej energii wynosi $k_A = 25 \frac{\text{zł}}{\text{kWh}}$ (≥ 1).

Powyższe ustalenia pozwalają już łatwo obliczyć składową Ko_1 dla dowolnych wartości ryzyka r_b i dowolnego wariantu $k \geq 2$. Wystarczy w tym celu skorzystać z wzorów (5.19) i (6.3). Warto przy tym zauważyć, że liczbę wszystkich wariantów, które trzeba rozpatrzyć, tzn. k_{\max} , określają: wartość przeciętna $E(W_u)$ oraz wariancja $D^2(W_u)$ wzięte z tabelicy 5.1, tzn. dla $r_b = 0$. Musi zachodzić:

$$E[Ko_1(b=k_{\max} + 1, r_b=0)] - E[Ko_1(b=k_{\max}, r_b=0)] \leq 4 \text{ tys. zł}, \quad (6.26)$$

gdzie prawa strona nierówności (6.26) ma związek z (6.25). Naturalnie k_{\max} jest najmniejszą liczbą całkowitą spełniającą nierówność (6.26).

Wartości całkowitego kosztu (6.4), obliczone z uwzględnieniem wszystkich dotychczasowych uwag, zestawiono w tabelicy 6.1. Obliczenia przeprowadzono dla $k=1, 2, \dots, k_{\max} + 1$ oraz dla $r_b = 1; 0,9; \dots; 0,1; 0$. Aby wyniki - których jest dużo - uczynić łatwiej sprawdzalnymi przyjęto, że współczynnik poprawkowy ϵ we wzorze (6.3) jest zawsze równy 0, co i tak w tym miejscu nie ma większego praktycznego znaczenia. Dla pierwszego wariantu, $k=1$, nie można było naturalnie skorzystać z wzoru (6.3). W tym przypadku obliczenia są jednak merytorycznie proste (koszt nie zależy od wariancji, zależy tylko od wartości przeciętnej liczby uszkodzeń). Dlatego nie podaje się sposobu w jaki obliczenia te zostały wykonane.

Tabela 6.1 ma ważne znaczenie. Zauważmy, że podzbiór Ω_{e1} jest bardzo mały i obejmuje na dodatek tylko największe wartości ryzyka r_b , mianowicie od 0,9 do 1^2). Ponadto istotne jest, że konsekwencje błędnego wyboru wariantu (dowolnego poza $k=1$) w przypadku zaistnienia stanu przyrody z podzbiorem Ω_{e1} są niewielkie. Jeśli natomiast przyjęć wariant $k=1$ poza podzbiorem Ω_{e1} wówczas konsekwencje, mierzone w odniesieniu do wariantów optymalnych mogą być olbrzymie, zwłaszcza przy małych wartościach ryzyka r_b . Na skutek tych spostrzeżeń chętnie wycofamy się teraz (decydent się wycofa) z początkowej deklaracji, że nie jesteśmy przekonani do żadnej wartości, czy chociażby zakresu, ryzyka r_b . Niejako pod wpływem konfrontacji do jakiej doszło w trakcie przygotowania danych uznajemy, że komunikaty meteorologiczne nie są aż tak złe, aby brać pod uwagę podzbiór

¹⁾Uwzględnienie nieokreśloności k_A spowodowałoby niepotrzebne w przykładowym rozszerzenie i tak przydługich wywodów.

²⁾W zdaniu użyto zamiennie wielkości θ oraz r_b ; sytuacja taka będzie się powtarzać jeszcze w dalszej części tekstu. Wydaje się, że nie powinno to budzić sprzeciwów.

Tablica 6.1

Koszt $E(K_0)$ [tys. zł] wg wzoru (6.4) dla poszczególnych wariantów k obsługi i różnych wartości ryzyka r_b

r_b	1	0,9	0,8	0,7	0,6	0,5	0,4	0,3	0,2	0,1	0
$E_b(W_u)$	0	0,05	0,11	0,16	0,21	0,27	0,32	0,37	0,42	0,48	0,53
$D_b^2(W_u)$	0	0,08	0,20	0,29	0,38	0,46	0,53	0,60	0,67	0,73	0,78
Ω_{ak}	Ω_{a1}	Ω_{a2}		Ω_{a3}				Ω_{a4}			
$k=1$	0	19	38	57	75	95	110	130	150	165	185
$k=2$	4	9	15,8	22	27	34	39	45	52	56	62
$k=3$	8	11	15,9	20	24	28	31,1	35	39	43	47
$k=4$	12	15	19	22	25	29	31,2	34	38	41	44
$k=5$	16	19	22	25	28	31	33	36	39	42	45

Ω_{a1} stanów przyrody oraz wariant $k=1$ obsługi. W podobny sposób, chociaż z mniejszym nieco przekonaniem, wyeliminujemy podzbiór Ω_{a2} i wariant $k=2$ ¹⁾.

Ostatecznie pozostaje do rozstrzygnięcia wybór jednego z dwóch wariantów: $k=3$ - optymalnego dla podzbioru Ω_{a3} , bądź $k=4$ - optymalnego dla podzbioru Ω_{a4} . Macierz (6.14) staje się w związku z tym macierzą 2-go stopnia. Wykorzystując wartości z tablicy 6.1 oraz posługując się regułą (6.13) otrzymano:

$$K_0 = \begin{array}{c|cc} & 1 & 4 \\ \hline k & & \\ \hline 3 & 26 & 41 \\ 4 & 27 & 49 \end{array} \quad (6.27)$$

¹⁾ Autor z całym przekonaniem podkreśla, że przedstawiony ustęp dotyczący redukcji nieokreśloności ryzyka r_b na skutek wzrastającej informacji w procesie podejmowania decyzji zasługuje na większe uznanie niżby to wynikało z jego mało naukowej formy. W konkretnym przypadku można było ten ustęp pominąć i od razu założyć, że $r_b < 0,8$ (choć trzeba przyznać: nie byłoby wtedy najprawdopodobniej wątpliwości, że tak jest, ale rozwinięłaby się inna dyskusja - dlaczego r_b jest mniejsza od 0,8 a nie od 0,7?). Można też było wyznaczyć strategie optymalne D_0 i P_0 uwzględniając cały możliwy zakres nieokreśloności r_b i potem dopiero ustosunkować się do tych strategii. Autorowi chodziło jednak o zademonstrowanie poglądu, że elementów subiektywnych - jakkolwiek dążyć należy do ich ograniczenia - usunąć się całkowicie nie da i muszą one znaleźć prawo obywatelstwa. Znajduje to odzwierciedlenie w rozwijanej obecnie, wysoko sformalizowanej, bayesowskiej statystycznej teorii decyzji [43].

U w a g i. Znajomość optymalnej strategii D_0 jest podstawą podjęcia decyzji. Należy w tym celu dokonać losowania wg częstości d_{ok} określających strategię optymalną i wybrać za każdym razem do realizacji ten wariant k , na który wskaże wynik losowania. Losowanie można przeprowadzić korzystając z rozkładu równomiernego prawdopodobieństwa w przedziale $\langle 0, 1 \rangle$. W konkretnym przypadku wariant $k=3$ należy stosować z częstością $\frac{1}{3}$, a wariant $k=4$ z częstością $\frac{2}{3}$. Decydent stosując tę strategię podnosi swój poziom bezpieczeństwa¹⁾:

$$S' = \min_k \max_l S_{kl} = 1 > S = \frac{2}{3}, \quad (6.32)$$

gdzie S' jest poziomem bezpieczeństwa decydenta w zbiorze strategii czy-
stych.

Powstaje jednak wątpliwość czy zdanie się na "ślepy" los ma sens. Trudno też pogodzić się z tym, że przyroda "zastosuje" optymalną strategię po to, aby odebrać decydentowi wszelkie szanse na obniżenie strat poniżej jego poziomu bezpieczeństwa.

Stosowanie strategii mieszanych w planowaniu dobowym, kiedy decyzje są podejmowane wielokrotnie, ma niewątpliwie większy sens niż wówczas, gdy decyzja jest podejmowana jeden jedyny raz. Otóż strategię mieszane w planowaniu dobowym można porównać do obstawiania wielu koni zamiast jednego w wyścigach konnych: nie wygra się wtedy fortuny, ale mniejsze jest niebezpieczeństwo, że wszystko się straci. W konkretnym przypadku uzyskane rozwiązanie ma zresztą głębszy sens.

Zauważmy, że inne kryteria niż minimaksowe wskażą decydentowi strategię czystą i będzie to najczęściej strategia polegająca na wyborze wariantu $k=4$. Przykładowo, wg kryterium Hurwicza jedynie dla najmniejszej wartości współczynnika pesymizmu $\alpha=0$, czyli dla skrajnego optymizmu²⁾, warianty $k=3$ i $k=4$ są równoważne. Dla wszystkich większych współczynników pesymizmu korzystniejszy jest wariant $k=4$. Wariant ten jest korzystniejszy również wg kryterium, które związane jest z brakiem dostatecznej racji (kryterium Laplace'a). Wreszcie warto spostrzec, że wg warunku (6.5) wariant $k=4$ przestałby być optymalny dopiero dla $p_4 < \frac{1}{3}$ ($p_3 > \frac{2}{3}$). Żaden decydent nie oprzeć decyzji o tak korzystny dla siebie rozkład prawdopodobieństw stanów $l=3$ i $l=4$. Każdy raczej skłonny będzie przyjąć, że $p_4 > p_3$.

Wyznaczona strategia D_0 daje więc zmniejszenie koniecznej liczby brygad o 10%. Jest to istotny zysk. Mniej nas natomiast martwi ewentualne

¹⁾ Poziom bezpieczeństwa wyraża się w jednostkach straty, która jest przez decydenta minimalizowana.

²⁾ Niektórzy Autorzy, np. van der Veen w pracy [8], posługują się współczynnikiem optymizmu (zamiast pesymizmu). Wtedy skrajnemu optymizmowi odpowiada $\alpha = 1$.

zwiększenie straty mierzone w tys. zł, którego zresztą nie potrafimy określić. Ponadto trzeba pamiętać, że nawet największe, możliwe przy zastosowaniu strategii D_0 , zwiększenie straty nie wpływa praktycznie na zwiększenie kosztu. A przecież psychologicznie, żal decydenta a posteriori z powodu wyboru nieoptymalnej decyzji jest uwarunkowany raczej wzrostem kosztu, a nie straty.

Na koniec jeszcze jedna uwaga. W literaturze spotyka się czasem propozycje, aby do rozwiązywania każdego problemu decyzyjnego stosować wiele różnych kryteriów i wybierać warianty, na które wskazują wszystkie kryteria, albo prawie wszystkie. Wydaje się jednak, że jest to pewne nieporozumienie. Jeśli jakiś wariant wskazują wszystkie kryteria, to znaczy, że problem decyzyjny jest bardzo nieczuły i jego rozwiązanie od początku jest bezdyskusyjne. Autor niniejszej pracy upatruje sens stosowania poszczególnych kryteriów w sytuacjach dla których są one "stworzone", i gdzie inne kryteria dałyby inne rozwiązania. Tak jest, jak widzieliśmy, w obsłudze pówaryjnej sieci.

Należy podkreślić, że w ostatnim czasie rośnie zainteresowanie kryteriami decyzyjnymi pozwalającymi uwzględnić nieokreśloność w procesie eksploatacji, a także w planowaniu sieci rozdzielczych [62-65].

7. ZAKOŃCZENIE

Niniejsza praca powstała w wyniku badań prowadzonych od 1974 r. w Instytucie Elektroenergetyki i Sterowania Układów Politechniki Śląskiej we współpracy z Instytutem Energetyki w Warszawie i jednostkami organizacyjnymi energetyki zawodowej (bezpośrednio zainteresowanymi w rezultatach). Przedstawione metody i uogólnienia stanowią narzędzie przewyższania trudności na jakie napotykanano w badaniach. Poza zwiększeniem efektywności badań, w sensie zmniejszenia ich pracochłonności i skrócenia czasu trwania oraz uproszczenia, metody te i uogólnienia pozwalają w szczególności uwolnić się od szeregu dyskusyjnych założeń i przyjęć. Niewątpliwie najbardziej eleganckim wynikiem pod tym względem jest wprowadzenie funkcji zmiennych losowych (5.1.5a), a następnie wykorzystanie rozwinięcia (4.8) dla obliczenia jej wartości przeciętnej. W połączeniu z wzorami (5.20) i (5.21) na wartość przeciętną i wariancję sumy zmiennych losowych daje to efektywne narzędzie analizy racjonalnego stopnia centralizacji obsługi poawaryjnej sieci. O znaczeniu praktycznym zagadnienia świadczą natomiast wyniki badań statystycznych współczynnika korelacji liczby uszkodzeń zaprezentowane w p. 5.2.3. Wynika z nich, że podstawowym środkiem oddziaływania na nieciągłość zasilania odbiorców, przy ograniczeniach o jakich była mowa we wstępie, jest łączenie obsługi poawaryjnej ogólnie na większych obszarach sieciowych niż to ma miejsce obecnie. Wynik ten ma duże znaczenie dla dyskutowanego aktualnie przyszłościowego modelu obsługi ruchowej sieci w ogóle, nie tylko poawaryjnej. Zresztą trzeba podkreślić, że podjęcie badań w tym zakresie [19] doprowadziło już wcześniej do zahamowania tendencji w kierunku dalszego rozdrabniania obsługi.

Pozostając przy badaniach statystycznych z p. 5.2.3 warto przedstawić kilka refleksji dotyczących aspektów metodycznych. Odczuwa się czasem niechęć do badań statystycznych jako podstawy działań technicznych czy organizacyjno-technicznych. Autor niniejszej pracy doszukuje się przyczyn tej niechęci w "nadużyciach" popełnianych często przez tych, którzy badania statystyczne prowadzą i modele statystyczne stosują. Nie chodzi przy tym o "nadużycia" wynikające ze złej woli. Sprawa jest bardziej skomplikowana. Nie wszystkie parametry, czy szerzej - charakterystyki, są jednakowo wrażliwe na zmiany populacji statystycznej. Najtrudniej chyba rzecz przedstawia się z histogramami. Zwykle wiele rozkładów teoretycznych daje się dopasować do danego histogramu i ostatecznie - mimo zastosowania takich czy innych testów - końcowy wybór jednego z rozkła-

dów ma charakter arbitralny. Zatem trudno mieć pełne przekonanie do ocen, które wynikają z tego akurat rozkładu.

Jako przykład może tu posłużyć ocena skutków łączenia obsługi na dwóch obszarach sieciowych, 1 i 2, za pomocą wzoru (5.17). Otóż aby skorzystać z tego wzoru, a przydatność jego nigdy nie była dotychczas kwestionowana, trzeba znać rozkłady prawdopodobieństwa liczby uszkodzeń $f(w_{u1})$, $f(w_{u2})$ i $f(w_u)$, z których dwa pierwsze dotyczą obszarów odpowiednio 1 i 2, a ostatni obszarów 1 i 2 traktowanych łącznie. Każdy, kto miałby te rozkłady ustalić na podstawie badań statystycznych przyjąłby najpewniej hipotezę zerową, że wszystkie one są rozkładami Poissona i żaden z testów nie dałby prawdopodobnie podstaw do odrzucenia postawionej hipotezy. Wiadomo, jednak, że jeśli każda z dwu mocno skorelowanych zmiennych posiada rozkład Poissona, to ich suma nie może mieć rozkładu Poissona. Zastąpienie wzoru (5.17) wzorami (5.18) i (5.21) uwalnia nas od powyższych kłopotów. Interesujące będzie przy tym zauważyć, że współczynnik korelacji liczby uszkodzeń - wielkość o podstawowym znaczeniu we wzorach (5.18) i (5.21) - wykazuje w odróżnieniu od histogramów dużą wrażliwość statystyczną (wyniki badań statystycznych przedstawiono w p. 5.2.3).

Efektywność metod proponowanych w pracy potwierdzają w zupełności analizy zaprezentowane w p. 3.3, 5.3 i 6.3. Aktualne prace wdrożeniowe (głównie w ZE Opole), dotyczące szeregu dalszych wyników uzyskanych za pomocą powyższych metod, wskazują natomiast na ich praktyczną użyteczność.

Wydaje się ponadto, że przyjęta metodyka ma znaczenie bardziej ogólne, wykraczające poza badania procesu odnowy poawaryjnej w napowietrznych sieciach rozdzielczych. Powinna się ona okazać skuteczna wszędzie, gdzie mamy do czynienia ze skomplikowanymi i mało rozeznanymi systemami, których działanie zależy od wielkiej liczby czynników losowych - pod warunkiem jednak, że wystarczające są oceny przeciętne pracy tych systemów i nie jest wymagana zbyt duża dokładność.

Dalsze prace dotyczące racjonalizacji obsługi poawaryjnej sieci powinny być związane niewątpliwie z zastosowaniami utylitarnymi. Ale również w dziedzinie samych metod istnieje potrzeba pewnych uzupełnień. Interesującym kierunkiem dalszych prac wydaje się zastosowanie metod planowania statystycznego do optymalizacji, a nie tylko oceny efektów i interakcji. Wydaje się także, zwłaszcza jeśli metody mają być wykorzystywane szerzej, że należy dążyć do opracowania skuteczniejszych - i lepiej uzasadnionych matematycznie - sposobów wyznaczania efektów i interakcji w ramach metody bilansu losowego.

LITERATURA¹⁾

- [1] Kamiński A., Kula M.: Zagadnienia sieci elektroenergetycznych - referat generalny. Symposium "Nauka o eksploatacji na usługach systemu elektroenergetycznego". Radom 1973.
- [2] Szymik F., Popczyk J.: Problemy efektywności automatyki zakłóceniowej w sieciach napowietrznych średnich napięć. Energetyka nr 9, 1975.
- [3] Zieliński Z.: Wyniki badania ciągłości zasilania odbiorców w sieci energetyki zawodowej. Energetyka nr 3, 1978.
- [4] Kopociński B.: Zarys teorii odnowy i niezawodności. PWN, Warszawa 1973.
- [5] Gnidenko B.W., Bielajew J.K., Sołowiew A.D.: Matematičeskie metody w teorii nadieżności. Nauka, Moskwa 1965 (istnieje tłum. na jęz. pol.).
- [6] Gnidenko B.W., Kowalenko I.N.: Wstęp do teorii obsługi masowej. PWN, Warszawa 1971.
- [7] Goddard L.S.: Metody matematyczne w badaniach operacyjnych. PWN, Warszawa 1966.
- [8] Van der Veen B.: Wstęp do teorii badań operacyjnych. PWN, Warszawa 1970.
- [9] Sobszyk K.: Metody dynamiki statystycznej. PWN, Warszawa 1973.
- [10] Wołodin B.G. i inni: Problemy rachunku prawdopodobieństwa. PWN, Warszawa 1966.
- [11] Buchta F., Popczyk J.: Badania statystyczne współzależności uszkodzeń w napowietrznych sieciach rozdzielczych. Prace IEiSU Politechniki Śląskiej, Gliwice 1978.
- [12] Gołowanow J.I.: Normirowanie truda operatiwnowo personala i optimizacja operatiwnej raboty. Elektriczeskie Stancji nr 5, 1973.
- [13] Hofman T., Raszewski J.: Optymalizacja terenu działania rejonu i poststerunku energetycznego. Energetyka nr 5, 1971.
- [14] Krupskij A.M.: Operatiwno-ekspłuatacijnoje obsłużiwanie raspriedsietiej. Elektriczeskie Stancji nr 4, 1969.
- [15] Mamajew N.I.: Uprawlieniye elektriczeskimi sietiami w energosistiemie. Elektriczeskie Stancji nr 10, 1972.
- [16] Materiały Konferencji "Metody analizy niezawodności dostawy energii elektrycznej". Grupa V - Organizacja obsługi sieci rozdzielczej. Rzeszów 1972.
- [17] Materiały Konferencji "Nowoczesne kierunki eksploatacji w sieciach elektroenergetycznych". Wrocław 1974.
- [18] Nicziporowicz L.W. i inni: Optymalna lokalizacja uszkodzonego odcinka napowietrznej linii średniego napięcia. Energetyka nr 5, 1978.
- [19] Popczyk J.: Optymalizacja organizacji i wyposażenia służb eksploatacyjno-ruchowych w nawiązaniu do automatycznego prowadzenia ruchu sieci, cz. I. IEiSU Politechniki Śląskiej (praca nie publikowana). Gliwice 1974.

¹⁾ Kolejność pozycji w spisie odpowiada kolejności ich cytowania w tekście. Zasada ta została przyjęta ze względów redakcyjnych.

- [20] Popczyk J., Wosik J., Ciura Sz.: Jak [19], cz. II. Gliwice 1975.
- [21] Popczyk J., Wosik J., Ciura Sz.: Skład brygad likwidujących uszkodzenia w sieciach napowietrznych średnich napięć. Energetyka nr 5, 1976.
- [22] Popczyk J., Ciura Sz., Wosik J.: Planowanie dobowe pracy brygad pogotowia energetycznego i brygad utrzymania w aspekcie optymalizacji likwidacji skutków uszkodzeń. IEiSU Politechniki Śląskiej (praca nie publikowana). Gliwice 1976.
- [23] Popczyk J., Ciura Sz., Wosik J.: Optymalizacja rozmieszczenia brygad awaryjnych i magazynów części z uwzględnieniem czasu nieciągłości pracy sieci. IEiSU Politechniki Śląskiej (praca nie publikowana). Gliwice 1976.
- [24] Popczyk J., Szymik F., Żmuda K.: Warunki atmosferyczne a niezawodność rozległych sieci napowietrznych. Materiały Konferencji Międzynarodowej "Ciągłość zasilania z systemów elektroenergetycznych". t.I. Gliwice 1977.
- [25] Popczyk J.: Kriteriai priiniatija rieszienij w sutocznom pkaniirowanii operatiwnowo obsłużiwanija wozdusznych raspridielitielnych sietiej. W sbornikie "Uprawlienieje reżimami i razwitiem elektroenergieticzeskich sietiem w uskowijach ASU". Nowosibirsk 1978.
- [26] Popczyk J. i inni: Opracowanie praktycznych metod planowania krótkoterminowego pracy brygad pogotowia energetycznego z uwzględnieniem sieci nn. IEiSU Politechniki Śląskiej (praca nie publikowana). Gliwice 1978.
- [27] Pruss W.Ł., Nicziporowicz Ł.W., Smirnow A.I.: Wybor optimalnowo uprawlienijsia poiskom powrieżdzenijsia w wozdusznych elektriczeskich sietiach 10 kV. Energetika - Iz.Wys.Ucz.Zaw. nr 4, 1978.
- [28] Szałanda W.A.: Opriedielienijsie optimalnoj organizacii operatiwnowo obsłużiwanijsia raspridielitielnych sietiej. Energetika - Iz.Wys.Ucz. Zaw. nr 8, 1971.
- [29] Szymik F., Popczyk J.: Problemy lokalizacji trwałych uszkodzeń w sieciach napowietrznych średnich napięć. Energetyka nr 7/8, 1975.
- [30] Szymik F., Popczyk J., Żmuda K.: O optymalizacji procesu lokalizacji uszkodzeń w sieciach rejonowych. Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej - Elektryka z. 50, 1975.
- [31] Szymik F., Popczyk J.: Optimierung des Bedienungsprozesses der Mittelspannungsnetze in Beschädigungszuständen. Elektrie nr 6, 1977.
- [32] Usmanow F.Ch., Rżewskij S.S.: Operatiwnoje obsłużiwanijsie sielskich raspridielitielnych sietiej. Elektriczeskije Stanciji nr 9, 1971.
- [33] Nalinow W.W., Czernowa N.A.: Statystyczne metody planowania doświadczeń ekstremalnych. WNT, Warszawa 1967.
- [34] Oktaba W.: Metody statystyki matematycznej w doświadczalnictwie. PWN, Warszawa 1972.
- [35] Oktaba W.: Elementy statystyki matematycznej i metodyka doświadczalnictwa. PWN, Warszawa 1977.
- [36] Wilson E.B.: Wstęp do badań naukowych. PWN, Warszawa 1964.
- [37] Fisz M.: Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna. PWN, Warszawa 1969.
- [38] Smirnow N.W., Dunin-Barkowski I.W.: Kurs rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej dla zastosowań technicznych. PWN, Warszawa 1969.
- [39] Box G.E.P., Hunter J.S.: Multifactor Experimental Designs for Exploring Response Surfaces. Annals of Mathematical Statistics 28 nr 2, 1957.
- [40] Box G.E.P., Behnken D.W.: Simplexsum Designs: A Class of Second Order Rotatable Designs Derivable from Those of First Order. Annals of Mathematical Statistics 31 nr 4, 1960.

- [41] Bogatyriew Ł.Ł., Bogdanowa Ł.F., Stichin G.P.: Raspoznawaniye awarijnykh situacij w elektroenergetičeskich sistiemach. Energetika - Iz. Wys.Ucz.Zaw. nr 2, 1978.
- [42] Wienikow W.A. i inni: Wlijaniye tocznosti ischodnoj informacii na ocenku statičeskoj ustojczivosti složnykh električeskich sistiem, sodieržasščich protjažniennyje elektropierledaczi. Nauka, Nowosibirsk 1970.
- [43] Benjamin J.R., Cornell C.A.: Rachunek prawdopodobieństwa, statystyka matematyczna i teoria decyzji dla inżynierów. WNT, Warszawa 1977.
- [44] Papoulis A.: Prawdopodobieństwo, zmienne losowe i procesy stochastyczne. WNT, Warszawa 1972.
- [45] Pugaczew W.S.: Teoria funkcji przypadkowych. Wydawnictwo Ministerstwa Obrony Narodowej, Warszawa 1960.
- [46] Rumsziskij Ł.Z.: Elementy teorii wiorojatnostiej. Nauka, Moskwa 1976.
- [47] Dopazzo I.F., Klitin O.A., Sasson A.M.: Stochastic load flows. IEEE, Transaction on Power Apparatus and Systems nr 2, 1975.
- [48] Kazanciew W.N., Komliw J.M.: Rascziot potier energii w raspriedielitelnoj sieti pri niepożnoj informacii o jewo režimie. Električiestwo nr 1, 1978.
- [49] Manusow W.Z.: Wiorojatnostnaja ocienka i analiz rieżimnoj nadioznosti električeskich sistiem. Materiały Konferencji "Ciągłość zasilania z systemów elektroenergetycznych", t. II. Gliwice 1977.
- [50] Manusow W.Z., Kuczierow J.N.: Statističeskoje ekwiwalentirowanije rascziotnykh schiem dla analiza stochastičesko-potokoraspiedielenija električeskich sistiem. Energetika - Iz.Wys.Ucz.Zaw. nr 7, 1978.
- [51] Sobierajski M.: Probabilistyczna metoda określenia rozpięć mocy. Materiały Konferencji "Pewność pracy systemów energoelektrycznych", t. II. Wrocław 1977.
- [52] Bargiel J. i inni: Analiza wpływu warunków meteorologicznych na intensywność zakłóceń linii napowietrznych o napięciu 110 kV. Prace IEiSU Politechniki Śląskiej, maj, Gliwice 1976.
- [53] Norma PN-75/E-05100. Elektroenergetyczne linie napowietrzne. Ogólne przepisy budowy.
- [54] Szpor S.: Ochrona odgromowa, t. I. WNT, Warszawa 1973.
- [55] Bojarski W.W.: Próba szacunku strat powodowanych przerwami w dostawie energii elektrycznej dla gospodarstw domowych. Materiały Konferencji "Metody analizy niezawodności dostawy energii elektrycznej". Rzeszów 1972.
- [56] Sozański J.: Niezawodność urządzeń i układów elektroenergetycznych. PWN, Warszawa 1974.
- [57] Wierzbička B.: Warunki zasilania energia elektryczną gospodarstw wiejskich. Materiały Konferencji "Ciągłość zasilania z systemów elektroenergetycznych", t. II. Gliwice 1977.
- [58] Greń J.: Gry statystyczne i ich zastosowania. PWE, Warszawa 1972.
- [59] Hall A.D.: Podstawy Techniki systemów. PWN, Warszawa 1968.
- [60] Luce R.D., Raiffa H.: Gry i decyzje. PWN, Warszawa 1964.
- [61] Wentciel J.S.: Issledowanije operacij. Sowietskoje radio, Moskwa 1972.
- [62] Głazunow A.A.: Analyse und Optimierung der Hauptparameter des Elektroenergieversorgungssystems von Städten. IHZ-WK-76-152, IV Wissenschaftlichen Konferenz, Zittau 1976.
- [63] Muschick E.: Primienienije teorii igr k problemam elektrosnabżenijsa. Električiestwo nr 5, 1974.

- [64] Muschick E.: Zur Anwendung der Theorie der Spiele auf Probleme der Elektroenergie-technik. Dissertation B, Dresden 1975.
- [65] Muschick E.: Über die Anwendung eines neuen Kriteriums zur Lösung praktischer Informationsmangel-Probleme. Elektrische nr 5, 1977.

PROCES ODNOWY POAWARYJNEJ W NAPOWIETRZNYCH SIECIACH ROZDZIELCZYCH

S t r e s z c z e n i e

W pracy skoncentrowano się głównie na metodach analizy procesu odnowy poawaryjnej w napowietrznych sieciach rozdzielczych w aspekcie nieciągłości zasilania odbiorców. Zakres analizy został dobrany przy tym bardzo szeroko. Na początek obejmuje on ocenę istotności wpływu wielkiej liczby różnorodnych zmiennych na niedostarczoną energię. Proponuje się wykorzystanie do tego celu doświadczeń symulowanych planowanych metodami statystycznymi (metoda bilansu losowego, planowanie ortogonalne liniowe i wyższych rzędów), a następnie zastosowanie analizy wariancyjnej. Wskazuje się na celowość traktowania niedostarczonej energii jako funkcji (linii regresji) istotnych zmiennych losowych. Dla obliczania wartości przeciętnej tej funkcji, stanowiącej podstawową wielkość kryterialną, proponuje się linearyzację statystyczną (opartą na rozwinięciu w szereg Taylora).

Wykorzystanie powyższych metod pozwala ograniczyć badania statyczne do najprostszych charakterystyk (wartości przeciętne i ewentualnie wariancji oraz kowariancji) istotnych tylko zmiennych losowych. W przypadkach gdy badania statystyczne nie gwarantują efektywnej redukcji nieokreśloności, gdy są zbyt kosztowne lub potrzebny jest do ich przeprowadzenia długi okres czasu proponuje się wykorzystanie kryteriów decyzyjnych wywodzących się z teorii gier. Wskazuje się przy tym w szczególności na przydatność w planowaniu dobowym obsługi kryterium minimaxowego ze strategiami mieszanymi. Kryterium to pozwala uwzględnić w pewnym stopniu trudności wynikające z ograniczania zatrudnienia i jednoczesnego wzrostu zadań obsługowych.

Ważną częścią pracy są wyniki badań statystycznych korelacji uszkodzeń w sąsiadujących ze sobą sieciach, a także liczby uszkodzeń w różnych stacjach pogodowych. Wyniki te - obok informacji jaką w sobie zawierają - stanowią materiał z którego można czerpać w utylitarnych zastosowaniach.

Przedstawione w pracy przykłady potwierdzają dużą efektywność metod. Uzyskane rezultaty - uwzględniające wyniki badań statystycznych - wskazują natomiast na duże potencjalne możliwości oddziaływania na poziom nieciągłości zasilania odbiorców poprzez prawidłowe kształtowanie procesu odnowy.

Wydaje się, że przyjęta metodyka ma znaczenie bardziej ogólne, wykraczające poza badania procesu odnowy w napowietrznych sieciach rozdzielczych. Powinna się ona okazać skuteczna wszędzie, gdzie mamy do czynienia

ze skomplikowanymi i mało rozeznaczonymi systemami, których działanie zależy od wielkiej liczby czynników losowych - pod warunkiem jednak, że wystarczające są oceny przeciętne pracy tych systemów i nie jest wymagana zbyt duża dokładność.

ПРОЦЕСС ПОСЛЕАВАРИЙНОГО ВОССТАНОВЛЕНИЯ В ВОЗДУШНЫХ РАСПРЕДЕЛИТЕЛЬНЫХ СЕТЯХ

Резюме

Работа посвящена методам анализа процесса восстановления воздушных распределительных сетей с учетом недоотпуска электроэнергии потребителям. Анализ включает оценку влияния большого числа разных факторов на недоотпуск электроэнергии. Предлагается использовать для этой цели планируемые статистическими методами эксперименты, которые моделируются методом Монте-Карло. При планировании используются метод случайного баланса, ортогональное планирование (линейное и более высоких порядков), с последующим анализом дисперсии. Показана целесообразность представления недоотпуска электроэнергии как функции регрессии значимых случайных величин. Для вычисления математического ожидания этой функции, являющейся основной критериальной величиной, предлагается применение статистической линеаризации.

Использование этих методов позволяет ограничить статистические исследования до простых характеристик (математического ожидания, дисперсии и ковариации) значимых случайных величин. Если статистические исследования не гарантируют эффективной редукции неопределенности, или они очень дорогие, либо для их выполнения нужен большой срок предлагается использование критериев теории игр. Показано, что в суточном планировании особенно подходит минимаксный критерий со смешанной стратегией. Этот критерий позволит учесть трудности, возникающие из ограничения рабочего персонала и одновременного роста задач обслуживания.

Важной частью работы являются результаты статистических исследований корреляции повреждений в расположенных рядом сетях, а также числа повреждений в разных метеорологических состояниях. Эти результаты являются важными и кроме того содержат обширную информацию, необходимую для практического использования, например, при эксплуатации электрических сетей.

Предложены в работе примеры подтверждают большую эффективность методов. Полученные результаты показывают большие потенциальные возможности влияния на уровень надежности питания электропотребителей за счёт правильного формирования процесса восстановления.

Принятая методика может иметь более широкие возможности, выходящие за рамки задачи восстановления воздушных распределительных сетей. Она может оказаться эффективной там, где имеем дело с системами работа которых зависит от большого числа случайных факторов, при условии, что средние оценки функционирования этих систем являются достаточными и не нужна большая точность.

THE POST-FAILURE RENEWAL PROCEDURE IN DISTRIBUTION OVERHEAD NETWORKS

S u m m a r y

The paper is mainly focused on the analysis methods of the post-renewal procedure in distribution overhead networks in the aspect of non-continuity of the receivers supply. The range of analysis has been very widely designed. First, it embraces the estimation of the substantiality of the influence of the great number of different variables on the energy, that was not supplied. Utilizing the simulated experiments planned by means of the statistical methods (the random balance method, the orthogonal linear and higher stages planning (designing)) is proposed for this procedure, followed by the application of the variance analysis. The usefulness of approaching the non-supplied energy as the regression function of the significant random variables is pointed out. The statistic linearization (based on the development into Taylor series) is proposed for computations of the expected (mean) value of this function consisting in the basic criterial value.

The utilization of the above mentioned methods allows for limiting the statistical tests to the simplest characteristics (of the expected (mean) values, or, at most, variances and covariances) of the only significant random variables. If the statistical tests do not guarantee the effective reduction of indeterminacy, being too expensive, or time consuming, the decision criterions originating from games theory are proposed for consideration. The usefulness of minimax criterion with mixed strategies in the day-and-night service is pointed out in particular. This criterion allows for taking into consideration, to some extent, the difficulties ensuing from employment limitations, and simultaneous increase in service needs.

The important part of the paper consists in the results of research on statistical correlations of damages in the neighbouring networks, and the number of damages in different weather conditions. These results, apart from the innate information, are the source of the practical applications. The examples presented in the paper confirm the essential effectivity of the methods. The results obtained, taking into consideration the results of statistical research, underline the potentials of influences on the receivers' non-continuity level of supply by means of proper planning of the renewal procedure.

The assumed methodology seems to have more general meaning, out of the problems of the post-renewal procedure in distribution overhead networks, too. It should prove effective in every domain dealing with the complex and weakly recognized systems, which operation depends on great many factors, and random factors, on the condition that the mean estimation of the systems operation is satisfying, and that great precision is not obligatory.



P.3348/39/66

Cena zł 15,—

**WYDAWNICTWA NAUKOWE I DYDAKTYCZNE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ MOŻ-
NA NABYĆ W NASTĘPUJĄCYCH PLACÓWKACH:**

- 44-100 Gliwice -- Księgarnia nr 096, ul. Konstytucji 14 b
- 44-100 Gliwice — Spółdzielnia Studencka, ul. Wrocławska 4 a
- 40-950 Katowice — Księgarnia nr 015, ul. Żwirki i Wigury 33
- 40-096 Katowice — Księgarnia nr 005, ul. 3 Maja 12
- 41-900 Bytom — Księgarnia nr 048, Pl. Kościuszki 10
- 41-500 Chorzów — Księgarnia nr 063, ul. Wolności 22
- 41-300 Dąbrowa Górnicza — Księgarnia nr 081, ul. ZBoWiD-u 2
- 47-400 Racibórz — Księgarnia nr 148, ul. Odrzańska 1
- 44-200 Rybnik -- Księgarnia nr 162, Rynek 1
- 41-200 Sosnowiec — Księgarnia nr 181, ul. Zwycięstwa 7
- 41-800 Zabrze — Księgarnia nr 230, ul. Wolności 238
- 00-901 Warszawa — Ośrodek Rozpowszechniania Wydawnictw Naukowych PAN —
Pałac Kultury i Nauki

Wszystkie wydawnictwa naukowe i dydaktyczne zamawiać można poprzez Składnicę Księgarską w Warszawie, ul. Mazowiecka 9.