

## CAPITOLUL 3

### FIABILITATEA STRUCTURALĂ

#### 3.1. Modelul funcțional

Analiza fiabilității prin intermediul modelelor statistice globale necesită asocierea echipamentului cu un obiect abstract, descris de un grup de variabile accesibile, care constituie singurele legături ale echipamentului cu exteriorul.

Variabilele de intrare  $U = (u_1, u_2 \dots u_m)$  constituie vectorul cauză, iar vectorul efect este vectorul de ieșire  $Y = (y_1, y_2 \dots y_p)$ , ambii vectori fiind în general procese aleatoare [3]. Atunci când nu se cunoaște nimic despre structura echipamentului, acesta este descris matematic de dependența funcțională (3.1):

$$Y = A(U) \quad (3.1)$$

Atunci când se cunoaște măcar parțial structura echipamentului se poate pune în evidență un număr de variabile interne prin intermediul cărora se manifestă influența variabilelor de intrare asupra celor de ieșire. Prin evidențierea variabilelor interne (variabile de stare) echipamentul inițial poate fi descompus în două subsisteme ca în figura 3.1.

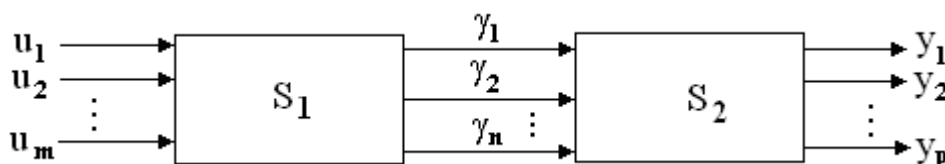


Fig. 3.1. Reprezentarea unui echipament când se cunoaște structura sa.

Prin alegerea convenabilă a vectorului de stare echipamentul poate fi descris cu ajutorul relațiilor:

$$\begin{aligned} \dot{\Gamma} &= B(\Gamma, U) \\ Y &= D(\Gamma) \end{aligned} \quad (3.2)$$

Conform acestor relații vectorul de stare determină complet vectorul ieșirilor. Analiza fiabilității unui echipament presupune o interpretare fizică

adecvată a variabilelor de intrare, ieșire și stare. Ca variabile de intrare se iau solicitările datorate interacțiunii cu alte echipamente și cu mediul ambiant, iar ca variabile de ieșire se consideră performanțele echipamentului.

*Exemplu:* În cazul unui sistem de reglare: vectorul de intrare: solicitările electrice ale componentelor (tensiuni, curenți, puteri disipate), temperatură ambiantă, umiditatea, nivelul perturbațiilor; vectorul de ieșire: suprareglajul, durata regimului tranzitoriu, rezerva de stabilitate. Vectorul de stare se alege pe baza observației că performanțele echipamentului depind nemijlocit de parametrii componentelor, care depind de rândul lor de solicitări. Parametrii componentelor reprezintă în acest caz variabilele de stare ale echipamentului în cazul unei analize de fiabilitate.

Analiza este completă dacă se descrie matematic influența solicitărilor asupra parametrilor componentelor, respectiv a acestora din urmă asupra performanțelor echipamentului. Analiza structurală a fiabilității își propune să elaboreze modele structurale care să exprime dependența dintre performanțele echipamentului și parametrii componentelor sale.

Aceste modele trebuie să țină seama de evoluția variabilelor, astfel încât să permită calculul indicatorilor de fiabilitate pornind de la indicatorii de fiabilitate care caracterizează componentele. Modelele se bazează pe relația generală dintre performanțele echipamentului și parametrii componentelor.

$$Y = D(\Gamma) \quad (3.3)$$

Această dependență funcțională mai poate fi scrisă:

$$y_i = f_i \left( \gamma_1^{(1)}, \gamma_1^{(2)}, \dots, \gamma_1^{(l_1)}, \gamma_2^{(1)}, \gamma_2^{(2)}, \dots, \gamma_2^{(l_2)} \dots \gamma_j^{(1)}, \gamma_j^{(2)}, \dots, \gamma_j^{(l_j)} \dots \gamma_n^{(1)}, \gamma_n^{(2)}, \dots, \gamma_n^{(l_n)} \right) \\ i = 1, 2, \dots, p \quad (3.4)$$

Relațiile (3.4) constituie modelul funcțional al echipamentului. Se observă că fiecare componentă este descrisă de  $l_j$  parametri ( $j=1, 2, \dots, n$ ), iar performanțele echipamentului ( $y_i, i=1, 2, \dots, p$ ) depind de toți cei  $N$  parametri ai componentelor, unde:

$$N = l_1 + l_2 + \dots + l_n \quad (3.5)$$

Pentru a caracteriza fiabilitatea echipamentului este necesar să se definească domeniul de bună funcționare al acestuia ca mulțimea valorilor  $Y$  din spațiul  $p$  – dimensional, pentru care echipamentul își îndeplinește

funcția în mod satisfăcător. Delimitarea domeniului de bună funcționare se poate face utilizând relațiile următoare:

$$\begin{aligned} y_{i \min} &\leq y_i \leq y_{i \max} \\ i &= 1, 2, \dots, p \end{aligned} \quad (3.6)$$

Intervalul  $[y_{i \min}, y_{i \max}]$  reprezintă un interval de toleranță pentru performanța  $i$  a echipamentului. Acest interval poate fi și unilateral, adică este posibil ca  $y_{i \min} = 0$  sau  $y_{i \max} = \infty$ .

Utilizând intervalele de toleranță se pot exprima indicatorii de fiabilitate la nivelul echipamentului pornind de la performanțele acestuia. Funcția de fiabilitate  $R_E$  este probabilitatea ca în intervalul  $(0, t)$ , vectorul de ieșire să aparțină domeniului de bună funcționare.

$$R_E = P \left[ \bigcap_{i=1}^p (y_{i \min} \leq y_i \leq y_{i \max}) \right] \quad (3.7)$$

Pornind de la specificațiile impuse performanțelor echipamentului prin condițiile (3.6) se proiectează toleranțele care trebuie impuse parametrilor componentelor pentru a asigura încadrarea vectorului de ieșire în domeniul de bună funcționare. Se stabilesc astfel domeniile de bună funcționare asociate fiecărui parametru:

$$\begin{aligned} \gamma_{j \min}^{(k)} &\leq \gamma_j^{(k)} \leq \gamma_{j \max}^{(k)} \\ k &= 1, 2, \dots, l_j \\ j &= 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (3.8)$$

Funcția de fiabilitate asociată unei componente este probabilitatea ca, în intervalul  $(0, t)$ , toți cei  $l_j$  parametri ai acesteia să fie cuprinși în intervalele de toleranță respective:

$$\begin{aligned} R_j &= P \left[ \bigcap_{k=1}^{l_j} \left( \gamma_{j \min}^{(k)} \leq \gamma_j^{(k)} \leq \gamma_{j \max}^{(k)} \right) \right] \\ j &= 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (3.9)$$

Analiza structurală a fiabilității are drept prim scop stabilirea unei relații între funcția de fiabilitate a echipamentului (3.7) și funcțiile de fiabilitate ale elementelor componente (3.9). Analiza trebuie precedată de o evaluare cât mai precisă a funcțiilor de fiabilitate individuale  $\{R_j, j=1, 2, \dots, n\}$ , care

să țină seama de criteriile de defectare reale, impuse de structura echipamentului.

Rezolvarea problemei presupune cunoașterea în fiecare moment de timp a densităților de probabilitate asociate parametrilor  $\{\gamma_j^{(k)}, k=1, 2 \dots l_j, j=1, 2, \dots n\}$ , care caracterizează elementele componente ale echipamentului. Cu ajutorul acestor densități de probabilitate se calculează funcțiile individuale de fiabilitate (3.9), iar utilizând relațiile (3.4) se obțin densitățile de probabilitate asociate performanțelor echipamentului:  $\{y_i, i=1, 2, \dots p\}$ . Introducând aceste densități în expresia lui  $R_E$  se obține funcția de fiabilitate a echipamentului (3.7). Repetând această operație la diferite momente de timp, se stabilește dependența funcțională dintre  $R_E$  și  $\{R_j, j=1, 2, \dots n\}$ , astfel încât analiza structurală a fiabilității este încheiată.

În vederea înlăturării dificultăților ce decurg din calculul densității de probabilitate asociată performanțelor echipamentului, se poate utiliza simularea *Monte Carlo*. Se generează astfel valori posibile ale parametrilor în conformitate cu legile de repartiție asociate, obținându-se prin simulări repetate densitățile de probabilitate asociate performanțelor și de aici, funcția de fiabilitate a echipamentului.

Această analiză se efectuează pe sisteme de calcul și este strâns legată de analiza funcționării echipamentului, fiind posibilă efectuarea ei odată cu proiectarea acestuia. Dezavantajul constă în consumul mare de timp și memorie, fiind necesare numeroase valori ce trebuie calculate la intervale scurte de timp, pentru a putea obține indicatorii de fiabilitate ca funcții de timp.

Analiza structurală directă a fiabilității echipamentului, bazată pe modelul funcțional (3.4), este de regulă evitată din cauza dificultăților legate de cunoașterea completă a proceselor aleatoare asociate componentelor  $\{\gamma_j^{(k)}, k=1, 2 \dots l_j, j=1, 2, \dots n\}$  la diferite momente de timp.

### 3.2. Modelul logic

Pornind de la relațiile (3.4) dintre performanțele echipamentului și parametrii componentelor și de la domeniile de funcționare respective (3.6) și (3.8), se poate construi un model structural cu ajutorul căruia analiza

fiabilității echipamentului este mult simplificată. Acest model, numit model logic, se obține prin reducerea dimensiunii vectorilor de ieșire și stare după cum urmează. În locul celor  $p$  variabile de ieșire se definește o singură variabilă  $S$ , astfel încât, la fiecare moment de timp:

$$\begin{aligned} S &= 1 \text{ pentru } \forall i = 1, 2, \dots, p; \quad y_{i \min} \leq y_i \leq y_{i \max} \\ S &= 0 \text{ daca } \exists i = 1, 2, \dots, p; \quad y_i > y_{i \max} \text{ sau } y_i < y_{i \min} \end{aligned} \quad (3.10)$$

În conformitate cu ultima relație, vectorul performanțelor echipamentului este înlocuit cu o singură variabilă binară, care ia valoarea “1” dacă vectorul de ieșire aparține domeniului de bună funcționare și valoarea “0” în caz contrar. Echipamentul se consideră fără reînnoire, fiabilitatea sa în intervalul  $(0, t)$  fiind egală cu probabilitatea ca la un moment dat, variabila  $S$  să ia valoarea 1.

$$R_E = P(S=1) \quad (3.11)$$

În locul vectorului de stare cu  $l_j$  dimensiuni asociat unei componente  $j$ , se consideră o variabilă binară  $x_j$ , care ia valoarea 1 dacă toți cei  $l_j$  parametri ai componentei sunt cuprinși între limitele de toleranță respective, și valoarea 0 în caz contrar:

$$\begin{aligned} x_j &= 1 \text{ pentru } \forall k = 1, 2, \dots, l_j; \quad \gamma_j^{(k)} \min \leq \gamma_j^{(k)} \leq \gamma_j^{(k)} \max \\ x_j &= 0 \text{ daca } \exists i = 1, 2, \dots, l_j; \quad \gamma_j^{(k)} < \gamma_j^{(k)} \min \text{ sau } \gamma_j^{(k)} > \gamma_j^{(k)} \max \end{aligned} \quad (3.12)$$

Funcția de fiabilitate a unei componente este dată de:

$$R_j = P(x_j=1) \quad (3.13)$$

Utilizând variabilele binare  $\{x_j, j=1, 2, \dots, n\}$  și  $S$ , relația stare-ieșire se poate exprima printr-o funcție booleană, numită **funcție de structură**.

$$S = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (3.14)$$

Analiza structurală trebuie să determine o relația funcțională între funcția de fiabilitate  $R_E$  a sistemului și funcțiile de fiabilitate  $\{R_j, j=1, 2, \dots, n\}$  ale elementelor componente:

$$R_E = \Psi(R_1, R_2, \dots, R_n) \quad (3.15)$$

Utilizarea modelului logic presupune cunoașterea funcțiilor de fiabilitate  $R_1, R_2, \dots, R_n$  care caracterizează elementele echipamentului. Modelul logic diferă de cel funcțional și prin faptul că structura echipamentului este

descrisă de funcția booleană (3.14), în locul relațiilor (3.4) care sunt mult mai complicate. Diferența de complexitate provine din faptul că relațiile (3.4) realizează o descriere a echipamentului din toate punctele de vedere, în timp ce funcția booleană (3.14) reflectă exclusiv fiabilitatea structurală, punând în evidență combinațiile logice ale stărilor elementelor componente care implică buna funcționare a echipamentului. Cele două modele, funcțional și logic se vor compara în cazul concret al unui echipament asimilat cu un sistem automat cu reacție negativă.

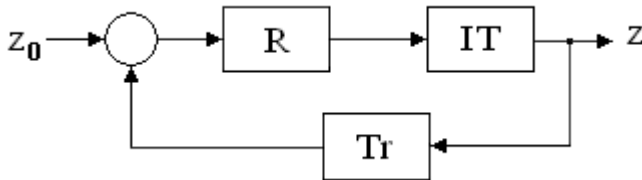


Fig. 3.2. Structură cu reacție negativă

Întrucât misiunea acestei structuri este să mențină mărimea de ieșire  $z$  la o valoare constantă, performanța echipamentului poate fi definită ca variația relativă a acestei mărimi:

$$y = \frac{\Delta z}{z} \quad (3.16)$$

Incluzând regulatorul și instalația tehnologică într-un singur element caracterizat de funcția de transfer  $H_d(s)$ , iar traductorul fiind considerat separat, descris de funcția de transfer  $H_r(s)$  echipamentul analizat se poate descompune astfel:

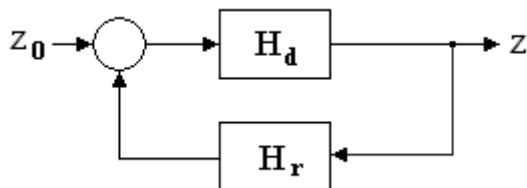


Fig. 3.3. Reprezentarea simplificată a structurii din figura 3.2.

Mărimea de referință ( $z_0$ ) se consideră riguros constantă. Din punct de vedere al fiabilității structura din figura 3.3 poate fi reprezentată prin sistemul abstract din figura 3.4:

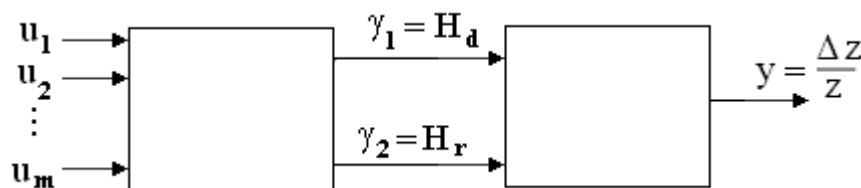


Fig. 3.4. Reprezentarea structurii din figura 3.3, din punct de vedere al fiabilității

Solicitările  $u_1, u_2, \dots, u_n$  datorate mediului ambiant și interacțiunilor cu alte echipamente acționează asupra parametrilor caracteristici  $H_d$  și  $H_r$  ai elementelor componente, care la rândul lor, influențează performanța  $y$  a echipamentului.

Pentru a obține un model structural se pornește de la funcția de transfer a echipamentului în regim staționar:

$$\frac{z}{z_0} = \frac{H_d}{1 + H_d H_r} \quad (3.17)$$

Prin logaritmare și derivare, din relația (3.17) se obține:

$$\frac{dz}{z} = \frac{1}{1 + H_d H_r} \cdot \frac{dH_d}{H_d} - \frac{H_d H_r}{1 + H_d H_r} \cdot \frac{dH_r}{H_r} \quad (3.18)$$

Trecând la diferențe finite, din relația (3.18) se obține:

$$y = \frac{\Delta z}{z} = \frac{1}{1 + H_d H_r} \cdot \frac{\Delta H_d}{H_d} - \frac{H_d H_r}{1 + H_d H_r} \cdot \frac{\Delta H_r}{H_r} \quad (3.19)$$

Relația (3.19) definește modelul funcțional al fiabilității echipamentului analizat.

Pentru a exprima fiabilitatea se delimitează domeniul de bună funcționare prin condiția  $|y| \leq \varepsilon$ , astfel încât:

$$R_E = P(|y| \leq \varepsilon) \quad (3.20)$$

În continuare se pot proiecta toleranțele parametrilor elementelor componente prin metoda cazului cel mai favorabil. Se pune condiția:

$$|y| < \frac{|\Delta z|}{z} \leq \frac{1}{1 + H_d H_r} \cdot \frac{|\Delta H_d|}{H_d} - \frac{H_d H_r}{1 + H_d H_r} \cdot \frac{|\Delta H_r|}{H_r} \leq \varepsilon \quad (3.21)$$

Dacă se consideră  $\varepsilon_d + \varepsilon_r = \varepsilon$ , se obține în continuare:

$$\frac{|\Delta H_d|}{H_d} \leq \varepsilon_d \cdot (1 + H_d H_r) \quad \frac{|\Delta H_r|}{H_r} \leq \varepsilon_r \cdot \frac{(1 + H_d H_r)}{H_d H_r} \approx \varepsilon_r \quad (3.22)$$

Relațiile (3.22) sunt analoge cu (3.8), funcțiile de fiabilitate individuale ale componentelor fiind date de:

$$R_d = P\left[\frac{|\Delta H_d|}{H_d} \leq \varepsilon_d \cdot (1 + H_d H_r)\right] ; \quad R_r = P\left[\frac{|\Delta H_r|}{H_r} \leq \varepsilon_r\right] \quad (3.23)$$

Pentru a stabili, cu ajutorul modelului funcțional, relația dintre funcția de fiabilitate a echipamentului (3.20) și funcțiile de fiabilitate (3.23) ale elementelor componente se folosește următorul algoritm [3]:

1. Se determină densitățile de probabilitate  $f_{H_d}(H_d)$  și  $f_{H_r}(H_r)$  asociate parametrilor  $H_d, H_r$ .
2. Se calculează funcțiile de fiabilitate ale elementelor cu relațiile (3.23).
3. Folosind densitățile de probabilitate de la punctul 1 se stabilește cu relația (3.19) densitatea de probabilitate a performanței echipamentului.
4. Utilizând rezultatul de la punctul 3 se calculează cu relația (3.20) funcția de fiabilitate a echipamentului.
5. Se repetă punctele 1 – 4 pentru diferite momente de timp.

Din analiza algoritmului se observă că el nu poate fi realizat analitic, dificultatea esențială fiind legată de punctul 3. Se poate recurge la simularea *Monte Carlo*, dar consumul de memorie și timp calculator este mare, rezultând concluzia că analiza fiabilității pe baza modelului funcțional nu este o operație prea comodă.

În cazul modelului logic, se definește variabila binară  $S$ , astfel încât:

$$\begin{cases} S = 1 & \text{pentru } |y| \leq \varepsilon \\ S = 0 & \text{pentru } |y| > \varepsilon \end{cases}$$

Pentru componentele  $H_d$  și  $H_r$  se definesc variabilele binare  $x_d$  și  $x_r$  care iau valori egale cu 1 sau 0 după cum inegalitățile corespunzătoare (3.22) sunt sau nu îndeplinite. Se observă că îndeplinirea egalităților (3.22) asigură în mod acoperitor încadrarea performanței echipamentului în domeniul de bună funcționare.

Pentru ca echipamentul să fie în bună stare este necesar ca ambele componente să fie în bună stare, ceea ce conduce la funcția logică de structură:

$$S = x_d \cdot x_r \quad (3.24)$$

Funcția de structură este mult mai simplă decât relația (3.19) care definește modelul funcțional, deoarece nu descrie modul în care echipamentul își îndeplinește misiunea, ci exprimă doar relația logică dintre stările componentelor și starea echipamentului. Dacă se admite independența



defectărilor elementelor, relația dintre funcția de fiabilitate a echipamentului  $R_E$  și funcțiile de fiabilitate ale elementelor,  $R_d$  și  $R_r$ , presupuse cunoscute, se deduce prin calcule elementare:

$$R_E = P(S=1) = P(x_d=1) \cdot P(x_r=1) = R_d \cdot R_r \quad (3.25)$$

Exemplul considerat pune în evidență simplitatea analizei bazată pe modelul logic.

### 3.2.1. Metode de analiză a fiabilității sistemelor descrise prin modele logice

Scopul acestor metode este ca pornind de la funcția de structură  $S = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_n)$  să se obțină relația dintre fiabilitatea echipamentului și fiabilitățile componentelor sale  $R_E = \Psi(R_1, R_2, \dots, R_n)$ .

Se va utiliza în continuare o reprezentare a funcției logice de structură a unui echipament, cu ajutorul grafurilor de semnal. Se consideră că semnalul introdus în graf ajunge la ieșire dacă și numai dacă echipamentul este în bună stare, adică  $S=1$ . Fiecărei variabile  $x_j$  îi corespunde un arc care se consideră întrerupt dacă  $x_j=0$ , respectiv dacă elementul  $j$  este defect.

Se consideră o funcție de structură de forma produsului logic:

$$S = x_1 \cap x_2 \cap \dots \cap x_n \quad (3.26)$$

Graful de semnal corespunzător este următorul:

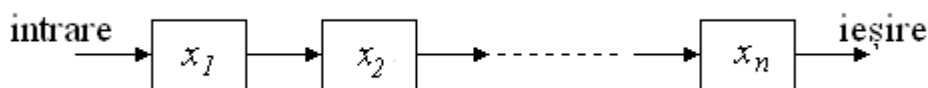


Fig. 3.5. Graful de semnal pentru funcția de structură (3.26).

Datorită formei grafului de semnal, aceste echipamente se numesc de tip serie, oricare ar fi structura lor din punct de vedere funcțional. Sub raportul fiabilității, un echipament care se defectează la defectarea oricăruia din elementele sale este de tip serie. *Exemplu:* structura cu reacție studiată.

În ipoteza independenței defectărilor elementelor componente, funcția de fiabilitate a echipamentului este:

$$R_E = P(S=1) = \prod_{i=1}^n P(x_i=1) = \prod_{i=1}^n R_i \quad (3.27)$$

Din ultima relație rezultă că un echipament serie format din elemente fără uzură este la rândul lui un echipament fără uzură. În cazul echipamentelor cu structură serie avem:

$$R_E = \prod_{i=1}^n e^{-\lambda_i \cdot t} = e^{-t \sum_{i=1}^n \lambda_i} = e^{-\lambda_E \cdot t} \quad (3.28)$$

Rata de defectare constantă și media timpului de funcționare sunt date de relațiile:

$$\lambda_E = \sum_{i=1}^n \lambda_i \quad m_E = \frac{1}{\lambda_E} \quad (3.29)$$

Din relațiile (3.29) se observă că, dacă fiabilitatea uneia dintre componente este mult inferioară fiabilității celorlalte, adică  $\{\exists_j : \lambda_j \gg \lambda_i, \forall i = 1, 2, \dots, n\}$ , atunci această componentă determină fiabilitatea echipamentului ( $\lambda_E \cong \lambda_j$ ). Rezultă că este contraindicat să se sintetizeze echipamente de tip serie din elemente cu fiabilități mult diferite.

Considerăm în continuare o funcție de structură de tipul SAU logic:

$$S = x_1 \cup x_2 \cup \dots \cup x_n \quad (3.30)$$

Graful de semnal corespunzător este următorul:

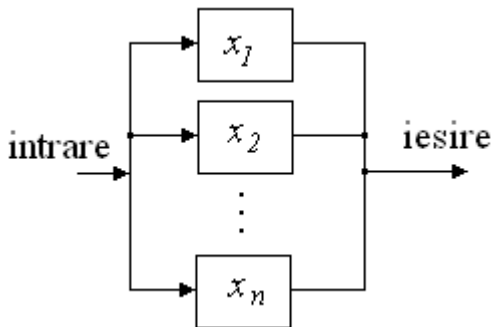


Fig. 3.6. Graful corespunzător funcției de structura dată de relația 3.30

Astfel de echipamente se numesc de tip paralel, indiferent de structura lor funcțională.

Analiza cantitativă a fiabilității echipamentului nu poate fi făcută imediat, ca la echipamentul cu structură serie, deoarece probabilitatea reuniunii nu este dată de suma probabilităților, decât pentru evenimente incompatibile, ceea ce nu este cazul. În această situație se poate proceda la o reducere la cazul anterior considerând variabila  $S$  negată:

$$\bar{S} = \overline{x_1 \cup x_2 \cup \dots \cup x_n} = \bar{x}_1 \cap \bar{x}_2 \cap \dots \cap \bar{x}_n \quad (3.31)$$

În conformitate cu relația anterioară, probabilitatea de defectare a echipamentului este dată de produsul probabilităților de defectare ale elementelor componente:

$$F_E = P(\bar{S} = 1) = \prod_{i=1}^n P(\bar{x}_i = 1) = \prod_{i=1}^n F_i \Rightarrow R_E = 1 - F_E = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - R_i) \quad (3.32)$$

Din relația anterioară se poate deduce că un echipament cu structură de tip paralel, din punct de vedere al fiabilității, format din elemente fără uzură este un echipament cu uzură medie pozitivă (tip IFRA). Fizic, uzura echipamentului se explică prin faptul că, pe măsură ce unele elemente se defectează, pericolul de defectare a echipamentului crește.

Pornind de la structurile elementare de tip serie și paralel și utilizând relațiile (3.27) și (3.32) s-ar putea realiza analiza oricărui echipament reductibil la o combinație de astfel de structuri.

Funcția de structură a unui echipament serie-paralel este, în general de forma unei reuniuni de produse logice, o variabilă fiind prezentă numai în unul dintre aceste produse reunite:

$$S = \bigcup_i (x_{i_1} \cap x_{i_2} \cap \dots \cap x_{i_{j_i}}) \quad (3.33)$$

$$x_{i_k} \neq x_{l_m}, \forall i, l, k, m$$

În mod similar un echipament paralel-serie va fi descris de o funcție de structură de tipul produsului logic al unor reuniuni, o variabilă apărând într-o singură reuniune:

$$S = \bigcap_i (x_{i_1} \cup x_{i_2} \cup \dots \cup x_{i_{j_i}}) \quad (3.34)$$

$$x_{i_k} \neq x_{l_m}, \forall i, l, k, m$$

Există însă și echipamente a căror structură nu poate fi descrisă cu ajutorul funcțiilor de tipul (3.33) sau (3.34), sau de combinații ale acestora. Pentru exemplificare se consideră funcția de structură dată de relația (3.35).

$$S = [x_1(x_2 \cup x_5)] \cup [x_3(x_4 \cup x_5)] \quad (3.35)$$

Funcția prezentată în (3.35) nu este o structură reductibilă la combinații de structuri serie și paralel deoarece variabila  $x_5$  apare mai mult decât o singură dată.

Se vor analiza în continuare echipamentele coerente, adică acele echipamente ale căror performanțe se îmbunătățesc odată cu creșterea numărului de elemente aflate în bună stare. În toate metodele folosite se

face ipoteza independenței defectării elementelor. Admiterea acestei ipoteze conduce la o aproximare prin lipsă a fiabilității sistemului, deci la un calcul acoperitor. De asemenea, nu se vor lua în considerație posibilitățile de reînnoire ale echipamentului, modelul logic nefiind adecvat tratării unor asemenea situații.

Una din metodele foarte utilizate în analizele efectuate fără mijloace automate de calcul, este *metoda probabilității totale*. Această metodă constă în reducerea structurii unui echipament la combinații de structuri elementare de tip serie și paralel prin ipoteze formulate asupra stării unor elemente ale acestuia. Pentru a obține reducerea este necesar ca ipotezele formulate să se refere la variabilele care se repetă în funcția de structură.

Se consideră în continuare că variabila  $x_j$  apare de mai multe ori în funcția de structură. Dacă se face ipoteza că elementul  $j$  este în bună stare, variabila  $x_j$  ia valoarea 1 iar funcția de structură devine:

$$S/(x_j = 1) = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, 1, x_{j+1}, \dots, x_n) \quad (3.36)$$

În ipoteza că elementul  $j$  este defect, variabila  $x_j = 0$ , iar funcția de structură va avea expresia următoare:

$$S/(x_j = 0) = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, 0, x_{j+1}, \dots, x_n) \quad (3.37)$$

Fiabilitatea echipamentului se obține conform formulei probabilității totale:

$$R_E = P(S = 1) = P(S = 1/x_j = 1) \cdot P(x_j = 1) + P(S = 1/x_j = 0) \cdot P(x_j = 0) = R(S/j) \cdot R_j + R(S/\bar{j}) \cdot (1 - R_j) \quad (3.38)$$

Dacă expresiile (3.36) și (3.37) reprezintă combinații de structuri serie și paralel, probabilitățile condiționate  $R(S/j)$ ,  $R(S/\bar{j})$  pot fi calculate cu ajutorul relațiilor (3.27) și (3.32), astfel încât funcția de fiabilitate  $R_E$  poate fi calculată.

Dacă însă expresiile de tipul (3.36), (3.37) nu reprezintă combinații de tip serie sau paralel, trebuie să se aplice încă o dată metoda probabilității totale.

Presupunând că expresia (3.36) nu este de tipul unei combinații serie-paralel, datorită repetării variabilei  $x_j$ , aplicând formula probabilității totale se obține:

$$R(S/j) = R(S/j \cap k) \cdot R_k + R(S/j \cap \bar{k}) \cdot (1 - R_k) \quad (3.39)$$

Metoda probabilității totale are avantajul că permite o evaluare comodă a ponderii pe care o au elementele în asigurarea bunei funcționări a echipamentului.

Ponderea unei componente  $j$  în cadrul modelului logic se definește ca derivata funcției de fiabilitate a echipamentului în raport cu funcția de fiabilitate a componentelor respective. Plecând de la relația (3.38) ponderea componentei  $j$  poate fi determinată cu ajutorul relației următoare:

$$\frac{\partial R_E}{\partial R_j} = R(S/j) - R(\overline{S/j}) \quad (3.40)$$

Aplicarea metodei probabilității totale necesită evaluarea funcțiilor de fiabilitate condiționate, astfel încât evaluarea ponderilor componentelor se poate face cu minimum de efort de calcul.

### Modelul logic – exemplificare metoda probabilității totale

Se consideră un echipament format din patru surse de informații, fiecare aflându-se în legătură cu celelalte trei (figura 3.7). Se acceptă ipoteza că sursele nu se defectează, însă canalele de transmitere a informației pot fi afectate de perturbații în mod independent unul de altul, devenind inutilizabile.

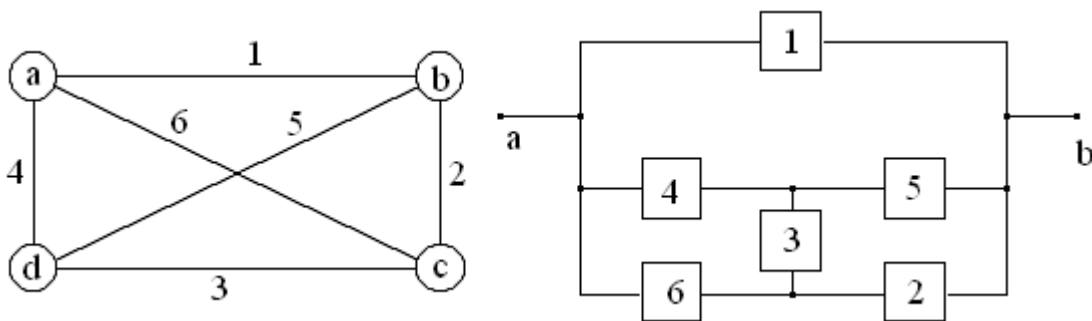


Fig. 3.7. Echipamentul analizat și graful asociat

Funcția de fiabilitate a unui canal este presupusă cunoscută și se notează cu  $R$ , fiind aceeași pentru toate canalele. Misiunea echipamentului este de a realiza transferul informației între două surse în mod direct sau prin intermediul celorlalte surse.

Echipamentul având o structură simetrică, se poate considera transmiterea informației între oricare două surse, de exemplu  $a$  și  $b$ . Analizând logic relația dintre performanța echipamentului și stările elementelor - operație

pentru care nu se poate da o regulă generală - se obține următoarea funcție de structură:

$$S = x_1 \cup x_2 \cdot x_6 \cup x_4 \cdot x_5 \cup x_2 \cdot x_3 \cdot x_4 \cup x_3 \cdot x_5 \cdot x_6 \quad (3.41)$$

cu graful corespunzător în figura 3.7.

Analizând graful asociat funcției de structură se constată că echipamentul nu este reductibil la combinații de tip paralel și serie. Acest lucru este datorat oricăruia dintre elementele 2 – 6 deoarece toate variabilele corespunzătoare  $x_2 - x_6$  se repetă în expresia funcției de structură (3.41).

În vederea analizei cantitative a fiabilității se aplică metoda probabilității totale, făcându-se ipoteze asupra stării unuia dintre elementele 2 – 6. Se optează pentru elementul 3, alegerea făcându-se în urma analizei grafului din figura 3.7. Presupunând că elementul 3 este în bună stare de funcționare se obține funcția de structură dată de relația (3.42):

$$\begin{aligned} (S/x_3 = 1) &= x_1 \cup x_2 \cdot x_6 \cup x_4 \cdot x_5 \cup x_2 \cdot x_4 \cup x_5 \cdot x_6 = \\ &= x_1 \cup [(x_2 \cup x_5) \cdot (x_4 \cup x_6)] \end{aligned} \quad (3.42)$$

Graful de semnal asociat acestei funcții de structură este prezentat în figura 3.8.

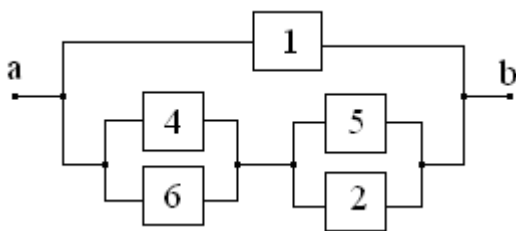


Fig. 3.8. Graful de semnal asociat funcției de structură (3.42).

Echipamentul cu funcția de structură (3.42) este o combinație de structuri serie și paralel, după cum rezultă din figura 3.8. Funcția de fiabilitate a acestei structuri se obține aplicând din aproape în aproape, relațiile (3.27) și (3.32):

$$\begin{aligned} R(S/3) &= P(S = 1/x_3 = 1) = 1 - (1 - R) \cdot \left\{ 1 - \left[ 1 - (1 - R)^2 \right] \cdot \left[ 1 - (1 - R)^2 \right] \right\} = \\ &= 1 - (1 - R) \cdot \left[ 1 - (2R - R^2)^2 \right] = -R^5 + 5R^4 - 8R^3 + 4R^2 + R \end{aligned} \quad (3.43)$$

Se consideră în continuare ipoteza că elementul 3 este defect. Se obține funcția de structură următoare:

$$S/(x_3 = 0) = x_1 \cup x_2 \cdot x_6 \cup x_4 \cdot x_5 \quad (3.44)$$

Graful de semnal asociat funcției de structură (3.44) este prezentat în figura 3.9. Acest graf de semnal se obține din cel inițial (figura 3.7) prin întreruperea arcului corespunzător elementului 3.

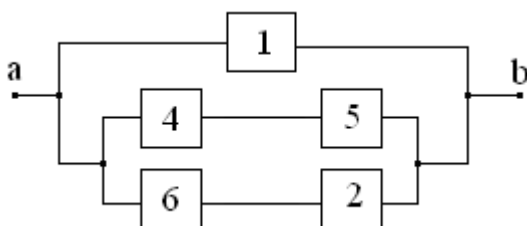


Fig. 3.9. Graful de semnal asociat funcției de structură (3.44).

Funcția de fiabilitate asociată acestei structuri se obține aplicând din aproape în aproape, relațiile (3.27) și (3.32):

$$\begin{aligned} R(S/\bar{3}) &= P(S = 1/x_3 = 0) = 1 - (1 - R) \cdot (1 - R^2) \cdot (1 - R^2) = \\ &= R^5 - R^4 - 2R^3 + 2R^2 + R \end{aligned} \quad (3.45)$$

Se aplică apoi formula probabilității totale (3.38), obținând funcția de fiabilitate a echipamentului:

$$\begin{aligned} R_E &= R(S/3) \cdot R + R(S/\bar{3}) \cdot (1 - R) = -R^6 + 5R^5 - 8R^4 + 4R^3 + R^2 + \\ &+ R^5 - R^4 - 2R^3 + 2R^2 + R - R^6 + R^5 + 2R^4 - 2R^3 - R^2 = \\ &= -2R^6 + 7R^5 - 7R^4 + 2R^2 + R \end{aligned} \quad (3.46)$$

Calculul ponderilor va fi exemplificat pentru elementul 3. Conform relației (3.40) și ținând seama de relațiile (3.43) și (3.45) se obține:

$$\begin{aligned} \frac{\partial R_E}{\partial R_3} &= R(S/3) - R(S/\bar{3}) = -R^5 + 5R^4 - 8R^3 + 4R^2 + R - R^5 + R^4 + \\ &+ 2R^3 - 2R^2 - R = -2R^5 + 6R^4 - 6R^3 + 2R^2 = 2R^2(1 - R)^3 \end{aligned} \quad (3.47)$$

Din ultima relație se observă că ponderea elementului 3 în asigurarea performanței echipamentului depinde de funcția de fiabilitate a elementelor acestuia și deci implicit de timp. Reprezentând grafic ponderea elementului 3 în raport cu  $R$  se observă că aceasta este nulă pentru  $R = 0$  și  $R = 1$  și are un maxim pentru  $R = \frac{2}{5}$ .

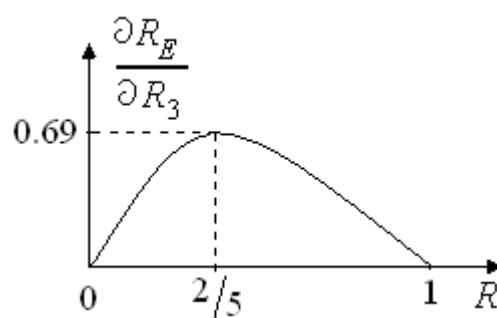


Fig. 3.10. Pondere elementului 3 în asigurarea fiabilității echipamentului.

Din analiza efectuată rezultă că, în contextul metodei probabilității totale, modelul logic se exprimă mai comod prin graful de semnal decât prin funcția de structură. De aceea în aplicații, modelul logic este de regulă elaborat sub forma grafului de semnal, fără a mai fi necesară scrierea explicită a funcției de structură.

Acest fapt a sugerat elaborarea unor metode de analiză analoge cu cele aplicabile rețelelor electrice (transfigurări triunghi-stea), care la rândul lor pot fi reprezentate prin grafuri de semnal.

Metoda probabilității totale, alături de formulele de calcul al fiabilității structurilor elementare de tip serie și paralel, rămâne cea mai utilizată și mai comodă metodă pentru analiza unor echipamente de complexitate redusă. Creșterea complexității echipamentelor a impus însă elaborarea unor metode de analiză mai sistematice, ușor de implementat sub forma unor algoritmi programabili pe calculator. Există mai multe metode care satisfac acest deziderat, ele fiind înglobate sub denumirea de *metode algebrice*.

### 3.2.2. Metode algebrice de analiză a fiabilității echipamentelor descrise prin modele logice

Aceste metode se bazează pe faptul că funcția de structură a echipamentului poate fi pusă sub forma S-O-P (“Sum-Of-Products”) [3]:

$$S = \bigcup_i x_{i_1} \cdot x_{i_2} \dots x_{i_{j_i}} \quad (3.48)$$

Termenii reuniți cu expresia anterioară se numesc *căi*. O cale reprezintă o mulțime de elemente a căror bună funcționare implică buna funcționare a echipamentului.

Dacă forma canonică (3.48) a funcției de structură este minimizată, termenii reuniunii vor reprezenta căi minime pentru echipament. O cale minimă este o mulțime de elemente a căror bună funcționare implică funcționarea echipamentului, proprietate pe care nu o are nici o submulțime a căii minime.

Dacă evenimentele care se produc atunci când termenii reuniunii (căile minime), iau valoarea 1 și sunt evenimente incompatibile două câte două, atunci se poate determina funcția de fiabilitate a echipamentului astfel:

$$R_E = P(S = 1) = \sum_i \prod_{k=1}^{j_i} P(x_{i_k} = 1) \quad (3.49)$$



În realitate, condiția de incompatibilitate între căile minime nu este îndeplinită întotdeauna. De aceea este necesar să se modifice forma (3.48) astfel încât termenii să fie incompatibili între ei. Funcția de structură trebuie pusă sub forma unei reuniuni de produse logice mutual incompatibile.

În continuare se prezintă cea mai reprezentativă metodă, ce poate fi utilizată atât pentru echipamente simple cât și pentru echipamente complexe.

Se consideră o funcție de structură formată din reuniunea a două căi minime,  $S_1$  și  $S_2$ . Cu ajutorul tabelului de adevăr se poate arăta că relația următoare este adevărată:

$$S = S_1 \cup S_2 = S_1 \cup \overline{S_1} \cdot S_2 \quad (3.50)$$

$S_1$	$S_2$	$S_1 \cup S_2$	$\overline{S_1} \cdot S_2$	$S_1 \cup \overline{S_1} \cdot S_2$
0	0	0	0	0
0	1	1	1	1
1	0	1	0	1
1	1	1	0	1

Cu ajutorul relației (3.50), o reuniune a doi termeni oarecare poate fi transformată într-o reuniune de termeni incompatibili. Prin generalizarea relației (3.50) se obține:

$$S = \bigcup_{i=1}^m S_i = S_1 \cup \overline{S_1} \cdot S_2 \cup \overline{S_1} \cdot \overline{S_2} \cdot S_3 \cup \overline{S_1} \cdot \overline{S_2} \cdot \overline{S_3} \cdot S_4 \cup \dots \cup \overline{S_1} \cdot \overline{S_2} \cdot \overline{S_3} \dots \overline{S_{m-1}} \cdot S_m \quad (3.51)$$

Se observă că în expresia (3.51) oricare doi termeni sunt incompatibili între ei. Termenii  $\{S_i, i=1,2,\dots,m\}$  sunt de forma:

$$S_i = x_{i1} \cdot x_{i2} \dots x_{ij_i} \quad i=1,2,\dots,m \quad (3.52)$$

Dacă se introduc expresiile (3.52) în (3.51) și se dezvoltă produsele logice  $\overline{S_i}$  după regulile lui *De Morgan*, caracterul mutual incompatibil al termenilor se poate pierde.

*Exemplu:* Fie  $S = S_1 \cup S_2 = S_1 \cup \overline{S_1} \cdot S_2$  unde:  $S_1 = x_{11} \cdot x_{12}$  și  $S_2 = x_{21}$ .

Înlocuind pe  $S_1$  și  $S_2$  în funcția de structură și aplicând regulile lui *De Morgan* se obține:

$$\begin{aligned} S &= x_{11} \cdot x_{12} \cup \overline{x_{11} \cdot x_{12}} \cdot x_{21} = x_{11} \cdot x_{12} \cup (\overline{x_{11}} \cup \overline{x_{12}}) \cdot x_{21} = \\ &= x_{11} \cdot x_{12} \cup \overline{x_{11}} \cdot x_{21} \cup \overline{x_{12}} \cdot x_{21} \end{aligned}$$

Se observă că ultimii doi termeni nu sunt incompatibili între ei. Rezultă observația următoare: atunci când expresiile (3.52) ale căilor minime sunt înlocuite în funcția de structură (3.51), produsele logice  $\overline{S_i}$  nu trebuie dezvoltate ca reuniuni de variabile negate. Dacă nu există variabile comune în căile minime, se poate calcula direct funcția de fiabilitate a echipamentului analizat. Dacă însă există variabile comune, ele trebuie eliminate pentru a asigura independența termenilor intersectați în produsele logice.

Se consideră o funcție de structură cu două căi minime care au un element comun:  $S = S_1 \cup S_2 = xy \cup xz = xy \cup \overline{xy} \cdot xz$ . Cei doi termeni ai reuniunii sunt incompatibili între ei, dar al doilea termen conține variabila  $x$  de două ori ceea ce conduce la o dependență între termenii  $\overline{xy}$  și  $xz$ . Rezultă că probabilitatea intersecției nu poate fi calculată direct. Pentru eliminarea variabilelor comune între diferite căi, se utilizează egalitatea următoare:

$$\overline{AB} = \overline{A} \cup \overline{B} = \overline{A} \cup A\overline{B} \quad (3.53)$$

Aplicând relația (3.53) în toate situațiile în care există variabile comune diferitelor căi minime, se obțin relațiile (3.54):

$$\begin{aligned} \overline{xy} \cdot \overline{xz} &= (\overline{x} \cup \overline{xy}) \cdot (\overline{x} \cup \overline{xz}) = \overline{x} \cup \overline{xy} \cdot \overline{xz} \\ \overline{xy} \cdot xz &= (\overline{x} \cup \overline{xy}) \cdot xz = \overline{xy} \cdot xz \\ \overline{x} \cdot \overline{xy} &= \overline{x}(\overline{x} \cup \overline{y}) = \overline{x} \cdot (\overline{x} \cup \overline{y}) = \overline{x} \end{aligned} \quad (3.54)$$

După eliminarea variabilelor comune, funcția de fiabilitate a echipamentului se poate obține direct din forma finală a funcției de structură prin înlocuirea variabilelor cu funcțiile de fiabilitate corespunzătoare, după modelul relației (3.49).

Pentru ca prelucrarea funcției de structură să fie eficientă, este recomandabil ca în forma ei inițială căile minime să se succedă în ordinea crescândă a numărului de elemente, și pe cât posibil, căile cu mai multe elemente comune să ocupe poziții succesive. Metoda expusă va fi aplicată în continuare pentru analiza fiabilității echipamentului format din patru surse de semnal, având graful din figura 3.7. Căile minime sunt:

$$\begin{aligned}
S_1 &= x_1 \\
S_2 &= x_2 \cdot x_6 \\
S_3 &= x_4 \cdot x_5 \\
S_4 &= x_2 \cdot x_3 \cdot x_4 \\
S_5 &= x_3 \cdot x_5 \cdot x_6
\end{aligned} \tag{3.55}$$

iar funcția de structură a echipamentului este:  $S = S_1 \cup S_2 \cup S_3 \cup S_4 \cup S_5$ .

În conformitate cu (3.51), funcția de structură se poate pune sub forma:

$$\begin{aligned}
S &= S_1 \cup \overline{S_1} \cdot S_2 \cup \overline{S_1} \cdot \overline{S_2} \cdot S_3 \cup \overline{S_1} \cdot \overline{S_2} \cdot \overline{S_3} \cdot S_4 \cup \overline{S_1} \cdot \overline{S_2} \cdot \overline{S_3} \cdot \overline{S_4} \cdot S_5 \\
&= S_1 \cup \overline{S_1} \cdot (S_2 \cup \overline{S_2} \cdot (S_3 \cup \overline{S_3} \cdot (S_4 \cup \overline{S_4} \cdot S_5)))
\end{aligned} \tag{3.56}$$

Se poate utiliza și notația prescurtată:

$$S = \frac{3}{3} \cdot S_4 \cup \overline{S_4} S_5 \tag{3.57}$$

unde  $\frac{3}{3}$  reprezintă expresia (3.56) până la  $\overline{S_3}$  inclusiv.

Prin înlocuirea în expresia (3.57) a expresiilor căilor minime  $S_4$  și  $S_5$ , date de relațiile (3.55), se obține:

$$S = \frac{3}{3} \cdot x_2 x_3 x_4 \cup \overline{x_2 x_3 x_4} x_3 x_5 x_6 \tag{3.58}$$

Variabila  $x_3$  care apare de două ori în termenul al doilea se poate elimina folosind cea de-a doua relație din (3.54). Se obține:

$$S = \frac{3}{3} \cdot x_2 x_3 x_4 \cup \overline{x_2 x_4} x_3 x_5 x_6 \tag{3.59}$$

Înlocuind în continuare expresia căii minime  $S_3$  și utilizând relațiile (3.54) se obține:

$$\begin{aligned}
S &= \frac{2}{2} \cdot x_4 x_5 \cup \overline{x_4 x_5} (x_2 x_3 x_4 \cup \overline{x_2 x_4} x_3 x_5 x_6) = \\
&= \frac{2}{2} \cdot x_4 x_5 \cup \overline{x_4 x_5} x_2 x_3 x_4 \cup \overline{x_4 x_5} \cdot \overline{x_2 x_4} x_3 x_5 x_6 = \\
&= \frac{2}{2} \cdot x_4 x_5 \cup \overline{x_5} x_2 x_3 x_4 \cup \overline{x_4} x_3 x_5 x_6
\end{aligned} \tag{3.60}$$

În continuare, înlocuind și expresia căii minime  $S_2$  și utilizând relațiile (3.54) se obține:

$$\begin{aligned}
S &= \frac{1}{1} \cdot x_2 x_6 \bigcup \overline{x_2 x_6} (x_4 x_5 \bigcup \overline{x_5} x_2 x_3 x_4 \bigcup \overline{x_4} x_3 x_5 x_6) = \\
&= \frac{1}{1} \cdot x_2 x_6 \bigcup \overline{x_2 x_6} x_4 x_5 \bigcup \overline{x_6} \overline{x_5} x_2 x_3 x_4 \bigcup \overline{x_2} \overline{x_4} x_3 x_5 x_6
\end{aligned} \tag{3.61}$$

În final, înlocuind și expresia lui  $S_I$  se obține după calcule:

$$\begin{aligned}
S &= x_1 \bigcup \overline{x_1} (x_2 x_6 \bigcup \overline{x_2 x_6} x_4 x_5 \bigcup \overline{x_6} \overline{x_5} x_2 x_3 x_4 \bigcup \overline{x_2} \overline{x_4} x_3 x_5 x_6) \Rightarrow \\
S &= x_1 \bigcup \overline{x_1} x_2 x_6 \bigcup \overline{x_1} \overline{x_2 x_6} x_4 x_5 \bigcup \overline{x_1} \overline{x_5} \overline{x_6} x_2 x_3 x_4 \bigcup \overline{x_1} \overline{x_2} \overline{x_4} x_3 x_5 x_6
\end{aligned} \tag{3.62}$$

Forma funcției de structură S-O-P este o reuniune de termeni mutual incompatibili, iar fiecare termen este o intersecție de variabile aleatoare independente. Independența factorilor este asigurată de faptul că variabilele individuale nu se repetă în cadrul unei aceleiași produs logic. Repetarea variabilelor în produse logice diferite nu are importanță, datorită îndeplinirii condiției de incompatibilitate între aceste produse logice.

Funcția de fiabilitate a echipamentului rezultă acum din simpla înlocuire în expresia (3.62) a fiabilităților componentelor, punând  $R_j = P(x_j = 1)$  în locul lui  $x_j$ . Se obține:

$$\begin{aligned}
R_E &= R_1 + (1 - R_1)R_2R_6 + (1 - R_1)(1 - R_2R_6)R_4R_5 + \\
&+ (1 - R_1)(1 - R_5)(1 - R_6)R_2R_3R_4 + (1 - R_1)(1 - R_2)(1 - R_4)R_3R_5R_6
\end{aligned} \tag{3.63}$$

Dar, întrucât toate elementele au aceeași fiabilitate  $R$ , se obține:

$$\begin{aligned}
R_E &= R + (1 - R) \cdot R^2 + (1 - R) \cdot (1 - R^2) \cdot R^2 + 2 \cdot (1 - R)^3 \cdot R^3 = \\
&= -2R^6 + 7R^5 - 7R^4 + 2R^2 + R
\end{aligned} \tag{3.64}$$

Se constată că rezultatul obținut este identic cu cel obținut prin metoda probabilității totale (3.46).

O altă metodă algebrică de analiză a fiabilității se bazează pe transformarea funcției logice de structură a echipamentului într-o funcție algebrică, ținând seama de echivalențele dintre funcțiile logice și funcțiile algebrice:

Funcție	Logic	Algebric
ȘI	$xy$	$xy$
SAU	$x \cup y$	$x + y - xy$
NU	$\overline{x}$	$1 - x$
SAU exclusiv	$x \otimes y$	$x + y - 2xy$

Dacă în expresia funcției algebrice apar numai produse de variabile independente, rezultă:

$$R_E = \Psi(R_1, R_2, \dots, R_n) \quad (3.65)$$

Metoda va fi exemplificată pentru același echipament format din patru surse de informație (figura 3.7). În prima etapă se deduce funcția algebrică  $\Psi(x_1, x_2, \dots, x_n)$  asociată echipamentului. În acest scop se pleacă de la:

$$S = x_1 \cup x_2 x_6 \cup x_4 x_5 \cup x_2 x_3 x_4 \cup x_3 x_5 x_6, \text{ relație care se neagă:}$$

$$\begin{aligned} \text{Rezultă: } \bar{S} &= \overline{x_1 \cup x_2 x_6 \cup x_4 x_5 \cup x_2 x_3 x_4 \cup x_3 x_5 x_6} = \\ &= \overline{x_1} \cdot \overline{x_2 x_6} \cdot \overline{x_4 x_5} \cdot \overline{x_2 x_3 x_4} \cdot \overline{x_3 x_5 x_6} \end{aligned} \quad (3.66)$$

Utilizând echivalentele dintre funcțiile logice și cele algebrice se obține:

$$\begin{aligned} S &= 1 - (1 - x_1) \cdot (1 - x_4 x_5 - x_2 x_6 - x_2 x_3 x_4 - x_3 x_5 x_6 + x_2 x_3 x_4 x_5 + \\ &\quad + x_3 x_4 x_5 x_6 + x_2 x_4 x_5 x_6 + x_2 x_3 x_4 x_6 + x_2 x_3 x_5 x_6 - 2 \cdot x_2 x_3 x_4 x_5 x_6) \end{aligned} \quad (3.67)$$

Ținând seama de faptul că funcțiile de fiabilitate ale componentelor sunt egale, se obține:

$$\begin{aligned} R_E &= 1 - (1 - R) \cdot (1 - 2R^2 - 2R^3 + 5R^4 - 2R^5) \Rightarrow \\ \Rightarrow R_E &= -2R^6 + 7R^5 - 7R^4 + 2R^2 + R \end{aligned} \quad (3.68)$$

Se constată că și în acest caz rezultatul coincide cu cele obținute prin metodele anterioare (3.46), (3.64).

În cazul în care structura echipamentului este foarte complicată, studiul analitic al funcției de fiabilitate prin metodele descrise devine foarte anevoios.

Evaluarea numerică aproximativă a funcției de fiabilitate poate fi realizată în asemenea cazuri printr-o metodă experimentală. Metoda constă din generarea unor stări posibile ale elementelor echipamentului, în conformitate cu funcțiile de fiabilitate individuale, și din evaluarea performanței realizată de echipament în fiecare din situațiile realizate. Raportul dintre numărul de cazuri când un echipament se comportă satisfăcător și numărul total de încercări va reprezenta o estimatie punctuală a funcției de fiabilitate a acestuia, cu atât mai precisă cu cât numărul de încercări este mai mare.

Dacă funcția de structură  $\varphi(x_1, x_2, \dots, x_n)$  este cunoscută, experimentarea efectivă nu este necesară, stările posibile ale componentelor echipamentului fiind obținute prin simulare. În acest scop, se generează valori posibile ale vectorului de stare, în conformitate cu probabilitățile asociate variabilelor binare  $x_i$ , probabilități care reprezintă funcțiile de fiabilitate individuale ale componentelor. Pentru fiecare realizare particulară a vectorului de stare se calculează, cu ajutorul funcției de structură, valoarea mărimii de ieșire  $S$ . Estimația punctuală a funcției de fiabilitate a echipamentului este dată de relația următoare:

$$\widehat{R}_E = \frac{\sum_{k=1}^N S_k}{N} \quad (3.69)$$

unde  $N$  este numărul de simulări realizate.

### 3.3. Modelul proceselor Markov

Considerând un echipament coerent descris de funcția de structură  $\varphi(x_1, x_2, \dots, x_n)$  și asociind fiecărui vector de stare  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  un număr real care să indice sintetic starea echipamentului, se obține un proces aleator discret,  $w(t)$ , cu anumite proprietăți remarcabile [3].

*Prima proprietate* constă în faptul că valorile particulare ale procesului formează o mulțime *finită și numărabilă*. Acest lucru este generat de faptul că echipamentul are un număr finit de elemente, iar combinațiile stărilor acestora, care reprezintă stările sunt în număr finit și distincte, întrucât diferă între ele prin starea cel puțin a unui element.

*A doua proprietate* se referă la *modificarea valorii*  $w(t)$  a procesului. Această modificare se produce fie prin defectare fie prin punerea în funcțiune a unui element al echipamentului, evenimente care se pot produce într-un interval de timp  $(t, t + \Delta t)$ , cu precizarea că în acest interval infinit mic nu se poate defecta sau pune în funcțiune decât un singur element, astfel încât tranzițiile se pot face numai între stări adiacente, care diferă între ele prin starea unei singure componente.

Considerând o valoare  $w_0$  particulară a procesului la momentul  $t_0$ , probabilitatea ca sistemul să se găsească într-o stare particulară  $w$  la un moment  $t$ ,  $t > t_0$ , depinde de  $w_0$ , deoarece starea  $w$  se atinge din  $w_0$  prin tranziții discrete, dar nu depinde de stările anterioare lui  $w_0$ . Altfel spus

procesul este fără memorie sau este caracterizat de absența postacțiunii. Un astfel de proces poate fi modelat de un proces *Markov* omogen și cu un număr finit și numărabil de stări.

Cu ajutorul proceselor *Markov* se pot descrie echipamentele atât la nivel global, cât și la nivel structural, ținând seama de posibilitățile de reînnoire ale elementelor.

a) Considerăm în continuare un echipament caracterizat la nivel global ca având două stări:

- starea “0” de bună funcționare;
- starea “1” de defectare.

Dacă echipamentul este fără reînnoire atunci procesul *Markov* ce îl descrie se reprezintă astfel: trecerea din starea “0” în starea “1” se produce într-un interval de timp  $(t, t+\Delta t)$  cu probabilitatea  $z(t)\Delta t$ , unde  $z(t)$  reprezintă rata de defectare a sistemului.

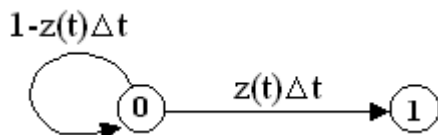


Fig. 3.11. Graful asociat unui echipament fără reînnoire.

În scopul unei analize cantitative a procesului se poate scrie ecuația:

$$P_0(t+\Delta t) = P_0(t)(1-z(t)\Delta t) \quad (3.70)$$

Ecuția (3.70) se transformă în:

$$\frac{dP_0(t)}{dt} = -z(t) \cdot P_0(t) \quad (3.71)$$

În condițiile inițiale  $P_0(0)=1$  se obține din (3.71):  $P_0(t) = e^{-\int_0^t z(u)du}$  (3.72)

Se observă că în ipoteza absenței reînnoirilor, probabilitatea ca echipamentul să fie în bună stare la momentul  $t$  coincide cu funcția de fiabilitate  $R(t)$ .

b) Considerăm acum că echipamentul este supus unei operații de reînnoire de fiecare dată când se defectează, iar durata de reînnoire este o variabilă aleatoare distribuită după o lege oarecare, cu rata de reînnoire  $\rho(t)$ . În această situație echipamentul poate reveni din starea “1” în starea “0” cu probabilitatea  $\rho(t)\Delta t$ . Graful asociat este prezentat în figura 3.12.

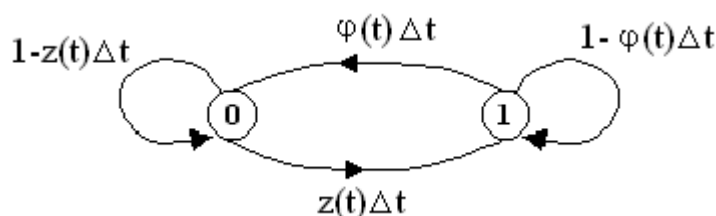


Fig. 3.12. Graful asociat unui echipament cu reînnoire.

Procesul *Markov* asociat acestui echipament este caracterizat de ecuațiile:

$$\begin{aligned} P_0(t + \Delta t) &= P_0(t)[1 - z(t)\Delta t] + P_1(t)\rho(t)\Delta t \\ P_0(t) + P_1(t) &= 1 \end{aligned} \quad (3.73)$$

Din (3.73) se obține: 
$$\frac{dP_0(t)}{dt} = -[z(t) + \rho(t)] \cdot P_0(t) + \rho(t) \quad (3.74)$$

Rezolvarea ecuației (3.74) în cazul general este dificilă și de aceea se consideră cazul particular în care durata de funcționare și durata de reînnoire sunt distribuite exponențial, adică:

$$z(t) = \lambda \quad \text{și} \quad \rho(t) = \rho \quad (3.75)$$

Ipoteza formulată mai sus este adevărată în cazul în echipamentelor fără uzură. În aceste condiții, pentru  $P_0(0)=1$ , se obține:

$$P_0(t) = \frac{\rho}{\lambda + \rho} + \frac{\lambda}{\lambda + \rho} e^{-(\lambda + \rho)t} \quad (3.76)$$

Relația (3.76) reprezintă probabilitatea ca echipamentul să fie în bună stare de funcționare la momentul  $t$ . Rezultă că modelul procesului *Markov* este foarte util în cazul analizei structurale, îndeosebi în cazul echipamentelor cu reînnoire.

Se consideră un echipament descris de un model logic de tip serie, format din  $n$  elemente cu rate de defectare și de reînnoire constante și egale, respectiv cu  $\lambda_i$  și  $\rho_i$  ( $i=1,2,\dots,n$ ). Duratale medii de funcționare și funcționare și de reînnoire ale elementelor sunt:

$$m_{1i} = \frac{1}{\lambda_i}, \quad m_{2i} = \frac{1}{\rho_i} \quad i=1,2,\dots,n \quad (3.77)$$

Analiza fiabilității acestui echipament se face în două etape [3]:

1. se calculează indicatorii generali de fiabilitate;
2. se calculează indicatorii specifici sistemelor cu reînnoire.

Pentru prima etapă, funcția de fiabilitate se poate calcula direct cu ajutorul modelului logic, ținând seama de faptul că reînnoirile elementelor echipamentului nu influențează comportarea acestuia până la defectare. Buna funcționare a echipamentului presupune buna funcționare a tuturor elementelor sale. Funcția de fiabilitate și media timpului de funcționare au fost deja prezentate anterior și sunt date de:

$$R(t) = e^{-\lambda_E t}; \quad \lambda_E = \sum_{i=1}^n \lambda_i; \quad m = \frac{1}{\lambda_E} \quad (3.78)$$



Funcția de fiabilitate poate fi calculată și cu ajutorul modelului *Markov*, al cărui graf este prezentat în continuare. Ecuația cu diferențe ce caracterizează procesul este:

$$P_0(t + \Delta t) = P_0(t)[1 - \lambda_E \Delta t] \quad ; \text{ unde } \lambda_E = \sum_{i=1}^n \lambda_i \quad (3.79)$$

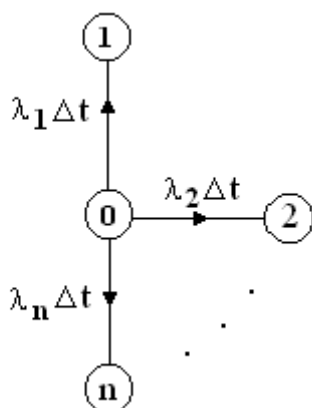


Fig. 3.13. Graful asociat unui echipament fără reînnoire cu structură de tip serie.

Prin diferențiere se obține:

$$\frac{dP_0(t)}{dt} = -\lambda_E P_0(t) \quad (3.80)$$

ecuație care integrată în condițiile  $P_0(0)=1$  conduce la  $P_0(t) = e^{-\lambda_E t}$ , adică chiar la funcția de fiabilitate dată de relația (3.78).

Analizând rezultatele obținute se constată că modelul procesului *Markov* nu prezintă avantaje în analiza structurală a fiabilității echipamentelor fără reînnoire. Pentru etapa a doua ținem seama de posibilitățile de revenire ale echipamentului din stările de defectare în starea de bună funcționare.

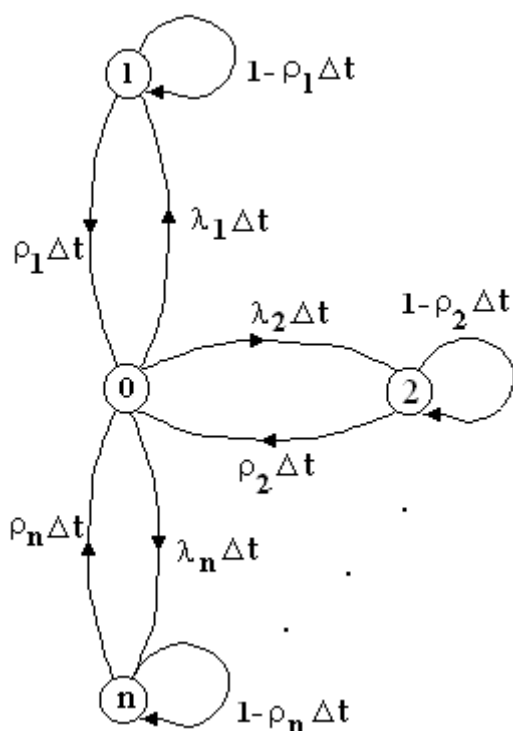


Fig. 3.14. Graful asociat unui echipament cu reînnoire având structură de tip serie.

Probabilitățile stărilor procesului se determină cu ajutorul sistemului de ecuații următor:

$$P_i(t + \Delta t) = P_0(t)\lambda_i\Delta t + P_i(t)[1 - \rho_i\Delta t] \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (3.81)$$

la care se adaugă relația:

$$P_0(t) + \sum_{i=1}^n P_i(t) = 1 \quad (3.82)$$

care rezultă din condiția de complementaritate a stărilor echipamentului.

Prin diferențierea relației (3.81) se obține:

$$\frac{dP_i(t)}{dt} = -\rho_i \cdot P_i(t) + \lambda_i P_0(t), i = \overline{1, n} \quad (3.83)$$

Presupunând că la momentul inițial echipamentul se află în stare de bună funcționare ( $P_0(0)=1$ ) și utilizând transformata *Laplace*, din relațiile (3.82) și (3.83) se obține:

$$\sum_{i=1}^n P_i^*(s) = \frac{1}{s} - P_0^*(s) = \sum_{i=1}^n \frac{\lambda_i}{s + \rho_i} P_0^*(s) \quad (3.84)$$

de unde rezultă:

$$P_0^*(s) = \frac{1}{s \left( 1 + \sum_{i=1}^n \frac{\lambda_i}{s + \rho_i} \right)} \quad (3.85)$$

ecuație ce reprezintă *disponibilitatea* echipamentului.

Transformatele *Laplace* ale probabilităților stărilor de defectare sunt:

$$P_i^*(s) = \frac{\lambda_i}{s + \rho_i} P_0^*(s) = \frac{\frac{\lambda_i}{s + \rho_i}}{s \left( 1 + \sum_{i=1}^n \frac{\lambda_i}{s + \rho_i} \right)} \quad (3.86)$$

Aceste probabilități reprezintă *indisponibilitatea* echipamentului datorată elementului  $i$ . Valoarea asimptotică a acesteia este dată de:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (P_i(t)) = \lim_{s \rightarrow 0} (s P_i^*(s)) = \frac{\frac{\lambda_i}{\rho_i}}{1 + \sum_{i=1}^n \frac{\lambda_i}{\rho_i}} \quad (3.87)$$

Considerăm acum un echipament cu structură de tip paralel format din două elemente. În acest caz apare o deosebire esențială față de echipamentul cu structură serie: reînnoirea elementului defect se poate face în timpul funcționării echipamentului, care este asigurată de către celălalt element aflat în bună stare de funcționare.

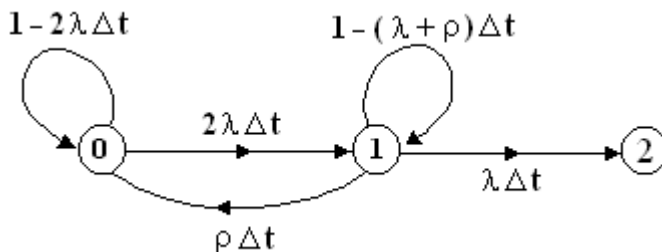


Fig. 3.15. Graful asociat unui echipament cu structură de tip paralel.

În consecință, comportarea echipamentului până la defectare, respectiv funcția de fiabilitate, vor fi influențate de probabilitățile de reînnoire ale elementelor. Analiza fiabilității poate fi efectuată numai cu ajutorul modelului procesului *Markov*. Mulțimea stărilor echipamentului este  $S=\{0, 1, 2\}$  în care "0" reprezintă starea în care ambele componente funcționează, "1" reprezintă starea în care funcționează doar o componentă, iar "2" reprezintă starea în care nu funcționează nici o componentă. Stările "0" și "1" sunt stări de funcționare ale echipamentului în ansamblu, iar starea "2" este stare de defectare. Se face presupunerea că cele două elemente ale echipamentului sunt caracterizate de distribuții exponențiale ale duratelor de funcționare și reînnoire, cu parametrii  $\lambda$  și respectiv  $\rho$ . Probabilitățile stărilor se obțin din ecuațiile cu diferențe finite:

$$\begin{cases} P_0(t + \Delta t) = P_0(t)[1 - 2\lambda\Delta t] + P_1(t)\rho\Delta t \\ P_1(t + \Delta t) = P_0(t) \cdot 2\lambda\Delta t + P_1(t)[1 - (\lambda + \rho)\Delta t] \end{cases} \quad (3.88)$$

Prin diferențiere se obține:

$$\begin{cases} \frac{dP_0(t)}{dt} = -2\lambda P_0(t) + \rho P_1(t) \\ \frac{dP_1(t)}{dt} = 2\lambda P_0(t) - (\lambda + \rho)P_1(t) \end{cases} \quad (3.89)$$

Pentru rezolvarea sistemului (3.89) se alege ca stare inițială una dintre stările de bună funcționare. Considerând ca stare inițială starea "1" avem  $P_0(0)=0$  și  $P_1(0)=1$ . Aplicând transformata *Laplace* sistemului (3.89) se obține:

$$\begin{cases} (s + 2\lambda)P_0^*(s) - \rho P_1^*(s) = 0 \\ -2\lambda P_0^*(s) + (s + \lambda + \rho)P_1^*(s) = 1 \end{cases} \quad (3.90)$$

Rezolvând sistemul (3.90) se obține transformata *Laplace* a funcției de fiabilitate, care este egală cu probabilitatea ca la momentul  $t$  echipamentul să fie într-o stare de funcționare.

$$R^*(s) = P_0^*(s) + P_1^*(s) = \frac{s + 2\lambda + \rho}{s^2 + (3\lambda + \rho)s + 2\lambda^2} \quad (3.91)$$

Din expresia (3.91) se poate obține imediat *media* timpului de funcționare:

$$m_1 = \int_0^{\infty} R(t)dt = R^*(s)|_{s=0} = \frac{2\lambda + \rho}{2\lambda^2} \quad (3.92)$$

Considerând acum și cazul în care echipamentul revine prin reînnoire, din starea de defectare în starea de bună funcționare (figura 3.16).

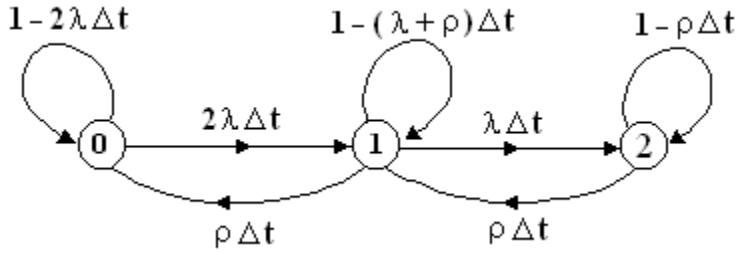


Fig. 3.16. Graful asociat unui echipament cu reînnoire având structură de tip paralel.

Pentru exemplul considerat dacă există doi reparatori, atunci tranziția din starea "2" în starea "1" se face cu probabilitatea  $2\rho\Delta t$ , întrucât punerea în funcțiune a oricărui dintre cele două elemente conduce la reluarea funcționării echipamentului. Dacă însă există un singur reparator atunci probabilitatea tranziției va fi  $\rho\Delta t$ . Pentru situația din figura 3.16 se obțin următoarele ecuațiile cu diferențe finite:

$$\begin{cases} P_0(t + \Delta t) = P_0(t)[1 - 2\lambda\Delta t] + P_1(t)\rho\Delta t \\ P_1(t + \Delta t) = 2\lambda P_0(t)\Delta t + [1 - (\lambda + \rho)\Delta t]P_1(t) + P_2(t)\rho\Delta t \end{cases} \quad (3.93)$$

Prin diferențiere și ținând cont de  $P_0(t) + P_1(t) + P_2(t) = 1$ , se obține:

$$\begin{cases} \frac{dP_0(t)}{dt} = -2\lambda P_0(t) + \rho P_1(t) \\ \frac{dP_1(t)}{dt} = (2\lambda - \rho)P_0(t) - (\lambda + 2\rho)P_1(t) + \rho \end{cases} \quad (3.94)$$

În continuare se aplică transformata *Laplace* și se obține:

$$\begin{cases} (s + 2\lambda)P_0^*(s) - \rho P_1^*(s) = 0 \\ -(2\lambda - \rho)P_0^*(s) + (s + \lambda + 2\rho)P_1^*(s) = \frac{s + \rho}{s} \end{cases} \quad (9.95)$$

Se calculează apoi  $P_0^*(s)$  și  $P_1^*(s)$ :

$$P_0^*(s) = \frac{\rho(s + \rho)}{s(s^2 + (3\lambda + 2\rho)s + 2\lambda^2 + 2\lambda\rho + \rho^2)} \quad (3.96)$$

$$P_1^*(s) = \frac{(s + \rho)(s + 2\lambda)}{s(s^2 + (3\lambda + 2\rho)s + 2\lambda^2 + 2\lambda\rho + \rho^2)} \quad (3.97)$$

Prin însumarea  $P_0^*(s)$  și  $P_1^*(s)$  se obține transformata *Laplace* a probabilității ca echipamentul să fie în stare de funcționare:

$$R^*(s) = P_0^*(s) + P_1^*(s) = \frac{(s + \rho)(s + 2\lambda + \rho)}{s(s^2 + (3\lambda + 2\rho)s + 2\lambda^2 + 2\lambda\rho + \rho^2)} \quad (3.98)$$

În cazul în care cele două elemente ale echipamentului ar avea ratele de defectare și de reparare diferite, procesul *Markov* ar fi descris de un graf de tipul celui prezentat în figura 3.17.

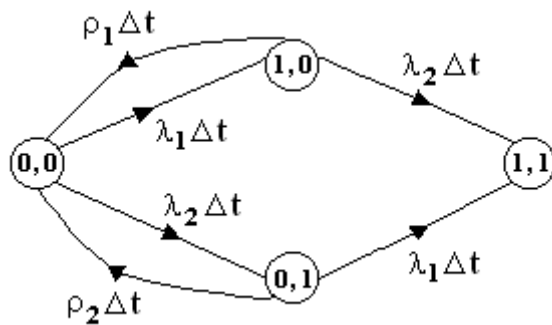


Fig.3.17. Graful Markov asociat unui echipament de tip paralel format din două componente distincte.

### 3.4. Modelul arborelui de defectare

Metoda arborilor de defectare pentru studiul fiabilității previzionale a echipamentelor complexe, pornește de la ideea că procesul de defectare poate fi cuantificat la nivelul structural astfel încât orice defecțiune a echipamentului este rezultatul unei secvențe cuantificate de stări ale procesului de defectare.

Nivelul de cuantificare este ales de analist, conform scopului urmărit și preciziei dorite, putându-se merge până la nivelul componentelor, rezultatele obținute fiind cu atât mai apropiate de realitate cu cât nivelul de cuantificare va fi mai detaliat.

În figura 3.18 se prezintă schema principală a unui arbore de defectare, care conține o serie de evenimente primare independente, interconectate prin intermediul unei structuri logice booleene, care indică multitudinea posibilităților în care aceste evenimente se pot combina pentru a genera în final avaria echipamentului studiat. Din punct de vedere structural, arborele de defectare utilizează următoarele concepte:

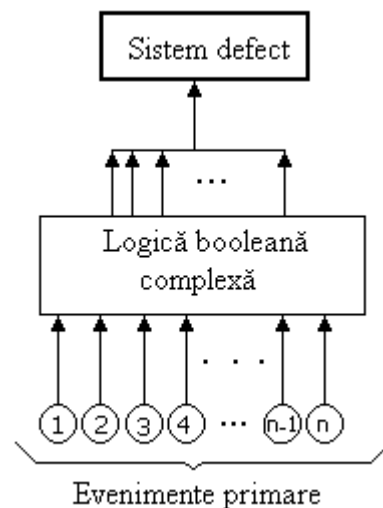


Fig.3.18. Modelul arborelui de defectare

- **Elementele primare** – reprezintă componentele sau blocurile care stau la nivelul de bază al cuantificării defectării (avariei) echipamentului;
- **Defecțiunile primare** – reprezintă defectele elementelor primare;
- **Evenimentul critic** – reprezintă starea de defect a echipamentului;
- **Modul de defectare** – reprezintă setul de elemente defecte simultan care scot din funcțiune echipamentul;
- **Modul minim de defectare** – reprezintă setul cel mai mic de elemente primare care fiind defecte simultan, conduc la defectarea echipamentului;
- **Nivelul ierarhic** – reprezintă totalitatea elementelor care sunt echivalente structural și care ocupă poziții echivalente în structura arborelui de defectare.

Metoda are la bază logica binară, în mod formal o funcție a echipamentului cere este asimilată unei funcții binare, ale cărei variabile sunt defecțiunile primare și care poate fi sintetizată cu elemente ȘI, SAU, NU.

Pe baza analizei prin metoda arborelui de defectare, se pot obține fie probabilitatea de defectare, fie rata de defectare:

- a) **Evaluarea probabilității de defectare** folosește proprietățile porților logice ȘI, SAU, NU (figura 3.19).

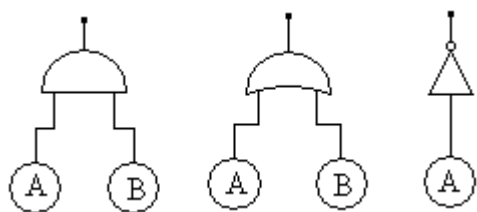


Fig. 3.19. Porți logice utilizate în construcția arborelui de defectare.

Astfel, la ieșirea celor trei porți logice, probabilitatea de a avea un defect este:

- ieșirea porții ȘI = probabilitatea (A defect și B defect) =

$$= P(A \cap B) = \begin{cases} P(A) \cdot P(B); & \text{cazul } A \text{ și } B \text{ independente} \\ P(A/B) \cdot P(B) = P(A) \cdot P(B/A); & \text{cazul evenimentelor dependente} \end{cases} \quad (3.99)$$

- ieșirea porții SAU = probabilitatea (A sau B defect) =

$$= P(A \cup B) = \begin{cases} P(A) + P(B) - P(A \cap B); & \text{cazul evenimentelor dependente} \\ P(A) + P(B) - P(A) \cdot P(B); & \text{cazul evenimentelor independente} \end{cases} \quad (3.100)$$

- ieșirea porții NU =

$$= \text{probabilitatea (A să nu fie defect)} = P(\bar{A}) = 1 - P(A). \quad (3.101)$$

b) **Evaluarea intensității de defectare** a echipamentului,  $(\lambda_E)$ , se face pe baza ipotezei că defectările elementelor componente sunt evenimente independente și legea de defectare este de tip exponențial ( $z(t) = \lambda = ct.$ ). Pentru a stabili valoarea ratei de defectare a echipamentului se pornește de la următoarele considerente:

- probabilitatea ca elementul A să se defecteze în intervalul  $(0, t)$  este  $P(A) = F_A(t)$ ;
- probabilitatea ca elementul B să se defecteze în intervalul  $(0, t)$  este  $P(B) = F_B(t)$ .

În aceste condiții, la ieșirea unei porți SAU se obține probabilitatea ca echipamentul să se defecteze în intervalul  $(0, t)$  din cauza elementului A, sau a elementului B:

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A)P(B) = F_A(t) + F_B(t) - F_A(t)F_B(t) = F_E(t) \quad (3.102)$$

Se obține în continuare funcția de fiabilitate a echipamentului:

$$R_E(t) = 1 - F_E(t) = 1 - F_A(t) - F_B(t) + F_A(t)F_B(t) \Rightarrow \quad (3.103)$$

$$R_E(t) = [1 - F_A(t)][1 - F_B(t)] = R_A(t)R_B(t) \quad (3.104)$$

Cum:  $R_A(t) = \exp(-\lambda_A t)$  și  $R_B(t) = \exp(-\lambda_B t)$  se obține pentru fiabilitatea echipamentului expresia următoare:

$$R_E(t) = \exp(-\lambda_A t - \lambda_B t) \quad (3.105)$$

De unde se obține la ieșirea porții logice SAU :

$$\lambda_E = \lambda_A + \lambda_B \quad (3.106)$$

Pentru a determina rata de defectare la ieșirea porții logice ȘI, se consideră  $N$  elemente și se reia corespunzător raționamentul de mai sus:

$$\lambda_E = \frac{\sum_{i=1}^N \lambda_i (\alpha_i - 1)}{\prod_{i=1}^N \alpha_i - 1} \quad (3.107)$$

unde:

$$\alpha_i = \frac{1}{1 - \exp(-\lambda_i t)} \quad (3.108)$$

*Exemplu:* Se consideră funcția de structură  $S = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_6)$  dată de relația (3.41) și se dorește obținerea unei relații dintre probabilitatea de defectare a echipamentului și probabilitățile de defectare ale componentelor sale:  $F_E = \psi(F_1, F_2, \dots, F_6)$ . Funcția de structură corespunzătoare modelului arborelui de defectare se poate obține direct din funcția de structură corespunzătoare modelului logic (3.41), ținând seama de raportul de dualitate dintre aceste două modele:

$$\begin{aligned}
 S &= x_1 \cup x_2 x_6 \cup x_4 x_5 \cup x_2 x_3 x_4 \cup x_3 x_5 x_6 = \\
 &= x_1(x_2 \cup x_6)(x_4 \cup x_5)(x_2 \cup x_3 \cup x_4)(x_3 \cup x_5 \cup x_6) \Rightarrow \\
 S_L &= x_1[ x_2 x_5 \cup x_4 x_6 \cup x_2 x_3 x_4 \cup x_3 x_5 x_6 ] \quad (3.109)
 \end{aligned}$$

Arborele de defectare este următorul:

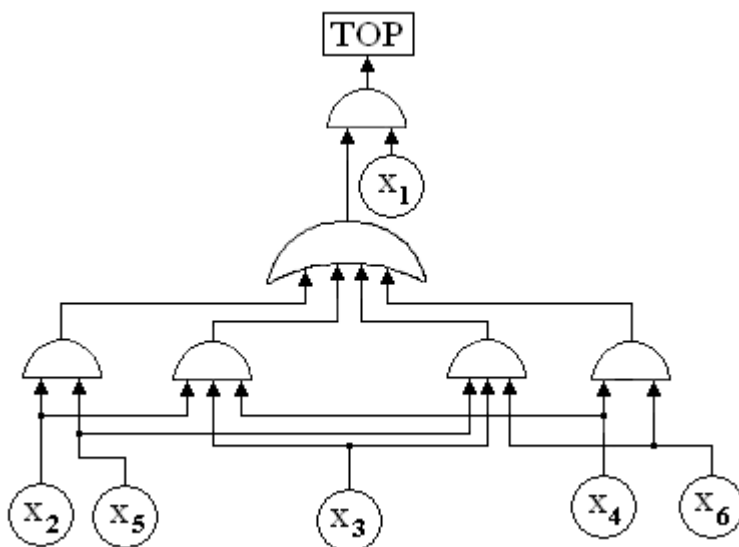


Fig. 3.20. Arborele de defectare pentru exemplul din figura 3.7.

Când o intrare devine egală cu “1” se spune că s-a produs un eveniment primar, iar când ieșirea devine egală cu “1” se produce evenimentul ”TOP” (defectarea echipamentului).