

INSTITUTUL POLITEHNIC "TRAIAN VUIA" TIMISOARA
FACULTATEA DE ELECTROTEHNICA

ing. Lucian Moldovan

CONTRIBUȚII PRIVIND EVALUAREA FIABILITĂȚII
INFĂȘURĂRILOR MASINII ASINCRONE DE PUTERE
REDUSĂ ȘI MELIE

Teză de doctorat

BIBLIOTECA CENTRALĂ
UNIVERSITATEA "POLITEHNICA"
TIMIȘOARA

Conducător științific
Prof.dr.ing.Ioan Novac

517.403
359 E

C U P R I N S

	Pag.
Cap.1. <u>Introducere. Considerații generale</u>	1
Cap.2. <u>Notiuni fundamentale ale teoriei fiabilității</u> <u>cu aplicații la fiabilitatea și durabilitatea</u> <u>înfășurărilor de mașină asincronă (M.A.)</u>	7
2.1. Generalități și definiții	7
2.2. Funcții de repartiție specifice studiului fiabilității dispozitivelor electrotehnice.....	13
2.2.1. Repartiții continue care satisfac relația (2.7)	13
2.2.2. Expresii particulare ale indicatorilor de fiabilitate pentru funcțiile de repartiție uzuale	15
2.2.3. Estimatorii empirici ai indicatorilor de fiabilitate rezultati din încercă- rile efectuate pe eșantioane	21
2.3. Durabilitatea și fiabilitatea M.A.	23
2.3.1. Indicatorii de fiabilitate ai M.A. și factorii care îi influențează	23
2.3.2. Legătura din punct de vedere al fiabi- lității: element de izolație - izola- ția dintre spire a întregii înfășu- rări	29
2.3.3. Modele matematice ale fiabilității înfășurării M.A. în abordare globală (fără a ține cont de degradarea izo- lației înfășurării)	32
2.3.3.1. Modelul matematic: tensiune aplicată - tensiune de stră- pungere, considerate la un anumit moment al timpului	34
2.3.3.2. Modelul matematic bazat pe defectivitatea izolației conductoarelor de secțiune circulară	40

2.3.4. Aprecierea critică a modului de stabilire a durabilității și fiabilității izolației dintre spirele înfășurării M.A.	43
Cap.3. <u>Contribuții cu privire la studiul durabilității și fiabilității înfășurării M.A.</u>	47
3.1. Influența naturii solicitărilor înfășurării M.A. asupra duratei ei de viață	47
3.1.1. Considerații asupra cauzelor defectelor ce apar în înfășurarea M.A.	47
3.1.2. Legi de durată de viață ale izolațiilor electrice cu referire la izolația înfășurării M.A.	50
3.2. Durabilitatea și fiabilitatea înfășurării M.A. ca rezultat al interacțiunii sarcină - rezistență (tensiune aplicată - rigiditate dielectrică)	59
3.2.1. Definiția în sens determinist a durabilității	59
3.2.2. Definiția în sens probabilist a durabilității elementului de izolație a înfășurării M.A.	61
3.2.3. Legătura dintre durabilitate și funcția de repartiție a timpului de funcționare până la defectare	65
3.2.4. Legătura dintre solicitarea - rezistență - durabilitate - probabilitatea de defectare. Durabilitatea izoprobabilă ..	72
3.3. Introducerea unei funcții de degradare a izolației înfășurării M.A.	78
3.3.1. Aspecte fizice asociate străpungerii conductoarelor emailate	78
3.3.2. Noțiunea fenomenologică de degradare a izolației dintre spire a înfășurării M.A.	80
3.3.3. Caracterizarea îmbătrânirii izolației dintre spire prin funcția de degradare propusă	83

3.4. Aprecierea contribuțiilor originale	87
Cap.4. <u>Contribuții cu privire la aplicarea funcției de degradare a izolației dintre spirele înfășurării M.A. la calculul fiabilității și durabilității acesteia</u>	89
4.1. Metode experimentale și operaționale de eva- luare a indicatorilor de fiabilitate ai M.A. ...	89
4.1.1. Metodă bazată pe legea de distribu- ție exponențială	90
4.1.2. Metodă bazată pe legile de distribu- ție exponențială și normală,	94
4.1.3. Metode bazate pe legea de distribuție Weibull	96
4.1.4. Metodă bazată pe modelul vectorial optimizat	110
4.1.5. Analiza critică a metodelor experimen- tale și operaționale de estimare a fiabilității M.A.	115
4.2. Contribuții cu privire la determinarea pre- vizională a fiabilității și durabilității izolației dintre spirele înfășurării M.A. pe baza funcției de degradare	117
4.2.1. Caracteristicile calculului previ- zional de fiabilitate și durabili- tate aplicabil M.A.	117
4.2.2. Metodă de calcul previzională a fiabi- lității și durabilității izolației dintre spire, prin aplicarea func- ției de degradare a izolației M.A.	120
4.2.2.1. Principiul metodei	120
4.2.2.2. Stabilirea formulilor de calcul	123
4.2.2.3. Expunerea metodei	130
4.2.2.4. Exemple de calcul privind utilizarea metodei	132
4.2.3. Necesitatea introducerii unor noi caracteristici de material în stan- darde și norme, pentru aprecierea du- rabilității și fiabilității izolației înfășurării M.A.	136

	Pag.
4.3. Determinări experimentale. Descrierea tehnicii de încercare și a rezultatelor obținute	138
4.4. Metodă alternativă de evaluare a medii a izolației dintre spirele înfășurării M.A.	143
4.4.1. Principiul metodei	143
4.4.2. Nomogramă de evaluare a durabilității medii	145
4.4.3. Caracterizarea metodei	147
4.5. Aprecierea contribuțiilor originale.....	150
Cap.5. <u>Concluzii finale</u>	153
<u>Bibliografie</u>	159
Anexa I. Program de calcul pentru estimarea analitică a indicatorilor de fiabilitate ai unor loturi de M.A. a căror probabilitate de defectare este descrisă de repartiție Weibull	171
Anexa II. Rezultatele încercării la străpungere a loturilor de epruvete impregnate și îmbătrânite termic.....	175

"Fiabilitatea este șansa ca
un produs să funcționeze"
(J.M.Juran)

CAPITOLUL 1

INTRODUCERE. CONSIDERATII GENERALE

În afara condițiilor funcționale pe care trebuie să le satisfacă un motor electric asincron - putere, turație, cuplu maxim etc. - și în afara condițiilor energetice /19/, /70/ care îl fac competitiv - randament, factor de putere, consum de materiale pe unitatea de putere etc - el trebuie să satisfacă și cerința unei fiabilități și durabilități ridicate. Cerința ridicării calității produselor în care se încadrează fiabilitatea și durabilitatea, constituie și va constitui o problemă fundamentală a economiei noastre naționale, după cum a reieșit în repetate rânduri din documentele programatice de partid și de stat.

Problemele de fiabilitate se concentrează în jurul a trei elemente : condiții de funcționare, condițiile mediului înconjurător în timpul funcționării și condițiile de timp /45/.

Durabilitatea unei mașini electrice este determinată în principal de păstrarea în cursul exploatării, a proprietăților izolante ale materialelor dielectrice folosite ca izolație dintre spire, între faze și față de masă. Având în vedere numărul mare al elementelor ce formează sistemul izolației dintre spire, supus în permanență tensiunilor nominale, cât și supratensiunilor inerente exploatării, în monografiile tehnice referitoare la acest subiect /23/, /25/, /30/, /32/ se consideră, după mărirea frecvenței defectărilor, că defectarea izolației dintre spire este cauza cea mai importantă a ieșirii din funcțiune a mașinii în ansamblu. Defectarea izolației - pierderea proprietăților izolante, survenită după un anumit timp de exploatare (sau conservare) - apare doar atunci când o serie de proprietăți fizice ale acestora, de natură electrică, mecanică, termică, chimică etc., își reduc nivelul sub valoarea corespunzătoare funcționării. Modificarea în sensul înrăutățirii proprietăților fizice în cursul exploatării materialelor electroizolante, constituie fenomenul înăbrînirii lor.

Înăbrînirea materialelor electroizolante este un proces complex, în care se includ atât modificările diferitelor proprietăți fizice ale acestora în exploatare, între care nu există le-

gături univoce, cît și faptul că înrăutățirea acestor proprietăți are loc sub acțiunea combinată a unor factori de mediu, de natură de asemenea diferită (termici, mecanici, chimici, etc.). Combinațiile acestor acțiuni fiind întâmplătoare, reproducerea lor exactă este din acest motiv, imposibilă.

Totuși, ținînd cont de unele considerente privind ponderea importantă pe care o au asupra îmbătrînirii izolației anumite proprietăți fizice ale acesteia, cît și condițiile reale de lucru ale izolației mașinii electrice, se poate simplifica situația arătată, înlesnindu-se studiile legate de procesul de îmbătrînire al materialelor electroizolante specifice. Astfel, considerentul că tensiunea de străpungere a materialului izolant folosit este proprietatea - e drept distructivă - ce caracterizează evoluția în timp a procesului de îmbătrînire, a permis multor cercetători /6/, /27/, /29/, /81/, /91/, /93/ să efectueze studii în vederea micșorării efectelor sale de introducere a unor noi tipuri de materiale izolante, care să-i confere izolației, în condiții date, o durabilitate cît mai ridicată. Alegerea acestei caracteristici de material - tensiunea de străpungere a unui material electroizolant dat - față de alte proprietăți mecanice, chimice, electrice sau de altă natură, se bazează pe faptul că defectarea izolației în exploatare se produce atunci cînd rigiditatea dielectrică a acesteia scade pînă la valoarea tensiunii aplicate, existînd o legătură directă, de genul cauză-efect, între solicitarea reală aplicată (tensiunea electrică) și rezistența la solicitare (rigiditatea dielectrică respectiv tensiunea de străpungere) a materialului electroizolant dat.

Cu toate că fundamentarea teoretică a procesului de îmbătrînire al materialelor electroizolante s-a făcut /7/ acum peste patru decenii, cînd s-a confirmat experimental, că principalul factor de mediu care determină durata de viață a izolației mașinii electrice este factorul termic, depășirea cu $8-12^{\circ}\text{C}$ a temperaturii caracteristice unei anumite izolații ducînd la înjumătățirea duratei ei de viață /48/, /54/, /96/ pe baza dependenței duratei de viață de temperatura de funcționare, variabilă în exploatare, nu se pot face aprecieri cantitative absolute asupra durabilității izolației, ci se pot doar compara din punct de vedere al durabilității, două materiale electroizolante, între

ele /41/, /47/, /56/.

Nici sistemul de caracterizare al CEI /114/, /116/ prin indice de temperatură - valoarea temperaturii, pentru care durata de viață a izolației este cea nominală - sau prin profil de anduranță termică - prin care curba duratei de viață la solicitări termice este definită prin două puncte - nu permite utilizarea lui directă în stabilirea durabilității unui material electroizolant pe baza solicitării electrice la care este supus și pentru care a fost fabricat, ci dă doar indicații asupra duratei de viață în funcție de temperatura la care funcționează respectiva izolație. De aceea pentru atestarea calităților necesare bunei funcționări a unui anumit material electroizolant se fac încercări accelerate, separat pentru solicitarea termică respectiv pentru cea dielectrică, stabilindu-se, obișnuit grafic /6/, /58/ caracteristica duratei de viață pentru diferite procente ale probabilității de defectare. Rezultatele se consideră corespunzătoare dacă durata de viață, pentru o probabilitate de supraviețuire ridicată (98-99%), este mai mare decât valoarea impusă prin norme pentru izolația respectivă. Din cele de mai sus rezultă că stabilirea durabilității unei izolații date - de exemplu a izolației dintre epirele înfășurării unei mașini asincrone - nu se face prin determinări directe, în condiții reale de funcționare, din cauza duratei prohibitive a încercării (de ordinul zecilor, sutelor de mii de ore) cât și a consumului energetic ce l-ar încumba. Determinările durabilităților eșantioanelor de materiale electroizolante, supuse separat unor solicitări termice respectiv dielectrice, superioare nivelelor întâlnite în exploatare se fac prin încercări accelerate separate, extrapolându-se apoi durabilitatea pentru solicitările termice și electrice nominale.

Din motivele expuse mai sus, nu se pot face, în faza de proiectare a unei mașini electrice aprecieri asupra durabilității în exploatare și nici fundamenta din acest punct de vedere a alegerii unui anumit tip de conductor izolat, ci practic /12/, /18/, /71/, /92/ se stabilește o anumită temperatură maximă de funcționare care nu trebuie în nici un caz depășită prin alegerea solicitărilor electrice și magnetice ale materialelor active utilizate, cât și prin asigurarea unor condiții corespunzătoare de ventilație. Conductorul de bobinaj ales, trebuie să fie izolat cu un dielectric, care să aibă temperatura clasei de izolație

din care face parte, cu cel puțin $10-15^{\circ}\text{C}$ mai mare decât temperatura maximă atinsă în înfășurare.

De asemenea, nu se pot face evaluări, la elaborarea proiectului unei mașini electrice asupra fiabilității ei, sau asupra fiabilității izolației dintre spirele înfășurării, care influențează în cea mai mare măsură probabilitatea de bună funcționare a ansamblului, neexistând date caracteristice asupra legii de distribuție a probabilității de defectare a elementului de izolație sau asupra intensității de defectare a acestuia, pentru diferite solicitări electrice și termice la care este supus.

În cele ce urmează, autorul tezei pornind de la analiza conceptului de defectare a izolației înfășurării mașinii asincrone de joasă tensiune, cu rotorul în scurtcircuit și cu puterea nominală mai mică de 30 kW și aplicându-i în mod original modelul de defectare : sarcină-rezistență, prin introducerea unei funcții de degradare a proprietăților izolante ale înfășurării, a stabilit o metodologie previzională de evaluare a durabilității și fiabilității izolației înfășurării, respectiv de determinare a caracteristicilor dielectrice necesare unui conductor de bobinaj.

Aceste rezultate vor fi expuse în lucrarea de față care este structurată în cinci capitole.

După capitolul I introductiv se trece în capitolul 2 la prezentarea problematicii fiabilității, a definițiilor și relațiilor de bază specifice. Se prezintă în continuare cinci distribuții statistice aplicate la studiul fiabilității și durabilității elementelor componente și mașinii asincrone în ansamblu, care vor fi utilizate în teză pentru introducerea în problematica urmărită ca și pentru rezolvarea ei. Se detaliază în continuare indicatorii de fiabilitate ai mașinii evidențindu-se proporția ridicată pe care o au în numărul total de defecte scurtcircuitate dintre spire. Capitolul se încheie cu o prezentare și analizare critică a modelelor globale ce descriu fiabilitatea înfășurării mașinii asincrone la un moment dat, fără să evidențieze însă, influența asupra indicatorului urmărit pe care ar putea să o aibă diferiți factori constructivi și de material.

Capitolul 3 cuprinde formularea dată de autor a durabilității și fiabilității izolației înfășurării mașinii asincrone bazate pe funcția de degradare a proprietăților izolante ale acesteia, după ce în prealabil s-au trecut în revistă factorii

și legile de durată de viață specifice. Pe baza conceptului probabilist, solicitare-rezistență opusă solicitării, s-a stabilit expresia funcției de repartiție a probabilității de apariție a unui defect în izolație ținând cont de degradarea prin îmbătrânire a proprietăților izolante ale înfășurării, cu ajutorul căreia se poate calcula durabilitatea elementului, respectiv ansamblului pentru o probabilitate de defectare impusă. Caracterizarea îmbătrânirii izolației înfășurării printr-o funcție de degradare de tip exponențial a permis formularea unei legi de durată de viață specifică, care leagă parametrii constructivi de caracteristici de material izolant, prin intermediul duratei medii de viață.

În capitolul 4, pe baza funcției de degradare a izolației introdusă în capitolul 3, s-a prezentat o metodologie de evaluare a indicatorilor de fiabilitate și durabilitate ai izolației înfășurării după ce s-au trecut în prealabil în revistă o serie de metode experimentale și operaționale, specifice mașinilor asincrone, aplicate în studii de caz concrete. Determinările experimentale ale caracteristicilor de material efectuate, necesare aplicării metodologiei de estimare previzională a indicatorilor amintiți, au confirmat justetea ipotezelor luate în considerare. Pentru caracterizarea rapidă a influențelor mărimilor caracteristice de material electroizolant asupra durabilității medii a izolației înfășurării, s-a elaborat o metodă grafică construindu-se în acest sens nomograma respectivă.

În capitolul 5 se expun concluziile generale asupra metodologiei elaborate, relevându-se aspectele originale și se schițează problematica cercetărilor viitoare.

x x
x x

Lucrarea reprezintă rezultatul activității desfășurate sub îndrumarea atentă și plină de înțelegere a tov.prof.dr.ing. Ioan Novac. Autorul îi exprimă mulțumirile cele mai sincere și rămâne profund îndatorat pentru sfaturile și îndrumările primite în întreaga pregătire a doctoratului. Deosebite mulțumiri aduce autorul șefului catedrei de Electroenergetică, prof.dr. ing.Alexandru Vasileviici pentru sfaturile și sprijinul acordat în momentele grele.

Pentru partea experimentală autorul este recunoscător conducerilor întreprinderilor timișorene Electromotor și IAEM

și în special ing.Dinoă Gh. și ing.Pîșcu I. de la prima unitate, respectiv ing.Ghiță C. și ing.Mariș I. de la cea de a doua, pentru condițiile asigurate realizării încercărilor.

Autorul adresează pe această cale mulțumirile sale deosebite tuturor membrilor catedrei de Electroenergetică și în special colegilor de la disciplina de Aparate electrice pentru sollicitudinea manifestată pe toată perioada elaborării tezei.

CAPITOLUL 2

NOTIUNI FUNDAMENTALE ALE TEORIEI FIABILITĂȚII CU APLICATII LA FIABILITATEA SI DURABILITATEA IN PASURARILOR DE MASINA ASINCRONA (M.A.)

2.1. Generalități și definiții

Progresele tehnice înregistrate sînt marcate printr-o creștere continuă a performanțelor funcționale, a caracteristicilor economice și a fiabilității, deoarece fiecare produs tehnic considerat fie ca element, subansamblu sau sistem este destinat să satisfacă necesitatea pentru care a fost conceput și realizat, în condiții cît mai bune.

Dacă performanțele funcționale sînt stabilite la proiectarea echipamentului prin soluția constructivă aleasă, considerentele economice rezultă din costul procedeeilor tehnologice aplicate și valoarea materialelor încorporate, ele sînt însă hotărîtor influențate de menținerea în limite acceptabile a funcționalității lui un timp cît mai îndelungat, deci de fiabilitatea cît mai ridicată a echipamentului.

Fiabilitatea oricărui produs industrial se poate defini /3/, /53/, /61/, /83/, drept capacitatea acestuia de a îndeplini toate funcțiile pentru care a fost elaborat, în conformitate cu cerințele tehnice impuse de norme, în decursul unei perioade de timp determinate și în condiții de exploatare date. Această noțiune trebuie privită atît sub aspect calitativ - de îndeplinire a funcțiilor specificate, în condițiile date de-a lungul duratei impuse - cît și cantitativ exprimată prin probabilitatea îndeplinirii misiunii, pe durata și condițiile de funcționare fixate. Fiabilitatea este deci, un concept caracterizat pentru un anumit produs de o valoare cuprinsă între 0 și 1, obținută prin aplicarea metodelor statisticii matematice și teoriei probabilităților, stabilită pe baza definirii funcției pe care trebuie să o îndeplinească produsul, respectiv a stării de nefuncționare, pentru durata exprimată în unități de timp sau număr de cicluri impuse, în condițiile de utilizare și de mediu prestabilite. Durabilitatea - o caracteristică de calitate a produselor nereparabile, inclusă în conceptul de fiabilitate este o tră-

sătură temporală a calității unui anumit produs /111/ reprezentând o măsură a duratei lui de viață, în condiții date. Creșterea fiabilității și durabilității se poate realiza doar prin măsuri tehnice și tehnologice luate de compartimentele de concepție ale produsului, numai în urma unei analize a defecțiunilor depistate în fazele de control sau survenite în exploatarea acestuia.

Oricare ar fi alcătuirea unui produs tehnic, acesta se poate afla în stare de funcționare sau în stare de defectare. Evenimentul prin care un produs industrial, considerat ca sistem sau element, trece din stare de funcționare în stare de nefuncționare se numește defecțiune. Din punct de vedere al utilizării produselor, acestea pot fi reparabile sau nereparabile; motorul asincron ce ne interesează poate fi considerat un sistem tehnic reparabil însă înfășurarea lui constituie un subansamblu nereparabil.

Pentru a corespunde scopului pentru care a fost produs, adică de a rămâne în stare de funcționare, orice produs trebuie să aibă rezistența sa întotdeauna mai mare decât sarcina la care este supus. Cua rezistența produsului este determinată de fapt de rezistența elementelor ce îl compun, deosebit produse cu elemente conectate în serie - în sens fiabilistic, în care se încadrează M.A. /23/, /30/, /32/, /65/ și alte produse sau sisteme constituite din elemente în conexiune paralel, din același punct de vedere. La primele, defectarea oricărui element atrage după sine defectarea ansamblului, iar la cea de-a doua categorie defectarea survine la ieșirea din funcție a totalității elementelor.

Legat de interacțiunea "sarcină-rezistență" se poate afirma că un produs este "fiabil", în decursul unei durate de timp date, numai dacă posedă o capacitate superioară solicitărilor ce apar în timpul utilizării lui, de-a lungul perioadei specificate. În cele de mai sus trebuie să se țină cont de faptul că rezistența unui element este în majoritatea cazurilor variabilă în timp, iar variația ei în sensul scăderii se datorește în principal îmbătrânirii.

Scopul cercetărilor de fiabilitate îl constituie obținerea de informații asupra caracteristicilor de calitate ale unui anu-

nit produs, din mulțimea produselor ce rezultă, în urma unui anumit proces tehnologic, prin prelucrarea statistică a rezultatelor obținute la încercarea unui eșantion extras din mulțime și extinderea concluziilor asupra întregii colectivități. Fiabilitatea reală dar necunoscută a unui produs poate fi exprimată ca fiabilitate :

- provisională (predeterminată prin calcul) ;
- experimentală (obținută prin încercări) ;
- operațională (calculată pe baza datelor rezultate din exploatare).

În lucrarea de față se aprofundează aspecte legate de calculul durabilității și fiabilității izolației dintre spirele înfășurării M.A., respectiv a mașinii în ansamblu, referitoare la primele două moduri de apreciere a fiabilității. Se menționează însă, caracterul estimativ al acestor valori datorită extrapolării rezultatelor obținute pe eșantioanele încercate, respectiv datorită datelor incomplete și a condițiilor de încărcare și mediu, diferite față de cele considerate nominale. Pentru stabilirea corectă și fără cheltuieli nejudicioase a caracteristicilor de calitate în care se înglobează durabilitatea și fiabilitatea este necesar însă, ca procesul de fabricație care se supune analizei să fie stabilizat în timp, adică loturile de produse să poată fi considerate populații asemănătoare din punct de vedere statistic.

Pentru atingerea nivelului staționar al oricărei caracteristici de fiabilitate trebuie să se țină seama de o serie de cerințe tehnice și organizatorice, din care scot în evidență următoarele:

- respectarea calității materialelor utilizate;
- respectarea riguroasă a ritmului și tehnologiei stabilite de fabricație;
- aplicarea permanentă a metodelor statistice de control atât la recepția materialelor cât și pe fazele procesului de producție ;
- aplicarea operativă a măsurilor de îmbunătățire ce rezultă din analiza defecțiunilor constatate, fie la încercări, fie în exploatare, etc.

În toate cazurile practice mulțimile de produse luate în considerare nu se pot investiga integral, ci prin intermediul

unui sau mai multor esantioane. Pentru caracterizarea esantioanelor, se face apel la conceptul de variabilă aleatoare, X - mărime a cărei valoare este un număr determinat de evenimentul rezultat în urma efectuării unui anumit experiment - și a cărei comportare e descrisă de așa numita funcție de repartiție asociată /1/, /33/, /42/, /60/, /61/, /63/, /87/, /95/, /103/.

Din definiția dată anterior fiabilității, rezultă că drept măsură cantitativă a acesteia se consideră probabilitatea funcționării fără defecțiuni a produsului, $R(t)$, pe durata t , în condițiile de funcționare specificate, adică:

$$R(t) = P\{X \geq t\} \quad (2.1)$$

în care X este variabila aleatoare iar $R(t)$ poartă numele de funcție de fiabilitate. Variabila aleatoare X în relația de mai sus este timpul de funcționare fără defecțiuni al produsului, în cazul de față, al M.A. dar poate fi și mărimea tensiunii de străpungere, de exemplu, a elementului de izolație dintre spiarele înfășurării. În acest ultim caz funcția de fiabilitate $R(u)$ este dată de probabilitatea ca rigiditatea dielectrică X a elementului de izolație variabila aleatoare - să fie mai mare decât valoarea dată u , adică:

$$R(u) = P\{X \geq u\} \quad (2.2)$$

Dacă mărimea aleatoare X este o funcție aleatoare de timp /9/, /21/, /60/ cum este cazul variației tensiunii de străpungere a elementului de izolație ca urmare a îmbătrânirii, din relația (2.2) se poate deduce durabilitatea elementului analizat pentru o valoare dată a funcției de fiabilitate - numită în cele ce urmează, fiabilitate - și pentru o lege de variație cunoscută apriori a funcției ce exprimă îmbătrânirea izolației considerate.

Evenimentul opus funcționării, probabilitatea de defectare a produsului, $F(t)$ corespunde probabilității defectării acestuia într-un timp mai mic decât cel prescris, deci:

$$F(t) = P\{X < t\} \quad (2.3)$$

$F(t)$ exprimând și funcția de repartiție a variabilei aleatoare X , numită în continuare, funcția de repartiție,

Intre fiabilitate și funcția de repartiție a probabilității de defectare există relația :

$$R(t) + F(t) = 1 \quad (2.4)$$

În relațiile anterioare, probabilitatea trebuie privită ca un număr constant, pozitiv, subunitar, care exprimă legătura obiectivă dintre complexul de condiții și evenimentul întâmplător, iar frecvențele defecțiunilor, obținute în condiții concrete (de încercare sau de exploatare) când se realizează complexul de condiții, ca o manifestare întâmplătoare a probabilității. Deci, derivata în raport cu timpul a funcției de repartiție, $F(t)$, reprezintă frecvența de defectare $f(t)$ sau densitatea probabilității de defectare a elementului (sistemului) asociată variabilei aleatoare. Aceasta revine la a scrie:

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = - \frac{dR(t)}{dt} \quad (2.5)$$

ceea ce reprezintă și probabilitatea ca variabila aleatoare X să ia valori în intervalul $(t, t+\Delta t)$.

Intensitatea de defectare, $\lambda(t)$, numită și riscul sau rata de defectare este probabilitatea ca elementul (sistemul) care a funcționat fără defecțiune pînă la momentul t să se defecteze în intervalul infinitesimal de timp următor, adică la momentul $t+\Delta t$. Funcția $\lambda(t)$ ce se obține pe baza datelor experimentale este definită cu ajutorul relației:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = - \frac{1}{R(t)} \frac{dR(t)}{dt} = - \frac{d}{dt} \ln R(t) \quad (2.6)$$

Prin integrarea relației (2.6) se obține legătura dintre funcția de fiabilitate, $R(t)$ și intensitatea de defectare, $\lambda(t)$, de forma:

$$R(t) = \exp \left[- \int_0^t \lambda(t) dt \right] \quad (2.7)$$

Această relație constituie forma generală a funcției de fiabilitate exprimînd măsura cantitativă a posibilității obiective de funcționare corectă a elementului (sistemului) la sfîrșitul intervalului de timp $(0, t)$.

Tendința de grupare a variabilei aleatoare X este definită /3/, /33/, /59/, /60/, /83/, /95/, /103/ de momentul necentrat de ordinul I, numit valoare medie a variabilei aleatoare și exprimat prin relația:

$$m = \int_0^{\infty} t f(t) dt \quad (2.8)$$

Iar tendința de împrăștiere a aceleiași variabile aleatoare în raport cu media este descrisă de momentul centrat de ordinul II numit dispersie, D^2 sub forma:

$$D^2 = \int_0^{\infty} (t-m)^2 f(t) dt \quad (2.9)$$

Cuantila variabilei aleatoare se definește /60/, /61/, /83/, /95/ ca valoarea argumentului x_{α} , ca rădăcină reală a ecuației :

$$F(x_{\alpha}) = \alpha \quad (2.10)$$

ce corespunde probabilității de defectare cumulate α . În cazul repartițiilor la care variabila aleatoare este timpul de funcționare, specific cercetărilor de durabilitate, cuantila t_{α} , reprezintă durabilitatea corespunzătoare unei probabilități impuse, de defectare.

Tinând cont de relațiile (2.1-2.9) se pot exprima caracteristicile de fiabilitate ale elementului sau sistemului cu relațiile din tabelul 2.1.

Tabelul 2.1

	$F(t)$	$F(t)$	$R(t)$	$\lambda(t)$
$F(t)$	-	$\int_0^t f(X) dX$	$1-R(t)$	$1-\exp\left[-\int_0^t \lambda(X) dX\right]$
$f(t)$	$\frac{dF(t)}{dt}$	-	$-\frac{dR(t)}{dt}$	$\lambda(t) \exp\left[-\int_0^t \lambda(X) dX\right]$
$R(t)$	$1 - F(t)$	$\int_t^{\infty} f(X) dX$	-	$\exp\left[-\int_0^t \lambda(X) dX\right]$
$\lambda(t)$	$\frac{1}{1-F(t)} \cdot \frac{dF(t)}{dt}$	$\frac{f(t)}{\int_t^{\infty} f(X) dX}$	$-\frac{1}{R(t)} \cdot \frac{d(R(t))}{dt}$	-
m	$\int_0^{\infty} [1-F(t)] dt$	$\int_0^{\infty} t f(t) dt$	$\int_0^{\infty} R(t) dt$	$\int_0^{\infty} \exp\left[-\int_0^t \lambda(X) dX\right] dt$

2.2. Funcții de repartiție specifice studiului fiabilității dispozitivelor electrotehnice

2.2.1. Repartiții continue care satisfac relația (2.7)

În literatura de specialitate /1/, /21/, /36/, /60/, /87/ se indică o serie de funcții de repartiție, $F(t)$, numite și legi de repartiție asociate variabilei aleatoare X , legate prin relația (2.4) de funcția de fiabilitate $R(t)$ ce exprimă faptul că funcțiile $F(t)$ și $R(t)$ se referă la evenimente complementare, însă numai cinci dintre ele sînt de tipul dat de relația (2.7). Acestea sînt:

a. Repartiția Weibull, definită prin funcția de repartiție

$$F(t, \eta, \beta, \gamma) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta\right], \quad t \geq \gamma, \eta, \beta, \gamma > 0 \quad (2.11)$$

unde η este parametrul de scală, β - parametrul de formă iar γ - parametrul de localizare.

b. Repartiția exponențial negativă, a cărei funcție de repartiție este:

$$F(t, \theta) = 1 - \exp\left(-\frac{t}{\theta}\right), \quad t > 0, \theta > 0 \quad (2.12)$$

unde θ este parametrul de durată medie de viață.

c. Repartiția valorii limită, cu funcții de repartiție diferite dacă se referă la termenii minimali, $F_I(t, q, \delta)$ respectiv la termenii maximali $F_{II}(t, q, \delta)$ și descrise de relațiile următoare:

$$F_I(t, q, \delta) = 1 - \exp\left\{-\exp[\delta(t-q)]\right\} \quad (2.13)$$

$$F_{II}(t, q, \delta) = \exp\left\{-\exp[-\delta(t-q)]\right\} \quad (2.14)$$

În relațiile (2.13) și (2.14) δ este parametrul de formă iar q - parametrul de viață caracteristică.

d. Repartiția normală, la care funcția de repartiție se poate scrie în funcție de variabila t și parametrii: μ - media repartiției normale, respectiv σ - abaterea medie pătratică de aceeași repartiție, cu expresia:

$$F(t, \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^t \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2\right] dt \quad (2.15)$$

Dacă se utilizează variabila normală normată, u definită prin

relația :

$$u = \frac{t-\mu}{\sigma} \quad (2.16)$$

atunci funcția de repartiție se poate scrie sub forma :

$$F(t, \mu, \sigma^2) = F_0\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right) \quad (2.17)$$

în care $F_0(t)$ este funcția de repartiție normală cu media zero și dispersia unu, dată de relația:

$$F_0(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^t \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du \quad (2.18)$$

e. Repartiția lognormală, ce are funcția de repartiție

$$F(t, \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^t \frac{1}{t} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)^2\right] dt = F_0\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right) \quad (2.19)$$

în care μ și σ reprezintă media logaritmică respectiv abaterea medie pătratică logaritmică a variabilei aleatoare.

Pentru extragerea informației dorite din populația statistică studiată se pot construi modele de fiabilitate atunci când se urmărește extrapolarea informației și în afara durate de încercare efectuate, prin utilizarea funcțiilor de repartiție care se apropie cel mai mult de evoluția reală a variabilei aleatoare. Dacă variabila aleatoare este timpul pînă la defectare, durabilitatea și fiabilitatea astfel estimată este numită parametrică. Etapele ce trebuie parcurse în acest caz sînt următoarele:

1. admiterea unui model analitic al proprietății studiate care să fie descris de una dintre funcțiile de repartiție cunoscute ;
2. calcularea indicatorilor statistici ai eșantionului urmărit, adică estimarea parametrilor repartiției asociate variabilei studiate;
3. verificarea corectitudinii modelului ales, adică efectuarea unui test asupra ipotezelor referitoare la repartiția admisă.

Pe baza datelor din eșantion, parcurgînd etapele de mai sus se determină valorile tipice ale funcției de repartiție care se presupune că descrie cel mai fidel fenomenul

cercetat. Estimatorul, ca variabilă aleatoare dependentă de eşantion, poate fi exprimat printr-o valoare izolată (punctual) sau se stabileşte un interval care să includă cu o probabilitate dată, P, valoarea adevărată a parametrului estimat (cu interval de încredere).

Estimațiile punctuale ale indicatorilor de fiabilitate se obțin și prin metode neparametrice atunci când nu se cunoaște funcția de repartiție a timpului de funcționare fără defectare, însă valorile lor nu pot fi extrapolate pentru durate ale misiunii diferite de durata încercării.

2.2.2. Expresii particulare ale indicatorilor de fiabilitate pentru funcțiile de repartiție uzuale

Repartiția exponențială este, din punct de vedere istoric, primul model utilizat intensiv în teoria și practica durabilității și fiabilității [33], [42], [61], [63], [125]. Indicatorii de fiabilitate pentru funcția de repartiție dată de relația (2.12) sînt prezentați sintetic în tabelul 2.2. Graficele dependențelor în funcție de timp, specifice acestei repartiții, ale densității de probabilitate, ale funcției de fiabilitate și ale intensității de defectare sînt ilustrate în figura 2.1.

Tabelul 2.2

Indicator	Funcția de repartiție a timpului de funcționare corespunzătoare legii	
	exponențială	Weibull
$F(t)$	$1 - \exp\left(-\frac{t}{\theta}\right)$	$1 - \exp\left[-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta\right]$
$R(t)$	$\exp\left(-\frac{t}{\theta}\right)$	$\exp\left[-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta\right]$
$f(t)$	$\frac{1}{\theta} \exp\left(-\frac{t}{\theta}\right)$	$\frac{\beta(t-\gamma)^{\beta-1}}{\eta^\beta} \exp\left[-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta\right]$
$\lambda(t)$	$\frac{1}{\theta}$	$\frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{\beta-1}$
m	θ	$\gamma + \eta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right)$
D	θ	$\eta \sqrt{\Gamma\left(\frac{2}{\beta} + 1\right) - \Gamma^2\left(\frac{1}{\beta} + 1\right)}$
t_α	$\theta \ln \frac{1}{1-\alpha}$	$\gamma + \eta \sqrt[\beta]{\ln \frac{1}{1-\alpha}}$

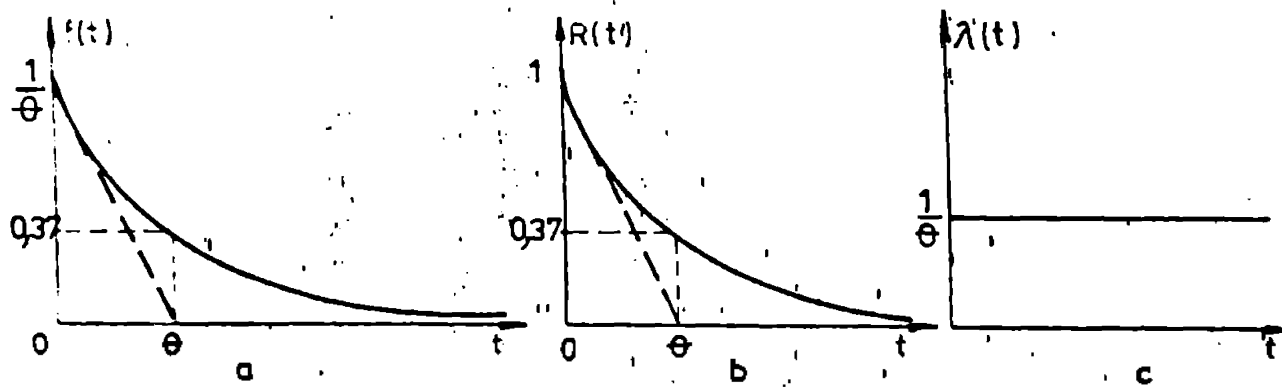


Fig. 2.1. Reprezentări grafice ale indicatorilor repartiției exponențiale. a - densitatea de probabilitate; b - funcția de fiabilitate; c - intensitatea de defectare

Din indicatorii acestei repartiții ca și din figura 2.1 se constată că intensitatea de defectare este constantă în timp, că ea nu este modificată de vârsta sistemului, ceea ce ar corespunde produselor la care uzura este practic inexistentă pe toată durata utilizării lor. Această condiție, cu toate că nu poate fi admisă în cazul elementelor de izolație ale înfășurării M.A. poate fi îndeplinită pentru ansamblul mașinii electrice, făcând ca suma intensităților elementare de defectare - intensitatea rezultantă a sistemului M.A. - în decursul unei perioade date - perioada utilă de exploatare, să poată fi considerată constantă și, așa cum se va arăta în §.4.1 (Exemplul 4.5), rezultă că se poate aprecia durabilitatea M.A. chiar folosind modelul matematic al repartiției exponențiale, care consideră că defectarea este un fenomen absolut întâmplător.

Explicația acestui aparent paradox constă în aceea, că în perioada de viață utilă, perioada în care, în general, solicitarea dielectrică a izolației înfășurării este inferioară rigidității dielectrice, defectarea este întâmplătoare și poate fi modelată prin repartiția exponențială. Precauția ce trebuie luată, este de verificare a ipotezei de exponențialitate, de fapt etapă necesară la utilizarea modelelor parametrice de fiabilitate, după cum s-a arătat în partea introductivă a prezentului paragraf, prin efectuarea unui test de ipoteză - grafic sau analitic - prezentat în numeroase variante în monografiile de statistică matematică cu aplicații la producție /62/, /87/, /103/, /111/.

Repartiția Weibull

repede o largă popularitate în studiile de durabilitate și fiabilitate, datorită faptului că se pot modela cu ajutorul ei o clasă largă de fenomene având intensitatea de defectare dependentă de realizările variabilei aleatoare. Pentru anumite valori ale parametrului de formă, β , repartiția Weibull se transformă în alte repartiții, ca de exemplu: pentru $\beta=1$ regăsim repartiția exponențială, pentru $\beta=2$ - repartiția Rayleigh, iar pentru $\beta=3$ ea se apropie foarte mult de repartiția normală. Indicatorii de fiabilitate pentru funcția de repartiție Weibull, scrisă în forma exprimată prin relația (2.11) sînt prezentați în tabelul 2.2 iar graficele mărimilor ei caracteristice sînt indicate în figura 2.2.

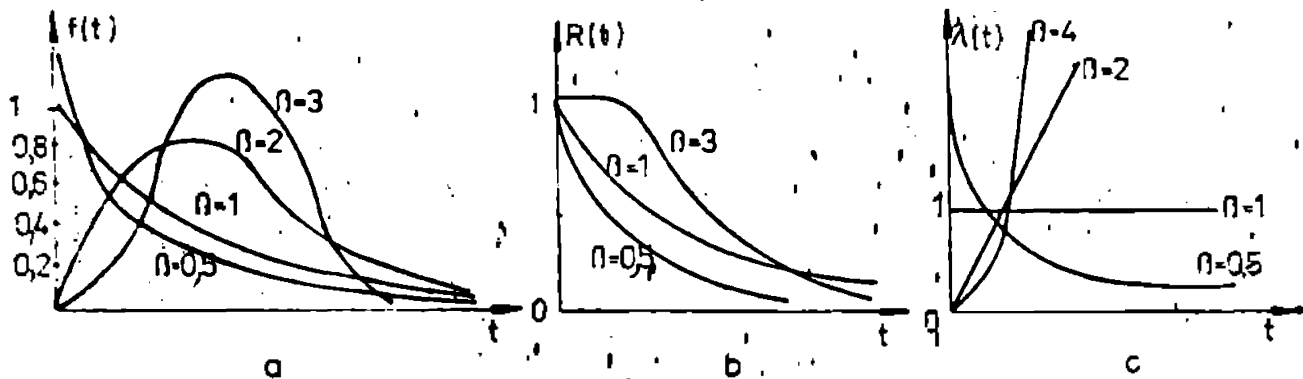


Fig.2.2. Graficele repartiției Weibull.
 a - densitatea de probabilitate; b-funcția de fiabilitate, c-intensitatea de defectare

Din figura 2.2 se remarcă că intensitatea de defectare funcție de timp are alură fie descrescătoare, constantă sau crescătoare, ceea ce permite modelarea comportării fenomenului studiat de-a lungul întregii perioade de viață prin simpla schimbare a parametrului de formă β . În tabelul 2.2. $\Gamma(k)$ este așa numita funcție gama, definită [1], [83], [85] prin relația:

$$\Gamma(k) = \int_0^{\infty} u^{k-1} \cdot e^{-u} \cdot du, \quad k > 0 \quad (2.20)$$

Pentru determinările de durabilitate și fiabilitate, considerînd efectul îmbătrînirii izolației înfășurării M.A., parametrul de formă β este supraunitar, reliefînd o intensitate de defectare ce sporește cu timpul de exploatare al mașinii.

Repartiția valorii limită repartiției, cu densitățile probabilității de defectare asimetrice, ca și repartiția

517. 40³
359 E

Weibull au fost introduse de E.J. Gumbel în 1959 prin monografia sa /34/ fiind utile la descrierea momentului de apariție a defecțiunii, când acesta este influențat de cele mai mici sau cele mai mari valori ale variabilei aleatoare.

Graficele densității de probabilitate și ale intensității de defectare specifice acestor repartiții (pentru termeni minimali respectiv maximali) sînt prezentate în figura 2.3. Relațiile de calcul ale indicatorilor de fiabilitate folosind modelul repartițiilor de tip extremal sînt indicate în tabelul 2.3 pentru formele descrise de relațiile (2.13) și (2.14).

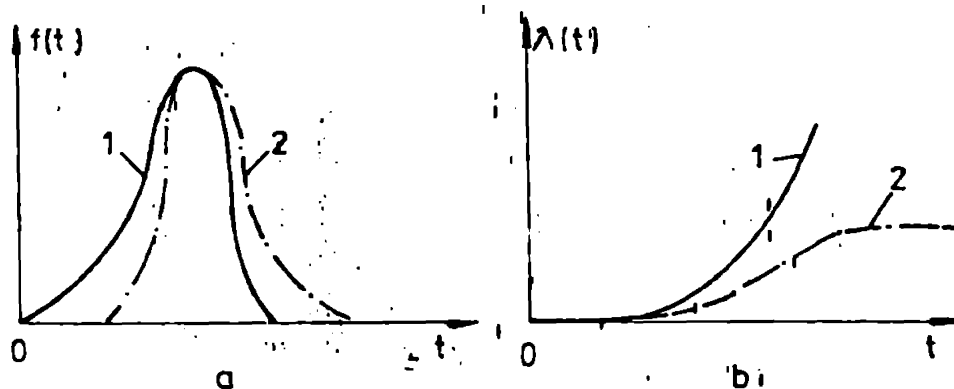


Fig.2.3. Graficele temporale ale repartiției valorii limită pentru: 1 - termenii minimali; 2 - termenii maximali, a - densitatea de probabilitate; b - intensitatea de defectare

Intrucît logaritmul variabilei aleatoare a acestei repartiții se distribuie după o repartiție de tip Weibull, în estimarea parametrilor repartiției valorii limită, δ - parametrul de formă și q - parametru de viață caracteristică, se pot folosi metodele de estimare /95/, /111/, /113/ ale repartiției Weibull.

În tabelul 2.3, e este constanta Euler-Mascheroni /34/, /113/.

Fără de alte repartiții utilizate în modelarea matematică a durabilității și fiabilității izolației M.A. întîlnite în literatura tehnică de specialitate /23/, /25/, /27/, /30/, /32/, /58/, propunerea de utilizare a repartițiilor de tip extremal pentru estimarea caracteristicilor urmărite prin prezenta lucrare, ține cont mai bine de condițiile reale în care apare defectarea izolației, care este determinată de cele mai mici valori ale rigidității dielectrice ale elementului de izolație, res-

Tabelul 2.3

Indicator	Funcția de repartiție a timpului de funcționare de tip extremal (a valorii limită)	
	pentru termeni minimali	pentru termeni maximali
$F(t)$	$1 - \exp\{-\exp[\delta(t-q)]\}$	$\exp\{-\exp[-\delta(t-q)]\}$
$R(t)$	$\exp\{-\exp[\delta(t-q)]\}$	$1 - \exp\{-\exp[-\delta(t-q)]\}$
$f(t)$	$\delta \exp\{\delta(t-q) - \exp[\delta(t-q)]\}$	$\delta \exp\{-\delta(t-q) - \exp[-\delta(t-q)]\}$
$\lambda(t)$	$\delta \exp[\delta(t-q)]$	$\frac{\delta \exp[-\delta(t-q)]}{\exp\{-\exp[-\delta(t-q)]\} - 1}$
m	$q - c \cdot \frac{1}{\delta}$	$q + c \cdot \frac{1}{\delta}$
D	$\frac{\pi}{\delta\sqrt{6}}$	$\frac{\pi}{\delta\sqrt{6}}$
t_{α}	$q + \frac{1}{\delta} [\ln -\ln(1-\alpha)]$	$q - \frac{1}{\delta} \ln(-\ln \alpha)$

pectiv de cele mai mari valori ale tensiunii momentane aplicate.

Repartiția normală este frecvent utilizată pentru reprezentarea distribuțiilor statistice când asupra fenomenului studiat acționează un număr mare de factori, dacă abaterile determinate de aceștia sînt independente și dacă fiecare dintre aceste abateri este mică în raport cu abaterea rezultantă /87/, /95/, /101/. Utilizarea acestei repartiții în problemele de durabilitate și fiabilitate are în vedere forma specifică (crescătoare în raport cu timpul) a intensității de defectare- graficele din figura 2.4.o) care se pretează la caracterizarea fenomenelor de uzură. Indicatorii de fiabilitate pentru repartiția normală definită prin relația (2.15) sînt prezentați în tabelul 2.4, iar graficele specifice acestei repartiții sînt ilustrate în figura 2.4.

Repartiția lognormală se utilizează în studiile de durabilitate atunci când factorii care acționează asupra obiectelor încercate provoacă efecte proporționale cu logaritmi rezultatorilor obținute prin măsurători /33/, /101/. În această categorie se încadrează degradarea izolației electrice ce funcționează la temperatură constantă /58/, /64/. Se face însă remarcă la utili-

Tabelul 2.4

Indicator	Funcția de repartiție a timpului de funcționare	
	normală	lognormală
$F(t)$	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^t \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2\right] dt = F_0\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)$	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^t \frac{1}{t} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)^2\right] dt = F_0\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)$
$R(t)$	$F_0\left(\frac{\mu-t}{\sigma}\right)$	$F_0\left(\frac{\mu - \ln t}{\sigma}\right)$
$f(t)$	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$	$\frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)^2\right]$
$\lambda(t)$	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$ $F_0\left(\frac{\mu-t}{\sigma}\right)$	$\frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)^2\right]$ $F_0\left(\frac{\mu - \ln t}{\sigma}\right)$
m	μ	$\exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)$
D	σ	$\exp\left[2\mu + \sigma^2(\exp\sigma^2 - 1)\right]$
t_α	$\mu + F_0^{-1}(\alpha)$	$\exp\left[\mu + F_0^{-1}(\alpha)\right]$

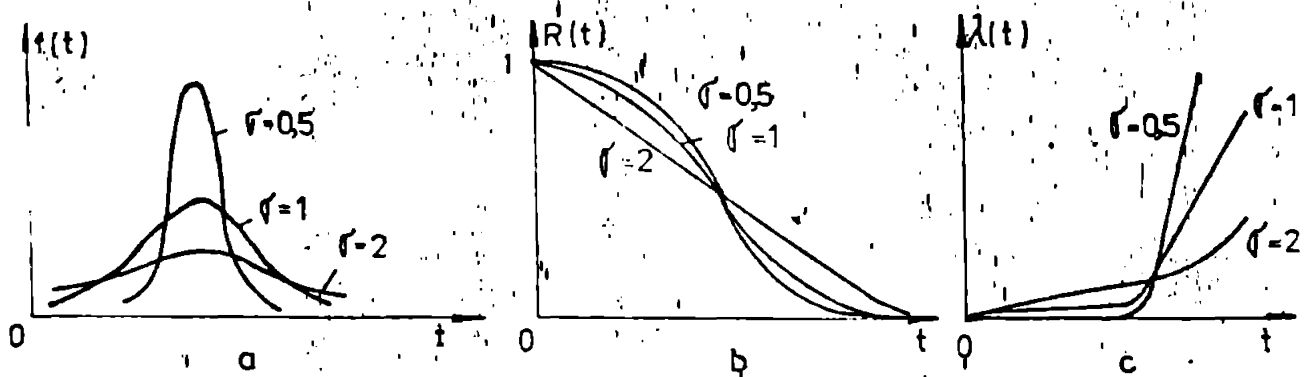


Fig.2.4. Graficele repartiției normale
 a - densitatea de probabilitate; b-funcția de fiabilitate; c-intensitatea de defectare

zarea acestei repartiții pentru modelarea îmbătrânirii termice a izolației M.A., de exemplu, că factorul de solicitare, ratura, nu poate fi legat, univoc de criteriul de defectare

de natură electrică, (micșorarea rigidității dielectrice a elementului încercat sub valoarea tensiunii de încercare a acestuia) ci doar durata de viață de temperatură de funcționare. Graficele repartiției lognormale sînt prezentate în figura 2.5 iar indicatorii de fiabilitate rezultă din tabelul 2.4.

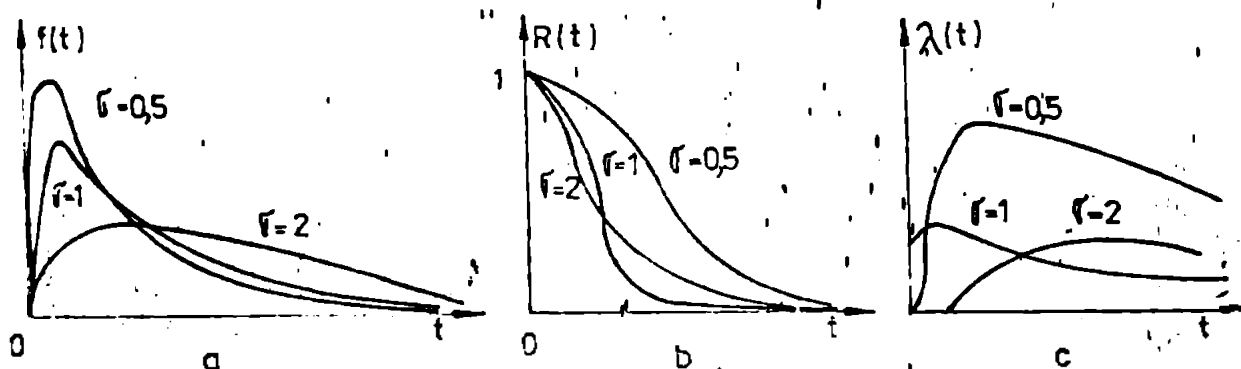


Fig.2.5. Reprezentări grafice ale funcțiilor de fiabilitate specifice repartiției lognormale
a - densitatea de probabilitate; b - funcția de fiabilitate; c - intensitatea de defectare

În tabelul 2.4, $F_0^{-1}(k)$ reprezintă inversa funcției de repartiție normală normalată, funcția directă fiind exprimată prin relația (2.18) iar μ este parametru de scală și σ parametru de formă. După cum se vede din același tabel 2.4 în cazul repartiției normale μ este chiar valoarea medie a variabilei aleatoare, iar σ este abaterea ei medie pătratică.

2.2.3. Estimatori empirici ai indicatorilor de fiabilitate rezultați din încercările efectuate pe eșantioane

Se cunoaște din literatura de specialitate /33/, /61/, /101/, /125/ că modelele statistice ce descriu comportarea unor variabile aleatoare se obțin prin prelucrarea rezultatelor încercărilor efectuate pe eșantioane, iar extrapolarea valorilor caracteristice ale indicatorilor statistici de la eșantion la populație, comportă anumite riscuri în luarea deciziei asupra fenomenului studiat.

Cu atât mai mult, în cazul încercărilor de durabilitate, efectuate pînă la defectarea produsului, cercetarea trebuie efectuată doar pe eșantioane, pentru a putea face aprecieri asupra comportării probabile a produselor similare în condiții de exploatare identice fără împietarea întregii popu-

Estimatori neparametrici ai unor indicatori de durabilitate și fiabilitate sînt indicați în tabelul 2.5. În acest tabel:

$n(o)$ - reprezintă numărul produselor din eșantion în stare de funcționare la momentul inițial,

$n(t_1)$ - numărul produselor în funcțiune la momentul t_1 ,

Δt - lungimea intervalului de timp după care se repetă observațiile,

x_1 - valorile obținute prin măsurare ale variabilei aleatoare X ,

$n=n(o)$ - volumul eșantionului.

Tabelul 2.5

Indicatorul populației	Simbol	Estimatorul eșantionului	Simbol și relație de calcul
Funcția de repartiție estimată	$\hat{F}(t)$	Funcția de repartiție empirică	$\hat{F}(t_1) = \frac{n(o) - n(t_1)}{n(o)}$
Funcția de fiabilitate estimată	$\hat{R}(t)$	Funcția de fiabilitate empirică	$\hat{R}(t_1) = \frac{n(t_1)}{n(o)}$
Densitatea de probabilitate estimată	$\hat{f}(t)$	Densitatea de probabilitate medie	$\hat{f}(t_1) = \frac{n(t_1)}{\Delta t \cdot n(o)}$
Intensitatea de defectare estimată	$\hat{\lambda}(t)$	Intensitatea de defectare medie	$\hat{\lambda}(t_1) = \frac{n(t_1)}{\Delta t \left[n(o) - \sum_{i=1}^{t_1} [n(o) - n(t_i)] \right]}$
Durata medie de viață estimată	\hat{m}	Valoarea medie a variabilei	$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$
Abateră patrată estimată	\hat{D}	Abateră standard	$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$

Estimatorii calculați cu relațiile din tabelul 2.5 servesc la stabilirea concordanței dintre repartiția empirică furnizată de experiment și repartiția teoretică aleasă ca model. Pentru rezolvarea acestei probleme există metode generale (testul hi-pătrat și Kolmogorov-Smirnov), metode grafice bazate pe linea-

rizarea dependențelor experimentale; frecvență de apariție - variabilă aleatoare urmărită, pe anumite rețele probabilistice specifice repartițiilor normale, Weibull, extreme etc, și metode analitice /33/, /85/, /87/, /113/.

Utilizarea uneia sau alteia dintre metodele enumerate este impusă înă de forma repartiției teoretice. De exemplu, estimatorul mediei și abaterii standard ai eșantionului pot fi considerați estimatori nedepasați și populației în cazul repartițiilor normale, dar nu se pot folosi în cazul repartițiilor Weibull și extreme. În acest ultim caz se face apel fie la metode grafice de estimare a parametrilor - practice pentru rezolvarea problemelor ingineresti - sau la metode analitice, utilizând calculatorul electronic.

2.3. Durabilitatea și fiabilitatea M.A.

2.3.1. Indicatorii de fiabilitate ai M.A. și factorii care îi influențează

M.A. reprezintă /14/, /17/, /23/, /32/, /65/, /74/ cel mai răspândit tip de mașină electrică (M.E.) de c.a. consumând circa 60% din energia electrică produsă anual la scară națională sau mondială. Datorită acestei largi răspândiri, ridicarea calității acestora, deci a fiabilității lor, constituie o problemă deosebit de importantă datorită efectelor pe care le produce mărirea duratei lor de serviciu, asupra economiei naționale.

O determinare precisă a fiabilității M.A. poate fi obținută prin încercarea ei în întregime sau prin încercarea subsamblilor ei principale. Practic se poate vorbi de încercarea de fiabilitate numai la M.E. de mică putere, altfel, cu creșterea dimensiunilor și puterii - costul încercării crește rapid. La puteri ceva mai mari se ajunge la a stabili eșantioane de volum redus care însă micșorează probabilitatea veridicității rezultatelor încercării.

Cu toate că o cauză importantă a defectării M.A. o constituie alegerea și exploatarea lor necorespunzătoare /18/, /71/, /92/ calitatea materialelor folosite și tehnologia de fabricație influențează în foarte mare măsură asupra fiabilității ansamblului. Indicatorii cantitativi ai fiabilității mașinii pot fi obținuți numai pentru condiții determinate de exploatare. Valoarea numerică a acestor indicatori este direct influențată de proprietățile fizice ale materialelor utilizate în construcția

mașinii, precum și de modificările acestor proprietăți în condițiile exploatarei. La compararea nivelului de fiabilitate al M.A. este necesar să se țină cont, că pe parcursul a câtorva zeci de ani construcția M.A. s-a extins în direcția folosirii lor intensive la acționări, a măririi solicitării materialelor active și a reducerii greutateii mașinii la aceeași putere.

La fabricarea oricărui produs, una din grijile cele mai importante ale executantului este de a cunoaște cât mai exact caracteristicile lui de fiabilitate, ceea ce i-ar permite să cunoască evoluția în timp a calității lui. Caracteristicile de fiabilitate ale M.E. în general, sînt exprimate prin următorii indicatori de fiabilitate:

- probabilitatea de bună funcționare într-un interval de timp stabilit, exprimată prin valoarea numerică a funcției de fiabilitate $R(t)$, pentru durata t , specificată;

- frecvența cu care se produc defecțiunile sau intensitatea de defectare, $\lambda(t)$;

- timpul mediu de funcționare pînă la defectare;

- cuantila timpului de funcționare pentru un anumit nivel al probabilității de defectare, etc.

După cum s-a arătat anterior, datorită interdependenței care există între indicatorii de fiabilitate (vezi tabelul 2.1) stabilirea unuia, permite evaluarea celorlalți, cu condiția cunoașterii formei analitice a legii de repartiție care caracterizează evoluția sistemului pînă la defectare, estimare numită parametrică. Utilizînd relațiile din tabelul 2.5 se pot estima neparametric indicatorii de fiabilitate, în care situație se pot doar compara nivelele atinse de aceștia cu cele impuse prin norme, pe baza prelucrării rezultatelor unor încercări de fiabilitate. De asemenea, estimarea indicatorilor de fiabilitate poate fi făcută punctual sau cu interval de încredere, fiind preferată ultima exprimare datorită caracterului indicatorilor urmăriți, cărora le sînt asociate anumite nivele de încredere.

Capacitatea de funcționare a unei M.E. în general, rezultată în urma încercărilor, constă în stabilirea funcției $R(t)$,

$$R_2(t) = \varphi(t, a_1, a_2, \dots, a_n) \quad (2.21)$$

în care $R_2(t)$ este funcția de fiabilitate (probabilitatea de bună funcționare a M.E. la finele intervalului de timp t), iar a_1 - parametrii repartițiilor caracteristicilor funcționale ale M.E. rezultate experimental. Fiabilitatea astfel stabilită,

prin aplicarea calculului statistico-matematic datelor obținute de la eșantionul a cărui comportare s-a urmărit în exploatare este fiabilitatea operațională, fiabilitatea reală a funcționării ansamblului în condițiile date. Cu toate că această ultimă cale de stabilire a indicatorilor de fiabilitate a unui produs este cea ale cărei rezultate caracterizează cel mai bine comportarea în timp a acestuia, o serie de limitări o fac ca ea să fie puțin aplicată. Menționăm dintre cauzele care îi reduc aplicabilitatea :

- întârzierea mare cu care se obțin datele din exploatare, spre a fi utilizabile din punct de vedere economic la înbunătățirea indicatorilor de fiabilitate,

- numărul redus al defecțiunilor confirmate de exploatare, care micșorează considerabil încrederea statistică de evaluare corectă a indicatorilor de fiabilitate,

- diferențierea condițiilor de exploatare și de mediu de la un utilizator la altul care fac să nu fie îndeplinite condițiile pentru prelucrarea statistică a datelor, etc.

În cazul M.A., ale cărei subansamble sînt recordate conform unei scheme funcționale serie, funcția de fiabilitate sau probabilitatea de funcționare corectă la finele unui interval de timp t , este dată de relația:

$$R(t) = \prod_{i=1}^n R_{sb_i}(t) \quad (2.22)$$

În care $R(t)$ este fiabilitatea sistemului M.A., $R_{sb_i}(t)$ - fiabilitatea subansamblelor M.A. după aceeași durată t de funcționare, iar n - numărul subansamblelor din sistemul M.A. Cunoașterea fiabilității M.A. implică cunoașterea fiabilității subansamblelor, deci a tipului repartiției probabilității ce descrie defectarea lor și ai parametrilor caracteristici ai acestora.

În literatură [11/, [27/, [53/ se indică faptul că variația intensității defecțiunilor, $\lambda(t)$, de-a lungul duratei de funcționare a M.A. se caracterizează printr-o regiune redusă cu $\lambda(t) = ct$. (figura 2.6).

Trecerea de la regiunea corespunzătoare rodajului, cînd intensitatea de defectare scade în timp, la cea de manifestare preponderentă a fenomenelor de uzură, cînd $\lambda(t)$ crește, se face fără un interval de timp prea îndelungat cu $\lambda = ct$ ce ar corespunde unei repartiții exponențiale a intensității de defectare,

deoarece chiar de la începerea exploatării M.A. sînt prezente efectele îmbătrînirii izolației acestora.

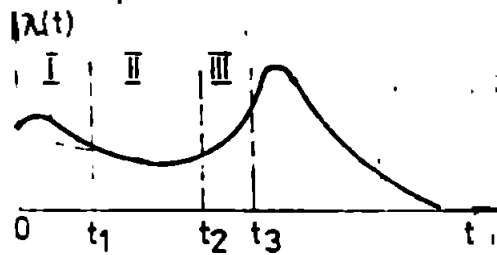


Fig.2.6. Intensitatea de defectare $\lambda(t)$, la M.A.

Explicația existenței zonei, mai mult sau mai puțin întinse cu $\lambda=ct$ la M.A., cînd începerea proceselor de uzură ce au intensitatea de defectare crescătoare, are loc odată cu intrarea în funcțiune a mașinii, se datorește faptului că, ansamblul fiind alcătuit din n elemente stereogene, independente între ele din punct de vedere al posibilității de

defectării lor, intensitatea de defectare a sistemului este egală cu suma intensităților de defectare ale elementelor /21/, /33/, /95/ :

$$\lambda(t) = \sum_{i=1}^n \lambda_i(t) \quad (2.23)$$

în care $\lambda_i(t)$ sînt intensitățile de defectare ale părților componente la momentul t . Dacă defectele de fabricație nedepistate în urma controlului final al M.E. sînt preponderente față de cele de uzură (porțiunea $0-t_1$, din figura 2,6) intensitatea de defectare este descrescătoare în timp, iar dacă cele două intensități de defectare variază cu aceeași cîtîme în unitatea de timp rezultanta lor, conform relației (2.23), prezintă o mărime constantă, independentă de timp. Intervalul $0-t_2$ constituie durata de viață normală a M.A. iar durata $0-t_3$, la finele căreia sînt preponderente defectele datorită uzurii, constituie durata medie de serviciu.

Durata respectivă este considerată în medie deoarece estimarea intensității de defectare se face în medie (vezi tabelul 2.5).

Timpul mediu de funcționare pînă la defectare a M.A. de putere redusă și medie de uz general, dacă aceasta este proiectată corespunzător, executată îngrijit și exploatăată fără depășirea caracteristicilor nominale, conform datelor din literatura de specialitate /23/, /30/ este de cca 5 ani (15-20.000 ore). Această mărime ține cont de faptul, că atît indicele de temperatură cît și profilul de anduranță termică al izolațiilor folosite la construcția M.A., prevede o asemenea durată de viață la

funcționarea lor la temperatura corespunzătoare regimului nominal /114/, /117/. În realitate, datorită subîncălcării la funcționarea continuă a M.A., durata lor medie de viață poate fi mult mai mare.

Cauza principală a defectării M.A. o constituie defectarea înfășurării statice, care se manifestă la 85-95% din totalul defectelor înregistrate /23/, /25/, /32/, /78/. Contribuția rulmenților la instaurarea stării de defectare, conform aceluși date din literatură, este acreditată cu o pondere de 3-8%. Se vede clar din aceste date, că fiabilitatea M.A. este determinată în măsură covârșitoare de fiabilitatea înfășurărilor ei, care la rândul ei depinde de durabilitatea izolației lor.

Izolația lucrează în timpul exploatării M.A. în condiții complexe, în parte foarte nefavorabile, ceea ce conduce, sub influența factorilor externi, la o înrăutățire a proprietăților ei. O caracteristică de bază a izolației ce determină nemijlocit fiabilitatea M.A. o constituie rigiditatea ei dielectrică. Păstrarea în cursul exploatării, conservării și transportului M.A. a unei rigidități dielectrice înalte, deci a unei fiabilități ridicate, depinde și de existența altor proprietăți fizice ale izolațiilor, cum ar fi :

- o mare conductivitate termică,
- o rezistență mecanică ridicată și totodată o mare elasticitate,
- o bună stabilitate chimică, etc.

Durabilitatea oricărui material electroizolant este influențată în măsură deosebită de calitatea fabricării acestuia, de omogenitatea lui. Neomogenitățile peliculelor izolante ale conductoarelor de bobinaj (fisuri, perforații) sînt distribuite întimplător /4/ pe întreaga lor suprafață și de asemenea, mărirea acestor discontinuități este aleatoare. Cauza defectării poate fi considerată neomogenitatea inițială, relativ scăzută și care se mărește ca urmare a condițiilor defavorabile termice și electrice în care funcționează materialul electroizolant. La acestea se adaugă solicitările de mediu (umezeală, vapori, etc.) și cele mecanice (vibrații, solicitări electrodinamice) care produc accentuarea neuniformității izolației, facilitînd în final străpungerea ei.

Durata de viață a izolației, supusă mai multor influențe nefavorabile întimplătoare, este determinată de durata de

viață a termenului minim din șirul duratelor de viață ale elementelor ce o formează, adică :

$$D_{inf} = \min(t_1, t_2, \dots, t_1, \dots, t_n) \quad (2.24)$$

în care t_i sînt mărimile aleatoare, timpii de funcționare fără defecțiuni ai elementelor ce compun înfășurarea considerată ca un sistem.

Fiabilitatea înfășurării, $R_{inf}(t)$ este determinată de fiabilitatea tuturor elementelor ce o compun, adică de fiabilitatea :

- izolației dintre perechile vecine de spire , $R_{sp}(t)$;
- izolației dintre conductoarele aparținătoare diferitelor faze, $R_f(t)$;
- izolației dintre straturi, $R_s(t)$ și de cea corespunzătoare izolației de creștătură, $R_c(t)$.

Fiabilitatea înfășurării M.A., considerată ca un sistem format din elementele de izolație enumerate anterior, la care pentru funcționarea ansamblului trebuie să fie în funcțiune toate elementele sale, se calculează cu relația (2.22) prin înmulțirea funcțiilor de fiabilitate ale elementelor componente considerate la momentul t , adică :

$$R_{inf} = \prod_1^n R_{sp}(t) \prod_1^m R_f(t) \cdot \prod_1^s R_s(t) \cdot \prod_1^z R_c(t) \quad (2.25)$$

Importanța factorilor componenți, subunitari, din relația (2.25) este inegală, rezultînd din analiza cauzelor defectelor înfășurărilor M.A. că cea mai mare influență o are primul factor, $\prod_1^n R_{sp}(t)$ - fiabilitatea izolației dintre spire și care determină în cea mai mare măsură fiabilitatea înfășurării M.A. Astfel, pe baza unor ample investigații în /30/, /32/ se prezintă următoarea situație asupra cauzelor defectării înfășurării M.A. de uz general :

- scurtcircuit între spire - 93% ,
- distrugerea izolației dintre faze - 5%,
- deteriorarea izolației de creștătură - 2%.

În conformitate cu cele prezentate mai sus, se constată că cvasitotalitatea defecțiunilor înfășurării se datorează scurtcircuitului dintre conductoare, datorită străpungerii izolației lor sub acțiunea tensiunii aplicate, în condiții de temperatură și mediu ambiant date. Proporția ridicată a scurtcircuitelor din-

tre spire la finele unei durată prestabilite t , se datorește :

- probabilității relativ ridicate de defectare a elementului de izolație dintre spire, sub acțiunea solicitărilor electrice, termice și de mediu aplicate,

- numărul mare de conductoare aflate în totalitatea creștăturilor M.A. între care se poate distruge izolația, număr de ordinul sutelor respectiv miilor. Datorită acestor cauze, care fac ca din termenii produselor din membrul II al relației (2.25), fiabilitatea izolației dintre spire să fie cel mai depărtată de unitate la un moment dat și deci cu influență de cea mai mare importanță asupra fiabilității înfășurării, se poate considera că fiabilitatea înfășurării este bine aproximată de fiabilitatea izolației dintre spire. De asemenea ținând cont de ponderea redusă a celorlalte tipuri de defecte din M.A. față de defectarea izolației înfășurării acestea, se poate trage concluzia, că fiabilitatea M.A. în ansamblu este bine caracterizată de fiabilitatea izolației dintre spirele înfășurării sale.

2.3.2. Legătura din punct de vedere al fiabilității - element de izolație - izolația dintre spire a întregii înfășurări.

Pentru funcționarea reușită a înfășurării M.A. (sistemul izolației tuturor conductoarelor ce o alcătuiesc) este necesar ca în cursul perioadei de timp urmărite, fiecare element să fi lucrat fără defectiune. Aceasta înseamnă că sistemul izolației dintre spirele înfășurării are o structură serie /61/, /62/, /63/ la care defectarea oricărui element component atrage după sine defectarea sistemului. Acceptând ipotezale că elementele sistemului izolației dintre spire a înfășurării M.A. se defectează independent unul de altul sub acțiunea tensiunii aplicate când aceasta depășește tensiunea de străpungere la care rezistă elementul în acel moment și că sistemul este format din n elemente identice, fiabilitatea sistemului izolației dintre spire va fi, similar cu relația (2.22),

$$R_{sp} = \prod_{1}^n R_1 = (1 - F_1)^n \quad (2.26)$$

În relația anterioară R_1 reprezintă fiabilitatea fiecărui element al izolației dintre spire, elementul cu cea mai redusă fiabilitate influențând hotărâtor asupra fiabilității ansamblului, iar F_1 datorită locului ocupat de relația

(2.4) este probabilitatea de defectare a elementului de izolație dintre spire cel mai puțin rezistent. De fapt străpungerea izolației apare la elementul cu cea mai redusă rigiditate dielectrică și funcția de fiabilitate a înfășurării M.A. se va găsi în intervalul /30/, /32/.

$$R_1^n \leq R_{sp} \leq R_1 \quad (2.27)$$

adică între funcția de fiabilitate a elementului de izolație și a mărimii similare referitoare la totalitatea izolației formate din n elemente identice. Exprimarea dublei inegalități (2.27) prin funcția de repartiție a probabilității de defectare a elementului de izolație, respectiv a înfășurării considerate ca o structură serie, rezultă pe baza relației fundamentale din teoria fiabilității relația (2.4) și anume :

$$1 - [1 - F_1]^n \leq F_{sp} \leq F_1 \quad (2.28)$$

Din această relație pentru caracterizarea fiabilității izolației dintre spirele înfășurării M.A. în lucrările de specialitate consacrate acestui subiect /23/, /25/, /32/ se ia valoarea cea mai mică, dată de ce-a de-a doua egalitate din expresia (2.26). Numărul elementelor de izolație ale înfășurării M.A. n, este proporțional cu numărul conductoarelor din întreaga înfășurare statorică, fiind dat de relația :

$$n = 3 \cdot \mu \cdot W \cdot n_b \quad (2.29)$$

în care W este numărul spirelor dintr-o bobină, n_b - numărul de bobine pe fază, iar μ un coeficient cuprins între limitele $\mu = 2,5$ /108/ și $\mu = 2,7$ /30/, /32/, care ține cont de numărul mediu de spire cu care se învecinează fiecare conductor din creștătură.

Mărimea lui n rezultă, în funcție de numărul de creștături statorice z și numărul de spire s dintr-o creștătură, respectiv în funcție de numărul total de spire N din statorul M.A., similar:

$$n = \mu \cdot z \cdot s = \mu \cdot N \quad (2.30)$$

Dacă fiabilitatea izolației dintre spire a întregii înfășurări, $1 - F_{sp}$, se consideră exprimată prin fiabilitatea elementelor de izolație, de suprafață unitară, trebuie stabilită legătura dintre mărimea fizică ce caracterizează probabilitatea de străpungere fără defectare a elementului, respectiv a întregii

înfășurări. Considerând tensiunea de străpungere drept mărimea fizică la depășirea căreia (de către tensiunea aplicată) elementul și implicit izolația dintre spire a întregii înfășurări trece din stare de funcționare în stare de defectare, în /108/ se indică o legătură neliniară dintre acestea, considerate în medie, stabilită prin regresie, utilizând o funcție analitică de ajustare de tip putere. Astfel, tensiunea medie de străpungere a izolației dintre spire a înfășurării, deci rigiditatea ei dielectrică medie, la un moment dat, \bar{U}_{Rsp} , funcție de rigiditatea dielectrică medie, momentană, a elementului de izolație dintre spire \bar{U}_{R1} , se exprimă cu formula :

$$\bar{U}_{Rsp} = \bar{U}_{R1} \cdot A_{\bar{U}}(n)^{B_{\bar{U}}} \quad (2.31)$$

existând o expresie similară între abaterile medii pătratice ale tensiunii de străpungere ale înfășurării, S_{sp} și ale elementului de izolație dintre spire S_1 ,

$$S_{sp} = S_1 \cdot A_S(n)^{B_S} \quad (2.32)$$

Coeficienții $A_{\bar{U}}$, $B_{\bar{U}}$, A_S , B_S s-au determinat prin metoda celor mai mici pătrate, în funcție de multiplul suprafeței elementului de izolație dintre spire (numărul elementelor de izolație, n) prin încercarea unor machete ale izolației de același gen cu în-

izolației dintre spire a machetei respectiv a elementului,

$\bar{U}_{Rsp} / \bar{U}_{R1}$. Pentru că s-a constatat experimental că pentru un mare număr de machete de înfășurări ale M.A. încercate, raportul dintre abaterile medii pătratice, a tensiunii de străpungere a înfășurării și valoarea ei medie (coeficientul de variație) nu depinde de numărul elementelor de izolație dintre spire /108/, $A_{\bar{U}} = A_S$, respectiv $B_{\bar{U}} = B_S$.

Cu aceste precizări, coeficientul $A_{\bar{U}}$ se calculează cu formula :

$$A_{\bar{U}} = \exp \frac{\sum_{n=1}^m \left(\ln \frac{\bar{U}_{Rsp}}{\bar{U}_{R1}} \cdot \ln n \right) \cdot \sum_{n=1}^m \left(\ln \frac{\bar{U}_{Rsp}}{\bar{U}_{R1}} \right) \cdot \sum_{n=1}^m (\ln^2 n)}{\sum_{n=1}^m (\ln n)^2 - m \sum_{n=1}^m (\ln^2 n)} \quad (2.33)$$

iar $B_{\bar{U}}$,

$$B_U = \frac{\sum_{l=1}^m \ln \frac{\bar{U}_{R_{sp}}}{\bar{U}_{R_l}} \sum_{l=1}^m \ln n - m \sum_{l=1}^m \ln \frac{\bar{U}_{R_{sp}}}{\bar{U}_{R_l}} \ln n}{\left(\sum_{l=1}^m \ln n\right)^2 - m \sum_{l=1}^m (\ln^2 n)} \quad (2.34)$$

în care m este numărul diferitelor machete încercate la același multiplu n al elementului de izolație.

Pentru aplicarea relațiilor (2.33) și (2.34) rigiditatea dielectrică a izolației dintre spirele conductoarelor cercetate trebuie încercată prin două metode diferite, de ex.:

- între perechi diferite de spire față de aplicarea anterioară a tensiunii
- între o spirală și mănunchiul celorlalte, cu îndepărtarea din mănunchi a spirelor străpuse.

Dacă se acceptă ipoteza că străpungerea izolației înfășurării poate avea loc numai datorită defectelor de izolație la spire care se învecinează una cu alta [4], [25], [26] și că repartiția defectelor pe conductoare emalate, corespunde unei legi Poisson, numărul elementelor modelului izolației dintre spire a înfășurării M.A. este dat de numărul perechilor de spire ce se pot forma. Acesta este $N-1$, în care N reprezintă numărul total de spire din creștăturile statorice ale M.A. Deoarece înfășurarea iese din funcție dacă se străpunge fie numai o pereche de spire învecinate, probabilitatea străpungerii acestora, F_{sp} se obține cu formula (2.35) care exprimă realizarea probabilității unuia din cele $N-1$ evenimente aleatoare independente, care sînt perechile de spire ce se pot forma, adică:

$$F_{sp} = 1 - \prod_{r=1}^{N-1} (1 - F_{1r}) \quad (2.35)$$

în care F_{1r} este probabilitatea de defectare a unei perechi de spire învecinate cu o diferență egală cu r a numerelor spirelor în succesiunea bobinării.

2.3.3. Modele matematice ale fiabilității înfășurării M.A. în abordare globală (fără a ține cont de degradarea izolației înfășurării)

Modelul matematic de evaluare a fiabilității unui element sau sistem tehnic este o relație matematică legînd între ele parametrii fizici ai elementului sau sistemului funcționînd în anu

mite condiții, de probabilitatea de funcționare fără defecțiuni a acestuia. Oricare ar fi forma modelului matematic adoptat, el reflectă măsura cunoașterii noastre a modului de acționare a mecanismului de defectare al sistemului și de aceea, modelul matematic constituie numai o aproximare a procesului studiat. Adecvarea modelului matematic și stabilirea preciziei cu care se evaluează fiabilitatea sistemului tehnic, în speță a înfășurării M.A. se realizează prin compararea rezultatelor teoretice cu datele experimentale.

Având în vedere confruntarea permanentă dintre model și datele experimentale obținute pe calea numărului limitat de încercări, cât și metodele numerice de evaluare experimentală a fiabilității, rezultă că modelul matematic al fiabilității sistemului nu trebuie să fie absolut identic cu cel al sistemului real, ci să descrie cu precizia satisfăcătoare calculelor ingineresti comportarea lui, probabilă și să fie relativ comod de mînuit.

Pentru construcția modelului se introduce noțiunea matematică de sistem, care se prezintă analitic ca un vector de stare, S al cărui componente x_i sînt cunoscute la orice moment al timpului t ,

$$S = \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix} \quad (2.36)$$

Fiecare proprietate a vectorului S este determinată de o proprietate diferită a sistemului, în particular, în cazul sistemului izolației, x_1 poate reprezenta valoarea tensiunii de străpungere, a tangentei unghiului de pierderi dielectrice modulul de elasticitate, etc. cât și de legăturile și influențele dintre caracteristicile lui interne.

Dacă S_0 este starea sistemului la momentul inițial, S_1 - starea lui după timpul t , S_2 - după $2t$... S_m - după nt , atunci succesiunea vectorilor $S_0, S_1, S_2 \dots S_m$ care descrie istoria în timp a sistemului, urmărită în câteva momente discrete ale timpului, o numim proces. Orice proces studiat este caracterizat în afara vectorului de stare și de cîțiva operatori în corespondență cu care se realizează trecerea dintr-o stare în alta. În funcție de forma acestor operatori, procesul poate fi staționar sau nestaționar, după cum operatorul de trecere este in-

variabil ori este funcție de timp. De asemenea, din punctul de vedere al probabilității cu care se poate determina vectorul de stare, operatorul, respectiv procesul urmărit, poate fi determinat sau aleator.

În funcție de forma operatorilor care caracterizează trecerea sistemului dintr-o stare în alta se pot obține diverse modele matematice pentru descrierea comportării aceluiaș sistem. Stările diferite ale sistemului ce-l urmărim din punctul de vedere al fiabilității este starea de funcționare și starea de defectare. Atât starea de funcționare cât și cea de defectare, rezultând din condițiile exploatarei, sînt determinate de interacțiunea dintre mărimea componentei de stare și limitele capacității de lucru corespunzătoare acestei stări.

În cele ce urmează se prezintă o serie de modele matematice ale fiabilității izolației dintre spirele M.A. care stabilesc pentru o anumită stare a izolației, indicatorii acesteia.

2.3.3.1. Modelul matematic tensiune aplicată-tensiune de străpungere considerate la un anumit moment al timpului

Pentru definirea stării sistemului izolației înfășurării M.A. conform acestui model, se consideră că ea este descrisă de o singură componentă și anume de tensiunea de străpungere. Defectarea ce apare este scurtcircuitul dintre spire și aceasta se manifestă cînd tensiunea aplicată spirelor vecine depășește tensiunea de străpungere a izolației dintre ele.

Conform acestui model, /27/, /30/, /32/ fiabilitatea sistemului izolației dintre spire se obține considerînd vectorul componentelor sistemului alcătuit doar din valorile tensiunii de străpungere și cele ale tensiunii aplicate elementelor. Dacă atât una cât și cealaltă sînt mărimi aleatoare, cu anumite densități de probabilitate specifice, pentru construcția modelului se compară cele două densități de distribuție (repartiție). Astfel dacă tensiunea aplicată spirelor, la un moment dat t , are densitatea de distribuție $g(U_g)$ iar rigiditatea dielectrică a elementului de izolație, $f(U_r)$, probabilitatea ca izolația să nu se străpungă va fi dată de probabilitatea ca rigiditatea dielectrică a izolației dintre spire să depășească tensiunea aplicată lor.

Funcțiile de repartiție ale tensiunii de străpungere

$F(U_R)$ și a tensiunii aplicate $G(U_S)$ în funcție de densitățile respective de probabilitate $f(U_R)$ și $g(U_S)$, pe baza relațiilor (2.3) și (2.5) se pot scrie :

$$F(U_R) = P\{X < U_R\} = \int_0^{U_R} f(x) dx \quad (2.37)$$

$$G(U_S) = P\{Y < U_S\} = \int_0^{U_S} g(y) dy \quad (2.38)$$

Funcția de fiabilitate, R_1 a elementului de izolație dintre spire, pe baza relațiilor anterioare, egală cu probabilitatea absenței străpungerii, ținând cont și de relațiile din tabelul 2.1 va fi:

$$R_1 = P\{X > Y\} = \int_0^{\infty} \int_{U_S}^{\infty} f(U_R) g(U_S) dU_R dU_S \quad (2.39)$$

Pentru zona comună a densităților de probabilitate $f(U_R)$ și $g(U_S)$ în care $X > Y (U_R > U_S)$, funcția de fiabilitate a elementului izolației dintre spire R_1 se poate exprima și numai în funcție de tensiunea aplicată spirelor U_S și ținând cont că :

$$\int_0^{U_S} f(U_R) dU_R = F(U_S) \quad (2.40)$$

respectiv pe baza relației fundamentale (2.4) și a legăturii dintre funcțiile de repartiție și densitățile de repartiție exprimate prin relațiile din tabelul 2.1

$$\int_{U_S}^{\infty} f(U_R) dU_R = 1 - F(U_S) = P\{U_S < U_R < \infty\} \quad (2.41)$$

rezultă :

$$R_1 = \int_0^{\infty} g(U_S) [1 - F(U_S)] dU_S \quad (2.42)$$

Expresia (2.42) reprezintă modelul matematic al fiabilității elementului de izolație dintre spire, iar pentru aplicarea ei trebuie adoptate (determinate) funcțiile de repartiție, respectiv densitățile de repartiție corespunzătoare tensiunii aplicate și tensiunii lui de străpungere.

Elementele sistemului izolației dintre spire ale înfășurării M.A. fiind conectate în structură serie /21/, /36/, /65/ ținând cont relația (2.26), se poate exprima probabilitatea de bună funcționare a izolației dintre spire a întregii înfășurări R_{sp} , la un anumit moment al exploatării, plecând de la fiabilitatea elementului izolației dintre spire R_1 , definită prin relația (2.42), în forma :

$$R_{sp} = \int_0^{\infty} g(U_s) [1 - F(U_s)]^n dU_s \quad (2.43)$$

În expresia anterioară n este numărul porțiunilor elementare de conductoare izolate între care se aplică tensiunea specifică funcționării, dat de relațiile (2.29) sau (2.30).

Expresia (2.43) nu ține cont de modificarea în timp a caracteristicilor dielectrice ale izolației conductoarelor folosite, permițând doar evaluarea, pe baza rezultatelor încercărilor de străpungere a unor eșantioane de conductoare izolate, a fiabilității izolației dintre spire a înfășurării M.A. în stare nouă, la livrarea ei către întreprinderea constructoare. Cu formula de mai sus s-ar putea estima fiabilitatea izolației înfășurării și la un moment dat al exploatării în cazul în care s-ar putea încerca la străpungere un număr suficient de perechi de conductoare, dintr-o înfășurare a unei M.A. care a funcționat în condiții nominale o durată de timp egală cu timpul la care se urmărește stabilirea indicatorilor de fiabilitate. Dificultățile de ordin tehnic - obținerea unor informații, cu încredere statistică suficientă, asupra caracteristicilor dielectrice ale conductoarelor, la un anumit moment al exploatării - fac practic imposibilă utilizarea relației (2.43) pentru previziunea la un moment dat t , a fiabilității izolației. Nici metoda avansată în /27/, /30/ de a aproxima cu o funcție lineară, modificarea în timp a parametrilor repartiției statistice care descrie probabilitatea de străpungere a izolației dintre spire, obținută pe cale experimentală, prin încercarea la diferite durate a unor eșantioane supuse îmbătrânirii, nu permite evaluarea cu o precizie satisfăcătoare a fiabilității izolației dintre spire a înfășurării M.A., numită în continuare fiabilitatea înfășurării, deoarece îmbătrânirea izolației în timp nu poate fi aproximată decât grosier printr-un polinom

de gradul I.

Considerând repartiția tensiunii aplicate perechilor de spire vecine descrisă prin densitatea de probabilitate

$$g(U_s) = \frac{2(N-1)}{N(N-1)} \quad (2.44)$$

iar tensiunea aplicată spirei de rangul l dată de :

$$U_s(l) = \frac{U_f \cdot k}{N} \cdot l \quad (2.45)$$

și tensiunea de străpungere a perechilor de spire repartizată normal, în /30/ se indică aplicînd relația (2.43) următoarea expresie de calcul a fiabilității înfășurării R_{sp} ,

$$R_{sp} = \frac{2}{(N-1)} \sum_{l=1}^N \left(1 - \frac{U_s}{U_f \cdot k}\right) \left[1 - \frac{1}{2\pi \cdot \sigma_{U_s}} \int_0^{U_s} e^{-\frac{(U_s - \bar{U}_s)^2}{2\sigma_{U_s}^2}} dU_s\right] \quad (2.46)$$

În relația (2.46) U_f este tensiunea de fază, N reprezintă numărul total de spire din înfășurare, U_s - valoarea momentană a tensiunii aplicate care variază în tranșe egale cu valoarea minimă, pentru spirele alăturate în ordinea înfășurării, deci pentru $l=1$ între valoarea $\frac{U_f \cdot k}{N}$ și limita superioară $\frac{U_f \cdot k}{N} (N-1)$, iar \bar{U}_s și σ_{U_s} sînt parametrii funcției de repartiție normală a tensiunii de străpungere a elementelor de izolație.

Dacă densitatea de probabilitate a distribuției spirelor în creșterea este descrisă de formula empirică, /32/ verificată experimental,

$$g(l) = \frac{\ln \frac{N}{l}}{0,97N+1,7} \quad (2.47)$$

iar legătura dintre tensiunea aplicată $U_s(l)$ și rangul l al spirelor în ordinea bobinării lor în funcție de multiplul k al supra-tensiunii de comutație dat de relația (2.45) iar parametrii distribuției considerate normale a tensiunii de străpungere, exprimate ca funcții lineare de timp /28/, /30/

$$\bar{U}_s = a_0 + a_1 \cdot t \quad (2.48)$$

pe baza relației (2.43) rezultă următoarea expresie de calcul a fiabilității înfășurării :

$$R_{sp}(t) = \frac{\ln U_{f.k}}{0,97N-1,7} \sum_{\frac{U_{f.k}}{N}}^{\frac{U_{f.k}}{N}(N-1)} \left(1 - \frac{\ln U_s}{\ln U_{f.k}}\right) \left[1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}(b_0 + b_1 \cdot t)} \int_0^{U_s} e^{-\frac{(U_s - a_0 - a_1 \cdot t)^2}{2(b_0 + b_1 \cdot t)^2}} dU_s\right]^n \quad (2.49)$$

Același model matematic al fiabilității înfășurării descris de relația generală (2.43) este folosit și în /31/, /32/ însă repartiția tensiunii de străpungere se consideră că urmează o repartiție Weibull și este de forma :

$$F(U_s) = 1 - e^{-\frac{U_s^\beta}{U_0^\beta}} \quad (2.50)$$

în care $F(U_s)$ este funcția probabilității de străpungere a elementului de izolație definit prin relația (2.40) în funcție de mărimea tensiunii aplicate U_s , U_0 parametrul caracteristic de prag al repartiției Weibull pentru care probabilitatea de străpungere este egală cu 0,632 /39/, /85/, /93/ iar β - parametrul de formă al aceleiași repartiții. În expresia (2.50) parametrii repartiției, U_0 și β sînt funcții de timp și de condițiile de exploatare și se pot aproxima pe calea construirii experimentului multifactorial /31/, /32/. În aceeași monografie /32// se citează că relația pentru densitatea de probabilitate a supratensiunii de comutație în înfășurările M.A. este dată de expresia:

$$g(k) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{(k-1)^2}{0,08}} + \frac{0,35}{1+(k-3)^2} \quad (2.51)$$

unde k este multiplul supratensiunii de comutație. Împărțind timpul global pentru care urmează să se determine fiabilitatea înfășurării M.A. într-un șir de intervale Δt_1 , astfel ca valorile tensiunii de străpungere de prag U_0 și a parametrului de formă β , să poată fi considerate constante, se calculează pro-

$F(\Delta t_1)$, ținând cont de (2.45), (2.47), (2.50) și (2.51)

$$F(\Delta t_1) = \frac{1}{0,97N-1,7} \sum_{l=1}^{N-1} \ln \frac{N}{l} \left[\frac{1}{1+2\pi} e^{-\frac{(k-1)^2}{0,08}} + \frac{0,35}{1+(k-3)^2} \right] \left[1 - \frac{1}{U_{01}} \left(\frac{k\hat{U}_f}{N} \right)^{\beta_1} \right] \quad (2.52)$$

în care k este multiplul supratensiunii de comutație, ce poate lua valori între 1 și 10 și \hat{U}_f - amplitudinea tensiunii de fază.

Probabilitatea funcționării fără defecțiuni pentru fiecare interval de timp Δt_1 , ținând cont de numărul de porniri v_1 , în intervalul Δt_1 va fi

$$R(\Delta t_1, v_1) = [1 - F(\Delta t_1)]^{v_1} \quad (2.53)$$

în care numărul de porniri v_1 în intervalul Δt_1 rezultă în funcție de frecvența de conectare f , din relația

$$v_1 = f \cdot \Delta t_1 \quad (2.54)$$

Aplicând relația (2.26) rezultă estimarea fiabilității căutate a izolației înfășurării :

$$R_{sp}(t) = \prod_{i=1}^n R(\Delta t_1, v_1) \quad \text{și} \quad (2.55)$$

în care timpul total de evaluare a fiabilității înfășurării t este suma intervalelor Δt_1 în care acesta s-a împărțit.

Cu toate că nu utilizează tensiunea de străpungere a perechilor vecine de spire drept mărime fizică ce caracterizează starea de funcționare sau defecțare a izolației înfășurării, în /25/ se folosește un model matematic de aceeași formă ca cel descris de relația (2.43). Conform acestei lucrări, distrugerea izolației dintre spirele înfășurării M.A. se datorează tensiunilor mecanice care apar în izolație, la depășirea rezistenței de către solicitare. Eforturile mecanice σ , care apar în izolație, se descriu de o repartiție Weibull având parametri α, β, γ și ξ , cu densitatea de probabilitate $f(\sigma)$:

$$f(\sigma) = \frac{\alpha}{\beta} (\sigma - \gamma)^{\beta-1} \exp \left[-\left(\xi - \frac{(\sigma - \gamma)}{\alpha} \right)^{\beta} \right] \quad (2.56)$$

Iar rezistența la solicitarea mecanică radială specifică, Z_r , urmează o repartiție normală normată cu funcția de probabilitate, $G(Z_r)$

$$G(Z_r) = \int_{-\infty}^{Z_r} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{z^2}{2} \right) dz \quad (2.57)$$

Probabilitatea de defectare a înfășurării M.A., în ipoteza distrugerii mecanice a izolației, ținând cont de relațiile (2.26) și (2.29)

$$P_{sp} = 1 - \left\{ 1 - \int_{\gamma + (\alpha \xi)^{1/\beta}}^{Z_r} \frac{\beta}{\alpha} (\sigma - \gamma)^{\beta-1} \exp \left[-\left(\xi - \frac{(\sigma - \gamma)}{\alpha} \right)^{\beta} \right] \cdot \int_{-\infty}^{Z_r} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{z^2}{2} \right) dz_r \cdot d\sigma \right\}^n \quad (2.58)$$

Fiabilitatea izolației înfășurării R_{sp} rezultând pe baza relației fundamentale din fiabilitate, relația (2.4). În expresia (2.58) parametrul de scală α și parametrul de localizare γ sînt funcții de timp, iar rezistența mecanică specifică depinde atât de timp cît și de temperatură.

2.3.3.2. Modelul matematic bazat pe defectivitatea izolației conductoarelor de secțiune circulară

Pentru construirea modelului matematic al fiabilității izolației dintre spirele de secțiune circulară ale înfășurării M.A. ce urmează a fi prezentat, se pleacă de la constatarea că tensiunea de străpungere a izolației dintre spire depinde în foarte mare măsură de numărul și poziția relativă a defectelor-discontinuitățile punctiforme - din izolația conductoarelor învecinate. Acest model este prezentat și aplicat într-o serie de lucrări /4/, /25/, /26/ care privesc fiabilitatea la realizarea înfășurărilor M.A. Se pleacă de la constatarea că numărul mediu de defecte (perforații punctiforme) ale izolației dintre conductoare pe o spirală este redus și că probabilitatea

aparitiiei mai multor defecte pe o spira este la fel redusă, ceea ce ne îndreptățește să aplicăm distribuția evenimentelor rare, descrisă prin repartiția discretă, Poisson /61/, /69/, /83/, /101/, /103/. Pe baza acesteia, probabilitatea existenței a k defecte pe segmentul de lungime l va fi egală cu:

$$P\{k, l\} = \frac{\left(\frac{N}{L} \cdot l\right)^k}{k!} \cdot e^{-\frac{N}{L} \cdot l} \quad (2.59)$$

unde N/L este densitatea medie a repartiției punctelor de defect pe conductor (defectivitatea conductorului), N - numărul total de defecte și L - lungimea totală a conductorului.

Probabilitatea străpungerii izolației dintre spirele înfășurării M.A. este determinată de apropierea defectelor din izolație de pe conductoarele vecine la o distanță x , periculoasă, când sub acțiunea tensiunii aplicate se depășește rigiditatea dielectrică a intervalului respectiv de aer. Probabilitatea de străpungere a izolației perechii învecinate de spira, P_1 se calculează cu formula:

$$P_1 = \int_0^E f(x) G_j(x) dx \quad (2.60)$$

în care $f(x)$ este densitatea de probabilitate a repartiției dintre cele mai apropiate defecte de pe spirele în contact, $G_j(x)$ - probabilitatea condiționată de străpungere, de către tensiunea aplicată U , intervalului dintre defecte care se găsesc la distanțe mai mici decât x , iar E este valoarea limită de străpungere a aceste mări-mei alături de care este cea mai mică distanță periculoasă între defecte pe conductoarele se învecinate. Dacă cel îl constituie apropierea defectelor la o foarte mică distanță între ele, deci intensitatea a în intervalul respectiv, $G_j(x)$ este mult mai mic decât G_j , lungimea medie a unei spire. Diferența de potențial U_r dintre defectele apropiate în spirele învecinate cu o diferență egală cu r la număr lor spirelor în ordinea bobinării se calculează cu expresia:

$$U_r = \frac{U}{K} \cdot r \quad (2.61)$$

în care K este coeficientul de aplicație, înfășurării și N - numărul de spire cu înfășurarea. Dacă se notează cu $f_x(U)$ densitatea repar-

tiției tensiunii de străpungere între 2 defecte consecutive ce se găsesc la distanța x , probabilitatea condiționată de străpungere a perechii de spire ce se găsește sub tensiunea U_r este

$$G_r(x) = \int_0^{U_r} g_x(u) du \quad (2.62)$$

Densitatea de probabilitate a repartiției între defecte $f(x)$ se obține punând condiția ca pe segmentul de conductor de lungime dată să nu fie nici un defect, respectiv ca în împrejurimile x ale defectului de pe prima spiră să nu fie defecte pe cea de-a doua spiră. Probabilitatea ca evenimentul fixat să aibă loc pentru orice pereche de conductoare de rangul r e egal cu: $\exp[-2(\frac{N}{L})^2 l_0 \cdot n_r \cdot x]$ unde n_r este numărul perechilor de conductoare din grupa r . Valoarea indicată reprezintă probabilitatea ca distanța dintre defecte în perechile clasei r să fie mai mare ca x . De aceea, funcția de repartiție a mărimii aleatoare ϵ_r - distanța dintre defecte între perechile de conductoare ale clasei r , are forma

$$P\{\epsilon_r < x\} = 1 - e^{-2(\frac{N}{L})^2 l_0 \cdot n_r \cdot x}, \quad x > 0 \quad (2.63)$$

Cunoscînd distribuția distanței dintre defecte (relația 2.63), ținînd cont de definiția, introdusă prin relația (2.5), de valoarea acceptată pentru tensiunea la care se găsesc conductoarele învecinate de rangul r , U_r (relația 2.61) și înlocuindu-le în modelul matematic al coincidenței defectelor (relația 2.60), se obține probabilitatea de străpungere F_{1r} , a unei perechi de spire învecinate cu diferența egală cu r a numerelor spirelor în ordinea realizării înfășurării,

$$F_{1r} = \int_0^{l_0/2} \left. \frac{d}{dx} \right|_{1-s} \cdot \exp\left[-2\left(\frac{N}{L}\right)^2 l_0 \cdot n_r \cdot x\right] \cdot \int_0^{U_r} g_x(u) du dx \quad (2.64)$$

Pentru calculul probabilității de străpungere a izolației dintre spire al întregii înfășurări F_{sp} , se aplică relația (2.35)

Probabilitatea de străpungere a întregii înfășurări F_{sp} , s-a arătat experimental, /25/, că nu este influențată în măsură

impuritate, dacă existența dintre defectele de pe spirale învecinate depășește valoarea λ . În aceste condiții funcția $G_2(x)$, - relația (1.6) - se exprimă prin relația literară de forma :

$$G_2(x) = \frac{1 - \left(\frac{x}{\lambda}\right)^N}{1 - \left(\frac{x}{\lambda}\right)} \quad (2.65)$$

unde λ caracterizează distanța dintre defectele de pe spirale vecine, la care s-a putut observa că λ practic nu se produce (probabilitatea apariției de tensiune sau depășite 0,01) iar N caracterizează probabilitatea străpungerii de către tensiunea U_1 în cazul când defectele în spirale vecine se află unul în fața celuilalt.

Pe baza celor prezentate mai sus, probabilitatea străpungerii la grupa r - perechilor de spire N_{1r} , devine

$$F_{1r} = \frac{1}{r} \left(\frac{U_1}{U_0}\right)^2 \lambda \cdot \alpha_r \cdot \epsilon_r \quad (2.66)$$

iar probabilitatea străpungerii întregii înfășurări

$$F_{sp} = 1 - \prod_{r=1}^{N-1} \left(1 - \frac{1}{r} \left(\frac{U_1}{U_0}\right)^2 \lambda \cdot \alpha_r \cdot \epsilon_r\right) \quad (2.67)$$

fiabilitatea izolantului este dată de înfășurării rezultă din relația anterioară,

$$F_{sp} = 1 - \left(\frac{U_1}{U_0}\right)^2 \lambda \cdot \alpha_r \cdot \epsilon_r \quad (2.68)$$

și este exprimată în funcție de defectivitatea conductoarelor folosite, N/L , de lungimea medie a unei spire λ , de numărul de perechi de spire din înfășurarea dată - distanță egală cu r și de caracteristici ale izolantului conductoarelor înfășurării, α_r și ϵ_r determinate de contribuțiile conductoarelor la străpungere a izolantului perechilor de conductoare la o distanță fixată între defecte.

2.3.4. Aspecte esențiale privind stabilirea durabilității și fiabilității în funcție de relația dintre spirale

În prezenta lucrare s-a putut conchide că până în prezent nu

există o metodologie satisfăcătoare de stabilire previzională a caracteristicilor de durabilitate și fiabilitate a acestuia. Modelele matematice care descriu comportarea din punct de vedere al fiabilității a izolației dintre spire a înfășurării fie că se bazează pe interacțiunea sarcină-rezistență-relația (2.43) - fie că sînt stabilite în funcție de defectivitatea izolației dintre spire în stare nouă-relația (2.63)-permit aprecierea indicatorilor căutați numai la un moment dat al timpului de funcționare, cel care corespunde stării momentane a izolației conductoarelor. Incercarea se face sau pe machete sau chiar pe înfășurarea propriu zisă a M.A. ce a funcționat o anumită perioadă și apoi este sacrificată, prin încercarea la străpungere a perechilor vecine de spire. Fiabilitatea operațională (vezi § 2.3.1) permite evaluarea indicatorilor căutați, însă din cauza insuficienței pe care o prezintă modalitățile de colectare a datelor, atât în ceea ce privește întârzierea obținerii lor cât și a reprezentativității acestora, numeric și din punct de vedere al condițiilor de mediu și exploatare, și reduc în măsură importantă aplicabilitatea. Pentru extinderea concluziilor încercărilor efectuate pe un esanșion, considerat reprezentativ, asupra întregii populații urmărite se stabilește prin metodele statistice adesea /35/, /62/, /87/, /103/ forma legii de repartiție care descrie cel mai bine evoluția probabilității de defectare a ansamblului izolației dintre spire, prin teste grafice sau analitice specifice. Calculînd parametrii caracteristici ai acestei repartiții se poate evalua probabilitatea de defectare a izolației înfășurării la finele unei perioade oarecare - relațiile (2.11-2.15) - și indicatorii de fiabilitate ai căror expresii sînt prezentate în tabelele 2.2-2.4. Cunoașterea deci, a formei repartiției statistice care caracterizează cel mai bine distribuția în timp a probabilității de defectare a subansamblului urmărit este indispensabilă pentru extrapolarea în scop previzional a comportării probabile a acestuia. Această abordare a problemei determinării fiabilității izolației înfășurării, bazată pe rezultatele încercărilor de durabilitate efectuate, caracterizează doar global probabilitatea de bună funcționare a ansamblului, neputîndu-se evidenția contribuția factorilor care influențează asupra ei.

Nici modelele matematice prezentate în § 2.3.3.1 și 2.3.3.2 nu permit evaluarea previzională a fiabilității suban-

semblului ce ne interesează. Plecând însă de la unele caracteristici fizice ale conductoarelor izolate folosite la realizarea înfășurării - rigiditatea dielectrică la un moment dat al acestora, respectiv numărul de defecte pe unitatea de lungime - modelele suscitade permit estimarea probabilității de funcționare căutate și a influenței pe care o'au asupra fiabilității M.A. corespunzătoare stării izolației în momentul încercării.

Propunerile avansate în /28/, /30/ de exprimare a parametrilor funcției aleatoare a tensiunii de străpungere a izolației dintre spire prin funcții lineare de timp - relația (2.48) - constituie încercări de determinare previzională a caracteristicilor de fiabilitate ale înfășurării, însă variația propusă a tensiunii de străpungere în raport cu timpul, nu este în concordanță cu legile ce exprimă durata de viață a materialelor izolante în funcție de solicitare, care sînt funcții de tip putere sau de tip exponențial /36/, /38/, /39/, /49/. Sînt de reținut însă, condițiile în care se urmărește dependența în raport cu timpul a rigidității dielectrice a conductoarelor folosite /28/ și anume la temperatura nominală a clasei de izolație a acestora, rezultînd o valoare minimă a durabilității, care va fi depășită dacă exploatarea înfășurării se face - cum e normal - la o temperatură mai redusă.

Metoda propusă în /31/, /32/, bazată pe stabilirea dependenței în raport cu timpul a parametrilor repartiției statistice a tensiunii de străpungere a izolației dintre spire pe calea experimentului factorial complet de ordinul 3 sau 4, constituie o abordare mai realistă a previziunii indicatorilor de fiabilitate ai înfășurării, respectiv M.A. - relațiile (2.50)-(2.55) - însă nu scoate în evidență modificarea în raport cu timpul a rigidității dielectrice a izolației dintre spire. Datorită acestui fapt, metoda de mai sus nu poate utiliza în faza de proiectare a M.A., ci doar la aprecierea pe baza încercărilor accelerate efectuate asupra eșantionului, a fiabilității înfășurării la un moment al exploatării M.A., cu limitările precizate în ceea ce privesc intervalele de timp Δt_1 în care s-a divizat durata totală, t (relațiile 2.53-2.55).

Modelul matematic bazat pe defectivitatea izolației conductoarelor utilizate la realizarea înfășurării M.A. nu permite aprecierea durabilității acesteia, deoarece estimează

dear probabilitatea instantanee de defectare a elementului de izolație, respectiv a înfășurării în ansamblu - relațiile (2.64) - (2.67) - factorul timp, nefiind prezent în ipotezele ce stau la baza definirii stării de funcționare - defectare a izolației. Totuși, pe baza acestui model se poate determina defectivitatea admisă a conductoarelor izolate, la care probabilitatea de defectare a înfășurării este impusă, (F_{spadm} din relația 2.67) rezultând

$$\frac{N}{L} \leq \frac{F_{spadm}}{\sum_{r=1}^{N-1} \alpha_r \cdot n_r \cdot \epsilon_r} \quad (2.69)$$

numărul maxim de defecte pe unitatea de lungime pentru o probabilitate de defectare redusă, admisibilă, confirmată prin încercări.

CAPITOLUL 3

CONTRIBUTII CU PRIVIRE LA STUDIUL DURABILITATII SI FIABILITATII MASINARILOR M.A.

3.1. Influența naturii solicitărilor în desfășurării M.A. asupra duratei și de viață

3.1.1. Considerații asupra cauzelor defectelor ce apar în desfășurarea M.A.

Mașinile electrice în general sînt construite să suporte o solicitare principală electrică peste care se suprapun solicitările mediului considerate suplimentare, urmînd ca ansamblul să fie în stare de funcționare un timp cît mai îndelungat. Durata de viață a unei M.A. reprezintă timpul cît dispozitivul funcționează fără defecțiuni, o mărime aleatoare, care depinde stît de proprietățile fizice ale materialelor utilizate cît și de modul de execuție și regimul de exploatare. Așa cum s-a arătat în § 2.1. desfășurarea M.A. este un subsansamblu nereparabil, defectarea acestuia determină în mod hotărîtor durata și de viață. Deoarece defectele M.E. constituie evenimente întâmplătoare, caracterul și momentul apariției lor nefiind legate de factorii externi controlabili, se poate defini durata de viață a acestora în funcție de probabilitatea de bună funcționare $R(t)$, introdusă prin relația (2.1), a ansamblurilor ce formează populația statistică ce se studiază. Durabilitatea - mărime ce caracterizează funcționarea obiectelor nereparabile - se exprimă ca rădăcină a ecuației ce definește cuantila timpului de exploatare (relația 2.1a) reprezentînd durata efectivă de funcționare care se realizează cu o probabilitate impusă. Dacă probabilitatea cu care se determină cuantila timpului de funcționare corespunde medianei repartiției probabilităților de defecție, durabilitatea ce-i corespunde este cea a rangului median, durabilitatea medie. Rezultă deci că pentru estimarea durabilității desfășurării M.A. trebuie cunoscută legea de repartiție care descrie procesul deteriorării în timp a izolației eșantionului încercat și parametrii ei caracteristici.

În exploatarea ca și în conservare sau transport, caracteristicile izolației desfășurării M.A. se modifică, conducînd în timp la o înrăutățire a proprietăților ei, acțiuni ce sînt in-

cluse în procesul îmbătrânirii izolației. Agravarea însușirilor izolației datorită îmbătrânirii determină uzura ei. Distrugerea izolației M.A. nu este determinată numai de uzura ei, ci într-o măsură foarte însemnată de defectele locale inițiale sau de cele produse în cursul operațiilor tehnologice de realizare a ansamblului.

Degradarea treptată a proprietăților izolante ce duc în final la defectare - la depășirea limitelor stabilite pentru rezistență în raport cu solicitarea - ca rezultat al unor acumulări de modificări reversibile, se manifestă prin :

- deteriorări de natură electrică în care intră: eroziunea, întreruperea, creșterea conductiei, mărirea pierderilor, micșorarea rigidității ce conduce în final la străpungere;

- deteriorări termice - evaporarea, dilatare, topire, ardere;

- deteriorări mecanice - întindere, abraziune, deslipire, rupere.

Defecțiunile premature pot apărea și datorită unor erori grosolane constructive, tehnologice sau de material: Procesele de degradare ale elementelor izolației se pot datora migrației, absorbției și difuziei impurităților, neomogenității materialelor cu incluziuni sau goluri, modificărilor structurale sau chimice care evidențiază fenomene și defecte care altfel ar necesita ani ca să se manifeste. Distrugerea izolației provine ca urmare a încălzirii ei, a solicitărilor mecanice (presiune, vibrații, șocuri) a influenței umidității și a mediilor agresive, precum și a altor factori sub acțiunea tensiunii aplicate. Stabilitatea în timp a materialelor izolante folosite la construcția M.A. depinde de mărimea solicitărilor aplicate, care trebuie privită ca o interacțiune dintre forma de energie primită din exterior și structura fizico-chimică a izolației. Dacă se depășește un anumit prag al energiilor schimbate, asimilat unei limite elastice /6/, /38/ degradarea se produce accelerat ca urmare a apariției de noi mecanisme de defectare. Solicitarea termică a izolației, fie că este produsă de căldura exterioră sau de cea disipativă, constituie unul dintre cei mai importanți factori de solicitare ce determină durata de viață a înfășurării M.A. Aptitudinea materialelor izolante de a rezista solicitării termice este caracterizată, după cum se știe /5/, /49/, /86/ de stabilitatea termică - păstrarea pro-

prietăților sale la încălzirea de scurtă durată - și de rezistența la încălzire - aptitudinea acestora de a suporta pentru o durată precizată o anumită temperatură, specifică clasei de temperatură din care fac parte. Rezistența la încălzire determină viteza de îmbătrânire a izolației și implicit, durata ei de viață. Solicitarea electrică produce scăderea importantă a proprietăților electroizolante ale materialelor folosite la realizarea înfășurării M.A. în special la mașinile cu tensiunea nominală >6 kV /23/, /50/ dar are o influență redusă, asupra îmbătrânirii izolației înfășurărilor M.E. funcționând la joasă tensiune /30/, /104/ față de solicitarea termică. Acțiunea umidității în timp asupra izolației înfășurării M.A. se manifestă prin absorbția practic ireversibilă a condensului, în materialul izolant, ce provoacă degradarea acestuia, cu efecte negative asupra duratei lui de viață.

Solicitările mecanice pot reduce, la fel, durata de viață a izolației înfășurării, prin efectele de abraziune pe care le provoacă vibrațiile asupra izolației spirelor insuficient consolidate, prin strivirea sau fisurarea la îndoire ce apare în procesul tehnologic de montaj al M.A.

Acțiunea simultană a solicitărilor la care este supusă izolația dintre spire a înfășurării, poate fi descrisă doar aproximativ pe cale experimentală prin metode statistice de planificare a experiențelor /30/, /31/, /80/, precizia determinărilor depinzând de numărul factorilor luați în considerare și de informația apriorică.

În ceea ce privește proprietățile fizice ale izolației ce caracterizează cel mai bine procesul de îmbătrânire, nu există un consens general în literatura de specialitate /5/, /37/, /39/, /49/, /86/ deoarece usura izolației apare datorită influenței combinate și întâmplătoare a unui număr mare de acțiuni exterioare (electrice, termice, mecanice, chimice etc.) precum și de asemenea, datorită inexistenței de legături univoce între modificările diferitelor proprietăți. Din acest motiv, pentru caracterizarea proprietăților izolației se folosesc proprietățile electrice (rigiditatea dielectrică, rezistența de izolație, tangenta unghiului de pierderi, etc.), proprietăți mecanice (flexiunea, întinderea, reziliența) sau proprietăți chimice (adeziunea la metal, concentrația de radicali liberi etc.)

În cele mai multe cazuri, durata de viață a izolației rezultă diferită în funcție de criteriul de îmbătrânire ales. De aceea la compararea durabilităților a două construcții izolante folosite în același scop, trebuie folosit același criteriu de îmbătrânire, care este necesar să fie de importanță vitală pentru funcționarea izolației respective. Așa cum s-a arătat în cap.1, în cadrul prezentei lucrări, s-a ales drept mărime fizică ce caracterizează uzura izolației înfășurării, tensiunea de străpungere a perechilor vecine de spire. Această alegere s-a făcut din următoarele motive :

1. Defectarea izolației înfășurării la funcționarea M.A. apare când rigiditatea ei dielectrică, ce se micșorează în timp sub acțiunea solicitărilor în principal termice la care este supusă, devine mai mică sau egală cu mărimea tensiunii aplicate. Cu alte cuvinte mărimea rigidității dielectrice a izolației înfășurării stabilește starea de funcționare sau defectare a acesteia.

2. Solicitarea la care este supusă izolația înfășurării - tensiunea aplicată - este de aceeași natură fizică cu criteriul de defectare - depășirea tensiunii de străpungere - creându-se premiza de exprimare a unei legături între caracteristicile de material ale izolației și durabilitatea înfășurării, cu o probabilitate stabilită aprioric, de realizare.

3. Tensiunea de străpungere a elementului de izolație este influențată și de solicitările mecanice, termice, chimice sau de efectele procesului tehnologic de realizare a înfășurării (creșterea izolației dintre spire, incompatibilitatea izolației conductorului cu mediul de impregnare, fasonare nefingrită, etc.), fiind deci sensibilă la toți factorii ce apar atât la fabricație cât și în exploatare.

Această mărime va fi utilizată în continuare, pentru a caracteriza starea de funcționare respectiv de defectare a înfășurării, iar variația ei în raport cu timpul ne va permite să punem în evidență influența ce o exercită asupra durabilității și fiabilității ansamblului.

3.1.2. Legi de durată de viață ale izolațiilor electrice cu referire la izolația înfășurărilor M.A.

Îmbătrânirea izolației electrice a fost studiată de numeroși cercetători, atât în ceea ce privesc aspectele teoretice

care guvernează acest fenomen cât și referitor la performanțele obținute prin măsurători experimentale efectuate asupra diverselor materiale, în vederea evaluării duratei lor de viață, în condiții date de utilizare. Procesul de îmbătrânire a materialelor electroizolante în general, a fost urmărit și tratat de mulți autori, considerând acestea supuse solicitărilor termice, electrice sau de altă natură. În tabelul 3.1 se prezintă o serie de relații folosite pentru exprimarea duratei de viață absolute și, relative a izolațiilor electrice.

Tabelul 3.1

Nr. crt.	Autorul	Mărimea	Relația de calcul
1.	Haviland /36/	D/D_0	$(S_0/S)^b$
2.	Montsinger /68/	D/D_0	$2^{-\theta/\Delta\theta}$
3.	Büssing /7/	D	$A \exp(B/T)$
4.	Bazovsky /3/	D/D_0	$(U_N/U)^m \cdot K(T_0 - T)$
5.	Endicott /95/	D	const/U^m
6.	Nelson /58/	p	$1/KU^m$
7.	Ackmann /55/	D	$A \exp(-c\Delta T) (U_N/U)^{-B \exp(-c\Delta T)}$
8.	Eyring /55/	D	$\frac{D}{af} \exp \left[(B/T) \exp(-c + \frac{A}{T}) S_r \right]$
9.	Zoberman /95/	D	$A \exp(W_a/T)$
10.	Weibull /36/	D/D_0	$b(S_r - S_0)^m$

Se vede din tabelul 3.1 că durata de viață D s-a exprimat în mărime absolută supusă solicitării S , sau în mărime relativă D/D_0 , D_0 fiind durata de viață la solicitarea nominală S_0 . T_0 este temperatura de referință absolută, T - temperatura absolută de lucru, $\Delta T(\Delta\theta)$ - creșterea de temperatură, θ - temperatu-

ra de lucru în $^{\circ}\text{C}$ pentru înjumătățirea duratei de viață, U , U_N - tensiunile de lucru și nominale, W_a - energia de activare a materialului izolant, S_r - factor de solicitare relativ, A, B, C, K - constante depinzând de materialul electroizolant, a, b, c, m - factori ce depind de construcție și unșori și de temperatură, k - constanta lui Boltzmann, D_m - durata medie de viață. Solicitățile puteau fi : câmp electric, temperatură, umiditate, etc.

Cu toate că modelele avute în vedere de autorii relațiilor indicate în tabelul 3.1, n-au fost întotdeauna aceleași, în anumite domenii restrânse de solicitări, de exemplu de temperatură, se pot obține, luând în considerare anumite aproximații, plecând de la relația generală propusă de Haviland /36/, legile exprimate de Montsinger /68/ respectiv Büssing /7/. Aceiași relație generală considerată mai sus, aplicată în cazul solicitărilor electrice, conduce la legile duratelor de viață formulate de Endicott /95/ și aplicată la calculul fiabilității cablurilor de energie /81/, /82/, /93/, /94/ respectiv de Nelson, aplicată în /58/ la calculul duratei de viață a materialelor izolante utilizate la construcția hidrogenatoarelor.

Aplicarea concomitentă a solicitărilor termice și electrice conduce la legi ale duratei de viață complexe /55/ cu valabilitate restrânsă în anumite domenii ale solicitărilor electrice și termice. Depășirea limitelor de solicitare atrage după sine modificarea mecanismului de degradare al materialului electroizolant încercat. Având în vedere efectul cumulativ al solicitărilor electrică și termică, problema distrugerii materialului se poate privi din punct de vedere energetic, ajungându-se la relația dată de Zobermann /95/. Bazându-se pe observația că străpungerea izolației nu depinde de natura energiei transferate ei, în /38/, /49/, /106/ se stabilesc pe această bază, previzional, timpul pentru care izolația ajunge la o anumită valoare critică. Relația duratei de viață datorată lui Zobermann se transformă așadar în legea îmbătrânirii termice confirmată experimental și bazată pe modelul Arrhenius /5/, /41/, /47/, /86/ model care consideră pentru orice temperatură, că distribuția duratei de viață a izo-

lației este de tip lognormal.

Conform acestuia legea îmbătrînirii termice, de formă exponențială, este :

$$D = A \exp(W_a/kT) \quad (3.1)$$

în care W_a /eV/ este energia de activare a degradării, iar k -constanta lui Boltzmann.

.. În fine, relația introdusă de Weibull /36/, /85/, /112/ permite o ajustare mai bună a rezultatelor experimentale în domeniul variațiilor mici ale solicitării față de solicitarea nominală. Datorită faptului că procesele fizico-chimice care cauzează îmbătrînirea izolației, se manifestă în general prin intermediul încălzirii în care se transformă mai toate energiile puse în joc, unul dintre cei mai importanți factori de mediu care determină durata de viață a unei M.E de joasă tensiune și de putere redusă sau medie, îl constituie temperatura de funcționare a acesteia.

Datorită abordării mai riguroase a studiului fenomenului de îmbătrînire termică a izolației și a domeniului mai larg de temperaturi în care este valabilă legea duratei de viață, s-a impus forma exprimată de Büssing (vezi tabelul 3.1), pe care o scriem sub forma :

$$D = D_0 e^{\frac{A}{T}} \quad (3.2)$$

în care D este durata de viață referitoare la o temperatură T/K , D_0 și A sînt constante fizice de timp și de temperatură care depind de materialul izolant în cauză și de criteriul de îmbătrînire ales și se determină experimental. Această formă stă și la baza recomandărilor din standardele internaționale și naționale /114/, /117/ de caracterizare a duratei de viață a materialelor electroizolante prin indice de temperatură respectiv prin profil de încălzire termică.

Relația (3.2) se poate lineariza prin logaritmare ajungînd la forma :

$$\ln D = \ln D_0 + \frac{A}{273+T} \quad (3.3)$$

ce se poate reprezenta într-un sistem de coordonate semilogaritmice fiind logaritmul durabilității pe ordonată și inversul

temperaturii absolute pe abscisă,

În acest sistem de coordonate, cu probabilitatea asociată valorilor figurate pe grafic, rezultate prin transpunerea pe acesta a funcției descrise de relația (3.3), se poate determina durata de viață a înfășurării. Aceasta rezultă din graficul trasat în figura 3.1 prin ridicarea unei verticale la valoarea temperaturii corespunzătoare punctului cel mai

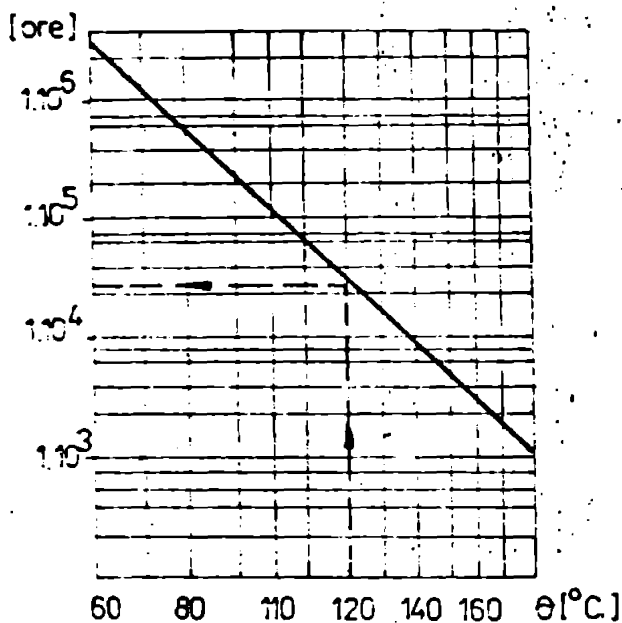


Fig. 3.1. Dependenta experimentală a duratei de viață a izolației de temperatură

cald al înfășurării M.A., pînă ce întâlnește dreapta profilului de anduranță termică, pe orizontala căruia rezultă durata de viață corespunzătoare. Neajunsul acestui procedeu constă în faptul că ține cont de încălzirea mașinii, o mărime ce depinde de foarte mulți factori (de geometria ansamblului și a părților componente, de încărcare, de caracteristici de material, de temperatura ambientă, de mod de răcire etc) și care nu este legată printr-o funcție explicită, simplă și precisă de mărimile

de intrare ale M.A. Precizia determinării temperaturii este legată de faptul, că depășirea unei anumite limite, specifice fiecărui material izolant, are consecințe nefavorabile în ceea ce privește durata de viață a materialului respectiv /17/, /18/, /74/, /92/. Cu alte cuvinte, temperatura reprezintă o solicitare a M.A., care trebuie să fie mai mică decît o anumită limită pentru care s-a definit indicele de temperatură al materialelor izolante utilizate, la respectarea căreia, li se conferă durabilitatea prescrisă. Datorită acestor considerații, durata de viață ce rezultă din figura 3.1, ar corespunde unei temperaturi maxime a înfășurării M.A. ce ar rămîne nemodificată în cursul întregii ei perioade de funcționare. Această ipoteză nu se îndeplinește în practică, iar durata de viață rezultată, reprezintă o valoare minimă

pentru durata de exploatare utilă a echipamentului.

Procedeu verificării pe această cale a durabilității înfășurării este însă scopos și figurează în toate normele și standardele de produs, deoarece dacă nu se depășește temperatura clasei în care se încadrează conductorul utilizat, se asigură (dacă nu intervin factori restrictivi) cel puțin durata de viață a materialului electroizolant respectiv. Dacă se cere, la proiectare de exemplu, să se asigure printr-o anumită construcție de înfășurare de M.A., o anumită durabilitate, legea duratei de viață exprimată prin expresia (3.2) nu ne poate fi de folos, trebuind exprimată o altă dependență ce se dezvoltă în cele ce urmează.

Admițând, așa cum s-a arătat mai sus, că solicitarea termică este hotărâtoare pentru izolațiile înfășurărilor de M.A. de joasă tensiune datorită influenței pe care o are aceasta asupra vitezei de reacție internă și care determină în final proprietățile izolante ale materialului /36/, /52/, se justifică propunerea făcută în § 3.1.1 de a se caracteriza îmbătrânirea izolației prin variația în timp a tensiunii de străpungere, ce depinde la rândul ei de temperatură. Reducerea rigidității dielectrice a elementului de izolație în funcție de timp se face cu viteze diferite, dacă acesta funcționează la temperaturi diferite, după cum se prezintă în figura 3.2, confirmată de neenumărate determinări experimentale.

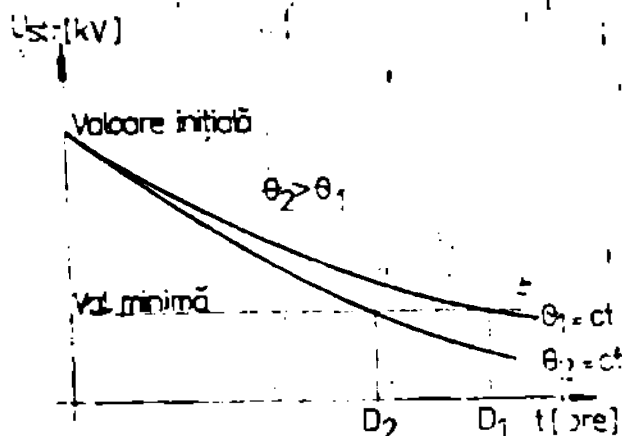


Fig. 3.2. Scăderea rigidității dielectrice a izolației datorită îmbătrânirii ei la temperaturi diferite

Durata de viață D_1 , corespunzătoare unei temperaturi de funcționare θ_1 , rezultă din curba de îmbătrânire specifică - pentru temperatură constantă - drept interval de timp în care tensiunea de străpungere s-a redus pînă la valoarea prescrisă. La conduc-

toare emailate, reducerea tensiunii de străpungere pînă la 100-1000 V indiferent de valoarea inițială a acesteia, este echivalentă cu consumarea integrală a duratei lor de viață /39/. Exemplificînd deci, îmbătrînirea izolației dintre spirele înfășurării M.A. în funcție de valoarea tensiunii de străpungere instantanee, pentru temperatură constantă, se găsește posibilita-

tea legării duratei de viață de o caracteristică de material univoc determinabilă (rigiditatea dielectrică a elementului de izolație, variabilă pentru diferite momente ale exploatării, datorită îmbătrânirii) și nu de temperatura înfășurării. Temperatura constantă, la care se determină micșorarea rigidității dielectrice a elementului de izolație a înfășurării va fi în continuare indicele de temperatură (temperatura clasei de izolație) al materialului utilizat la realizarea bobinajului statoric.

Pentru exprimarea legăturii între solicitarea termică, electrică și durata de viață, în vederea atestării calităților necesare funcționării îndelungate, a unui material electroizolant folosit în construcția M.E., actualmente, conform prevederilor din norme /114/, /121/, /124/ se încearcă acesta în regim accelerat termic și se determină profilul de durabilitate termică din care rezultă temperatura maximă la care îi corespunde o durată de viață prescrisă ; supunând înfășurarea realizată cu materialul de încercat la o tensiune mai mare decât cea de exploatare, o durată scurtă (1-2 minute) se consideră probă reușită, dacă izolația a rezistat și dacă temperatura maxim atinsă în funcționarea de durată este mai mică decât cea corespunzătoare izolației conductorului utilizat. Prin aceasta nu se ține cont de reducerea duratei de viață a izolației înfășurării, ca urmare a supunerii acesteia la o tensiune mai mare decât cea de funcționare normală, după cum se ilustrează în figura 3.3.

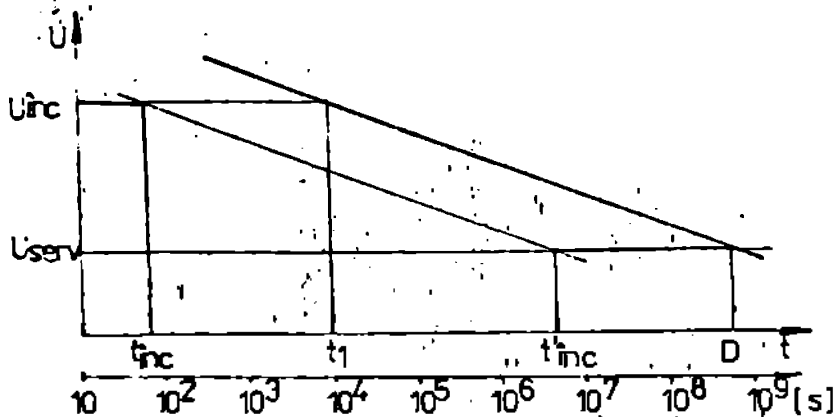


Fig.3.3. Influenta tensiunii de încercare asupra duratei de viață a izolației

Linia îngroșată pe figură reprezintă acea parte din viața izolației care s-a consumat în timpul aplicării tensiunii de încercare și durata de viață, disponibilă încă, la tensiunea de serviciu. Dependen-

ta dintre tensiunea de străpungere și timp - dreapta duratei de viață în sistem de coordonate logaritmice - este cea cores-

punzătoare relației lui Endicott din tabelul 3.1, scrisă sub forma:

$$\left(\frac{U}{U_0}\right)^m = \left(\frac{t}{t_0}\right)^{-1} \quad (3.4)$$

valabilă când solicitarea electrică produce îmbătrânirea izolației și în care U și t , respectiv U_0 și t_0 sînt valorile omoloage ale tensiunilor de străpungere, respectiv ale timpilor pînă la străpungerea izolației, iar m este exponentul duratei de viață caracteristic izolației respective, ce se determină experimental. Se menționează de asemenea, că în literatura de specialitate nu se dau nici un fel de indicații privind nivelul criteriului de control al calității, la încercarea accelerată din punct de vedere termic a izolației conductoarelor. El corespunde datelor indicate de întreprinderea furnizoare de conductoare, referitoare la tensiunea de încercare funcție de grosimea peliculei de email /124/, sau prin aplicarea unei tensiuni mai mari decît cea prevăzută în normele de recepție /58/, nefiind stabilită nici o legătură explicită între acestea.

Considerînd valabil modelul lui Arrhenius pentru determinarea duratei de viață prin solicitare termică, adică distribuția lognormală a probabilității de străpungere în funcție de timp a izolației supuse la cel puțin 3 temperaturi, dintre care cea minimă este cu cel puțin $25\div 30^\circ\text{C}$ /117/ mai mare decît temperatura clasei de izolație din care face parte conductorul izolat încercat, în /58/ se prezintă rezultatele prelucrării grafice a distribuției frecvențelor cumulate de străpungere funcție de timp, la cele 3 temperaturi la care a fost supus materialul încercat, conform metodologiei de determinare a duranței termice /114/. Cu precizia pe care o permit ajustările grafice ale rezultatelor experimentale /113/ se trasează pe altă rețea grafică de probabilitate, caracteristica duratei de viață - temperatură, pentru diverse valori ale probabilității de străpungere obținute din graficul anterior, rezultînd profilul de duranță termică al conductorului izolat, cercetat, pentru diferite probabilități de defectare. Rezultatele se consideră corespunzătoare dacă la temperatura de funcționare a conductorului izolat, durata medie de viață este de cel puțin 20.000 ore. Aceiași izolație a conductorului trebuie să reziste și la solicitarea

electrică la care este supusă în exploatare. Pentru determinarea duratei de viață la solicitarea electrică se procedează asezător, cu observația că legea duratei de viață corespunde formulării lui Nelson din tabelul 3.1, iar repartiția în timp a probabilităților de străpungere ascultă de o lege de repartiție Weibull.

În figura 3.4 se ilustrează rezultatele experimentale obținute la încercarea pe machete a aceluiași material izolant P 701 /58/ care a fost supus (un alt eșantion) la solicitarea termică, poziționând probabilitățile cumulate de defectare în ordine crescândă pe rețeaua probabilistă Weibull pentru diferite nivele de încercare a tensiunii aplicate.

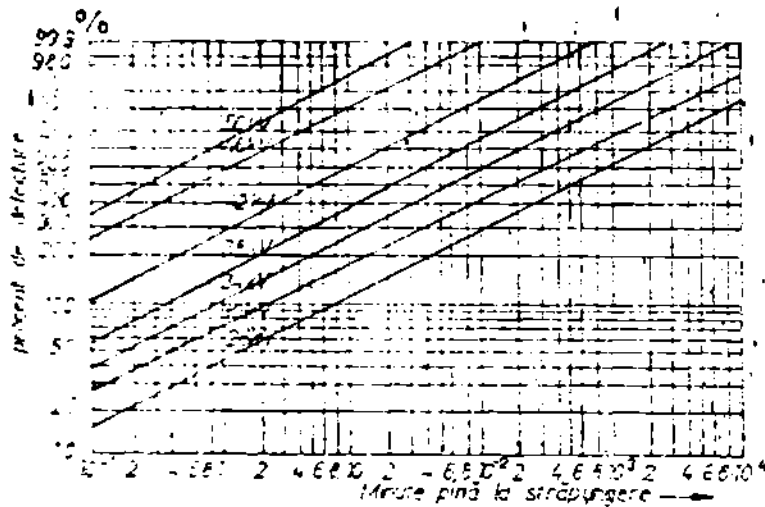


Fig. 3.4. Distribuția frecvențelor cumulate la solicitarea electrică a materialului electroizolant P 701 /58/

Pentru aceleași procente de defectare, la diferite nivele ale factorului electric de solicitare se extrag din graficele din figura 3.4 duratele de viață până la străpungere ale materialului încercat, rezultând în figura 3.5 caracteristicile durată de viață funcție de tensiune de străpungere pentru o probabilitate de supraviețuire dată. Ținând cont de relația 2.4, caracteristica

de viață corespunzătoare probabilității de defectare de 1%, dă durata de viață cu nivelul de fiabilitate de 99%.

Din cele prezentate mai sus, rezultă că pentru realizarea satisfăcătoare, din punct de vedere al duratei de viață al unui material izolant utilizat ca izolație dintre spire a unei M.E., trebuie ca pentru solicitări normale, duratele medii de funcționare să fie superioare celor impuse. Aceste caracteristici se obțin experimental prin încercări accelerate, în urma ridicării profilelor de duranță termică și electrică, corespunzătoare celor mai reduse nivele de probabilitate de defectare. Prin metodologia aplicată actualmente și expusă mai

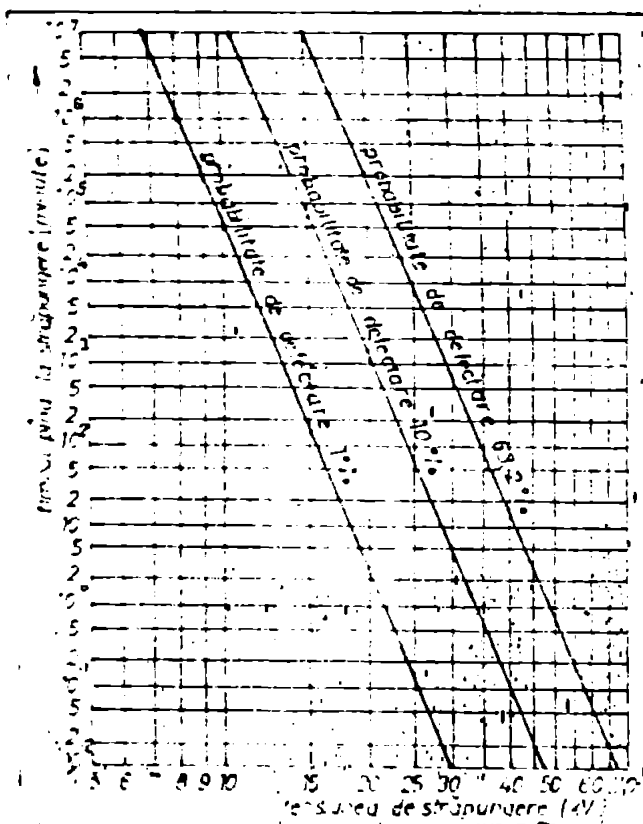


Fig.3.5. Diagrama durata de viață-tensiune la încercarea electrică a materialului electroizolant din figura 3.4

cus, se caracterizează izolația conductoarelor de bobinaj prin atribute - corespunde - nu corespunde - fără a se putea, face aprecieri cantitative asupra durabilității ei întrucât nu se iau în considerare condițiile reale de utilizare a acestora,

prin comparația de-a lungul întregii durate de exploatare a tensiunii de străpunere instantanee cu tensiunea aplicată în fiecare moment elementului de izolație.

3.2. Durabilitatea și fiabilitatea înfășurării M.A. ca rezultat al interacțiunii sarcină - rezistență (tensiune aplicată - rigiditate dielectrică)

3.2.1. Definierea în sens determinist a durabilității

Estimarea durabilității - mărimea duratei de viață a unui produs, în condiții de exploatare precizate - implică cunoașterea previzională a tuturor acțiunilor exterioare precum și a capacității materialelor înglobate în produs de a rezista în timp acestor acțiuni.

Conform concepțiilor constructive clasice, interacțiunea solicitare - material era abordată pe baza conceptului de coeficient de siguranță, definit ca raport între rezistența nominală minimă a materialului și o solicitare estimată maximă, ambele mărimi exprimate prin parametri de aceeași natură fizică:

$$C = \frac{\text{Rezistența nominală minimă}}{\text{Solicitarea estimată maximă}} \quad (3.5)$$

În baza acestei definiții, funcționarea sigură a unui

produs este reflectată de rezultatul unui raport supraunitar dintre două mărimi constante și independente, durata de viață fiind nedefinită. Idealizarea introdusă de presupunerea constantei și independenței atât a solicitării cât și a rezistenței face ca schematizarea de calcul ce rezultă din relația (3.5) să se îndepărteze considerabil de condiția reală a solicitării.

În realitate, rezistența oricărui material în general și a materialelor electroizolante în special, se modifică în timp ca urmare a degradării proprietăților fizice ce le asigură calitatea de a se opune solicitării aplicate. În aceste condiții, durabilitatea unui produs rezultă din interacțiunea dintre solicitarea aplicată și rezistența variabilă în timp, opusă de materialele înglobate, acestea. Stabilită pe baza considerentelor energetice privind mecanismul reacțiilor ce au loc în elementele sistemelor supuse solicitărilor /36/, legea fundamentală a degradării este dată de relația

$$\ln R^* = \ln R_0^* - k \cdot t \cdot e^{-W_a/E} \quad (3.6)$$

în care R^* reprezintă rezistența instantanee a elementului, R_0^* - rezistența lui inițială W_a - energia de activare, E - energia disponibilă pentru reacție, iar k - o constantă funcție de natura și concentrarea materiilor în reacție. Reprezentînd grafic relația (3.6) pentru solicitare constantă S^* , din figura 3.6 se constată că durabilitatea, D corespunde timpului necesar ca rezistența să atingă valoarea sarcinii aplicate, S^* .

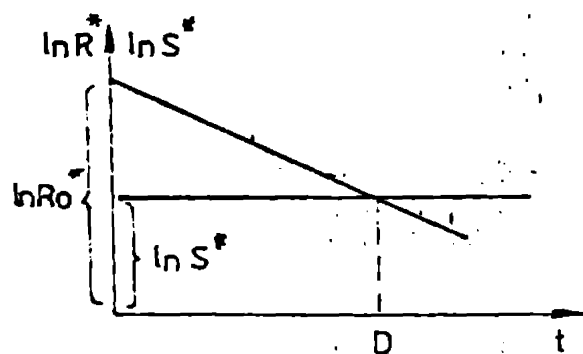


Fig. 3.6. Interacțiunea sarcină-rezistență în funcție de timp

În accepțiunea variației în timp a rezistenței conform relației (3.6), durabilitatea se exprimă cu ajutorul expresiei :

$$D = \frac{\ln R_0^* - \ln S^*}{k \cdot e^{-W_a/E}} \quad (3.7)$$

în care numitorul reprezintă tocmai viteza de variație în timp, a rezistenței.

Din figura 3.6 cât și din relația (3.7) rezultă trei mijloace generale de creștere a durabilității elementelor (sis-

temelor) și anume :

- creșterea rezistenței inițiale,
- reducerea sarcinii,
- reducerea vitezei de deteriorare în timp a proprietății luate în studiu.

Toate aceste căi vor fi analizate în continuare cu aplicare la înfășurarea M.A.

3.2.2. Definierea în sens probabilist a durabilității elementului de izolație a înfășurării M.A.

Punctul de vedere schematizat în § 3.2.1, idealizat, consideră atât rezistența cât și sarcina drept mărimi deterministe, univoc precizate, explicite de timp. În construcțiile tehnice în general /13/, /52/, /111/ atât solicitările exterioare cât și capacitatea materialelor înglobate în produse de a rezista acestor acțiuni au un caracter variabil. Variabilitatea se referă atât la valoarea momentană, diferită, a solicitării respectiv rezistenței, cât și la variabilitatea lor în timp. Datorită complexității construcției oricărui produs tehnic cât și a variabilității inerente a proprietăților fizice ale elementelor ce le compun, variația în timp a sarcinii și rezistenței au un caracter aleator, ele putând fi descrise cantitativ, obiectiv, doar asociind conceptul de probabilitate mărimilor cantitative care definesc solicitarea, rezistența și durabilitatea elementelor solicitate. Legătura probabilistă dintre rezistența variabilă în timp $R^*(t)$, solicitarea de asemenea variabilă în timp $S^*(t)$ și durabilitatea D este dată de funcția de fiabilitate $R(R^*, S^*)$ a probabilității bidimensionale de bună funcționare

$$R(R^*, S^*) = P\{D > t\} \quad (3.8)$$

care exprimă faptul, că probabilitatea ca durabilitatea D să fie realizată pentru valori ale timpului mai mari ca t este dată de funcția de fiabilitate R .

Similar cu definiția dată prin relația (2.5) funcția de repartiție bidimensională $F(R^*, S^*)$ se exprimă cu densitatea de probabilitate bidimensională $f(R^*, S^*)$ prin relația:

$$F(R^*, S^*) = P\{R^*(t), S^*(t) \in W\} = \iint_W f(R^*, S^*) dR^* dS^* \quad (3.9)$$

in care domeniul W este definit prin inegalitățile :

$$\begin{aligned} v_0 &\leq R^{\pi}(t) < \infty \\ 0 &\leq R^{\pi}(t) \leq S^{\pi}(t) < \infty \end{aligned} \quad (3.10)$$

Domeniul de integrare W rezultă din figura 3.7.

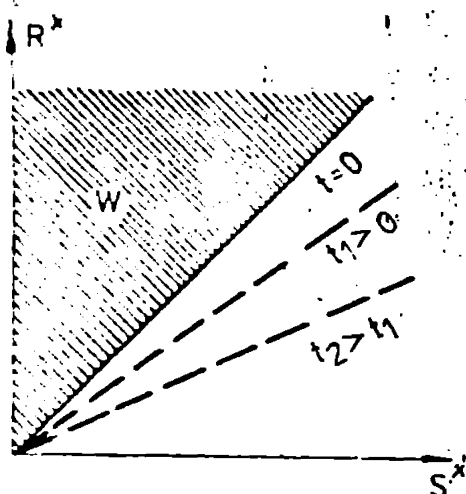


Fig.3.7. Forma domeniului de integrare W al relației (3.9)

Pentru aprecierea durabilității elementului analizat, considerând aleatoare atât sarcina aplicată cât și rezistența opusă de element, trebuie să facem aprecieri asupra variabilității lor în timp. În cazul elementelor de izolație din construcțiile electrotehnice, sarcina în raport cu timpul de funcționare este formată de tensiunea aplicată elementului, care este o

funcție aleatoare staționară ce îndeplinește ipoteza de ergodicitate, adică are momentul de ordinul întâi (media instantanee)

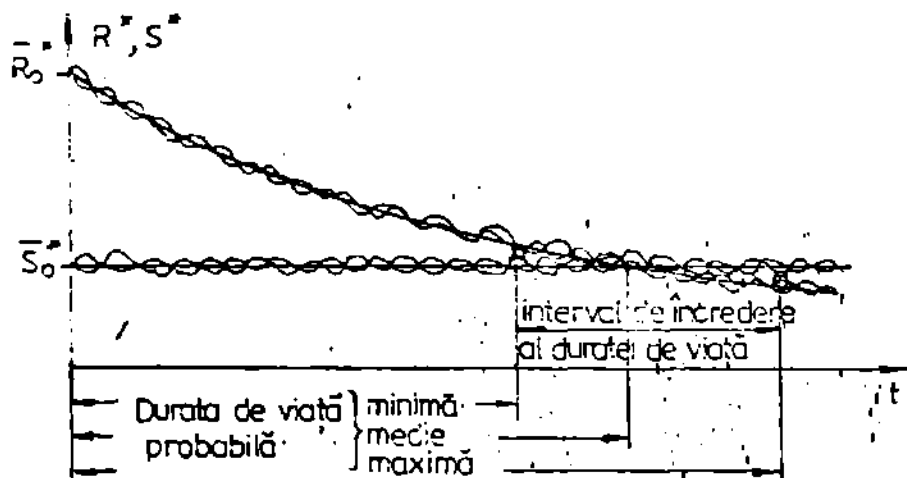


Fig.3.8. Interacțiunea sarcină - rezistență la variația aleatoare a acestora

invariabil în raport cu timpul /60/, /95/. Această ipoteză ergodică, ce simplifică considerabil în practică, problema estimării caracteristicilor solicitărilor

lor aleatoare este îndeplinită în cazul solicitării dielectrice a elementului de izolație a înfășurării M.A. deoarece pentru o construcție dată, tensiunea aplicată acestuia variază în jurul unei valori medii, constante. Considerarea doar a acestei valori medii a tensiunii aplicate elementului n-ar conduce la o interpretare deterministă, care n-ar ține cont de influența dispersiei solicitării asupra durabilității și care n-ar conduce la rezultate confirmate experimental. O reprezentare grafică a variabilității solicitării aplicate - funcție aleatoare - însă staționară,

descrișă de valoarea medie $S_0^{\#}$ este indicată în figura 3.8. În aceeași figură, se prezintă și funcția aleatoare a rezistenței variabile în raport cu timpul, $R^{\#}(t)$ care în medie este o funcție monoton descrescătoare ce ține cont de degradarea (îmbătrânirea) în timp a proprietăților fizice care-i conferă elementului capacitatea de a rezista solicitării aplicate.

Expresia analitică generală a funcției aleatoare ce caracterizează variația rezistenței elementului de izolație în funcție de timp $R^{\#}(t)$ va fi dată de o mărime aleatoare $R_0^{\#}$ și o funcție deterministă de timp $\varphi(t)$, conform relației

$$R^{\#}(t) = R_0^{\#} \cdot \varphi(t) \quad (3.11)$$

Funcția $\varphi(t)$ pe care o numim funcție de degradare a rezistenței ce caracterizează comportarea în timp a elementului în studiu este o funcție continuă, monoton descrescătoare. Ea trebuie să îndeplinească condițiile la limită :

$$\varphi(0) = 1 \quad \text{și} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \varphi(t) = 0 \quad (3.12)$$

pentru orice moment, $t \geq 0$, adică, atât pentru starea inițială când $t = 0$, $\varphi(0) = 1$, cât și pentru un timp infinit (practic foarte mare) să conducă la anularea mărimii rezistenței.

Durabilitatea medie \bar{D} rezultă ca rădăcină a ecuației

$$R^{\#}(t) = S^{\#}(t) \quad (3.13)$$

adică ținând cont de relațiile (3.10) și (3.11)

$$\bar{D} = \bar{\varphi} \left(\frac{S^{\#}}{R^{\#}} \right) \quad (3.14)$$

unde $\bar{\varphi}$ este inversa funcției de degradare $\varphi(t)$.

Presupunând că între sarcina aplicată $S^{\#}(t)$ și rezistența momentană a elementului $R^{\#}(t)$ nu este nici o legătură, adică cele două mărimi sînt independente, conform teoriei probabilităților /61/, /63/, /101/ densitatea de probabilitate, bidimensională $f(R^{\#}, S^{\#})$ se poate exprima în forma :

$$f(R^{\#}, S^{\#}) = f(R^{\#}) \cdot f(S^{\#}) \quad (3.15)$$

în care $f(R^{\#})$ și $f(S^{\#})$ sînt densitățile repartiției rezistenței și solicitării. Ipoteza avansată mai sus a fost îmbrățișată în literatura de specialitate consultată, referitoare la durabilitatea și fiabilitatea izolației înfășurării M.A. /23/, /25/, /26/

/27/, /28/, /30/, /31/, /32/ și a stat la baza stabilirii diverselor modele matematice ale fiabilității M.A., prezentate în paragraful 2.3.3.

În cazul izolației dintre spirele înfășurării M.A. folosind modelul interacțiunii sarcină - rezistență, durabilitatea acesteia este definită de perioada în care fiecare element component al izolației a funcționat fără defectiune, adică fără nici un scurtcircuit între spire. Pentru a nu se defecta izolație, trebuie ca mărimea aleatoare, tensiunea de străpungere a izolației dintre spire, U_x să fie superioară măririi aleatoare, tensiunea aplicată spirelor vecine U_g .

Ținând cont de condițiile (3.10) exprimate pentru funcția de repartiție se poate afirma că probabilitatea ca izolația dintre spire să nu se străpungă va fi egală cu probabilitatea ca tensiunea de străpungere a izolației dintre spire să depășească tensiunea aplicată ei.

Considerând solicitarea, tensiunea aplicată elementului de izolație, ca o funcție aleatoare staționară exprimată de densitatea de probabilitate $f(U_g)$ a funcției de repartiție a tensiunii aplicate, denumită în continuare densitatea tensiunii aplicate, reprezentată prin curba I în figură 3.9, iar densitatea de probabilitate $f(U_x)$ a funcției de repartiție a tensiunii de străpungere - densitatea tensiunii de străpungere - care își modifică parametrii repartiției în timp datorită îmbătrânirii izolației conform relației (3.11), reprezentată prin curba IIa, corespunzătoare momentului inițial și curba IIb corespunzătoare unui anumit moment t al exploatării, se poate aprecia cu o anumită probabilitate impusă, momentul defectării, deci durabilitatea, când densitățile tensiunii aplicate și a tensiunii de străpungere se intersectează.

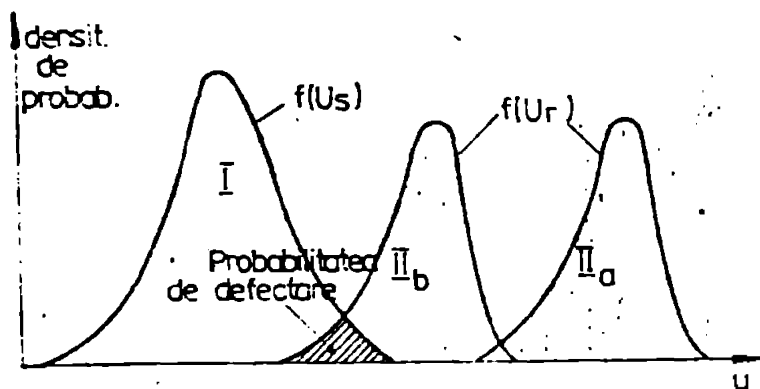


Fig. 3.9. Densitățile de probabilitate ale sarcinii (I) (tensiunea aplicată, U_g) și ale rezistenței (II) (tensiunea de străpungere, U_x), la momentul inițial $t=0$, curba IIa și la momentul t , curba IIb

Pe baza relațiilor (3.9) și (3.15) funcția de repartiție a probabilității de apariție a unui defect

În izolație, $F(t)$ se exprimă sub forma :

$$F(t) = \iint_W f(R^{\vec{x}}) f(S^{\vec{x}}) dR^{\vec{x}} dS^{\vec{x}} = \int_0^{\infty} f(U_R) \left[\int_{R_0 \varphi(t)}^{\infty} f(U_S) dU_S \right] dU_R \quad (3.16)$$

Cum însă $F(t)$ reprezintă o probabilitate, deci o valoare cuprinsă între 0 și 1, pe baza definiției exprimate prin relația (2.10) se poate estima valoarea argumentului t din relația (3.16) care este tocmai durabilitatea ce ne interesează, pentru o anumită probabilitate de defectare $F(t)$ impusă.

Din cele prezentate mai sus se constată că pentru aprecierea durabilității elementului de izolație, a timpului pînă la care, cu o anumită probabilitate impusă, tensiunea aplicată elementului de izolație al înfășurării este inferioară tensiunii de străpungere a acestuia, trebuie cunoscute funcțiile de repartiție ale tensiunii aplicate și a celei de străpungere, respectiv densităților lor de repartiție.

3.2.3. Legătura dintre durabilitate și funcția de repartiție a timpului de funcționare pînă la defectare

Dintre funcțiile asociate solicitării alături de tensiunea aplicată elementului de izolație, $U_S(t)$, funcția densității de probabilitate a intensității instantanee a solicitării caracterizează repartiția în raport cu domeniul de variație al amplitudinilor. Ea definește probabilitatea ca o anumită valoare a tensiunii aplicate $U_S(t)$ să fie cuprinsă, la un moment dat t într-un interval $(U_S; U_S + \Delta U_S)$, adică

$$f(U_S) = \lim_{\Delta U_S \rightarrow 0} \frac{F\{U_S < U_S(t) < U_S + \Delta U_S\}}{\Delta U_S} \quad (3.17)$$

Dacă se consideră variațiile în timp ale solicitării $U_S(t)$ pe o durată T - după cum se vede în figura 3.10 - probabilitatea ca mărimea solicitării U_S să fie cuprinsă în intervalul mărginit de valorile U_S și $U_S + \Delta U_S$ se poate estima evaluând raportul TU_S/T ; TU_S este cîtătea din timpul total de observație T , cînd valoarea instantanee a solicitării este cuprinsă în intervalul $(U_S, U_S + \Delta U_S)$. Valoarea adevărată a probabilității pentru T tinzînd către infinit se obține la limită :

$$P\left\{U_s < U_s(t) < U_s + \Delta U_s\right\} = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{T_{U_s}}{T} \quad (3.18)$$

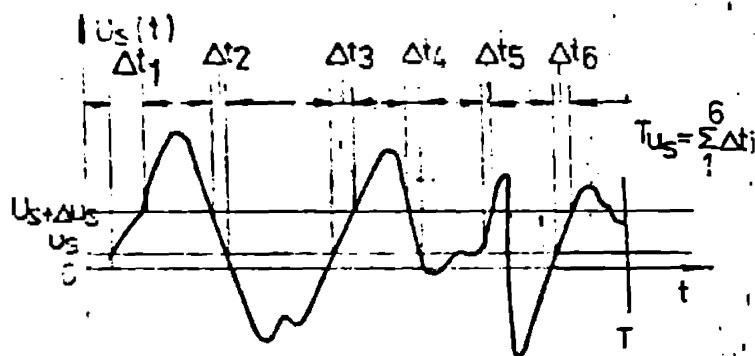


Fig. 3.10. Definierea densității de probabilitate a solicitării U_s

încît din relația (3.17) rezultă :

$$f(U_s) = \lim_{\Delta U_s \rightarrow 0} \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \cdot \frac{T_{U_s}}{\Delta U_s} \quad (3.19)$$

Probabilitatea $P(U)$ ca o valoare instantanee a solicitării electrice

$U_s(t)$ să fie mai mică sau egală cu o valoare dată U , ținînd cont de relația (2.2)

definește funcția de repartiție, funcția de distribuție a probabilității cumulate, care este dată de integrala funcției densității de probabilitate pe intervalul $(-\infty, U)$:

$$F(U) = P\left\{U_s(t) \leq U\right\} = \int_{-\infty}^U f(U_s) dU_s \quad (3.20)$$

Corepunzător definiției date prin relația (2.1) și a legăturii ce există între funcția de fiabilitate $R(U)$ și funcția de repartiție $F(U)$, (relația 2.4), funcția care descrie probabilitatea $R(U)$ ca o valoare instantanee $U_s(t)$ să fie mai mare decît o valoare dată, este exprimată prin :

$$R(U) = P\left\{U_s(t) > U\right\} = \int_U^{\infty} f(U_s) dU_s \quad (3.21)$$

Definițiile date mai sus sînt valabile și pentru caracterizarea probabilistă a rezistenței la solicitare, a tensiunii de străpungere a izolației dintre spire în cazul urmărit în lucrarea de față, prin schimbarea indicelui $s \rightarrow r$ în relațiile (3.16-3.21) obținînd densitatea de probabilitate a rezistenței $f(U_r)$, funcția de repartiție corespunzătoare $F(U_r)$ și funcția de fiabilitate a rigidității dielectrice a elementului de izolație, $R(U_r)$. Dacă pentru solicitare, tensiunea aplicată elementului de izolație, funcția aleatoare care descrie variabilitatea ei în timp este staționară - cu media constantă, independentă de timp - în cazul

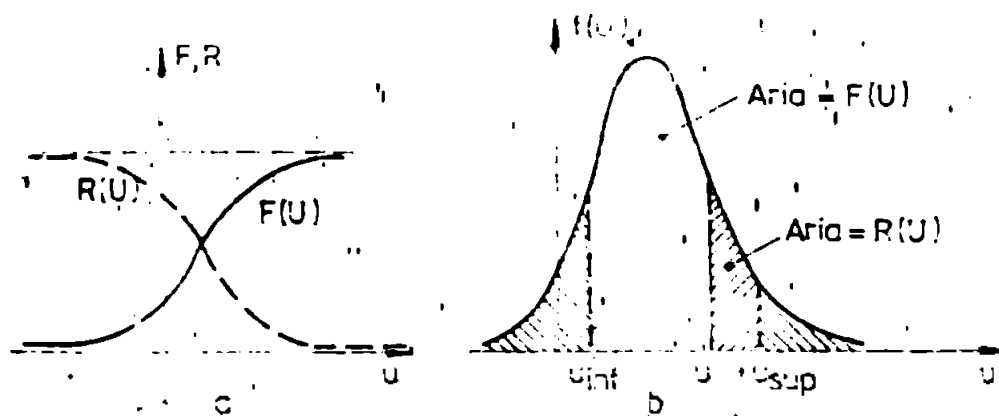
rezistenței, a rigidității dielectrice a elementului de izolație, variabilitatea ei e descrisă de mărimea aleatoare R_0^{st} - pe care o denumim, rigiditate dielectrică inițială - și de funcția $\Psi(t)$ - funcția deterministă de degradare - ce caracterizează îmbătrânirea izolației în timp sub acțiunea factorilor de mediu (temperatură, vibrații, agenți chimici, câmp electric etc) în cursul exploatării, conform celor stabilite în § 3.2.2.

Funcția de repartiție $F(U)$ pe intervalul de definiție care poate fi nemărginit, ca în relația (3.16) sau mărginit este o funcție monotonă, pozitivă, nedescrescătoare, nulă la marginea inferioară a intervalului și egală cu unitatea pentru marginea superioară [33], [60], [61]. Similar, funcția de fiabilitate $R(U)$ este pozitivă, monotonă, necrescătoare, avînd valoarea unu pentru marginea inferioară și valoarea zero pentru cea superioară. În cazul unor variații continue ale mărimilor aleatoare, cum sînt tensiunea aplicată elementului de izolație și rigiditatea lui dielectrică, cuprinse în domeniul :

$$0 \leq U_r < \infty \quad (3.22)$$

$$0 \leq |U_s| \leq U_r < \infty$$

grafioul funcției de repartiție $F(U)$ respectiv al funcției de fiabilitate $R(U)$ are forma ilustrată în figura 3.11. Considerînd relația (3.20) și acceptînd că solicitarea la care este supusă elementul de izolație poate fi caracterizată prin valorile în modul ale tensiunii aplicate, $|U_s|$ adică prin amplitudinea ei, considerată ca o mărime pozitivă și definită pe intervalul $(0, \infty)$ se efectuează de fapt o trunchiere a repartiției originale de la intervalul $(-\infty, \infty)$ la intervalul $(0, \infty)$.



3.11. Reprezentările asociate distribuțiilor funcțiilor aleatoare ale solicitării și rezistenței
 a) funcțiile de repartiție $F(U)$ și de fiabilitate $R(U)$; b) funcția densității de probabilitate $f(U)$

Pe baza relațiilor (3.20) și (3.21) valorile funcției de repartiție $F(U)$ și a funcției de fiabilitate $R(U)$ corespund ariilor de sub curba funcției densității de probabilitate $f(U)$, din figura 3.11,b, legate între ele prin relația 2.4.

Se menționează [13], [95] că în studiul solicitărilor aleatoare, limitele nemărginite reprezintă idealizări, care uneori nu sînt justificate, astfel că funcția densității de probabilitate și respectiv funcția de repartiție se definesc pe un interval mărginit (U_{inf}, U_{sup}) . În acest caz relațiile (3.20) și (3.21) își păstrează sensul cu înlocuirea corespunzătoare a limitelor de integrare.

Bineînțeles, funcția densității de probabilitate trunchiată $\tilde{f}(U)$, definită pe un interval mărginit trebuie să îndeplinească condiția de normare :

$$\int_{U_{inf}}^{U_{sup}} f(U) dU = 1 \quad (3.23)$$

ceea ce exprimă faptul că realizarea solicitării, respectiv a tensiunii aplicate sau a rigidității dielectrice a elementului de izolație dacă ne referim la rezistența opusă primeia, ia cu certitudine o valoare cuprinsă în intervalul de definiție.

Densitatea de probabilitate trunchiată $\tilde{f}(U)$ se obține din densitatea de probabilitate inițială prin introducerea corecției de normare N_0 :

$$\tilde{f}(U) = \frac{f(U)}{N_0} \quad (3.24)$$

Tinînd cont de condiția de normare exprimată de relația (3.23) pe intervalul trunchiat (U_{inf}, U_{sup}) se obține expresia factorului de normare N_0 :

$$\int_{U_{inf}}^{U_{sup}} \tilde{f}(U) dU = \frac{1}{N_0} \int_{U_{inf}}^{U_{sup}} f(U) dU = 1 \quad (3.25)$$

de unde,

$$N_0 = \int_{U_{inf}}^{U_{sup}} f(U) dU = 1 - \int_0^{U_{inf}} f(U) dU - \int_{U_{sup}}^{\infty} f(U) dU \quad (3.26)$$

ce reprezintă aria mărginită pe graficul densității de probabilitate a distribuției inițiale $f(U)$ - figura 3.11.b - pînă la li-

mitale de trunchiere (U_{inf} , U_{sup}).

În accepțiunea actuală, menționată în literatura de specialitate, privitoare la durabilitatea izolației M.A. /20/, /23/, /25/, /27/, /28/, /29/, /30/, /38/, /79/ aceasta rezultă din urmărirea globală a comportării în timpul exploatării sau încercării a elementelor de izolație ce intrau în compunerea înfășurării M.A., rezultând o durabilitate medie estimată prin relații aproximative sau riguroase. Această durabilitate nu putea fi influențată prin măsuri constructive la proiectarea înfășurării, nefiind exprimate relații dintre ea și parametrii funcționării M.E., ci doar prin unii factori limitativi, se indica faptul că la depășirea unei anumite valori a unui parametru cu o anumită cîtine, durata de viață se reducea într-o anumită proporție /7/, /37/, /41/, /47/, /48/, /54/, /68/. Aceasta se referea la influența factorului termic asupra duratei de viață a izolațiilor M.E. indicînd printre altele rolul important al energiei termice în care se transformă direct sau indirect celelalte solicitări, respectiv sarcina aplicată M.A.

Pentru estimarea formei analitice a funcției densității de probabilitate $f(t)$ în raport cu timpul, necesară cunoașterii tipului distribuției statistice, la încercarea unui lot omogen de produse (înfășurări, modele, machete) pînă la defectare, în vederea aprecierii durabilității lui medii se ținea cont de definiția densității de distribuție (relația 2.5) și anume :

$$P\left\{t < T \leq t + \Delta t\right\} = \int_t^{t + \Delta t} f(T) dT \quad (3.27)$$

În care T este variabila aleatoare ce caracterizează timpul de bună funcționare a diferitelor elemente încercate din lot. Relația (3.27) exprimă probabilitatea, ca o realizare a încercării experimentale să aibă loc în intervalul de timp Δt . Probabilitatea din membrul stîng este estimată conform expresiei (3.18) de frecvență relativă, adică de raportul dintre numărul observațiilor cu valori cuprinse în intervalul Δt și numărul total al observațiilor. Astfel, forma aproximativă a funcției densității de probabilitate $f(t)$ se obține reprezentînd frecvența relativă a observațiilor dintr-un interval Δt în raport cu mijlocul acestui interval, deci cu ajutorul histogramei. Aproximarea în acest fel

a funcției densității de probabilitate va fi cu atât mai bună, cu cât volumul observațiilor este mai mare și mărimea intervalului Δt , de observație, mai redusă. În practica încercărilor de durabilitate se dispune însă de obicei, de un număr limitat de observații /11/, /38/, /53/, /75/, /111/, care nu permit estimarea densității de probabilitate prin construcția histogrammei. Dezvoltarea metodelor de interpretare a rezultatelor bazate pe statistica ordinii /15/, /35/ au permis analiza eficientă și a eşantioanelor de volum redus. În cadrul acestor metode se estimează parametrii statistici ai populației pe baza relațiilor de ordine între observațiile cuprinse într-un eşantion.

Astfel, dacă într-un eşantion de volum m , observațiile referitoare la durabilități se ordonează într-un șir crescător $D_1, D_2, D_3, \dots, D_m$ atunci, fiecare valoare de rang i , a șirului poate fi privită ca o cuantilă, (vezi relația 2.10) care fiind la rândul ei o variabilă aleatoare pune problema estimării probabilității ei de apariție α . Fie această cuantilă - t_α corespunzătoare funcției de repartiție teoretice $F(t)$ cu care se estimează repartiția duratelor experimentale de funcționare pînă la defectare, care corespunde probabilității de realizare α . Probabilitatea ca o cuantilă D_i , a eşantionului să fie mai mică decît t_α , în baza relației (2.3) este :

$$P\{D_i < t_\alpha\} = F(t_\alpha) = \alpha \quad (3.28)$$

Se știe /87/, /103/ însă, că într-un eşantion de volum limitat, m , probabilitatea ca valoarea de rang i din cele m valori ale șirului ordonat să fie mai mică decît cuantila t_α urmează o repartiție discretă, binomială și are valoarea,

$$f_{\alpha_i} = C_m^i \alpha^i (1-\alpha)^{m-i} \quad (3.29)$$

în care C_m^i sînt combinații de m elemente luate cîte i . Probabilitatea cumulată corespunzătoare rangurilor $i \leq k$ este

$$P\{i \leq k\} = \sum_{i=0}^{k-1} C_m^i \alpha^i (1-\alpha)^{m-i} \quad (3.30)$$

Dînd valori cuprinse între 0 și 1 probabilității din membrul stîng al relației anterioare se poate calcula probabilitatea α , ca primele k valori ale durabilităților înregistrate să fie mai mici decît cuantila t_α . Pentru mediana repartiției teo-

retice, relația (3.30) devine

$$\sum_{i=0}^{k-1} C_m^i \cdot \alpha^i (1-\alpha)^{m-i} = \frac{1}{2} \quad (3.31)$$

și cu ajutorul ei se determină probabilitatea $\alpha_{50\%}$ - numită probabilitatea rangului median, tabelată în numeroase monografii de statistică aplicată, pentru eşantioane de diverse volume m .

Probabilitatea rangului median poate fi estimată și printr-o serie de relații aproximative /60/, /61/, /62/ ca de exemplu:

$$P_1 = \frac{1}{m+1} \quad (3.32)$$

respectiv

$$P_1 = \frac{1-0,5}{m} \quad (3.33)$$

ale căror abateri față de valorile deduse prin metodele riguroase sînt minime pentru anumite volume ale eşanționnelor și anumite tipuri de repartiții statistice.

Fînd cunoscute probabilitățile care se atașează fiecărei observații D_i , se obține șirul valorilor (D_i, P_i) cu care urmează să se ajusteze repartiția teoretică care urmează cel mai bine rezultatele experimentale. Odată aceasta găsită, rezultă durabilitatea medie, ca valoarea momentului de ordinul unu definită prin relația (2.8) al variabilei aleatoare, timpul de funcționare pînă la defectare.

Desigur durabilitatea astfel estimată, caracterizează în medie durata de funcționare a obiectelor încercate și poate servi ca bază de comparație în cazul modificării construcției, în cazul de față, al modificării tipului izolantului folosit la realizarea izolației dintre spirele înfășurării M.A. însă nu o leagă de parametrii electrici ai magirii.

Conform definițiilor introduse la începutul acestui paragraf, prin lucrarea de față se estimează durabilitatea elementului de izolație al înfășurării M.A., pe baza conceptului solicitare-rezistență, supus la tensiunea aplicată, rezultînd din inegalitatea generală:

$$R_0^{\pi} \varphi(t) \geq S^{\pi} \quad (3.34)$$

respectiv, ținînd cont de mărimile ce acționează asupra lui și asupra

$$U_r = U_{r_0} \cdot \varphi(t) \geq U_s \quad (3.35)$$

în care U_{r_0} este valoarea aleatoare a rigidității dielectrice inițiale a elementului de izolație, U_s valoarea aleatoare a tensiunii aplicate lui, iar $\varphi(t)$ funcția de degradare a izolației.

Pentru o anumită probabilitate de funcționare a elementului de izolație dintre spire, dată de funcția lui de fiabilitate, R_{sp} adică de probabilitatea ca rigiditatea dielectrică să depășească tensiunea aplicată, în baza relațiilor (2.1), (2.3) și (3.16) rezultă:

$$R_{sp} = P \left\{ U_{r_0} \cdot \varphi(t) > U_s \right\} = \int_0^{\infty} \int_0^{U_r} f(U_r) \cdot f(U_s) dU_r \cdot dU_s \quad (3.36)$$

În relația de mai sus $f(U_r)$ este densitatea de probabilitate a tensiunii de străpungere a elementului de izolație, a rigidității lui dielectrice, care conform relației (3.11) este o funcție aleatoare nestaționară, iar $f(U_s)$ - densitatea de probabilitate a tensiunii aplicate porțiunii elementare a izolației dintre spirele înfășurării M.A., o funcție aleatoare staționară. Cu ajutorul relației (3.36) se poate obține timpul de funcționare al elementului cercetat, care reprezintă durabilitatea funcționării porțiunii elementare a izolației dintre spirele înfășurării M.A., cu probabilitatea impusă inițial.

Cu aceste precizări, interacțiunea complexă dintre solicitare și rezistență s-a făcut asociind conceptul de probabilitate mărimilor cantitative care definesc atât solicitarea cât și rezistența la care definesc atât solicitarea cât și rezistența la aceasta, rezultând că și durabilitatea elementelor, ca și a produsului în întregime, să fie obținută cu o anumită probabilitate stabilită aprioric.

Relația (3.36) stabilește totodată legătura dintre probabilitate, durabilitate și funcțiile aleatoare asociate solicitării elementului de izolație și a rezistenței lui, la aceste solicitări.

3.2.4. Legătura dintre solicitare - rezistență - durabilitate - probabilitatea de defectare. Durabilitatea izoprobabilă.

Se știe din experiență, că rezultatele încercării la străpungere a diferitelor materiale izolante utilizate la acoperirea

conductorilor ce formează înfășurările M.A. se caracterizează printr-o pronunțată împrăștiere statistică. Aceasta implică faptul, că la un moment dat în cursul procesului de încercare a izolației, se poate preciza numai probabilitatea cu care se realizează situația în care tensiunea aplicată depășește rigiditatea dielectrică a conductorului izolat, producând străpungerea.

Variabilitatea statistică a rezultatelor experimentale este deci, consecința directă a caracterului aleator al modificării proprietăților izolanțe ale materialelor folosite, depinzând de :

- calitatea materialului izolant; dispersia rezultatelor e mai mare la materiale cu rigiditate dielectrică ridicată în comparație cu cele având proprietăți izolanțe mai scăzute,
- nivelul tensiunii aplicate ; dispersia durabilității crește pe măsura descreșterii solicitării,
- prezența defectelor străpunse de izolație; dispersia se reduce odată cu localizarea solicitării,
- procedeul tehnologic de realizare a înfășurării; dispersia crește la procesele manuale față de cele mecanice, etc.

O descriere completă a variabilității rezultatelor la încercările de durabilitate, impune cunoașterea nivelului de probabilitate P corespunzător realizării practice a unei perechi de valori (U_g, t) obținute experimental,

$$P = F(U_g, t) \quad (3.37)$$

adică cunoașterea unei funcții de repartiție F , de două argumente U_g și t între care există o relație de dependență. Relația de dependență dintre solicitare și timp se exprimă din condiția de estimare a durabilității, la egalitatea funcțiilor aleatoare corespunzătoare solicitării cu cea corespunzătoare rezistenței, dintre care ultima este dependentă de timp prin intermediul funcției de degradare, $\varphi(t)$ (relația 3.11).

Interpretarea geometrică a funcției F în spațiul tridimensional (U_g, t, P) este ilustrată în figura 3.12.

În planul (U_g, t) relația (3.37) reprezintă o familie de curbe depinzând de parametrul P , curbe de durabilitate izoprobabilă. Ele definesc durabilitatea elementelor, pentru diferite valori ale solicitării aplicate U_g , caracterizate prin aceeași probabilitate P de realizare.

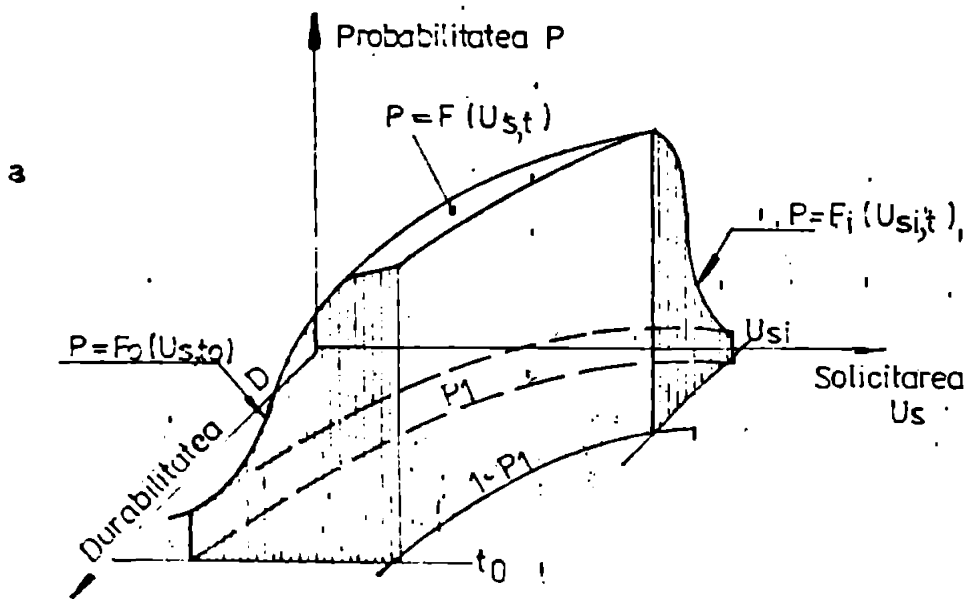
Prin particularizarea expresiei funcției de repartiție

bidimensionale F , dacă funcționarea sau încercarea se efectuează la nivel constant al solicitării, în cazul tratat în lucrarea de față, la nivel constant al tensiunii aplicate $U_s = U_{s1}$, se obține funcția de repartiție F_1 pentru acest nivel de solicitare

$$P = F_1(U_{s1}, t) \quad (3.38)$$

obținută prin intersectarea suprafeței $F(U_s, t)$ cu planul $U_s = U_{s1}$. Similar, la încercările de verificare a unei durabilități prescrise t_0 , se pune în evidență funcția de repartiție F_0 ,

$$P = F_0(U_s, t_0) \quad (3.39)$$



prin intersecția funcției de repartiție F cu un plan caracterizat de durabilitate constantă, $t = t_0$. Pentru cunoașterea funcției F definită prin relația (3.37) este necesar să se cunoască, fie modificarea funcției F_1 în raport

Fig. 3.12. Schema legăturii funcționale. Probabilitate - solicitare - Durabilitate

cu nivelul solicitării, fie valorile pe care le ia funcția F_0 pentru diferite durabilități. Ținând cont de relația (2.5) pentru cunoașterea funcției de repartiție F , respectiv F_1 și F_0 e suficient să cunoaștem fie frecvența de defectare la solicitare constantă $f_{U_s}(t)$ ce caracterizează distribuția durabilității, fie densitatea de probabilitate $f_D(U_s)$ a rezistenței la solicitare ce caracterizează distribuția solicitării la durabilitate fixată. Cu aceste densități de probabilitate se pot exprima :

- probabilitatea ca la o solicitare de mărime U_s , durabilitatea elementului considerat să fie cel puțin D și anume :

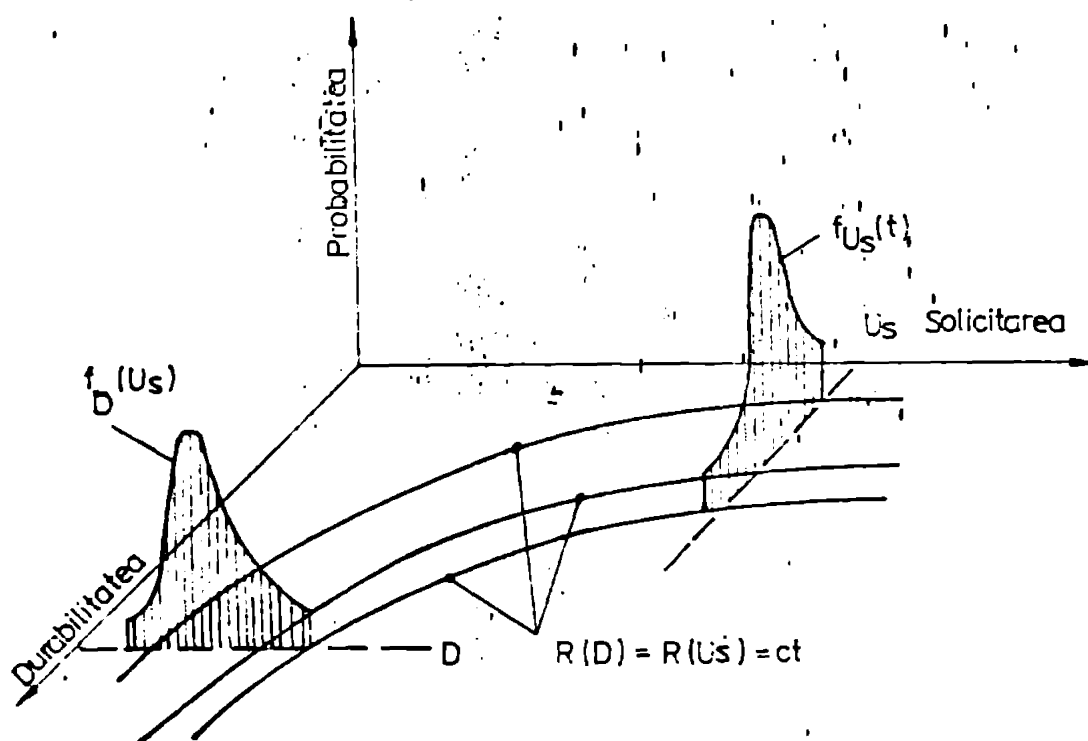
$$R(D) = \int_0^{\infty} f_{U_s}(t) dt \quad (3.40)$$

respectiv.

- probabilitatea ca rezistența elementului să fie mai mare sau egală cu solicitarea aplicată U_s , pentru o anumită durabilitate D :

$$R(U_s) = \int_{U_s}^{\infty} f_D(u_s) du_s \quad (3.41)$$

Relațiile (3.40) și (3.41) s-au scris ca funcții de fiabilitate și nu ca funcții de repartiție, deoarece pentru a rămâne



în funcționarea la capătul unei durate t , un element trebuie să aibă durabilitatea D mai mare decât

Fig. 3.13. Densități de probabilitate și curbe de durabilitate izoprobabilă în sistemul de coordonate respectiv t, U_s, P

rezistența la solicitare $U(t)$, mai mare decât orice solicitare variabilă aplicată pînă în acel moment.

Dependenta - Durabilitate - Solicitare - Probabilitate, exprimată prin frecvențele de defectare cumulate $f_{U_s}(t)$ și $f_D(U_s)$ și curbele de durabilitate izoprobabilă pentru care $R(D) = R(U_s) = ct$, este ilustrată în figura 3.13.

Se poate aprecia pe baza celor definite mai sus, legătura dintre fiabilitatea și durabilitatea elementului de izolație a înfășurării M.A. supus la solicitări variabile; concret, fiabilitatea elementului de izolație solicitat de tensiunea aplicată,

variabilă, se exprimă prin nivelul de probabilitate cu care se realizează în condiții date ale densității de probabilitate a tensiunii aplicate, o durabilitate impusă - relația (3.40) - sau prin nivelul de probabilitate, la care pentru o durabilitate dată, elementul de izolație rezistă unei variații descrise de densitatea de probabilitate a tensiunii efectiv aplicate - relația (3.41).

Tot într-un spațiu tridimensional - densitate de probabilitate a tensiunii aplicate, respectiv a rigidității dielectrice, timp și tensiune aplicată, respectiv de străpungere - se dă o interpretare geometrică originală a durabilității elementului de izolație, ca rezultat al interacțiunii probabiliste sarcină - rezistență, după cum rezultă din figura 3.14.

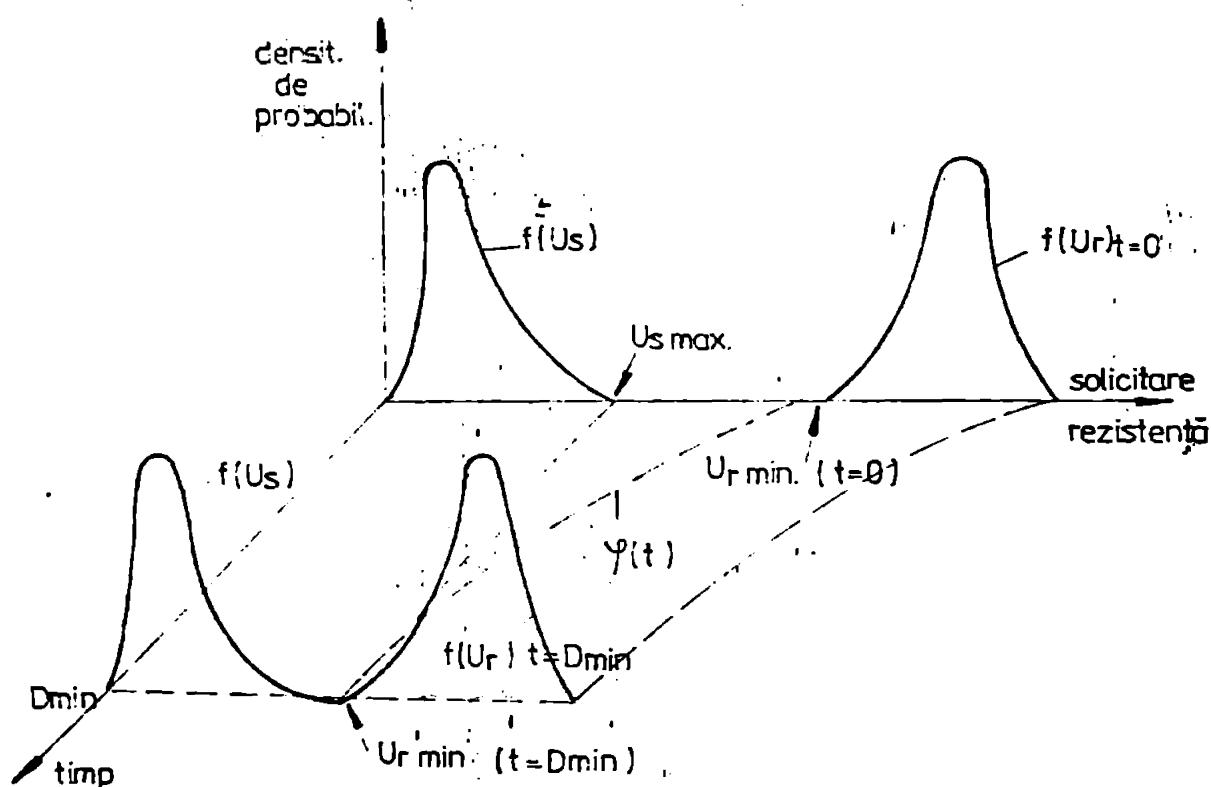


Fig.3.14. Interpretarea geometrică a durabilității, elementului de izolație supus la sollicitări variabile, în cazul îmbătrânirii izolației

Această interpretare relevă faptul că, dacă se consideră distribuția tensiunii aplicate mărginită superior la valoarea $U_{s \max}$, străpungerea nu poate interveni atîta timp cît rigiditatea dielectrică inițială exprimată prin densitatea ei de probabilitate, nu a fost diminuată prin îmbătrînire pînă la limita superioară a distribuției tensiunii aplicate. Durabilitatea

minimă D_{\min} rezultă în acest caz, când maximul tensiunii aplicate U_{smax} devine egal cu minimul rigidității dielectrice U_{rmin} , tensiune de străpungere ce se reduce ca valoare datorită degradării (îmbătrânirii).

Intensitatea de defectare a izolației sau riscul de străpungere, $\varphi(t)$ definit prin relația (2.6) reprezintă probabilitatea ca elementul care a rezistat pînă la momentul t să se străpungă la momentul $t + \Delta t$ imediat următor și este determinată de condiția ca maximul tensiunii aplicate U_{smax} să fie mai mare decît rigiditatea dielectrică minimă U_{rmin} . Considerînd îndeplinită condiția (3.12) și pentru valorile extreme ale densității de probabilitate, rigiditatea dielectrică minimă $U_{\text{rmin}}(t)$ se exprimă cu relația:

$$U_{\text{rmin}}(t) = U_{\text{r0min}} \cdot \varphi(t) \quad (3.42)$$

În care U_{r0min} reprezintă valoarea inițială a minimului tensiunii de străpungere.

Asociînd posibilitatea de apariție a minimului tensiunii de străpungere pentru un nivel constant de probabilitate P , cu timpul t_p la care ea se manifestă cu aceeași probabilitate P de realizare, se obține o curbă de durabilitate izoprobabilă $(U_{\text{rmin}}, t)_P$, de ordinul P . Descreșterea rigidității dielectrice, de la valoarea inițială U_{r0P} avînd probabilitatea P de realizare, la valoarea reziduală U_{rrP} cu aceeași probabilitate P de apariție se definește :

$$U_{\text{rrP}} = U_{\text{r0P}} - [U_{\text{r0P}} - U_{\text{r0P}} \cdot \varphi(t)] = U_{\text{r0P}} \cdot \varphi(t) \quad (3.43)$$

U_{rrP} - reprezentînd tensiunea de străpungere reziduală cu probabilitatea P de manifestare după îmbătrînire, ca urmare a funcționării unei durate de timp t , a elementului de izolație, în condiții de mediu, nemodificate.

În aceste condiții, intensitatea de defectare este :

$$\lambda(t) = P \left[U_{\text{smax}} > U_{\text{rr}} \right] = \int_{U_{\text{rr}}}^{U_{\text{smax}}} f(U_s) dU_s = \int_{U_{\text{r0P}} \cdot \varphi(t)}^{U_{\text{smax}}} f(U_s) dU_s \quad (3.44)$$

Pentru o durată de timp $t < D_{\min}$ (vezi figura 3.14) riscul de străpungere este nul, iar la depășirea momentului $t = D_{\min}$, intensitatea de defectare a izolației crește.

Ținând cont de relația (2.7) dintre funcție de fiabilitate și intensitatea de defectare și introducând relația (3.44) rezultă expresia de calcul a fiabilității elementului de izolație pentru diferite momente ale timpului de exploatare, în condițiile îmbătrânirii la care este supus acesta :

$$R(t) = \exp \left[- \int_0^t \lambda(t) dt \right] = \exp \left[- \int_0^t \int_{U_{rr}}^{U_{smax}} f(U_s) dU_s \cdot dt \right] \quad (3.45)$$

Prin forma stabilită a relației (3.45), s-a obținut o legătură dintre probabilitatea de funcționare a elementului de izolație a înfășurării M.A. pentru o durată de timp specificată, în funcție de densitatea de probabilitate a tensiunii aplicate lui și de valoarea ei maximă, respectiv de tensiunea de străpungere reziduală, ultima influențată de funcția de degradare $\varphi(t)$ a rezistenței la solicitare, a rigidității lui dielectrice inițiale.

Fiabilitatea izolației dintre spire a întregii înfășurări istorice a M.A. la un anumit moment t , al exploatării, se va obține, ținând cont de relațiile (2.26) și (3.45), în funcție deci, de micșorarea în timp a rigidității dielectrice a izolației, ca urmare a îmbătrânirii acesteia.

3.3. Introducerea unei funcții de degradare a izolației înfășurării M.A.

3.3.1. Aspectele fizice asociate străpungerii conductoarelor emailate

Străpungerea izolației conductoarelor emailate are loc la depășirea rigidității lui dielectrice sub acțiunea tensiunii aplicate între spirele ce se învecinează. Experimental s-a constatat că valoarea tensiunii la care se străpunge perechea de conductoare vecine are o mare împrăștiere. Această dispersie a tensiunilor de străpungere la un moment dat se poate explica numai prin neomogenitatea și neuniformitatea peliculei de email ce este depusă pe conductor. Datorită porilor și denivelărilor microscopice existente în izolația conductoarelor, mărimea tensiunii de străpungere variază, după cum discontinuitățile din izolație se găsesc față în față sau la mică distanță unele de altele, pe spirele vecine. Valoarea rigidității dielectrice a perechilor de spire vecine este determinată de tensiunea de străpungere în aer

dintre microfisurile alăturate și de asemenea de aceeași mărime fizică referitoare la străpungerea grosimii, neafectate (încă) de fisură, a peliculei izolante.

Sub acțiunea câmpului electric, aplicat izolațiilor dintre două conductoare vecine, apare ionizarea locală a dielectricului care mai devreme sau mai târziu, va conduce la crearea unui canal conductor ce distruge structura materialului izolant. La ambele tipuri de străpungere: electrică și termică descrise în literatura de specialitate /5/, /39/, /40/, /49/, temperatura mediului ambiant influențează intensitatea câmpului electric de străpungere, reducând-o dacă materialul se află la o temperatură mai ridicată.

Sub acțiunea temperaturii așa cum s-a arătat în § 3.1.2 are loc îmbătrânirea izolației conductoarelor ce formează înfășurarea M.A. Ca urmare a îmbătrânirii se produce reducerea rigidității dielectrice a izolației dintre spire de la valoarea inițială medie R_0 (figura 3.8) la valoarea $R(t)$ dată de relația generală (3.11). Fizic, micșorarea în timp a rigidității dielectrice a elementului de izolație funcționând la temperatura de exploatare θ , presupusă constantă, a înfășurării M.A. se produce datorită a două cauze principale :

1. Transformarea microfisurilor și neregularităților inițiale ale peliculei izolante ce acoperă conductorul, în microfisuri ce străbat toată grosimea izolației. La finele acestui proces de îmbătrânire, tensiunea de străpungere a perechii de conductoare devine egală cu tensiunea de străpungere a unui interval de aer a cărui grosime minimă este egală cu grosimea izolației.

2. Dezlipirea în timp datorită încălzirii, a peliculei de email de pe conductor ce face să se intensifice fenomenele de ionizare, sub acțiunea câmpului electric aplicat la suprafața și în grosimea izolației. Acest aspect poate fi evitat prin măsuri tehnologice și de concepție la fabricarea conductoarelor emailate, prin stabilirea unei grosimi minime a izolației și a alegerii unui email cu coeficient de dilatare apropiat de al conductorului, știind că /39/, /86/ tensiunea de străpungere nu se poate mări prin creșterea grosimii acesteia.

În ambele cazuri, deformarea mecanică, șocurile și vibrațiile pot grăbi fisurarea respectiv desprinderea peliculei izolante de pe conductor.

În cele ce urmează vom considera doar cazul reducerii păr-

ții active a grosimii izolației conductoare ca urmare a îmbătrînirii acesteia sub acțiunea factorului termic, în prezența solicitării tensiunii aplicate, ce se manifestă prin propagarea microfisurii pînă o străbate dintr-o parte în alta, devenind macrofisură.

Experiențele efectuate asupra unor conductoare emailate avînd diametre cuprinse între 0,35-1,18 mm cu diferite grosimi ale peliculei izolante variînd între 38-90 μm , au evidențiat /91/ faptul, că viteza de îmbătrînire nu depinde de grosimea izolației și nici de diametrul conductorului. În experimentale de mai sus, pentru caracterizarea îmbătrînirii izolației conductoarelor de bobinaj emailate s-a reprezentat într-un sistem de coordonate semilogaritmice dependența logaritmului tensiunii instantanee de străpungere a părții nefisurate din grosimea peliculei (h_1 din figura 3.15) în funcție de durata de funcționare la temperatură constantă, rezultînd o aliniere grafică a rezultatelor experimentale.

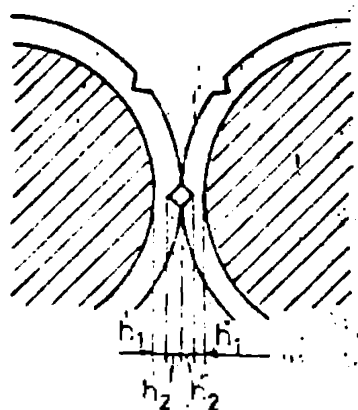


Fig.3.15. Detaliu privind străpungerea grosimii izolației cu microfisuri
 h_1 - grosimea părții active a izolației $h_1 = h_1' + h_1''$;
 h_2 - adâncimea microfisurilor, $h_2 = h_2' + h_2''$

În figura 3.15 se prezintă situația izolației dintre spirele vecine pe care există microfisuri și a căror adâncime, la un moment dat, este egală cu h_2 iar părțile active ale peliculelor de email ce se opun tensiunii aplicate au în același moment al funcționării ansamblului, grosimea totală, h_1 .

Micșorîndu-se ca urmare a îmbătrînirii izolației grosimea h_1 , se reduce și valoarea momentană

a rigidității dielectrice a elementului de izolație, în conformitate cu o funcție deterministă de degradare ce va fi explicitată în § 3.3.3.

3.3.2. Noțiunea fenomenologică de degradare a izolației dintre spire a înfășurării M.A.

Intr-o accepțiune fenomenologică pe baza considerațiilor exprimate în § 3.3.1 rezultă că sub acțiunea tensiunii aplicate,

în izolație se produc transformări de natura unei degradări evolutive.

Pentru descrierea cantitativă a stării de degradare este necesară stabilirea unui parametru de degradare precum și a relației care să descrie variația acestui parametru în funcție de mărimile ce caracterizează solicitarea. Descrierea cantitativă este univocă dacă la parametrii de degradare egali le corespund stări de degradare echivalente. Acestea se pot defini în cazul izolației dintre spire, dacă la solicitări diferite le corespunde aceeași durabilitate pînă la străpungere. Echivalența dintre cele două stări de degradare se va nota

$$\alpha_i(U_i, t_i) \sim \alpha_o(U_o, t_o) \quad (3.46)$$

în care U_i și U_o sînt valorile tensiunilor la care este solicitată izolația dintre spire iar t_i și t_o - timpii corespunzători de aplicare a tensiunilor U_i respectiv U_o de solicitare a sistemului izolației analizate.

Dacă solicitarea aplicată, tensiunea U_i se menține pînă la străpungere atunci timpul t_i corespunde duratei de viață D_i a elementului de izolație.

Considerînd deocamdată legea duratei de viață a elementului de izolație a conductoarelor emailate exprimate prin curba 1 din figura 3.16 se pot reprezenta stările de degradare α_i și α_o introduse prin relația (3.46) cărora le corespunde o durabilitate remanentă egală, definită prin relația (3.47), adică,

$$D_i - t_i = D_o - t_o \quad (3.47)$$

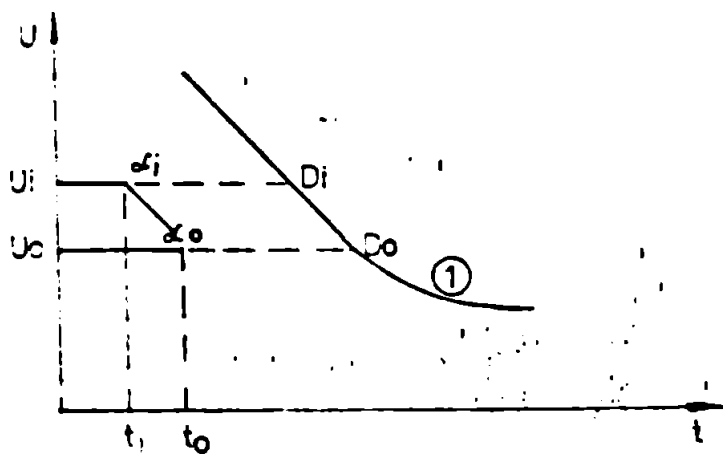


Fig.3.16. Echivalența stărilor de degradare a izolației dintre spire

Durabilitatea remanentă, exprimată prin oricare din membrii egalității (3.47) se poate scrie și sub forma $(1 - \frac{t_o}{D_o})$ definită pe intervalul $(0,1)$ constituie o mă-

sură a degradării izolației dintre spire.

Mulțimea durabilităților remanente ale elementului de izolație dintre spire, supus la diferite solicitări, fiind o mulțime de numere reale ordonate natural permite evidențierea evoluției proprietăților izolante în timpul serviciului a înfășurării M.A.

După cum s-a arătat în § 3.3.1, incipienta străpungerii izolației se produce în cursul îmbătrânirii când sub acțiunea descărcărilor se formează cratere, micșorându-se grosimea h_1 (din figura 3.15) a izolației conductoarelor și fisurarea ei în adâncime pînă la străpungere. Datorită dispersiei pronunțate a rezultatelor încercărilor de străpungere a diferitelor esențioane supuse aceleiași solicitări rezultă că la un moment dat se poate preciza doar probabilitatea cu care se realizează o anumită stare de degradare. Adică, unei solicitări caracterizate de tensiunea aplicată U_1 și durata ei de menținere t_1 , îi corespunde o distribuție a stărilor de degradare caracterizată prin variabilă aleatoare $X(\alpha)$ definită pe câmpul de probabilitate generat de mulțimea stărilor de degradare și cu funcția de repartiție definită de relația

$$F(X) = P \{ \alpha : X(\alpha) < x \} \quad (3.48)$$

Deoarece urmărim exprimarea degradării izolației dintre spire sub acțiunea tensiunii aplicate vom da în continuare o definiție în sens probabilist a echivalenței stărilor de degradare, după cum urmează. Solicitățile (U_1, t_1) și (U_0, t_0) produc degradări echivalente descrise de aceeași variabilă aleatoare $X(\alpha)$, dacă la o solicitare la străpungere la nivelul $U_0 < U_1$, le corespunde aceeași variabilă aleatoare $(D_0 - t_0)$ a durabilității remanente.

Stărilor de degradare produse de solicitările (U_1, t_1) și (U_0, t_0) corespunzându-le aceeași variabilă aleatoare și deci aceeași funcție de repartiție $F(X)$, vom avea :

$$F(X) = \{ P \alpha_1 : X(\alpha_1) < x \} \quad (3.49)$$

și
$$F(X) = \{ P \alpha_0 : X(\alpha_0) < x \} \quad (3.50)$$

Deci pentru un nivel de probabilitate P , stărilor de degradare echivalente

$$(\alpha_1)_P \sim (\alpha_0)_P \quad (3.51)$$

le corespunde aceiași valoare a variabilei aleatoare X_p . Aceasta înseamnă că pentru fiecare nivel de probabilitate P îi corespunde o împărțire în stări de degradare echivalente bine determinate.

Deoarece conform definiției variabilei aleatoare $X(\alpha)$ îi corespunde o variabilă aleatoare unică τ a durabilității remanente rezultă că pentru cuantile de ordinul P ale variabilelor aleatoare X și τ se realizează corespondența biunivocă

$$X_p \longleftrightarrow \tau_p = (D_0 - t_0)_P = (D_i - t_i)_P \quad (3.52)$$

Din relațiile (3.51) și (3.52) rezultă următoarea definiție în sens probabilist a echivalenței stărilor de degradare : două stări de degradare α_{ip} și α_{op} produse de aplicarea tensiunii U_i respectiv U_o duratelor corespunzătoare t_i și t_o sînt echivalente și le corespunde aceiași probabilitate de realizare P dacă ambelor le corespund o cuantilă de ordinul P (vezi definiția prin relația 2.10) a variabilei aleatoare a durabilităților remanente.

3.3.3. Caracterizarea îmbătrînirii izolației dintre spire prin funcția de degradare propusă

În tabelul 3.1 s-au prezentat o serie de legi de durată de viață folosite în caracterizarea îmbătrînirii izolației electrice în general, iar în § 3.1.2 s-au trecut în revistă motivele pentru care, pentru asigurarea din faza de proiectare a înfășurării M.A. a unei anumite durabilități, nu se pot utiliza legile duratelor de viață amintite. Relația lui Endicott, tab.3.1 și relația (3.4) care exprimă legătura dintre tensiunea de străpungere și timp se aplică izolațiilor înfășurărilor mașinilor de înaltă tensiune /23/, /39/, /58/ la care distrugerea izolației pînă la străpungere se datorește fenomenului de arhorescență (treeing).

Încercările experimentale, efectuate asupra conductoarelor emailate utilizate la realizarea înfășurărilor statorice ale M.E. de joasă tensiune, au arătat /39/, /91/ că tensiunea de străpungere a elementului de izolație nu satisface relația (3.4) care se reprezintă printr-o dreaptă într-un sistem de coordonate $\log U - \log t$, ci a permis linearizarea perechilor de puncte (U_i, t_i) într-un sistem de coordonate logaritmico-linear ($\log U - t$).

În concordanță cu constatările experimentale menționate mai sus precum, și cu considerațiile dezvoltate în § 3.2.2, privitoare la definirea în sens probabilist a durabilității, funcția de

degradare a izolației dintre spire - $\varphi(t)$ din relația 3.11-este de tip exponențial, rezultând că tensiunea de străpungere a elementului de izolație la momentul t , $U_r(t)$ va fi dată de expresia

$$U_r(t) = U_{r_0} \cdot e^{-B \cdot t} \quad (3.53)$$

În relația anterioară U_{r_0} este rigiditatea dielectrică inițială iar B - o constantă ce depinde de temperatura de funcționare a elementului de izolație, caracterizînd viteza de evoluție a proprietăților dielectrice ale acestuia, deci tocmai fenomenul îmbătrînirii izolației la temperatură constantă, urmărit.

S-a arătat - relațiile (3.2 și 3.3) - că durata de viață a oricărui material electroizolant este puternic influențată de temperatura de funcționare, orice mărire a încălzirii peste temperatura clasei de izolație cu 8-10 sau 12°C, funcție de clasă de izolație din care face parte materialul izolant, conducînd la înjumătățirea duratei sale de viață (vezi relația lui Montsinger din tabelul 3.1). Relațiile menționate mai sus nu exprimă însă ce influență au asupra rigidității dielectrice a elementului de izolație dintre spire, funcționarea acestuia un timp determinat t la temperatura de exploatare, Θ . Neputînd exprima direct durabilitatea izolației, ele stabilesc prin 2 încercări de duranță accelerate, termică și electrică, ca în exemplul ilustrat în figurile 3.3 și 3.4 și cu dificultățile semnalate în § 3.1.2, limita inferioară a durabilității corespunzătoare unei probabilități de supraviețuire cât mai ridicate.

Cu ajutorul relației (3.53) introduse, pentru temperatura de funcționare aleasă și care din considerente practice este temperatura clasei de temperatură a conductorului utilizat, se poate cunoaște la orice moment al exploatării rigiditatea dielectrică a elementului de izolație, respectiv a înfășurării M.A. iar dacă ținem cont de sarcina aplicată, pentru o probabilitate impusă de bună funcționare (nivel de fiabilitate), se permite determinarea durabilității căutate.

Înrăutățirea proprietăților izolației conductoarelor înfășurării M.A. ca urmare a îmbătrînirii acestuia, ținînd cont de relația (3.11) se poate scrie sub forma

$$U_r(t) = \bar{U}_{r_0} [1 - \bar{\Psi}(t)] \quad (3.54)$$

în care $\bar{\Psi}(t)$ este funcția de degradare medie a izolației, cu valo-

ri cuprinse în domeniul $(0, 1)$.

Pentru a satisface relațiile (3.43) și (3.53) funcția de degradare medie se exprimă în forma

$$\bar{\psi}(t) = 1 - e^{-B \cdot t} \quad (3.55)$$

în care B , dacă se trece de la element de izolație la înfășurarea în ansamblu, nu caracterizează doar viteza relativă de reducere a unei proprietăți a materialului izolant, ci ține cont în afară de aceasta și de tehnologia de fabricație și asamblare, de impregnare și încercare a înfășurării, deci de funcționarea în ansamblu a mașinii, la temperatură de exploatare constantă. În continuare, pe baza relațiilor (3.53)-(3.55) care ilustrează modificarea, în sensul micșorării, a rezistenței la solicitare a izolației dintre spire ca urmare a îmbătrânirii acesteia, la temperatură constantă, se va prezenta legea de durată de viață ce guvernează comportarea până la străpungere a conductoarelor emailate utilizate la confecționarea înfășurărilor. M.A. de joasă tensiune, de putere redusă și medie.

Aceasta rezultă sub forma :

$$D = A \ln \frac{K}{U} \quad (3.56)$$

în care K este o constantă ce caracterizează proprietățile dielectrice inițiale ale izolației perechilor de spire, A - o altă mărime constantă pentru temperatură nemodificată de încercare (exploatare) și care e influențată de modificarea proprietăților izolației în timp, caracterizând îmbătrânirea acesteia, U - amplitudinea tensiunii aplicate iar D - durata de viață.

Pentru același conductor emailat, caracterizat de aceeași valoare a lui K , din expresia (3.56) rezultă, pentru 2 mărimi ale tensiunii aplicate U_1 și U_2 cărora le corespund timpii până la străpungere D_1 , respectiv D_2 ,

$$\ln \frac{U_1}{U_2} = \frac{D_2 - D_1}{A}, \quad U_1 > U_2 \quad (3.57)$$

și ținând seama de legătura de inversă proporționalitate dintre B și A ce există în relațiile (3.53) și (3.56), se poate concluziona că logaritmul măsurii rigidității dielectrice a elementului de izolație este proporțional cu viteza reacțiilor chimice din izolant ce determină îmbătrânirea acestuia.

Această concluzie, extrem de importantă pentru caracterizarea durabilității elementului și sistemului izolației dintre spire a înfășurării M.A. ne va permite să o putem aprecia cantitativ și nu doar calitativ - corespunde - nu corespunde - cum s-a indicat în § 3.1.2 când s-a luat în considerare efectul temperaturii asupra duratei de viață a izolației.

Se observă din legea duratei de viață introduse prin relația (3.56) că la caracteristici de material constante, A și K , durata de funcționare pînă la străpungere este mai mare cu cît solicitarea aplicată U este mai redusă ($U_s = U_r$ pentru momentul străpungerii). Aceasta revine la a considera distribuția tensiunii aplicate (curba I din figura 3.9) mult depărțată de distribuția inițială a rigidității dielectrice (curba IIa din aceeași figură). Similar, aceleași influențe asupra duratei de viață, rezultă și dacă la o solicitare de tensiune dată îi corespunde o caracteristică inițială, K a proprietăților dielectrice cît mai ridicată, pentru mărimea A constantă, caracterizînd îmbătrînirea izolației la temperatură invariabilă. În fine, durata de viață D este cu atît mai ridicată cu cît constanta A este mai mare, respectiv valoarea lui B din relația (3.53) ce corespunde vitezei de variație în timp a proprietăților izolante ale elementului, este mai redusă.

De asemenea, avînd în vedere definiția în sens probabilist a degradării izolației dintre spire introdusă în § 3.3.2, mărimilor D , K și U din relația (3.56) le corespunde același nivel P de probabilitate a realizării străpungerii. Aceasta înseamnă că expresia (3.56) reprezintă o familie de caracteristici ale duratei de viață pînă la străpungere sub acțiunea tensiunii aplicate, pentru diferite probabilități de defectare, familia caracteristicilor de durabilitate izoprobabile.

Relația (3.56) exprimînd totodată timpul pentru care izolația ajunge la valoarea critică a caracteristicii de lucru urmărite - a rigidității sale dielectrice - pentru condiții date de temperatură, poate fi interpretată (cum se va vedea din relațiile (4.65 și 4.67) ca dependență dintre valcrite medii ale solicitării, ale rigidității dielectrice inițiale și ale duratei de viață, datorită caracterului aleator pe care îl îmbracă fenomenul străpungerii izolației dintre spire.

3.4. Aprecierea contribuțiilor originale

Contribuțiile originale aduse de autor în cadrul capitolului 3 pot fi rezumate în felul arătat în continuare :

- Evidențierea necesității considerării tensiunii de străpungere a perechilor de spire vecine drept mărime care să caracterizeze uzura izolației înfășurării M.A. de joasă tensiune și $P \leq 30 \text{ kW}$.

- Definirea în sens probabilist a durabilității elementului de izolație a înfășurării pe baza interacțiunii sarcină - rezistență.

- Stabilirea unei expresii analitice generale a funcției aleatoare ce caracterizează variația rezistenței elementului de izolație în timp, în concordanță cu condițiile necesare la limită.

- Stabilirea pe baza conceptului probabilist: solicitare-rezistență opusă solicitării, a expresiei funcției de repartiție a probabilității de apariție a unui defect în izolație, ținând cont de degradarea prin îmbătrânire a proprietăților izolante ale acestuia. Prin această devine posibilă calcularea durabilității elementului de izolație pentru o anumită probabilitate impusă, ca tensiunea aplicată acestuia să fie inferioară tensiunii lui de străpungere.

- Interpretarea geometrică în spațiul tridimensional : densitate de probabilitate a solicitării, rezistenței - timp de bună funcționare și tensiune aplicată, respectiv tensiune de străpungere , a durabilității elementului de izolație ținând cont de îmbătrânirea acestuia.

- Definirea riscului de străpungere (de defectare) a elementului de izolație, cu considerarea îmbătrânirii acestuia. Pe baza acestei relații s-a putut obține o legătură dintre fiabilitatea elementului de izolație pentru o durată de timp specificată și densitatea de probabilitate a tensiunii aplicate cuprinse între valoarea ei maximă și tensiunea de străpungere reziduală ce se micșorează în timp ca urmare a îmbătrânirii izolației dintre spire.

- Considerarea efectului îmbătrânirii izolației conductoarelor de înfășurare: drept reducerea părții active a grosimii microscopice a izolației de email sub acțiunea factorului termic, în prezenta solicitării electrice. Luarea în considerare a acestei ipoteze a fost confirmată experimental prin valabilitatea unei dependente lineare în coordonate semilogaritmice, a tensiuni-

nii de străpungere a grosimii părții active a izolației în raport cu timpul /91/.

- Definierea echivalenței stărilor de degradare a izolației dintre perechile de spire pe baza durabilității remanente izoprobabile.

- Caracterizarea îmbătrînirii izolației la temperatură constantă printr-o funcție de degradare de tip exponențial, ceea ce a permis exprimarea unei legi de durată de viață sub forma dată de relația (3.56). Prin aceasta se creează posibilitatea exprimării durabilității elementului sau sistemului izolației în înfășurării M.A. în funcție de parametrii constructivi ai mașinii (tensiunea aplicată) și de caracteristici de material ale conductoarelor utilizate (tensiunea de străpungere în stare nesimbătrînită a perechilor de spire determinată statistic cu o anumită probabilitate de manifestare, respectiv viteza de îmbătrînire a izolației din funcția de degradare, introdusă) la temperatura maximă de exploatare a înfășurării.

- Compararea și posibilitatea justificării alegerii unui anumit conductor de bobinaj cu o anumită valoare medie a rigidității dielectrice inițiale K și o mărime dată a vitezei de îmbătrînire B , la temperatura de încercare egală cu temperatura de funcționare maximă a mașinii, față de alt conductor de înfășurare cu alte caracteristici de material și funcționând la aceeași temperatură maximă, după mărimea durabilității estimate sau impuse prin tema de proiectare.

CAPITOLUL 4

CONTRIBUTII CU PRIVIRE LA APLICAREA FUNCTIEI DE DEGRADARE A IZOLATIEI DINTRE SPIRELE INFASURARII MA LA CALCULUL FIABILITATII SI DURABILITATII ACESTEIA

4.1. Metode experimentale și operaționale de evaluare a indicatorilor de fiabilitate ai M.A.

Caracteristicile de fiabilitate ale M.A. se pot determina pe baza datelor experimentale așa cum s-a indicat în § 2.2.1 aproximând distribuția empirică - legătura dintre valorile mărimilor aleatoare obținute experimental și probabilitățile corespunzătoare acestor valori - printr-una din distribuțiile teoretice definite prin relațiile (2.11)-(2.19). Odată aleasă forma legii de distribuție se pot calcula, cu expresiile date în tabelele 2.2-2.4, indicatorii de fiabilitate specifici, dintre care cei mai reprezentativi sînt :

- probabilitatea de bună funcționare a M.A. la finele unei perioade de timp specificate,
- timpul mediu de funcționare pînă la prima defectare, numit și durabilitate medie,
- timpul de funcționare corespunzător unei anumite probabilități de apariție a defectării, respectiv, cuantila timpului de funcționare sau durabilitatea - asociată unei probabilități de defectare impuse,
- intensitatea de defectare, etc.

Alegerea legii teoretice a distribuției timpului de funcționare fără defecțiuni care să nu contrazică datele experimentale se face prin aplicarea unor teste de ipoteză. Acestea pot fi teste neparametrice, valabile pentru orice lege de distribuție, dintre care cel mai cunoscut este testul Kolmogorov-Smirnov /2/, /33/, /60/, /61/ respectiv teste de ipoteză specifice unei anumite legi, stabilite pe baza legăturii dintre mărimile ei caracteristice /34/, /83/, /85/, /111/. Validarea distribuției teoretice se face prin metode grafice sau analitice. Metodele grafice /16/, /87/, /103/, /113/ se bazează pe linearizarea funcțiilor de distribuție reprezentate pe rețele de probabilitate specifice unei anumite legi de repartiție, iar dintre metodele ana-

litice, cele mai des utilizate /3/, /61/, /95/, /101/ sînt :

- metoda momentelor de diferite ordine ale variabilei aleatoare,
- metoda verosimilității maxime,
- metoda celor mai mici pătrate,
- metoda cuantilelor, etc.

După adoptarea cu un anumit risc, corespunzător unui anumit nivel de încredere prealabil admis, a legii de distribuție teoretice care descrie probabilitatea de defectare a ansamblului încercat, se pot determina grafic sau analitic, după cum s-a indicat mai sus, parametrii acesteia, rezultînd apoi prin calcul, pentru orice moment al timpului de exploatare, probabilitatea de defectare respectiv funcția de fiabilitate a ansamblului studiat.

Pentru defecte apărute accidental în decursul perioadei de exploatare normală ($0-t_2$ din figura 2.6) forma funcției de distribuție empirică se apropie de legea de distribuție exponențială (relația 2.12).

Dacă defectarea mașinii este urmarea proceselor de uzură intensă, legea de distribuție specifică acestei cauze de defectare este legea normală (relațiile 2.15-2.18). În cazul în care acumularea treptată a degradărilor nu constituie cauza principală a defecțiunilor ci conduce numai la mărirea probabilității ei, atunci timpul de funcționare fără defectare se repartizează după legea de distribuție Weibull (relația 2.11). În continuare, se vor concretiza pentru cazul M.A., aplicarea unor legi de distribuție specifice, la evaluarea pe baza datelor din exploatare sau rezultate experimentale, a indicatorilor lor de fiabilitate.

4.1.1. Metodă bazată pe legea de distribuție exponențială

Cu toate că s-a arătat în § 2.2.2. că legea de distribuție exponențială corespunde funcționării produselor la care uzura este practic inexistentă pe toată durata exploatării lor, această lege a fost prevăzută în norme /123/ de a fi aplicată în cazul M.A. respectiv propusă a fi utilizată de o serie de cercetători /11/, /23/, /105/. Folosirea distribuției exponențiale la stabilirea probabilității de funcționare fără defecțiuni a M.A. se face fie considerînd intensitatea de defectare constantă în timpul exploatării, fie doar constantă pe intervale determinate de timp. În acest al doilea caz se ține seama

de faptul că orice repartiție experimentală se poate aproxima ca o succesiune de repartiții exponențiale valabile pe anumite porțiuni ale timpului de funcționare /8/, /9/. Pentru M.A. fabricate în serie mare și în masă, cu stabilitatea procesului tehnologic asigurată și menținută în decursul unei întinse perioade de producție, firmele furnizoare indică /21/, /57/, /95/ valori medii, respectiv limite inferioare-superioare ale intensității de defectare λ , considerate constante în timp, pentru această distribuție.

Distribuția exponențială este aplicată la o gamă largă de produse industriale, de la cele specifice industriei chimice /88/, industriei construcțiilor de mașini /77/, construcțiilor industriale /13/ până la obiectivele energetice /22/, /72/, /73/. Această intensă utilizare a repartiției exponențiale pentru descrierea probabilității de defectare a eșantionului urmărit, se datorește simplității formulilor de calcul ale indicatorilor de fiabilitate cât și faptului că distribuția exponențială este tipică sistemelor alcătuite din elemente cu caracteristici diferite /3/, /21/, /36/.

Mărimile indicatorilor de fiabilitate atât ai mașinii în ansamblu cât și ai sistemelor în care aceasta intră ca un element component se pot evalua, în cazul confirmării valabilității distribuției exponențiale, utilizând relațiile corespunzătoare din tabelul 2.2.

Pentru cazul particular al M.A. se va explicita utilizarea metodei bazate pe legea exponențială a probabilității de defectare în următoarele exemple numerice.

Exemplul 4.1.: Să se evalueze probabilitatea funcționării fără defecțiuni și durata medie de viață pentru 4 perioade de exploatare a unei M.A. monofazate de mică putere, după valorile medii, inferioare și superioare ale intensității de defectare :

$$\lambda_{\text{med}} = 6,18 \cdot 10^{-6} / \text{h}^{-1} / , \lambda_{\text{inf}} = 4,49 \cdot 10^{-6} / \text{h}^{-1} / , \lambda_{\text{sup}} = 11,2 \cdot 10^{-6} / \text{h}^{-1} /$$

Duratele medii de viață, m , pentru cele 3 valori ale intensității de defectare și probabilitățile de funcționare respective pentru cele 4 durate de exploatare indicate în tabelul 4.1. rezultă prin aplicarea relațiilor susmenționate.

Datorită extrem de de frecvenței aplicării în literatura de specialitate a distribuției exponențiale, în normele interne /119/, /120/, /123/ sînt prevăzute o serie de condiții de verificare în exploatare a unui anumit nivel al probabilității de

Tabelul 4.1

$\lambda/h^{-1} \cdot 10^{-6}$	m /h/	R_{1000} pt.1000h	R_{3000} pt.3000h	R_{5000} pt.5000h	R_{10000} pt.10000h
$\lambda_{inf} = 4,49$	222717	0,99955	0,98662	0,9778	0,95609
$\lambda_{med} = 6,18$	161812	0,99383	0,98163	0,96957	0,94007
$\lambda_{sup} = 11,2$	89286	0,99886	0,96695	0,94553	0,89404

funcționare fără defecțiuni a produsului de-a lungul duratei de funcționare garantate. Acesta se confirmă sau nu, pentru un nivel de încredere ales, prin stabilirea numărului maxim de căderi (mașini defecte în cazul de față) din lotul supus verificării în exploatare, la finele perioadei de funcționare garantată.

Mărimea eșantionului asupra căruia se face încercarea în exploatare, depinde de fiabilitatea impusă R , de nivelul de încredere P^* adoptat și de numărul de defecte c , admis, calculat cu relația 4.1 /87/ :

$$n = \frac{c}{2} \frac{X^2 [1 - P^* \cdot 2c + 2]}{4} \cdot \frac{1 + R}{1 - R} \quad (4.1)$$

în care $X^2 [1 - P^* \cdot 2c + 2]$ este variabila tabelată h_1 - pătrat /33/, /61/, /63/, /95/ pentru un nivel de semnificație $Q^* = 1 - P^*$ și un număr de grade de libertate, $GL = 2c + 2$.

Pentru un set de valori R , P^* (eventual Q^*) și c , se indică în tabelul 4.2 mărimea eșantionului n , ce rezultă prin calcularea acestuia cu relația 4.1.

În ipoteza că defecțiunile sînt accidentale și respectă distribuția exponențială pentru un anumit lot urmărit în exploatare de-a lungul timpului de garanție t_g , se poate calcula /103/:

- limita inferioară a probabilității de bună funcționare, a fiabilității inferioare, R_{inf} ;
- valoarea superioară a intensității de defectare, λ_{sup} ; și
- limita inferioară a timpului de funcționare pînă la prima defectare, m_{inf} ;

cu ajutorul următoarelor relații :

$$R_{inf} = \frac{2n - c - \frac{1}{2} X^2 [2c + 2, 1 - P^*]}{2n - c + \frac{1}{2} X^2 [2c + 2, 1 - P^*]} \quad (4.2)$$

Tabelul 4.2

P %	Q %	P %	n												
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	20	30	40
		R %	99	98	97	96	95	94	93	92	91	90	80	70	60
90	10	0	228	114	96	56	45	37	32	28	24	22	10	7	5
		c 1	388	193	128	96	76	63	54	47	42	37	18	11	8
		2	532	265	176	132	105	87	74	65	57	52	25	16	12
80	20	0	160	79	53	39	31	26	22	19	17	15	7	5	5
		c 1	299	149	99	74	59	49	42	36	32	29	14	9	6
		2	427	213	142	106	85	70	60	52	46	42	20	13	10
60	40	0	91	45	30	22	18	15	13	11	10	9	4	4	4
		c 1	201	100	67	50	40	33	29	25	23	20	10	6	5
		2	310	155	103	77	62	51	44	38	35	31	15	10	7

$$\lambda_{sup} = \frac{1 - R_{inf}}{t_g} \quad (4.3)$$

$$m_{inf} = \frac{1}{\lambda_{sup}} \quad (4.4)$$

Exemplul 4.2. Dacă la urmărirea a n=20 de M.A. identice de-a lungul termenului de garanție s-au înregistrat 2 mașini defecte, pe baza relațiilor din tabelul 2.5 care dau estimațiile neparametrice ale funcțiilor de repartiție, respectiv de fiabilitate, rezultă că probabilitatea de defectare observată a fost de 10%, respectiv fiabilitatea de 90%. Pentru verificarea valorii garantate a fiabilității, R=90% se efectuează încercări în exploatare de-a lungul perioadei de garanție pentru care s-a atestat fiabilitatea R=0,9 după planuri de încercare- respingere alcătuite pe riscul beneficiarului /33/, /87/, /95/. Pentru nivelul de încredere P* adoptat în prealabil, de exemplu pentru P*=0,6 (Q*=0,4), pentru fiabilitatea impusă în cazul de față R=0,9, din tabelul 4.2 rezultă mărimea esanționului și fracțiunea defectă, c.

Pentru fiabilitatea garantată R=0,9, nivelul de încredere P*=0,6 și timpul de garanție corespunzător perioadei de 1 an (8472 h) să se stabilească funcție de fracțiunea defectă admisă mărimea lotului de M.A. ce trebuie încercat în exploatare și

indicatorii limită de fiabilitate corespunzători.

Se observă că în cazul garantării unei fiabilități $R=0,9$ se pot adopta următoarele planuri de încercări conform datelor din tabelul 4.2.

Dacă nivelul de semnificație Q^* este de $40\%(Q^*=1-P^*)$, la 9 mașini urmărite se acceptă lotul dacă nu se înregistrează nici un defect de-a lungul perioadei de garanție ($c=0$), la 20 mașini urmărite, maximum o mașină defectă ($c=1$) sau la 31 mașini urmărite, numărul de defecte nu depășește $c=2$.

Mărimile cerute sînt calculate pe baza relațiilor (4.1-4.4) a funcției tabelate X^2 /33/, /60/, /61/ și sînt centralizate în tabelul 4.3.

Tabelul 4.3

R garantat	P^* adoptat	Mărimea eșan-tion n	Fract. defectă adm. c	R_{inf}	λ_{sup} /h ⁻¹ /	m_{inf} /h/
90%	60%	9	0	0,944	$6,50 \cdot 10^{-6}$	153741
		20	1	0,931	$8,04 \cdot 10^{-6}$	124384
		31	2	0,926	$8,66 \cdot 10^{-6}$	115466

4.1.2. Metodă bazată pe legile de distribuție exponențială și normală

Așa după cum s-a specificat în § 2.2.1 și 4.1.1 considerarea distribuției exponențiale ca lege ce guvernează apariția defectiunilor M.A. presupune că fiabilitatea nu depinde de vîrsta produsului, de funcționarea lui anterioară perioadei de analiză a acesteia. Considerînd însă defectiunile M.A. unele de natură accidentală, a căror probabilitate de apariție corespunde legii de repartiție exponențială, iar altele datorate uzurii guvernate de legea de repartiție normală, se poate ține cont de influența comună a defectelor de tip accidental și sistematic, la amestecul a două distribuții /2/, /95/ calculînd fiabilitatea rezultantă ca produs al probabilității de bună funcționare corespunzătoare celor două cauze de defectare considerate independente.

Deci :

$$R(t) = R_{AC}(t) \cdot R_{UZ}(t) \quad (4.5)$$

în care $R_{AC}(t)$ corespunde fiabilității datorată defectelor accidentale în cursul misiunii de durată t , iar $R_{UZ}(t)$ - aceleași mărimi, pe întinderea aceleiași durate, însă determinată de defectele de natură sistematică.

Introducând în relația (4.5) expresiile funcțiilor de fiabilitate specifice distribuțiilor exponențială și normală din tabelele 2.2 și 2.4 se obține în definitiv

$$R(t) = e^{-\lambda t} \cdot \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_t^{\infty} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt \quad (4.6)$$

Pentru aplicarea metodei de calcul a fiabilității M.A. în care se ține cont de natura diferită a celor două tipuri de defecte trebuie cunoscute, pe baza încercărilor efectuate, parametrii λ , μ și σ ai celor două legi de distribuție.

Exemplul 4.3. Pentru calculul probabilității de bună funcționare corespunzătoare la trei perioade de exploatare, de 8000, 10000 și 12000 ore a unor M.A. de mică putere se specifică valoarea intensității medii de defectare $\lambda = 15 \cdot 10^{-6} / h^{-1}$ și durata medie $\mu = 10000$ h, respectiv abaterea medie pătratică $\sigma = 2000$ h, corespunzătoare legii normale de repartiție.

Luând în considerare întâi defectele accidentale, prin utilizarea relației caracteristice din tabelul 2.2 și apoi pe cele datorită uzurii și folosind relația din tabelul 2.4 rezultă valorile înscrise în tabelul 4.4. Funcția de fiabilitate rezultată, obținută pe baza relației (4.6) este de asemenea calculată și înscrisă în ultima coloană a tabelului 4.4.

Tabelul 4.4

Dura- ta mi- siunii t/h/	Fiabili- tatea R	$R_{AC}(t)$	$R_{UZ}(t)$	$R(t)$
t = 8000 h		0,89	0,970	0,863
t = 10000 h		0,86	0,838	0,720
t = 12000 h		0,84	0,500	0,420

4.1.3. Metode bazate pe legea de distribuție Weibull

Datorită versatilității mari a legii de distribuție Weibull, care pentru valori particulare ale parametrului de formă (vezi § 2.2.2) include atât distribuția exponențială cât și cea normală, în recomandările recente /118/, /120/ se prevede utilizarea pe scară largă a acestei funcții de repartiție la determinarea fiabilității în exploatare.

Utilizarea metodelor grafice /85/, /111/, /113/ de verificare a ipotezei statistice cu privire la caracterul legii de repartiție a timpilor până la defectare, se bazează pe liniarizarea distribuției Weibull într-un sistem de coordonate funcționale, ce formează o rețea de probabilitate. La alinierea rezultatelor experimentale înscrise pe rețeaua de probabilitate astfel construită, rezultă atât verificarea ipotezei cu privire la forma legii de distribuție cât și valorile caracteristice ale acesteia.

Cu toată rapiditatea cu care se obțin rezultatele căutate prin metoda grafică, se introduce erori cu caracter subiectiv la trasarea de către operator, printre punctele rezultatelor experimentale figurate, a dreptei care stabilește valorile caracteristicilor căutate. Estimarea analitică a parametrilor distribuției Weibull teoretice, care descrie cel mai bine repartiția probabilității de defectare a eșantionului încercat se face prin metodele: verosimilității maxime /85/, ale momentelor /21/, /61/ ale celor mai mici pătrate /83/, /104/ sau ale cuantilelor /29/.

În cele ce urmează se ilustrează aplicarea, întâi a metodei grafice de estimare a indicatorilor de fiabilitate a unor loturi de M.A. considerând funcția de distribuție teoretică a probabilității de funcționare (defectare) de tip Weibull, iar apoi pentru aceleași date estimarea analitică a aceluiași indicatori.

Metoda grafică A. Metoda se bazează pe transformarea dependenței ilustrate prin funcția de repartiție Weibull (relația 2.11) prin dublă logaritmare într-o dependență lineară de forma:

$$\ln \ln \left[\frac{1}{1 - F(t)} \right] = \beta \ln(t - \gamma) - \beta \ln \eta \quad (4.7)$$

Pentru cazul în care parametrul de localizare γ este egal cu zero, pe o rețea de probabilitate care are pe ordonată procentajul cumulat de defectare corespunzător lui $\ln \ln \left[\frac{1}{1 - F(t)} \right]$ iar pe abscisă, valorile observate, proporționale cu $\ln t$, prin uniunea punctelor având drept coordonate, aceste mărimi obținute ex-

perimental , se obține o dreaptă . Dacă la reprezentarea valorilor observate pe hîrtia de probabilitate Weibull, punctele figurate nu se așează după o linie dreaptă valoarea lui γ se poate obține prin încercări sau cu ajutorul formulei de interpolare /16/, /59/ :

$$\gamma = (t_2^2 - t_1 \cdot t_3) / (2t_2 - (t_1 + t_3)) \quad (4.8)$$

În expresia de mai sus , t_1 și t_3 reprezintă abscisele extremerelor curbei iar t_2 abscisa punctului median al frecvențelor relative cumulate.

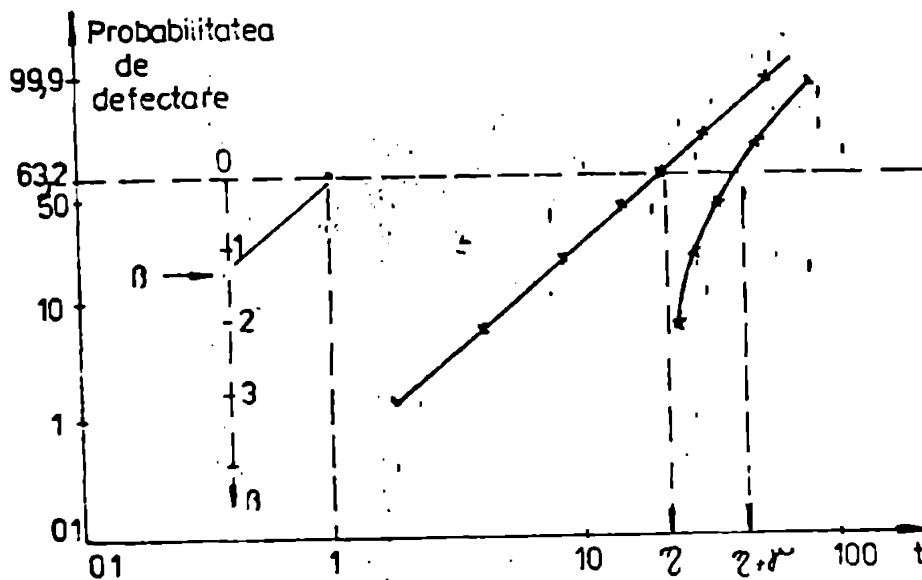


Fig.4.1. Rețeaua de probabilitate Weibull corespunzătoare relației (4.7)

În figura 4.1 se reprezintă rețeaua de probabilitate Weibull și modul de estimare a parametrilor ei, caracteristici. Astfel, parametrul de formă β se estimează rapid /113/ dacă prin punctul de coordonate (1, 63,2%) se trasează o paralelă la dreapta ajustată a valorilor experimentale pînă ce intersectează axa valorilor parametrului de formă β . Conform aceleiași metodologii prezentate în monografiile referitoare la distribuția Weibull /43/, /85/, parametrul vieții caracteristice η rezultă la intersecția dreptei construite pe baza datelor experimentale ($\gamma=0$) cu paralele la axa absciselor dusă prin valoarea de 63,2% a frecvenței acumulate de defectare, după cum se vede din figura 4.1.

Indicatorii de fiabilitate rezultă prin înlocuirea în re-

lațiile din tabelul 2.2 a valorilor stabilite pe grafic a parametrilor β , η și γ ai distribuției Weibull. Pără a calcula valoarea funcției de distribuție a probabilității de defectare, prin înlocuirea mărimilor caracteristice obținute prin metoda grafică, se poate obține de pe grafic probabilitatea cumulată de defectare pentru o durată specificată t , ducând o verticală corespunzătoare acestui moment pînă intersectează dreapta valorilor experimentale și o orizontală prin punctul de intersecție. Ținînd cont de relația fundamentală (2.4) pe leagă între ele probabilitățile de defectare și de bună funcționare, rezultă valoarea căutată a fiabilității $R(t)$, necunoscută.

Exemplul 4.4. Urmărind funcționarea în exploatare /79/ a unui număr de $n = 1496$ bucăți M.A. de tip AMV-1, varianta constructivă inițială și folosind relațiile din tabelul 2.5 s-au obținut datele înscrise în tabelul 4.5.

Tabelul 4.5

t_1 /luni/	n_1	$n(t_1)$	$\hat{F}_1\%$	$\hat{R}_1\%$
0 - 20	336	336	22,45	77,55
20 - 27	122	454	30,34	69,66
27 - 35	94	546	36,49	63,51
35 - 45	58	604	40,37	59,63
45 - 55	15	613	41,37	58,63
55 - 59	-	619	41,37	58,63
59 - 67	-	619	41,37	58,63

Pe baza acestor rezultate, ținînd cont de experiența anterioară privind fizica defectărilor, s-a avansat ipoteza unui model Weibull. Utilizînd metoda grafică se urmărește validarea acestuia în vederea utilizării lui în studiile ulterioare privind fiabilitatea respectivei construcții de M.A. și determinarea indicatorilor și de fiabilitate.

Figurînd pe rețeaua de probabilitate din figura 4.2, punctele de coordonate (t_1, \hat{F}_1) se observă că acestea se pot considera aliniate după o dreaptă (I) deci parametrul de localizare γ are valoarea zero ($\gamma = 0$). Din reprezentarea grafică (I) rezultă $\eta = 99$ luni și $\beta = 0,85$. Aplicînd relația de calcul a valorii medii a timpului de funcționare, \bar{m} din tabelul 2.2 și introducînd în aceasta mărimile de mai sus ale parametrilor repar-

ditiei Weibull rezultă

$$m = \eta \cdot \sqrt[1 + \frac{1}{\beta}] = 99 \cdot \sqrt[1 + \frac{1}{1,5}] (2.176) = 108 \text{ luni}$$

Efectuind modificări constructive în vederea măririi duratei de viață a acestui tip de motor și urmărind funcționarea în exploatare a unui număr de 484 M.A. de acest nou tip s-au obținut datele /79/ prezentate în tabelul 4.6.

Tabelul 4.6

t_i /luni/	n_i	$n(t_i)$	$F_i\%$	$\hat{R}_i\%$
0 - 7	26	26	5,37	94,63
7 - 15	34	60	12,39	87,61
15 - 25	27	87	17,97	82,03
25 - 35	28	115	23,76	76,24
35 - 39	4	119	24,58	75,42
39 - 47	2	121	25	75

Reprezentând și aceste date pe rețeaua de probabilitate din figura 4.2 rezultă reprezentarea grafică (II) și $\eta=150$ luni și $\beta=0,95$ cărora le corespunde un timp mediu de funcționare de 154 luni.

Reanalizând concepția constructivă și îmbunătățind-o s-a ajuns la varianta constructivă III pentru care s-au urmărit în exploatare 3 loturi de M.A. formate din 520 bucăți, 808 bucăți și 966 bucăți. Datele privind defectarea motoarelor AMV1-1, varianta III sînt indicate după /79/ în tabelul 4.7. Reprezentînd grafic aceste date în sistemul de coordonate din figura 4.2 a rezultat dreapta(III) și parametrii distribuției Weibull corespunzătoare : $\eta = 250$ luni, $\beta = 1,5$; $\gamma=0$. Pe baza acestora a fost calculat, ca mai sus timpul mediu de funcționare, rezultînd de 232 luni.

Metoda grafică bazată pe utilizarea rețelelor de probabilitate specifice distribuției Weibull a permis după cum se vede din reprezentările din figura 4.2 să se estimeze rapid parametrii distribuției teoretice de tip Weibull care aproximează, cu un nivel de încredere prestabilit, legea de repartiție a probabilității de defectare a mașinii și pe baza acestora să se determine timpul mediu de bună funcționare al fiecărei variante constructiv-

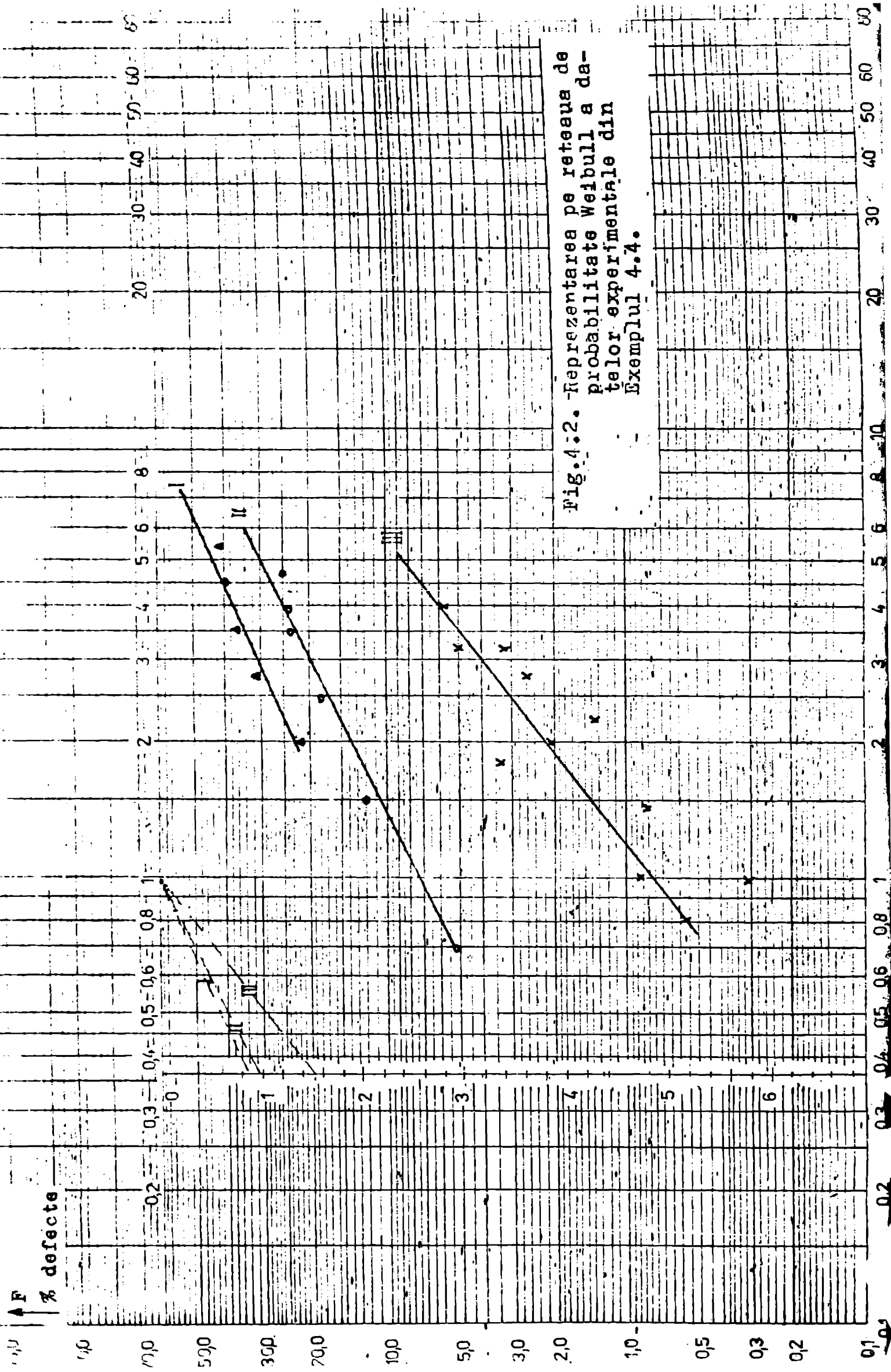


Fig. 4.2. Reprezentarea pe rețeaua de probabilitate Weibull a datelor experimentale din Exemplul 4.4.

Tabelul 4.7

t_i /luni/	n_i	$n(t_i)$	$\hat{F}_i\%$	$\hat{R}_i\%$	n
0 - 8	3	3	0,57	99,43	520
8 - 18	15	18	3,46	96,54	
18 - 28	4	22	4,23	95,77	
28 - 32	4	26	5	95	
32 - 40	4	30	5,76	94,24	
0 - 10	7	7	0,866	99,134	808
10 - 20	10	17	2,103	99,897	
20 - 24	4	21	2,599	97,401	
24 - 32	5	26	5,21	96,79	
0 - 10	3	3	0,31	99,69	966
10 - 14	5	8	0,82	99,18	
14 - 22	55	13	1,34	98,86	

ve analizate. Rezultatele prezentate evidentiază că prin măsuri tehnologice și constructive, timpul mediu de funcționare al M.A. de tip AMV1-1 a crescut de la 108 luni pentru varianta inițială, la 154 luni pentru varianta constructivă II respectiv la 232 luni pentru varianta III.

Metoda grafică B. O altă metodă grafică care permite identificarea modelului legii de distribuție teoretice de tip Weibull, prin estimarea parametrului de formă β și care nu necesită rețele probabilistice speciale este metoda Barlow-Campo [111], [113]. Ea se poate aplica și în identificarea distribuțiilor de tip exponențial, gama, log-normal sau normal-trunchiat [105], [110]. Metoda se bazează pe statistica timpului total de testare care este dat de suma timpilor de testare a exemplarelor defectate, la care se adaugă timpul de funcționare a celor ce n-au "căzut" încă până în momentul încheierii observației:

$$T(n,r) = \sum_{i=1}^r t_{n,i} + (n-r)t_{n,r} \quad (4.9)$$

În relația (4.9), $t_{n,r}$ este timpul de funcționare până la cea de-a "r"-a defecție din cele n produse încercate. În construirea diagramelor Barlow-Campo intervine transformata timpului total de testare, $T_s(t)$

$$T_S(t) = \frac{H_F^{-1}(t)}{H_F^{-1}(1)} \quad (4.10)$$

în care $H_F^{-1}(t)$ este transformata timpului total de testare corespunzătoare repartiției F definită prin:

$$H_F^{-1}(t) = \int_0^{F^{-1}(t)} [1-F(u)] du, \quad t \in [0,1] \quad (4.11)$$

iar $F^{-1}(u)$ este inversa funcției de repartiție empirică, $F(u)$

$$F(u) = \begin{cases} 0 & \text{pentru } u < t_{n,1} \\ \frac{i}{n} & \text{pentru } t_{n,i} \leq u \leq t_{n,i+1} \\ 1 & \text{pentru } u > t_{n,r} \end{cases} \quad (4.12)$$

Pentru aplicarea metodei grafice Barlow-Campo se ordonează crescător duratele de funcționare pînă la defectare, se calculează timpul total de funcționare $T_{n,r}$ cu relația (4.9) cît și timpul de funcționare pînă la căderea i , $T(n,i)$. Se evaluează raportul $T(n,i)/T(n,r)$ cît și raportul (i/r) și perechile de puncte $(i/r, T(n,i)/T(n,r))$ se reprezintă pe diagrama Barlow-Campo, un pătrat cu latura egală cu unitatea. Dacă curbele ce se obțin prin unirea punctelor reprezentate se situează deasupra bisectoarei - ce corespunde repartiției exponențiale - ele au parametrul de forma $\beta > 1$, în caz contrar, rezultînd repartiții Weibull cu parametru de formă subunitar.

Exemplul 4.5. Din datele experimentale /115/ rezultă următoarele durate de funcționare pînă la defectare a unui lot de 20 bucăți M.A. de 1,1 kW și 2750 rot/min, supuse încercării de fiabilitate pe stand după cum se vede din tabelul 4.8. Încercările au fost oprite după căderea celei de-a șaptea mașini ($r=7$) și sînt prezentate în ordine crescătoare în prima coloană a tabelului mai sus citat. Se cere să se stabilească grafic parametrul de formă al legii de distribuție teoretice de tip Weibull care descrie comportarea M.A. încercate.

Valoarea timpului total de testare este conform relației (4.9) egală cu

$$T(20,7) = \sum_{i=1}^7 t_{n,7} + (20-7)t_{n,7} = 75511 \text{ ore}$$

Calculule necesare obținerii perechilor de puncte conform

Tabelul 4.8

i	$t_{n,i} / h/$	i/r	$n-i$	$t_{n,i}^{(t)} / h/$	$T(2o,i)$	$\frac{T(2o,i)}{T(2o,7)}$
1	792	0,143	19	792	15840	0,219
2	1072	0,286	18	1864	21160	0,280
3	1120	0,428	17	2984	22024	0,292
4	1408	0,571	16	4392	26920	0,356
5	4078	0,714	15	8470	61640	0,922
6	4209	0,857	14	12579	71605	0,948
7	4488	1	13	17167	75511	1

Total 17167

metodei exemplificate sînt sistematizate în tabelul 4.8, pe diagramă reprezentîndu-se perechile i/k (coloana 2) și $T(2o,i)/T(2o,7)$ (coloana 6).

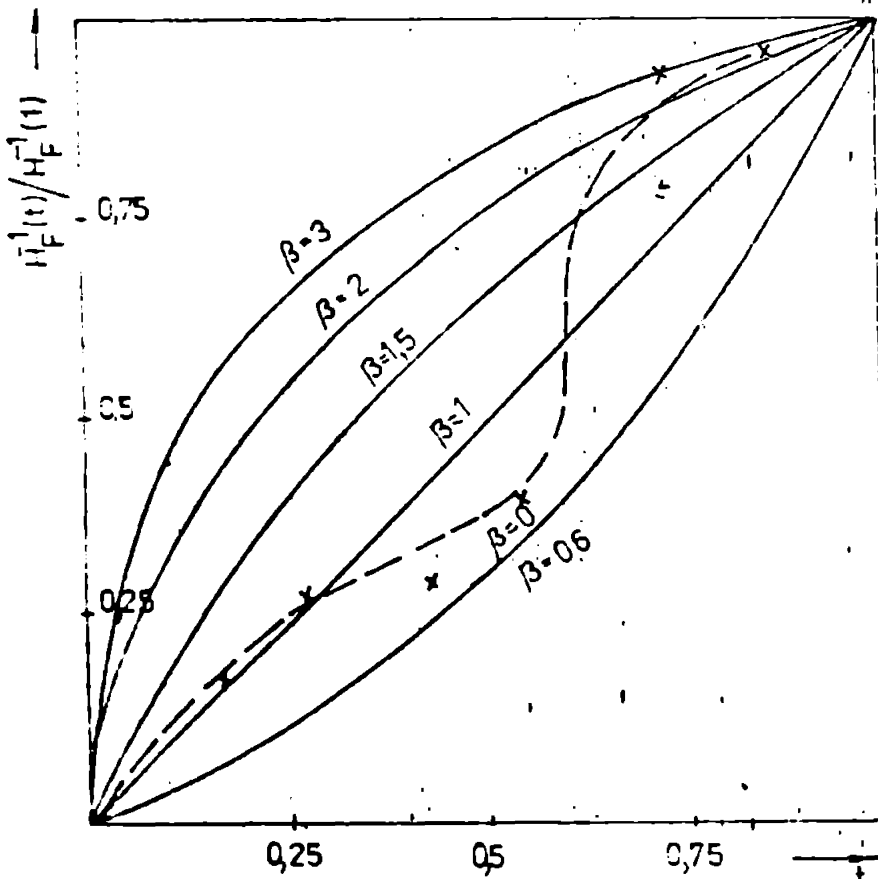


Fig.4.3. Transformata timpului total de testare-diagrama Barlow-Campo-pentru distributia Weibull din exemplul 4.5

Din reprezentarea perechilor de puncte pe rețeaua Barlow-Campo din figura 4.3 de-a lungul bisectoarei rețelei, se poate concluziona că modelul căderilor corespunde unei repartiții Weibull cu parametru de formă $\beta=1$, care este o repartiție exponențială

Metode analitice. Estimarea parametrilor legii de repartiție de tip Weibull a probabilității de defectare prin metode analitice, conduce la rezultate mai precise decât metodele grafice însă acestea nu sînt atît de operative, fiind indicate în special la volume mari de date de intrare. ①. Metoda momentelor descrisă și aplicată în /60/, /61/, /108/ și bazată pe

dele grafice însă acestea nu sînt atît de operative, fiind indicate în special la volume mari de date de intrare. ①. Metoda momentelor descrisă și aplicată în /60/, /61/, /108/ și bazată pe

egalarea momentelor teoretice cu cele empirice permite calculul parametrului de formă β însă nu și pe cel al parametrului de viață caracteristică η (2). Metoda verosimilității maxime spre deosebire de cea prezentată anterior permite calculul ambilor parametri și constă în rezolvarea sistemului de ecuații obținute prin egalarea cu zero a derivatelor parțiale ale funcției de verosimilitate /62/, /85/, /113/. Pentru forma dată de relația 2.11 a funcției de repartiție Weibull, în care parametrul de localizare γ se consideră nul, funcția de verosimilitate, $\ln L$, ia forma :

$$\ln L = n \ln \left(\frac{1}{\eta^\beta} \right) + n \ln \beta - \frac{1}{\eta^\beta} \sum_{i=1}^n t_i + (\beta-1) \sum_{i=1}^n \ln t_i \quad (4.13)$$

iar parametrul modelului Weibull, pentru volumul n al produselor încercate din eșantion care se defectează la momentele t_i , rezultă:

$$\eta = \left[\frac{\sum_{i=1}^n t_i^\beta}{n} \right]^{\frac{1}{\beta}} \quad (4.14)$$

$$\beta = \frac{n}{\frac{1}{\eta^\beta} \sum_{i=1}^n t_i \ln t_i - \sum_{i=1}^n \ln t_i} \quad (4.15)$$

3. Metoda analitică uzuală de estimare a parametrilor repartiției Weibull, bazată pe posibilitatea linearizării dependentei probabilității cumulate de defectare în raport cu durata de funcționare (relația 4.7) este metoda celor mici pătrate /21/, /60/, /90/. Ea constă în determinarea parametrilor drepte de regresie la care s-a redus repartiția empirică, experimentală și revine la scrierea relației (4.7) pentru $\gamma=0$ sub forma:

$$\ln \ln \left[\frac{1}{1-F(t)} \right] = \beta \ln t - \beta \ln \eta \quad (4.16)$$

Utilizând simbolurile următoare :

$$\begin{aligned} y &= \ln \ln \frac{1}{1-F(t)} \\ x &= \ln t \\ a &= \beta \\ b &= -\beta \ln \eta \end{aligned} \quad (4.17)$$

expresia (4.16) se scrie sub forma dreptei de regresie :

$$y = ax + b \quad (4.18)$$

Aplicînd principiul de bază al metodei celor mai mici pătrate și anume :

$$D = \sum_{i=1}^n (y_i - b - ax_i)^2 = \min \quad (4.19)$$

și egalînd cu zero derivatele parțiale ale expresiei (4.19) se obține :

$$a = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - \bar{y} \sum_{i=1}^n x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - \bar{x} \sum_{i=1}^n x_i} \text{ respectiv } b = \bar{y} - a\bar{x} \quad (4.20)$$

În relația anterioară \bar{y} și \bar{x} sînt valorile medii ale lui y și x date de formulele

$$\bar{x} = k^{-1} \sum_{i=1}^k x_i \quad \text{și} \quad \bar{y} = k^{-1} \sum_{i=1}^k y_i \quad (4.21)$$

Pentru calculul dispersiei în cazul încercării mai multor loturi din același produs, cu alte cuvinte cînd la același durată le corespund mai multe valori ale frecvenței cumulate de defectare, trebuie calculat și media valorilor frecvenței cumulate corespunzătoare experimentului i , \bar{y}_i /83/, /103/ cu formula

$$\bar{y}_i = n_i^{-1} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} \quad (4.22)$$

Dispersia observațiilor S_i^2 pentru esanșionul i , dispersia $S_{\tilde{y}_i}^2$ a observațiilor în raport cu dependența teoretică \tilde{y}_i , dispersia generală a observațiilor $S_{\tilde{y}}^2$ și dispersia globală S^2 conform celor indicate în tratatele de statistică matematică și de teorie a probabilităților /1/, /60/, /76/ se calculează cu formulele

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2}{k \cdot n_i - 2}, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (4.23)$$

$$S_{\tilde{y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^k n_i (\bar{y}_i - \tilde{y}_i)^2}{k-2} \quad (4.24)$$

$$S_y^2 = \frac{\sum_{i=1}^k (n_i - 1) S_i^2}{n - k}, \quad n = \sum_{i=1}^k n_i \quad (4.25)$$

$$S^2 = \frac{(n-k) S_y^2 + (k-2) S_{\bar{y}}^2}{n-2} \quad (4.26)$$

Dacă linia de regresie obținută cu parametri calculați cu relațiile (4.20) poate fi considerată ca o estimare a dreptei de regresie experimentale, atunci abaterile normate z ,

$$z = \frac{\bar{v}_i - \bar{y}_i}{S_{\bar{y}}} \quad (4.27)$$

sînt distribuite normal /61/, /83/, /101/ cu media zero și dispersia unu. Aceasta revine la cazul ca abaterile normate să fie mai mici în valoare absolută ca valoarea tabelată pentru un nivel de încredere în prealabil admis. De exemplu pentru nivelul de încredere $P^* = 0,95$, $z = 1,96$ /61/.

Pentru confirmarea linearității dintre dependența teoretică și cea corespunzătoare rezultatelor experimentale, se poate aplica de exemplu /87/ testul Fisher care admite ipoteza de linearitate dacă are loc inegalitatea :

$$\hat{F}_{calc} < F_{tab} \quad (4.28)$$

În expresia (4.28), \hat{F}_{calc} este valoarea calculată a raportului dispersiilor $S_{\bar{y}}^2$ și S_y^2 , adică

$$\hat{F}_{calc} = \frac{S_{\bar{y}}^2}{S_y^2} \quad (4.29)$$

iar F_{tab} este valoarea tabelată a testului de linearitate Fisher dat în monografiile de statistică matematică /33/, /62/, /95/, /103/ pentru nivelul de încredere ales și pentru gradele de libertate date.

Ordinograma metodei analitice (3). Pentru estimarea analitică a indicatorilor de fiabilitate ai unor loturi de M.A. a căror probabilitate de defectare este descrisă de o funcție de repartiție de tip Weibull s-a elaborat o ordinogramă de calcul adecvată,

care s-a construit pentru metoda prezentată mai sus a regresiei lineare, pentru rezolvarea analitică a datelor experimentale referitoare la M.A. din Exemplul 4.4. Aceasta se prezintă în figura 4.4.

Ca date inițiale se introduc în calculator valorile determinate ale duratelor de funcționare $X(I)$, ale frecvențelor cumulate de defectare $Y(I)$ asociate fiecărei durate $X(I)$, calculate cu relațiile (3.32) sau (3.33) pentru volumul N al eșantionului urmărit în exploatare. Cu $XMED$, $YMED$ și YM s-au notat valorile medii calculate cu relațiile (4.21) și (4.22), prin S și SUM expresiile de la numărătorul respectiv numitorul coeficientului unghiular "a", al dreptei de regresie dat de relația (4.20); prin $V(I)$ valoarea constantei n_1 egală cu 1 când pentru același număr de unități de timp de funcționare, există o singură valoare pentru frecvența cumulată v_1 , respectiv egală cu 2 când avem două valori ale frecvenței de defectare cumulate, rezultate din încercarea unor eșantioane similare însă de volume diferite; prin $SFXN$ dispersia observațiilor în raport cu dependența teoretică, calculată pe baza relației (4.24) iar prin $AN(I)$ valorile variabilei normale normale "Z" pe care o comparăm cu valoarea tabelată corespunzătoare nivelului de încredere $P^* = 95\%$, egală cu 1,96.

În ultima parte a programului, calculatorul verifică dacă valorile normate ale abaterilor distribuției experimentale față de cea teoretică sînt inferioare valorii tabelate, ceea ce permite să se afirme cu o probabilitate de eroare prestabilită în cazul de față de 5% - că dependența experimentală $y = f(x)$ este reprezentată de dreapta de regresie cu parametrii calculați. În fine, ținînd cont de relațiile (4.17) se calculează parametrii distribuției Weibull și cu aceștia, pe baza relațiilor din tabelul 2.2 se stabilește timpul mediu de funcționare fără defecțiuni a populației de M.A. urmărite, abaterea medie pătratică a acestuia precum și fiabilitatea $R(t)$ corespunzătoare unor anumite durate fixate de utilizare. Programul de calcul al ordinogramei prezentate în figura 4.4 împreună cu rezultatele efectuate pentru datele din Exemplul 4.6 sînt prezentate în Anexa I.

Exemplul 4.6. Pentru datele privind defectarea variantei constructive III a M.A. monofazate ANV1-1 urmărite în exploatare pe trei eșantioane de mărimi diferite și prezentate în tabelul 4.7 se va aplica evaluarea analitică a indicatorilor de fiabilitate cu ajutorul programului pentru calculator elaborat pe baza ordi-

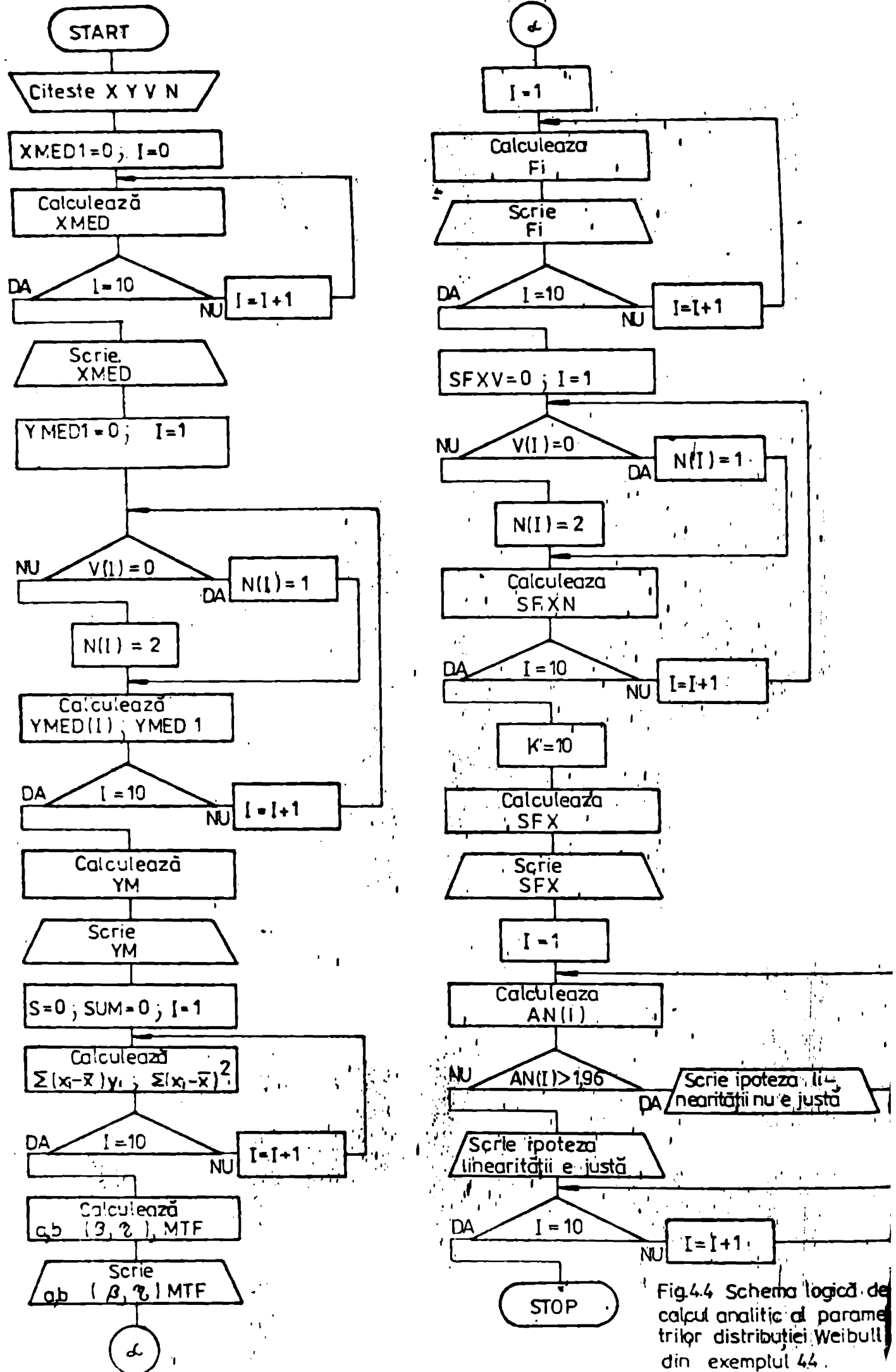


Fig.4.4 Schema logică de calcul analitic al parametrilor distribuției Weibull din exemplul 4.4.

nogramai prezentate în figura 4.4. Datele de intrare, ținând cont de notațiile din relațiile (4.16) și (4.17) și de valorile din tabelul 4.7 sînt indicate în coloana 1 a tabelului 4.9.

Tabelul 4.9

t_i /luni/	$\hat{F}_i\%$	$\hat{R}_i\%$	$v_i = \ln \ln \frac{1}{1-\hat{F}_i} =$ $\approx \ln \hat{F}_i / 113/$	$x_i = \ln t_i$
B	0,57	99,43	-5,1672	2,0794
10	0,866;0,31	99,134;99,69	-5,1361	2,3025
14	0,82	99,18	-4,8036	2,639
18	3,46	96,54	-3,3638	2,8903
20	2,103	99,897	-3,8618	2,9957
22	1,34	98,66	-4,3125	3,091
24	2,599	97,401	-3,65	3,178
28	4,23	95,77	-3,1629	3,3321
32	5;3,21	95;96,79	-3,1929	3,4658
40	5,76	94,24	-2,8542	3,6888

Calcululele efectuate pe calculatorul Felix C-256 pentru evaluarea analitică a indicatorilor de fiabilitate ale loturilor de M.A. urmărite în exploatare care au prezentat defectiunile la momentele indicate în tabelele 4.7 și 4.9 a permis obținerea rezultatelor centralizate în tabelul 4.10.

Tabelul 4.10

Parametrii dreptei de regresie		Durata de viață caracteristică	Timpul mediu de funcționare	Abaterrea normală normată maximă	Abaterrea medie pătratică
$a = \beta$	$b = -\beta \ln \eta$	η /luni/	m /luni/	Z	σ /luni/
1,5522154	-8,5547747	247,48	222,5488	1,651	146,47418

Funcția de fiabilitate a variantei constructive III a M.A. monofazate AMV1-1 pe baza parametrilor calculați și ținând cont de relația de calcul a acesteia din tabelul 2.2, va fi :

$$R(t) = \exp \left[- \left(\frac{t}{247,48} \right)^{1,5522} \right]$$

în care t reprezintă timpul de exploatare a M.A. exprimat în luni calendaristice.

Comparând rezultatele calculate analitic cu cele obținute prin metoda grafică (dreapta III din figura 4.3, se constată o confirmare foarte bună a rezultatelor furnizate de rețeaua de probabilitate (MTF=232 luni) cu cele rezultate din calculul analitic (MTF =222,55 luni) respectiv parametrul de formă $\beta'_{\text{grafic}} = 1,5$ față de $\beta_{\text{analitic}} = 1,552$, erorile procentuale ale metodei grafice față de cea analitică fiind de 4,24% în ceea ce privește timpul mediu de funcționare și 3,35% referitoare la parametrul de formă β' .

4.1.4. Metoda bazată pe modelul vectorial optimizat

Spre deosebire de evaluarea parametrică a indicatorilor de fiabilitate ai M.A. exemplificată în § 4.1.1-4.1.3 când se admitea un anumit model analitic, se efectua un test de ipoteză asupra corectitudinii modelului ales și se determinau apoi parametrii legii de distribuție care descria probabilitatea de funcționare fără defectare, într-o suită de lucrări recente /98/, /100/ se indică o cale diferită; netradițională. Această cale face apel la un singur model vectorial cu aplicabilitate generală, pe care îl particularizează și îl optimizează prin introducerea unor restricții din cerința de a exprima cât mai fidel fenomenul urmărit. Metoda se bazează pe definiția momentelor centrate de diferite ordine, din care cea a momentului centrat de ordinul II e introdusă prin relația (2.9) și prin care se leagă șirul de date experimentale de densitatea de probabilitate a defectării lor. Cunoscând momentele centrate de diferite ordine ale variabilei aleatoare, se poate determina vectorul densității de probabilitate, iar din graficul acesteia în funcție de timp, pentru un timp de funcționare dat, rezultă fiabilitatea produsului, ca în figura 3.11.b.

Considerând momentul centrat de ordinul k definit de expresia /61/, /83/, /101/ :

$$m_k = \int_{-\infty}^{+\infty} (t-\mu)^k f(t) dt, \quad k = 0, 1, 2 \dots 2n \quad (4.30)$$

în care μ este valoarea medie, iar $f(t)$ este densitatea de probabilitate a timpului de funcționare până la defectare, se poate exprima procesul aleator prin vectorul momentelor centrate:

$$[m] = [1, 0, m_2, m_3, \dots, m_{2n}] \quad (4.31)$$

Momentul centrat de ordinul zero este egal cu unitatea, cel de ordinul unu este nul iar momentele centrate de ordine superioare se estimează, pornind de la rezultatele încercării a N echipamente, cu formula /60/, /87/ :

$$\hat{m}_k = N^{-1} \sum_{i=1}^N (t_i - \mu)^k \cdot v_i \quad (4.32)$$

în care v_i este numărul de echipamente defectate în intervalul de timp Δt , iar media eşantioanelor μ este

$$\mu = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i \cdot v_i \quad (4.33)$$

Tinând cont de formula trapezelor relația (4.30) devine :

$$m_k = \Delta t \left[\frac{1}{2} y(-n, k) \cdot f(t-n) + y(-n+1, k) f(t-n+1) + \dots + y(n-1, k) f(t_{n-1}) + \frac{1}{2} y(n, k) f(t_n) \right] + \varepsilon_k \quad (4.34)$$

$$\text{unde } y(q, k) = (q \cdot \Delta t)^k, \quad q = -n, \dots, n, \quad k=0, 1, \dots, 2n \quad (4.35)$$

iar restul ε_k ,

$$\varepsilon_k < \frac{n}{6} (\Delta t)^3 \cdot \psi_k \quad (4.36)$$

poate fi neglijat pentru valori suficient de mici ale lui Δt , ecuația (4.30) poate fi scrisă sub formă matricială

$$[m] = [Q][f] \quad (4.37)$$

unde

$$[f] = [f(t-n), f(t-n+1) \dots f(t_{n-1}), f(t_n)] \quad (4.38)$$

este vectorul căutat al densității de probabilitate al timpului de defectare.

În transformarea lineară (4.37) care leagă procesul aleator al timpului de defectare exprimat prin vectorul momentelor $[m]$ de modelul de fiabilitate vectorial reprezentat prin matricea $[f]$, matricea $[Q]$ este invariantă în raport cu scara timpului cu condiția premultiplicării cu matricea de scură $[K]$.

$$[K] = [\text{diag } v, v^2, \dots, v^{2n+1}] \quad (4.39)$$

cu

$$v = \frac{\Delta t}{\Delta t_0} = \frac{t_n}{t_0} \quad (4.40)$$

unde Δt_0 este intervalul de eşantionare propriu al matricii $[Q]$

Pentru a obține un număr suficient de valori ale densității de probabilitate căutate în jurul valorii medii operatorul matricial $[Q]$ ce nu depinde de forma distribuției, este indicat să fie de ordin suficient de mare, de exemplu de ordinul 15+17 ce în /100/.

În problemele de fiabilitate, când ne interesează vectorul densității de probabilitate $[\hat{f}]$ relația (4.37) se scrie

$$[Q^{-1}][k^{-1}][\hat{m}] = [\hat{f}] \quad (4.41)$$

Pentru obținerea modelului de durată de viață căutat trebuie să impuse vectorului $[f]$ o serie de restricții /99/

- de nenegativitate $f(t_q) \geq 0, \forall q, q = -n \dots n$
- de nul $f(t_k) = 0 \quad \forall t_k < 0$
- de formă $f(t_{a+1}) \geq f(t_a)$ sau $f(t_m) < r_m$

etc. care țin cont de caracteristici cunoscute anterior ale procesului aleator. În acestea intră, de exemplu faptul că densitatea de probabilitate trebuie să fie întotdeauna pozitivă, sau că pentru intervalul de timp în care nu pot exista defectări, densitatea de probabilitate trebuie să fie nulă, etc.

Exemplul 4.7. În tabelul 4.11 sînt prezentate după /99/ rezultatele încercării a $N = 200$ echipamente electrice timp de 2760 ore pînă la defectarea tuturor. Se cere să se traseze graficul densității de probabilitate în funcție de timp și să se obțină informații asupra fiabilității echipamentului folosind modelul vectorial optimizat.

Aplicînd relația (4.33) a rezultat media $\mu = 705$ h.

Pentru a îndeplini condiția de centrare se alege /99/ intervalul de eşantionare Δt , astfel ca să satisfacă relația (4.42)

$$\mu = b \cdot \Delta t \quad (4.42)$$

unde b este un întreg pozitiv.

Pentru $b = 2$ și μ determinat cu (4.33) rezultă $\Delta t = 352,5$ h

Tabelul 4.11

t_i /h/	i /buc/	t_i /h/	i /buc/	t_i /h/	i /buc/	t_i /h/	i /buc/	t_i /h/	i /buc/	t_i /h/	i /buc/
30	0	330	5	630	7	930	8	1230	0		
60	2	360	3	660	7	960	7	1260	1	1830	0
90	1	390	5	690	7	990	7	1290	1	1920	1
120	1	420	7	720	7	1020	6	1320	0	1950	0
150	2	450	4	750	8	1050	4				
180	3	480	6	780	8	1080	3	1470	0		
210	2	510	6	810	8	1110	2	1500	1	2730	0
240	3	540	6	840	9	1140	2	1530	0	2760	1
270	3	570	7	870	7	1170	2				
300	4	600	7	900	8	1200	1				

iar Δt_0 - intervalul de eșantionare propriu al matricii $[Q]$ dacă se alege $\Delta t_0 = 0,1$ rezultă pe baza relației (4.40) un coeficient de transformare a scărilor, $V = 3525$.

Utilizând matricea de transformare $[Q]$ de ordinul 15 rezultă limitele domeniului de variație a timpului

$$t_{-n} + \hat{\mu} = -7 \cdot \Delta t + \hat{\mu} = -1,7625 \cdot 10^3 h$$

$$t_n + \hat{\mu} = 7 \cdot \Delta t + \hat{\mu} = 3,1725 \cdot 10^3 h$$

Aplicând relațiile (4.33) și (4.39) obținem întâi

$$[K^{-1}] [m] = \begin{bmatrix} 10^{-3} & 0,283687943262 & 0 & 0,002373886325 & 0,000298852322 \\ & 0,000211126238 & & 0,000101747928 & 0,000058723535 \\ & 0,000033283429 & & 0,000019228306 & 0,000011131157 \\ & 0,000006466236 & & 0,000008761204 & 0,000002189986 \\ & 0,000001275750 & & 0,000000743406 & \end{bmatrix}$$

și efectuând transformarea cu matricea $[Q^{-1}]$ de ordinul 15 din /98/ în conformitate cu relația (4.41) obținem vectorul densității de probabilitate

$$[\hat{f}] = 10^{-3} \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & -0,001 & 0 & 0,065 & 0,736 & 1,262 & 0,787 \\ -0,093 & 0,070 & -0,022 & 0,13 & 0,009 & 0 & & & \end{bmatrix}$$

Funcția densității de probabilitate corespunzătoare vecto-

rului $[\hat{f}]$ este ilustrată în figura 4.5.

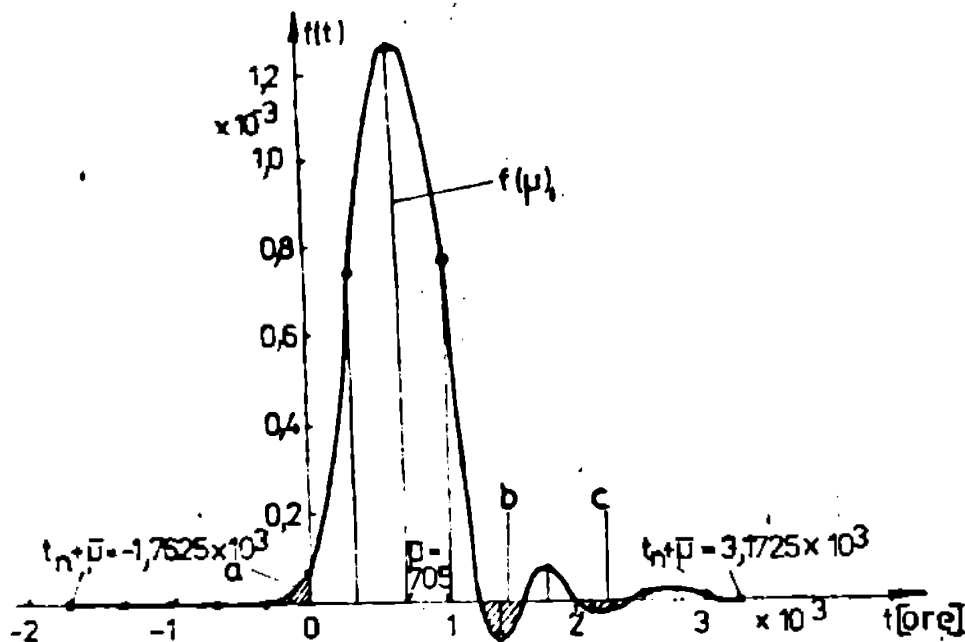


Fig.4.5. Densitatea de probabilitate nerestricționată în cazul încercării de fiabilitate ale căror date sînt în tabelul 4.11

Pentru ca modul vectorial obțin să fie realist el trebuie să țină cont de o serie de restricții dintre care unele sînt introduse prin relațiile notate cu (4.42). Astfel, graficul din figura 4. trebuie să respecte - restricții de nul, adică densitatea de probabilitate să fie nulă înainte de momentul $t=0$ ceea ce revine la el

eliminarea zonei hașurate (a) din figura menționată,

- restricții de nenegativitate, ce înseamnă eliminarea zonelor hașurate (b) și (c),

- restricții de pantă sau formă, pentru punctele 8-15 care impun ca distribuția să fie unimodală respectiv ca ramura din dreapta a curbei să aibă o pantă negativă sau nulă.

În aceste condiții se obține modelul de fiabilitate optimizat

$$[\hat{f}] = 10^{-3} \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,87307 & 1,2256 & 0,69372 \\ 0,00897 & 0,00897 & 0,00897 & 0,00897 & 0,00897 & 0,00897 & 0,00897 & 0,00897 & 0,00897 \end{bmatrix}$$

a cărei densitate de probabilitate este redată în figura 4.6.

Pentru un anumit moment al exploatării echipamentelor electrice, din care au fost supuse încercării un lot de 200 exemplare, de exemplu t_1 , din graficul densității de probabilitate trasat în figura 4.6 rezultă că fiabilitatea produsului, este dată de aria hașurată, aria cuprinsă între curbă și axa absciselor pentru $t > t_1$.

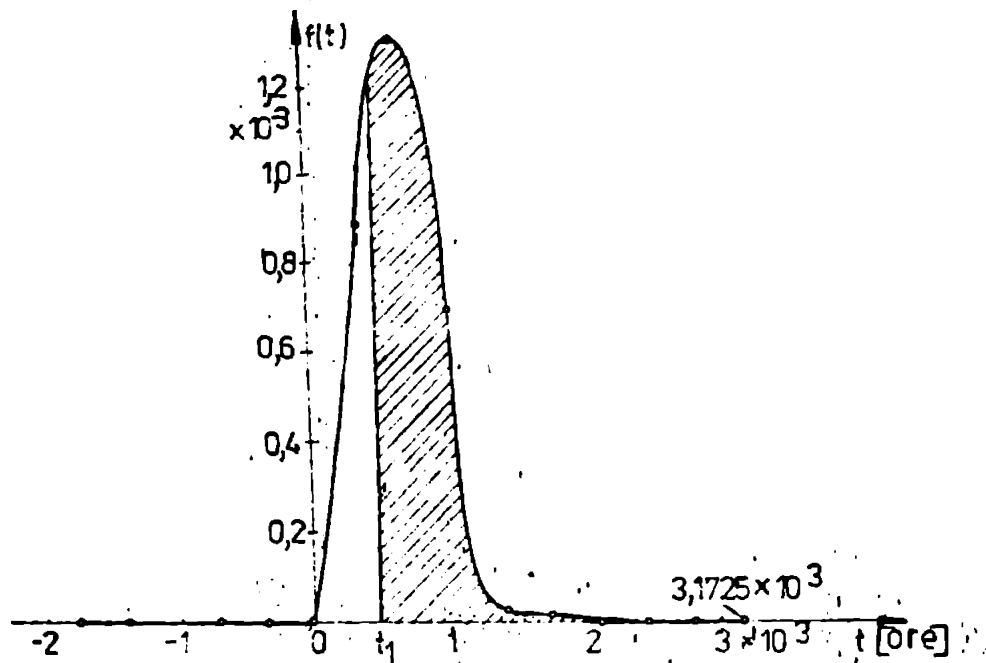


Fig.4.6. Densitatea de probabilitate optimizată pentru Ex.4.7

4.1.5. Analiza critică a metodelor experimentale și operaționale de estimare a fiabilității M.A.

Metodele experimentale pot fi /33/, /83/, /120/ determinative sau de control. Solicităriile la care sînt supuse M.A. de încercat pot fi normale sau forțate /67/ ultimele avînd drept scop scurtarea duratei de funcționare pînă la defectare. Trebuie însă respectată condiția /21/, /36/, /90/ ca prin mărirea solicitării să nu se modifice mecanismul de defectare ci doar viteza acestuia care determină factorul de accelerare /28/, /31/, /107/ al încercării.

Datorită duratei mari de funcționare pînă la defectare a M.A.-de ordinul miilor sau zecilor de mii de ore - metodele experimentale de evaluare globală a indicatorilor lor de fiabilitate, nu permit obținerea unor informații utile pentru producția curentă de M.A. ținînd cont de modificarea relativ rapidă pe care o suferă tehnologiile lor de fabricație. Avînd în vedere faptul că doar fiabilitatea operațională este fiabilitatea reală pe care o poate asigura un anumit tip de M.A. utilizată corect la locul de instalare, metoda exemplificată la § 4.1.1 este aptă pentru controlul nivelului prescris al indicatorului de fiabilitate $R(t)$ al M.A. obișnuit la finele termenului de garanție /44/, /53/. Metoda parametrică descrisă în § 4.1.2 se recomandă /23/, /65/ a fi utilizată pentru evaluarea probabilității de bună funcționare a M.A. pentru durate ale misiunii mai mari decît termenul

de garanție, deci pentru durata de exploatare normală a mașinii când în afara defecțiunilor accidentale trebuie să se țină cont și de cele care au drept cauză uzura. Pentru aplicarea ei trebuie însă făcute în prealabil încercări de fiabilitate pe stand, care să permită determinarea parametrilor specifici celor două legi de distribuție, cu dificultățile cunoscută /8/, /21/, /57/ /64/ legate de reproductibilitatea pe stand a condițiilor din exploatare, de costul prohibitiv al acestor încercări și de durata mare până la obținerea rezultatelor.

În ceea ce privește metodele detaliate în § 4.1.3 bazate pe modelul Weibull ele se pretează, datorită simplității în aplicare a metodelor grafice, atât la determinarea fiabilității cât și la verificarea acesteia pentru un lot de M.A., dacă se încadrează între limitele prescrise. Prelucrarea analitică a datelor experimentale explicitată în cadrul exemplului 4.6 permit obținerea cu precizie mai ridicată a parametrilor legii de repartiție care poate îngloba mai multe modele /43/, /85/, /110/ de la cel exponențial până la cel normal datorită versatilității distribuției Weibull. Se scoate în evidență faptul că aplicarea metodelor prezentate în § 4.1.3 la încercările efectuate, nu asupra M.A. în întregime ci asupra componentelor și subansamblurilor ei, permite în afara stabilirii unor măsuri cantitative legate de menținerea calităților lor în timp - deci de fiabilitatea lor - și efectuarea unor analize a cauzelor ce au dus la nefuncționare. Acționând operativ tehnologic și/sau constructiv în procesul de fabricație al M.A. pentru eliminarea acestor cauze, se ajunge nemijlocit la creșterea fiabilității ansamblului constatată cantitativ prin îmbunătățirea indicatorilor stabiliți prin metodele operative - grafice - sau mai precise - analitice - exemplificate.

Cu toate că nu face apel la nici o lege de distribuție particulară metoda neparametrică descrisă în § 4.1.4 permite obținerea indicatorilor de fiabilitate căutați, cu o precizie mai mare - ce poate merge până la un ordin de mărime, după cum, se specifică în /99/ - decât estimarea lor cu metode parametrice, datorită restricțiilor impuse modelului care îl apropie mai mult de situația reală a încercării experimentale efectuate. Necesitatea utilizării unei matrici de transformare $[Q]$ respectiv a matricii inverse $[Q^{-1}]$ de ordin ridicat pentru obținerea

unei precizii satisfăcătoare a rezultatelor, face ca această metodă să fie indicată pentru determinarea și nu verificarea indicatorilor de fiabilitate, impunând efectuarea calculelor pentru fiecare eșantion încercat cu calculatorul electronic.

Nici una din metodele experimentale și operaționale prezentate și exemplificate în §4.1.1.-4.1.4 nu răspund necesităților lucrării de față, deoarece exprimă probabilitatea de bună funcționare la un moment dat fără să dea nici un fel de informații asupra cauzelor care conduc la aceasta. Cu alte cuvinte, nu permit evidențierea fenomenelor care determină o anumită valoare a fiabilității pentru un timp de misiune dat. Ele rămân de mare utilitate la stabilirea și verificarea indicatorilor de fiabilitate și M.A. în general, precum și la confirmarea rezultatelor estimate prin metode previzionale de fiabilitate, în care se încadrează și metodele ce se vor introduce în §4.2 și 4.3, constituind modalitatea validării noilor metode de evaluare a indicatorilor de fiabilitate urmăriți.

4.2. Contribuții cu privire la determinarea previzională a fiabilității și durabilității izolației dintre spiarele înfășurării M.A. pe baza funcției de degradare

4.2.1. Caracteristicile calculului previzional de fiabilitate și durabilitate aplicabil M.A.

Necesitatea previziunii fiabilității izolației înfășurării M.A. precum și a mașinii în ansamblu, legate între ele prin relația (2.22), se înscrie în cerința contemporană de investigare a evoluției caracteristicilor lor de calitate ca urmare a diversificării și dezvoltării producției de M.E. Previziunea fiabilității și durabilității constituie un proces continuu /45/ care începe cu efectuarea unor previziuni teoretice bazate pe o schemă dată și pe informații privind intensitatea de defectare atinsă la încercările efectuate sau cunoscute de la produse similare și sfârșește cu măsurarea fiabilității prin aplicarea metodelor operaționale ce prelucrează datele culese de la beneficiari.

Prognoza fiabilității sistemului M.A. poate fi privită, fie plecând de la fiabilitatea impusă a ansamblului și prin împărțirea obiectivului la subansamble, elemente, rezultă indica-

torii necesari ai acestora, fie calculind fiabilitatea rezultantă a ansamblului plecind de la probabilitatea de bună funcționare, specifică elementelor componente.

Planificarea fiabilității implică :

- cuantificarea fiabilității în termenii unei probabilități;
- definirea clară a performanței unei comportări satisfăcătoare a produsului ;
- definirea clară a mediului în care urmează să funcționeze ansamblul ;
- precizarea timpului de bună funcționare, fără care probabilitatea reprezintă o cifră fără nici un conținut.

În tema de proiectare a unui viitor produs se indică în general ca acesta să aibă fiabilitate ridicată. Obişnuit proiectanții s-au mulțumit să accepte formal aceste condiții însă de cele mai multe ori n-au modificat criteriile de proiectare. Aceasta nu din cauza faptului că ar fi preferat să obțină o fiabilitate redusă, ci datorită lipsei de cuantificare în ceea ce privește exprimarea fiabilității, sau chiar dacă aceasta e exprimată cantitativ, lipsei unei relații care să lege anumite date de proiectare, de probabilitatea îndeplinirii în timp a misiunii specificate.

În cadrul lucrării de față se introduc o serie de metode grafice și analitice - care să permită proiectanților de M.A. să efectueze calculele necesare plecind de la o anumită valoare a fiabilității, în funcție de caracteristici constructive și de material date. De asemenea, pentru o probabilitate de bună funcționare impusă, cu ajutorul metodei elaborate pe baza funcției de degradare a izobației înfășurării introduse în cap.3 se poate stabili durabilitatea în exploatare a bobinajului, respectiv, durabilitatea întregii mașini.

Previziunea fiabilității M.A. o constituie procesul de evaluare cantitativă a probabilității că ansamblul își va îndeplini misiunea în intervalul de timp specificat.

Metodele de previziune a fiabilității, respectiv a durabilității ce rezultă pentru o probabilitate de defectare impusă, sînt dezvoltate în două direcții /65/.

I. Metoda de însumare a intensităților de defectare constante, ale elementelor ce alcătuiesc schema fiabilis-

tică a ansamblului.

II. Metode bazate pe modele particulare ale fiabilității elementelor sau sistemului.

Prima metodă, cea mai aplicată în calculele previzionale de fiabilitate /21/, /59/, /61/, /125/, presupune îndeplinirea condiției aplicabilității distribuției exponențiale a probabilității de defectare pentru toate elementele sistemului. Așa cum s-a arătat în §2.2.2 și 4.1.1, la astfel de sisteme uzura se consideră practic inexistentă, ceea ce constituie o aproximare grosieră în cazul dispozitivelor electromecanice /53/, /64/. La fel cum s-a exemplificat la aplicarea metodelor experimentale și operaționale de evaluare a fiabilității M.A. în § 4.1.1, considerând o perioadă de utilizare a M.A., relativ redusă, când apariția defectelor de natură electrică este accidentală, se poate adopta legea exponențială ca repartiție teoretică ce descrie cel mai bine distribuția probabilităților de bună funcționare a ansamblului și aplica metoda însumării simple a intensității de defectare, constante. Deci dacă față de ansamblul instalației în care funcționează, M.A. se consideră un element caracterizat de valoare nemodificată în timp a intensității de defectare se aplică metoda I la previziunea fiabilității sistemului, cum este exemplificat în lucrările /57/, /72/, /77/. Pentru scopul urmărit prin lucrarea de față - de a elabora un model previzional de fiabilitate care să țină cont de degradarea în timp a proprietăților izolației M.A. - considerarea globală a mașinii caracterizată de o intensitate a defectării (minimă, medie sau maximă) constantă, nu e satisfăcătoare, neevidențind fenomenele de îmbătrânire a izolației și deci nu poate fi aplicată la previziunea fiabilității și durabilității ei.

Se consemnează însă faptul că metoda însumării intensităților de defectare se poate aplica și sistemelor caracterizate de uzură medie pozitivă sau negativă, /8/, /9/ datorită simplității distribuției exponențiale în aproximație, pe intervale date de timp, ori ce formă a graficului intensității de defectare a unui produs (figura 2.6).

Dacă prezunția constantei intensității de defectare nu este posibilă, pentru previziunea fiabilității ansamblului, se poate folosi /59/ o cale de abordare bazată pe stabilirea legii

de variație în timp a indicatorului $\lambda(t)$, prin alegerea și validarea unei distribuții teoretice specifice fiecărui element. Stabilind grafic sau analitic parametri distribuțiilor probabilităților ce guvernează funcționarea acestora, pentru timpul de misiune la care interesează previziunea, și pentru schema întocmită din punct de vedere a fiabilității, a sistemului, se poate calcula probabilitatea de funcționare a elementelor respectiv a întregului sistem. Această metodă încadrată în categoria metodelor bazate pe modele particulare de fiabilitate permite o estimare previzională corectă a fiabilității ansamblului, dar nu evidențiază nici ea influența diferitelor caracteristici funcționale și de material asupra indicatorului urmărit.

Bazat pe funcția de degradare a caracteristicilor izolației înfășurării introduse în cap.3 și pe modelul probabilist de evaluare a fiabilității elementului de izolație a înfășurării, exprimat în formă generală de relația (3.36), în paragraful următor se dezvoltă o metodă originală de evaluare previzională a fiabilității izolației dintre spire a M.A.

4.2.2. Metodă de calcul previzională a fiabilității și durabilității izolației dintre spire prin aplicarea funcției de degradare a izolației M.A.

4.2.2.1. Principiul metodei

Metoda de calcul previzional a fiabilității și durabilității izolației dintre spire, introdusă prin prezenta lucrare, bazată pe aplicarea funcției de degradare a izolației - relația (3.53) - constă în evaluarea funcției de repartiție a rigidității dielectrice a izolației dintre spirele înfășurării supuse tensiunii aplicate la funcționarea M.A. Întrucât rigiditatea dielectrică a izolației este funcție de timp datorită îmbătrânirii acesteia, iar tensiunea aplicată este invariantă în raport cu timpul, pe baza funcției de repartiție rezultă o mărime diferită a probabilității de supraviețuire (cazurile în care rigiditatea dielectrică este mai mare decât tensiunea aplicată) pentru diferite durate de exploatare în condiții nominale, socotite din momentul fabricării M.A.

Pentru dezvoltarea metodei se fac următoarele ipoteze fun-

dazentale :

1. Tensiunea aplicată elementului de izolație dintre spire este o mărime aleatoare datorită modului de exploatare, însă variațiile ei întâmplătoare se mențin între anumite limite pentru o construcție dată de M.A.

2. Rigiditatea dielectrică a elementului de izolație a înfășurării este și ea o mărime aleatoare independentă de tensiunea aplicată. Ea se micșorează în timp cu o viteză de degradare B constantă (vezi relația 3.53) determinată în principal de temperatura de funcționare a ansamblului.

3. Străpungerea izolației are loc la depășirea de către cea mai mare valoare a tensiunii aplicate, a celei mai mici valori a rigidității dielectrice a elementului de izolație solicitat.

Consecința ipotezei nr.3, care stipulează conform celor arătate în § 3.3.1 că străpungerea izolației este influențată hotărâtor de cele mai mari, respectiv de cele mai mici valori ale tensiunii aplicate și rigidității dielectrice, este că repartiția statistică a probabilităților de defectare este cel mai bine descrisă de distribuțiile valorilor limită /24/, /34/, /35/ ale căror mărimi caracteristice au fost prezentate în tabelul 2.3. Cu toate că în acest tabel variabile aleatoare era timpul, formulele rămân valabile și în cazul în care variabila aleatoare este tensiunea aplicată, respectiv rigiditatea dielectrică, conform ipotezelor nr.1 și nr.2 prin care se stabilește caracterul lor aleator. Din acest motiv în prezenta metodă previzională de calcul a fiabilității și durabilității izolației dintre spire, se vor utiliza repartițiile de tip extremal amintite, pentru termeni minimali în ceea ce privește rigiditatea dielectrică și pentru termeni maximali în ce privește tensiunea aplicată.

Tinând cont de cele indicate în § 3.2.2. referitoare la tensiunea aplicată elementului de izolație a spirelor vecine ale înfășurării M.A., și anume că aceasta este o funcție aleatoare staționară caracterizată de valoare medie invariantă în timp, problema se poate simplifica luând în calcul doar valoarea maximă a acesteia. Prin această considerație se poate trece de la o funcție de probabilitate bidimensională (dependentă atât de valorile aleatoare ale tensiunii aplicate cât și de valorile, de asemenea aleatoare, ale rigidității dielectrice momentane) la o dependentă de o singură variabilă aleatoare, rigiditatea

dielectrică, care descrește monoton în timp după funcția de degradare introdusă prin relația (3.11) și de o mărime constantă, egală cu valoarea maximă a tensiunii aplicate. Cea mai mare valoare a tensiunii aplicate, ținând cont și de supratensiunile de comutație este influențată /14/, /17/, /71/, /74/, /92/, /108, de o serie de factori dintre care amintim :

- amplitudinea tensiunii pe fază a înfășurării statorice,
- de construcția bobinajului,
- de variația în timp a rezistenței la impuls a înfășurării ;
- de frecvența comutațiilor,
- de dispersia parametrilor determinați experimental pentru un lot de mașini considerate identice, etc.

fiind în general diferită de la o construcție de M.A. la alta.

Pe baza acestor considerații, scriind expresia funcției de repartiție a probabilității de străpungere a izolației pentru distribuții de tip extremal a termenilor minimali, $F(U_r)$ - indicele r referindu-se ca și în capitolul 3 la mărimea ce caracterizează rezistența din cadrul modelului sarcină - rezistență - similară ca formă, cu indicatorul $F(t)$ din tabelul 2.3 și ținând cont de legătura ce există între parametrul de viață caracteristică q , al acestei distribuții și valoarea medie m , a mărimii aleatoare, indicată în tabelul mai sus citat :

$$m = q - c \frac{1}{\delta} , \quad (4.43)$$

putem exprima pe q în funcție de valoarea medie a rigidității dielectrice \bar{U}_r , definită ca funcție de timp prin relația (3.54) și pe care înlocuind-o în expresia anterioară, obținem :

$$q = \bar{U}_{r0} \left[1 - \bar{\psi}(t) \right] + c \frac{1}{\delta} = K \cdot e^{-B \cdot t} + c \frac{1}{\delta} \quad (4.44)$$

După cum s-a arătat în § 2.2, în relația (4.44) c este constanta Euler-Mascheroni, $c \cong 0,58$ iar δ - parametrul de formă al repartiției extremele, caracterizând "împrăștierea" valorilor în jurul mediei /110/. Acesta (δ) ține cont de numărul elementelor modelului prin valoarea abaterii medii pătratice σ_n a distribuției extremele pentru termeni minimali și de abaterea medie pătratică S a valorilor tensiunii de străpungere a ansamblului, fiind definit /34/, /35/ prin raportul :

$$\delta = \frac{\sigma_n}{S} \quad (4.45)$$

Transformarea (4.44) constituie partea esențială a prezentei metode de calcul previzional a fiabilității izolației dintre spire a înfășurării, deoarece cuprinzând funcția de degradare introdusă, modifică o distribuție a probabilității de străpungere funcție de tensiune, într-o funcție de probabilitate dependentă de timp ce descrie probabilitatea de bună funcționare, deci fiabilitatea ansamblului urmărit. Cu alte cuvinte, se poate estima previzional probabilitatea de satisfacere a misiunii (de nestrăpungere), fiabilitatea deci, a izolației dintre spire, ca parte cu ponderea cea mai importantă în caracterizarea fiabilității M.A., cunoscând funcția de degradare în timp a proprietăților dielectrice ale izolației dintre spire τ o caracteristică de material (B) - și datele constructive ale înfășurărilor statorice ale M.A. de joasă tensiune cu rotorul în scurtcircuit.

De asemenea, pentru o probabilitate de bună funcționare impusă, pentru caracteristicile constructive și de material date, se poate evalua, pe baza prezentei metode previzionale, durabilitatea corespunzătoare a izolației dintre spirele înfășurării M.A.

4.2.2.2. Stabilirea formulelor de calcul

Așa după cum s-a arătat în § 3.2.2 durabilitatea elementului de izolație a înfășurării M.A. poate fi caracterizată printr-o funcție Ψ de degradare - relația (3.14) - definită pentru parametrii care caracterizează solicitarea și rezistența opusă acesteia (se consideră în acest caz, că tensiunea aplicată medie, frecvența comutațiilor, temperatura înfășurării, viteza de variație R a rigidității dielectrice a izolației dintre spire și alți parametri externi care caracterizează solicitarea și rezistența opusă ei sînt constanti)

$$D = \Psi(U, K, B, t) \quad (4.46)$$

În relația anterioară, U corespunde tensiunii aplicate elementului de izolație, K - tensiunea de străpungere inițială dielectricului utilizat, B - viteza de îmbătrînire a izolației la temperatură constantă, egală cu cea nominală iar t - variabila temporală. Fie că este scrisă în forma (3.11) sau (3.54) s-a arătat că o funcție de degradare trebuie să îndeplinească condițiile la limită: $\Psi(0) = 1$ respectiv $\bar{\Psi}(0) = 0$ pentru starea inițială nedegradată când $t=0$ și $\Psi=\infty$ respectiv $\bar{\Psi} = 1$ pentru cazul

când survine străpungerea, adică $t=D$, satisfăcute de funcția de degradare propusă prin relația (3.53).

Correspunzător celor arătate în § 4.2.2.1, funcția de repartiție a probabilității de străpungere a izolației dintre spirele înfășurării M.A., $F(U)$ este o repartiție de tip extremal pentru termeni minimali, deoarece cele mai mici valori ale rigidității dielectrice determină ieșirea din funcție a ansamblului înfășurării. Această lege de distribuție teoretică admisă, se scrie similar cu forma din tabelul 2.3.

$$F(U) = 1 - \exp\left\{-\exp[\delta(U-q)]\right\} \quad (4.47)$$

respectiv ținând cont de relația de bază din fiabilitate (2.4), probabilitatea de nestrăpungere, $R(U)$ rezultă :

$$R(U) = P\{U_r \geq U\} = \exp\left\{-\exp[\delta(U-q)]\right\} \quad (4.48)$$

În relațiile de mai sus, semnificația simbolurilor literale este cea utilizată și pînă acum și anume : U_r - variabila aleatoare tensiune de străpungere, U - tensiunea aplicată maximă, considerată constantă în cursul exploatării, δ - parametrul de formă și q - parametrul de viață caracteristică.

Ținînd cont de relațiile (3.54) și (4.44) expresia (4.48) devine o funcție de fiabilitate dependentă de timp și anume :

$$R(t) = \exp\left\{-\exp\left[\delta\left(U - Ke^{-B \cdot t} - c \frac{1}{\delta}\right)\right]\right\} \quad (4.49)$$

care ne permite să determinăm previzional fiabilitatea izolației dintre spire pentru un anumit moment t al exploatării M.A. dacă cunoaștem :

- tensiunea aplicată U ,
- tensiunea de străpungere medie K , în momentul inițial,
- constanta de material B ce caracterizează viteza relativă de reducere a rigidității dielectrice a materialului izolant la temperatura de funcționare nominală,
- dispersia față de medie a rigidității dielectrice a eșantionului de material izolant încercat, care intră conform formulei (4.45) în expresia parametrului de formă,
- construcția bobinajului M.A. ce influențează atât valerile tensiunii aplicate și a tensiunii de străpungere a înfășurării prin numărul bobinelor pe fază de ex, res-

pectiv prin numărul elementelor de izolație elementare, cât și valorile parametrului de formă

Pentru aplicarea relației (4.49) ținând cont de legătura care există între elementul de izolație dintre spire și înfășurarea în ansamblu, prezentată în § 2.3.2 trebuie considerati /30/, /32/, /108/ și următorii factori de corecție și anume :

- temperatura de determinare a tensiunii inițiale de străpungere a eșantionului de conductoare izolate, diferă de temperatura nominală de funcționare a bobinajului M.A.,

- tensiunea medie de străpungere a înfășurării M.A. în totalitate ca și valoarea dispersiei acesteia depinde nelinier de numărul de elemente de izolație ce o compun (§ 2.3.2). În ceea ce privește primul factor, admitând o variație liniară a tensiunii medii de străpungere a elementului de izolație în raport cu temperatura de funcționare a mașinii, precum și o variație de același fel a dispersiei tensiunii de străpungere a elementului de izolație, acestea se scriu în forma /108/ :

$$\bar{U}_{r_1}(\theta_f) = \bar{U}_{r_1}(\theta_0) [1 - \alpha_U (\theta_f - \theta_0)] \quad (4.50)$$

$$S_{r_1}(\theta_f) = S_{r_1}(\theta_0) [1 - \alpha_S (\theta_f - \theta_0)] \quad (4.51)$$

În formulele anterioare $\bar{U}_{r_1}(\theta_f)$, $\bar{U}_{r_1}(\theta_0)$ sînt valorile medii ale tensiunii de străpungere a elementului de izolație la temperaturile de funcționare, θ_f , respectiv de încercare, θ_0 , $S_{r_1}(\theta_f)$, $S_{r_1}(\theta_0)$ - abaterile medii pătratice ale tensiunii de străpungere a elementului de izolație la temperaturile de funcționare θ_f , respectiv de încercare la străpungere, θ_0 , iar α_U și α_S - coeficienții de temperatură a modificării parametrilor distribuției tensiunii de străpungere ai elementelor de izolație, stabiliți experimental. După /51/ valorile lui α_U se găsesc în domeniul $(5 \cdot 10^{-4} - 19 \cdot 10^{-4})^\circ\text{C}^{-1}$ iar α_S are valori în intervalul $(2 \cdot 10^{-4} - 8 \cdot 10^{-4})^\circ\text{C}^{-1}$. Referitor la al doilea factor, legătura neliniară dintre tensiunea de străpungere a înfășurării M.A. față de cea a elementului de izolație ce o compune, a fost ilustrată prin relațiile (2.31)-(2.34) atât în ceea ce privește valoarea ei medie cât și abaterea sa medie pătratică. Considerînd în continuare și variația în timp a valorilor medii a tensiunii de străpungere și a dispersiei acesteia, pentru elementul de izolație de aceeași formă cu dependentele momentane descrise de funcția de degradare introdusă prin relația (3.53) se poate scrie :

$$\bar{U}_{r_1} = \bar{U}_{r_0} \cdot e^{-B_0 \cdot t} \quad (4.52)$$

$$S_{r_1} = S_{r_0} \cdot e^{-B_1 \cdot t} \quad (4.53)$$

in care indicele r_0 se referă la mărimi ce caracterizează rezistența în momentul inițial (\bar{U}_{r_0} - tensiunea medie de străpungere inițială a elementului de izolație, S_{r_0} - abaterea medie patrată inițială a tensiunii de străpungere a elementului de izolație).

Pe baza celor arătate mai sus, se poate scrie expresia tensiunii medii de străpungere \bar{U}_{sp} și a abaterii ei medii patratice S_{sp} , pentru izolația dintre spire a întregii înfășurări a M.A. și anume :

$$\bar{U}_{sp} = \bar{U}_{r_0} \left[1 - \alpha_U (\theta_f - \theta_0) \right] A_U(n) \bar{U}^{B_U} \cdot e^{-B \cdot t} \quad (4.54)$$

$$S_{sp} = S_{r_0} \left[1 - \alpha_S (\theta_f - \theta_0) \right] A_S(n) S^{B_S} \cdot e^{-B_1 \cdot t} \quad (4.55)$$

Pentru calcularea fiabilității izolației dintre spirele înfășurării M.A. cu relația (4.49) s-a considerat, după cum s-a precizat în § 4.2.2.1, că tensiunea aplicată înfășurării este egală cu valoarea ei maximă, determinată inerent de supratensiunile de comutație ce apar la funcționarea mașinii. În ceea ce le privește pe acestea din urmă, se menționează că acțiunea tensiunii asupra înfășurării M.A. este direct influențată /46/, /92/ de durata frontului undei, de numărul bobinelor, de parametrii de undă ai înfășurării, precum și de amplitudinea tensiunii de pe fază și poate fi determinată experimental pentru o construcție dată, prin oscilografieră. Pentru calculul amplitudinii supratensiunii aplicate înfășurării M.A. se indică, de exemplu în /108/ următoarea relație, folosind distribuția extremală pentru termeni maximali

$$U = K_{st} \cdot \sqrt{2} \cdot U_f = \frac{\ln \frac{n_c}{t} - \frac{t}{2n_c} + \delta_{st} \cdot q_{st}}{\delta_{st}} \cdot K_{st} \cdot M \cdot \sqrt{2} \cdot U_f \quad (4.56)$$

in care K_{st} este multiplul supratensiunii de comutație, U_f - tensiunea pe fază aplicată înfășurării statorice, n_c - numărul de comutații ale M.A. în intervalul de timp t pentru care se calculează fiabilitatea, δ_{st} și q_{st} - valorile medii ale parametrilor

de formă și de viață caracteristică a distribuției extreme pentru termeni maximali a multiplului supratensiunii de comutație, K_{nb} - coeficient de atenuare, funcție de numărul bobinelor din înfășurare iar M - coeficient ce ține cont de acțiunea tensiunii asupra perechilor de spire vecine. După /108/ valorile medii ale parametrului de formă, δ_{st} pentru multiplul supratensiunii de comutație aplicat izolației dintre spire la M.A. este $\delta_{st}=1,6$; ale parametrului de viață caracteristică $q_{st} = 1,85$; $K_{nb} = 0,26$ pentru 4 bobine pe fază, $K_{nb} = 0,21$ pentru 6 bobine pe fază, $K_{nb}=0,17$ pentru 8 bobine pe fază, $K_{nb} = 0,13$ la 12 bobine pe fază iar M este cuprins între 0,62 și 0,686 pentru acest tip de izolație.

În alte lucrări, multiplul supratensiunii de comutație K_{st} se consideră de valoare fixă, de exemplu $K_{st}=5$ în /27/ sau chiar mai mare /25/. Deoarece cu creșterea gabariturii M.A. multiplul supratensiunii aplicate înfășurării statorice crește /23/ datorită creșterii capacității dintre spire, respectiv a capacității înfășurării față de corp, precum și a creșterii inductivității înfășurării, metoda cea mai indicată de stabilire a supratensiunii de comutație în vederea calculării previzionale a durabilității și fiabilității izolației dintre spire a înfășurării rămâne metoda experimentală de determinare a acesteia pe prototip, de exemplu cu ajutorul unui osciloscop cu remanentă.

Pe baza celor expuse, introducând relațiile (4.54)-(4.56) și (4.45) în (4.49), se obține expresia analitică a formulei de calcul previzional a fiabilității izolației dintre spirele înfășurării M.A., ținând cont de degradarea izolației ca urmare a îmbătrânirii acesteia, la temperatura de funcționare nominală a mașinii, considerată constantă, și anume :

$$R(t) = \exp \left\{ - \exp \left[\frac{\sigma_n}{S_{sp}} \left(\frac{\ln \frac{n_c}{t} - \frac{t}{2n_c} + \delta_{st} \cdot q_{st}}{\delta_{st}} \cdot K_{nb} \cdot M \cdot \sqrt{2U_f} - \bar{U}_{r_0} \left[1 - \alpha \bar{U} (\theta_f - \theta_a) \right] A_{\bar{U}}(n) \cdot e^{-B_{\bar{U}} \cdot t} - c \frac{S_{sp}}{\sigma_n} \right) \right] \right\} \quad (4.57)$$

Se vede din relația (4.57) că pentru aprecierea previzională a fiabilității izolației dintre spire a înfășurării M.A. trebuie cunoscute o serie de mărimi :

- constructive: U_f, n - prin relațiile (2.29) sau (2.30), θ_0, M, c_n ;
- de exploatare: $n_c, \theta_f, \delta_{st}, q_{st}$;
- caracteristice de material: $\bar{U}_{r_0}, S_{r_0}, B, B_1$ și
- constante: $C, \alpha_{\bar{U}}, \alpha_S, A_{\bar{U}}, R_{\bar{U}}, A_S, B_S$,

cu ajutorul cărora se poate evalua la orice moment al exploatării probabilitatea de bună funcționare.

Pentru o construcție dată de M.A. fabricată pentru un anumit regim de exploatare, rezultă că termenul aferent tensiunii aplicate, incluzînd supratensiunile de comutație, are o valoare constantă, deoarece exprimînd numărul de conectări n_c prin frecvența de conectare f_c , stabilită prin datele de proiectare și de finită prin :

$$f_c = \frac{n_c}{t} \quad (4.58)$$

și introducînd-o în relația (4.56) rezultă :

$$U = \frac{\ln f_c - \frac{1}{2f_c} + \delta_{st} \cdot q_{st}}{\delta_{st}} K_{nb} \cdot M \cdot \sqrt{2U_f} \quad (4.59)$$

ceea ce exprimă faptul că valoarea de vîrf a tensiunii aplicate nu depinde de timpul de exploatare, avînd o valoare numerică bine precizată. De asemenea, pentru condiții constructive și de funcționare cunoscute ale ansamblului M.A., factorii de corecție se înmulțesc tensiunea medie inițială de străpungere a elementului de izolație \bar{U}_{r_0} respectiv abaterea ei medie pătratică S_{r_0} și exponențialele ce caracterizează degradarea proprietăților izolante din relațiile (4.54) și (4.55) au valori constante, V și W , independente de timp, ceea ce permite scrierea expresiilor amintite în formele :

$$\bar{U}_{sp} = V \cdot \bar{U}_{r_0} \cdot e^{-B \cdot t} \quad (4.60)$$

$$S_{sp} = W \cdot S_{r_0} \cdot e^{-B_1 \cdot t} \quad (4.61)$$

în care

$$V = \left[1 - \frac{\bar{U}(\theta_f + \theta_0)}{U} \right] \cdot A_{\bar{U}}(n)^{B_{\bar{U}}} \quad (4.62)$$

și

$$W = \left[1 - \frac{S(\theta_f - \theta_0)}{S} \right] \cdot A_S(n)^{B_S} \quad (4.63)$$

Din cele prezentate mai sus rezultă că pentru orice tip de înfășurare statorică de M.A. ce face obiectul prezentei lu-

crări fiabilitatea izolației ei dintre spire - avînd influența cea mai mare asupra fiabilității ansamblu, după cum s-a arătat în § 2.3.1 - este hotărîtor influențată de caracteristicile de material

- rigiditatea dielectrică medie inițială, \bar{U}_{r_0} a conductorului și lacului de impregnare folosit,

- abaterea medie pătratică inițială, S_{r_0} a tensiunii de străpungere a izolației bobinajului utilizat,

- vitezele relative, de variație a tensiunii de străpungere în timp, B , respectiv de variație a abaterii medii pătratice în timp B_1 a tensiunii de străpungere a izolației dintre spirele înfășurării funcționînd la temperatura nominală a clasei de temperatură din care face parte acesta.

Rezultă, din aplicarea metodei descrise, că impunînd atingerea unui anumit nivel de fiabilitate pentru izolația dintre spire a înfășurării M.A. la finele unei anumite perioade t de exploatare, că folosind relația (4.57) se pot determina caracteristicile de material ale conductorului ce trebuie să fie utilizat. În acest fel, impunîndu-se realizarea unei anumite fiabilități, condiție prevăzută în toate standardele de calitate și fiabilitate a produselor industriale /119/, /120/ s-a stabilit un criteriu cantitativ și univoc de alegere la proiectare a tipului de izolație dintre spire, necesar realizării înfășurării M.A.

Numărul caracteristicilor de material necesare aplicării metodei de față se poate reduce, dacă admitem ca în studiile /28/, /65/ că la diferite momente de funcționare, legea de distribuție a probabilității de străpungere a conductoarelor emalate rămîne aceeași dar se modifică valorile parametrilor ei, fără a se modifica însă coeficientul de variație - raportul dintre abaterea medie pătratică și valoarea medie /32/, /95/. Aceasta revine la considerarea egalității vitezei relative de variație a tensiunii de străpungere B a izolației dintre spire cu viteza relativă de modificare în timp a abaterii medii pătratice B_1 a aceleiași mărimi fizice fapt confirmat experimental /108/ pentru conductoare utilizate curent la execuția M.A. de joasă tensiune de puteri reduse și medii.

Introducerea funcției de degradare $\varphi(t)$ a rigidității dielectrice a conductoarelor utilizate la realizarea înfășurării statice a M.A. a permis deci, evaluarea fiabilității acesteia în mod provizoriu și de asemenea pentru o durată de

funcționare timpusă și o probabilitate de bună funcționare a înfășurării M.A., $R(t)$ fixată, aprioric, să se determine caracteristicile de material ale izolației conductorului de bobinaj, legînd nemijlocit în cadrul calculului de proiectare mărimi funcționale cu altele de material.

4.2.2.3. Expunerea metodei

O metodologie practică de determinare, analitică în mod previzional a fiabilității și durabilității izolației dintre spirele înfășurării M.A. bazată pe funcția de degradare a rigidității dielectrice a izolației, la funcționarea acestora la temperatura de regim nominal a clasei de temperatură a conductoarelor utilizate, cuprinde următoarele etape :

1. Se determină numărul elementelor de izolație ce formează ansamblul înfășurării M.A. cu ajutorul relațiilor (2.29 sau 2.30).

2. Se calculează coeficienții de ajustare ai tensiunii medii de străpungere a elementului de izolație și a abaterii ei medii pătratice, A_U^- , B_U^- respectiv A_S , B_S cu relațiile (2.33) și (2.34).

3. Se stabilește factorul de corecție al tensiunii medii de străpungere a înfășurării în totalitate respectiv a abaterii medii pătratice a acesteia, funcție de valorile calculate în etapele 1 și 2 prin utilizarea relațiilor (2.31) și (2.32).

4. Se calculează factorul de corecție al rigidității medii a elementului de izolație, respectiv al abaterii ei medii pătratice datorită temperaturii diferite la funcționare de cea de încercare, admitînd valorile lui α_U^- și α_S între limitele indicate în § 4.2.2.2, aplicînd formulele (4.50) și (4.51).

5. Se calculează amplitudinea maximă a tensiunii aplicate izolației dintre spirele înfășurării M.A. prin aplicarea relațiilor (4.56) sau (4.59).

6. Pentru un timp fixat de funcționare, se calculează valoarea funcției de degradare atât pentru rigiditatea dielectrică a izolației dintre spire cît și pentru abaterea ei medie pătratică. Prin multiplicarea acestei valori cu factorii corespunzători, determinați în etapele 3 și 4 și cu valoarea medie a tensiunii de străpungere a elementului de izolație, respectiv cu abaterea ei medie pătratică, aplicînd relațiile (4.54) și (4.55) obținem tensiunea medie de străpungere a înfășurării la finele pe-

rioadei t , respectiv abaterea medie pătratică a acesteia.

7. Pentru același timp de funcționare t se calculează parametrul de formă δ al distribuției tensiunii de străpungere a izolației dintre spire prin utilizarea relației (4.45). În aceasta, S se înlocuiește cu valoarea calculată în etapa 6 cu relația (4.55) iar abaterea medie pătratică normată ρ_n pentru repartiția extremală folosită este indicată în funcție de n în /34/.

8. Fiabilitatea previzională a izolației dintre spirele înfășurării M.A. pentru durata specificată t , rezultă prin înlocuirea în relația (4.57) a valorilor calculate în etapele 5, 6 și 7.

9. Pentru alte valori ale timpului de funcționare, în cazul menținerii constante a solicitărilor aplicate (tensiune de alimentare, frecvență de comutație, temperatură de funcționare respectiv a mediului ambiant, precum și a altor parametri externi), reluând calculele din etapele 6, 7 și 8 se obține fiabilitatea prezumată, căutată.

Pentru calculul durabilității izolației dintre spirele înfășurării M.A. prin metoda previzională propusă prin prezenta lucrare se parcurg următoarele etape:

1'. Se stabilește probabilitatea maximă de defectare a izolației, admisă pentru o durată de serviciu t , specificată.

2'. Ținând cont de relația (2.4) rezultă din etapa 1' fiabilitatea minimă impusă izolației dintre spirele înfășurării M.A.

3'. Prin parcurgerea etapelor 1-5 din metodica de determinare previzională a fiabilității izolației dintre spire, se obțin elementele necesare utilizării relației (4.57).

4'. Scoțind timpul din expresia funcției de degradare ce are forma similară cu relația (4.52), din ecuația obținută prin egalarea fiabilității din etapa 2' cu expresia generală de determinare a fiabilității previzionale - relația (4.49) - se obține durabilitatea izolației dintre spire pentru un nivel de probabilitate impus și pentru caracteristici constructive și de material, date.

În practică, adeseori nu este necesară calcularea durabilității pentru diferite nivele de probabilitate - corespunzătoare curbelor de durabilitate isoprobabile - ci estimarea acesteia pentru valorile corespunzătoare ale rangului median P_1 conform relațiilor (3.31, - 3.33). O metodă operativă de evalua-

re a acestei durabilități - durabilitatea medie - a izolației dintre spirele înfășurării M.A., bazată pe funcția de degradare introdusă în capitolul 3 va fi prezentată în §4.4.

4.2.2.4. Exemple de calcul privind utilizarea metodei

Exemplul 4.8. Să se determine fiabilitatea izolației dintre spirele înfășurării unei M.A. având tensiunea nominală $U_n = 380$ V. frecvența de conectare, $f_c = 6$ con/h, numărul bobinelor în înfășurare $n_b = 4$, tipul conductorului izolat ET-1 STAS 8516/2-78, impregnarea : lac incolor-5531, E2 NI-5636-77, numărul spirelor în bobină, $W = 64$, temperatura nominală a înfășurării statorului 110°C , temperatura clasei de izolație a înfășurării $+130^\circ\text{C}$. temperatura de încercare $+20^\circ\text{C}$. Determinarea să se facă pentru multiplii unității de timp de funcționare, considerată koră $/10^3\text{h/}$.

Din determinările experimentale se cunoaște că pentru acest tip de conductor impregnat cu lacul din enunț au rezultat: $\bar{U}_{r0} = 11,94$ kV și $S_{r0} = 2,22$ kV respectiv $B = 1,69 \cdot 10^{-5} \text{h}^{-1}$ și $B_1 = 1,31 \cdot 10^{-5} \text{h}^{-1}$.

Funcția de degradare $\varphi(t) = e^{-B \cdot t}$ din relația (3.11), pentru o koră are valoarea $\varphi_{U_1} = \exp(-0,0000169 \cdot 1000) = 0,98324$ aferentă tensiunii de străpungere și $\varphi_{S_1} = \exp(-0,0000131 \cdot 1000) = 1,98698$ corespunzătoare abaterii ei medii pătratice.

Numărul elementelor modelului îl calculăm cu expresia (2.29) rezultând, $n = 3 \cdot 2 \cdot 6 \cdot 64 \cdot 4 = 1997$.

Aplicînd ajustarea analitică printr-o funcție de tip puter a legăturii dintre tensiunea de străpungere a elementului de izolație față de cea a întregii înfășurări și ținînd cont de independența indicatorului coeficient de variație al parametrilor esanționului încercat față de numărul elementelor n ale modelului coeficienții $A_{\bar{U}} = A_S$ calculați cu relația (2.33) și $B_{\bar{U}} = B_S$ obținuți cu ajutorul expresiei (2.34), pentru acest tip de conductor au valorile:

$$A_{\bar{U}} = A_S = 1,019 \quad ; \quad B_{\bar{U}} = B_S = -0,227$$

Factorul de ajustare al tensiunii de străpungere medii a elementului de izolație din relația (2.31) față de tensiunea medie de străpungere a înfășurării, identic cu cel pentru abaterea medie pătratică a tensiunii de străpungere a ansamblului din re-

știa (2.32), datorită egalității de valoare a coeficienților $A_U = A_S$ și $B_U = B_S$ rezultă :

$$A_U(n)^{B_U} = 1,019(1997)^{-0,227} = 0,182$$

Factorii de corecție funcție de temperatura diferită de funcționare de cea de încercare, pentru α_U și α_S alese în conformitate cu cele stabilite la §4.2.2.2, și anume :

$$\alpha_U = 19 \cdot 10^{-4} \text{ } ^\circ\text{C}^{-1} \text{ și } \alpha_S = 8 \cdot 10^{-4} \text{ } ^\circ\text{C}^{-1} \text{ rezultă}$$

$$[1 - \alpha_U(\theta_f - \theta_o)] = 1 - 1,910^{-3}(110 - 20) = 0,829$$

$$[1 - \alpha_S(\theta_f - \theta_o)] = 1 - 0,810^{-3}(110 - 20) = 0,928$$

Tensiunea medie de străpungere a înfășurării respectiv abaterea ei medie pătratică, după relațiile (4.54) și (4.55)

$$U_{sp} = U_{r0} [1 - \alpha_U(\theta_f - \theta_o)] A_U(n)^{B_U} e^{-B_U \cdot t} = 11,94 \cdot 0,829 \cdot 0,182 \cdot 0,983 = 1,77 \text{ kV}$$

$$S_{sp} = S_{r0} [1 - \alpha_S(\theta_f - \theta_o)] A_S(n)^{B_S} e^{-B_S \cdot t} = 2,22 \cdot 0,928 \cdot 0,182 \cdot 0,987 = 0,370 \text{ kV}$$

Tensiunea aplicată înfășurării, pe baza relației (4.59) o calculăm, pentru frecvența de conectare $f_c = 6$ pentru coeficientul de atenuare $K_{nb} = 0,26$ la un număr de bobine pe fază, $n_b = 4$ după cum s-a arătat în §4.2.2.2, pentru coeficientul M ales egal cu valoarea sa maximă, $M = 0,62$, indicată în paragraful din lucrare referitor la stabilirea formulelor de calcul ale metodei previzionale de evaluare a fiabilității izolației înfășurării M.A. și pentru parametrii de formă și viață caracteristică ai repartiției supratensiunii indicați în același paragraf, rezultând:

$$U = \frac{\ln f_c - \frac{1}{2f_c} + \frac{\delta_{st} \cdot \theta_{st}}{\delta_{st}}}{\delta_{st}} K_{nb} \cdot \sqrt{2} \cdot U_r = \frac{\ln 6 - \frac{1}{12} + 1,6 \cdot 1,85}{1,6}$$

$$\cdot 0,26 \cdot 0,62 \sqrt{2 \cdot 0,38} = 0,252 \text{ kV}$$

Din /34/, /108/, pentru $n=1997$ rezultă abaterea normată a repartiției extreme pentru termenii minimali ai tensiunii de străpungere a izolației dintre spire a înfășurării M.A., $c_n = 1,27$. Pentru constanta $c = 0,58$ și abaterea medie pătratică a tensiunii de străpungere a înfășurării, calculate și anume $S_{sp} = 0,37$, kV rezultă valoarea ultimului termen din formula (4.57) și a factorului de multiplicare a parantezei, anume :

$$c. \frac{S_{sp}}{\sigma_n} = 0,58 \cdot \frac{0,37}{1,27} = 0,169$$

respectiv

$$\frac{\sigma_n}{S_{sp}} = \frac{1,27}{0,37} = 3,4324$$

Avînd aceste valori putem calcula fiabilitatea înfășurării M.A. după 1000 ore de funcționare, introducîndu-le în relația (4.57) și anume

$$R(1000) = \exp \left\{ -\exp [3,4324(0,252 - 1,77 - 0,169)] \right\} = 0,99695$$

Acesta fiind rezultatul căutat, s-a determinat cu metoda introdusă în prezenta lucrare prin considerarea funcției de degradare a proprietăților dielectrice ale izolației dintre spirele înfășurării M.A., probabilitatea de bună funcționare la finele perioadei de exploatare $t = 1000$ h, rezultat ce exprimă faptul că din 100.000 înfășurări (M.A.) identice la sfîrșitul acestui interval se vor defecta 305, ceea ce reprezintă aproximativ 0,3%.

Pentru diferite valori ale multiplului unității de timp (1000 ore) pentru care se cere calcularea previzională a fiabilității izolației dintre spirele înfășurării se prezintă rezultatele calculului în tabelul 4.12.

În figura 4.7 se reprezintă grafic (curba 1) variația probabilității de bună funcționare a izolației dintre spirele înfășurării M.A. cu datele din exemplul 4.8 pentru care s-a calculat previzional fiabilitatea cu metoda propusă în prezentul paragraf.

Se remarcă, din figura 4.7, faptul că prin considerarea repartiției extreme a probabilității de străpungere a izolației înfășurării, fiabilitatea este influențată și scade relativ încet, corespunzător celor mai mici valori probabile ale rigidității dielectrice a izolației, pînă ce aceasta, datorită degradării, se apropie de solicitarea aplicată (în jurul valorii de $100 \cdot 10^3$ h pentru curba 1 și $35 \cdot 10^3$ h pentru curba 2) după care micșorarea fiabilității izolației este rapidă.

Determinările previzionale analitice, efectuate în cadrul prezentului exemplu numeric, vor fi folosite în § 4.4 per-

Tabelul 4.12

t /h/	φ_{U_t}	φ_{S_t}	\bar{U}_{sp} /kV/	S_{sp} /kV/	$K(t)$	t	φ_{U_t}	φ_{st}	\bar{U}_{sp} /kV/	S_{sp} /kV/	$R(t)$
1.000	0,98324	0,98698	1,7712904	0,3700672	0,99695	35.000	0,55349	0,63223	0,997102	0,237054	0,98971
5.000	0,91897	0,93659	1,655501	0,3511735	0,9965	40.000	0,50864	0,59214	0,916306	0,222022	0,98755
10.000	0,8445	0,87721	1,5213526	0,32891	0,99584	45.000	0,46743	0,5546	0,842067	0,207946	0,98487
15.000	0,77607	0,8216	1,3980771	0,308021	0,99504	50.000	0,42955	0,51944	0,778827	0,194763	0,98153
20.000	0,71319	0,76951	1,2847998	0,288527	0,99407	100.000	0,18451	0,26982	0,332319	0,101168	0,81524
25.000	0,6554	0,72072	1,1806921	0,2702333	0,9929	120.000	0,13159	0,20762	0,237057	0,077846	0,48945
30.000	0,60229	0,67502	1,0850153	0,2530981	0,99147	150.000	0,07926	0,14015	0,142787	0,052492	0,00038

Tabelul 4.13

t $\cdot 10^3$ h	$\varphi_{U_t} = \varphi_{st}$	\bar{U}_{sp} /kV/	S_{sp} /kV/	$\frac{\sigma_n}{S_{sp}}$	$c \frac{\sigma_p}{\sigma_n}$	$R(t)$
1	0,95122	1,7136069	0,3566591	3,5608232	0,1628836	0,99693
10	0,60653	1,0926536	0,2274178	5,5844335	0,1038601	0,99489
25	0,2865	0,5161249	0,1074229	11,82243	0,0490592	0,97564
30	0,22313	0,4019649	0,0836623	15,180057	0,038208	0,94415
40	0,13533	0,2437947	0,0507418	25,028643	0,0231734	0,50281
45	0,10539	0,1898583	0,0395158	32,138974	0,0180466	0,01615

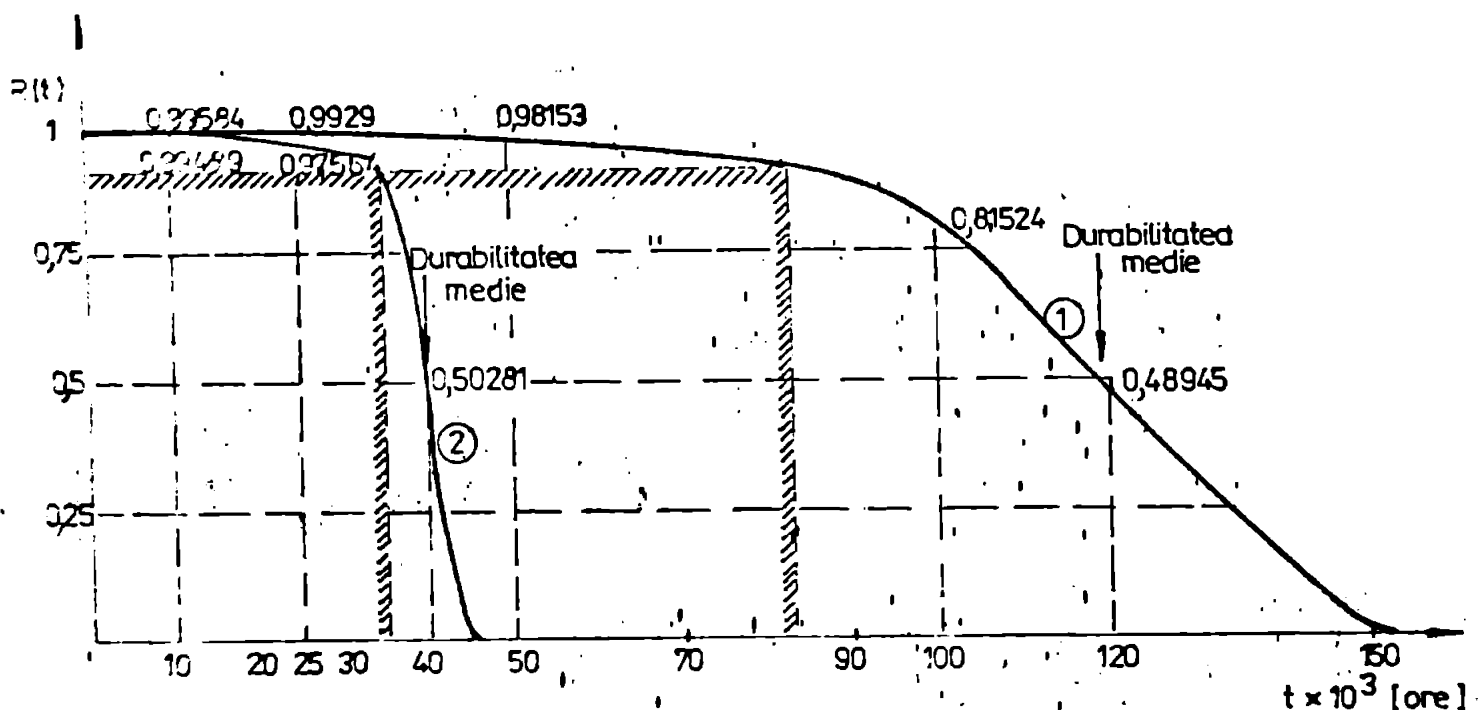


Fig.4.7. Schema evoluției fiabilității $R(t)$, a izolației înfășurării M.A. din exemplul 4.8 - curba 1 stabilită prin utilizarea funcției de degradare a rigidității ei dielectrice respectiv din exemplul 4.9 - curba 2

tru confirmarea rezultatelor ce se obțin prin aplicarea metodei operative, grafice, ce se va introduce în continuare.

Exemplul 4.9. Dacă la datele din enunțul exemplului 4.8 se modifică doar viteza relativă de îmbătrânire crescând de la $B = 1,69 \cdot 10^{-5} \text{ h}^{-1}$ la $B = 5,10^{-5} \text{ h}^{-1}$ și $B_1 = B$, aplicând metoda expusă la § 4.2.2.3 se obțin rezultatele din tabelul 4.13 iar reprezentarea grafică a funcției de fiabilitate este notată cu 2 în figura 4.7.

4.2.3. Necesitatea introducerii unor noi caracteristici de material în standarde și norme pentru aprecierea durabilității și fiabilității izolației înfășurării M.A.,

În normativele /117/, /124/ referitoare la conductoare rotunde de cupru emailate se prevăd printre altele încercări decât cele referitoare la mărimi electrice, chimice sau mecanice și determinarea tensiunii de străpungere și a stabilității lui termice

Tensiunea de străpungere constituie un parametru important al conductoarelor izolate, utilizate la realizarea înfășurărilor M.A. însă fără precizarea și a dispersiei acesteia nu se pot caracteriza satisfăcător calitățile dielectrice ale izolației lui.

Se știe /83/, /87/ că o dispersie scăzută a tensiunii de străpungere arată calități uniforme ale fabricației produsului; dintre două produse similare ca performanțe dielectrice este de preferat cel cu dispersie mai redusă. Această observație generală cunoscută din teoria distribuțiilor statistice /60/, /95/ se confirmă și prin aplicarea relației (4.57) a metodei de determinare previzională a fiabilității izolației introdusă în §4.2, din care rezultă că la micșorarea abaterii medii pătratice S_{r0} conținută în mărimea S_{sp} , fiabilitatea înfășurării crește. Aceasta pretinde ca în buletinele de încercare a loturilor de conductoare emailate, în afara tensiunii medii de străpungere, să fie indicată și valoarea abaterii ei medii pătratice, ca mărime caracteristică de material care îi evidențiază proprietățile izolante. În acest sens se impune ca în normele interne ale conductoarelor de bobinaj să se fixeze și valoarea maximă a abaterii medii pătratice a tensiunii de străpungere - în procente din valoarea sa medie - care trebuie cel puțin realizată, pentru asigurarea unor proprietăți constante materialului și a unei durabilități ridicate produsului, în speță M.A.

În standardele internaționale și naționale /114/, /117/, /121/, așa cum s-a arătat și în §3.1.2, durabilitatea conductoarelor emailate utilizate la realizarea înfășurărilor M.A. de joasă tensiune și puteri ≤ 30 kW, era stabilită numai în funcție de temperatură prin indice de temperatură sau profil de anduranță termică. Prin acestea se asigurau izolației o durată de viață de cel puțin 20.000 ore dacă nu se depășea temperatura indexată stabilită, prin extrapolarea spre valori inferioare a încercărilor accelerate de anduranță termică. Fără a minimaliza cîtusi de puțin aceste caracteristici de durabilitate întrucît și în cadrul prezentei lucrări se postulează influența hotărîtoare pe care o are solicitarea termică asupra durabilității izolației înfășurării M.A. de joasă tensiune, caracterizarea acesteia doar prin temperatura maximă de funcționare nu corespunde scopului urmărit, de legare a durabilității de mărimi electrice de intrare, din

calculul de proiectare și nu de mărimi funcționale, termice în speță cum este temperatura în funcționare a înfășurării M.A.

Din această cauză, de o importanță deosebită în aprecierea durabilității și fiabilității izolației înfășurării M.A. în afara valorii medii a rigidității dielectrice a conductoarelor emailate, prevăzută a se determina prin norme este necesară prevederea determinării și indicării în buletinele de calitate ale conductoarelor de bobinaj atât a abaterii medii pătratice S_{r_0} justificată mai sus cât și a constantei de material ce caracterizează viteza relativă de modificare a tensiunii de străpungere în timp, factorul ce înmulțește timpul de la exponentul funcției de degradare introduse în capitolul 3.

Avînd aceste date și aplicînd metodologia, expusă în §4.2.2 se crează posibilitatea comparării din punct de vedere funcțional a două conductoare de bobinaj aparținînd aceleiași clase de temperatură și avînd aceleași proprietăți izolante inițiale caracterizate de rigiditatea dielectrică medie U_{r_0} , dar avînd viteze relative de îmbătrînire la temperatură constantă diferite, rezultînd avantajele economice ale utilizării celui cu caracteristica de material B, mai mică întrucît conferă ansamblului, o probabilitate de funcționare fără defecțiuni mai mare respectiv a unei durabilități sporite.

Tinînd cont de compatibilitatea diferitelor lacuri de impregnare cu izolația de email a conductoarelor /25/ precum și de cerințele izvorîte din lucrarea de față, în afara caracteristicilor de material enunțate mai sus trebuie determinate experimental, pentru conductoarele utilizate și impregnate cu lacul folosit la construcția bobinajului și a vitezelor relative de variație a proprietăților izolante ale ansamblului, B respectiv B_1 din relațiile (4.60) și (4.61). În cadrul paragrafului următor, §4.3 se va detalia metoda de evaluare experimentală a acestor caracteristici de material.

4.3. Determinări experimentale, Descrierea tehnicii de încercare și a rezultatelor obținute

Încercările experimentale pentru determinarea caracteristicilor de material necesare evaluării fiabilității și durabilității izolației înfășurării s-au efectuat pe epruvete de conduc-

tor emailat pregătite conform normativului /124/. Epruvetele, în număr de 351 s-au executat din conductor de cupru cu diametrul 0,71 mm izolat cu email tereftalic /109/ tip BT-1 STAS 8516/2, temperatura clasei de izolație a conductorului fiind 130°C. Instalația utilizată pentru pregătirea epruvetelor, răsucite pe o distanță de 125 mm de 12 ori conform /124/, a fost cea aflată în dotarea Intreprinderii Electromotoar Timișoara, fiind prezentată schematic în fig.4.8.

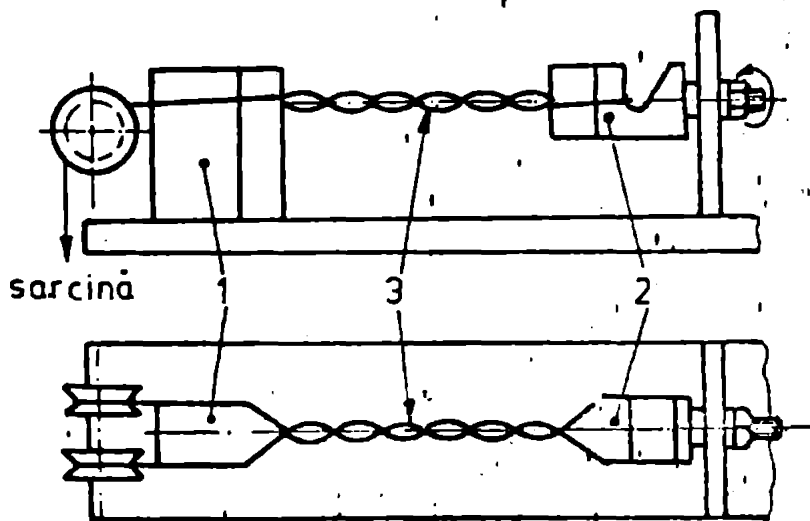


Fig.4.8. Instalația de pregătire a epruvetelor de conductor emailat în vederea încercării la străpungere 1.- dispozitiv de prindere fix; 2 - dispozitiv de prindere rotativ; 3 - epruveta.

Epruvetele realizate, au fost supuse operației de impregnare în

lacul incolor - 5531 E₂NI-5636-79 prin imersare și apoi operației de uscare în aer la temperatura ambiantă. Din cele 351 de epruvete de conductor emailat răsucit - torsade - 300 au fost supuse unui tratament termic de îmbătrânire la temperatura de 130°C, temperatura clasei de izolație a conductorului de bobinaj, fiind menținute în etuve la care temperatura a fost menținută constantă cu o abatere de $\pm 3^{\circ}\text{C}$. După o lună de îmbătrânire termică (720 h) au fost scoase 100 de torsade; după altă lună (1440 h) au fost scoase alte 100 de torsade, iar ultima tranșă de 100 torsade au fost scoase din etuvă după 2160 h. Imbătrânirea termică a torsadelor a fost efectuată la IABM Timișoara. Cele 51 de torsade impregnate și nesupuse tratamentului termic au constituit lotul de referință corespunzător stării inițiale.

Pentru evidențierea modificării caracteristicilor izolante ale machetelor impregnate ca urmare a îmbătrânirii lor termice, fiecare torsadă din cele 100 câte erau într-o tranșă a fost supusă încercării la străpungere de către o tensiune alternativă de formă practic sinusoidală, aplicată de la zero și crescând cu

viteză constantă de aproximativ 500 V/s. În aceleași condiții s-au determinat și valorile efective ale tensiunii de străpungere pentru machetele neîmbătrânite termic, ce serveau caracterizării proprietăților dielectrice inițiale ale izolației dintre spire utilizate.

Rezultatele încercării celor 351 epruvete impregnate, ordonate după valoarea tensiunilor de străpungere realizată după tratamentul termic de îmbătrânire de 1, 2 și 3 luni sînt prezentate în Anexa II.

Gruparea acestora în 8 - 12 clase, în vederea determinării tensiunii medii de străpungere și a abaterii medii pătratice a acestora, utilizînd formulele din ultimele două linii ale tabelului 2.5 este redată în tabelele 4.14 - 4.17.

Tabelul 4.14

Epruvete \varnothing 0,71 CuE-ET-1, impregnată, $\theta = 20^{\circ}\text{C}$

i	$\Delta x_i = \Delta U_R$ kV	X_i kV	n_i	$n_i \cdot x_i$	$(x_i - \bar{x}_0)^2 \cdot n_i$	\bar{x}_0 kV	S_0 kV
1	4 - 4,5	4,25	2	8,5	7,8408	6,230	0,787151
2	4,5 - 5	4,75	-	-	-		
3	5 - 5,5	5,25	7	36,75	6,7228		
4	5,5 - 6	5,75	10	57,5	2,304		
5	6 - 6,5	6,25	11	68,75	0,0044		
6	6,5 - 7	6,75	15	101,25	4,056		
7	7 - 7,5	7,25	3	21,75	3,1212		
8	7,5 - 8	7,75	3	23,25	6,9312		

$\Sigma 317,7 \quad \Sigma 30,9804$

Tabelul 4.15

Epruvete \varnothing 0,71 CuE-ET-1 impregnate, $\theta = 130^{\circ}\text{C}$, $t = 720$ h

i	$\Delta x_i = \Delta U_R$ kV	X_i kV	n_i	$n_i \cdot x_i$	$(x_i - \bar{x}_1)^2 \cdot n_i$	\bar{x}_1 kV	S_1 kV
1	3 - 3,5	3,25	3	9,75	12,669075	5,305	0,8261
2	3,5 - 4	3,75	2	7,5	4,83605		
3	4 - 4,5	4,25	10	42,5	11,13025		
4	4,5 - 5	4,75	16	68	4,9284		
5	5 - 5,5	5,25	18	94,5	0,05445		

Tabelul 4.15 (continuare)

i	$\Delta x_i = \Delta U_R$ kV	X_i kV	n_i	$n_i \cdot x_i$	$(x_i - \bar{x}_1)^2 \cdot n_i$	\bar{x}_1 kV	S_1 kV
6	5,5 - 6	5,75	27	155,25	5,346675	5,305	0,8261355
7	6 - 6,5	6,25	18	112,5	16,07445		
8	6,5 - 7	6,75	6	40,5	12,52815		

$\Sigma 530,5 \quad \Sigma 67,5675$

Tabelul 4.16

Epruvete \emptyset 0,71 CuE-ET-1 impregnate, $\theta = 130^\circ\text{C}$, $t = 1440$ h

i	$\Delta x_i = \Delta U_R$ kV	X_i kV	n_i	$n_i \cdot x_i$	$(x_i - \bar{x}_2)^2 \cdot n_i$	\bar{x}_2 kV	S_2 kV
1	1,5 - 2	1,75	1	1,75	11,799225		
2	2 - 2,5	2,25	-	-	-		
3	2,5 - 3	2,75	6	16,5	35,57535		
4	3 - 3,5	3,25	3	9,75	11,232675		
5	3,5 - 4	3,75	2	7,5	4,11845		
6	4 - 4,5	4,25	9	38,25	7,868025		
7	4,5 - 5	4,75	11	46,75	2,081475		
8	5 - 5,5	5,25	20	105	0,0845	5,185	1,1137002
9	5,5 - 6	5,75	26	149,5	8,29985		
10	6 - 6,5	6,25	12	75	13,6107		
11	6,5 - 7	6,75	8	54	19,5938		
12	7 - 7,5	7,25	2	14,5	8,52845		

$\Sigma 518,5 \quad \Sigma 122,795$

Tabelul 4.17

Epruvete \emptyset 0,71 CuE-ET-1 impregnate, $\theta = 130^\circ\text{C}$, $t = 2160$ h

i	$\Delta x_i = \Delta U_R$ kV	X_i kV	n_i	$n_i \cdot x_i$	$(x_i - \bar{x}_3)^2 \cdot n_i$	\bar{x}_3 kV	S_3 kV
1	1,5 - 2	1,75	2	3,5	19,53125		
2	2 - 2,5	2,25	4	9	27,5625		
3	2,5 - 3	2,75	2	5,5	9,03125		
4	3 - 3,5	3,25	2	6,5	5,28125		
5	3,5 - 4	3,75	8	30	10,125		
6	4 - 4,5	4,25	9	38,25	3,815625		
7	4,5 - 5	4,75	14	59,5	0,21875	4,875	1,1098161
8	5 - 5,5	5,25	21	110,25	2,953125		
9	5,5 - 6	5,75	25	143,75	19,140625		
10	6 - 6,5	6,25	13	81,25	24,578125		

$\Sigma 478,5 \quad \Sigma 121,9375$

Gruparea valorilor medii ale tensiunii de străpungere ale loturilor de epruvete supuse îmbătrînirii termice și a abaterilor lor medii pătratice pentru diferite durate de timp și viteza relativă medie de variație a acestora, B respectiv B_1 calculate prin aplicarea relațiilor (4.52) și (4.53) se prezintă în tabelul 4.18.

Tabelul 4.18

t h	\bar{X} kV	S kV	B h ⁻¹	B_1 h ⁻¹
0	6,23	0,7871518	1,1475 · 10 ⁻⁴	8,858 · 10 ⁻⁵
720	5,305	0,8261355		
1440	5,185	1,1137002		
2160	4,875	1,1098161		

Avînd determinate experimental caracteristicile de material:

- tensiunea inițială medie de străpungere, $\bar{U}_{r_0} = 6,23$ kV
- abaterea medie pătratică inițială a tensiunii de străpungere, $S_{r_0} = 0,787$ kV
- viteza relativă de variație a tensiunii de străpungere, $B = 1,1475 \cdot 10^{-4} \text{ h}^{-1}$
- viteza relativă de variație a lui S_{r_0} ca urmare a îmbătrînirii, $B_1 = 8,8585 \cdot 10^{-5} \text{ h}^{-1}$,

și cunoscînd celelalte mărimi ale M.A., se poate evalua previzional fiabilitatea izolației înfășurării aplicînd metoda introdusă în § 4.2.2.

Pentru compararea din punct de vedere a fiabilității înfășurării a două conductoare de bobinaj emailate avînd același diametru și aceeași clasă de temperatură dar izolate cu materiale diferite, e suficient să se efectueze pentru ambele, suita de verificări experimentale descrisă în prezentul paragraf, rezultînd că este de preferat cel care are caracteristica de material B mai mică, întrucît asigură - cum a rezultat din exemplele 4.8 și 4.9 - o fiabilitate și o durabilitate medie mai mare.

4.4. Metodă operativă de evaluare a durabilității medii a izolației dintre spirele înfășurării M.A.

4.4.1. Principiul metodei.

Așa după cum s-a constatat din determinările experimentale făcute, tensiunea de străpungere minimă a epruvetelor îmbătrinite a scăzut de la valori cuprinse între 4-4,5 kV (tabelul 4.14) pentru starea inițială, la valori cuprinse între 3-3,5 kV (tabelul 4.15) respectiv 1,5 ÷ 2 kV!!! (tabelule 4.16 și 4.17) pentru îmbătrîniri termice de 1, 2 și 3 luni consecutiv scăderi de pînă la 41% din valoarea minimă inițială, în condițiile în care valorile medii ale aceluiași tensiuni de străpungere au scăzut doar pînă la 78% din tensiunea de străpungere medie inițială. Știind că fiabilitatea izolației înfășurării M.A. este determinată de cele mai mici valori ale rigidității dielectrice a izolației conductorului de bobinaj, se confirmă prin aceasta, oportunitatea utilizării ca repartiție teoretică a probabilității de străpungere a izolației dintre spire, a repartiției valorilor limită (de tip extremal) pentru termenii minimali /34/..

Pe baza acestor considerații, din funcția de repartiție a probabilității de străpungere $F(t)$ scrisă în forma indicată în tabelul 2.3 se poate scoate prin dublă logaritmare durata de viață izoprobabilă, t_p :

$$t_p = \frac{1}{b} \ln \ln \frac{1}{1 - F(t)} + q \quad (4.64)$$

Legătura dintre valoarea parametrului de viață caracteristică q și valoarea medie a variabilei aleatoare, s-a indicat de asemenea în tabelul 2.3 și a fost reînscrisă prin relația (4.43). Dacă ținem cont și de legătura exprimată prin relația (3.56) prin considerarea funcției de degradare a proprietăților dielectrice ale izolației înfășurării M.A., valabilă și pentru valori medii, între durabilitate și mărimea sollicitării respectiv rezistenței opuse acesteia, adică

$$\bar{t} = \frac{1}{B} \ln \frac{K}{J} \quad (4.65)$$

durabilitatea înfășurării corespunzătoare unei probabilități date de utilizare P , din expresia (4.64) devine :

$$t_p = \frac{1}{\delta} \ln \ln \frac{1}{1-F(t)_p} + \frac{1}{B} \ln \frac{\bar{K}}{U} + c \frac{1}{\delta} \quad (4.66)$$

Relația (4.66) reprezintă formula de calcul stabilită a durabilității izoproabile a izolației dintre spirele înfășurării M.A. obținută prin considerarea a două ipoteze de bază, confirmate experimental, și anume :

- probabilitatea de străpungere a izolației dintre spire este descrisă de repartitia valorilor limită pentru termenii minimali (§ 3.1.1 și 4.3)
- rigiditatea dielectrică medie a izolației conductoarelor de bobinaj se micșorează în timp corespunzător unei funcții de degradare exponențială (relatia 3.53) cu mărimea B constantă, pentru temperatură nemodificată de funcționare (§ 3.3.1).

Analizînd relația (4.66) rezultă următoarele :

- pentru diferite probabilități de străpungere și construcție a înfășurării fixată, termenul $c \frac{1}{\delta}$ are valori mici, cuprinse între $18 \cdot 10^{-3}$ și $16 \cdot 10^{-2}$ după cum se vede pentru exemplul 4.9 din coloana 6 a tabelului 4.13, influențînd relativ puțin durabilitatea izolației înfășurării M.A. ;
- în aceleași condiții, primul termen al expresiei (4.66) este influențat puternic de probabilitatea de străpungere a izolației. Astfel pentru probabilitatea de defectare de 1%, $F(t) = 0,01$, factorul $\ln \ln \frac{1}{1-F(t)}$ are valoarea -4,6; pentru $F(t) = 0,99$, factorul susamintit are valoarea 1,5, înregistrînd un minim pentru probabilitatea medie $F(t) = 0,5$, cînd ia valoarea 0,6.

Aceste constatări ne permit să stabilim că influența termenilor I și III din relația (4.66) este minimă pentru probabilitatea de defectare medie, de 50% și că pentru această situație, expresia (4.66) devine relația durabilității medii a izolației înfășurării M.A. scrisă sub forma :

$$t_{50\%} = \frac{1}{B} \ln \frac{\bar{K}}{U} = \bar{D} \quad (4.67)$$

În relația anterioară, \bar{K} și U nu sînt valori oarecare ale rigidității dielectrice și tensiunii aplicate, ci pe baza

expresiei (4.65) prin care s-au introdus, sînt : \bar{K} - valoarea medie inițială a tensiunii de străpungere a izolației înfășurării iar U - valoarea maximă a tensiunii aplicate ei.

Deci, pentru calcularea analitică a durabilității medii a izolației - probabilitatea ei de defectare fiind de 50% - cu relația simplificată (4.67), trebuie introduse în aceasta, tensiunea inițială medie de străpungere a înfășurării, calculată cu expresia (4.60) pentru $t=0$, adică

$$\bar{K} = V \cdot \bar{U}_{r_0} \quad (4.68)$$

tensiunea maximă aplicată înfășurării, a cărei valoare o putem obține înlocuind mărimile constructive și funcționale în relațiile (4.56) sau (4.59) și mărimea de material B , rezultată experimental ca în § 4.3.

Se remarcă din relația (4.67) că factorul de sub operatorul logaritm natural este un raport de două tensiuni. Cu toate că expresia a fost stabilită plecînd de la concepte probabiliste, acest raport de tensiuni ne sugerează ideea unui "coeficient de siguranță, mediu, inițial", adică, de cîte ori este mai mare tensiunea medie, inițială de străpungere a înfășurării decît tensiunea maximă aplicată. Se constată din relația (4.67), așa cum ne și așteptăm, că la aceeași viteză relativă de îmbătrînire B , a izolației, cu cît raportul inițial a celor două tensiuni este exprimat printr-un număr mai mare, durabilitatea medie a izolației este mai ridicată. Se vede, de asemenea, că dintre factorii ce intră în expresia simplificată, de evaluare a durabilității medii a izolației înfășurării (4.67), influența cea mai mare o are caracteristica de material rotată cu B . Față de un B și \bar{K}/U dat, durabilitatea medie a înfășurării crește (scade) de atîtea ori, de cîte ori viteza relativă de îmbătrînire B a rolului conductor, de înfășurare este mai mic (mai mare) decît valoarea inițială B .

Operativitatea în evaluarea durabilității medii a înfășurării M.A. folosind relația simplificată (4.67) pentru diferite tipuri de izolații dintre spire va rezulta din paragraful următor în care se stabilește o nomogramă de calcul specifică.

4.4.2. Nomogramă de evaluare a durabilității medii

Utilizarea nomogramelor permite economii importante de timp în calculul de proiectare atunci cînd este necesară găsirea

repetată a soluției unei ecuații. În cazul de față, utilitatea unei nomograme construite pe baza relației (4.67) devine importantă, deoarece trebuie să se aleagă dintre două sau mai multe materiale conductoare izolante ce pot fi folosite la realizarea înfășurării M.A., care este cel care asigură durabilitatea medie cea mai ridicată, sau care asigură durabilitatea medie cea mai apropiată de valoarea specificată.

Cu toate că expresia (4.67) conține trei variabile, \bar{B} , \bar{K} și U , ținând cont de observația pertinentă din § 4.4.1, că raportul ultimelor două variabile se poate considera ca un așa numit "coeficient de siguranță mediu inițial" și a cărui sens fizic a fost precizat, relația în cauză se reduce la o ecuație cu două variabile: B și K/U . Reducerea în acest fel a numărului de variabile a fost impusă și de condiția ca ecuația (4.67) să poată fi pusă în forma

$$f(D) = f(B) + f(K) + f(U) \quad (4.69)$$

cea ce nu este posibil datorită funcției logaritm natural care operează asupra unei părți din numărul total al variabilelor.

Scriind relația simplificată de apreciere a durabilității medii (4.67) în forma

$$\bar{D} \cdot B = \ln \frac{\bar{K}}{U} \quad (4.70)$$

și considerînd membrul drept ca o variabilă - logaritmul coeficientului de siguranță inițial - s-a putut aduce ecuația la forma (4.69) care să permită construcția unei nomograme cu scări paralele.

Limitele variabilelor constituie considerentul de bază la orice nomogramă. La construcția nomogramei de evaluare a durabilității medii a izolației înfășurării am ales pentru variabila coeficient de siguranță mediu inițial, \bar{K}/U domeniul (2, 8) iar pentru mărimea B domeniul (1, 11) $\cdot 10^{-5} \text{ h}^{-1}$. Justificarea alegerii acestor limite este următoarea:

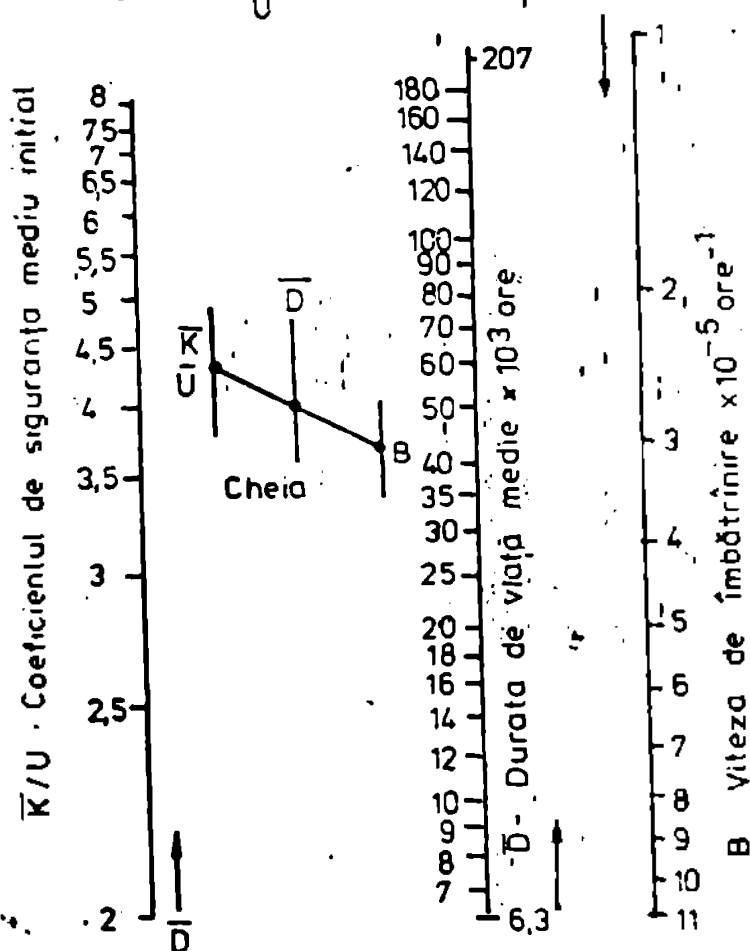
- o limită pentru \bar{K}/U mai mică decît 2 datorită dispersiei inerente a tensiunii de străpungere în jurul valorii medii cît și a aceleiași împrăștiere statistice ce afectează tensiunea aplicată, ar apropia pericolos de mult cele două mărimi ce determină funcționarea izolației conducînd la o durabilitate medie extrem de redusă ;

- o limită pentru K/U mai mare ca 8, adică, tensiunea de străpungere medie inițială mai mare de peste opt ori decât cea mai mare tensiune ce poate apare în exploatare, denotă o necorelare a rezistenței cu sarcina aplicată, deci o utilizare neeconomicoasă a izolației ;

- limitele pentru mărimea B s-au ales în funcție de valoarea determinată experimental în § 4.3 considerată ca o valoare maximă și cea cu un ordin de mărime mai mic care ar corespunde variațiilor mai lente în timp ale rigidității dielectrice a conductorilor de bobinaj, spre asigurarea unei durabilități sporite.

Nomograma de calcul a durabilității medii a izolației dintre spirele înfășurării M.A., elaborată pe baza relațiilor stabilite în prezentul paragraf (relațiile 4.67 sau 4.70) este ilustrată în figura 4.9.

$$\bar{D} \cdot B = \ln \frac{\bar{K}}{U}$$



Scările pentru viteza de îmbătrânire B și durabilitatea \bar{D} sînt logaritmice iar pentru coeficientul de siguranță mediu, inițial K/U scara este dublu logaritmă.

Cheia indicată în figura 4.9 evidențiază operativitatea cu care se poate estima durabilitatea medie \bar{D} pentru o înfășurare de M.A. ce are mărimea caracteristică a materialului electroizolant folosit, B cunoscută și K/U fixat, prin

Fig.4.9. Nomogramă de calcul a durabilității medii a izolației înfășurării M.A.

utilizarea nomogramei construite.

4.4.3. Caracterizarea metodei

Metodă grafică de determinare a durabilității medii a izolației înfășurării M.A., bazată pe utilizarea nomogramei originale

elaborate, permite justificarea alegerii unui anumit conductor de bobinaj, după durabilitatea medie pe care o conferă ansamblului în funcționare. Până în prezent alegerea conductorului de înfășurare se făcea din consideranțe electrice, în ceea ce privește secțiunea acestuia iar referitor la izolația lui, să se încadreze în clasa de temperatură în care se încadra din punct de vedere funcțional M.E. Se efectua întâi un calcul de verificare a încălzirii ansamblului /12/, /97/, se determină apoi încălzirea medie (maximă) pe prototipul experimental realizat, care dacă rezultă mai mic cu $10-15^{\circ}\text{C}$ /114/, /121/, /122/ se considera că M.A. este corespunzătoare. Despre durabilitatea ei nu se putea spune nimic a priori, decât că conductorul avea o izolație care dacă ar fi fost solicitată termic la temperatura clasei de izolație ar fi trebuit să reziste fără să se defecteze o perioadă de timp de cel puțin 20.000 ore. De fapt M.A. au funcționat în exploatare și durate de timp mult mai mari, de ordinul a 10-15 ani /19/, /32/. Durabilitatea medie și fiabilitatea ansamblului rezultau în urma prelucrării statistice a datelor din exploatare referitoare la perioadele de funcționare până la defectare, sau prin analiza rezultatelor încercărilor accelerate la care erau supuse elementele componente sau ansamblul mașinii în totalitate (pentru unitățile de puteri mici).

Prin legătura stabilită în cadrul prezentei lucrări între durabilitatea, respectiv fiabilitatea izolației înfășurării și mărimi constructive ale mașinii, (tensiunea maxim aplicată) respectiv mărimi caracteristice de material ale conductorului de bobinaj (tensiunea medie de străpungere și viteză relativă de reducere a primeia, ca urmare a îmbătrânirii sub acțiunea solicitării termice din exploatare) s-a confirmat părerea /53/, /89/ că fiabilitatea (durabilitatea) motoarelor asincrone este o problemă de materiale electroizolante, dar în plus s-au indicat metode specifice, de apreciere cantitativă a influenței pe care o au asupra indicatorilor de calitate (fiabilitate, durabilitate) utilizarea unuia sau altuia din materialele de înfășurare disponibile.

Aplicarea metodelor stabilite în cadrul lucrării de față pretinde completarea datelor inițiale de proiectare a înfășurării respectiv a mașinii în ansamblu, cu una din următoarele două mărimi:

1. Fiabilitatea minimă a izolației înfășurării, corespunzătoare unei perioade de exploatare specificate, care se compară cu cea rezultată din utilizarea unor anumite conductoare și lacu-

ri de impregnare, ale căror caracteristici de material sînt introduse în relația (4.57) împreună cu celelalte elemente necesare.

2. Durabilitatea medie a bobinajului (durabilitatea corespunzătoare probabilității de defectare de 50%) care împreună cu raportul \bar{K}/U fixat, permite determinarea operativă a caracteristicii de material B, a ansamblului conductor de înfășurare impregnat, rezultată prin utilizarea nomogramei indicată în figura 4.9. În locul durabilității medii ca dată inițială de proiectare poate figura și durabilitatea corespunzătoare unei anumite probabilități de realizare P, în care caz caracteristică B necesară rezultă din aplicarea relației (4.66):

Verificarea preciziei cu care se evaluează durabilitatea medie prin utilizarea nomogramei elaborate se face prin introducerea pe aceasta a datelor din exemplele 4.8 și 4.9 și compararea valorilor citite grafic cu cele calculate analitic și înscrise în tabelele 4.12 și 4.13. Astfel în figura 4.10 se indică un exemplu de utilizare a nomogramei construite în cazul următoare-

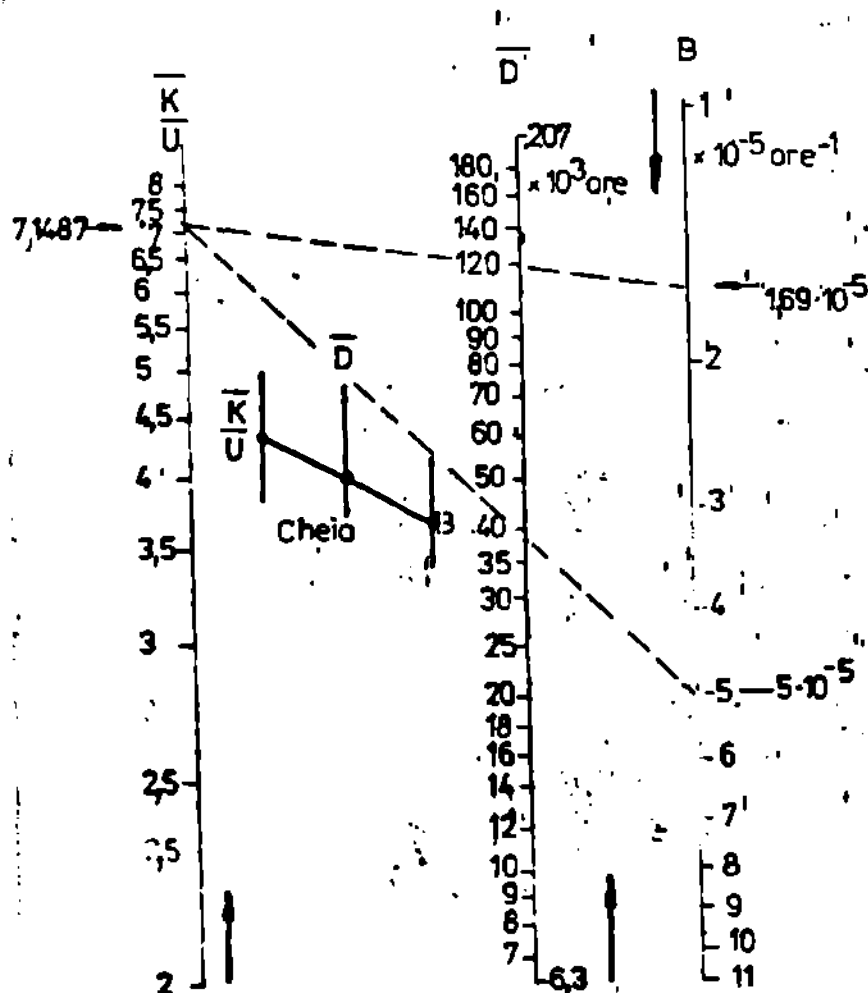


Fig.4.10. Aplicarea nomogramei de determinare a durabilității medii a izolației înfășurării M.A. pentru datele din exemplele 4.8 și 4.9

lor date din exemplele mai sus citate :

- tensiunea de străpungere medie inițială a înfășurării,
- \bar{K} calculată cu relațiile (4.68) și (4.62) este :

$$\bar{K} = V \cdot \bar{U}_{R_0} = \bar{U}_{R_0} \left[1 - \frac{a}{U} (\theta_f - \theta_0) \right] A_U \cdot (n)^{\frac{B}{U}} = 11,94 \cdot 0,829 \cdot 0,182 = 1,8015 \text{ kV}$$

- tensiunea aplicată înfășurării, calculată cu relațiile (4.56) sau (4.59) este $U = 0,252 \text{ kV}$

- coeficientul de siguranță mediu inițial al înfășurării

$$\bar{K}/U = \frac{1,8015}{0,252} = 7,1487$$

= viteza relativă de îmbătrânire a izolației, B în exemplul 4.8, $B = 1,69 \cdot 10^{-5} \text{ h}^{-1}$ iar în exemplul 4.9, $B = 5 \cdot 10^{-5} \text{ h}^{-1}$.

Din nomograma din figura 4.10 pentru datele de mai sus au rezultat $\bar{D}_1 = 119.000 \text{ h}$ respectiv $\bar{D}_2 = 39.800 \text{ h}$.

Din tabelul 4.12 se vede că unei fiabilități $R = 0,48945$ adică unei probabilități de bună funcționare de 48,945% îi corespunde un timp de exploatare de 120.000 h, pentru $B = 1,69 \cdot 10^{-5} \text{ h}^{-1}$, iar din tabelul 4.13 rezultă că unei fiabilități $R = 0,50281$ respectiv probabilitate de 50,281% îi corespunde un timp de exploatare de 40.000 h, atunci când B avea valoarea $B = 5 \cdot 10^{-5} \text{ h}^{-1}$. Erorile procentuale calculate în ipoteza că valorile fiabilităților din tabelele 4.12 și 4.13 ar corespunde exact procentului de 50% sînt :

$$D_1\% = \frac{120.000 - 119.000}{120.000} \cdot 100 = 0,833\%$$

$$D_2\% = \frac{40.000 - 39.800}{40.000} \cdot 100 = 0,5\%$$

De menționat este că eroarea procentuală este foarte redusă, sub 1%, în condițiile în care pot apare erori atît la citire pe nomogramă cît erori de calcul numeric, de la exemplele citate, fapt ce conferă metodei operative de evaluare a durabilității medii a izolației înfășurării M.A., precizia necesară utilizării ei în calculele de proiectare ingineresti.

4.5. Aprecierea contribuțiilor originale

Formulare și de tratare a problemelor, întregul conținut al capitolului de față aparține autorului. În detaliu, contribuțiile originale aduse de autor pot fi rezumate astfel :

- Exemplificarea aplicării metodelor experimentale și operaționale generale, la evaluarea indicatorilor de fiabilitate specifici M.A. prin rezolvarea grafică și analitică cu ajutorul calculatorului electronic programat în limbaj FORTRAN a unor studii de caz originale.

- Considerarea critică a metodelor previzionale cunoscute de estimare a caracteristicilor de fiabilitate ale M.A. datorită imposibilității evidențierii influenței proprietăților fizice ale elementelor ce alcătuiesc ansamblul asupra indicatorilor ei de fiabilitate, în opoziție cu metoda previzională introdusă prin prezenta lucrare.

- Propunerea unei metode previzionale de calcul a indicatorilor de fiabilitate și durabilitate a izolației înfășurării M.A., care se bazează pe o funcție determinată experimental - funcția de degradare a proprietăților ei izolante - introdusă în cap.3, și care scoate în evidență aportul diferit al mărimilor funcționale, constructive și de material.

- Posibilitatea legării unor mărimi electrice - tensiunea aplicată înfășurării - cu altele de material - tensiunea de străpungere a izolației impregnate, etc. - prin intermediul fiabilității (probabilității de bună funcționare) sau durabilității, care pe baza aplicării metodei previzionale propuse, permit justificarea pe baze cantitative și nu calitative, a adoptării unei anumite izolații pentru înfășurarea M.A. Prin câteva exemple de calcul se ilustrează modul de aplicare a metodei previzionale elaborate în lucrare, reieșind clar ușurința cu care se efectuează calculele și influența, evidențiată și grafic, a caracteristicilor de material a izolațiilor utilizate.

- Stabilirea influenței hotărâtoare ce o are asupra fiabilității înfășurării M.A., a factorului B, viteza relativă de îmbătrânire, la temperatura clasei de izolație a conductorului de bobinaj, introdus odată cu funcția de degradare $\psi(t)$.

- Prelucrarea concret pentru construcții date de M.A. a metodei previzionale de evaluare a fiabilității izolației înfășurării. Această prelucrare se concretizează prin stabilirea în cadrul unor exemple numerice, a modului de introducere a diferitelor elemente funcționale, constructive și de material ale M.A. în relațiile de calcul specifice metodei propuse. Pentru efectuarea calculelor numerice este suficientă cunoașterea parametrilor ini-

ției ai funcției de degradare a rigidității dielectrice a izolației înfășurării și a parametrilor tensiunii aplicate înfășurării.

- Elaborarea unei metode operative grafice, de evaluare a durabilității medii a izolației înfășurării M.A. cu ajutorul căreia se poate stabili rapid indicatorul căutat sau se pot face comparații din același punct de vedere asupra a două sau mai multe izolații posibil de utilizat între spirele înfășurării.

- Introducerea mărimilor "coeficient de siguranță mediu inițial", \bar{K}/U și viteză relativă de îmbătrânire B la temperatură de exploatare constantă, în calculele de durabilitate ale izolației înfășurării și analizarea influenței lor asupra durabilității izoprobabile ale ansamblului.

- Confirmarea faptului că fiabilitatea (durabilitatea) motoarelor asincrone este o problemă de materiale electroizolante utilizate, prin aprecierea cantitativă a acestor influențe ce se pot determina pentru orice M.A. construită sau în fază de proiectare, prin calcularea previzională a fiabilității sau durabilității medii a izolației înfășurării cu metodele propuse în lucrare.

CĂPITOLUL 5

CONCLUZII FINALE

Costul relativ ridicat al M.A. de joasă tensiune cu rotorul în scurtcircuit, cu puteri mai mici de 30 kW, fabricate în serie mare, datorită utilizării lor pe scară largă în acționările industriale, pretinde ca în afara satisfacerii cerințelor funcționale pentru care au fost construite, să se facă aprecieri și asupra perioadei de timp cât acestea pot fi utilizate în condiții specificate, deci asupra durabilității lor. Abordarea durabilității M.A. în general trebuie făcută după criterii obiective, bazate pe dependente exprimate prin relații reproductibile și confirmate experimental, așa cum au fost stabilite în prezenta teză de doctorat și nu ca o limită arbitrară (1000 h, 10.000 h, 20.000 h, 5 ani etc) la depășirea căreia, condiția de durabilitate să se considere îndeplinită.

Actualmente în fabricația de M.A. se garantează buna funcționare a acestora pentru perioade limitate de 0,5 ÷ 1 ÷ 2 ani (termen de garanție), remedierea respectiv înlocuirea celor defecte în această perioadă efectuându-se prin sistemul Service, pe cheltuielile furnizorului de M.E. Prin această acțiune se urmărește doar remedierea deficiențelor "scăpate" controlului final, fără să se facă nici un fel de precizări asupra duratei de viață probabile, chiar pentru nivele de încredere statistică P^* relativ scăzute, pentru înfășurarea, respectiv mașina în ansamblu. Unele din considerentele acestei stări de fapt le voi arăta în continuare.

În primul rând nu se fac în mod obișnuit calcule previziunale de durabilitate și nici de fiabilitate la proiectarea M.A. pentru că nu există o metodologie elaborată și verificată așa cum există pentru echipamentele electronice și de telecomunicații /9/, /10/, /90/ sau pentru sistemele energetice de mare putere /22/, /72/. Influența uzurii, exprimată în cazul M.A. în principal prin îmbătrânirea izolației înfășurării, face ca aplicarea distribuției exponențiale, larg utilizată în domeniile amintite mai sus, simplă și comod de manipulat, să se facă cu circumspecție în cazul M.E., doar când s-au verificat îndeplinirea condițiilor cerute de aceasta.

A existat chiar o propunere de standard experimental /123/ bazate pe distribuția exponențială, de determinare experimentală a fiabilității M.A. cu rotorul în scurtcircuit, dar dacă nu se confirma pentru lotul încercat, condiția de exponențialitate, nu erau date nici un fel de indicații asupra fiabilității ansamblului. La sfârșitul perioadei de experimentare, în 1981, respectiva propunere nu s-a mai transformat în standard definitiv, datorită caracterului lui limitat de aplicare în practică.

În al doilea rând, fiabilitatea și durabilitatea produsului complex ce este M.A. este puternic influențată de o serie de factori, dintre care amintesc :

- fiabilitatea subansamblelor componente (înfășurări statorice, rulmenți, rotor, etc.)
- fiabilitatea tehnologică (de ex.: utilizarea unor scale cu duritate prea mare la introducerea bobinelor în creștături poate compromite /30/ proprietățile izolante ale conductoarelor)
- sistemul de toleranțe al dimensiunilor părții mecanice a mașinii,
- echilibrarea necorespunzătoare a maselor în rotație,
- consolidarea insuficientă a înfășurării, etc.

Acțiunea factorilor sus amintiți asupra durabilității evaluate previzional, pot anula, în cazul unui proces de producție nestabilizat în timp, efectele estimării făcute. Numai în cazul unei producții riguroase organizate, cu respectarea cerințelor tehnice și organizatorice evidențiate în § 2.1 din teză, - de exemplu prin bobinarea mecanizată a înfășurărilor și prin prelucrarea părții mecanice și efectuarea montajului pe celule robotizate - informațiile asupra durabilității și fiabilității înfășurării M.A. pot avea o utilitate deosebită regăsindu-se nemijlocit în probabilitatea de bună funcționare a M.A. exploatate. Până la atingerea acestui stadiu, calculele previzionale de fiabilitate și durabilitate pot oferi proiectanților, instrumente utile de comparare cantitativă a modului de comportare în funcționare a diferitelor calități de izolații și materiale de impregnare folosite la realizarea înfășurării M.A. destinate diverselor utilizări.

În lucrarea de față se prezintă o metodologie originală de evaluare a indicatorilor de fiabilitate și durabilitate ai izolației înfășurării M.A. de putere redusă și medie, din care se

desprind următoarele concluzii principale :

1. Se consideră străpungerea izolației dintre spirele înfășurării ca un eveniment aleator introdus pe baza modelului probabilist "Sarcină-Rezistență", în care tensiunea aplicată este o funcție aleatoare staționară, ce îndeplinește ipoteza de ergodicitate, iar rigiditatea dielectrică a elementelor izolației este o funcție aleatoare monoton descrescătoare, ce ține cont de degradarea în timp a proprietăților izolante ale acesteia.

2. Metoda de calcul previzional a fiabilității izolației dintre spirele înfășurării M.A., introdusă prin prezenta lucrare, se bazează pe utilizarea funcției de repartiție statistică a probabilității de defectare de tip extremal, pentru cele mai mici valori (pentru termeni minimali) și pe utilizarea unei funcții de degradare - de îmbătrânire a izolației sub acțiunea solicitării termice din exploatare - ce se determină experimental prin încercări accelerate, de relativ scurtă durată.

3. Sub aspectul volumului de calcul necesar, metoda de calcul previzional a fiabilității izolației înfășurării, nu ridică probleme deosebite, întrucât după introducerea mărimilor funcționale și constructive ale M.A. precum și cele de material, specifice izolației dintre spire și lacului de impregnare, calculul se reduce la calcularea unei serii de factori de corecție, pentru diferite perioade de timp de exploatare a ansamblului. Prin reprezentarea grafică a variației funcției $R(t)$ rezultă intuitiv, perioada de exploatare economică (durata de funcționare a M.A. până la care fiabilitatea înfășurării rămâne superioară unei probabilități impuse, de bună funcționare).

4. Metoda se poate extinde și la calculul previzional al fiabilității altor înfășurări de mașini și aparate electrice de joasă tensiune, la care bobinajul este confecționat din conductoare emailate impregnate și la care solicitarea esențială se poate considera solicitarea termică în serviciu, prin explicitarea concretă a funcției aleatoare a tensiunii aplicate.

5. Pe baza aceleiași repartiții statistice de tip extremal (de tip Gumbel) și a funcției de degradare a izolației dintre spirele înfășurării, introduse, s-a stabilit o metodă de calcul a durabilității izoprobabile a izolației înfășurării M.A. Pentru probabilitatea corespunzătoare rangului median, s-a detaliat metoda prin construirea unei nomograme de estimare operativă a durabilității medii a izolației înfășurării, a cărei precizie în evaluare o

face aptă calculului ingineresc.

6. Se pune la dispoziția proiectanților de M.A., o metodologie practică de calcul a caracteristicilor necesare ale izolației înfășurării, care să asigure în condiții date de realizare și exploatare, o durabilitate (fiabilitate) prescrisă. Metodologia prezentată în lucrare, se poate utiliza și în calculele de verificare a durabilității medii a izolației înfășurării, pentru caracteristicile de material proprii izolației acesteia.

7. Se confirmă părerea că fiabilitatea motoarelor asincrone este o problemă de material electroizolante stabilind cantitativ, prin metodele propuse în lucrare, influența diferitelor caracteristici de material asupra indicatorului urmărit.

Se prezintă în continuare o sinteză a elementelor considerate de autor, drept contribuții originale:

- prezentarea sintetică și critică a principalelor distribuții statistice aplicate în fiabilitate, cu referire specială la fiabilitatea și durabilitatea M.A.;

- sistematizarea și analiza critică a modelelor cunoscute din literatură, referitoare la fiabilitatea M.A. în abordare globală (fără a ține cont de degradarea izolației înfășurării);

- modul de clasificare a încercărilor de fiabilitate, după informația pe care o dau asupra factorilor ce o influențează,

- definirea în sens probabilist a durabilității elementului de izolație al înfășurării M.A. ca interacțiune sarcină - rezistență, la variația aleatoare a acestora;

- stabilirea unei expresii analitice generale, originale, a funcției aleatoare ce caracterizează variația rigidității dielectrice a elementului de izolație în timp, prin introducerea funcției de degradare $\psi(t)$;

- stabilirea unei expresii originale a funcției de repartiție a probabilității de apariție a unui defect în izolație, ținând cont de degradarea prin îmbătrânire termică, a proprietăților izolante ale acesteia;

- interpretarea geometrică originală, în spațiul tridimensional: densitate de probabilitate a tensiunii aplicate respectiv a tensiunii de străpungere, timp și sollicitare, respectiv rezistența opusă ei, a durabilității elementului de izolație, ținând cont de degradarea proprietăților lui izolante;

- considerarea efectului îmbătrânirii izolației, drept reducerea părții active a grosimii peliculei de email a conduc-

torului, sub acțiunea factorului termic, în prezența solicitării electrice și exprimat printr-o funcție de degradare de tip exponențial, similară cu cea confirmată experimental /91/ la evaluarea rezistenței termice a acestor materiale ;

- definirea durabilității remanente izo-probabile a izolației dintre spirele înfășurării, pentru caracterizarea stării de degradare a acesteia ;

- gruparea, analiza critică a legilor cunoscute de durată de viață a izolațiilor electrice și elaborarea unei legi de durată de viață originale, bazată pe funcția de degradare a rigidității dielectrice a izolației M.A., ce leagă între ei, parametrii funcționali și de material izolant, specifici acesteia ;

- analiza critică a unor metode experimentale și operaționale de evaluare a indicatorilor de fiabilitate ai M.A. cu exemplificarea aplicării acestora, pe studii de caz originale ;

- rezolvarea transpunerii pe calculatoarea numerică în limbaj FORTRAN, a unui algoritm de calcul analitic a parametrilor unei repartiții de tip Weibull, pentru stabilirea indicatorilor de fiabilitate ale unor loturi de M.A. fabricate la Intreprinderea Electromotor Timișoara ;

- fundamentarea, elaborarea unui model matematic și stabilirea relațiilor de calcul ale unor metode originale de estimare previzională a indicatorilor de fiabilitate ai înfășurării M.A., ce leagă între ele tensiunea aplicată cu caracteristici de material și cu altele, specifice construcției respective de M.E. ;

- stabilirea unei metode de calcul la proiectarea M.A. care să permită aprecierea cantitativă, prin efectul asupra durabilității și fiabilității înfășurării, a adoptării unui anumit tip de conductor de înfășurare și lac de impregnare, pe baza cunoașterii parametrilor funcției specifice de degradare a izolației. Utilizarea acestei metode de calcul este posibilă și la verificarea atingerii unui anumit nivel, prestabilit, de fiabilitate ;

- propunerea unei metode noi, operative, de evaluare grafică, rapidă, a durabilității medii a izolației înfășurării M.A., pentru care s-a elaborat o nomogramă originală și s-a exemplificat utilizarea ei ;

- introducerea noțiunii de "coeficient de siguranță mediu inițial" a izolației înfășurării M.A. cu ajutorul căruia, pe nomograma construită, se pot face comparații rapide și facile, asupra

calităților dielectrice a două sau mai multe conductoare emailate și impregnate, utilizabile la realizarea înfășurării, din punctul de vedere al durabilității medii pe care o asigură.

Pentru aprofundarea cercetărilor în domeniul abordat, teza de doctorat deschide o serie de perspective de continuare în viitor dintre care menționez:

- efectuarea de cercetări teoretice și experimentale și în ceea ce privește fiabilitatea izolației dintre straturi, dintre faze și de crestătură, ca elemente ce influențează, pe lângă fiabilitatea izolației dintre spire, probabilitatea de bună funcționare a înfășurării M.A. ;

- stabilirea dependenței de temperatură a vitezei relative de îmbătrânire B, pentru diferite ansambluri de materiale izolante utilizate curent la realizarea înfășurărilor M.A., în vederea unei mai bune caracterizări a durabilității acestora în exploatare;

- aplicarea metodicii de evaluare previzională a fiabilității prezentată în lucrare și la alte înfășurări de mașini și aparate electrice de joasă tensiune ;

- extinderea metodei operative de estimare a durabilității medii a izolației înfășurării, propusă pentru calculele de proiectare ale M.A. prin elaborarea de noi nomograme specifice altor tipuri de M.E.

B I B L I O G R A F I E

1. Angot A. : Compléments de mathématiques pour ingénieurs
de l'électrotechnique et des télécommunications,
E.T. Bucaresti, 1966
2. Aris C. : La qualité et la fiabilité des produits tech-
niques, E.St. et Enc. Bucaresti, 1979
3. Bazovskv I. : Fiabilité: Théorie et Pratique de la Sécurité
du Fonctionnement, Dunod, Paris, 1966
4. Berlinblau B.P. : Oțenka prigodnosti izolacii kruglih emali-
rovanih provodov dlia masinogo izgotovleniia
vsipnih obmotok, în Elektrotehnika, nr.10,
1980, pag.40-42
5. Borisova M.E., Koikov S.N. : Fizica dielectricilor, Izd.Leningrad
scogo universiteta, Leningrad, 1979
6. Bouvoir B., Fallou B. : Etude de l'endurance des matériaux à
l'action des contraintes de longue durée aux
quelles ils sont soumis en service - Rev.
Gen. de l'El. (81) 1972, nr.3, pag.187-192
7. Büssing W. : Beiträge zum Lebensdauergesetz elektrischer
Maschinen - Arch El.(36) 1942, pag.333
8. Cătuneanu V.M., Mihaelache A. : Extrapolarea indicatorilor de
fiabilitate pentru diferite criterii de de-
fectare, în Cerc în tehnologie electronică
și fiabilitate, EDP Bucaresti, 1981, pag.
266 - 274
9. Cătuneanu V.M., Mihaelache A. : Bazele teoretice ale fiabili-
tății, Ed. Academiei RSR, Bucaresti, 1983
10. Cătuneanu V.M., Baciverof I.C. : Fiabilitatea sistemelor de
telecomunicații, Ed. Militară, Bucaresti
1985
11. Ciobanu V., Matei St., Pîrjol N. : Evaluarea costului calită-
ții motorului electric asincron de 0,75 kW
și 3000 rot/min, în Simpozionul Electromo-
tor-1986, vol.III, pag.12-19

12. Cioc I., Cristea N., Bichir N.: Maşini electrice, îndrumar de proiectare, vol.I, Ed.Scribul Românesc, Craiova, 1981
13. Cioclov D.: Rezistenţă şi fiabilitate la solicitări variabile, Ed. Facla, Timişoara, 1975
14. Câmpeanu A.: Maşini electrice, Ed.Scribul Românesc, Craiova 1977
15. David H.A.: Order Statistics, John Wiley, New York, 1970
16. David J.: Determination sans tatonement du coefficient γ de la loi de Weibull, în Revue de Statistique Appliquée, XXIII, nr.3, 1975 pag.81
17. Dordea T.: Maşini electrice, EDP Bucureşti, 1977
18. Dordea T.: Proiectarea şi construcţia maşinilor electrice, partea I, Lit.I.P.Timişoara, 1979
19. Dordea T.: Tendinţe actuale în calculul şi construcţia maşinilor electrice, în Simpozion Electromotor-1984, vol.I, pag.4-10
20. Dmitrevski V.S.: Vîvod uravnenia nadejnosti, elektriceskoi izolaţii, în Elektrotehnika, nr.1, 1973, pag.56-58
21. Drujinin G.V.: Siguranţa în funcţionare a sistemelor, E.T. Bucureşti, 1968
22. Eftimie C., Soare D.: Fiabilitatea sistemelor de distribuţie electroenergetice industriale, E.T. Bucureşti, 1979
23. Ermolin N.P., Jerihin I.P.: Nadejnosti elektriceskih maşin. Iz. Energhia, Leningrad, 1976
24. Fokin I.A., Tufanov V.A.: Oţenka nadejnosti sistem elektro-snabjdenia, Moskva, Energoizdat, 1981
25. Galuşko A.I., Maccimova I.S.: Nadejnosti izolaţii elektriceskih maşin, Moskva, Energhia, 1979
26. Gandelis I.V., Goldberg O.D., Hazanovski P.M.: Matematicheskie modeli dlia oţenka veroiatnosti oţvpadenija defektor v izolaţii obmotok elektriceskih maşin, în Elektrotehnika, nr.12, 1976, pag.35-37

27. Goldberg O.D., Hazanovski P.M. : Răscet nađejnosti meĵvitkovoĵ izolatiĵi elektriceskih mašin s višĵpnoi obmotkoi - ĵn Elektrotehnika, 1967, nr.1, pag.25-28
28. Goldberg O.D., Hazanovski P.M. : Opredelenie nađejnosti konstruktii izolatiĵi elektriceskih mašin pri nominalnih znacenih ekspluatationih factorov, ĵn Elektrotehnika, nr.7, 1967, pag.28-29.
29. Goldberg O.D., Hazanovski P.M. : Metod uscorenoi eksperimentalnoi otenki nađejnosti konstruktii izolatiĵi elektriceskih mašin, ĵn Elektrotehnika, 1967, nr.10, pag.28-30.
30. Goldberg O.D. : Kacestvo i nađejnost' asinhronih dvigatelei, Energhia, Moskva, 1968
31. Goldberg O.D., Kuznetov L. : Opredelenie koeficientov uscorenia pri ispitaniah elektriceskih mašin na nađejnosti metodami planirovania ecsperimenta, Golubovici A.N. ĵn Elektrotehnika nr.1, 1974, pag.48-51.
32. Goldberg O.D. : Nađejnosti electriceskii mašin obšcepromišlennogo i bitova naznachenia. Znanie, Moskva, 1976
33. Gnedenco B., Beliaev Y., Soloviev A. : Méthodes mathématiques en théorie de la fiabilité, Ed.Mir, Moscou, 1972
34. Gumbel E. J. : Statistic of Extremes, Columbia University Press, New York, 1962
35. Hahn G.J., Shapiro S.S. : Statistical Models in Engineering, John Wiley Inc, New York-London-Sydney, 1967
36. Haviland R.P. : Techniques de fiabilité et durée de vie des équipements, Ed. Eyrolles, Paris, 1966
37. Heinrich I. : Contribuĵii la metodele de evaluare a uzurii termice relative a transformatoarelor, Teză de doctorat, Inst. Politehnic Timișoara, 1971.
38. Helerea B. : Prognozarea duratei de viață la izolanti electrici prin încercări de îmbătrânire accelerată, ĵn C.N.E.E. Timișoara, 1982, pag. 95 - 102.

39. Horvath T., Nemeth E., Mathé B., Stanciu V. : Incercarea izolatiei electrice. E.T. Bucuresti, 1982
40. Ifrim A. : Materiale electrotehnice, Lit.I.P. Bucuresti 1976
41. Iglisch I. : Zu den Lebensdauergesetzen elektrischer Maschinen -ETZ-A, 1957, nr.10, pag.356
42. Iliescu D.V, : Controlul calitatii loturilor de produse E.T. Bucuresti, 1982
43. Isaic-Maniu A. : Metoda Weibull. Aplicatii, Ed.Academiei RSR , Bucuresti , 1983
44. Isaic-Maniu A., Vodă V.G. : Fiabilitatea - șansă și risc. E.T. Bucuresti, 1986
45. Juran J.M., Gryna F.M.(jr) : Calitatea produselor, E.T. Bucuresti, 1973
46. Kaganov Z.G. : Volnovie napriajenia v electriceskikh mașinah, Energhia, Moskva, 1970
47. Kalitvienski V.I. : Obščie zokonomernosti teplovo starenia polimernih dielektrikov, Elektricestvo, 1955, nr.3, pag.57-61
48. Kalitvienski V.I., Kovalskaia A.V. : Prodoljitelnosti slujbi novih vidov izolatii elektriceskih mașin, Elektricestvo 1955, nr.10, pag.40-44
49. Koikov S.N., Tikiņ A.N. : Electriceskoe starenie tverdkh dielektrikov, Izd. Leningradscogo universiteta, Leningrad, 1979
50. Kozfrev N.A. : Izolatia elektriceskih mașin i metode ee ispitania, Gosenergoiz, Moskva, Leningrad, 1962
51. Krițevii F.N., Fișman H.S. : Izmenenie elektriceskoi proci-
nosti izolatii v protese expluatatii,
in Energhetica i elektrificatia,
Karaganda, 1972, pag.337-342.

52. Langlois-Berthelot R. : Durée de vie, diabilité. Disponibilit  des mat riels; Dunod, Paris, 1968
53. L z roiu D.F. : Aplicarea teoriei sigurantei  n funcționare la echipamentele electrotehnice,  n Electrotehnica (16) 1968, nr.10, pag.361-368
54. Leape C.B., Mc Donald I., Gibson G.P.: A method of evaluating insulation systems in motors. Trans AIEE (72), 3, 1952, pag.793
55. Malamedov I.M. : Fizicheskie osnovy nađejnosti. Izd Energhia, Leningrad, 1970
56. Mantrov M.I. : Sroek sluzhbi izolatsii elektriceskih mašin pri teplvovom starenii. Elektricesstvo 1959, nr.6, pag.68
57. Marcovici C., Ligeron J. : Utilisation des techniques de fiabilit  en m canique, Ed. Tech. et document. Paris, 1974
58. Marton A., Szerdaheli E., Fogin R. : Determinarea duratei de viață a materialului electroizolant P 701 prin  ncerc ri accelerate,  n EEA, Electrotehnica, 28/1980, nr.3, pag.129-132
59. Maynard H.B.(editor) : Manual de inginerie industrială, vol. I-III, E.T. București, 1975-1977
60. Mihoc Gh., Craiu V. : Tratat de statistică matematică, vol.I-IV, Ed.Acad. RSR , București, 1976-1981
61. Mihoc G., Muja A., Deatcu E. : Bazele matematice ale teoriei fiabilității, Ed.Dacia Cluj, 1976
62. Mihoc G., Urseanu V., Ursianu E.; Modele de analiză statistică, Ed.știint. și enciclop. București, 1982
63. Moineagu C., Negura I., Urseanu U. : Statistica, Ed.Științ. și Encicl. București, 1976
64. Moldovan L. ; Problematika notiunii de fiabilitate cu aplicații la studiul fiabilității mașinilor electrice asincrone, Referat I, I.P. Timișoara, 1977

65. Moldovan L. : Consideratii asupra fiabilitatii masinii asincrone din gama de puteri 1-10 kW. Referat II, I.P. Timisoara, 1977
66. Moldovan L. : Consideratii privind aspectele teoretico-practice ale determinarii fiabilitatii motoarelor asincrone, Ses. de com. stiintifice, I.P. Timisoara, 26-28.X. 1979
67. Moldovan L., Kiss E., Török I.: Asupra stabilirii indicatorilor de fiabilitate ai masinii asincrone prin incercari normale si accelerate Ses.com.stiintif.I.P.Timisoara, mai 1979
68. Wontsinger V.M. : Loading transformer by temperature Trans AIEE (49), 1930, pag.776
69. Mukhedkar D., Bretault P. : Aspects modernes de la fiabilité. Les presses de l'Université de Montreal, 1974
70. Mureşan T., Schlett Z., Buta A., Moldovan L., Popescu V.: Aparate si instalatii pentru reducerea consumului de energie electrica in industrie. Ed.Facla, Timisoara, 1984
71. Nicolaide H. : Masini electrice. Teorie si proiectare, vol.I,II, Ed.Scrisul Românesc Craiova, 1975
72. Nitu V. : Fiabilitatea instalatiilor energetice, Ed.Acad.RSR Bucuresti, 1973
73. Nitu V, Ionescu C. : Fiabilitate in energetica. E.D.P. Bucuresti, 1980
74. Novac I. : Masini electrice, part I,II, Lit.I.P. Timisoara, 1975
75. Oltean P., Dişcă G.: Verificarea fiabilitatii previzionale a motoarelor electrice asincrone pe standuri de proba cu recuperarea energiei. Simpozion Electromotor 1984, vol.I, pag.72-76
76. Onicescu O. : Principiile teoriei probabilitatilor, Ed.Acad. RSR, Bucuresti, 1969

77. Oprean A., Dorin A., Drimer D., Paris A., Ionescu I.A.: Fiabilitatea mașinilor unelte, E.T.București, 1979.
78. Opredeck B., Babuția I. : Metode pentru controlul selectiv de serie la mașini asincrone, I.C.D.T. București, 1968
79. Opredeck B. ș.a. : Studiul și îmbunătățirea fiabilității motoarelor asincrone, Infr. Electromotor Timișoara, 1975
80. Ostrosikovski V.A. : Mnogofactorne ispitania na nadejnosti, Moskva, Energhia, 1978
81. Oundin J.M. : Evaluation de la diabilité des réseaux de câbles isolés à partir d'essais statistiques de claquage sur échantillons, in Rev.Gen. de l'El.80(1971),nr.4, pag.330-335
82. Oundin J.M. : Généralisation de la théorie statistique du claquage des diélectriques industrielles, in Rev.Gen. de l'El.81(1972), nr.1, pag.60-62
83. Pansite V., Munteanu R. : Control statistic și fiabilitate, E.D.P. București, 1982
84. Petcu G., Prödani E., Nistor G.: Metoda determinării duratei de viață a sistemelor de izolație ale mașinilor electrice, in ERA, Electrotehnica, 24(1976) nr.1, pag.22-30
85. Pollard A., Rivoire C. : Fiabilité et Statistique Prévisionnelles. Méthode de Weibull, Paris, Eyrolles, 1971
86. Poplavko I.M. : Fizica dielectricov, Kiev, Izd.Vișciâ Scola, 1986
87. Rancu N., Tăvissi L.: Statistica matematică cu aplicații în producție, Ed.Acad. RSR, București, 1963
88. Renert M., Oprisan G.: Fiabilitatea utilajelor și instalațiilor industriei chimice, E.T. București, 1980.

89. Rogobets G., Olaru N. : Fiabilitatea motoarelor electrice - o problemă de materiale electroizolante, EEA, Electrotehnica 27(1979), nr.3 pag.92-98
90. Schwob M., Pevrache G. : Traité de fiabilité, Ed. Masson et co. Paris, 1969
91. Sedovici J. : Hodnotenie starnutia, lakovaných drôtov na základe zmeny elektrickej pevnosti, in Elektrotechn obzor, 64(1975), nr.4, pag.198-201
92. Sergheev P.S., Vinogradov N.V., Gorjainov F.A. : Proektirovanie elektriceskih masin, Iz. Energhia, Moskva, 1969
93. Simon C. : Recherche de la fiabilité des câbles exposés à des contraintes de gradient électrique, in Rev. Gen. de l'El 80(1971) nr.11, pag.831-836
94. Simoni L. : A New Approach to the Voltage-Endurance Test on Electrical Insulation, IEEE Trans in El Insul. El-8(1973), nr.3, pag.76-86
95. Sotskov B. : Osnovî teorii i rasceta nadejnosti, Izd. Visciala Scola, Moskva, 1970
96. Stumpp E. : Lebensdauerprognosen auf Grund der neuen Erkenntnisse über die Temperaturschwankungen in Elektromaschinenwicklungen bei periodisch schwankender Strombelastung - Elektrische, 1966, nr.7, pag.242
97. Suciu I. : Bazele calculului solicitărilor termice ale aparatelor electrice. E.T. Bucuresti, 1980
98. Teodorescu D. : Optimized reliability models, ETZ-A(96) nr.12, 1975, pag.559-564
99. Teodorescu D. : Modele noi pentru analiza fiabilității componentelor și echipamentelor electronice, in AMC nr.28, E.T. Bucuresti 1979, pag.185-221

110. Vodă V.G. : Noi modele statistice în studiul durabilității produselor, Ed. Academiei RSR București, 1980
111. Vodă V.G. : Controlul durabilității produselor industriale, E.T. București, 1981
112. Weibull W. : A statistical distribution of wide applicability, in Journal of Applied Mechanics, 18, 1951, pag. 293-297
113. Wiener V, Isaic-Maniu A.: Aplicații ale rețelelor probablistice în tehnică, E.T. București, 1983
Vodă V.G.
114. x x x : CEI 216/74 Guide pour la préparation des méthodes d'essais pour l'évaluation de la stabilité thermique des matériaux isolants électriques
Contract de cercetare științifică nr. 16440/74 dintre Inst. Politehnic "Traian Vuia" și Intr. Electromotor Timișoara. Studiul nivelului de vibrații și a fiabilității la unele tipuri de motoare electrice produse de Intreprinderea Electromotor Timișoara
115. x x x : Contract de cercetare științifică nr. 16440/74 dintre Inst. Politehnic "Traian Vuia" și Intr. Electromotor Timișoara. Studiul nivelului de vibrații și a fiabilității la unele tipuri de motoare electrice produse de Intreprinderea Electromotor Timișoara
116. x x x : Elektroizolacionie materialf (CIGRE-8) Izd. Energhia, Moskva, 1985
117. x x x : STAS 11444-80. Conductoare emailate. Determinarea stabilității termice
118. x x x : STAS-8742-79. Fiabilitatea mijloacelor de automatizare și a aparaturii de joasă tensiune. Prescripții.
119. x x x : STAS 8174/1-77. Fiabilitate mentenanță disponibilitate. Fiabilitate terminologie
120. x x x : STAS 10307-75 Fiabilitatea produselor industriale. Indicatori de fiabilitate
121. x x x : STAS 10514/1-76. Materiale electroizolante solide. Determinarea stabilității termice. Prescripții generale

- | | | | | |
|------|---|---|---|--|
| 122. | x | x | x | STAS 9904/2-81. Mașini electrice rotative. Metode de încercare, Verificarea izolației |
| 123. | x | x | x | STAS E 11017-78. Motoare asincrone trifazate cu rotor în scurtcircuit. Metodă de determinare a fiabilității |
| 124. | x | x | x | STAS 11388/4-81. Cabluri și conducte. Metode de încercare. Încercări electrice |
| 125. | x | x | x | VEM-Handbuch. Zuverlässigkeit von Automatisierungs- und Elektroenergieanlagen, VEB Verlag Technik Berlin, 1981 |

A N E X A I

P R O G R A M D E C A L C U L

pentru estimarea analitică a indicatorilor de fiabilitate aplicat datelor din tabelul 4.7 pentru 3 esantioane de M.A. a căror probabilitate de defectare este descrisă de repartiția Weibull

```
CC
REAL N
DIMENSION X(10),Y(10),V(10),N(10),YMED(10),YC(10),AN(10)
DATA X/8.,18.,28.,32.,40.,10.,20.,24.,14.,22./
DATA Y/0.57,3.46,4.23,5.,5.769,0.866,2.103,2.599,0.828,1.345/
DATA V/3*0.,3.217,0.,0.31,4*0./
DATA N/3*1.,2.,1.,2.,4*1./
TYPE 1,X,Y,V,N
1 FORMAT(5X,10F8.4)
K=10
XMED1=0
DO 22 I=1,10
22 XMED1=XMED1+X(I)
XMED=XMED1/K
TYPE *, 'XMED: ', XMED
YMED1=0.
DO 10 I=1,10
CALL NDI(N,V,I)
YMED(I)=(Y(I)+V(I))/N(I)
10 TYPE *, 'YMED( ', I, ')=' , YMED(I)
YMED1=YMED1+YMED(I)
K=10
YM=YMED1/K
TYPE *, YM
S=0.
SUM=0.
DO 12 I=1,10
S=S+(X(I)-XMED)*YMED(I)
SUM=SUM+(X(I)-XMED)**2
12 CONTINUE
```



```
B=S/SUM
A=YM-B*XMED
TYPE *, ' B=',B,' A=',A
I=1
15 YC(I)=A+B*X(I)
TYPE *, 'YC(',I,')=',YC(I)
IF(I-10)13,14,14
13 I=I+1
GOTO 15
14 SFXN=0.
DO 30 I=1,10
CALL NDI(N,V,I)
SFXN=SFXN+((YMED(I)-YC(I))**2)*N(I)
30 CONTINUE
K=10
SF=K-2
SFX2=SFXN/SF
TYPE *, ' SFX2=',SFX2
SFX=SQRT(SFX2)
DO 18 I=1,10
AN(I)=(YMED(I)-YC(I))/SFX
TYPE *, 'AN(',I,')=',AN(I)
IF(AN(I)-1.96) 20,21,21
21 TYPE *, 'IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII ',
1 'Y IN RAPORT CU X NU ESTE JUSTA'
GOTO 18
20 TYPE *, 'IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII ',
1 'Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA'
18 CONTINUE
END
```

C
C

```
C
SUBROUTINE NDI(N,V,I)
REAL N
DIMENSION N(10),V(10)
IF(V(I)) 5,6,5
6 N(I)=1
GOTO 9
5 N(I)=2
9 TYPE *, 'N(',I,')=',N(I)
END
```

RUN LUCIAN
8.0000 18.0000 28.0000 32.0000 40.0000 10.0000 20.0000 24.0000 14.0000
0000 0.5700 3.4600 4.2300 5.0000 5.7690 0.8660 2.1030 2.5990 0.8280
3450 0.0000 0.0000 0.0000 3.2170 0.0000 0.3100 0.0000 0.0000 0.0000
0000 1.0000 1.0000 1.0000 2.0000 1.0000 2.0000 1.0000 1.0000 1.0000
0000
XMED: 21.60000
N(1)= 1.000000
YMED(1)= 0.5700000
N(2)= 1.000000
YMED(2)= 3.460000
N(3)= 1.000000
YMED(3)= 4.230000
N(4)= 2.000000
YMED(4)= 4.108500
N(5)= 1.000000
YMED(5)= 5.769000
N(6)= 2.000000
YMED(6)= 0.5880000
N(7)= 1.000000
YMED(7)= 2.103000
N(8)= 1.000000
YMED(8)= 2.599000
N(9)= 1.000000
YMED(9)= 0.8280000
N(10)= 1.000000
YMED(10)= 1.345000
2.560050
B= 0.1647554 A= -0.9986660
YC(1)= 0.3193769
YC(2)= 1.966931
YC(3)= 3.614485
YC(4)= 4.273506
YC(5)= 5.591549
YC(6)= 0.6488878
YC(7)= 2.296442
YC(8)= 2.955463
YC(9)= 1.307909
YC(10)= 2.625952
N(1)= 1.000000
N(2)= 1.000000
N(3)= 1.000000
N(4)= 2.000000
N(5)= 1.000000
N(6)= 2.000000
N(7)= 1.000000
N(8)= 1.000000
N(9)= 1.000000
N(10)= 1.000000
SFX2= 0.5999902
AN(1)= 0.3235556
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA
AN(2)= 1.927560
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA
AN(3)= 0.7946336
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA
AN(4)= -0.2130238
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA
AN(5)= 0.2290897
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA
AN(6)= -7.8606397E-02
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA
AN(7)= -0.2497341
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA
AN(8)= -0.4601955
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA
AN(9)= -0.6195652
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA
AN(10)= -1.653716
IPOTEZA LINIARITATII REGRESIEI CARACTERISTICII Y IN RAPORT CU X ESTE JUSTA

A N E X A I I

REZULTATELE ÎNCERCĂRII DE STRĂPUNGERE

a loturilor de epruvete impregnate și îmbătrânite termic

Conductor CuE-BT-1 Ø 0,71 impregnat cu lac 5531 E2NI-5636-79.

Nr. epruvetei	Tensiunea de străpungere a epruvetelor /V/			
	Neîmbătrânite termic	Îmbătrânite termic la 130°C timp de		
		1 lună	2 luni	3 luni
1	4440	3120	1920	1800
2	4500	3120	2520	1920
3	5040	3300	2580	2280
4	5160	3600	2640	2280
5	5160	3720	2820	2400
6	5280	4200	2940	2400
7	5400	4200	3000	2700
8	5400	4320	3120	3000
9	5400	4320	3240	3120
10	5520	4440	3360	3480
11	5640	4440	3660	3600
12	5700	4440	3900	3600
13	5700	4500	4020	3840
14	5760	4500	4200	3840
15	5940	4500	4320	3840
16	5940	4560	4380	3900
17	5940	4560	4440	3960
18	6000	4560	4440	3960
19	6000	4620	4440	4020
20	6160	4620	4440	4080
21	6160	4680	4500	4260
22	6180	4680	4620	4260
23	6240	4740	4740	4260
24	6240	4800	4800	4320
25	6360	4800	4800	4440
26	6360	4800	4860	4500
27	6360	4800	4920	4500
28	6360	4860	4920	4560
29	6480	4920	4920	4560
30	6480	4920	4980	4680

Nr. epru- vetei	Tensiunea de străpungere a epruvetelor /V/			
	Neîmbătrânite termic	1 lună	2 luni	3 luni
1	2	3	4	5
31	6540	4920	4920	4980
32	6600	5040	4880	4680
33	6600	5040	5040	4740
34	6600	5040	5040	4740
35	6600	5100	5040	4800
36	6600	5100	5100	4800
37	6600	5100	5160	4800
38	6600	5160	5160	4920
39	6600	5220	5160	4920
40	6720	5220	5160	4920
41	6720	5340	5220	4920
42	6720	5400	5280	5040
43	6840	5400	5340	5100
44	6840	5400	5400	5100
45	6900	5400	5400	5160
46	7080	5400	5400	5160
47	7200	5400	5400	5160
48	7200	5460	5400	5160
49	7560	5460	5400	5220
50	7560	5520	5400	5280
51	7680	5520	5400	5280
52		5520	5460	5340
53		5580	5520	5340
54		5580	5580	5340
55		5580	5580	5400
56		5640	5640	5400
57		5640	5640	5400
58		5640	5700	5400
59		5640	5700	5400
60		5640	5760	5400

1	2	3	4	5
61		5700	5760	5400
62		5700	5760	5460
63		5760	5760	5520
64		5760	5820	5520
65		5760	5820	5520
66		5760	5880	5520
67		5760	5880	5520
68		5880	5880	5580
69		5880	5880	5640
70		5940	5880	5640
71		6000	5880	5640
72		6000	5940	5640
73		6000	6000	5700
74		6000	6000	5760
75		6000	6000	5760
76		6000	6000	5760
77		6020	6000	5880
78		6120	6000	5880
79		6120	6160	5940
80		6160	6160	5940
81		6180	6180	6000
82		6240	6180	6000
83		6240	6180	6000
84		6240	6180	6000
85		6240	6180	6000
86		6240	6240	6000
87		6300	6240	6000
88		6300	6360	6120
89		6300	6360	6120
90		6300	6460	6120
91		6300	6520	6160
92		6300	6520	6160
93		6500	6520	6160
94		6500	6540	6240
95		6600	6540	6240
96		6600	6540	6240
97		6720	6600	6240
98		6960	6600	6240

1	2	3	4	5
99		6950	7029	6300
100		7000	7120	6480