

UNIVERSITATEA DIN PITEȘTI
Facultatea de Mecanică și Tehnologie
Școala doctorală « INGINERIE MECANICĂ »

REZUMAT

TEZĂ DE DOCTORAT

**STUDII ȘI CERCETĂRI PRIVIND FIABILITATEA ȘI OPTIMIZAREA
SISTEMELOR DE MENTENANȚĂ PENTRU
INSTALAȚIILE DE CLIMATIZARE UTILIZATE ÎN LOCUINȚE**

Conducător științific:

Prof. univ. dr. ing. Nicolae POPA

Doctorand,

ing. Omar Ahmed ALSSADI

CUPRINS

	<i>Teză</i>	<i>Rezumat</i>
1. Introducere în domeniul climatizării habitatului. Problematică. Obiective	5	4
1.1. Microclimatul la locul de muncă	5	4
1.2. Confortul termic	6	5
1.3. Relații între parametrii confortului termic	11	6
1.4. Cadrul legislativ pentru evaluarea confortului termic	13	7
1.5. Caracteristici ale instalațiilor de ventilare și climatizare	14	8
1.6. Principiul de funcționare al instalațiilor de ventilare și climatizare	17	8
1.7. Defecțiuni ale sistemelor de aer condiționat	19	9
1.8. Teste de încercare pentru instalațiile de climatizare	22	9
1.9. Menținerea și costul global de posesie	25	10
1.10. Activități de mentenanță a instalațiilor de climatizare	27	10
1.11. Obiective ale tezei de doctorat	28	11
2. Evaluarea fiabilității sistemelor de climatizare utilizate în locuințe	29	12
2.1. Indicatori de fiabilitate	29	12
2.2. Modele matematice utilizate în studiul fiabilității	30	12
2.3. Evaluarea fiabilității sistemelor	32	15
Aplicația 2.1	37	-
Aplicația 2.1	40	-
3. Modelarea fiabilității sistemelor de climatizare utilizate în locuințe	42	18
3.1. Modelarea fiabilității aparatelor de aer condiționat pe baza schemelor logice de fiabilitate	42	18
3.2. Modelarea fiabilității instalațiilor de climatizare utilizând facilitățile programului Microsoft Excel	47	23
3.3. Dezvoltarea unei metode analitice bazată pe regresia liniară cu programul Microsoft Excel pentru modelarea fiabilității prin legea Weibull	55	31
Aplicația 3.1	62	38
4. Proiectarea sistemelor de mentenanță a instalațiilor de climatizare pe baza datelor despre fiabilitate	65	41
4.1. Relația fiabilitate – mentenabilitate - disponibilitate	65	41

4.2. Indicatori de fiabilitate ai elementelor reparabile	70	-
4.3. Indicatori referitori la timpul de utilizare între reparații planificate, la timpul de reparare și indicatori globali	72	42
4.4. Sisteme de mentenanță	75	43
4.5. Dimensionarea stocurilor de piese de schimb pe baza indicatorilor de fiabilitate	80	45
Aplicația 4.1	83	-
4.6. Posibilități de optimizare a stocurilor cu piese de schimb.	85	46
4.7. Modelarea matematică a unui program de aprovizionare	88	48
Aplicația 4.2	91	-
5. Concluzii. Contribuții personale. Perspective de cercetare	93	52
5.1. Concluzii	93	52
5.2. Contribuții personale	99	58
7.3. Perspective de cercetare	100	59
Bibliografie	101	60

1. INTRODUCERE ÎN DOMENIUL CLIMATIZĂRII HABITATULUI. PROBLEMATICĂ. OBIECTIVE

Calitatea mediului în care oamenii își desfășoară activitatea are o influență complexă asupra lor, atât sub aspect igienico-sanitar cât și al productivității muncii.

Calitatea mediului ambiant se apreciază prin *valoarea parametrilor confortului termic, compoziția chimică și puritatea aerului*, precum și prin alți factori, cum ar fi *nivelul de iluminare, nivelul de zgomot, gradul de ionizare a aerului, elemente de estetică* etc.

În anotimpul rece instalațiile de încălzire pot asigura în încăperi menținerea temperaturii aerului la o anumită valoare. Puritatea aerului se obține în aceste cazuri prin ventilare naturală (infiltrații, deschiderea ferestrelor etc), care are un caracter intermitent, este limitată în timp și ca eficiență, fiind dependentă de acțiunea factorilor climatici exteriori. Tendința de creștere a temperaturii aerului interior în timpul verii poate fi combătută prin ventilare naturală fără a se garanta în orice condiții posibilitatea limitării acesteia la anumite valori.

Pentru multe categorii de incinte, în care se produc degajări importante de nocivități (încăperi de producție, laboratoare, săli cu aglomerație mare de oameni etc) calitatea mediului nu se mai poate asigura numai prin instalația de încălzire. Pentru îndepărtarea mirosurilor și degajărilor nocive sau chiar toxice, apare necesitatea introducerii "controlate" a unui debit de aer. Natura și cantitatea de degajări nocive, modul lor de propagare, sistemul constructiv al incintelor, valorile la care sunt prescriși parametrii aerului interior pe considerente de confort sau tehnologice, limitele admisibile la care trebuie reduse concentrațiile diverselor substanțe nocive degajate, la care se adaugă de multe ori cu o pondere importantă considerații economice, au condus la folosirea unei game foarte variate de instalații de ventilare și climatizare.

Pentru definirea acestei multitudini de cerințe cu privire la mediul în care omul își desfășoară activitatea, s-au consacrat o serie de concpte, prezentate în continuare.

1.1. Microclimatul la locul de muncă

Microclimatul la locul de muncă este componenta mediului fizic de muncă formată din ansamblul condițiilor de temperatură, umiditate, viteza curenților de aer și intensitatea radiațiilor calorice care caracterizează starea aerului din interiorul unui spațiu de lucru închis sau din vecinătatea unor sisteme tehnice adapostite de acest spațiu.

Microclimatul la locul de munca trebuie sa asigure menținerea echilibrului termic al lucrătorilor corespunzător cu cantitatea de caldură degajată de organism în funcție de efortul determinat de activitatea desfășurată. În mecanismul de termoreglare acționează simultan și se condiționează reciproc, în funcție de efortul fizic depus, toți parametrii de microclimat [1].

Astfel, microclimatul la locul de muncă trebuie apreciat în raport cu:

- limitele de adaptabilitate ale organismului uman;
- efortul fizic determinat de activitate (cheltuieli de căldură metabolică);
- îmbrăcămintea executantului;
- caracteristicile procesului tehnologic respectiv.

Preocuparea pentru asigurarea condițiilor de microclimat corespunzătoare specificului muncii desfășurate de oameni sau naturii procesului tehnologic trebuie să reprezinte o cerință primordială în dezvoltarea tehnicii ventilării și climatizării pe plan mondial.

1.2. Confortul termic

Deoarece majoritatea oamenilor își trăiesc 80...90% din viață în clădiri, iar acestea au ca scop satisfacerea cerințelor obiective și subiective legate de funcțiile vitale ale omului, spațiile închise trebuie să asigure [6]:

- posibilitatea efectuării cu eficiență maximă atât a muncii fizice cât și a celei intelectuale;
- posibilitatea efectuării unor activități de recreere, odihnă și somn în condiții optime.

Prin *factori de confort termic* se înțelege acel grup de factori legați de ambientul termic, confortul termic fiind determinat în sine de următorii parametri [50, 52]:

- temperatura aerului (t_i);
- umiditatea relativă a aerului (ϕ_i);
- viteza cu care se mișcă aerul în interiorul încăperii (v_i);
- temperatura pe suprafața interioară (θ_i) a elementelor de construcții (pereți, plafon, pardoseală etc.);
- metabolismul corpului uman, căldura cedată, termoreglarea;
- rezistența termică a îmbrăcăminții și influența acesteia asupra evaporării.

Modul în care sunt percepuți acești parametri de ocupanții unei încăperi este subiectiv [3] și este diferit în funcție de: vârstă, starea de sănătate, îmbrăcămintea purtată în interior, activitatea pe care o desfășoară etc. Cerința cea mai importantă a unei locuințe corespunzătoare din punctul de vedere al confortului termic este ca, indiferent de anotimp și de condițiile climatice exterioare, să asigure un microclimat interior în care elementele care definesc confortul (t_i , ϕ_i , v_i , t_{mi}) să se păstreze în limitele optime [51, 53]. Proiectarea spațiilor închise ținând seama de condițiile menționate mai sus, este o problemă complexă ce poate fi rezolvată prin acțiunea simultană a mai multor factori tehnici, sociali, psihologici și ergonomici.

Dintre acești factori, prima categorie este constituită din parametri fizici, iar ultimele sunt legate de capacitatea de acomodare a corpului uman în vederea menținerii echilibrului termic și de rezistența îmbrăcăminții.

Capacitatea de acomodare a corpului uman este influențată la rândul său de doi factori de bază:

1) căldura produsă de corp, care depinde în primul rând de activității depuse, de vârstă, sex etc.;

2) căldura cedată de corp, care depinde de îmbrăcăminte, dar și de ceilalți parametri enumerați anterior.

Senzația de confort termic se definește ca fiind acea stare conștientă care exprimă satisfacție (mulțumire) față de ambientul termic existent și a cărei evaluare se realizează cu ajutorul scării subiective de confort cu șapte nivele: +3 (foarte cald); +2 (cald); +1 (ușor cald); 0 (neutru); -1 (răcoare); -2 (rece); -3 (frig).

Confortul termic este determinat de o serie de factori [7]:

1.2.1. Temperatura aerului interior

1.2.2. Umiditatea relativă a aerului

1.2.3. Viteza cu care se mișcă aerul în interiorul încăperii

1.2.4. Temperatura pe suprafețele din interiorul încăperii

1.2.5. Metabolismul corpului uman, căldura cedată, termoreglarea

1.2.6. Rezistența termică a îmbrăcămînții

1.3. Relații între parametrii confortului termic

Legătura dintre temperatura aerului după termometrul uscat și vaporii de apă prezenți în aer poate fi descrisă grafic prin diagrama psihrometrică. Diagrama psihrometrică este construită în coordonate cartezienne, având pe o axă temperatura aerului după termometrul uscat, iar pe cealaltă axă raportul umidității aerului [34, 39].

Schimbarea teoretică de stare a aerului, supus răcirii și uscării, la trecerea printr-o instalație de răcire este evidențiată printr-o diagramă psihrometrică complexă ca în fig. 1.6.

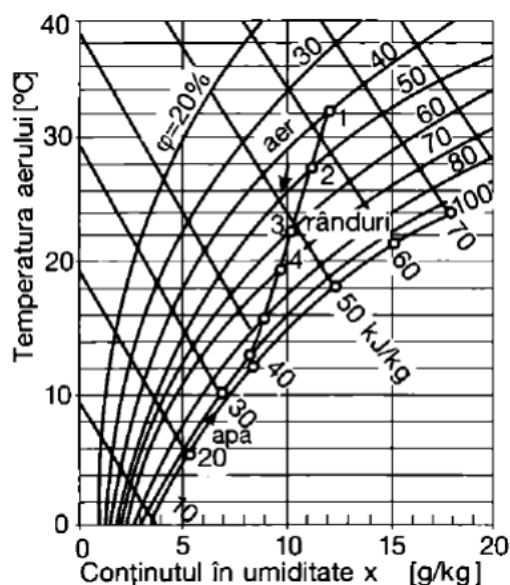


Fig. 1.6. Diagrama psihrometrică complexă [34].

1.4. Cadrul legislativ pentru evaluarea confortului termic

Indicele WBGT (abreviere de la Wet Bulb Globe Temperature Index – lb. engleză) este o mărime prin care se evaluează influențele climaterice asupra corpului uman. Spre deosebire de indicele de confort termic, indicele WBGT include (în plus față de temperatura uscată a aerului și de umiditatea relativă a aerului) și alți parametri de calcul [44, 45]: temperatura aerului umed, temperatura de radiație (a globului inclus în echipamentul de măsurare). Ca urmare, această mărime caracterizează mult mai bine temperatura resimțită de corpul uman în diverse condiții de mediu.

Valoarea medie a indicelui WBGT se obține pe baza celor trei indici aplicând formula de calcul ponderat [9]:

$$WBGT = \frac{WBGT_{cap} + 2 \cdot WBGT_{abdomen} + WBGT_{glezne}}{4} \quad (1.1)$$

Aclimatizarea este starea care rezultă dintr-un proces fiziologic de adaptare, care mărește toleranța unui subiect atunci când el este expus pe o durată de timp suficientă la o ambianță termică dată [37].

Ciclurile de activitate/repaus, pentru persoane aclimatizate sau neaclimatizate, sunt determinate pe baza estimării indicelui WBGT [56].

Determinarea parametrilor termici din interiorul clădirilor conform recomandărilor SR EN 7730/2006 se bazează pe metode care exprimă calitatea climatului interior prin variația valorilor PPD (Predicted Percentage of Dissatisfied - procent prevăzut de nemulțumiți) și PMV (Predicted Mean Vote – media predicțiilor) [30, 31, 32].

Factorul PMV (predicted mean vote) exprimă așteptările în ceea ce privește senzațiile termice așteptate privind mediul interior. Factorul PMV este opinia medie a unui grup reprezentativ de persoane ce își exprimă votul privind senzația termică în raport cu o scară cu 7 nivele: +3, +2, +1, 0, -1, -2, -3. Se observă că este imaginea inversă a densității de probabilitate specifică distribuției normale (clopotul lui Gauss) – fig. 1.8.

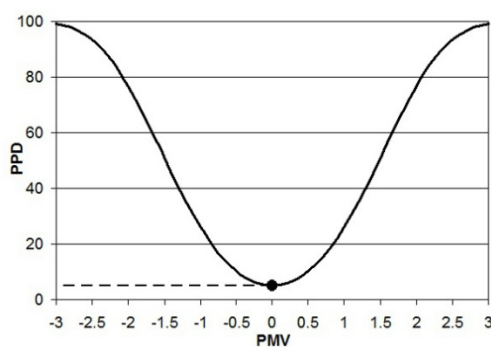


Fig. 1.8. Variația indicelui PPD în funcție de indicele PMV pentru senzația de confort.

1.5. Caracteristici ale instalațiilor de ventilare și climatizare

Instalațiile de ventilare și climatizare au rolul de a menține starea aerului din încăperi, respectiv temperatura, umiditatea, viteza și puritatea, în anumite limite dinainte stabilite, în tot timpul anului, indiferent de variația factorilor meteorologici, a degajărilor și a consumurilor de căldură interioare. Limitele parametrilor microclimatului interior depind, la rândul lor, de destinația încăperilor, de natura activității desfășurate, de procesele tehnologice [66].

1.6. Principiul de funcționare al instalațiilor de ventilare și climatizare

Constructiv, aparatele de aer condiționat de tip “split” se compun dintr-o unitate exterioară (ce include condensatorul, rezervorul cu agent frigorific și capilarul de laminare) și o unitate interioară (ce conține vaporizatorul) – fig. 1.10.

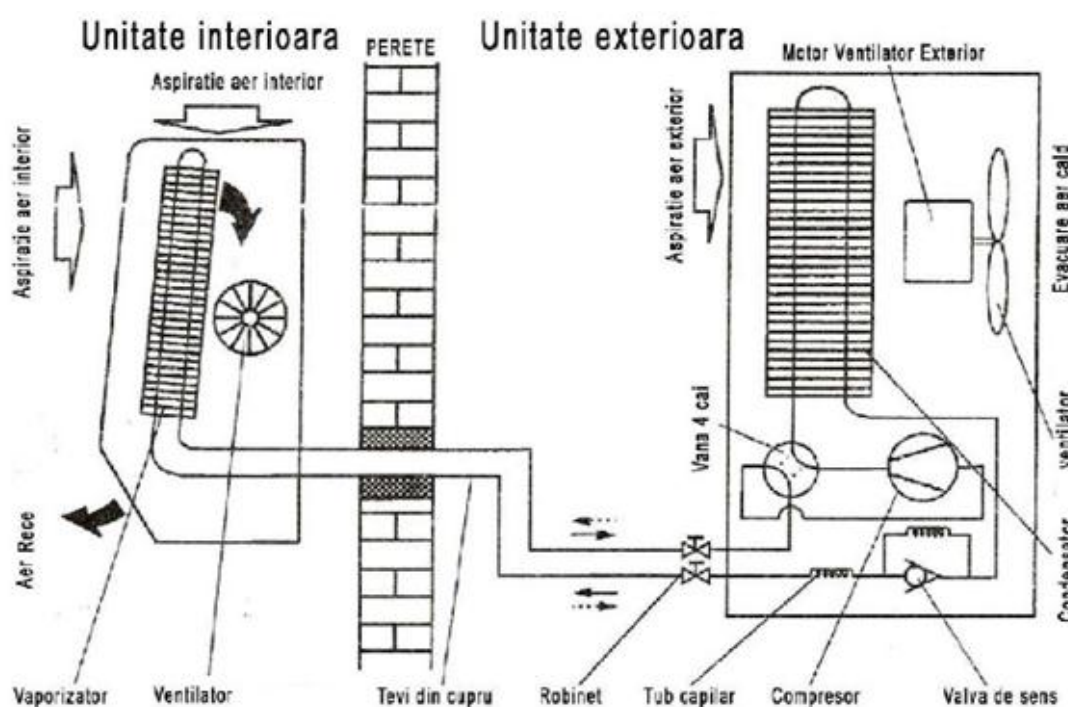


Fig. 1.10. Schema funcțională a unui aparat de aer condiționat de tip “split” cu dublă funcțiune [80].

Pentru a asigura dubla funcțiune (răcire – vara, încălzire – iarna), în construcția aparatului este prevăzută o vană cu 4 căi, care schimbă sensul de circulație al agentului frigorific, permițând funcționarea ca pompă de căldură pe timp de iarnă [68].

Principiul de funcționare al aparatelor de aer condiționat este similar pentru toate echipamentele de climatizare, inclusiv agregate frigorifice, pompe de căldură etc. și are la bază schimbul de căldură care se realizează între două medii diferite cu ajutorul unor lichide cu proprietăți deosebite, denumite generic agenți frigorifici – fig. 1.12.

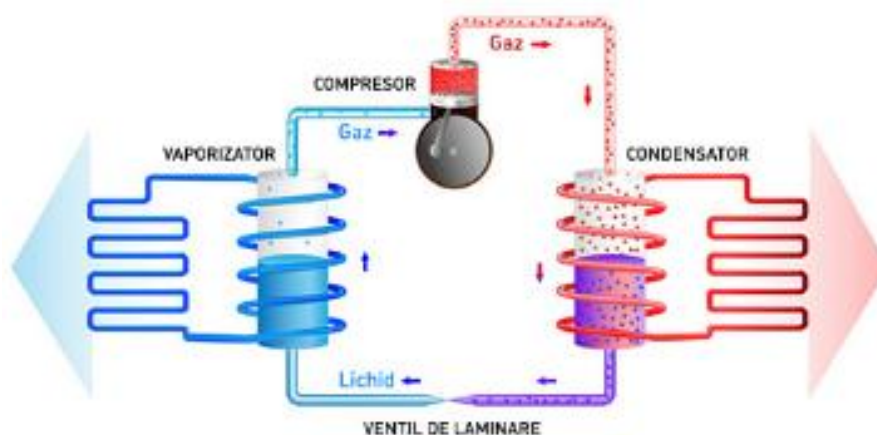


Fig. 1.12. Schema funcțională a unui aparat de aer condiționat de tip “split” cu dublă funcțiune [79].

1.7. Defecțiuni ale sistemelor de aer condiționat

Cele mai frecvente **simptome** ce denotă defecțiuni la aparatele de aer condiționat sunt următoarele [84]:

- Sunete nefirești;
- Mirosuri neplăcute;
- Pierderi de apă;
- Răcire insuficientă;
- Placă electronică arsă;
- Aparatul a pierdut agentul frigorific (freonul);
- Îmbâcsirea filtrelor cu praf, scame...;
- Blocarea ventilației la unitatea exterioară;
- Decalibrarea senzorilor de temperatură;
- Unul dintre ventilatoare este ars;
- Vana cu 3 sau 4 căi este blocată.

1.8. Teste de încercare pentru instalațiile de climatizare

Testele la care sunt supuse instalațiile de climatizare de către producător au în vedere menținerea stării de bună funcționare a acestora o durată cât mai îndelungată [8].

Principalele teste pe care producătorii le realizează sunt prezentate în continuare [83]:

- Test de durabilitate pe termen lung;
- Verificarea stării tehnice a compresorului după testul de durabilitate pe termen lung;
- Test de funcționare în condiții extreme;
- Test de etanșare la apă;
- Test acustic;
- Test de funcționare în condiții obișnuite.

1.9. Menținerea și costul global de posesie

Costul global de posesie conține toate costurile aferente etapelor succesive prin care trece produsul.

Este consacrată reprezentarea grafică sub formă de aisberg a costului global de posesie al unui produs (fig. 1.19), care este foarte sugestivă: partea vizibilă corespunde costurilor directe pe care le suportă clientul când cumpără produsul, iar partea imersată reprezintă toate costurile pe care clientul le va avea de suportat după aceea [12].

Astfel, costul global de posesie include:

- costul de achiziție (care trebuie să acopere costurile de concepție, dezvoltare, fabricație, vânzare și garanție): 25-35 % din costul global de posesie;
- costurile de exploatare (combustibili, asigurări, taxe fiscale, etc): 50-60 %;
- costuri de menținere (revizii tehnice, întrețineri curente, reparații): 15-20 %;
- costul de reciclare.

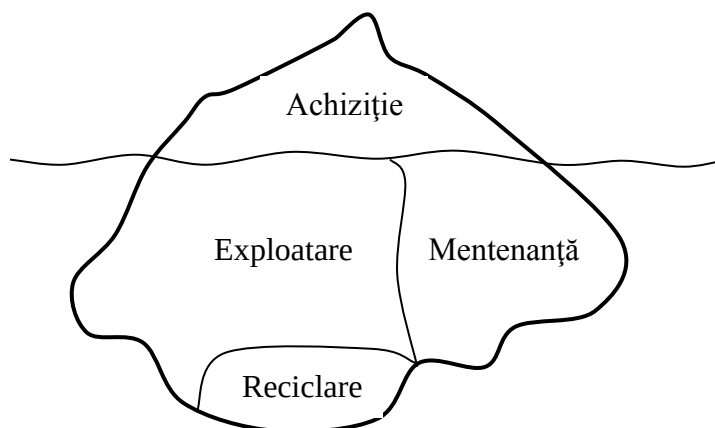


Fig. 1.19. Costul global de posesie al instalației de climatizare.

Se observă ponderea însemnată a costurilor de menținere în cadrul costului global de posesie al produsului, ceea ce explică atenția deosebită care trebuie acordată proiectării sistemului de menținere pentru autovehicule, aceasta fiind una din căile de reducere a costului global de posesie.

1.10. Activități de menținere a instalațiilor de climatizare

În general, se recomandă două revizii sezoniere - toamna și primăvara – și o verificare tipică a instalației de climatizare include o serie de operații planificate [76, 85]:

Aceste operații se constituie într-un plan de menținere, dar un interes deosebit îl prezintă proiectarea sistemelor de menținere pentru instalațiile de climatizare, astfel încât să se asigure satisfacție totală utilizatorilor, în condițiile unei activități de menținere eficiente.

1.11. Obiective ale tezei de doctorat

Având în vedere necesitatea tot mai evidentă a dotării locuințelor cu instalații de aer condiționat, în condițiile recunoscutelor schimbări climatice ce se manifestă chiar mai acut în zonele temperate, unde climatul devine tot mai arid și mai uscat, se pune problema ca acestea să fie funcționale în orice moment, iar faptul că toate instalațiile comercializate nu au încorporate elemente redundante (care să intre în funcțiune în caz de apariție a defectărilor, asigurând funcționalitatea până la depanare), datorită complicațiilor constructive pe care le-ar presupune și datorită faptului că ar duce la creșteri mari ale prețului de achiziție, obiectivele pe care lucrarea de față și le propune sunt următoarele:

1 – dezvoltarea de cercetări teoretice și experimentale în scopul identificării celor mai adecvate metode pentru evaluarea fiabilității instalațiilor de aer condiționat, având în vedere elementele componente ale acestora – din punct de vedere constructiv și funcțional, precum și soluțiile constructiv-funcționale pentru întreg ansamblul;

2 – identificarea posibilităților de a menține aceste sisteme în stare de bună funcționare sau de a restabili rapid starea de bună funcționare, astfel încât disponibilitatea lor să fie cât mai ridicată, în scopul satisfacerii așteptărilor utilizatorilor, adoptând în acest scop cele mai potrivite sisteme de mentenanță pentru instalațiile de aer condiționat;

3 – oferirea unui feedback către producătorii acestor echipamente, în scopul îmbunătățirii soluțiilor constructiv-funcționale ale produselor și a sistemelor de mentenanță practicate.

4 – completarea teoriei fiabilității și mentenabilității produselor tehnice cu algoritmi de calcul, instrumente de lucru sau metode de analiză mai eficiente – mai simple și mai accesibile - cu o aplicabilitate superioară și o adresabilitate mult mai largă.

Este recunoscut faptul că pe parcursul elaborării studiilor și cercetărilor în scopul realizării acestor obiective este foarte probabil să apară oportunități pentru noi abordări, astfel încât este de așteptat, ca la orice cercetare complexă, să se obțină și alte rezultate - utile pentru viitoare lucrări similare.

2. EVALUAREA FIABILITĂȚII SISTEMELOR DE CLIMATIZARE UTILIZATE ÎN LOCUINȚE

2.1. Indicatori de fiabilitate

Prin *indicator de fiabilitate* se înțelege o măsură cu ajutorul căreia se exprimă cantitativ fiabilitatea sau una din caracteristicile sale. Există un mare număr de indicatori de fiabilitate, ceea ce se explică prin numărul mare de factori de care depinde fiabilitatea unui produs, dar nici unul dintre acești parametri nu poate măsura complet fiabilitatea, ci doar estimează una sau mai multe laturi ale acesteia [11, 19].

Principalul indicator de fiabilitate este *funcția de fiabilitate*, care se notează cu R (de la *reliability* – lb. engl.) și, statistic, se calculează cu relația:

$$R(t) = \frac{N(t)}{N_0} \quad (2.1)$$

unde:

- $N(t)$ – numărul de elemente rămase în stare de funcționare la momentul t ;
- N_0 - numărul de elemente ce constituie populația observată.

Dacă se cunoaște modelul matematic al fiabilității el se va determina analitic cu relația specifică modelului respectiv.

2.2. Modele matematice utilizate în studiul fiabilității

Pentru previzionarea fiabilității este necesar să se cunoască *distribuțiile teoretice*, definite prin relații analitice, care aproximează cu o precizie impusă distribuțiile statistice obținute prin urmărirea eșantioanelor prelevate din întreaga populație.

Modelarea oferă o gamă largă de *legi de distribuție*, numite și *legi de repartiție*, care pot fi utilizate la caracterizarea comportării fiabilistice a produsului.

În studiul fiabilității problema este de a identifica dintre modelele matematice existente pe cel mai potrivit pentru cazul studiat, de a determina mărimile parametrilor care-l definesc (a adapta modelul la cazul concret) și a verifica dacă acest model descrie cu suficientă precizie evoluția fiabilității produsului.

În funcție de natura variabilei aleatoare, legile de distribuție utilizate în studiul fiabilității automobilului sunt de două tipuri:

- legi de distribuție continue, utilizate pentru variabile continue, așa cum este timpul de funcționare;
- legi de distribuție discrete, utilizate pentru determinarea variabilelor discrete, cum ar fi volumul eșantionului necesar pentru evaluarea fiabilității cu o precizie prestabilită.

2.2.1. Legi de distribuție continue

Există numeroase legi de distribuție continue utilizate în fiabilitate: uniformă, exponențială, normală (Gauss-Laplace), lognormală, χ^2 , Student (t), gamma, beta, Fischer–Snedecor (F), Rayleigh, Gumbel, Weibull, etc. În general, aceste legi de distribuție au fost preluate din literatura matematică [16] și au fost adaptate specificului fiabilității. Există însă și legi care au fost descoperite tocmai ca urmare a necesității de a descrie cât mai fidel fenomenele legate de fiabilitate, așa cum este cazul legii Weibull [11, 14].

Dintre toate acestea, cele mai utilizate în studiul fiabilității sunt următoarele:

- legea uniformă, datorită simplității ei;
- legea exponențială, datorită aplicabilității deosebite, inclusiv pentru dezvoltarea unor modele de fiabilitate mult mai complexe, cum ar fi ale sistemelor cu mai multe stări;
- legea normală – deoarece este o distribuție ce caracterizează foarte bine procesele din natură când numărul de experiențe este foarte mare;
- legea Weibull, care poate fi particularizată astfel încât să reprezinte cu suficientă precizie orice tip de distribuție de date.

A. Legea uniformă

Elementul caracteristic al legii uniforme constă în faptul că frecvența defectărilor este constantă, $f(t) = \text{constant} = f$, pe întreg domeniul pe care acestea se produc: $[t_{\min}, t_{\max}]$. Acest lucru face ca expresiile indicatorilor de fiabilitate să devină foarte simple.

Astfel, funcția de fiabilitate variază liniar pe domeniul de definiție $[t_{\min}, t_{\max}]$:

$$R(t) = \frac{t_{\max} - t}{t_{\max} - t_{\min}} \quad (2.2)$$

B. Legea exponențială

Elementul caracteristic al legii exponențiale constă în faptul că pe întreg domeniul de definiție intensitatea (rata) defecțiunilor este constantă: $z(t) = \text{constant} = \lambda$. Acest lucru face ca expresiile indicatorilor de fiabilitate să devină foarte simple și operabile.

Astfel, funcția de fiabilitate este exprimată prin relația exponențială:

$$R(t) = e^{-\int_0^t z(t) dt} = e^{-\int_0^t \lambda dt} = e^{-\lambda t} \quad (2.3)$$

C. Legea normală

Legea normală, numită și *legea lui Gauss*, este o lege de distribuție care aproximează foarte bine distribuția timpilor la care se produc defecțiunile cauzate de uzare, de îmbătrânire, deci din perioada finală a utilizării componentelor.

Distribuția normală este o lege fundamentală în teoria probabilităților, fiind utilizată foarte mult în controlul de calitate și în studiul fiabilității pentru componentele care suferă procese normale de degradare (uzură fizică, îmbătrânirea materialului).

Prin definiție, variabila aleatoare t urmează o distribuție normală dacă densitatea de probabilitate are forma:

$$f(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} \quad (2.4)$$

unde media m și abaterea medie pătratică σ sunt *parametrii distribuției normale*.

Calculul fiabilității în cazul modelului normal necesită în prealabil schimbarea de variabilă pe baza celor doi parametri ai distribuției, m și σ , și identificarea valorilor pentru funcția integrală Laplace $\Phi[(t-m)/\sigma]$ în tabelele speciale ale funcției Laplace, după care se aplică relația de calcul:

$$R(t) = 0,50 - \Phi\left(\frac{t-m}{\sigma}\right) \quad (2.5)$$

D. Legea Weibull

Una din cele mai folosite legi de distribuție în studiul fiabilității este *legea Weibull*, care prezintă o largă aplicabilitate și are un grad deosebit de generalitate, în multe cazuri reducându-se la modele statistice mult utilizate în fiabilitate [13, 28].

Legea Weibull este definită prin expresia triparametrică propusă pentru funcția de fiabilitate:

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta} \quad (2.6)$$

unde:

- γ = *parametru de localizare* sau *parametru de poziție*, este o constantă care definește momentul de început al variației funcției de fiabilitate $R(t)$;

- η = *parametru de scară*, exprimă extinderea distribuției pe axa timpului. Astfel, el reprezintă timpul, măsurat din momentul $\gamma = 0$, la care 63,2% din elemente se pot defecta.

Acești doi parametri sunt mărimi similare timpului de funcționare, deci se exprimă în unități de timp.

- β = *parametru de formă*, este parametrul ce caracterizează variația fiabilității și este adimensional.

2.3. Evaluarea fiabilității sistemelor

Problema modelării matematice a fiabilității sistemelor poate fi abordată în două moduri: global sau structural.

În cazul abordării structurale, modelul de fiabilitate adoptat trebuie să redea în mod univoc relația între fiabilitatea sistemului și fiabilitatea elementelor sale componente [46]. În acest scop pot fi utilizate reprezentări bazate pe *succes* (bună funcționare) sau *insucces* (defectare).

2.3.1. Studiul fiabilității sistemelor pe baza schemelor logice de fiabilitate

Studiul fiabilității unui sistem presupune mai întâi o analiză a structurii sistemului, prin care se stabilește dependența stării sistemului de starea elementelor componente, definite prin parametri de fiabilitate [2].

Pentru calculul fiabilității sistemului prin scheme logice de fiabilitate se fac următoarele ipoteze:

- sistemul nu poate fi la un moment dat decât într-una din următoarele două stări: ori bună funcționare ori defect (sisteme cu două stări);
- sistemul poate fi descompus în k componente (elemente sau grupări de elemente) și fiecare componentă poate fi într-una din cele două stări (bun sau defect), iar starea sistemului depinde numai de starea componentelor;
- fiecare componentă are o durată de viață aleatoare t_i ($i = 1, \dots, k$), aceste mărimi fiind independente între ele.

A. Sisteme cu structură fiabilistică în serie

Un sistem S format din n componente (elemente) are o structură serie atunci când sistemul este funcțional doar dacă toate componente sunt funcționale, sau dacă defectarea oricărei componente determină defectarea întregului sistem.

Dacă $R_i(t)$ sunt fiabilitățile elementelor la un moment dat t , atunci fiabilitatea sistemului serie $R_s(t)$ va fi:

$$R_s(t) = R_1(t) \cdot R_2(t) \cdot \dots \cdot R_n(t) = \prod_{i=1}^n R_i(t) \quad (2.7)$$

Deoarece $0 \leq R(t) \leq 1$, rezultă:

$$R_s(t) \leq \min R_i(t) \quad (2.8)$$

adică fiabilitatea unui sistem serie este mai mică sau cel mult egală cu fiabilitatea celui mai puțin fiabil element.

Se observă că fiabilitatea sistemului scade cu scăderea fiabilității elementelor componente și cu creșterea numărului de elemente. Rezultă că îmbunătățirea fiabilității unui sistem serie se poate obține pe două căi: prin îmbunătățirea fiabilității componentelor sale și prin reducerea numărului de elemente.

B. Sisteme cu structură fiabilistică în paralel

Un sistem format din n componente (elemente) are o structură paralel dacă defectarea sistemului se produce doar dacă toate componentele se defectează (sistemul funcționează până la defectarea ultimului component).

Probabilitatea defectării sistemului la un moment dat $F_p(t)$ este egală cu produsul probabilităților de defectare ale componentelor $F_i(t)$:

$$F_p(t) = F_1(t) \cdot F_2(t) \cdot \dots \cdot F_n(t) = \prod_{i=1}^n F_i(t) = \prod_{i=1}^n [1 - R_i(t)] \quad (2.9)$$

Fiabilitatea sistemului cu structură logică în paralel va fi:

$$R_p(t) = 1 - F_p(t) = 1 - \prod_{i=1}^n F_i(t) = 1 - \prod_{i=1}^n [1 - R_i(t)] \quad (2.10)$$

Deoarece $0 \leq F_i(t) \leq 1$,

$$F_p(t) \leq \min F_i(t) \quad (2.11)$$

și deoarece mărimile $F(t)$ și $R(t)$ sunt complementare, rezultă că

$$R_p(t) \geq \max R_i(t) \quad (2.12)$$

adică fiabilitatea unui sistem paralel este mai mare sau cel puțin egală cu a celui mai fiabil element component. Evident, dacă numărul de elemente dispuse în paralel crește, fiabilitatea sistemului va crește.

C. Sisteme cu structură fiabilistică mixtă decompozabile

Modelarea fiabilistică a unor sisteme poate conduce la structuri fiabilistice de tip mixt, care conțin combinații de tip serie-paralel, paralel-serie, în punte, în stea, în triunghi, etc.

Sistemele cu structură mixtă care pot fi descompuse direct într-o succesiune de grupări sau blocuri de tip serie sau paralel, se numesc *sisteme decompozabile*.

D. Sisteme cu structură fiabilistică mixtă nedecompozabile

Sistemele care nu pot fi descompuse direct în substructuri de tip serie sau paralel (în punte, în stea, în triunghi,...) se numesc *sisteme nedecompozabile* și calculul fiabilității în aceste cazuri face apel la metode specifice de lucru, care conduc indirect la grupări tip serie sau paralel, cum ar fi formula probabilităților totale (aplicație a teoremei lui Bayes).

În scopul analizei fiabilității sistemelor nedecompozabile pot fi utilizate metode exacte sau aproximative. Dintre metodele exacte, se utilizează:

1 – *metoda bazată pe enumerarea exhaustivă a stărilor sistemului*, utilizată în cazul sistemelor cu puține elemente, care constă în:

- enumerarea tuturor stărilor posibile ale sistemului (pentru un sistem format din n elemente, fiecare element având două stări posibile, de bună funcționare sau de defectare, rezultă 2^n stări posibile pentru sistem);

- selectarea acelor stări pentru care sistemul este în bună stare de funcționare și scrierea, pe această bază, a expresiei funcției de fiabilitate a sistemului.

2 – *metoda bazată pe mulțimile tăieturilor minimale*, utilizată în cazul sistemelor complexe, cu un număr mare de elemente, presupune identificarea tuturor căilor între nodul de intrare și cel de ieșire al grafului de fiabilitate al unui sistem (mulțimea *legăturilor* sistemului).

3 – *metoda bazată pe utilizarea formulei probabilității totale*, ușor de aplicat la sistemele cu puține elemente, fără a apela la programe de calcul.

Dintre acestea, pentru evaluarea fiabilității instalațiilor de climatizare este adecvată *formula probabilităților totale*:

$$R(S) = R_j \cdot R(S / j) + (1 - R_j) \cdot R(S / \bar{j}) \quad (2.14)$$

unde:

- R_j - funcția de fiabilitate a elementului j ;
- $R(S/j)$ - funcția de fiabilitate a sistemului condiționată de buna funcționare a elementului j (elementul ce nu permite descompunerea sistemului);
- $R(S / \bar{j})$ - funcția de fiabilitate a sistemului condiționată de defectarea lui j .

2.3.2. Studiul fiabilității sistemelor pe baza mulțimilor Fuzzy

Un caz mai general de studiu al fiabilității sistemelor îl reprezintă fiabilitatea sistemelor cu mai mult de două stări, variind de la funcționarea perfectă la degradare parțială și până la completa defectare.

Aceasta pentru că, în realitate, chiar dacă un echipament nu este defect, ci este în stare de bună funcționare, performanța sa funcțională poate fi percepută diferit, în funcție de utilizatorul produsului sau de condițiile de utilizare.

3. MODELAREA FIABILITĂȚII SISTEMELOR DE CLIMATIZARE UTILIZATE ÎN LOCUINȚE

3.1. Modelarea fiabilității aparatelor de aer condiționat pe baza schemelor logice de fiabilitate

Data fiind complexitatea aparatului de aer condiționat (atât prin numărul de componente cât și prin diversitatea funcțiilor îndeplinite - electrice, electronice, hidraulice, mecanice), pentru evaluarea fiabilității acestuia cea mai potrivită este metoda bazată pe schemele logice de fiabilitate.

Pentru aceasta, se are în vedere că procesele de defectare diferă în funcție de rolul funcțional al fiecărei componente – hidraulic, mecanic, electric sau electronic – și de numărul și complexitatea componentelor din fiecare categorie [4].

De asemenea, în urma analizei funcționale a sistemului, se constată că acesta este în stare de funcționare dacă și numai dacă toate componentele funcționale sunt în stare de funcționare, astfel că schema logică de fiabilitate a întregului sistem este tip serie.

Ca urmare, schema logică de fiabilitate a sistemului va avea 3 componente principale dispuse în serie: hidraulică; mecanică; electrică și electronică (fig. 3.1). Fiecare dintre aceste componente se compune la rândul său din mai multe componente indivizibile (piese de schimb)

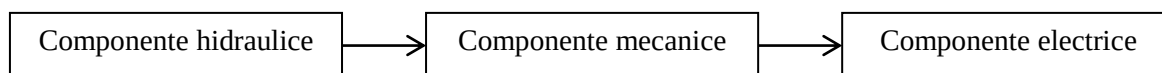


Fig. 3.1. Schema logică de fiabilitate a aparatului de aer condiționat.

Din datele obținute în activitatea de service pentru aceste echipamente, s-a constatat că distribuțiile timpilor de defectare pentru cele 3 tipuri de componente sunt diferite, așa cum precizează, de altfel, și literatura de specialitate [14]:

- pentru componente hidraulice: frecvența defectărilor este cvasiconstantă, deci cel mai potrivit este modelul uniform;
- pentru componente mecanice: frecvența defectărilor are forma clopotului lui Gauss, deci cel mai potrivit este modelul normal;
- pentru componente electrice: rata defectărilor este cvasiconstantă, deci cel mai potrivit este modelul exponențial.

Din experiența unităților de service, sunt utilizați ca parametri ai modelelor de fiabilitate precizate, pentru componentele aparatului de aer condiționat, valorile din tab. 3.1.

S-a avut în vedere pentru modelele normale că media timpilor de functionare este percepută direct de operatorii de service, m [ore], iar deviatia standard a modelului, σ [ore] a rezultat ca a 6-a parte din domeniul de valori apreciat de operatori, centrat în jurul mediei, acesta fiind chiar lăţimea clopotului lui Gauss, egală cu 6σ .

Pentru modelul exponenţial s-a considerat o rată a defectării apreciată de către operatorii de service pe baza numărului de cazuri întâlnite pentru perioade de utilizare de 1000 ore.

Tab. 3.1. Parametrii modelelor de fiabilitate pentru componentele sistemului.

	Componente		
	hidraulice	mecanice	electrice
Nr. de componente	3	2	4
Modelul matematic	uniform	normal	exponenţial
Parametrii modelului matematic	$x_{\min} = 1000$ ore $x_{\max} = 7000$ ore	$m = 5000$ ore $\sigma = 1000$ ore	$\lambda = 0,2/1000$ ore
Relaţia analitică pentru funcţia de fiabilitate $R(t)$	$R_h(t) = \frac{t_{\max} - t}{t_{\max} - t_{\min}}$	$R_m(t) = 0,5 - \Phi\left(\frac{t - m}{\sigma}\right)$	$R_e(t) = e^{-\lambda t}$

Astfel, modelele de fiabilitate vor fi:

A. Pentru componente hidraulice:

$$R_h(t) = \frac{7000-t}{6000} \quad (3.1)$$

B. Pentru componente mecanice:

$$R_m(t) = 0,5 - \Phi\left(\frac{t-5000}{1000}\right) \quad (3.2)$$

C. Pentru componente electrice:

$$R_e(t) = e^{-0,2 \cdot 10^{-3} t} \quad (3.3)$$

Cunoscând modelele de fiabilitate şi numărul de elemente de acelaşi tip din sistem, se poate scrie relaţia generală pentru fiabilitatea sistemului:

$$R_{sistem} = R_h(t)^3 \cdot R_m(t)^2 \cdot R_e(t)^4 \quad (3.4)$$

Ca urmare, pentru orice valoare a timpului se poate prognoza care este fiabilitatea sistemului, introducând în relația de mai sus valorile calculate pentru fiecare din modelele matematice respective.

Pentru modelul normal se utilizează tabelele funcției Laplace, deci valorile funcției de fiabilitate se calculează după ce se extrag din tabel valorile funcției Laplace $\Phi(\frac{t-m}{\sigma})$, pentru diversele valori ale lui t .

Astfel, utilizând și programul Microsoft Excel se poate calcula fiabilitatea sistemului pentru un domeniu destul de larg, cu pas de 1000 ore.

Cum pentru modelul normal s-a estimat valoarea parametrului $\sigma = 1000$ ore, pentru a lucra cu un pas de 1000 ore în calcularea fiabilității modelului complex de fiabilitate vor prezenta interes valorile $\Phi(t)$ pentru $m \pm \sigma$, $m \pm 2\sigma$, $m \pm 3\sigma$, conform extrasului din tabelele funcției Laplace – tab. 3.2.

Tab. 3.2. Valori ale funcției Laplace $\Phi(t)$ și ale modelului de fiabilitate normal.

$(t-m)/\sigma$	$\Phi[(t-m)/\sigma]$	$R(t) = 0,5 - \Phi(\frac{t-m}{\sigma})$
-3	-0,50	1,00
-2	-0,48	0,98
-1	-0,34	0,84
0	0,0	0,50
1	0,34	0,16
2	0,48	0,02
3	0,50	0,00

Cu programul Microsoft Excel se calculează valorile pentru fiabilitățile componentelor conform relațiilor (3.1), (3.2), (3.3) și pentru întreg sistemul cu relația (3.4) și rezultă valorile din tab. 3.3.

Tab. 3.3. Valorile fiabilității pentru componente și pentru întregul sistem.

$t [10^3 \text{ ore}]$	$R_h(t)$	$R_m(t)$	$R_e(t)$	R_{serie}
0	1.00	1.00	1.00	1.00
1	1.00	1.00	0.82	0.45
2	0.83	1.00	0.67	0.12
3	0.67	0.98	0.55	0.03
4	0.50	0.84	0.45	0.00
5	0.33	0.50	0.37	0.00
6	0.17	0.16	0.30	0.00
7	0.00	0.02	0.25	0.00

8	0.00	0.00	0.20	0.00
9	0.00	0.00	0.17	0.00
10	0.00	0.00	0.14	0.00
11	0.00	0.00	0.11	0.00

Analizând fiabilitatea pentru fiecare din cele 3 tipuri de componente, se constată diferențe majore (fig. 3.2):

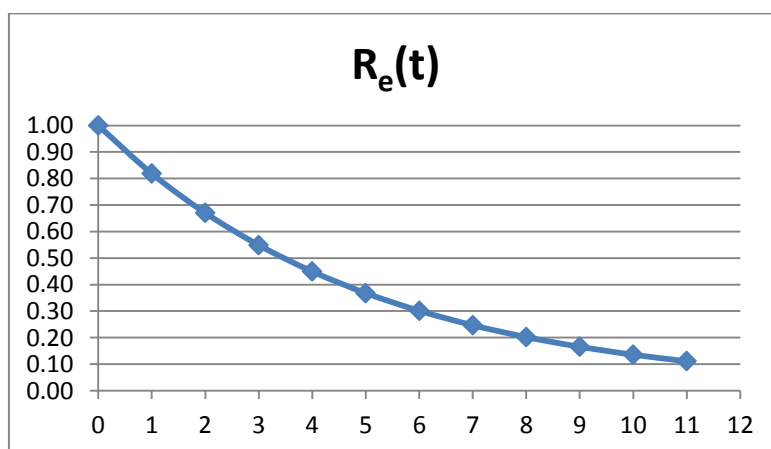
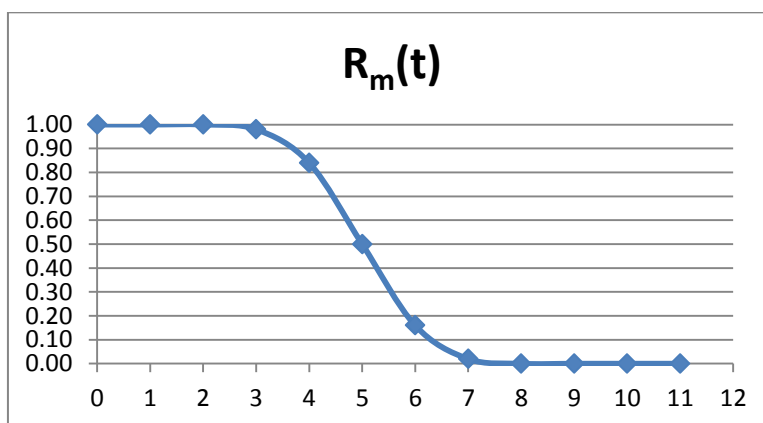
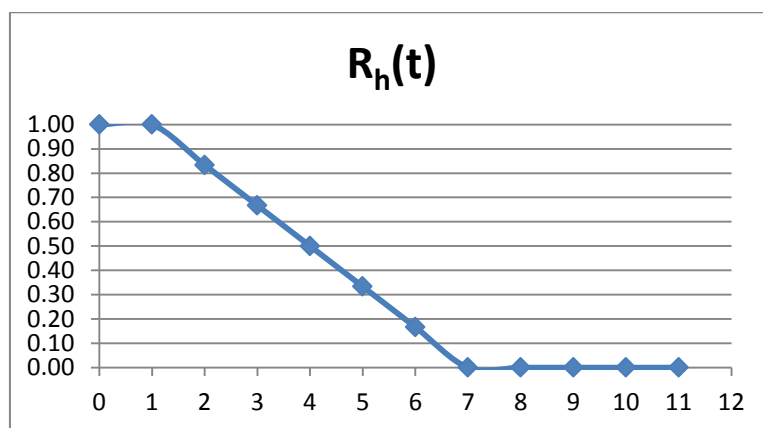


Fig. 3.2. Evoluția fiabilității $R(t)$ pentru cele 3 tipuri de componente.

- la componentele hidraulice fiabilitatea este afectată începând de la cca 2000 ore de funcționare;

- componentele mecanice își mențin o bună fiabilitate pentru o perioadă mai lungă de timp (pâna la cca 4000 ore de funcționare), după care aceasta scade rapid;

- la componentele electrice fiabilitatea se reduce încă de la început, dar mult mai încet, astfel că după 7000 ore de funcționare, mai există componente încă nedefectate.

În ceea ce privește fiabilitatea întregului sistem, se constată că aceasta scade rapid încă de la începutul utilizării (fig. 3.3), iar la 3000 ore deja fiabilitatea sistemului se apropie de valoarea zero, cauza fiind faptul că sistemul este destul de complex, cu multe componente, deși au fost luate în calcul doar componentele ce se detașează printr-o frecvență de defectare sensibil mai ridicată față de celelalte.

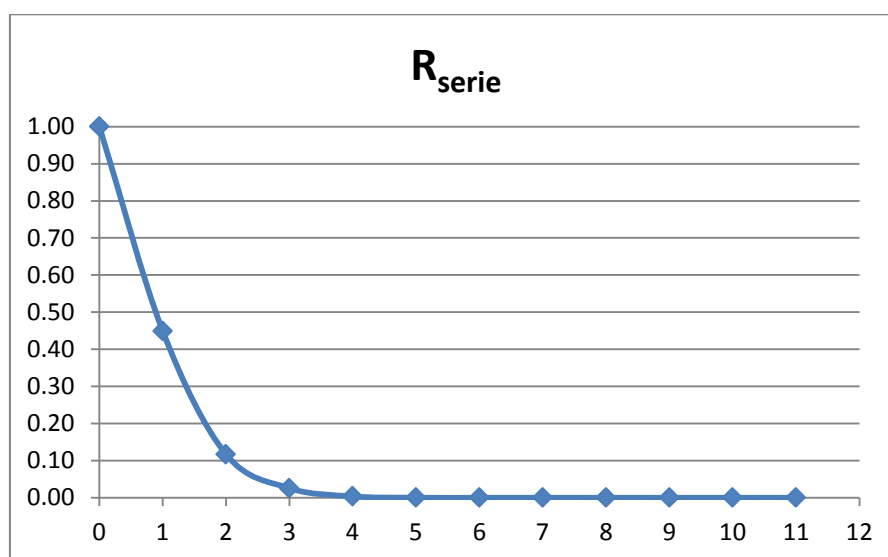


Fig. 3.3. Evoluția fiabilității $R(t)$ pentru întregul sistem.

A rezultat o evoluție a fiabilității ce confirmă faptul că pentru un sistem care are o structură fiabilistică în serie, așa cum sunt aparatele de aer condiționat pentru locuințe, fiabilitatea se degradează rapid, chiar dacă fiabilitățile componentelor încă mai au valori relativ bune.

Concluzia care rezultă este că se impune o revizie tehnică la cca 1000 ore de funcționare și, având în vedere durata anuală de utilizare pentru aparatele de aer condiționat de cca 1000 ore pe sezon, se recomandă o revizie sezonieră, astfel: o revizie anuală pentru aparatele de aer condiționat cu simplă funcțiune (care asigură numai răcirea aerului ambiant), respectiv 2 revizii pe an pentru aparatele cu dublă funcțiune (care asigură răcirea sau încălzirea aerului ambiant).

3.2. Modelarea fiabilității instalațiilor de climatizare utilizând facilitățile programului Microsoft Excel

A fost organizată o încercare în regim accelerat (funcționare continuă) cu un lot de 25 de instalații de climatizare și au fost înregistrați timpii de defectare (prima defectare), unitatea de timp fiind luna [10].

După ordonarea timpilor de defectare t_i , pentru $i = 1 \dots 25$, au fost determinate statistic valorile pentru nefiabilitatea F_i cu formula de calcul pentru estimatorul Benard:

$$F_i = \frac{i-0.3}{n+0.4} = \frac{i-0.3}{25.4} \quad (3.5)$$

și apoi, pe baza valorilor F_i s-au determinat valorile pentru fiabilitatea R_i cu relația cunoscută:

$$R_i = 1 - F_i$$

au rezultat astfel valorile din tabelul următor pentru indicatorii statistici F_i și R_i .

Tab. 3.2. Valorile fiabilității R_i și nefiabilității F_i , calculate statistic cu relația pentru estimatorul Benard.

i	t_i [luni]	$F_i = (i - 0.3)/25.4$	$R_i = 1 - F_i$
1	36	0.028	0.972
2	38	0.067	0.933
3	42	0.106	0.894
4	51	0.146	0.854
5	52	0.185	0.815
6	58	0.224	0.776
7	58	0.264	0.736
8	64	0.303	0.697
9	68	0.343	0.657
10	71	0.382	0.618
11	76	0.421	0.579
12	81	0.461	0.539
13	85	0.500	0.500
14	89	0.539	0.461
15	94	0.579	0.421
16	96	0.618	0.382
17	98	0.657	0.343
18	101	0.697	0.303
19	106	0.736	0.264
20	108	0.776	0.224
21	112	0.815	0.185
22	115	0.854	0.146

23	120	0.894	0.106
24	120	0.933	0.067
25	126	0.972	0.028

S-a realizat reprezentarea grafică a mărimii $R(t)$, rezultând graficul fiabilității estimate de mai jos (fig. 3.4).

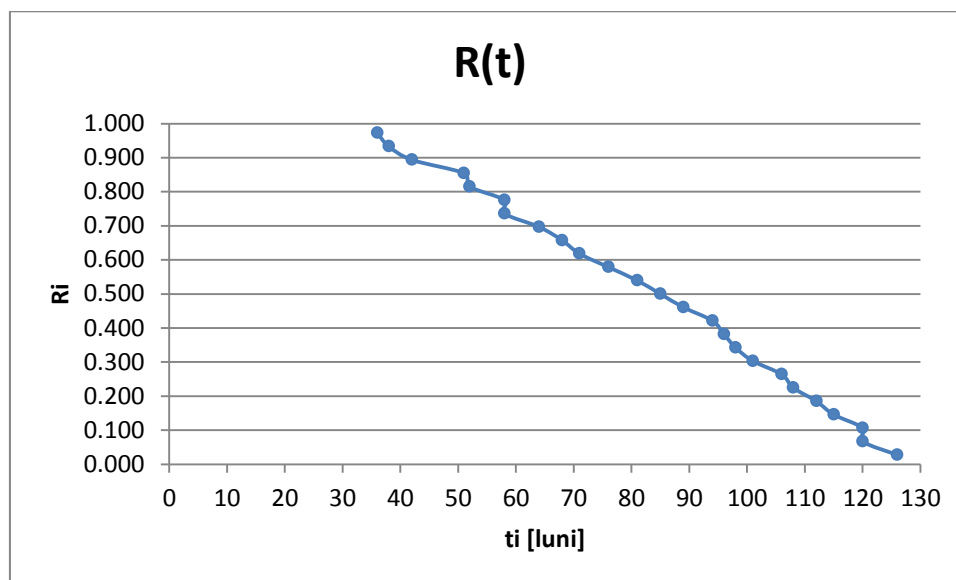


Fig. 3.4. Graficul fiabilității estimate cu relația Benard.

Cunoscând facilitățile pe care le oferă programul Excel din pachetul Microsoft Office, care este instalat pe orice calculator de birou, deci este accesibil pentru oricare utilizator, s-a decis studiul posibilităților de a identifica cu acest program de calcul un model matematic adecvat pentru descrierea analitică a evoluției fiabilității în timp a instalațiilor de climatizare.

Astfel, programul Microsoft Excel include funcția *Format trendlane*, care oferă posibilitatea modelării distribuției de perechi de puncte (t_i , R_i), deci modelarea matematică a fiabilității, cu una din următoarele legile matematice:

- 1 – exponențială;
- 2 - liniară (care este, de fapt, funcția polinomială de gradul 1);
- 3 – logaritmică;
- 4 – polinomială - de ordin 2, 3, 4 ...;
- 5 – putere;
- 6 – medie glisantă – cu perioada sau volumul eșantionului: 2, 3, 4...

Astfel, utilizând funcția *Format trendlane* și alegând pe rând cele 6 modele matematice ca o condiție preliminară impusă, se obțin graficele pentru aceste funcții, pe care sunt precizate (cu excepția celor pentru funcția *medie glisantă*):

- relația analitică pentru modelul matematic respectiv (sunt identificați parametrii modelului);

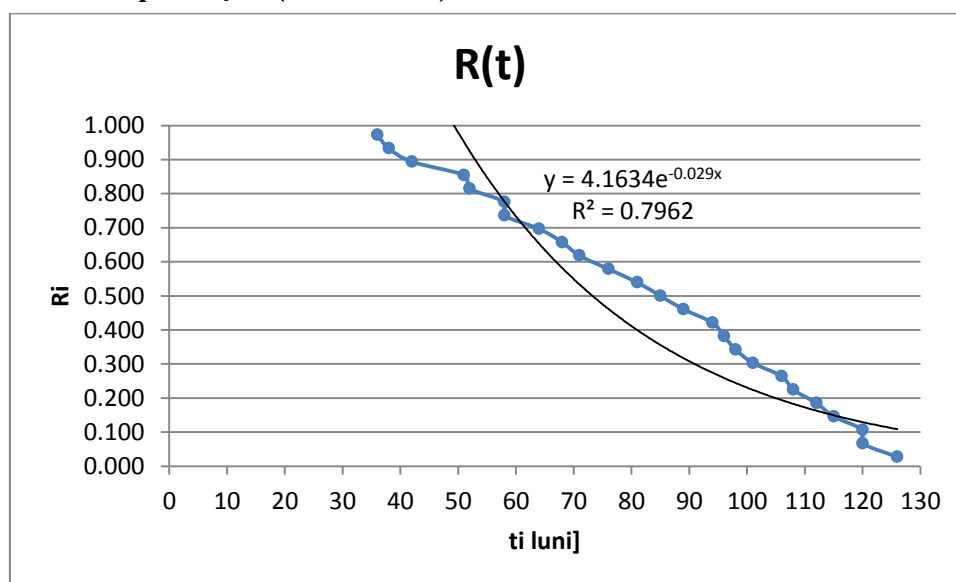
- gradul de corelație - de fapt, pătratul gradului de corelație dintre distribuția de date statistice (t_i, R_i) și legea matematică prin care se modelează distribuția acestor valori, R^2 .

Gradul de corelație R este un număr subunitar, $R \in [-1, +1]$, și cu cât pătratul gradului de corelație, R^2 , este mai apropiat de valoarea 1, cu atât modelul caracterizează mai fidel distribuția statistică (este mai adecvat sau este mai verosimil).

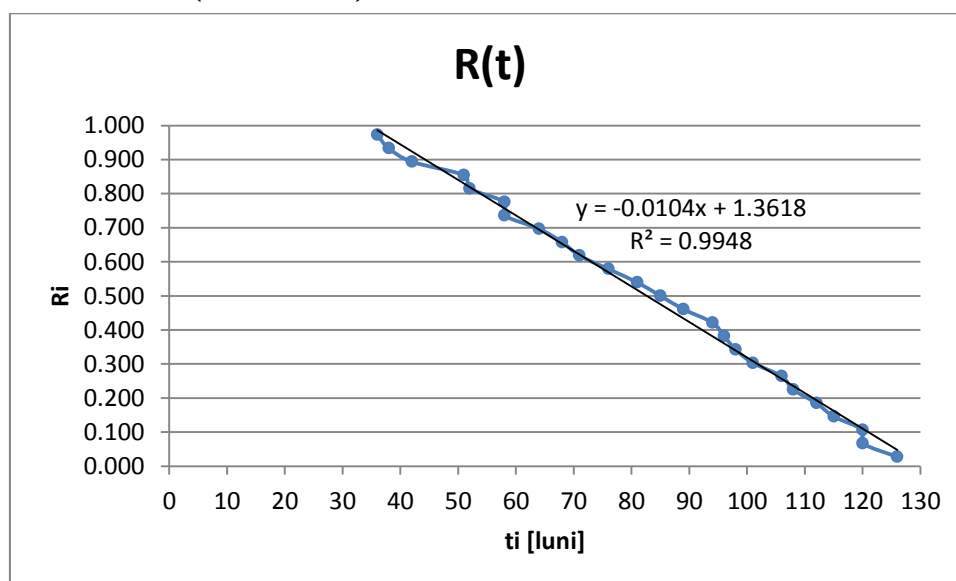
Ca urmare, a fost utilizată funcția *Format trendlane* numai pentru modelele matematice la care se identifică relația analitică de definiție (formula algebrică) și se precizează valoarea R^2 : exponențială, liniară, logaritmică, polinomială (pentru primele ordine: 2 și 3), putere.

Au rezultat graficele cu următoarele modele matematice:

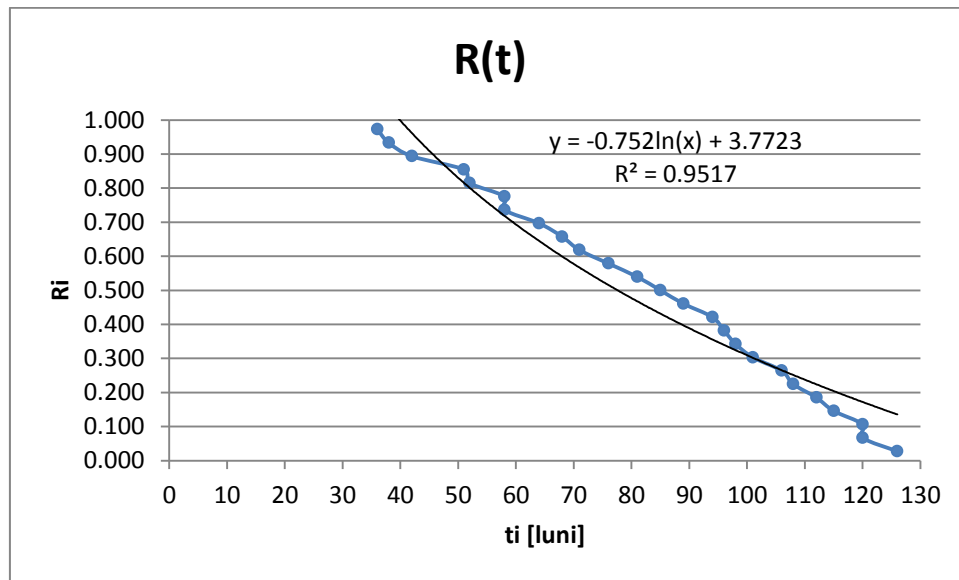
1. Modelul exponențial ($R^2 = 0.7962$)



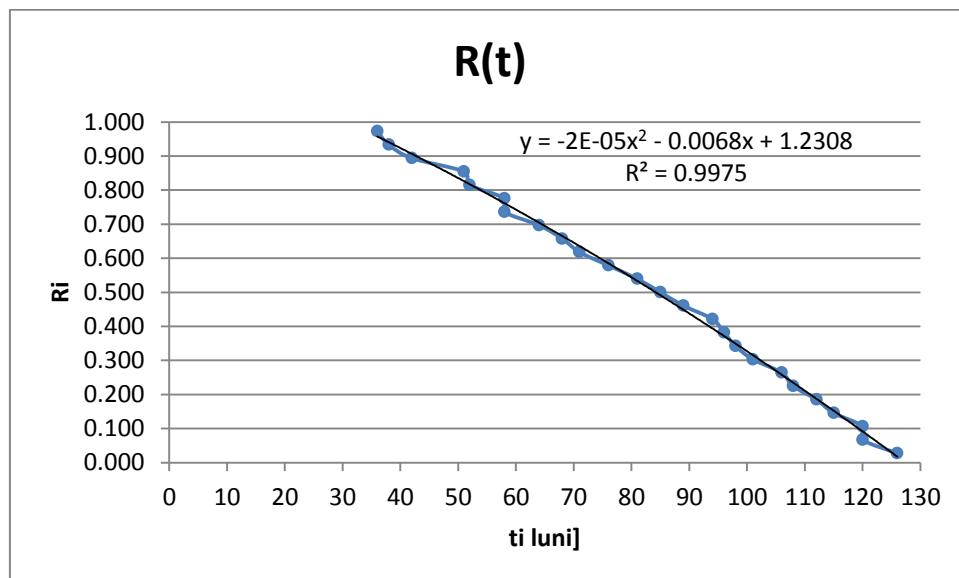
2. Modelul liniar ($R^2 = 0.9948$)



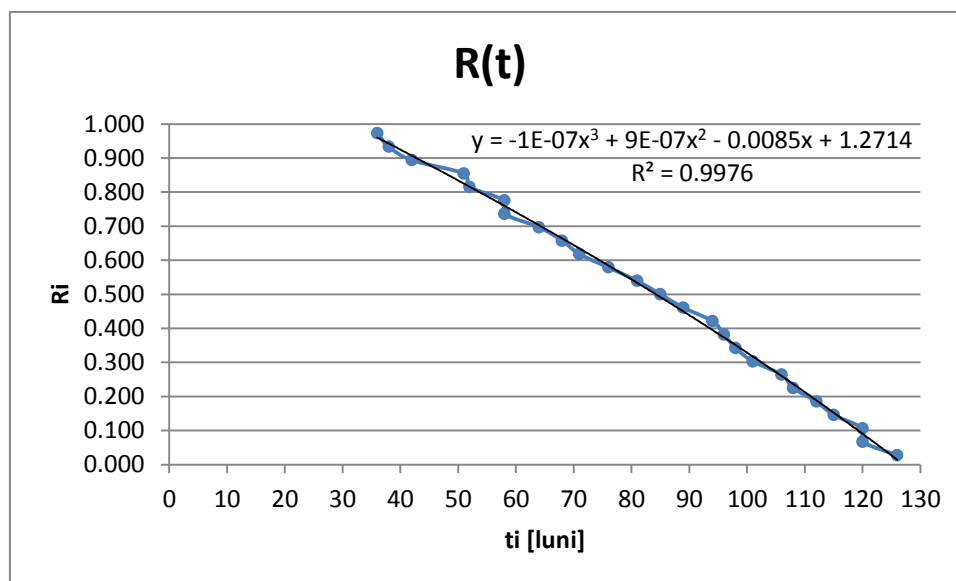
3. Modelul logaritmic ($R^2 = 0.9517$)



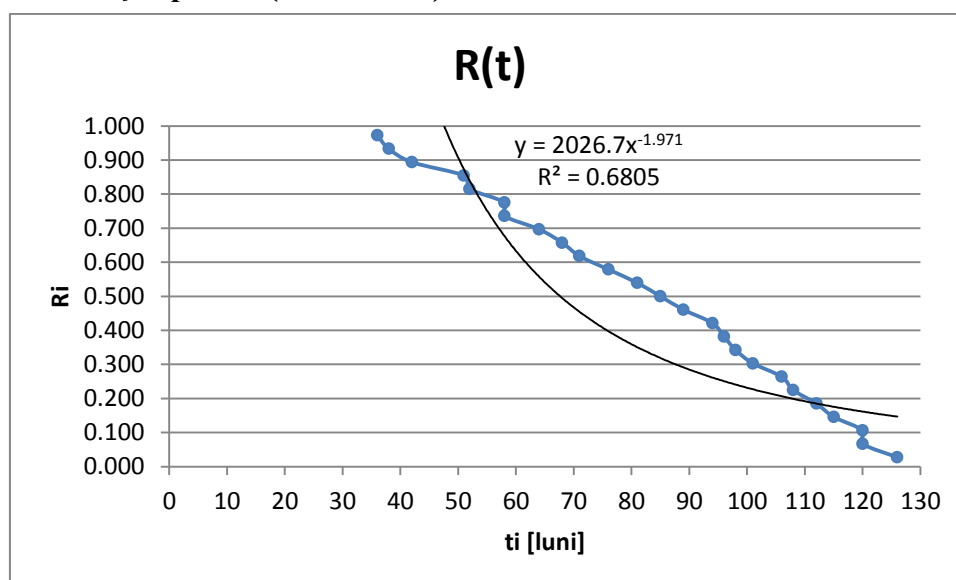
4.1. Modelul polinomial de ordin 2 ($R^2 = 0.9975$)



4.2. Modelul polinomial de ordin 3 ($R^2 = 0.9976$)



5. Modelul funcției putere ($R^2 = 0.6805$)



Rezumând, au rezultat următoarele valori pentru gradul de corelație R^2 .

Nr. crt.	Modelul matematic	R^2
1	Exponențial	0.7962
2	Liniar	0.9948
3	Logaritmic	0.9517
4	Polinomial de ordin 2	0.9975
5	Polinomial de ordin 3	0.9976
6	Putere	0.6805

Se observă că cel mai adecvat este modelul polinomial, cu valori ale lui R^2 de peste 0.99, și este mai verosimil pe măsură ce ordinul său crește.

Astfel, maximul lui R^2 s-a obținut pentru ordinul 3 și este evident că dacă se încearcă valori mai ridicate (ordin 4, ordin 5...) crește verosimilitatea sau adecvanța modelului, dar creșterea este prohibitivă, deoarece este infimă în raport cu dificultățile de operare tot mai mari, date fiind relațiile analitice tot mai complexe.

Mai mult, modelul liniar (care este, de fapt, cel mai simplu model polinomial) asigură o valoare pentru R^2 aproape la fel de mare: $R^2 = 0.9948$.

Ca urmare, dată fiind simplitatea modelului liniar (care asigură operabilitate ridicată calculului analitic pentru ceilalți indicatori de fiabilitate) și valoarea suficient de mare a gradului de corelație pe care o oferă, este absolut rezonabil ca dintre cele 6 modele să se aleagă *modelul liniar*.

Ca urmare, calculele indicatorilor de fiabilitate vor fi dezvoltate în continuare pornind de la realția analitică pentru funcția de fiabilitate:

$$R(t) = -0.0104 \cdot t + 1.3618$$

Descrierea completă a funcției de fiabilitate $R(t)$ necesită identificarea domeniului de definiție pentru care se aplică modelul liniar de mai sus.

Astfel, punând condițiile pentru extremele domeniului de valori

$$R(t_i) = 1$$

și

$$R(t_f) = 0,$$

se obține:

$$R(t_i) = 1 \Leftrightarrow 1 = -0.0104 \cdot t_0 + 1.3618 \Rightarrow t_0 = \frac{1 - 1.3618}{-0.0104} = \frac{-0.3618}{-0.0104} = 35 \text{ luni}$$

$$R(t_f) = 0 \Leftrightarrow 0 = -0.0104 \cdot t_0 + 1.3618 \Rightarrow t_0 = \frac{1.3618}{0.0104} = 131 \text{ luni}$$

Ca urmare, *funcția de fiabilitate* $R(t)$ este definită analitic complet astfel:

$$R(t) = \begin{cases} 1 & \text{pentru } t < 35 \text{ luni} \\ -0.0104 \cdot t + 1.3618 & \text{pentru } t \in [35, 131] \text{ luni} \\ 0 & \text{pentru } t > 131 \text{ luni} \end{cases} \quad (3.6)$$

iar funcția de nefiabilitate $F(t)$ va rezulta prin cunoscuta relație de complementaritate cu funcția de fiabilitate:

$$F_i = 1 - R_i = \begin{cases} 0 & \text{pentru } t < 35 \text{ luni} \\ 0.0104 \cdot t - 0.3618 & \text{pentru } t \in [35, 131] \text{ luni} \\ 1 & \text{pentru } t > 131 \text{ luni} \end{cases} \quad (3.7)$$

Ceilalți indicatori se calculează doar pentru intervalul de timp în care fiabilitatea variază ($t = 35 \dots 131$ luni), calculându-se cu relațiile cunoscute [11] pentru indicatorii de fiabilitate din cazul modelului uniform, unde parametrii a și b au valorile: **$a = 35$ luni; $b = 131$ luni.**

- Densitatea de probabilitate a timpului de bună funcționare, $f(t)$:

$$f(t) = \frac{1}{b-a} = \frac{1}{131-35} = \frac{1}{96} = 0.0104[\text{def} / \text{luna}] \quad (3.8)$$

care este, de fapt, chiar panta dreptei $F(t)$ sau argumentul funcției liniare $F(t)$. Este o constantă, aceasta fiind chiar condiția definitorie pentru modelul uniform.

- Rata defectării, $z(t)$:

$$z(t) = \frac{1}{b-t} = \frac{1}{131-t}[\text{def} / \text{luna}] \quad (3.9)$$

- Media timpului de bună funcționare, m :

$$m = \frac{a+b}{2} = \frac{35+131}{2} = 83 \text{ luni}$$

- Dispersia timpului de bună funcționare, D :

$$D = \frac{(b-a)^2}{12} = \frac{(131-35)^2}{12} = \frac{96^2}{12} = 768[\text{luni}^2]$$

- Abaterea medie pătratică a timpului de bună funcționare, σ :

$$\sigma = \frac{b-a}{2\sqrt{3}} = \frac{131-35}{2\sqrt{3}} = \frac{96}{2\sqrt{3}} = 28 \text{ luni}$$

- Coeficientul de variație a timpului de bună funcționare, v :

$$v = \frac{b-a}{\sqrt{3}(a+b)} = \frac{131-35}{\sqrt{3}(131+35)} = 0.34$$

- Mediana timpului de bună funcționare, Me :

$$Me \equiv m = \frac{a+b}{2} = 83 \text{ luni}$$

- Cuantila de 95% a timpului de bună funcționare, $t_{95\%}$, semnifică timpul la care sunt încă în stare de funcționare 95% dintre produse și se calculează cu o relație analitică similară funcției de fiabilitate:

$$R(t_{95\%}) = 0.95 = -0.0104 \cdot (t_{95\%}) + 1.3618 \Rightarrow$$

$$t_{95\%} = \frac{1.3618 - 0.95}{0.0104} = \frac{0.4118}{0.0104} = 39.6 \text{ luni}$$

- Cuantila de 90% a timpului de bună funcționare, $t_{90\%}$, rezultă astfel:

$$R(t_{90\%}) = 0.90 = -0.0104 \cdot (t_{90\%}) + 1.3618 \Rightarrow$$

$$t_{90\%} = \frac{1.3618 - 0.90}{0.0104} = \frac{0.4618}{0.0104} = 44.4 \text{ luni}$$

- *Mod* nu există în cazul legii uniforme, deci nici în acest caz, dat fiind că frecvența defectărilor $f(t)$ este constantă pe tot domeniul de definiție.

Este interesant că în acest caz cel mai adecvat model de fiabilitate (având în vedere și dorința de a nu fi prea complex) este legea uniformă, care conduce la rezultate foarte utile.

Se constată că regresia liniară utilizată pentru diferite modele în programul uzual Microsoft Excel conduce la unele modele matematice foarte verosimile, ceea ce relevă faptul că nu trebuie neglijată această primă explorare pe care o poate face, facil, cercetătorul în fiabilitate, cu foarte bune rezultate.

3.3. Dezvoltarea unei metode analitice bazată pe regresia liniară cu programul Microsoft Excel pentru modelarea fiabilității prin legea Weibull

Modelarea fiabilității se realizează prin diferite metode [5, 11]: grafice, analitice sau grafo- analitice.

Metodele grafice presupun utilizarea unor rețele probabiliste speciale (în coordonate carteziane, dar cu scări adecvate pentru fiecare tip de distribuție) pe care se reprezintă sub formă de puncte valorile discrete ale unuia din indicatorii de fiabilitate, determinate pe baza datelor experimentale. Cu ajutorul graficului obținut se determină valorilor parametrului modelului matematic (media m – pentru distribuția exponențială, media m și abaterea medie pătratică σ – pentru modelul normal, parametrii γ , η , β - pentru modelul Weibull...).

Metodele analitice constau în modelarea fiabilității pe cale pur analitică, prin aproximarea distribuției experimentale cu o lege teoretică de distribuție, utilizând metode matematice consacrate în teoria modelării (metoda momentelor, metoda verosimilității maxime, metoda celor mai mici pătrate). Pe baza acestor metode sunt realizate programe numerice de calcul, care permit identificarea modelului teoretic de fiabilitate cu o precizie impusă.

Există numeroase legi de distribuție continue utilizate în fiabilitate: exponențială, normală (Gauss-Laplace), lognormală, χ^2 , Student (t), gamma, beta, Fischer–Snedecor (F), Rayleigh, Gumbel, Weibull, etc. În general, aceste legi de distribuție au fost preluate din literatura matematică și au fost adaptate specificului fiabilității. Există însă și legi care au fost descoperite tocmai ca urmare a necesității de a descrie cât mai fidel fenomenele legate de fiabilitate, așa cum este cazul legii Weibull.

Dintre toate acestea, cele mai utilizate în studiul fiabilității sunt următoarele:

- legea exponențială, datorită simplității ei;
- legea normală – deoarece este o distribuție ce caracterizează foarte bine procesele din natură când numărul de experiențe este foarte mare
- legea Weibull, care poate fi particularizată astfel încât să reprezinte cu suficientă precizie orice tip de distribuție.

Există și metode combinate, *metodele grafo-analitice*, în cadrul cărora unii parametri se determină analitic, iar alții se determină grafic.

Se adoptă metoda de lucru cea mai convenabilă, în funcție de numărul de date experimentale (metodele grafice sunt aplicabile pentru un număr restrâns de date), în funcție de operativitatea dorită (metodele grafice sunt deosebit de operative și oferă rapid o imagine asupra alurii distribuției, cele analitice sunt operative doar dacă există programe de calcul deja realizate) și de precizia dorită (metodele analitice oferă, evident, un grad ridicat de precizie).

3.3.1. Formularea problemei

O problemă cu care se confruntă cei care doresc să realizeze studii de fiabilitate este tocmai dificultatea de a avea la dispoziție un algoritm sau un soft dedicat prin care să poată identifica cel mai adecvat model pentru studiul respective [15, 16], pentru că acest lucru necesită fie cumpărarea acelui soft, fie utilizarea unora dintre metodele grafice sau grafo-analitice cunoscute, care au limite în ceea ce privește verosimilitatea modelului obținut.

Ca urmare, obiectivul lucrării de față este identificarea unei metode suficient de precise și facile (susținută printr-un program de calcul ce poate fi realizat cu ajutorul pachetului Microsoft Office), care să conducă în final la un instrument de lucru ușor de accesat și de utilizat pentru modelarea fiabilității prin cea mai acoperitoare lege matematică în fiabilitate – legea Weibull.

3.3.2. Parametrii și principalii indicatori de fiabilitate în cazul modelului Weibull

Modelul Weibull law este definit prin expresia triparametrică propusă pentru funcția de fiabilitate:

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta} \quad (3.10)$$

unde:

- γ = *parametru de localizare* or *parametru de poziție*, este o valoare ce definește momentul de început al variației funcției de fiabilitate $R(t)$;
- η = *parametru de scară*, caracterizează întinderea distribuției pe axa timpului. Astfel, dacă $(t - \gamma)$ este egal cu η , $R(t)$ calculat cu relația (1) va fi:

$$R(t) = e^{-1^\beta} = e^{-1} = 0.368,$$

Adică, parametrul de scară reprezintă timpul, măsurat de la momentul γ , la care 63.2% dintre produse s-au defectat. De aceea, acest parametru exprimă un timp de funcționare caracteristic.

Ca urmare, parametrii γ și η sunt exprimați în unități de timp și pot fi evidențiați grafic (fig. 3.5).

- β = *parametru de scară*, este dimensional și este parametrul ce determină alura curbei de variației în timp a indicatorilor de fiabilitate- fig. 3.6 (pentru cazul $\gamma = 0$).

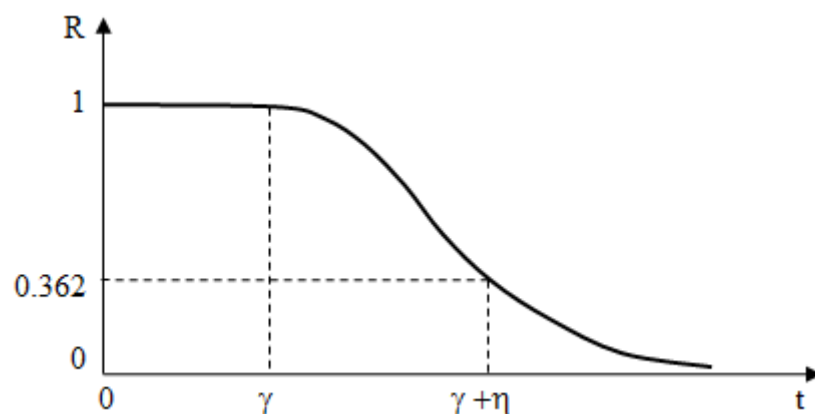


Fig. 3.5. Evidențierea parametrilor γ și η pe graficul $R(t)$ pentru modelul Weibull.

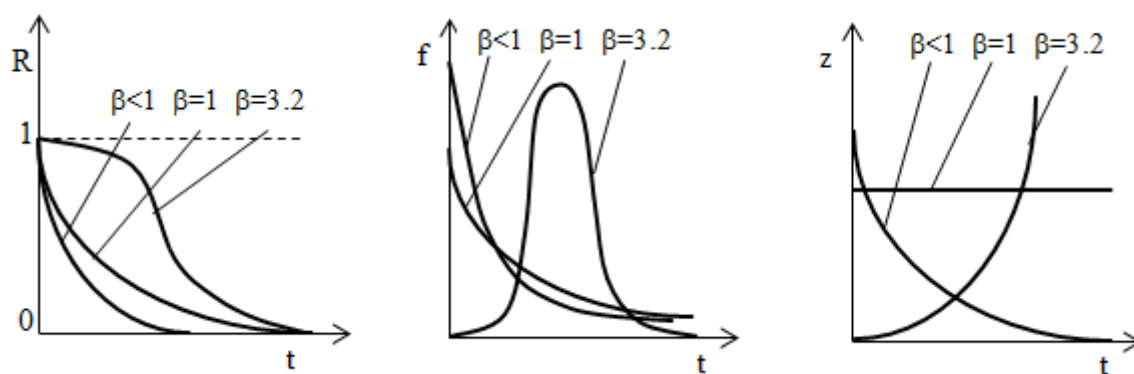


Fig. 3.6. Graficele indicatorilor de fiabilitate $R(t)$, $f(t)$ și $z(t)$ ale legii Weibull pentru diferite valori ale parametrului de formă β .

În fig. 3.6 sunt prezentate variațiile grafice ale indicatorilor $R(t)$, $f(t)$ și $z(t)$ considerând parametrul de localizare $\gamma = 0$ (deci defectiunile apar de la momentul $t = 0$) și parametrul de scară $\eta = 1$, pentru diferite valori ale parametrului β . Dacă $\eta \neq 0$, forma distribuției nu se schimbă, doar scara timpului se modifică (mai restrânsă sau mai extinsă).

Analizând graficul $z(t)$ din fig. 3.6 se constată:

- Pentru $\beta < 1$, rata defectării $z(t)$ este descrescătoare, astfel încât legea Weibull reprezintă prima porțiune a consacratei curbe “cadă de baie”, putând caracteriza, defectiunile din perioada rodajului;
- Pentru $\beta = 1$, rata defectării $z(t)$ este constantă, ca și în cazul legii exponențiale, putând caracteriza comportarea produsului în perioada vieții utile;
- Pentru $\beta > 1$, rata defectării $z(t)$ este crescătoare (pentru cazul $\beta = 3,2$ din figură, $f(t)$ corespunde chiar legii normale), deci în acest caz poate caracteriza perioada de uzură a produsului.

Astfel, legea Weibull poate reprezenta distribuții ale timpilor de defectare din toate cele trei perioade ale vieții produsului.

În concluzie, pentru anumite valori ale parametrilor γ , η și β , legea Weibull poate fi folosită în studiul unui mare număr de distribuții continue, inclusiv al celor două legi care au o utilizare aparte în studiile de fiabilitate: legea exponențială și legea normală.

O calitate în plus a modelului Weibull este că acesta înglobează modelele exponențial ($\beta = 1$), normal ($\beta = 3.2...3.4$), Rayleigh ($\beta = 2$) ș.a. sub forma unor cazuri particulare, în funcție de parametrul de formă β .

Pe baza relației analitice pentru funcția de fiabilitate $R(t)$, sunt determinați principalii indicatori de fiabilitate:

- Funcția de nefiabilitate (funcția de distribuție a timpilor de bună funcționare):

$$F(t) = 1 - R(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta} \quad (3.11)$$

- Densitatea de probabilitate a timpilor de buna funcționare:

$$f(t) = -\frac{dR}{dt} = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{\beta-1} \cdot e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta} \quad (3.12)$$

- Rata (intensitatea) defectării:

$$z(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{\beta}{\eta} \cdot \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{\beta-1} \quad (3.13)$$

3.3.3. Metode de identificare a modelului Weibull

Identificarea modelului Weibull care aproximează cel mai bine o distribuție experimentală poate fi realizată prin metode analitice bazate pe metodele speciale de modelare cunoscute (metoda momentelor, metoda verosimilității maxime, metoda celor mai mici pătrate). Aceste metode sunt complexe, dar dacă se realizează programe de calcul în acest scop, problema se reduce doar la introducerea datelor numerice (valorile timpilor de funcționare) pentru determinarea celor trei parametri care definesc modelul Weibull (γ – parametrul de localizare, η - parametrul de scară, și β – parametrul de formă).

În lucrarea [14] este prezentat un program de calcul în TurboPascal realizat prin metoda celor mai mici pătrate, care permite, prin înjumătățirea succesivă a intervalului, obținerea valorilor pentru cei trei parametri cu o precizie de 10^{-8} .

Metodele grafice sau metodele grafo-analitice (la care indicatorii β și η se determină grafic, iar indicatorul γ se determină grafo-analitic) prezintă operativitate destul de ridicată când numărul datelor nu este mare [47].

Au fost realizate mai multe tipuri de rețele probabiliste pentru estimarea modelului Weibull, cea mai utilizată fiind cea propusă de Allan Plaît în 1962 [11].

Aceasta se bazează pe liniarizarea distribuției Weibull prin două logaritmări succesive ale funcției de fiabilitate dată de relația:

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta} \quad (3.14)$$

Rezultă succesiv:

$$\ln R(t) = -\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta \quad (3.15)$$

$$\ln \frac{1}{R(t)} = \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta \quad (3.16)$$

Logaritmand a doua oară, se obține:

$$\ln \ln \frac{1}{R(t)} = \ln \ln \frac{1}{1-F(t)} = \beta \ln(t-\gamma) - \beta \ln \eta \quad (3.17)$$

care reprezintă o ecuație liniară de forma:

$$Y = \beta X + c \quad (3.18)$$

unde:

$$Y = \ln \ln \frac{1}{1-F(t)}, \quad X = \ln(t-\gamma) \quad \text{și} \quad c = -\beta \ln \eta \quad (3.19)$$

Rezultă că în rețeaua probabilistă având pe ordonată scara Y și pe abscisă scara X, o distribuție a datelor statistice definită prin legea Weibull de parametri γ , η și β se va alinia după o dreaptă, denumită și “dreapta Weibull”, având înclinarea egală tocmai cu parametrul β .

Pentru determinarea parametrului de scară η se pleacă de la observația:

$$F(t = \gamma + \eta) = 1 - e^{-\left(\frac{\eta}{\eta}\right)^\beta} = 1 - e^{-1} = 1 - 0.368 = 0.632 \quad (3.20)$$

ceea ce conduce la concluzia că valoarea $\gamma + \eta$ se identifică pe scara timpului corespunzător valorii $F(t) = 0.632$ de pe dreapta Weibull.

Determinarea parametrului de localizare η se realizează printr-o metodă grafo-analitică, pe baza dreptei identificate prin rețeaua probabilistă Allan-Plait.

3.3.4. Metoda propusă pentru identificarea modelului Weibull

Metoda propusă are ca punct de plecare observația că poate fi valorificată expresia analitică pentru dreapta Weibull din rel. (3.17), care conține parametrul de formă β și parametrul de scară η , pentru a determina valorile parametrilor β și η prin regresia liniară a distribuției punctelor $Y_i(X_i)$ prin utilizarea funcției *Trendlane* din cadrul programului Microsoft Excel.

Astfel, în conformitate cu conceptele prezentate anterior, se utilizează programul Microsoft Excel și se realizează pașii următori:

Pasul 1. Se introduc pe o coloană valorile celor n timpi de defectare ce constituie date de intrare și apoi acestea se ordonează ascendent, de la t_1 la t_n .

Pasul 2. Se adoptă, absolut rezonabil, pentru parametrul de localizare γ valoarea primului timp de defectare:

$$\gamma \equiv t_1 \quad (3.21)$$

Pasul 3. Se crează o a doua coloană cu numere de ordine pentru timpii de defectare, de la 1 la n .

Pasul 4. Se crează o a treia coloană cu valorile $t_i - \gamma$.

Pasul 5. Se calculează pe o a patra coloană proporția produselor defectate, utilizând o formulă ce evită lipsa de operaționalitate sau de relevanță pentru valorile extreme, recomandată de literatura de specialitate:

$$F_i = (i - 0.5)/n \quad (3.22)$$

Pasul 6. Se calculează pe o a cincea coloană valorile argumentului X_i :

$$X_i = \ln(t_i - \gamma) \quad (3.23)$$

Pasul 7. Se crează o ultimă coloană cu valorile Y_i :

$$Y_i = \ln \ln \frac{1}{1 - F_i} \quad (3.24)$$

Pasul 8. Se construiește graficul cu distribuția punctelor $Y_i = f(X_i)$. Pentru momentul de început al defectărilor t_0 , unde funcția $\ln(t - t_0)$ nu este definită, se atribuie automat valoarea 0.

Pasul 9. Utilizând funcția *Trendlane* se construiește dreapta de regresie a distribuției de perechi de puncte (X_i, Y_i) , pentru care se obține relația analitică și valoarea pătratului gradului de corelație R .

Conform relației (3.17), coeficientul variabilei X este chiar parametrul de formă β , iar termenul liber conține parametrii β și η :

$$c = -\beta \ln \eta \quad (3.25)$$

Pasul 10. Din această ultimă relație, cunoscând valoarea parametrului β se poate obține pe cale analitică parametrul η , conform relației:

$$\eta = e^{-\frac{c}{\beta}} \quad (3.26)$$

Așa cum s-a precizat mai înainte, la momentul $t = \gamma + \eta$, proporția produselor defectate este de 63.2%, ceea ce poate fi constatat pe coloana F din tabelul cu datele prelucrate.

Acum fiind identificat modelul Weibull (se cunosc valorile celor 3 parametr: γ , η și β), se poate estima pentru orice valoare a timpului principalii indicatori de fiabilitate (rel. 3.10, 3.11, 3.12 și 3.13).

De asemenea, se poate verifica dacă la o valoare precizată a timpului t_c (t_c reprezintă o cantită a timpului de funcționare) produsul îndeplinește un obiectiv de fiabilitate prestabilit R_{lim} :

$$R(t_c) = e^{-\left(\frac{t_c - \gamma}{\eta}\right)^\beta} \geq R_{lim} \quad (3.27)$$

Urmând pașii algoritmului prezentat mai sus, a fost realizat un program de calcul în Microsoft Excel care realizează, pe baza datele de intrare, identificarea celor 3 parametri ai modelului Weibull și verificarea obiectivului de fiabilitate prestabilit.

APLICAȚIA 3.1

Pentru un lot de 25 de instalații de climatizare cu aceleași caracteristici și utilizate pe același tip de autovehicul, în condiții asemănătoare, au fost înregistrați timpii primei defectări [luni] și au fost introduse datele în programul de calcul realizat, rezultând valorile din tab. 3.3 și dreapta de regresie Weibull din fig. 3.6.

Tab. 3.3. Datele de intrare și valorile obținute cu programul de calcul.

t [luni]	i	t-t ₀ [luni]	F	X = ln(t-t ₀)	Y = ln[-ln(1-F)]
t₁ = 6	1	0	0.02	0.0000	-3.9019
10	2	4	0.06	1.3863	-2.7826
12	3	6	0.10	1.7918	-2.2504
15	4	9	0.14	2.1972	-1.8916
17	5	11	0.18	2.3979	-1.6172
17	6	11	0.22	2.3979	-1.3925
21	7	15	0.26	2.7081	-1.2003
21	8	15	0.30	2.7081	-1.0309
28	9	22	0.34	3.0910	-0.8782
32	10	26	0.38	3.2581	-0.7381
37	11	31	0.42	3.4340	-0.6075
38	12	32	0.46	3.4657	-0.4842
39	13	33	0.50	3.4965	-0.3665
45	14	39	0.54	3.6636	-0.2529
46	15	40	0.58	3.6889	-0.1421
48	16	42	0.62	3.7377	-0.0330
54	17	48	0.66	3.8712	0.0759
62	18	56	0.70	4.0254	0.1856
62	19	56	0.74	4.0254	0.2979
64	20	58	0.78	4.0604	0.4148
64	21	58	0.82	4.0604	0.5393
73	22	67	0.86	4.2047	0.6761
81	23	75	0.90	4.3175	0.8340
89	24	83	0.94	4.4188	1.0344
92	n = 25	86	0.98	4.4543	1.3641

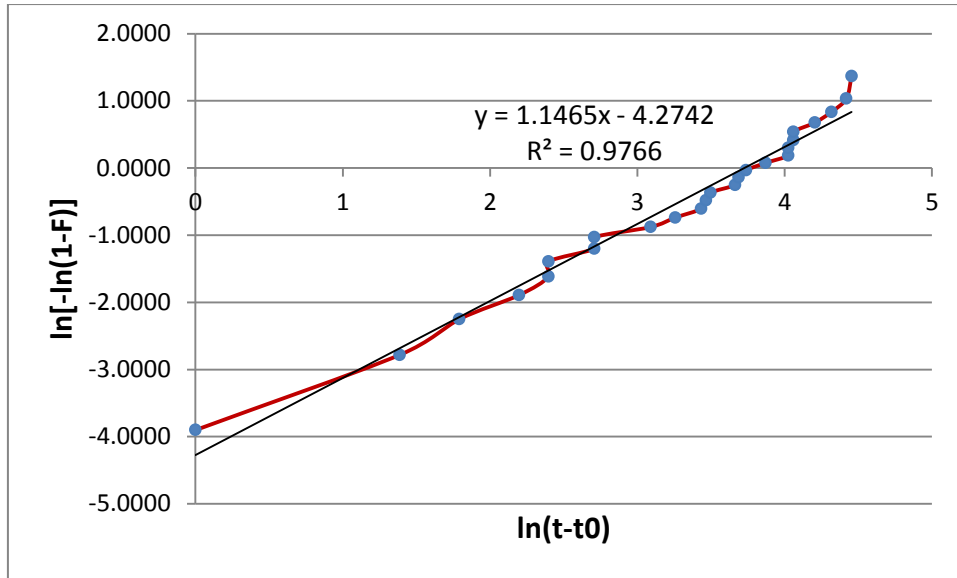


Fig. 3.6. Dreapta de regresie a modelului Weibull obținut.

S-a obținut, cu un grad de încredere foarte ridicat ($R^2 = 0.9766$), ecuația dreptei Weibull:

$$y = 1.1465x - 4.2742,$$

unde argumentul funcției (coeficientul variabilei x) este chiar parametrul de formă: $\beta = 1.1465$.

Conform rel. (3.21), se consideră

$$\gamma \equiv t_1 = 6luni$$

Termenul liber al ecuației permite, printr-un calcul direct (rel. 18), determinarea valorii parametrului η :

$$\eta = e^{-\frac{c}{\beta}} = e^{-\frac{-4.2742}{1.1465}} = 41.5luni$$

Deci, modelul Weibull obținut are relația analitică:

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t-6}{41.5}\right)^{1.1465}}$$

Pentru validarea obiectivului de fiabilitate precizat (în primul an de exploatare fiabilitatea să nu scadă sub valoarea $R_{lim} = 0.95$, sau cuantila de 95% să fie de cel puțin 12 luni), conform relației anterioare a rezultat:

$$R(12) = e^{-\left(\frac{12-6}{41.5}\right)^{1.1465}} = 0.897 < R_{lim} = 0.95$$

deci obiectivul de fiabilitate propus nu este îndeplinit (a fost invalidat).

3.3.5. Concluzii

Metoda analitică propusă pentru liniarizarea funcției Weibull permite utilizarea funcției de regresie liniară a softului Microsoft Office pentru obținerea ecuației dreptei Weibull, unde parametrul de formă β se identifică cu argumentul funcției, iar parametrul de scară η rezultă prin calcul analitic în raport cu termenul liber.

Programul de calcul creat în Microsoft Excel permite identificarea celor 3 parametri ai modelului Weibull și, pe baza modelului Weibull astfel determinat, validarea sau invalidarea obiectivelor de fiabilitate.

Aplicația prezentată relevă și faptul că modelul Weibull determinat pe baza acestei metode prezintă un grad de corelație suficient de ridicat în raport cu distribuția datelor disponibile, chiar în cazul în care acestea nu sunt foarte numeroase.

Astfel, instrumentul de lucru propus conduce la estimări verosimile ale fiabilității, este ușor de utilizat și oferă posibilitatea realizării unor analize de fiabilitate ample.

4. PROIECTAREA SISTEMELOR DE MENTENANȚĂ A INSTALAȚIILOR DE CLIMATIZARE PE BAZA DATELOR DESPRE FIABILITATE

4.1. Relația fiabilitate – mentenabilitate - disponibilitate

Funcționarea fără defecțiuni a unui produs reparabil, așa cum este instalația de climatizare, este strâns legată de posibilitatea de menținere în funcțiune sau de readucere în stare de funcționare a acestuia în caz de defectare.

Pentru produsele reparabile, alături de parametrii de fiabilitate, care caracterizează funcționarea fără defecțiuni, se utilizează și parametrii restabilirii și parametrii de disponibilitate, care sunt specifici activității de mentenanță.

Pentru un sistem reparabil, fiabilitatea este o condiție necesară, dar nu și suficientă. Pentru a fi disponibil în orice moment, sistemul trebuie să fie ușor de întreținut, ușor de reparat, ușor de menținut în stare de funcționare. Această caracteristică – denumită *mentenabilitate* – depinde de: accesibilitatea sistemului, adică de ușurința demontării oricărui element component [11]; existența S.D.V.-urilor și a pieselor de schimb necesare reparației (logistică); activitatea de “service”, atât în perioada de garanție, cât și după expirarea acesteia. Factorii care determină disponibilitatea unui produs sunt prezentați în fig. 4.1.

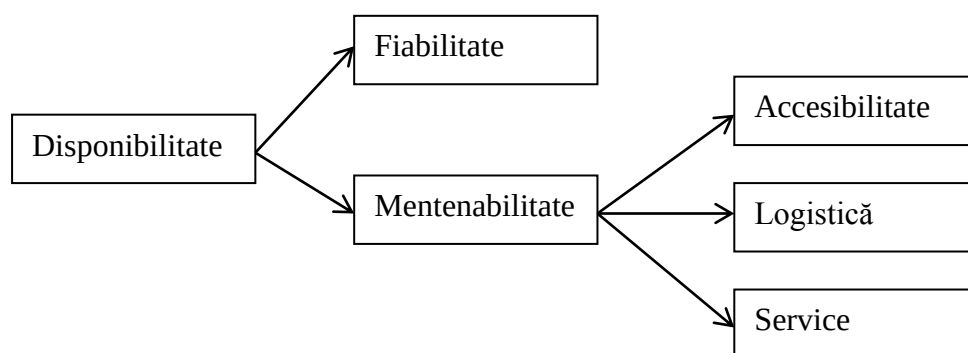


Fig. 4.1. Relația disponibilitate – fiabilitate – mentenabilitate.

Disponibilitatea este proprietatea unui produs exprimată prin probabilitatea ca acesta să fie în stare de funcționare la un moment dat și poate fi calculată prin expresia:

$$A = \frac{MTBF}{MTBF + MTR} \quad (4.15)$$

în care MTBF este media timpilor de bună funcționare, iar MTR este media timpilor de restabilire (reparare).

Mentenabilitatea este proprietatea unui produs exprimată prin probabilitatea ca acesta să poată fi supravegheat, întreținut și reparat într-o anumită perioadă de timp.

Disponibilitatea produsului este rezultatul a două evenimente, fiabilitate și mentenabilitate, relația dintre ele fiind:

$$A(t) = R(t) + [1 - R(t)] \cdot F_{men}(t) \quad (4.16)$$

Disponibilitatea unui produs este determinată deci de două probabilități:

- a) – probabilitatea ca produsul să funcționeze într-un interval de timp t (fiabilitatea);
- b) – probabilitatea de a fi repus în funcțiune în intervalul de timp t (mentenabilitatea).

Se poate afirma că disponibilitatea constituie forma cea mai complexă de manifestare a calității produselor în procesul utilizării lor deoarece ea include atât fiabilitatea cât și mentenabilitatea lor.

Ultima relație permite reprezentarea grafică a dependenței simultane a disponibilității de fiabilitate (fig. 4.3). Se obțin *curbele de izodisponibilitate* în coordonate fiabilitate – mentenabilitate, remarcându-se posibilitățile majore pe care le oferă mentenabilitatea în controlul calității produselor, mai ales în cazul unor nivele reduse ale fiabilității.

Aceste considerații sunt utile pentru dimensionarea sistemului de mentenanță prin impunerea unei anumite disponibilități staționare a produsului, pentru anumite valori ale ratei de defectare, ceea ce permite determinarea ratei (intensității) de restabilire necesare.

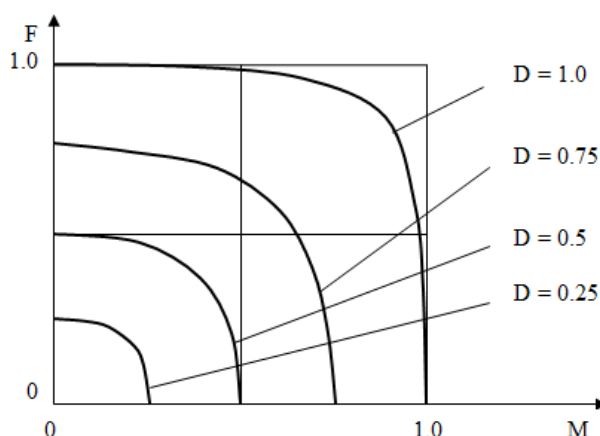


Fig. 4.3. Dependenta disponibilității de fiabilitate și mentenabilitate.

4.3. Indicatori referitori la timpul de utilizare între reparații planificate, la timpul de reparare și indicatori globali

În afară de timpul total de utilizare, care prezintă un interes deosebit în special pentru cunoașterea resursei totale a unui element reparabil, este deosebit de util să se cunoască și

modul de comportare a produsului între reparațiile planificate. Astfel, se poate organiza judicios activitatea de mentenanță bazată pe reparații profilactice.

Evident, după reparație lotul de elemente reparate va avea fiabilitatea maximă, $R = 1$, dar se constată că viteza de reducere a fiabilității este mult mai accentuată în noua perioadă de utilizare, iar timpul de utilizare va fi din ce în ce mai scurt (fig. 4.5). Se consideră că elementul intră în reparație atunci când fiabilitatea sa atinge un nivel limită R_{lim} .

Indicatorii timpului de reparare permit proiectarea sistemelor de mentenanță în unitățile service, iar indicatorii timpului total de reparare permit, în plus, și calcule pentru dimensionarea unităților de service, pentru luarea deciziilor cu privire la investiții.

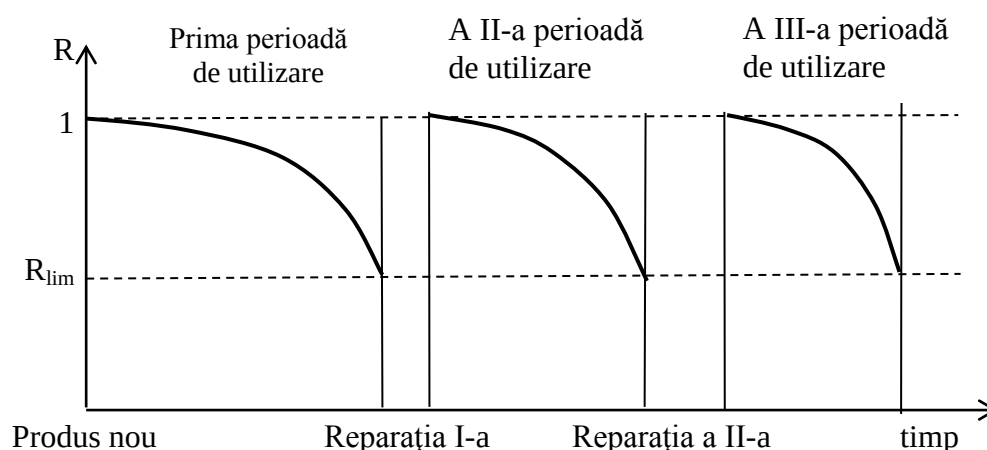


Fig. 4.5. Variația fiabilității între reparațiile planificate.

4.4. Sisteme de mentenanță

Într-o clasificare generală a sistemelor de mentenanță (fig. 4.6), există două tipuri (politici) de mentenanță:

1 - mentenanță preventivă (Prement), la care intervențiile tehnice se produc înainte de producerea defecțiunilor, pe baza unor planificări realizate dinainte pe baza studiului evoluției stării tehnice a componentelor produsului;

2 - mentenanță corectivă (Corment), la care intervenția tehnică se realizează după producerea defecțiunii, în scopul înlăturării acesteia.

Clasificările pot fi mai amănunțite, dar cele două principii de clasificare inițiale se mențin:

- dacă intervențiile se fac după producerea defecțiunii, mentenanța are caracter corectiv;
- dacă intervențiile se fac înainte de defectare, fie după o planificare inițială, fie în urma unor evaluări a stării tehnice în perioada de funcționare a produsului, mentenanța are caracter preventiv.

Termenul de mentenanță preventivă este valabil pentru ambele aspecte, dar cu specificarea principiului de organizare a lucrărilor:

- mentenanță preventivă sistematică;
- mentenanță preventivă condițională.

Mentenanța bazată pe fiabilitate, apărută inițial în aeronautică sub numele de: "Reliability Centered Maintenance" utilizează tehnicile mentenanței preventive pentru atingerea obiectivelor de fiabilitate. Bazată pe cunoașterea indicatorilor de fiabilitate ai componentelor, aceasta metodă suscită acțiuni de mentenanță preventivă pentru componentele considerate critice și specifice mentenanței corective pentru cele necritice.

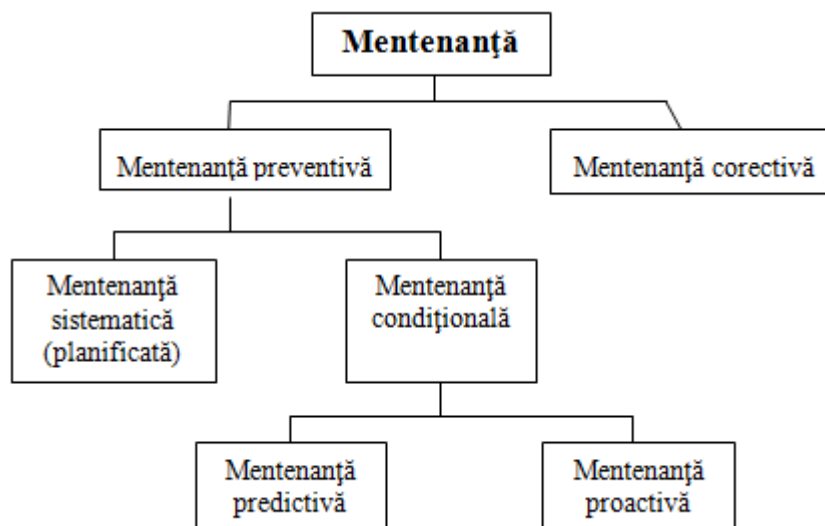


Fig. 4.6. Sisteme de mentenanță.

Unul din criteriile rapide de alegere între tipurile de mentenanță de tip corectiv și de tip preventiv, este în funcție de modul de defectare și de importanța componentei din punct de vedere al securității [11, 12]. Astfel, dacă defectările se produc brusc, accidental, nu există elemente care să permită previziunea momentului defectării, astfel că se adoptă sistemul de mentenanță de tip corectiv.

Dacă defecțiunea se produce ca urmare a unor procese continue de degradare (uzură, coroziune) care pot fi descrise prin indicatori cantitativi, se poate realiza predicția momentului începerii defectării și deci se pot programa intervențiile tehnice înainte de acest moment. Cum instalațiile de climatizare sunt formate dintr-o mare diversitate de componente, care sunt supuse unor procese de degradare de naturi diferite (mecanice, chimice), pentru întregul produs, deci la nivel global, se adoptă mentenanța complexă, care presupune un cumul al activităților de mentenanță desfășurate pentru componente, care pot fi de tip Prement sau Corment.

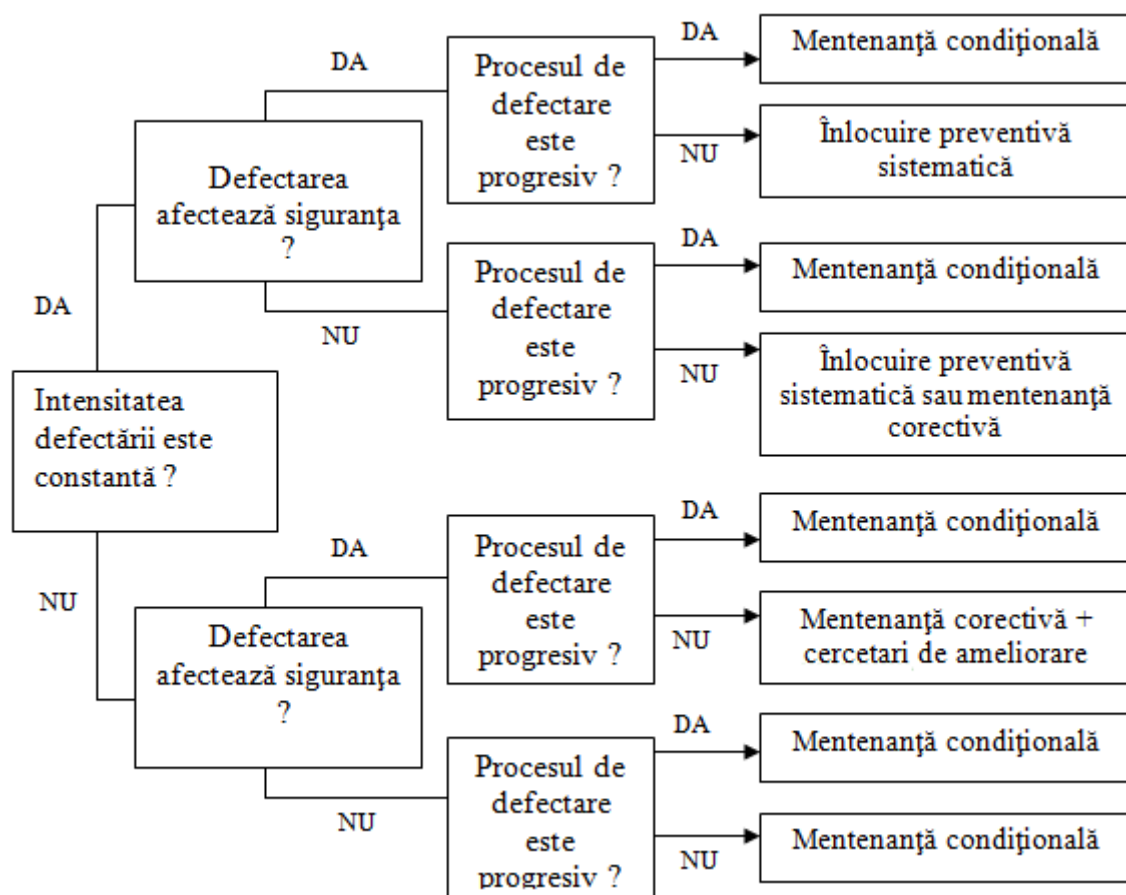


Fig. 4.8. Arbore de decizie pentru sistemul de mentenanță.

4.5. Dimensionarea stocurilor de piese de schimb pe baza indicatorilor de fiabilitate

Sistemul de mentenanță al produselor comportă o serie întreagă de aspecte, iar gestionarea concertată a acestor activități în scopul realizării unei activități eficiente (“disponibilitate maximă a produsului cu cheltuieli minime”) necesită proiectarea și optimizarea acestor componente pe baze științifice, făcând apel la modelarea matematică a proceselor de mentenanță, utilizând indicatorii de fiabilitate.

Optimizarea stocurilor de piese de schimb constituie un subiect de mare interes pentru depozitele de piese de schimb organizate la nivel regional sau național, în cazul marilor rețele de asistență tehnică.

Sistemul de aprovizionare este o componentă importantă a sistemului de mentenanță pentru marile unități de asistență tehnică, caz în care alături de gestionarea stocurilor de piese de schimb se urmărește și raționalizarea activității de transport cu mijloacele proprii.

Stocurile de piese de schimb sunt create și menținute la anumite valori în cadrul activității de mentenanță în scopul asigurării posibilității de a executa prompt și cu eficiență maximă lucrările de mentenanță impuse de asigurarea unui nivel de fiabilitate corespunzător

pentru produse. Sunt două aspecte sub care este privită dimensionarea stocurilor: *criteriul economic*, care presupune minimizarea cheltuielilor de achiziționare, gestionare și desfacere, respectiv *condiția asigurării în permanență a unui stoc minim*, care să evite întârzieri în depanarea produselor datorită lipsei momentane a pieselor de schimb.

O rezolvare a modelului de aprovizionare în acest sens reclamă determinarea funcției de fiabilitate în intervalul dintre două aprovizionări.

Pornind de la relația:

$$R(t) = e^{-\int_0^t z(t)dt} \quad (4.24)$$

unde $z(t)$ este rata de defectare [def/h], există posibilitatea de a determina probabilitatea ca un element care a funcționat fără defecțiuni până la timpul t_2 să nu se defecteze în intervalul (t_1, t_2) , pentru cazul când rata defectării se consideră constantă:

$$R(t_2 / t_1) = e^{-\int_{t_1}^{t_2} z(t)dt} = \frac{R(t_2)}{R(t_1)} \quad (4.25)$$

care, în cazul când se consideră $t_2 = t_1 + t$, poate fi scrisă astfel:

$$R(t_1 + t / t_1) = \frac{R(t_1 + t)}{R(t_1)} \quad (4.26)$$

Pe baza relațiilor pentru evoluția fiabilității în interval, se poate estima numărul de defecțiuni pe intervalul respectiv, deci mărimea loturilor aprovizionate:

$$n_{t_i} = N_{t_{i-1}} F(t_{i-1} / t_i) = \left(N_0 - \sum_{k=1}^{i-1} n_k \right) (1 - R(t_i / t_{i-1})) \quad (4.27)$$

unde:

- n_{ti} – numărul de piese ce se vor defecta în intervalul t_i ;
- N_0 – mărimea lotului de produse.

4.6. Posibilități de optimizare a stocurilor cu piese de schimb.

Optimizarea stocurilor presupune proiectarea unor sisteme de gestionare a pieselor de schimb și optimizarea acestora dacă este necesar. Pe baza consumului de piese de schimb din

anii precedenți și a studiilor de fiabilitate realizate, având în vedere volumele de vânzări prin fiecare unitate de lucru, se pot estima consumurile pentru perioada imediat următoare.

Piese de schimb se diferențiază între ele prin valoarea unitară și prin frecvența de defectare a lor – aspecte importante pentru valoarea stocurilor imobilizate în activitatea de mentenanță. Pe baza acestui aspect s-a pus la punct o tehnică de control a stocurilor în mod metodic, pentru evitarea dispersării eforturilor și a consumului nejustificat de timp.

Această tehnică constă în a grupa diferitele articole ce constituie un stoc numai în câteva categorii, după normele sistemului numit “Metoda ABC”, care este o transpunere în domeniul stocurilor a distribuției Pareto.

Astfel, articolele stocului sunt clasificate după valoarea lor. Se constată că, în general, 70...80% din totalul investiției financiare este determinat de 10...15% din numărul de articole stocate. Dacă se reprezintă această situație cumulativ, în ordinea descrescătoare a valorii stocurilor pentru fiecare articol, se obține graficul din fig. 4.9 și tab. 4.5.

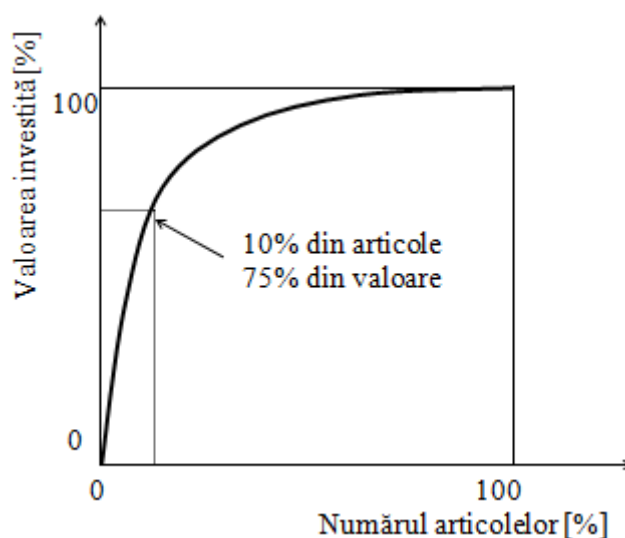


Fig. 4.9. Dependenta între distribuția stocurilor și valoarea investită.

Tab. 4.5. Grupele de articole în funcție de valoarea imobilizată.

Grupa	Numărul de articole raportat la numărul total	Valoarea procentuală din valoarea globală a stocului
A	10%	75%
B	25%	20%
C	65%	5%

Se relevă astfel posibilitatea tratării selective a stocurilor, clasificate în cele trei grupe. Grupa A, care reprezintă cea mai mare parte a sumei investite (75%) va trebui supravegheată

în mod deosebit. În plus, această supraveghere nu va fi foarte costisitoare, deoarece ea se va exercita numai asupra unui număr limitat de articole: 10%. Pentru grupa C, cu o mică valoare a stocului, nu se justifică o atenție la fel de mare.

Metoda ABC permite deci a se doza intensitatea controlului stocurilor pentru fiecare articol în funcție de importanța capitalului pe care îl blochează. Dar este insuficient un control care să țină cont numai de consistența stocurilor. De aceea, se pot avea în vedere și alte criterii de selecție. Există piese care prin defectare antrenează defecțiuni critice (produsul nu mai funcționează). Acestea vor fi tratate cu atenție specială, deoarece în acest caz nu mai primează “criteriul valoare” ci “criteriul esențialitate”. Pentru piesele cu probleme de aprovizionare va prima “criteriul dificultate de aprovizionare”.

Un *sistem de gestionare a stocurilor* este definit de caracterul (fix sau variabil) al cantităților comandate și intervalele dintre comenzi. Metodele utilizate sunt următoarele (tab. 4.6):

Tab. 4.6. Grupele de articole în funcție de valoarea imobilizată.

<i>Sistemul de gestionare</i>	<i>Cantitatea comandată</i>	<i>Intervalul de timp între comenzi</i>
Punct de comandă	Fixă	Variabil
Plan de aprovizionare	Variabilă	Fix
Program de aprovizionare	Fixă	Fix
Cazul pieselor de securitate	Variabilă	Variabil

Mărimile acestor două elemente sunt determinate pentru fiecare piesă de schimb în parte, având în vedere obținerea unor cheltuieli de gestionare minime.

Cel mai simplu de aplicat și urmărit este sistemul de gestionare cu cantități comandate și termene fixe. Deși este limitat ca posibilități de eficientizare economică, este interesant de studiat acest sistem deoarece el constituie baza pe care poate fi dezvoltat oricare din celelalte sisteme.

4.7. Modelarea matematică a unui program de aprovizionare

Programul de aprovizionare (cantități fixe la termene fixe) este utilizat mult în gestionarea pieselor de schimb. deoarece se lansează de fapt o comandă unică la un furnizor pentru mai multe articole, însoțită de un desfășurător al livrărilor, de regulă la intervale egale de timp.

Cantitatea de comandat și intervalul dintre comenzi se determină în general analizându-se în mod independent stocurile pentru fiecare piesă de schimb [18]. Se consideră consumul constant în timpul perioadei analizate, graficul ce reprezintă variația stocului fiind cunoscut sub numele “diagrama fierăstrău” (fig. 4.10).

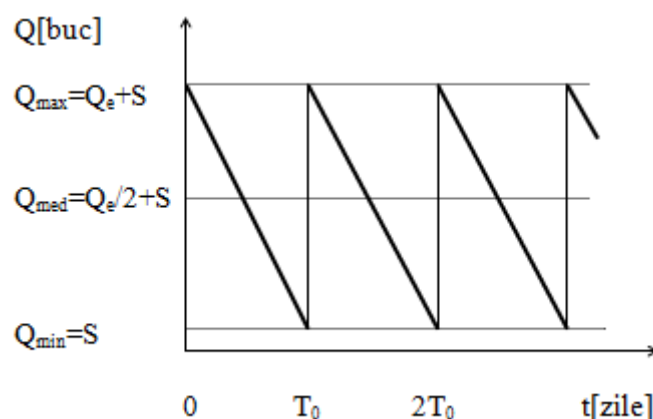


Fig. 4.10. Variația stocului în timp.

Costul total al gestionării stocurilor cuprinde:

- costul comenzilor și recepționării produselor (cost de achiziție);
- costul articolelor comandate (cost de cumpărare);
- costul de posesie.

La modul general, aceste costuri depind de următorii parametri:

- K [buc]: consumul anual previzionat;
- Q [buc.]: cantitatea comandată la fiecare reprovizionare;
- S [buc.]: stocul de protecție;
- P_u [unități monetare]: prețul unitar al piesei de schimb;
- i [%]: coeficient de posesie, aplicat valorii medii a stocului anual;
- C_a [unități monetare]: cost de achiziție pentru o comandă.

Modelarea sistemelor de stocare a unui singur tip de produse

Un model matematic simplu pentru un sistem de stocare a unui singur tip de produse poate fi realizat pe baza următoarelor ipoteze:

- cererea pentru produsul respectiv se consideră constantă și continuă pe o perioadă îndelungată de timp;
- toate cererile pentru produsul respectiv vor fi onorate la timp, livrările fiind prompte;
- se stochează un singur tip de produse (sau se consideră că stocarea acestui produs este independentă de celelalte tipuri de produse ce pot constitui obiectul de activitate al gestiunii);
- costul stocării se consideră proporțional cu cantitatea medie din stoc;
- costul comenzii și recepției unui lot este independent de dimensiunea acestuia.

Pentru gestionarea stocului pentru un anumit articol, costul total va fi:

$$C_t = \frac{K}{Q} C_a + K P_u + \left(\frac{Q}{2} + S \right) P_u i \quad (4.28)$$

unde se consideră că la începutul perioadei există deja un stoc egal cu stocul de protecție.

Optim din punct de vedere economic înseamnă ca aceste cheltuieli să fie minime ($C_{\min}$), deci mărimea cantității economice de comandat va satisface condiția (fig. 4.11):

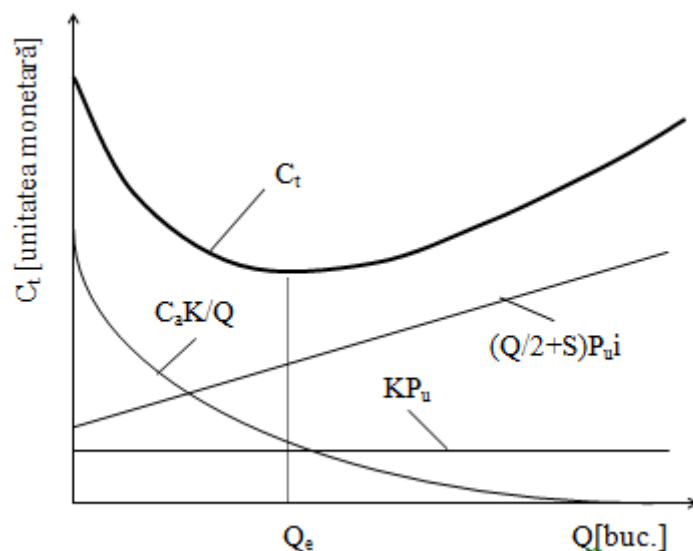


Fig. 4.11. Dependenta dintre costurile de gestionare a stocurilor și mărimea cantității aprovizionate.

$$\frac{\partial C_t}{\partial Q_e} = -\frac{KC_a}{Q_e^2} + \frac{1}{2}P_u i = 0 \quad (4.29)$$

de unde rezultă:

$$Q_e = \sqrt{\frac{2KC_a}{P_u i}} \quad (4.30)$$

cunoscută sub numele de “formula lui Wilson”.

Cantitatea economică de comandat Q_e necesită N comenzi într-un an calendaristic, la un interval de timp T_0 determinat cu relația:

$$T_0 = \frac{1(an)}{N} = \frac{Q_e}{K} \quad (4.31)$$

Modelele matematice realizate pentru aceste sisteme de stocare permit destul de facil realizarea unui program de calcul care are ca date de intrare mărimile: consumul anual

previzionat, costul de achiziție pentru o comandă, costul de stocare al unei unități de stoc pe o perioadă de timp și stocul de siguranță. Se obțin valorile pentru cantitatea optimă de aprovizionat, intervalul optim de aprovizionare și costul total stocării pentru o perioadă de timp.

Interes prezintă și realizarea calculelor considerând numai costurile efective legate de activitatea de aprovizionare și stocare, fără a lua în calcul valoarea stocului de piese de schimb. Astfel, costul total al stocării unui singur reper pentru o anumită perioadă de timp (un an) va fi dat de relația:

$$C_t = \frac{K}{Q} C_a + \left(\frac{Q}{2} + S \right) P_u i \text{ [lei]} \quad (4.32)$$

unde față de rel. (4.28) lipsește doar termenul $K \cdot P_u$ care reprezintă valoarea stocului achiziționat (costul de cumpărare) în perioada planificată. În ambele cazuri analizate cantitatea optimă de aprovizionat și intervalul optim dintre comenzi au aceleași valori, dar costul total este diferit:

- în primul caz costul total reprezintă valoarea pieselor de schimb cumpărate în perioada planificată și costurile de aprovizionare și de gestionare;
- în al doilea caz costul total nu include și valoarea pieselor de schimb achiziționate.

Valorile obținute în această a doua variantă sunt mai interesante pentru un agent economic care realizează doar activitatea de aprovizionare și gestionare, cum este cazul în perioada de garanție, când decontările se realizează direct între producătorul automobilului și furnizorul piesei de schimb, unitatea de service realizând doar gestionarea pieselor de schimb și înlocuirea celor defecte.

Datele inițiale necesare pentru realizarea acestor modelări prezintă următoarele particularități:

- mărimea cantității totale comandate pentru perioada planificată (de regulă, un an) se stabilește pe baza studiilor fiabilistice, iar dacă exista deja experiența din anii precedenți, se poate aplica o analiză a cererii posibile în funcție de noile condiții (modificarea dimensiunilor și structurii pieței căreia i se adresează);
- costul comenzii și recepției unei cantități C_e comandate se stabilește prin calcule economice: costul transportului, investiții și amortismente pentru mijloacele de transport, salariile șoferilor, merceologilor, recepționarilor, etc;
- costul de stocare al unei piese în perioada planificată este rezultatul unor factori tehnico-economici: spații de gestionare și mijloace de transport intern, energie, salarii, etc.

5. CONCLUZII. CONTRIBUȚII PERSONALE. PERSPECTIVE DE CERCETARE

5.1. Concluzii

Microclimatul la locul de muncă influențează securitatea, sănătatea și capacitatea de muncă a angajaților. Acesta trebuie apreciat în raport cu limitele de adaptabilitate ale organismului uman, efortul fizic determinat de activitate, îmbrăcămintea executantului, caracteristicile proceselor tehnologice de la locul activității.

Cerința cea mai importantă a unei locuințe corespunzătoare din punctul de vedere al confortului termic este ca, indiferent de anotimp și de condițiile climatice exterioare, să asigure un microclimat interior în care elementele care definesc confortul (factorii de confort termic) să se păstreze în limitele optime.

Cei mai importanți factori de confort termic nu sunt cei obiectivi, ci cei subiectivi, care se definesc în funcție de senzația organismului uman. Cel mai general dintre aceștia este *senzația de confort termic*, care se definește ca fiind acea stare conștientă care exprimă satisfacția (mulțumirea) față de ambientul termic existent și a cărei evaluare se realizează cu ajutorul scării subiective de confort cu șapte nivele, de la -3 la +3.

Acest factor subiectiv este rezultatul interacțiunii organismului uman (caracterizat de metabolism, capacitatea de termoreglare) cu mediul, acesta fiind caracterizat de o serie de factori obiectivi: temperatura aerului; umiditatea relativă a aerului; viteza cu care se mișcă aerul în interiorul încăperii; temperatura pe suprafața interioară a elementelor de construcții (pereți, plafon, pardoseală etc.); rezistența termică a îmbrăcăminții și influența acesteia asupra evaporării.

La nivel mondial este stabilit cadrul legislativ pentru evaluarea confortului termic, care diferă însă de la țară la țară, dat fiind diversitatea climatelor: tropicus, aridus, humidus, frigidus, precum și combinații ale acestora.

În funcție de toate acestea sunt stabilite caracteristicile instalațiilor de ventilare și climatizare, pentru a menține starea aerului din încăperi (temperatura, umiditatea, viteza și puritatea) în anumite limite dinainte stabilite, în tot timpul anului, indiferent de variația factorilor meteorologici, a degajărilor și a consumurilor de căldură interioare. Limitele parametrilor microclimatului interior depind, însă, și de destinația încăperilor, de natura activității desfășurate, de procesele tehnologice.

Principiul de funcționare al aparatelor de aer condiționat este similar pentru toate echipamentele de climatizare și are la bază schimbul de căldură care se realizează între două medii diferite cu ajutorul unor lichide cu proprietăți speciale, denumite generic agenți frigorifici.

Defectarea unui aparat de aer condiționat este definită generic prin nerealizarea funcției pentru care acesta este realizat (climatizarea aerului din încăperea la parametrii care să asigure confortul termic dorit de utilizator), iar cauzele problemei pot fi ușor identificate prin simptomele manifestate (acesta fiind detectabile cu ajutorul simțurilor umane: vizual, acustic, olfactiv, tactil) sau necesită investigații complexe, fie la fața locului fie pe bancuri speciale de diagnosticare.

Testele de încercare pentru instalațiile de climatizare (de durabilitate, de etanșeitate, de funcționare în condiții extreme) au în vedere faptul că așteptările utilizatorului față de instalațiile de climatizare sunt deosebit de exigente, dat fiind că acest produs este achiziționat pentru asigurarea confortului în diversele condiții de utilizare.

O pondere foarte însemnată în cadrul costului global de posesie al produsului o au costurile de mentenanță, ceea ce explică atenția deosebită care trebuie acordată proiectării sistemului de mentenanță pentru autovehicule, aceasta fiind una din căile de reducere a costului global de posesie.

Ca urmare a acestor considerații, au fost formulate obiectivele lucrării:

1 – dezvoltarea de cercetări teoretice și experimentale în scopul identificării celor mai adecvate metode pentru evaluarea fiabilității instalațiilor de aer condiționat, având în vedere elementele componente ale acestora – din punct de vedere constructiv și funcțional, precum și soluțiile constructiv-funcționale pentru întreg ansamblul;

2 – identificarea posibilităților de a menține aceste sisteme în stare de bună funcționare sau de a restabili rapid starea de bună funcționare, astfel încât disponibilitatea lor să fie cât mai ridicată, în scopul satisfacerii așteptărilor utilizatorilor, adoptând în acest scop cele mai potrivite sisteme de mentenanță pentru instalațiile de aer condiționat;

3 – oferirea unui feedback către producătorii acestor echipamente, în scopul îmbunătățirii soluțiilor constructiv-funcționale ale produselor și a sistemelor de mentenanță practicate.

4 – completarea teoriei fiabilității și mentenabilității produselor tehnice cu algoritmi de calcul, instrumente de lucru sau metode de analiză mai eficiente – mai simple și mai accesibile - cu o aplicabilitate superioară și o adresabilitate mult mai largă.

Pe parcursul elaborării lucrării au fost identificate și alte oportunități de cercetare, care au condus la rezultate ce nu au fost stabilite inițial, dar care au permis formularea unor concluzii de interes sau evidențierea unor viitoare direcții de cercetare..

Ca urmare, în capitolul *Evaluarea fiabilității sistemelor de climatizare utilizate în locuințe* au fost prezentate succinct conceptele teoretice ale fiabilității – principalii indicatori de fiabilitate, modelele fiabilistice cele mai utilizate (uniform, exponențial, normal, Weibull) și diversele metode de determinare a fiabilității sistemelor complexe, așa cum sunt instalațiile de climatizare.

Complexitatea și diversitatea soluțiilor tehnice utilizate la instalațiile de climatizare impun chiar abordări mai pretențioase ale fiabilității acestor produse, care din punct de vedere

fiabilistic pot conduce la scheme fiabilistice nedecompozabile prin metodele structurale cunoscute (serie, paralel sau combinate), astfel că este dezvoltată o aplicație care pune în evidență utilitatea metodelor pentru sisteme cu structură fiabilistică nedecompozabilă în cazul instalațiilor de climatizare – sisteme în care se regăsesc componente cu moduri de defectare mult diferite: mecanice, hidraulice sau electrice.

De asemenea, este dezvoltată pe larg teoria evaluării fiabilității sistemelor cu mai multe stări (mai multe decât cele două stări considerate uzual în abordarea binară sau booleană - stare bună de funcționare sau defect – pentru că se iau în calcul și stări intermediare, ce corespund unei funcționări mai mult sau mai puțin necorespunzătoare).

Aplicația realizată pentru instalațiile de climatizare - la care percepția diferită a senzației de confort este subiectivă, ca urmare a diversității proceselor de termoreglare pentru diverse persoane - relevă elasticitatea modelului fiabilistic respectiv, dar și limitele de aplicare pe care le suscită, dar fiind că utilizarea mulțimilor fuzzy pentru calculul fiabilității sistemelor cu mai multe stări impune introducerea unor algoritmi pentru simplificarea calculului, astfel că modelarea prin logica fuzzy a fiabilității instalațiilor de climatizare conduce la rezultate realiste doar când se consideră o structură formată din macrocomponente, astfel ca numărul acestora să fie cât mai mic.

Utilizarea lor în cazul sistemelor simple, în condițiile ipotezei simplificatoare că defectarea oricărei componente este independentă de starea tehnică a celorlalte componente poate conduce la erori mai mari chiar decât în cazul metodelor bazate pe schemele logice de fiabilitate pentru sisteme cu două stări.

Ca urmare, o etapă deosebit de importantă în studiul fiabilității sistemelor este alegerea metodei optime de calcul.

În capitolul următor, *Modelarea fiabilității sistemelor de climatizare utilizate în locuințe*, sunt dezvoltate metode complexe de evaluare a fiabilității instalațiilor de aer condiționat, utilizând modele fiabilistice consacrate și adoptând algoritmi de lucru care să permită utilizarea sofurilor de calcul uzuale, așa cum este Microsoft Excel.

Astfel, dată fiind complexitatea aparatului de aer condiționat (atât prin numărul de componente cât și prin diversitatea funcțiilor îndeplinite - electrice, electronice, hidraulice, mecanice), pentru evaluarea fiabilității acestuia o metodă foarte potrivită este metoda bazată pe schemele logice de fiabilitate.

Pentru aceasta, se are în vedere că procesele de defectare diferă în funcție de rolul funcțional al fiecărei componente – hidraulic, mecanic, electric sau electronic – și de numărul și complexitatea componentelor din fiecare categorie.

De asemenea, în urma analizei funcționale a sistemului, se constată că acesta este în stare de funcționare dacă și numai dacă toate componentele funcționale sunt în stare de funcționare, astfel că schema logică de fiabilitate a întregului sistem este de tip serie.

În baza celor constatate prin studiul teoretic și aplicativ al metodelor de evaluare a fiabilității sistemelor și, în particular a sistemelor complexe ce comportă elemente ce se pot

defecta prin procese sensibil diferite (de natura mecanică, hidraulică, electrică), s-a dezvoltat o aplicație complexă, pe baza datelor culese din exploatare cu privire la timpii de defectare a instalațiilor de climatizare.

Din datele obținute în activitatea de service pentru aceste echipamente, s-a constatat că distribuțiile timpilor de defectare pentru cele 3 tipuri de componente sunt diferite, așa cum precizează, de altfel, și literatura de specialitate, ceea ce impune utilizarea unor modele de fiabilitate diferite pentru diversele tipuri de componente:

- pentru componente hidraulice: modelul uniform, deoarece frecvența defectărilor este cvasiconstantă;
- pentru componente mecanice: modelul normal, deoarece frecvența defectărilor are forma clopotului lui Gauss;
- pentru componente electrice: modelul exponențial, deoarece rata defectărilor este cvasiconstantă.

A rezultat o evoluție a fiabilității ce confirmă faptul că pentru un sistem care are o structură fiabilistică în serie, așa cum sunt aparatele de aer condiționat pentru locuințe, fiabilitatea se degradează rapid, chiar dacă fiabilitățile componentelor încă mai au valori relativ bune.

Concluzia care rezultă este că se impune o revizie tehnică la cca 1000 ore de funcționare și, având în vedere durata anuală de utilizare pentru aparatele de aer condiționat de cca 1000 ore pe sezon, se recomandă o revizie sezonieră, astfel: o revizie anuală pentru aparatele de aer condiționat cu simplă funcțiune (care asigură numai răcirea aerului ambiant), respectiv 2 revizii pe an pentru aparatele cu dublă funcțiune (care asigură răcirea sau încălzirea aerului ambiant).

În aplicația următoare s-a urmărit elaborarea unei metode pentru modelarea fiabilității instalațiilor de climatizare utilizând facilitățile programului Microsoft Excel.

În acest scop s-a organizat o încercare în regim accelerat (funcționare continuă) cu un lot de 25 de instalații de climatizare și au fost înregistrați timpii de defectare (prima defectare), unitatea de timp fiind luna.

Astfel, cunoscând facilitățile pe care le oferă programul Excel din pachetul Microsoft Office, care este accesibil pentru oricare utilizator, au fost studiate posibilitățile de a identifica cu acest program de calcul un model matematic adecvat pentru descrierea analitică a evoluției fiabilității în timp a instalațiilor de climatizare.

Utilizând estimatorul Benard a fost determinată statistic funcția de nefiabilitate și, apoi, utilizând funcția *Format trendline* și alegând pe rând modelele matematice disponibile (exponențial, liniară, logaritmă, polinomial, putere) ca o condiție preliminară impusă, s-a identificat cel mai verosimil model matematic pentru distribuția valorilor obținute anterior pe cale statistică.

Utilizând coeficientul de corelație drept indicator pentru discriminarea între diferitele modele analizate și urmărind o cât mai bună aplicabilitate a modelului de fiabilitate, în cazul

analizat a rezultat că cel mai adecvat model de fiabilitate (având în vedere și dorința de a nu fi prea complex) este legea uniformă, care conduce la rezultate foarte utile.

Se constată că regresia liniară utilizată pentru diferite modele în programul uzual Microsoft Excel conduce la unele modele matematice foarte verosimile, ceea ce relevă faptul că nu trebuie neglijată această primă explorare pe care o poate face, facil, cercetătorul în fiabilitate, cu foarte bune rezultate.

Utilizând, de asemenea, facilitățile programului Microsoft Excel au fost calculați în continuare principalii indicatori de fiabilitate, precum și cei care pot fi utilizați pentru verificarea îndeplinirii obiectivelor de fiabilitate (cuantilele, în primul rând).

O a treia aplicație complexă are ca punct de pornire observația că o problemă cu care se confruntă cei care doresc să realizeze studii de fiabilitate este dificultatea de a avea la dispoziție un algoritm sau un soft dedicat prin care să poată identifica cel mai adecvat model pentru studiul respectiv, pentru că acest lucru necesită fie achiziționarea acelui soft, fie utilizarea unora dintre metodele grafice sau grafo-analitice cunoscute, care au limite în ceea ce privește verosimilitatea modelului obținut.

Ca urmare, s-a urmărit identificarea unei metode suficient de precise și facile (susținută printr-un program de calcul ce poate fi realizat cu ajutorul pachetului Microsoft Office), care să conducă în final la un instrument de lucru ușor de accesat și de utilizat pentru modelarea fiabilității prin cea mai utilizată lege matematică în fiabilitate – legea Weibull.

Este dezvoltată o metodă analitică în 10 pași pentru liniarizarea funcției Weibull care să permită, prin utilizarea funcției de regresie liniară a softului Microsoft Office, obținerea parametrilor modelului Weibull și verificarea obiectivului de fiabilitate prestabilit.

Aplicația prezentată în continuare pe baza datelor culese din exploatarea instalațiilor de aer condiționat relevă că instrumentul de lucru propus este ușor de utilizat și modelul Weibull obținut prezintă o foarte bună verosimilitate, chiar în cazul în care datele nu sunt foarte numeroase.

Astfel, metoda propusă conduce la estimări verosimile ale fiabilității, este ușor de utilizat și oferă posibilitatea realizării unor analize de fiabilitate ample.

În capitolul 4, *Proiectarea sistemelor de mentenanță a instalațiilor de climatizare pe baza datelor despre fiabilitate*, se dezvoltă o serie de cercetări aplicative, având în vedere că pentru un sistem reparabil, cum este instalația de climatizare, fiabilitatea este o condiție necesară, dar nu și suficientă.

Pentru a fi disponibil în orice moment, sistemul trebuie să fie ușor de întreținut, ușor de reparat, ușor de menținut în stare de funcționare – caracteristici ce constituie conceptul de *mentenabilitate*, iar aceasta depinde de accesibilitatea sistemului, de logistică și de organizarea activității de “service”, atât în perioada de garanție cât și după expirarea acesteia.

Este analizată relația de interdependență *fiabilitate – mentenabilitate – disponibilitate*, pe baza indicatorilor de fiabilitate pentru elemente reparabile, în funcție de această relație complexă urmând a fi proiectat sistemul de mentenanță.

Cea mai generală clasificare a sistemelor de mentenanță comportă cele două tipuri (politici) principale de mentenanță: *mentenanță preventivă*, la care intervențiile tehnice se produc înainte de producerea defecțiunilor (planificat, sau în funcție de starea tehnică a produsului), și *mentenanță corectivă*, la care intervenția tehnică se realizează după producerea defecțiunii, în scopul înlăturării acesteia și, apoi, a eliminării recurenței.

Utilizând o succesiune de întrebări (Intensitatea defectării este constantă? Defecțiunea afectează siguranța? Procesul de defectare este progresiv?) se propune, pe baza unei scheme logice de fiabilitate cu răspunsuri de tip DA/NU, un algoritm pentru stabilirea tipului de mentenanță ce va fi aplicată: preventiv condițională; preventiv planificată; corectivă.

În ultima parte a capitolului dedicat sistemelor de mentenanță utilizate pentru instalațiile de aer condiționat este dezvoltată o cercetare complexă pentru dimensionarea stocurilor de piese de schimb pe baza indicatorilor de fiabilitate.

Urmărind principiul “*disponibilitate maximă a produsului cu cheltuieli minime*”, se dezvoltă o metodă analitică pentru cazul particular când fiabilitatea este modelată prin legea exponențială, ce permite rezolvarea modelului de aprovizionare prin determinarea funcției de fiabilitate în intervalul dintre două aprovizionări.

Revenind la modelul foarte des întâlnit – modelul Weibull, se prezintă o aplicație în care se consideră că sunt cunoscute modelele Weibull pentru evoluția fiabilității la două loturi de produse diferite, pentru a evidenția cât de diferit poate fi programul de aprovizionare periodică optimă, dacă evoluțiile fiabilității sunt diferite.

În concluzie, dacă programul de aprovizionare nu este fundamentat științific, deciziile care vor fi luate pot conduce fie la supradimensionarea stocurilor, cu efecte economice neplăcute, fie, dimpotrivă, la subdimensionarea acestora, când este posibilă ruperea stocurilor, ceea ce ar crea probleme mari pentru beneficiar, dar ar afecta grav și imaginea producătorului.

În ceea ce privește posibilitățile de optimizare a stocurilor cu piese de schimb, se relevă posibilitatea tratării selective a stocurilor, pe principiul *metodei ABC*, care este o transpunere în domeniul stocurilor a distribuției Pareto.

Metoda ABC permite a se doza intensitatea controlului stocurilor pentru fiecare articol în funcție de importanța capitalului pe care îl blochează. Dar este insuficient un control care să țină cont numai de consistența stocurilor. De aceea, se pot avea în vedere și alte criterii de selecție. Există piese care prin defectare antrenează defecțiuni critice (produsul nu mai funcționează). Acestea vor fi tratate cu atenție specială, deoarece în acest caz nu mai primează “criteriul valoare” ci “criteriul esențialitate”. Pentru piesele cu probleme de aprovizionare va prima “criteriul dificultate de aprovizionare”.

Astfel, un sistem de gestionare a stocurilor este definit de caracterul (fix sau variabil) al cantităților comandate și intervalele dintre comenzi (la fel: fix sau variabil).

Sistemul de gestionare a stocurilor tip *program de aprovizionare* (cantități fixe la termene fixe) este utilizat mult în gestionarea pieselor de schimb. deoarece se lansează de

fapt o comandă unică la un furnizor pentru mai multe articole, însoțită de un desfășurător al livrărilor, de regulă la intervale egale de timp.

Pentru acest model au fost dezvoltate cercetări analitice pentru modelarea sistemelor de stocare în cazul ce constituie punct de plecare pentru cercetări mai complexe: depozitarea un singur tip de produse.

Utilizând relațiile de calcul obținute pentru acest caz, a fost realizat un program de calcul tot cu ajutorul utilitarului Microsoft Excel prin care se obțin următoarele date de ieșire: cantitatea optimă de comandat [buc]; intervalul de timp optim între 2 aprovizionări [zile] costul total al stocării pentru perioada planificată: [unități monetare].

Se constată că ansamblul datelor determinate la nivelul depozitului (pentru toate reperele aprovizionate, sau pentru cele care, conform metodelor de control selectiv al stocurilor prezentate anterior, sunt desemnate ca fiind de primă importanță) permit o planificare corectă a activității, inclusiv o judicioasă dimensionare a personalului.

5.2. Contribuții personale

Pentru realizarea programului de cercetare propus - identificarea posibilităților de optimizare a sistemelor de mentenanță pentru instalațiile de climatizare utilizate în locuințe - care a condus la realizarea lucrării de față, au fost parcurse etapele unei cercetări complexe aplicative, așa cum este o teză de doctorat în domeniul ingineriei: documentare teoretică; culegerea de date în unitățile de comercializare și de mentenanță a instalațiilor de aer condiționat; cercetări teoretice și experimentale.

Această activitate a prilejuit obținerea unor rezultate cu caracter inedit, ce constituie contribuții personale în domeniul abordat:

- A fost realizat un model de fiabilitate complex pentru instalațiile de climatizare de uz casnic, bazat pe scheme logice de fiabilitate pentru sisteme cu două stări, utilizând modelele de defectare pentru diversele componente ale instalațiilor de climatizare:

- modelul uniform, pentru componentele hidraulice;
- modelul normal, pentru componente mecanice;
- modelul exponential, pentru componente electrice și electronice.

Rezultatele obținute au condus la concluzia că este recomandabilă o revizie anuală pentru aparatele de aer condiționat cu simplă funcțiune (care asigură numai răcirea aerului ambiant), respectiv 2 revizii pe an pentru aparatele cu dublă funcțiune (care asigură răcirea sau încălzirea aerului ambiant) – în ambele cazuri reviziile incluzând și lucrări specifice reviziilor sezoniere.

- Urmărind valorificarea facilităților pe care le oferă programul Excel din pachetul Microsoft Office, care este accesibil pentru oricare utilizator, au fost studiate posibilitățile de a dezvolta pe baza acestui program de calcul o metodă pentru identificarea celui mai potrivit model de fiabilitate pentru instalațiile de climatizare. Astfel, fost realizată o metodă bazată pe

discriminarea, pe baza coeficientului de corelație, între posibilele modele fiabilistice obținute prin utilizarea funcției *TrendLane*, pentru oricare din modelele de fiabilitate obținut putând fi calculate prin relații analitice indicatorii de fiabilitate și, în final, validate obiectivele de fiabilitate stabilite.

- A fost realizată o metodă precisă și facilă, pentru modelarea fiabilității prin cea mai utilizată lege matematică în domeniul fiabilității – legea Weibull. S-a dezvoltat o metodă analitică pentru liniarizarea funcției Weibull care să permită, prin utilizarea funcției de regresie liniară din pachetul Microsoft Office, obținerea parametrilor modelului de fiabilitate. Programul de calcul creat în Microsoft Excel permite identificarea celor 3 parametri ai modelului Weibull - parametrul de localizare, parametrul de scară și parametrul de formă.

- A fost propus un algoritm de decizie pentru adoptarea sistemului de mentenanță cel mai potrivit (preventiv condițional; preventiv planificat; corectiv), pe baza unei scheme logice de fiabilitate cu întrebări despre evoluția intensității defectării, gravitatea defecțiunii și modul de evoluție a procesului de defectare, la care răspunsurile au două variante de răspuns, DA/NU.

- S-a relevat faptul că evoluția în timp a fiabilității instalațiilor de climatizare este determinantă pentru stabilirea volumului de componente aprovizionate periodic în cazul depozitelor regionale cu piese de schimb, ce sunt amplasate la distanțe mari de producător.

- A fost realizat un algoritm de lucru, pentru sistemul de aprovizionare cu cantități fixe la termene fixe, ce permite determinarea elementelor care definesc sistemul de aprovizionare: cantitatea optimă de comandat; intervalul de timp optim între două aprovizionări; costul total al stocării pentru perioada dintre două aprovizionări.

5.3. Perspective de cercetare

Cercetările teoretice și experimentale desfășurate au permis obținerea unor concluzii și rezultate proprii de interes, dar au relevat și posibilitățile extinderii acestor cercetări în scopul îmbunătățirii cunoașterii în domeniul abordat.

Astfel, pot fi continuate cercetările în scopul realizării unei metode mai complete de proiectare pe baza studiilor de fiabilitate a sistemelor de mentenanță pentru sistemele de climatizare de uz casnic – care să trateze toate tipurile de mentenanță, toate tipurile de aprovizionare și depozitare.

Este posibil ca, prin colaborare cu specialiști în software, să se ajungă la programe de calcul realizate în limbaje de programare dedicate, cum ar fi Java, care să devină instrumente foarte ușor de utilizat pentru studiile de fiabilitate ce susțin proiectarea sistemelor de mentenanță, care să ofere și reprezentări tabelare și grafice relevante nu numai pentru specialistul în fiabilitate, ci și pentru operatorul din activitatea de mentenanță a instalațiilor de climatizare.

BIBLIOGRAFIE

- [1]. Abrudan, A. - *Considerații asupra confortului termic și a aporturilor de căldură*, Simpozionul “Știința modernă și energia”, Cluj-Napoca, 1997
- [2]. Andreescu, C., ș.a - *Aplicații numerice la studiul fiabilității automobilelor*, Magie Publishing House, București, 1996
- [3]. **Alssadi, O.**, Popa, N. - *About Determining micro-climate parameters a closed encloure*, 10-th International Conference on Machine and Industrial Design in Mechanical Engineering - KOD 2018, Novi Sad, Serbia, 6-8 June 2018.
- [4]. **Alssadi, O.**, Bâldea, M., Istrate, M, Boroiu, A. - *Using the reliability logic schemes to forecast the vehicles systems reliability*, 5-th International Conference ADEM 2018, 01-02 november 2018, Drobeta – Turnu Severin, pp. 97-102, 2018
- [5]. **Alssadi, O.**, Bâldea, M., Istrate, M, Popa, N. - *Modeling of the equipment reliability using the fuzzy logic, based on the functional performances*, 5-th International Conference ADEM 2018, 01-02 noiembrie 2018, Drobeta – Turnu Severin
- [6]. **Alssadi, O.** - *Studiul bibliografic privind stadiul actual al utilizării sistemelor de climatizare și conditionare a aerului, precum și cercetarea parametrilor de funcționare. stadiul actual*, Raportul de cercetare științifică nr. 1 pentru teza de doctorat, Școala doctorală Inginerie Mecanică, Universitatea din Pitești, mai 2014
- [7]. **Alssadi, O.** - *Metode și mijloace pentru determinarea parametrilor de confort; definirea coeficienților de confort*, Raportul de cercetare științifică nr. 2 pentru teza de doctorat, Școala doctorală Inginerie Mecanică, Universitatea din Pitești, octombrie 2015
- [8]. **Alssadi, O.** - *Cercetarea experimentală privind determinarea parametrilor de microclimat și simularea numerică a microclimatului într-o încăpere închisă*, Raportul de cercetare științifică nr. 3 pentru teza de doctorat, Școala doctorală Inginerie Mecanică, Universitatea din Pitești, mai 2016
- [9]. Athanasovici, V., Mușatescu, V., Dumitrescu, I. S. - *Termoenergetică industrială și termoficare*, E.D.P., București, 1981
- [10]. Boroiu, A., Nicolae, V., **Alssadi, O.**, Udma, T. - *Method for reliability modeling using linear regression function of Excel program*, în Buletinul Științific al Universității din Pitești, seria Autovehicule Rutiere, 2020 (în curs de publicare)
- [11]. Boroiu, A., Boroiu, A-A., *Vehicle reliability*, University of Pitești Publishing House, 2019

- [12]. Boroiu, A., Istrate, M., Bâldea, M., Boroiu, A-A., *Automotive maintenance plan improvemenet based on distribution of failures times*, “Fiability and Durability” no. 1/2016, “Academica Brâncuși” Publishing House, Târgu-Jiu, pp. 316-320, 2016
- [13]. Boroiu, A., Titu, M.A., Oprean, C., Boroiu, A-A. – *Improving reliability modeling in the cases of truncated tests*, 6-th International Conference on Manufacturing Science and Education- MSE 2013, Sibiu, pp. 211-214, 2013
- [14]. Boroiu, A., *Modelarea fiabilității autovehiculelor*, University of Pitești Publishing House, 2013
- [15]. Boroiu, A-A., Tabacu, I., Ene, A., Neagu, E., Boroiu, A. – *Computing programs for determining traffic flows from roundabouts*, Proceedings of the 11-th International Automotive Congress “Automotive Engineering and Environment CAR 2017, IOP Conf. Series: Materials Science and Engineering 252, Pitești, pp. 1-7, 2017
- [16]. Boroiu, A-A., Ivan, F., Pârlac, S., *Modelarea zgomotului rutier*, University of Pitești Publishing House, 2016
- [19]. Cordoș, N., Filip, N., *Fiabilitatea autovehiculelor*, Todesco Publishing House, Cluj-Napoca, 2000
- [28]. Grigore, J., Boroiu, A., Boroiu, A-A., *Proposals to improve the reliability modeling in the cases of truncated tests*, “Fiability and Durability Supplement” no. 1/2012, “Academica Brâncuși” Publishing House, Târgu-Jiu
- [30]. Ilina, M., Ilina, S. - *Încălzirea locuințelor individuale*, Editura MatrixRom, București, 1999
- [31]. Ionescu, A.M. - *Contribuții privind consumul de energie pentru climatizarea clădirilor*, Teză de doctorat, Universitatea Tehnică de Construcții București, 2011
- [32]. Iordache, F., Stoica, M. - *Analiza confortului termic în apartamentele de bloc, utilizând programele CAMERA* - Conferința a XXIX-a de Instalații - Sinaia 18-20 oct. 1995
- [34]. Ivănescu, M. - *Contribuții privind optimizarea conducerii și a condițiilor de habitat în autoturisme*, Teză de doctorat, Universitatea din Pitești, 2004
- [37]. Lebbin, P., Hosni, M., Gielda, T. - *Design and manufacturing of two thermal observation manikins for automobile applications*, in International meeting on thermal manikins and modeling, 2003. Strasbourg, France
- [39]. Meier, A. - *Thermal Confort*, TTP, 289A, Lawrence Berkeley National Laboratory, California
- [44]. Nicol, J.F., Humphreys, M.A. - *Adaptive thermal comfort and sustainable thermal standards for buildings*. Energy and Buildings, 2002. 34(6)

- [45]. Nilsson, H.O., Holmér, I. - *Definitions and Measurements of Equivalent Temperature, European commission cost contract no smt4-ct95-2017 Development of standard test methods for evaluation of thermal climate in vehicles*. 2002
- [46]. O'Connor, P., *Practical Reliability Engineering*, John Wiley&Sons Publishing House, New York, 1991
- [47]. Palisson, F., *Détermination des paramètres du modèle de Weibull à partir de la méthode de l'actuariat*, Revue de statistique appliquée, tome 37, no. 4, 1989
- [50]. Sârbu, I. Kalmar, F., Kardos, L. - *Componentele fundamentale ale confortului*, Conferința „Instalații pentru construcții și economia de energie”, Iași, 2001
- [51]. Sârbu, I. Kalmar, F. - *Optimizarea energetică a clădirilor*, Editura Matrix Rom, București, 2002
- [52]. Sârbu, I. - *Analiza confortului în spații închise*, Conferința “Instalațiile pentru Construcții și Confortul Ambiental”, Timișoara, 2001
- [53]. Sârbu, I. - *Aspecte actuale ale climatizării de confort*, Conferința “Instalațiile pentru Construcții și Confortul Ambiental”, vol.II, Timișoara, 1996
- [56]. Zhang, H., et al. - *Thermal sensation and comfort models for non-uniform and transient environments, part II: Local comfort of individual body parts*, Building and Environment, 2010. 45(2)
- [66]. * * * - *Montator aparate aer condiționat*, Indrumar de practică, Universitatea Politehnica București, 2013
- [68]. * * * - <http://www.aer-conditionat-lg.ro/aer-conditionat-lg-multi-split-wall-mounted>
- [79]. * * * - <https://www.frigoexperts.ro>
- [80]. * * * - <https://www.scribd.com/document/386533826/IFPC1-L2-AC-pdf>
- [83]. * * * - https://www.aircon.panasonic.eu/FR_fr/heating-and-cooling/reliability/
- [84]. * * * - <https://www.roinstalatii.ro/blog/defectiuni-aparate-aer-conditionat-a125>
- [85]. * * * - https://www.energystar.gov/campaign/heating_cooling/maintenance_checklist