INSTITUTUL POLITEHNIC "TRAIAN VUIA" TIMISOARA

FACULTATEA DE MECANICA

Tiberiu Schulz

Teză de doctorat

ANALIZA STATISTICA A SPECTRELOR DE SOLICITARE ALEATOARE DIN STRUCTURILE DE REZISTENTA ALE CONSTRUCTIILOR DE MASINI

Conducător ştiinţific:

Prof. dr. ing. Lazăr Boleanţu

1979

C U P R I N S

Pag.

Pag.

INTRODUCERE

1. Prezentarea problematicii generale

Ridicarea calității produselor, ca una din direcțiile principale în care acționează revoluția tehnico-științifică aflată în plină desfășurare în țara noastră, devine o necesitate obiectivă, o sarcină centrală a procesului amplu de dezvoltare a tuturor ramurilor economiei naționale și în special a industriei. Prin creșterea continuă a calității produselor trebuie să se reflecte transformările esențiale în procesul producției materiale aduse de dezvoltarea impetuoasă a științei și, subsecvent, de ritmul rapid al progresului tehnic. In acest context apare, strîns legat de noțiunea de calitate, și imperativul unei eficiențe economice cît mai ridicate a realizării produselor, vizînd în primul rînd reducerea consumurilor de materii prime, materiale, energie și combustibili.

In construcțiile de mașini, satisfacerea acestor cerințe impune, pe lîngă aplicarea unor tehnologii moderne în procesul de fabricație, și elaborarea și implementarea unor metode de proiectare perfecționate, orientate spre realizarea unor construcții economice și ușoare, prin utilizarea rațională a capacității lor de încărcare. Un factor esențial al funcției de calitate a construcțiilor de mașini, supuse în exploatare la procese de solicitare variabile ciclice - de exemplu : vehicule feroviare, rutiere și aeronautice, aparate de ridicat și transportat, utilaje tehnologice grele de tipul laminoarelor, preselor de forjare etc.- este siguranța în funcționare. Studiul fiabilității, bazat pînă nu demult pe o analiză de constatare a defectărilor și avariilor în exploatare, este în prezent tot mai larg implementat în faza de concepție și proiectare .

Realizarea compromisului tehnico-economic între cerințele economicității și fiabilității construcțiilor este posibilă doar în cadrul unor metode de calcul fiabiliste, care se înscriu în aria unor preocupări generale ale teoriei siguranţei sistemelor ; aceste metode, bazate pe o interpretare probabilistă a interacţiunii dintre procesul de solicitare şi capacitatea de rezistenţă a construcţiilor, permit o proiectare pentru o durată de funcţionare limitată, economică, la un nivel impus al siguranţei în exploatare.

Accepţiunea fiabilistă asupra predicţiei durabilităţii construcţiilor, supuse în exploatare unor procese de solicitare variabile ciclice, ridică o serie de probleme incomplet soluţionate pînă în prezent, avînd în vedere caracterul pronunţat aleator al acţiunii sarcinilor în exploatare şi implicit al reacţiunii construcţiilor la aceste sarcini.

Exactitatea nesatisfăcătoare cu care se caracterizează procesul de solicitare, descris prin structura sa probabilistă în cadrul unor modele matematice simplificate, cunoscute în prezent, are implicaţii directe asupra exactităţii calculelor de predicţie a durabilităţii.

In concepţia previzional-fiabilistă, în prezent s-au cristalizat şi se aprofundează în continuare două modalităţi de studiu :

- prin simularea anticipată a comportării dinamice a construcţiei, pe baza unui model matematic care permite determinarea procesului de solicitare ca răspuns al construcţiei la procesul de încărcare în exploatare ;
- prin determinarea experimentală a procesului de solicitare real pentru construcţia realizată, în condiţii de exploatare semnificative.

Metoda determinării experimentale are o importanţă deosebită în cazul sistemelor complexe neliniare sau cu un număr mare de grade de libertate, la care ipotezele simplificatoare acceptate şi dificultăţile de calcul implicate de metoda simulării nu permit obţinerea unor rezultate suficient de exacte. Aceste două metode sînt complementare, întrucît determinările experimentale pot aduce, printr-o reacţie negativă informaţională, corecţii în vederea perfecţionării modelului matematic al simulării.

2. Prezentarea tematicii tezei

Prin tematica abordată, teza își propune să aducă o contribuție la rezolvarea unor probleme încă neelucidate, legate de determinarea experimentală și studiul statistic al proceselor de solicitare în exploatarea construcțiilor, în vederea descrierii cantitative cît mai exacte a acestora ; rezultatele acestui studiu statistic constituie baza atît a calculelor de dimensionare și verificare fiabilistă a durabilității, cît și a verificării experimentale a durabilității și fiabilității construcțiilor prin testarea lor simulativă în condiții de laborator.

Ca metodă experimentală s-a adoptat extensometria electrică rezistivă, fiind o metodă eficientă și suficient de precisă pentru investigarea stării de deformații și tensiuni în construcții de rezistență.

Prin această metodă, procesul de solicitare în exploatare se determină sub forma spectrelor extensometrice, care reprezintă înregistrări ale variației în timp a deformațiilor specifice locale în elementele construcției, în timpul funcționării.

In limitele restrînse ale domeniului studiat, prin analiză se definește prelucrarea statistică a spectrelor extensometrice digitalizate în vederea determinării structurii statistice a procesului și stabilirii unor caracteristici cantitative deterministe necesare calculelor de verificare.

In strînsă legătură cu analiza apare noțiunea de sinteză: generarea unui nou proces aleator - pornind de la caracteristicile deterministe stabilite prin analiză - și care să reediteze, în condițiile unor simplificări impuse de tehnicile experimentale, structura statistică a procesului de solicitare original. Procesul generat prin sinteză se utilizează ca mărime de comandă la efectuarea testărilor simulative în condiții de laborator.

Noua metodă de analiză și sinteză, propusă în cadrul tezei, este fundamentată teoretic pe modelul matematic al procesului de tip Markov omogen, cu un număr finit de stări, cu considerarea probabilităților de trecere de ordinul II. Acest model matematic, mai evoluat decît cele utilizate în prezent la studiul proceselor de solicitare, asigură o descriere probabilistă mai exactă a unei clase largi de procese cvasi-staționare, caracteristice unei game de construcții la care aplicarea metodelor cunoscute nu dădea o rezolvare corespunzătoare. Modelul matematic propus poate conserva informații esențiale asupra istoriei procesului de solicitare ; prin tratarea digitală atît a analizei cît și a sintezei, se pretează la o prelucrare automată pe calculatorul numeric.

Considerațiile teoretice s-au verificat și confirmat la studiul proceselor de solicitare în exploatarea materialului rulant, cu aplicare concretă la boghiul M.D. de tip greu destinat unor vagoane cu viteză de circulație mare. Aceste cercetări au fost generate de necesitatea introducerii unor noi metode de calcul și de verificare a durabilității și fiabilității materialului rulant, în condițiile în care permanenta ridicare a eficienței transporturilor feroviare impune mărirea tonajelor și a vitezei de circulație a trenurilor ; față de complexitatea tot mai accentuată a procesului de solicitare în exploatare, cresc și cerințele de siguranță în funcționare, iar normativele de calcul existente pe plan mondial apar inadecvate pentru asigurarea unei concepții și dimensionări economice a construcțiilor de material rulant.

Cercetările experimentale, efectuate în colaborare de către Institutul de cercetări și proiectări tehnologice în transporturi - ICPTT - București și Institutul de sudură și încercări de materiale - ISIM Timișoara în cadrul unui contract încheiat cu Intreprinderea de vagoane-IVA - Arad au fost dezvoltate și aprofundate în prezenta lucrare. Rezultatele cercetării s-au valorificat prin optimizarea concepției constructive a boghiului și propuneri de redimensionare.

Asigurîndu-se o fiabilitate mai ridicată a boghiului, prin redimensionarea optimizată se poate reduce greutatea proprie a construcției cu 13,26% față de soluția inițială . Ca efecte economice obtenabile, evaluate la nivelul producției medii anuale de boghiuri se obține :

- reducerea consumului de metal cu 81,179 tone,
- reducerea consumului energetic la tracțiune cu 6693,75 MWh, reprezentînd 2543,6 tone combustibil convențional,

care totalizează 2.065.864 lei.

In afară de aceste economii se apreciază că prin consolidarea boghiurilor seriei testate, necorespunzătoare în soluția constructivă inițială, se elimină riscul unor defectări și avarii în exploatare ; se evită cheltuieli suplimentare, datorită remedierilor și a înlocuirii boghiurilor defectate, de aproximativ 2.820.000 lei.

Teza este structurată pe 5 capitole.

In capitolul 1 se prezintă un studiu bibliografic asupra evoluției și stadiului actual al cunoștințelor în domeniul analizei și sintezei spectrelor extensometrice.

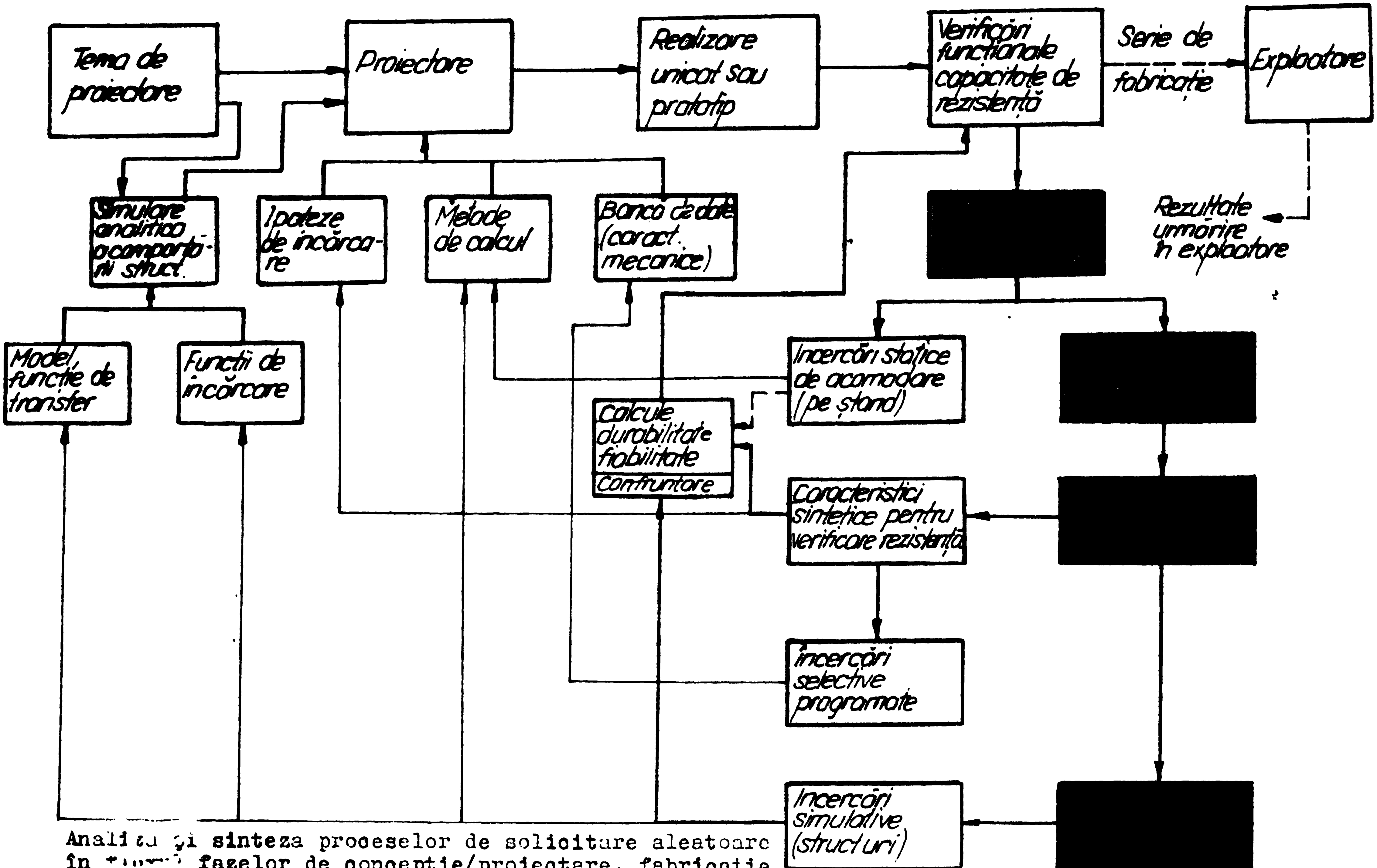
Capitolul 2 cuprinde contribuțiile originale la fundamentarea teoretică a noii metode de analiză și sinteză propuse, pornind de la un studiu asupra aplicabilității modelului matematic al procesului de tip Markov la descrierea spectrelor extensometrice aleatoare. Se prezintă algoritmul și procedurile de efectuare pe principii digitale a analizei și sintezei și modul de utilizare a rezultatelor analizei în calculele de durabilitate.

In scopul unei prezentări cursive, în capitolul 3 se prezintă contribuțiile la elaborarea unei metodologii experimentale de culegere, prelevare și prelucrare a datelor extensometrice după modelul teoretic adoptat.

In capitolul 4 se prezintă aplicarea metodologiei experimentale la studiul procesului de solicitare în exploatarea unui boghiu de tip M.D.; rezultatele experimentale obținute după modelul teoretic propus sînt confruntate cu rezultatele obținute după modele cunoscute în prezent, evidențiindu-se acuratețea și relevanța mai ridicată a modelului propus.

In capitolul 5 se prezintă valorificarea rezultatelor cercetării prin optimizarea dimensional-constructivă a construcției cadrului sudat al boghiului, adoptîndu-se în acest scop o metodă de calcul fiabilistă, bazată pe descrierea statistică a procesului de exploatare, furnizată de analiză. Eficiența economică a aplicării rezultatelor cercetării se evaluează printr-un calcul estimativ prezentat la sfîrșitul acestui capitol.

In încheiere se rezumă principalele contribuții aduse în cadrul tezei la rezolvarea tematicii abordate.



Analiza şi sinteza proceselor de solicitare aleatoare în [illegible] fazelor de concepţie/proiectare, fabricaţie şi [illegible]tare a calităţii construcţiilor de rezistenţă

CAP. 1 - DEZVOLTAREA SI PROBLEMATICA ACTUALA IN DOMENIUL ANALIZEI SI SINTEZEI PROCESELOR DE SOLICITARE ALEATOARE

(Studiu din bibliografie)

Dezvoltarea metodelor de analiză şi sinteză a proceselor de solicitare aleatoare este strîns legată de evoluţia cunoştinţelor teoretice şi experimentale în domeniul rezistenţei la solicitări variabile, fiind grevată de asemenea de nivelul tehnic al echipamentelor şi maşinilor de încercare şi al instrumentaţiei de măsurare şi investigare a stării de solicitare în elementele construcţiilor de maşini.

Primele cercetări sistematice în domeniul rezistenţei la solicitări variabile, începînd cu lucrările lui WÖHLER (1858-1870) şi continuînd cu cele ale lui BACH (1889), HAIGH (1916), GOUGH (1924), PALMGREN (1924), KOMMERS şi MOORE (1927), THUM şi colectiv (1937) şi alţii au furnizat un vast volum de informaţii privind fenomenul de oboseală, prin elucidarea influenţei tipului solicitării, a concentrării tensiunii, asimetriei ciclurilor de solicitare, factorului dimensional, stării de solicitare poliaxiale, formei constructive etc., şi care au putut fi unificate şi sistematizate prin interpretări analitice şi ulterior prin elaborarea unor prescripţii de verificare a calculelor de proiectare.

La acea vreme, problema rezistenţei la solicitări variabile a materialelor şi a construcţiilor de maşini nu a putut găsi o rezolvare exhaustivă pentru a satisface cerinţele unor aplicaţii practice tot mai complexe, avînd în vedere că aspectul procesului de solicitare a fost tratat idealizat sub forma unei variaţii ciclice deterministe cu amplitudine constantă.

Neconcordanţa dintre predicţia de durabilitate pe baza metodelor de calcul şi durabilitatea reală în exploatare a condus la necesitatea investigării procesului de solicitare real. Incepînd cu anul 1930 se înregistrează primele cercetări experimentale asupra proceselor de solicitare prin investigarea unor spectre în exploatarea autovehiculelor - KLOTH (1930) - respectiv a unor construcții aeronautice la NACA (precursoarea actualei NASA). Cu această ocazie s-a evidențiat caracterul întîmplător al valorilor și succesiunii ciclurilor individuale în cadrul procesului de solicitare, acesta neputînd fi descris prin funcții analitice deterministe.

Ideea unor determinări experimentale ale durabilității la procese de solicitare simulative - derivate din colectivul de solicitare ca reprezentare schematizată diacronică a distribuției amplitudinilor - a fost realizată prin propunerea lui GASSNER (1939 a) privind încercarea în blocuri programate determinist cu 8 nivele discrete de solicitare. Urmează o serie de cercetări experimentale : GASSNER (1939 b), GASSNER (1941), TEICHMANN (1941), GASSNER și TEICHMANN (1943), dedicate studiului spectrelor de solicitare și determinării experimentale a rezistenței la solicitări variabile a construcțiilor aeronautice. Pornind de la observația că majoritatea spectrelor de solicitare au un caracter de proces de bandă largă, TEICHMANN și GASSNER (1942) arată necesitatea unei prelucrări statistice biparametrice a spectrelor, după amplitudini și valori medii instantanee ; datorită carențelor în cunoștințele teoretice asupra proceselor aleatoare și a lipsei de aparatură automată, această metodă de analiză a ajuns să fie dezvoltată și aplicată abia două decenii mai tîrziu.

In perioada de după 1950, dezvoltarea metodelor experimentale de investigare a stării de deformații și tensiuni în elementele construcțiilor de mașini și în special a extensometriei electrice rezistive - RUGE (1947) - capabilă să furnizeze înregistrări analogice ale spectrelor de solicitare, a condus la extinderea și aprofundarea studiilor asupra proceselor de solicitare reale.

Avînd în vedere structurile statistice diferite ale spectrelor înregistrate pentru diferite clase de construcții, s-a ajuns la definitivarea unor metode de analiză bazate pe metode de clasare specifice : SVENSON (1952), LAMBIE (1953), TAYLOR (1953), VERHAGEN și DE DOES (1956), WALKER și COPP (1959), KOWALEWSKI (1960), SCHIJVE și JACOB (1961), SJÖSTRÖM (1961), SCHIJVE (1961), HAAS (1962), fără a găsi însă o metodă de clasare unitară care să conducă la obținerea unor colective de solicitare ce caracterizează univoc capacitatea de degradare a procesului de solicitare.

Dezvoltarea impetuoasă în domeniul construcţiilor aeronautice a ridicat o serie de probleme irezolvabile în cadrul concepţiei bazate pe colectivul de solicitare. Aceste probleme au fost sesizate în urma unor determinări experimentale cu simularea spectrelor de solicitare prin blocuri cu nivele discrete, programate determinist ; rezultatele de laborator s-au dovedit a fi neacoperitoare faţă de experienţa din exploatare.

Primele încercări cu simulare aleatoare s-au efectuat pe principii digitale, prin aplicarea unor blocuri de cicluri discretizate în trepte, programate aleator ca durată şi succesiune, astfel încît să se realizeze distribuţia globală a acestora în cadrul colectivelor de solicitare : FREUDENTHAL (1953), GASSNER (1956), PAYNE (1956), WHALEY (1957) şi mai tîrziu HELLER şi colectiv (1964).

Primele programe de încercare pe construcţii întregi sau subansamble, cu simularea mai apropiată a condiţiilor de zbor, au fost efectuate în 1956 la firma LOCKHEED - după SCHÜTZ (1974)- continuate cu cercetările lui MALCOLM şi colectiv (1962), care a confruntat rezultatele încercărilor cu reeditarea nemijlocită a spectrelor de solicitare înregistrate în exploatare respectiv cu procese de solicitare obţinute prin randomizarea blocurilor rezultate prin discretizarea colectivelor de solicitare;şi cercetările lui NAUMANN şi EUGENE (1963), SCHIJVE (1965) urmărind confruntarea acestor două metode de simulare, au evidenţiat caracterul neconservativ al rezultatelor experimentale cu programe în blocuri randomizate faţă de constatările din exploatare.

Din necesitatea unor criterii fiabile pentru evaluarea previzională a durabilităţii la solicitări variabile, s-au dezvoltat teorii de cumulare a degradărilor, a căror evoluţie este legată de evoluţia accepţiunii asupra fenomenului de oboseală şi de asemenea de volumul şi natura informaţiilor furnizate de analiza proceselor de solicitare reale.

Dezvoltarea în continuare a metodelor de analiză a fost posibilă doar prin reevaluarea lor în lumina lucrărilor fundamentale ale teoriei proceselor aleatoare - WIENER (1930), RICE(1954), formulîndu-se o serie de ipoteze restrictive privind staționaritatea și ergodicitatea spectrelor, banda de frecvențe, posibilitatea caracterizării proceselor prin reprezentări în domeniul spectral și temporal. In consecință, metodele de analiză bazate pe clasarea monoparametrică a spectrelor s-au dovedit a fi necorespunzătoare pentru a furniza o reprezentare completă a procesului în domeniul amplitudinii, întrucît se denaturează o serie de caracteristici esențiale pentru caracterizarea capacității de degradare a procesului.

Pornind de la necesitatea departajării spectrelor de solicitare în funcție de conținutul de oscilații suprapuse avînd frecvențe diferite, specifice proceselor aleatoare de bandă largă, s-au dezvoltat pe lîngă metodele de clasare uzuale și metode de analiză în domeniul spectral, bazate pe stabilirea funcției densității spectrale de putere. In general, pentru utilizarea metodelor de analiză spectrală ca instrument ajutător se admit anumite ipoteze simplificatoare privind procesul staționar normal ; după CRANDALL și MARK (1963), RICE și colectiv (1965), MERCER și LIVESEY (1972), din această analiză se pot deduce distribuțiile extremelor (vîrfurilor pozitive și negative), a variațiilor interextreme și factorul de neregularitate. Astfel s-au cumulat informații complementare descrierii în domeniul amplitudinilor și s-au stabilit criterii pentru aprecierea aplicabilității, în cazuri specifice de spectre, a metodelor analizei prin clasare digitală. Aceste metode s-au dovedit totuși a fi mai relevante în descrierea proceselor de solicitare din punct de vedere a capacității de degradare, fiind deasemenea mai accesibile în privința dotării cu aparate și echipamente automate. Incercările de a utiliza funcția densității spectrale de putere ca bază a calculului de dimensionare respectiv de verificare a durabilității, fundamentat în prezent pe distribuția amplitudinilor, nu au putut oferi soluții concludente - HÄNEL (1975, 1976), BÖHME (1976).

Inainte de implementarea tehnicilor de tratare digitală automată a datelor, în vederea unor simulări complet randomizate s-au dezvoltat metode de generare analogică a mărimii de comandă, bazate pe fenomene fizice (termoemisia electronică, oboseala acustică, etc.) - TRAPP și FORNEY (1964), EDGE și RUCKER (1965), THOMAS (1965), WALLACE (1965). Aceste metode de generare a proceselor aleatoare ca mărime de comandă la încercări simulative, avînd o versatilitate limitată şi posibilităţi reduse de modelare a unei game largi de structuri statistice, au fost abandonate odată cu apariţia echipamentelor electronice de calcul digital de tipul calculatoarelor de proces în dotarea utilajelor şi standurilor de încercare servohidraulice cu comandă electronică în circuit închis - KOWALEWSKI (1969), JACOBI (1972 a,b), GASSNER (1973) SCHÜTZ (1974).

Posibilitatea prelucrării rapide a unui volum mare de date şi a stocării informaţiei rezultate a impulsionat dezvoltarea în continuare a metodelor de analiză şi sinteză a proceselor de solicitare aleatoare.

In prezent, problema analizei şi sintezei aleatoare este abordată printr-o tratare numerică în domeniul amplitudinii, bazată pe teoria proceselor aleatoare de tip Markov de ordinul I şi sugerată încă de SHERRATT şi FISHER (1972), AICHER (1973), plecînd de la reprezentarea distribuţiei biparametrice a procesului aleator sub forma unui cîmp corelaţional. Matricea stohastică a probabilităţilor de trecere între extremele succesive ale procesului caracterizează complet distribuţia amplitudinilor- definitorie pentru fenomenul de rezistenţă la solicitări variabile - şi conţine şi o serie de date legate de banda de frecvenţe a procesului. Metodologia propusă,elaborată de ARGYRIS şi colectiv (1976), SCHÜTZ (1976) este utilizată în prezent la studiul experimental al fiabilităţii construcţiei de rezistenţă a unor tipuri de avioane speciale.

Ca o metodă de analiză - sinteză unitară dezvoltată pentru necesităţile specifice domeniului construcţiilor aerospaţiale, metoda bazată pe matricea stohastică a procesului Markov de ordinul I este aplicabilă restrictiv în condiţiile unor procese de solicitare staţionar-ergodice sau a unor procese nestaţionare de tipul spectrelor de zbor sol-aer-sol, care se caracterizează prin modificări cvasideterministe ale componentei medii şi pot fi descompuse în secvenţe staţionare. Din acest motiv nu este posibilă extinderea metodei la studiul unor spectre cvasistaţionare, caracteristice altor clase de construcţii (material rulant, vehicule rutiere, utilaje tehnologice).

Pentru sinteza proceselor aleatoare nestaționare s-a dezvoltat o metodă de generare bazată pe dezvoltarea canonică a funcției aleatoare -BILY (1968), BILY și BUKOVECZKY (1976), CACKO și BILY (1978), urmărindu-se și modelarea funcției densității spectrale de putere; aplicarea metodei necesită efectuarea unui volum mare de calcule, care în cazul rezolvării în timp real reclamă capacități și performanțe ridicate ale calculatorului. Această metodă nu găsește în prezent o aplicabilitate largă, întrucît pe de o parte influența alurei funcției densității spectrale de putere asupra degradării prin oboseală nu a fost elucidată, pe de altă parte nu există metode de analiză eficiente compatibile cu metoda de sinteză propusă și ale cărei rezultate să poată fi utilizate în calcule de durabilitate.

In țară au existat preocupări susținute în domeniul rezistenței la solicitări variabile, oglindite într-o serie de lucrări valoroase : NĂDĂȘAN (1955,1956), BUZDUGAN (1955), NĂDĂȘAN și HAJDU (1956,1958), HAJDU și colectiv (1960), NĂDĂȘAN și colectiv (1962), BERNATH și SAFTA (1972), MOCANU (1972), BUZDUGAN și colectiv (1972), CIOCLOV (1975). Au fost efectuate o serie de studii și investigații asupra proceselor de solicitare din exploatarea unor construcții ca material rulant: RAȚIU și colectiv (1971), RAȚIU (1971,1973),BOLEANȚU și colectiv (1972,1974),TARAN și colectiv (1977), RAȚIU și SCHULZ (1977), RAȚIU, HALCHINI și SCHULZ (1978); construcții de poduri metalice de căi ferate: HALCHINI și SĂLĂGEAN (1976); mașini de ridicat și transportat : BOLEANȚU și DOBRE (1974). S-au efectuat studii experimentale asupra vibrațiilor și a durabilității la vehicule rutiere : PEREȘ și colectiv (1977), PETRESCU (1977), DOBRE (1977), BOLEANȚU și DOBRE (1978). Pentru utilizarea statisticii proceselor de solicitare în calculele de verificare a durabilității au fost elaborate metode de predicție bazate pe teorii fenomenologice de cumulare a degradărilor cu considerarea istoriei procesului - CIOCLOV (1971, 1977, 1978).

Din cele expuse rezultă că în prezent metodele de analiză și sinteză a proceselor de solicitare aleatoare nu satisfac decît parțial cerințele realizării unor construcții de mașini optimizate sub raport tehnic și economic,cu o înaltă siguranță în exploatare. In vederea soluţionării aoestei probleme, se impune elaborarea unor metode noi de analiză şi sinteză, oare să abordeze într-un mod unitar atît analiza oît şi sinteza, pe baza unui model matematio adeovat desorierii oît mai exaote a prooeselor de solioitare evasistaţionare, ale oăror date intermediare şi finale să fie oompatibile ou date iniţiale ale presoripţiilor de verifioare prin oaloul a durabilităţii şi fiabilităţii oonstruoţiilor. De asemenea, pentru ridioarea efioienţei preluorării volumului de date, metodele de analiză-sinteză trebuie să fie programabile pe oaloulatoare eleotronioe de oapaoitate mioă şi mijlooie.

CAP. 2 - CONSIDERATII TEORETICE SI CONTRIBUTII LA ANALIZA SI SINTEZA SPECTRELOR DE SOLICITARE ALEATOARE

1. Consideraţii teoretice generale

1.1. Elemente de teoria proceselor aleatoare

1.1.1. Descrierea generală a caracteristicilor unui proces aleator

Procesele de solicitare variabile cu un pronunţat caracter întîmplător, evidenţiat de exploatarea a numeroase clase de construcţii de rezistenţă prin înregistrarea unor selecţii asupra procesului, nu admit o descriere analitică într-o accepţiune deterministă ; rezolvarea acestei probleme este posibilă doar în cadrul teoriei proceselor aleatoare, utilizînd metodele de analiză probabilistică.

La definirea unui proces aleator se poate pleca de la o mărime aleatoare $\xi(t)$ care variază în raport cu parametrul t (în general t - timp). Se numeşte proces aleator $\xi = \xi(t)$ o funcţie de parametru real $t \in R$, ale căror valori pentru fiecare t sînt variabile aleatoare.

Legile care generează procesul aleator $\xi(t)$, $t \in R$ sînt complet determinate prin dustribuţiile simultane de probabilitate $\xi(t_1), \dots, \xi(t_n)$, pentru diferite valori ale argumentului : $t_1, \dots, t_n$. Studiul procesului aleator presupune înregistrarea, în condiţii identice, a unui mare număr de selecţii sau realizări particulare ale procesului, care formează împreună ansamblul $\{{}^k\xi(t)\}^{1,n}$; acest ansamblu poate caracteriza, într-o măsură dependentă de extinderea (volumul) de selecţie, proprietăţile funcţiei aleatoare $\xi(t)$ (de exemplu : fig.2.1.) -RICE (1954), BENDAT şi PIERSOL (1971).

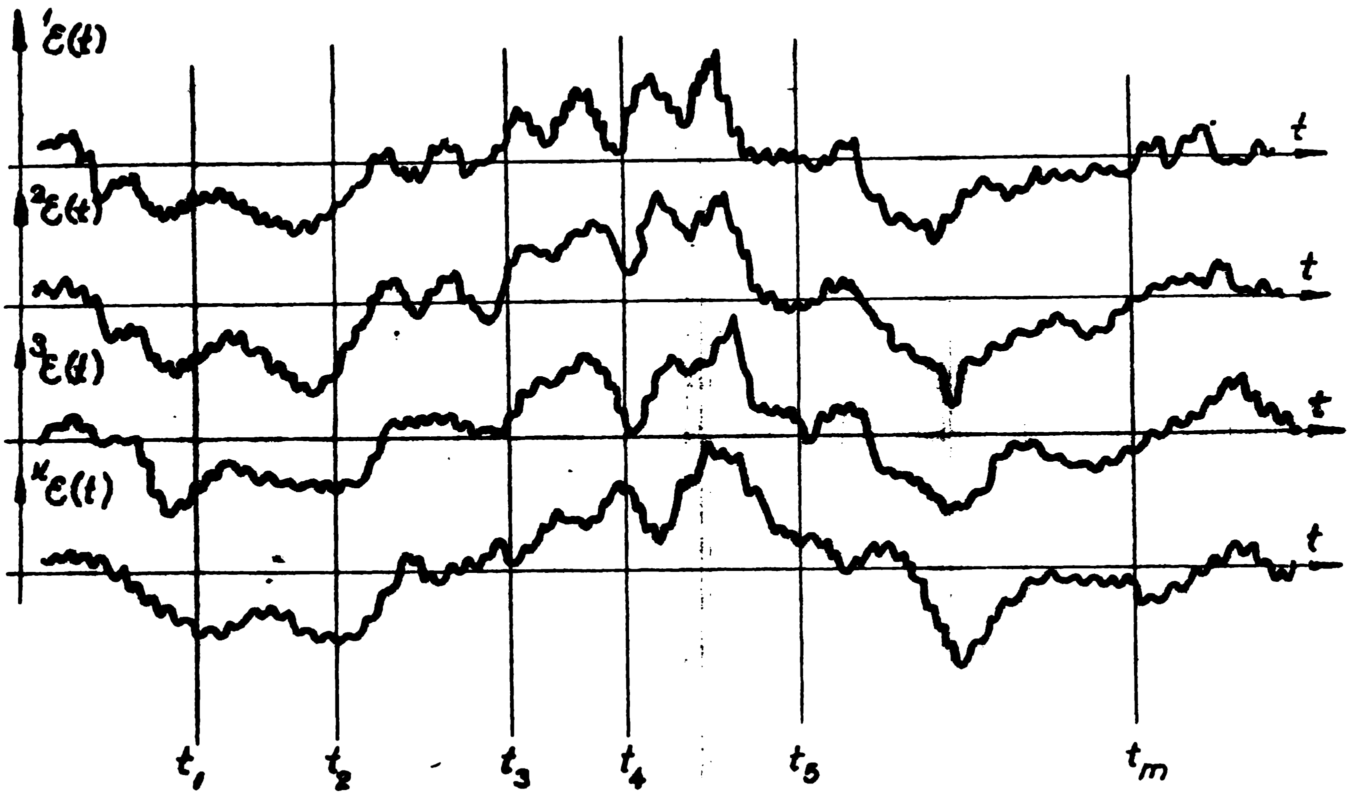


Fig.2.1 - Ansamblul de selecții înregistrate în condiții similare în exploatarea unui boghiu de cale ferată - după RAȚIU, HALCHINI și SCHULZ (1975)

Stabilirea și utilizarea în calcule a densității de probabilitate n - dimensionale $p_{t_1, t_2, \dots, t_n}(x_1, \dots x_n)$ este dificilă cu excepția unor cazuri particulare, de exemplu procese normale, la care distribuția mono-și bidimensională (proces de bandă îngustă respectiv de bandă largă) sînt necesare și suficiente pentru o descriere completă - ROZANOV (1975).

Caracteristicile descriptive ale proceselor aleatoare se rezumă la parametrii numerici ai legilor de distribuție și în particular la momentele inițiale de diferite ordine.

$$\mathcal{M}^{k}_{(k_1,k_2,\dots,k_n)} = M\left\{[\xi(t_1)]^{k_1}\cdot[\xi(t_2)]^{k_2}\cdots[\xi(t_n)]^{k_n}\right\} \qquad (2.1)$$

$$k = \sum_{i=1}^{n} k_i$$

în care M este operatorul de mediere, respectiv momentele centrate de diferite ordine :

$$\overset{o}{\mathcal{M}}{}^{k}_{(k_1,k_2,\dots,k_n)} = M\{[\xi(t_1)-m_\xi(t_1)]^{k_1}\cdot[\xi(t_2)-m_\xi(t_2)]^{k_2}\cdot\ldots[\xi(t_n)-m_\xi(t_n)]\} \quad (2.2)$$

în care intervin funcțiile aleatoare centrate

$$\overset{o}{\xi}(t_i) = \xi(t_i) - m_\xi(t_i) \quad (2.3.)$$

unde :

$$m_\xi(t_i) = \mathcal{M}^1 = M[\xi(t_i)] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p_{t_i}(x)\cdot dx \quad (2.4)$$

este așteptarea matematică a funcției aleatoare.

Dintre aceste momente, pentru descrierea caracteristicilor de bază a procesului aleator, se utilizează frecvent - BOLEANTU și DOBRE (1978) :

- așteptarea matematică - rel.(2.4)
- momentul de ordinul II (necentrat, necorelat) sau valoarea medie pătratică

$$\Psi_\xi^2 = \mathcal{M}^2 = M\{[\xi(t_1)]^2\} = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot p_{t_1}(x)\cdot dx \quad (2.5)$$

care înglobează atît componenta statică a procesului, exprimată prin valoarea medie, cît și componenta variabilă, exprimată prin dispersia procesului

- momentul de ordinul doi corelat

$$\mathcal{M}^2_{(1,2)} = M\{\xi(t_1)\cdot\xi(t_2)\} \quad (2.6)$$

- momentul de ordinul doi centrat (necorelat) sau dispersia :

$$d_\xi^2 = \overset{o}{\mathcal{M}}{}^2 = M\{[\xi(t_1)-m_\xi(t_1)]^2\} = \int_{-\infty}^{\infty}[x-m_\xi(t_1)]^2\cdot p_{t_1}(x)\cdot dx \quad (2.7)$$

- momentul de ordinul doi centrat corelat sau funcția de autocorelație :

$$C_\xi(t_1,t_2) = \overset{o}{\mathcal{M}}{}^2_{(1,2)} = M\{[\xi(t_1)-m_\xi(t_1)]\cdot[\xi(t_2)-m_\xi(t_2)]\} = \quad (2,8)$$

$$= \iint_{-\infty}^{\infty}[x_1-m_\xi(t_1)]\cdot[x_2-m_\xi(t_2)]\cdot p_{t_1t_2}(x_1,x_2)\cdot dx_1\cdot dx_2$$

1.1.2. Ipoteze acceptate la aplicarea conceptelor teoriei proceselor aleatoare

Aplicabilitatea unor metode eficiente de tratare statistică în studiul proceselor aleatoare este condiționată de acceptarea anumitor ipoteze restrictive asupra caracterului procesului: staționaritatea și ergodicitatea.

Staționaritatea în sens restrîns presupune independența proprietăților procesului aleator de alegerea originei axei pentru variabila generică $t \in R$, astfel încît densitatea de probabilitate multidimensională, pentru orice set de secțiuni $(t_1, t_2 \ldots \ldots, t_n)$, $n \in N$, să nu depindă de translație cu valoarea $\tau = t_i - t_1 ; (i = 1, \ldots, n)$ a variabilei t :

$$p_{t_1, t_2, \ldots, t_n}(x_1, x_2, \ldots, x_n) = p_{t_1+\tau, t_2+\tau, \ldots, t_n+\tau}(x_1, x_2, \ldots, x_n) \qquad (2.9)$$

Staționaritatea în sens larg presupune independența doar a momentelor de ordinul întîi și doi de translatarea originei variabile $t \in R$, deci valoarea medie și dispersia sînt constante

$$m_\xi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p(x) \cdot dx = m_\xi = const.$$
$$d_\xi^2(t) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_\xi)^2 \cdot p(x) \cdot dx = d_\xi^2 = const. \qquad (2.10)$$

respectiv funcția de autocorelație depinde doar de deplasarea temporală $\tau = t_2 - t_1$:

$$C_\xi(t_1, t_2) = \int_{-\infty}^{\infty} (x_1 - m_\xi)(x_2 - m_\xi) \cdot p_{t_1, t_2}(x_1, x_2) \cdot dx_1 \cdot dx_2 = C_\xi(\tau) \qquad (2.11)$$

spre deosebire de criteriul de staționaritate în sens restrîns care implică și momentele de ordin superior.

In cazul proceselor aleatoare normale, rel.(2.10) și (2.11) reprezintă condiția necesară și suficientă de staționaritate și în sens restrîns, deoarece aceste procese sînt caracterizate complet prin primele două momente, momentele de ordin superior exprimîndu-se funcție de acestea.

In general, obținerea pe cale experimentală a unui ansamblu suficient de mare de înregistrări (selecții) ca realizări posibile ale procesului aleator nu este posibilă și ar deveni economic prohibitivă. Pentru a putea aplica metodele de de evaluarea a caracteristicilor statistice avînd la dispoziție numai o singură înregistrare cu o extindere temporală suficient mare, trebuie verificată ipoteza de ergodicitate. Ergodicitatea caracterizează o subclasă a proceselor staționare - deci staționaritatea este o condiție necesară - a căror descriere statistică se bazează pe echivalența, în sensul unei convergențe în probabilitate, între caracteristicile statistice determinate pe ansamblu respectiv cele determinate prin mediere temporală pentru o singură înregistrare.

Deşi problema stabilirii condițiilor de suficiență ale ergodicității nu este încă soluționată complet, ipoteza ergodică este larg acceptată în studiul proceselor fizice şi în particular la analiza spectrelor de solicitare.

Avînd în vedere importanța aşteptării matematice ca medie temporală şi a funției de autocorelație, ergodicitatea se poate defini :

- în raport cu aşteptarea matematică; condiția de ergodicitate reprezintă egalitatea mediilor pe ansamblu respectiv temporală :

$$\lim_{T\to\infty} M\left\{\left[\frac{1}{T}\int_{t_0}^{t_0+T} \xi(t)\cdot dt - m_\xi\right]^2\right\} = 0 \qquad (2.12)$$

- în raport cu funcția de autocorelație :

$$\lim_{T\to\infty} M\left\{\left[\frac{1}{T}\int_{t_0}^{t_0+T} [\xi(t)-m_\xi][\xi(t+\tau)-m_\xi]\cdot dt - C_\xi(\tau)\right]^2\right\} = 0 \qquad (2.13)$$

Această condiție presupune şi ergodicitatea în raport cu dispersia, ceea ce rezultă prin particularizare pentru $\tau = 0$ ($C_\xi(\tau) = d_\xi^2$).

Deoareece în aplicații este dificilă verificarea acestor criterii, se acceptă ca o condiție suficientă de ergodicitate dacă funcția de autocorelatie este pătratic integrabilă :

$$\lim_{T\to\infty} \frac{1}{T}\int_{t_0}^{t_0+T} \left[C_\xi(\tau)\right]^2\cdot d\tau < \infty \qquad (2.14)$$

condiție care este satisfăcută doar dacă $\lim_{\tau\to\infty} C_\xi(\tau) = 0$; din punct de vedere fizic aceasta înseamnă că odată cu creşterea deplasării temporale τ , gradul de dependență între două valori

$\xi(t)$ și $\xi(t+\tau)$ tinde către zero.

Similar cu rel.(2.4), (2.5) și (2.7), valoarea medie, dispersia și valoarea medie pătratică se pot exprima în cazul unui proces aleator staționar ergodic ca valori integrate pe perioada de selecție T, utilizînd funcția densității de probabilitate $p_\xi(x)$.

Pentru o selecție ca variație temporală $\xi(t)$, probabilitatea menținerii valorii lui ξ între două limite x, x+Δx este

$$P_\xi\left[x < \xi(t) \leq x+\Delta x\right] = \lim_{T\to\infty} \frac{T_x}{T} \tag{2.15}$$

unde $Tx = \sum_{i=1}^{n} \Delta t_i$ este durata totală de menținere a semnalului între limitele date.

Funcția densității de probabilitate se definește :

$$p_\xi(x) = \lim_{\Delta x\to 0} \frac{P_\xi\left[x < \xi(t) \leq x+\Delta x\right]}{\Delta x} = \lim_{\Delta x\to 0}\lim_{T\to\infty} \frac{1}{T}\left(\frac{T_x}{\Delta x}\right) \tag{2.16}$$

1.1.3. Reprezentarea spectrală a proceselor aleatoare

De mare importanță într-o serie de aplicații legate de studiul răspunsului dinamic al construcțiilor de rezistență excitate aleator este reprezentarea în domeniul frecvenței a proceselor aleatoare staționare. Funcția densității spectrale de putere bilaterală a procesului $\xi(t)$ se poate defini prin transformata Fourier a funcției de autocorelație :

$$S_\xi(f) = \int_{-\infty}^{\infty} C_\xi(\tau)\cdot e^{-j2\pi f\tau}\cdot d\tau \qquad (j^2=-1) \tag{2.17}$$

In baza reversibilității transformatei Fourier rezultă :

$$C_\xi(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_\xi(f)\cdot e^{j2\pi f\tau}\cdot df \tag{2.18}$$

Ecuațiile (2.17) și(2.18) reprezintă formularea matematică a teoremei WIENER - HINCIN, care permite echivalarea reprezentărilor temporale și spectrale ale unui proces aleator staționar, cu spectru de frecvențe continuu.

Pentru a evita extinderea formală a integrării în domeniul frecvenţelor negative, acceptată ipotetic în analiza armonică a funcţiilor aperiodice, în baza proprietăţii de paritate a funcţiei bilaterale $S_\xi(f)$ se defineşte funcţia densităţii spectrale de putere unilaterală, fizic realizabilă :

$$G_\xi(f) = 2\; S(f) \tag{2.19}$$

şi exprimînd funcţiile exponenţiale în raport cu funcţiile trigonometrice reale rezultă :

$$\begin{aligned} G_\xi(f) &= 4\int_0^\infty C_\xi(\tau)\cdot\cos(2\pi f\tau)\cdot d\tau \\ C_\xi(\tau) &= \int_0^\infty G_\xi(f)\cdot\cos(2\pi f\tau)\cdot df \end{aligned} \qquad f\in[0,\infty) \tag{2.20}$$

Ca interpretare fizică, funcţia densităţii spectrale de putere descrie procesul aleator în domeniul frecvenţei, indicînd componenţa sa generală în funcţie de densitatea spectrală a valorii medii pătratice :

$$G_\xi(f) = \lim_{\Delta f\to 0}\lim_{T\to\infty}\frac{1}{\Delta f\cdot T}\int_{t_0}^{t_0+T}\xi^2(t,f,\Delta f)\cdot dt \tag{2.21}$$

unde, pentru procesul staţionar-ergodic $\xi(t)$, valoarea medie pătratică în fereastra de frecvenţă $[f\,,\,f+\Delta f]$ s-a definit ca:

$$\Psi_\xi^2(f,f+\Delta f) = \lim_{T\to\infty}\frac{1}{T}\int_{t_0}^{t_0+T}\xi^2(t,f,\Delta f)\cdot dt \tag{2.22}$$

Intre parametrii statistici fundamentali şi funcţia densităţii spectrale de putere există relaţiile :

$$m_\xi = \left[\int_{0^-}^{0^+} G_\xi(f)\cdot df\right]^{\frac{1}{2}} \tag{2.23}$$

$$\Psi_\xi^2 = \int_0^\infty G_\xi(f)\cdot df \tag{2.24}$$

Reprezentarea spectrală,temporală respectiv prin distribuţiile multidimensionale (şi a momentelor de ordin superior deduse din aceste distribuţii) sînt deci complementare : utilizarea lor în aplicaţii practice depinde de natura problemei de rezolvat.

1.2. Analiza statistică a spectrelor de solicitare

1.2.1. Considerații generale

Prin analiză se înțelege prelucrarea statistică a unui spectru extensometric în scopul stabilirii caracteristicilor statistice deterministe care să descrie cît mai exact structura probabilistă a procesului aleator. In cadrul analizei spectrelor extensometrice, metodele de prelucrare derivate din teoria proceselor aleatoare trebuie aplicate în mod specific, corelat cu particularitățile fenomenului fizic al degradării prin solicitări variabile.

Pornind de la faptul că degradarea indusă prin solicitări variabile depinde esențial de amplitudinea și valoarea medie a ciclurilor individuale de solicitare, precum și istoria (succesiunea) ciclurilor, analiza trebuie să urmărească în primul rînd descrierea structurii în domeniul amplitudinii.

Informațiile furnizate de analiză trebuie să fie utilizabile nemijlocit ca date inițiale în calculele de verificare previzională a durabilității, respectiv să constituie o bază de date necesară și suficientă pentru sinteza unui proces aleator cu structură probabilistă cît mai apropiată de cea a procesului original.

Relevanța analizei, determinată de volumul și calitatea informațiilor asupra structurii probabilistice a procesului aleator depind de modelul matematic și implicit de metoda statistică de analiză adoptată ; alegerea modelului matematic și a metodei statistice de analiză trebuie să fie adecvată descrierii pertinente a proceselor de bandă largă, cu o componentă complexă.

1.2.2. Componența spectrelor de solicitare

Factorul primordial care definește durabilitatea unei construcții este desfășurarea în timp a acțiunii simultane a diverselor sarcini care sînt specifice regimului de încărcare în exploatare :

- sarcini constante, date de greutatea proprie și încărcarea statică utilă
- sarcini variabile ciclice sau aciclice, date de manevrarea și funcționarea utilajelor în regimuri specifice

- perturbații exterioare, date de vibrații, condițiile căii de rulare (la vehicule terestre), turbulențe atmosferice (la vehicule aeronautice), etc.

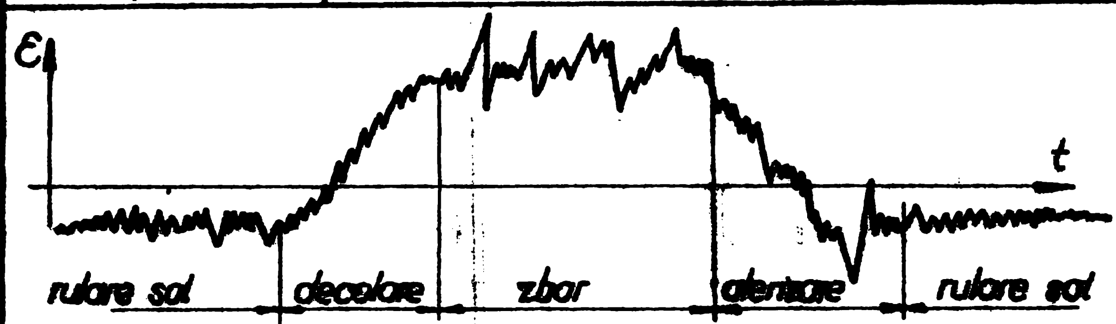
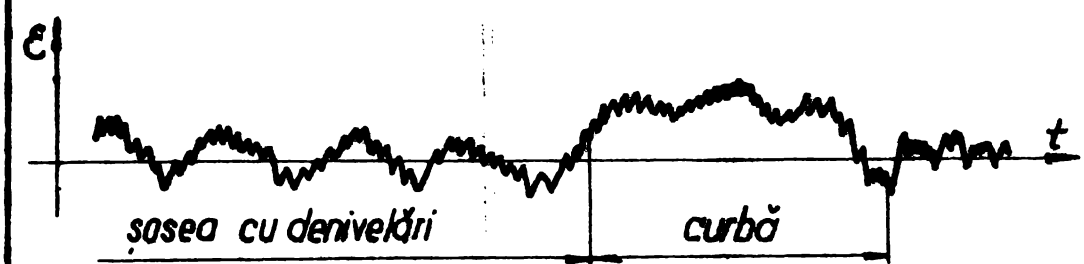
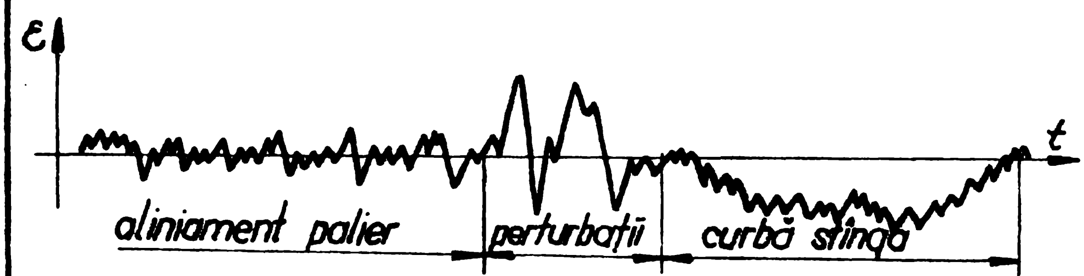
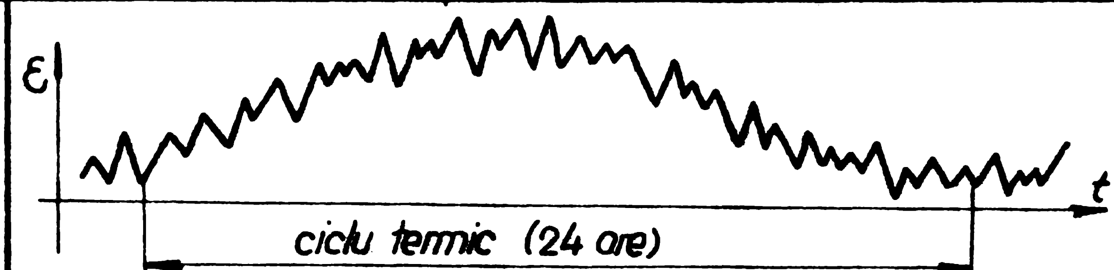
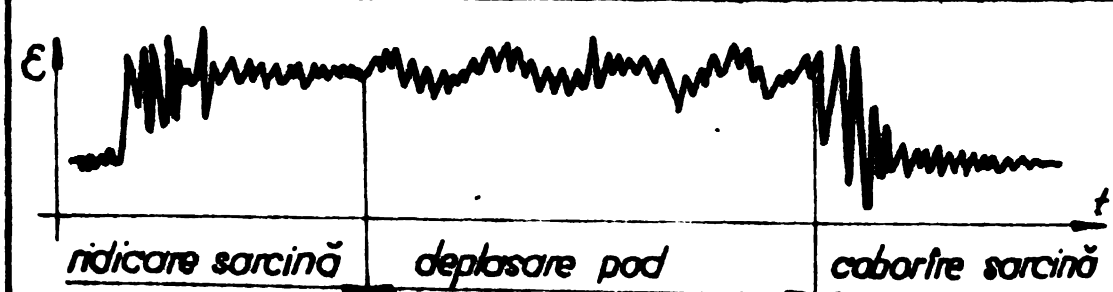
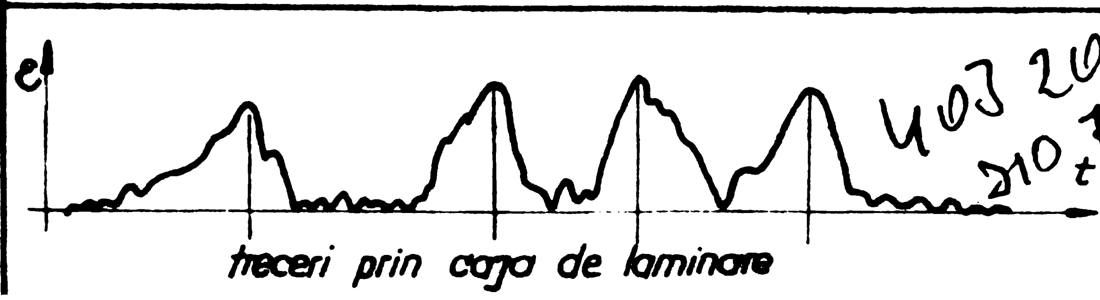
Pentru evaluarea durabilității elementelor componente și a construcției în ansamblu, este determinant răspunsul construcției la procesul de încărcare, într-o strînsă dependență cu specificul construcției : material, formă constructivă, condiții de asamblare, caracteristici de rigiditate/complianță, capacitate de amortizare, etc.

Intr-o accepțiune generală, ansamblul continuu sau discret al tuturor valorilor de deformații/tensiuni care se produc într-o zonă sau într-un punct al unei construcții în timpul funcționării sub acțiunea procesului de încărcare, se numește spectru de solicitare. Spectrele de solicitare se obțin pe cale experimentală, prin înregistrări extensometrice $\mathcal{E}(t)$ în cursul unor probe de exploatare. La evaluarea durabilității se preferă înregistrarea spectrelor extensometrice, deoarece deformația specifică este o mărime concludentă a solicitării locale și permite transpunerea în tensiuni, ca mărime fundamentală în calculele de proiectare/verificare; într-o primă analiză, înregistrarea altor mărimi (deplasări, accelerații) nu este la fel de operantă la evaluarea durabilității, decît în cazul cînd se urmărește corelarea cu studiul dinamicii construcției.

Numeroase studii experimentale arată că în general spectrul de frecvențe al proceselor de solicitare aleatoare este continuu, iar funcția densității spectrale de putere prezintă unul sau mai multe maxime, corespunzătoare unor frecvențe caracteristice ale procesului de încărcare și/sau ale construcției - KOWALEWSKI (1969), SHERRATT și FISHER (1972), GASSNER (1973), ARGYRIS și colectiv (1976).

Din punct de vedere a componenței procesului de încărcare și al efectului asupra degradărilor induse, procesul de solicitare global poate fi privit ca o suprapunere a unei componente induse și a unei componente aleatoare. Componenta indusă sau fundamentală este produsă de condițiile de exploatare specifice sau manevre care reprezintă variații, de frecvență foarte joasă, ale valorii medii a procesului global. Componenta aleatoare sau suprapusă reprezintă variații de frecvență mai ridicată, datorită interacțiunii între factorii de încărcare aleatori și sistemul oscilant al construcției, fig.2.2.

Fig. 2.2 Componența spectrelor de solicitare pentru diferite construcții - după IACOBY (1973), ARGYRIS (1976), RAȚIU, HALCHINI și SCHULZ (1978)

Tipul construcției	Spectru de solicitare semnificativ pentru regimul de exploatare
Avion de transport	
Vehicul rutier (autocamion de tip greu)	
Material rulant (boghiu de cale ferată de tip greu)	
Navă maritimă de tonaj mijlociu	
Material de ridicat și transportat (pod rulant)	
Laminor pentru profile mari (prima caja)	

Măsurările efectuate evidențiază că în general nu sînt satisfăcute condițiile de staționaritate în sens larg, atît datorită variației valorii medii (a componentei fundamentale) cît și datorită variației dispersiei (a componentei suprapuse), corespunzător diferitelor regimuri de funcționare în exploatare. Pentru a putea aplica totuși metodele de analiză statistică temporală ale teoriei proceselor aleatoare staționar-ergodice, selecțiunile cu variații net demarcate ale valorii medii și/sau a dispersiei se împart în secvențe, pentru care condițiile de staționaritate sînt satisfăcute (de exemplu : construcții aeronautice, macarale, conform fig.2.2).

Intrucît această metodă de secvenționalizare nu se poate aplica la spectre extensometrice cu variații lente , sinusoidale ale valorii medii, la tratarea statistică globală se admite ipoteza cvasistaționarității, prin care se reduce gradul de restricție a condiției de staționaritate în raport cu valoarea medie.

1.2.3. Prelucrarea digitală a spectrelor extensometrice prin clasare. Modele matematice acceptate.

Analiza în domeniul amplitudinii se bazează pe o prelucrare digitală a semnalului aleator înregistrat (ca mărime analogicăsau digitalizată prin eșantionare temporală), utilizînd metodele de clasare digitală. Clasarea digitală constă în subdivizarea plajei de variație a semnalului aleator $\mathcal{E}(t)$ într-un număr finit de clase, cu intervalul de clasă constant, și numărarea frecvenței de apariție în cadrul fiecărei clase, a unuia sau mai multor parametri considerați semnificativi pentru caracterizarea ciclului de solicitare. Deoarece timpul de menținere într-o clasă nu este determinant pentru capacitatea de degradare a procesului, se urmăresc drept parametri fundamentali ai ciclului de solicitare (fig.2.3) :

- maximul
- minimul
- amplitudinea
- valoarea medie instantanee.

Sub aspect operațional sînt uneori mai avantajoase metodele de clasare a unor parametri derivați ca : frecvența depășirii nivelelor, interextreme, perechi de valori interextreme etc.ANEXA 1

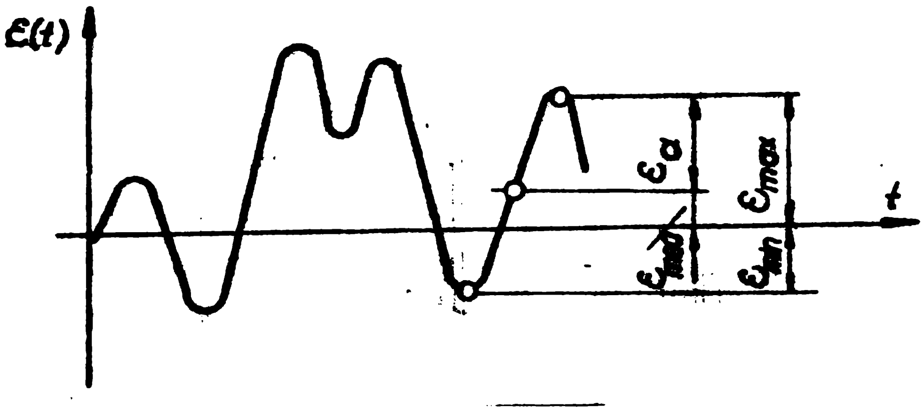


Fig.2.3 - Parametri fundamentali ai ciclului de solicitare.

Prin alegerea metodei de clasare se accepta implicit un model matematic al procesului aleator original ; informaţiile rezultate prin clasare sînt afectate de erori şi alterează structura statistică a procesului clasat în măsura în care modelul se îndepărtează de procesul aleator original.

a).- Clasarea monoparametrică constă în stabilirea frecvenţelor de clasă a unui singur parametru fundamental sau derivat al ciclului de solicitare. Modelul matematic acceptat este acela al unui proces staţionar de bandă îngustă ; informaţia se obţine sub forma unei distribuţii empirice monoparametrice, care este o reprezentare alterată a structurii statistice în cazul proceselor staţionare de bandă largă respectiv cvasi-staţionare, care se îndepărtează de modelul acceptat. Se pierde orice informaţie asupra istoriei procesului de solicitare.

b).- Clasarea biparametrică necorelată constă în stabilirea simultană şi independentă a frecvenţelor de clasă a doi parametri fundamentali ai ciclului de solicitare. Modelul matematic acceptat este acela al unui proces staţionar, cu creşteri independente şi cu distribuţie normală ; informaţia se obţine sub forma a două distribuţii empirice monoparametrice, care pot reda exact structura statistică a proceselor staţionare cu creşteri independente şi cu distribuţie normală, indiferent de lăţimea benzii, prin deducerea distribuţiilor bidimensionale respectiv

In cazul proceselor cvasi-staționare, avînd creșteri dependente de variația componentei fundamentale, rezultă o alterare a structurii statistice a procesului aleator original.

c).- Clasarea biparametrică corelată constă în stabilirea simultană a frecvențelor de clasă a doi parametri fundamentali ai ciclului de solicitare și înregistrarea frecvențelor corelate a succesiunii acestor parametri. Modelul matematic acceptat este acela al unui proces staționar, cu creșteri independente, cu distribuție în general diferită de cea normală; informația se obține sub forma unei distribuții empirice biparametrice a probabilităților condiționate, ale căror elemente reprezintă probabilități de trecere de tip Markov, de ordinul I. Această metodă nu se pretează la tratarea proceselor aleatoare cvasistaționare.

d).- In vederea tratării unitare a proceselor aleatoare staționare și cvasistaționare prin metoda de analiză propusă de autor, se recurge la clasarea biparametrică dublu corelată, elaborată special pentru a fi compatibilă cu modelul matematic acceptat. Clasarea biparametrică dublu corelată constă în stabilirea a doi parametri fundamentali ai ciclului de solicitare (maximul și minimul) și înregistrarea frecvențelor dublelor treceri între extreme. Informația se obține sub forma unor distribuții empirice spațiale, ale căror elemente reprezintă probabilități de trecere de ordin superior de tip Markov, caracteristice proceselor cu istorie.

Prin metoda propusă se conservă de asemenea o informație globală asupra componentei spectrale a procesului, exprimată prin factorul de neregularitate I. Factorul de neregularitate I caracterizează banda de frecvente, fiind legat de reprezentarea spectrală respectiv temporală a procesului. Din momentele centrate de ordinul II ale procesului și ale derivatelor sale exprimate în raport cu funcția densității spectrale de putere (respectiv funcția de autocorelație) :

$$d_{\varepsilon}^{2} = \int_0^\infty G(f)\cdot df = C_\varepsilon(0) \qquad (2.25)$$

$$d_{\dot\varepsilon}^{2} = (2\pi)^2\int_0^\infty f^2\cdot G(f)\cdot df = -\left.\frac{d^2C_\varepsilon(\tau)}{d\tau^2}\right|_{\tau=0}$$

$$d_{\ddot\varepsilon}^{2} = (2\pi)^4\int_0^\infty f^4\cdot G(f)\cdot df = \left.\frac{d^4C_\varepsilon(\tau)}{d\tau^4}\right|_{\tau=0}$$

se poate determina numărul mediu, în unitatea de timp, al trecerilor în sens pozitiv prin valoarea medie - după RICE (1954)

$$N_0 = \frac{1}{2\pi} \cdot \frac{d_{\dot{\varepsilon}}}{d_{\varepsilon}} = \left[\frac{\int_0^{\infty} f^2 \cdot G(f) \cdot df}{\int_0^{\infty} G(f) \cdot df} \right]^{\frac{1}{2}} \qquad (2.26)$$

respectiv numărul mediu, în unitatea de timp al ciclurilor (respectiv al maximelor) :

$$N_1 = \frac{1}{2\pi} \cdot \frac{d_{\ddot{\varepsilon}}}{d_{\dot{\varepsilon}}} = \left[\frac{\int_0^{\infty} f^4 \cdot G(f) \cdot df}{\int_0^{\infty} f^2 \cdot G(f) \cdot df} \right]^{\frac{1}{2}} \qquad (2.27)$$

Factorul de neregularitate rezultă deci ca o caracteristică sintetică a reprezentării spectrale :

$$I = \frac{N_0}{N_1} = \frac{\int_0^{\infty} f^2 \cdot G(f) \cdot df}{\left[\left(\int_0^{\infty} G(f) \cdot df \right) \cdot \left(\int_0^{\infty} f^4 \cdot G(f) \cdot df \right) \right]^{\frac{1}{2}}} \qquad (2.28)$$

Aplicarea concretă a metodei de clasare biparametrice dublu corelate se va exemplifica în cadrul paragrafului următor, în contextul aplicării metodei de analiză propuse.

2. O nouă metodă de analiză a proceselor de solicitare

2.1. Contribuţii teoretice

2.1.1. Studiul aplicabilităţii modelării prin procese de tip Markov

Din punct de vedere al capacităţii de degradare, succesiunea extremelor de tip minim şi maxim - deci a semiciclurilor individuale - cu neglijarea în primă instanţă a frecvenţei, descrie complet procesul de solicitare aleator. Această transpunere posibilă a unei variaţii în raport cu timpul într-o succesiune de evenimente conduce la ideea modelării procesului de solicitare printr-un proces aleator de tip Markov, care poate descrie realizările posibile ale procesului pe baza probabilităților de trecere de ordinul I sau de ordin superior. Mărimea de stare a cărei modificare caracterizează desfășurarea în timp a procesului este extremul (maximul și minimul) ciclului de solicitare individual.

Un proces aleator $\xi = \xi(t)$ se numește proces de tip Markov, dacă la orice moment μ, pentru o valoare fixată $\xi(\mu) = x$, variabilele aleatoare $\xi(t)$, $t \geq \mu$ nu depind de valorile $\xi(s)$, $s \leq \mu$. Un proces de tip Markov apare deci ca un proces cu memorie limitată, sau în sens restrîns, fără memorie. Dacă $\xi(t)$ este mărimea de stare a sistemului fizic la momentul t, procesul Markov $\xi = \xi(t)$ care descrie evoluția sistemului poate fi caracterizat astfel : comportarea sistemului ulterior momentului $t = \mu$ cînd sistemul se află într-o stare $\xi(\mu) = x$ dată, nu depinde de comportarea anterioară momentului $t = \mu$.

Pentru spațiul stărilor posibile ale procesului se introduce probabilitatea de trecere P(s, x, t, B) ca probabilitatea trecerii din starea inițială $x = \xi(s)$ într-una din stările y ale ansamblului de stări B după un interval de timp (t-s). Formal P(s, x, t, B) este probabilitatea condiționată a realizării stărilor $\xi(t) \in B$ dacă $\xi(s) = x$, $s \leq t$. Variabila aleatoare se consideră discretă, cu un număr finit de stări posibile, corespunzător discretizării variației în cadrul analizei de nivel prin clasare digitală.

Pentru un ansamblu finit de stări :

$$P(s,x,t,B) = \sum_{y \in B} P(s,x,t,y) \tag{2.29}$$

unde în cazul general $\xi(t)$ poate fi un vector aleator în spațiul n - dimensional E^n.

Din punct de vedere al modelării proceselor de solicitare aleatoare, este importantă considerarea unor proprietăți particulare ale proceselor de tip Markov.

Procesele de tip Markov cu creșteri independente formează o clasă importantă la care distribuția creșterilor $[\xi(t) - \xi(t_0)]$ este independentă de valorile $\xi(s)$, $s \leq t_0 \leq t$.

Un proces de tip Markov $\xi = \xi(t)$, este staționar, (omogen) dacă legea sa de comportare pe intervalul (s,t), pentru $\xi(s) = x$, nu depinde de translația acestui interval pe axa timpului. Probabilitățile de treoere nu mai sînt funcție de timp, ci doar de diferența t - s :

$$P(s,x,t,B) = P(t-s,x,B) \tag{2.30}$$

Pentru un proces de tip Markov cu creșteri independente și staționar, funcția de autocorelație :

$$C_{\xi}(s,t)=M\{[\xi(s)-m_{\xi}(s)]\cdot[\xi(t)-m_{\xi}(t)]\} = C_{\xi}(\tau) \tag{2.31}$$

depinde doar de retardarea $\tau = t-s$ și scade monoton spre valoarea zero pentru $\tau \to \infty$.

Din punct de vedere al modelului markovian, procesele de solicitare aleatoare cvasistaționare nu sînt procese cu creșteri independente și ca atare nici omogene. Acest fapt reiese clar și din alurile pe care le poate lua funcția de autocorelație în cazul unui proces aleator cvasistaționar, cu un anumit grad de corelare a valorilor succesive datorită existenței componentei induse- fig.2.4.

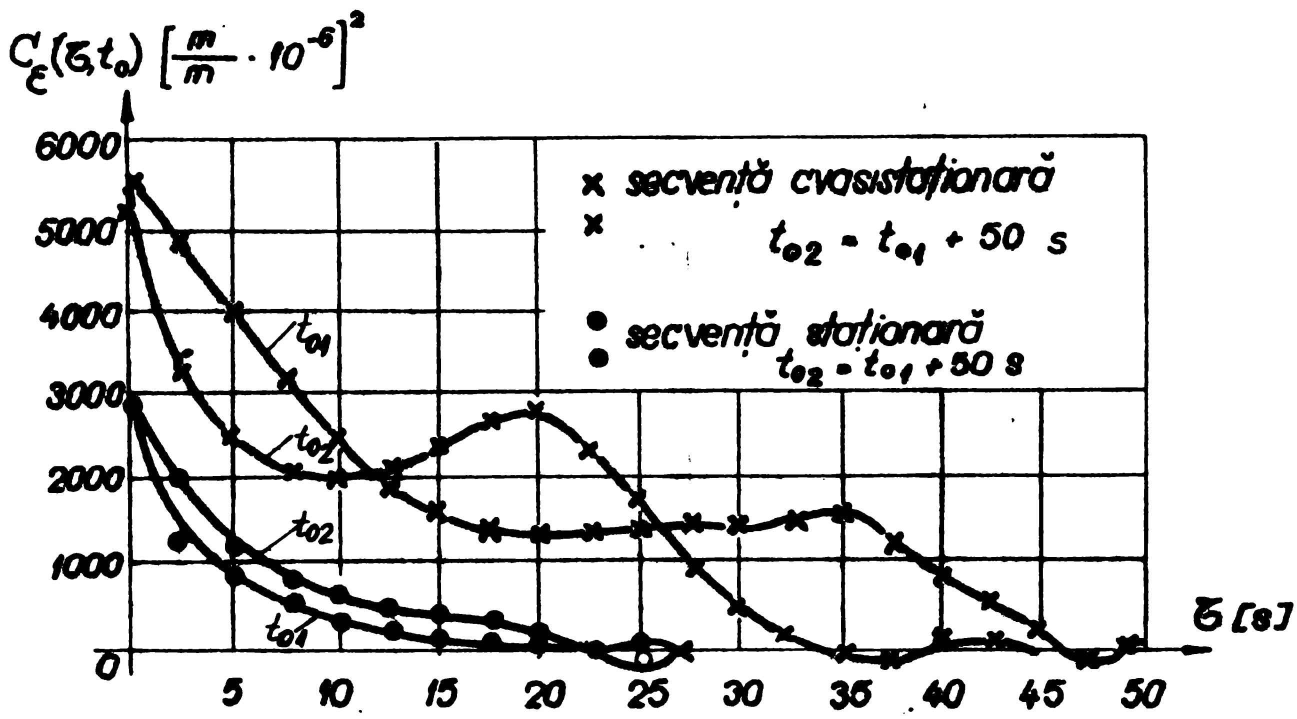


Fig.2.4 - Funcții de autocorelație pentru un proces de solicitare cvasi-staționar, cu alegerea diferită a originii timpului t_0 - SCHULZ (1978)

Din considerente teoretice, o descriere probabilistă adecvată se poate obține prin asimilarea procesului de solicitare cu un proces de tip Markov cu legături complete. Variabila aleatoare $\xi(t)$ – reprezintă extremul (maximul și minimul) ciclului de solicitare și este deci o variabilă de tip discret, compatibilă cu modelul procesului de tip Markov.

Făcînd abstracție de frecvența procesului, se consideră că variabila t poate lua doar valorile discrete t = 0, 1, 2,... ...,n, unde n aparține mulțimii numerelor naturale. Procesul se va analiza la momente discrete, aflate la distanțe multipli întregi ai intervalului $\Delta t = 1$, care la scara timpului real t^* va avea valoarea $\Delta t = 1/2f = t^*(n) - t^*(n-1)$, întrucît Δt este semiperioada ciclului de solicitare, luîndu-se în considerație de fapt semiciclurile minim- maxim și maxim - minim.

Pentru un proces de tip Markov cu legături complete și număr finit de stări, expresia probabilității de trecere se notează :

$$P(\xi_n = j_n / \xi_{n-1} = j_{n-1}, \xi_{n-2} = j_{n-2}, \ldots, \xi_1 = j_1) = p_{j_1 \ldots j_{n-1}; j_n} \qquad (2.32)$$

$$\bar{p}_{j_1 \ldots j_{n-1}} = \{p_{j_1 \ldots j_{n-1}; b_1}, p_{j_1 \ldots j_{n-1}; b_2}, \ldots p_{j_1 \ldots j_{n-1}; b_m}\} \qquad (2.33)$$

unde vectorul $\bar{p}_{j_1 \ldots j_{n-1}}$ reprezintă distribuția de probabilitate la trecerea de rang (n - 1) → (n) într-una din stările $B = \{b_1, b_2, \ldots, b_m\}$, deci :

$$p_{j_1 \ldots j_{n-1}; j_n} \geq 0 ; \quad \sum_{j_n \in B} p_{j_1 \ldots j_{n-1}; j_n} = 1 \qquad (2.34)$$

Deși sînt modele mai exacte ale istoriei procesului de solicitare, procesele de tip Markov cu legături complete ridică o serie de probleme legate nu numai de dificultățile tratării matematice, ci mai ales de volumul mare de calcul și de date inițiale și intermediare, care trebuie stocate în cazul unor lanțuri cu un număr mai mare de pași. Sub aspect operațional, prelucrarea automată a datelor pe calculatorul numeric ar necesita un spațiu de memorie exagerat de mare, iar programul de calcul ar fi neperformant și nu ar permite prelucrarea datelor în timp real.

2.1.2. Modelul matematic propus. Procesul de tip Markov de ordinul II

2.1.2.1. Descriere generală. Ipoteze de valabilitate

Din considerațiile făcute rezultă că pentru a putea caracteriza totuși gradul de corelare a realizărilor succesive ale procesului aleator, trebuie adoptat ca model matematic procesul de tip Markov cu "memorie", deci cu considerarea unor probabilități de trecere de ordin superior. În urma unei evaluări a volumului de date necesare a fi stocate, în condițiile utilizării unor calculatoare de capacitate mică sau mijlocie, competitive din punct de vedere al costului, rezultă că modelul procesului de tip Markov cu considerarea probabilităților de trecere de ordinul II satisface această condiție esențială; și din punct de vedere al gradului de aproximare a proceselor reale cvasistaționare, modelul propus este adecvat, întrucît poate caracteriza istoria proceselor, avînd o "memorie" față de gradul de corelare a realizărilor succesive.

Considerînd dubla trecere între trei stări succesive de rang $(n-2) \to (n-1) \to (n)$ independentă de realizările anterioare momentului $t = n-2$, probabilitățile de trecere se scriu:

$$P(\xi_n = j_n / \xi_{n-1} = j_{n-1}, \xi_{n-2} = j_{n-2}) = p_{j_{n-2}\, j_{n-1};\, j_n} \tag{2.35}$$

Deoarece reprezintă probabilități :

$$p_{j_{n-2}\, j_{n-1};\, j_n} \geq 0$$
$$\sum_{j_n \in B} p_{j_{n-2}\, j_{n-1};\, j_n} = 1 \tag{2.36}$$

Vectorul :

$$\bar{p}_{j_{n-2}\, j_{n-1}} = \{ p_{j_{n-2}\, j_{n-1};\, b_1}, p_{j_{n-2}\, j_{n-1};\, b_2}, \dots, p_{j_{n-2}\, j_{n-1};\, b_m} \} \tag{2.37}$$

reprezintă distribuția de probabilitate a trecerilor din starea $\xi_{n-1} = j_{n-1}$ în starea $\xi_n = j_n \in B$, dacă la trecerea anterioară s-a realizat tranziția din starea $\xi_{n-2} = j_{n-2}$ în starea $\xi_{n-1} = j_{n-1}$.

Numărul posibil al stărilor în spaţiul discret $B=\{b_1, b_2 \dots b_m\}$ corespunde numărului de clase m în care se subdivide plaja de variaţie a spectrului extensometric în vederea clasării digitale.

La modelarea proceselor de solicitare prin procesul de tip Markov trebuie să se ţină seama de încă o mărime de stare : tipul extremului. Această mărime de stare asociată este deterministă şi caracterizează succesiunea extremelor MIN → MAX → MIN... Notînd această mărime de stare prin variabila de tip logic

$\eta_n = A_n$; $A_n \in A - \{MIN, MAX\}$

rezultă :

$$P(\eta_n = A_n / \eta_{n-1} = A_{n-1}) = \begin{cases} 1 & \text{dacă } A_n = \overline{A_{n-1}} \\ 0 & \text{dacă } A_n = A_{n-1} \end{cases} \qquad (2.38)$$

Stările succesive prin care trece procesul se caracterizează deci prin două mărimi de stare :

$\xi_n = j_n$ - valoarea (nivelul) extremului, $j_n \in B$

$\eta_n = A_n$ - tipul extremului, $A_n \in A = \{MIN, MAX\}$

Particularitatea distribuţiilor probabilităţilor de trecere de ordinul II între extremele succesive ale dublelor treceri $\xi_{n-2} \to \xi_{n-1} \to \xi_n$ constă în faptul că :

- pentru o dublă trecere MIN → MAX → MIN (η_{n-2} = MIN) :

$$P(\xi_n = j_n / \xi_{n-1} = j_{n-1}, \xi_{n-2} = j_{n-2}) \begin{cases} \equiv 0 & (j_{n-2} > j_{n-1}) \cup (j_{n-1} < j_n) \\ \geq 0 & (j_{n-2} < j_{n-1}) \cap (j_{n-1} > j_n) \end{cases} \qquad (2.39\ a)$$

- pentru o dublă trecere MAX → MIN → MAX (η_{n-2} = MAX) :

$$P(\xi_n = j_n / \xi_{n-1} = j_{n-1}, \xi_{n-2} = j_{n-2}) \begin{cases} \equiv 0 & (j_{n-2} < j_{n-1}) \cup (j_{n-1} > j_n) \\ \geq 0 & (j_{n-2} > j_{n-1}) \cap (j_{n-1} < j_n) \end{cases} \qquad (2.39\ b)$$

Aceste relaţii arată că datorită condiţiilor de compatibilitate a succesiunii extremelor (valoarea unui maxim este întotdeauna mai mare, cel mult egală cu cea a minimului următor), apar stări inaccesibile în cadrul dublelor treceri - fig.2.5.

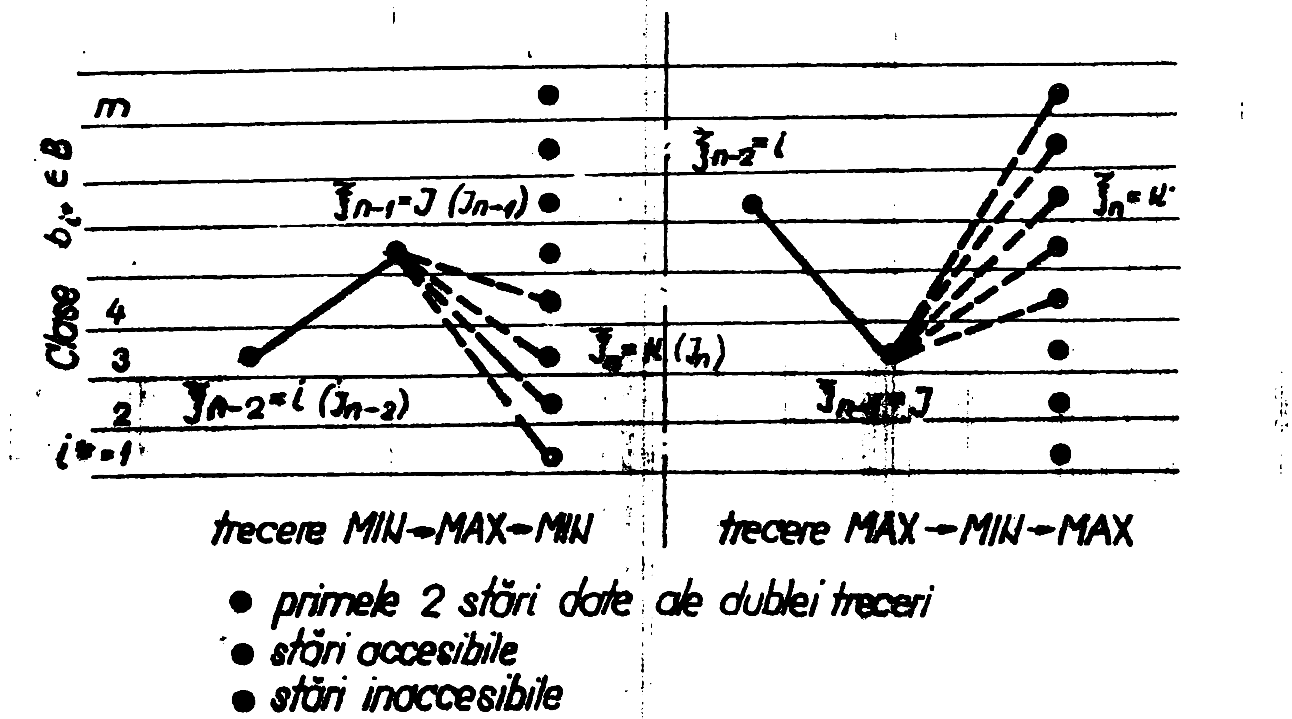


Fig.2.5. - Stări inaccesibile în cadrul dublelor treceri între extreme succesive

Inegalitățile care definesc condițiile de compatibilitate nu pot conține semnul de egalitate, dacă la analiză se neglijează extremele succesive de tip diferit care se situează în aceeași clasă.

In afară de aceste stări inaccesibile, existente apriori datorită condițiilor de compatibilitate a succesiunii extremelor, pot apare și alte stări inaccesibile datorită structurii statistice particulare a procesului aleator modelat. Intr-o accepțiune generală, pentru un proces aleator fără aceste restricții, toate stările ansamblului B sînt teoretic accesibile, adică aparțin aceleeași clase de echivalență, deoarece există întotdeauna un număr întreg $s > 0$ astfel încît probabilitatea de trecere dintr-o stare $\xi_n = j_n$ într-o stare $\xi_{n+s} = j_{n+s}$ să fie pozitivă. In particular $s > 1$, deoarece pentru $s = 1$ sînt inaccesibile acele stări care nu satisfac condițiile de compatibilitate a succesiunii extremelor.

2.1.2.2. Modul de reprezentare a informaţiilor asupra structurii statistice a procesului

Structura statistică a procesului de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II este complet caracterizată prin m^2 vectori de forma dată de rel.(2.37), care reprezintă distribuţii de probabilitate avînd cel mult m valori discrete.

Din motive de organizare a structurii informaţiei asupra procesului la reprezentarea în calculatorul numeric în cadrul prelucrării automate a datelor, aceşti vectori pot fi aranjaţi într-o distribuţie spaţială, avînd ca bază o matrice "mască" pătratică cu m^2 elemente ; pe fiecare element determinat univoc prin coordonatele sale (j_{n-2} , j_{n-1}), este situat vectorul corespunzător $\bar{p}_{j_{n-2} j_{n-1}}$, după direcţia celei de-a treia coordonate ortogonale j_n – fig. 2.6.

Diagonala principală a matricii "mască" corespunde unor vectori de probabilitate avînd elementele identice cu zero :

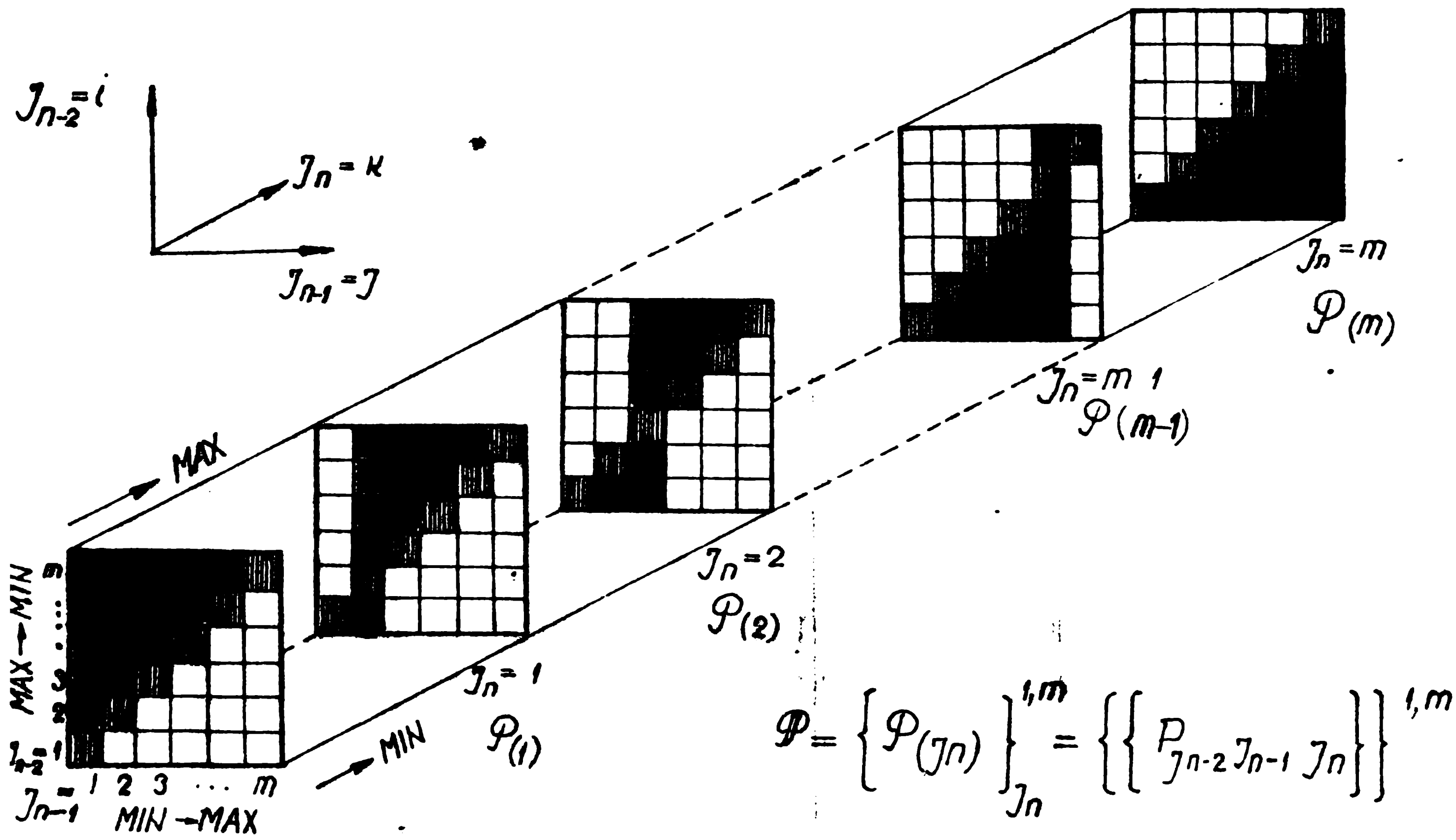
$$\bar{p}_{j_{n-2} j_{n-1}} \equiv \{0\} \quad , \quad j_{n-2} = j_{n-1}$$

dacă la clasare nu se iau în consideraţie succesiunile de extreme încadrate în aceeaşi clasă i* .

In matricea "mască", elementele situate deasupra diagonalei principale ($j_{n-2} > j_{n-1}$) reprezintă duble treceri, la care prima trecere este de tip MAX → MIN. Vectorii aşezaţi pe aceste elemente reprezintă distribuţia de probabilitate a trecerii la ultima stare a dublei treceri. ($\xi_n - j_n \in B ; \eta_n = MAX$), deci o trecere de tip MIN → MAX, dacă prima trecere $\xi_{n-2} \to \xi_{n-1}$ este fixată.

Similar, elementele situate dedesubtul diagonalei principale ($j_{n-2} < j_{n-1}$) reprezintă duble treceri, la care prima trecere este de tip MIN → MAX. Vectorii aşezaţi pe aceste elemente reprezintă distribuţia de probabilitate a trecerii la ultima stare a dublei treceri ($\xi_n - j_n \in B ; \eta_n = MIN$), deci o trecere de tip MAX → MIN, dacă prima trecere $\xi_{n-2} \to \xi_{n-1}$ este fixată.

Formal, distribuţua spaţială a vectorilor poate fi descompusă într-o superpoziţie de m matrici prin secţionarea cu plane paralele cu matricea "mască", la distanţele $j_n = 1, 2.., m-1$; fiecare matrice rezultată este o matrice stocastică, ale cărei elemente reprezintă probabilităţile : $\tilde{P}(\xi_{n-2} = j_{n-2}, \xi_{n-1} = j_{n-1} / \xi_n = j_n)$



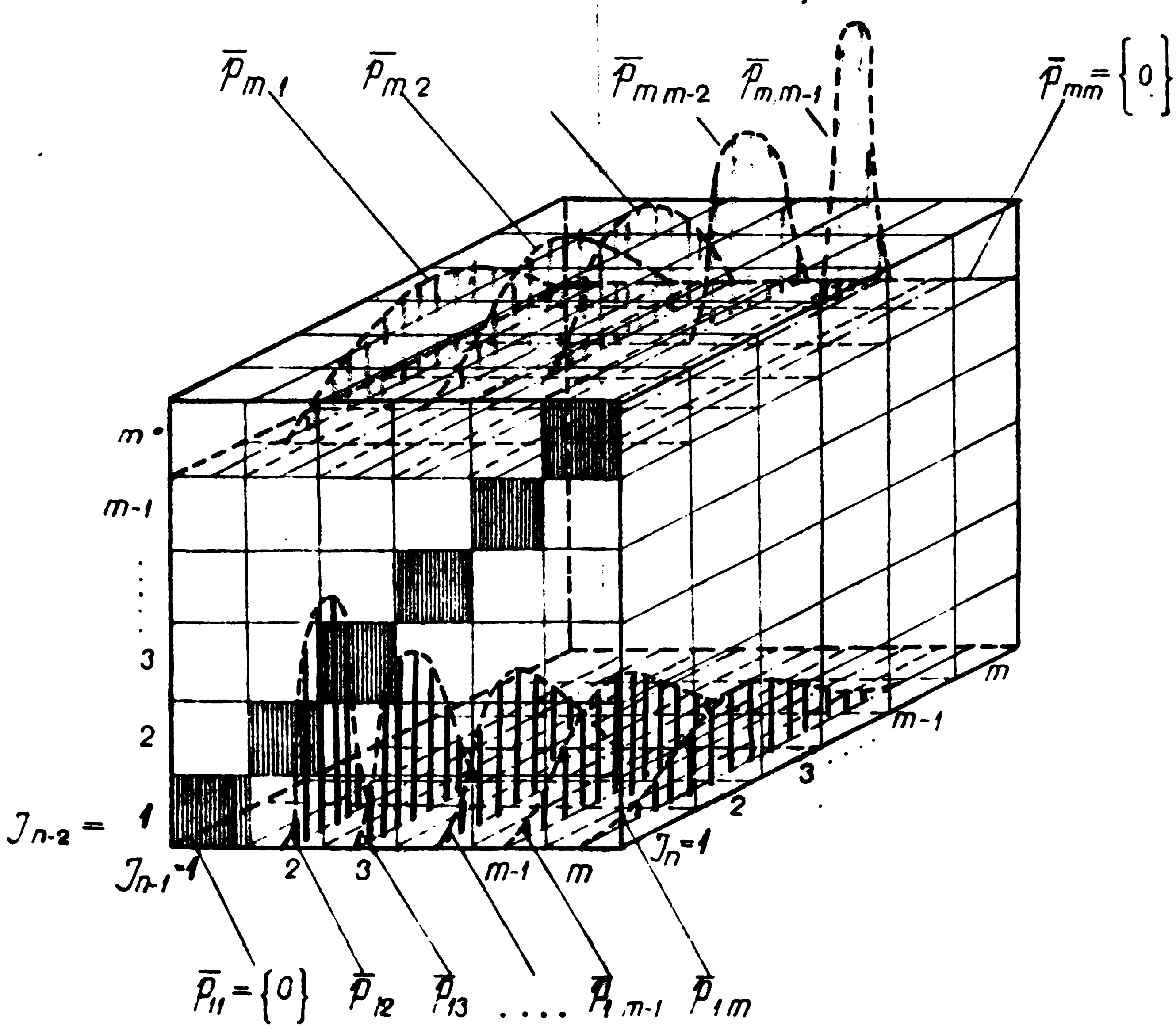


Fig.2.6 Matricile multiple şi reprezentarea spaţială a probabilităţilor de ordinul II

BUPT

unde j_n (fixat) reprezintă numărul de ordine al matricei.

Corelat cu aceste două accepţiuni echivalente (a reprezentării vectorilor de probabilitate respectiv a reprezentării matricilor multiple) se introduc simbolurile :

$$\mathscr{P} = \left\{ \mathscr{P}(j_n) \right\}^{1,m} = \left\{ \left\{ p_{j_{n-2}\, j_{n-1};\, j_n} \right\} \right\}^{1,m} \Longleftrightarrow \left\{ \bar{p}_{j_{n-2}\, j_{n-1}} \right\}^{1,m} \qquad (2.40)$$

$\mathscr{P}$ - este simbolul ansamblului spaţial al tuturor probabilităţilor de trecere de ordinul II

$\left\{ \mathscr{P}(j_n) \right\}^{1,m}$ - simbolul ansamblului celor m matrici stohastice $\mathscr{P}(j_n)$; $j_n = 1, \dots, m$

$\left\{ \left\{ p_{j_{n-2}\, j_{n-1};\, j_n} \right\} \right\}^{1,m}$ - simbolul ansamblului celor m^3 elemente de probabilitate $p_{j_{n-2}\, j_{n-1};\, j_n}$; $j_{n-2}, j_{n-1}, j_n = 1, \dots, m$

$\left\{ \bar{p}_{j_{n-2}\, j_{n-1}} \right\}^{1,m}$ - simbolul ansamblului celor m^2 vectori de probabilitate $\bar{p}_{j_{n-2}\, j_{n-1}}$; $j_{n-2}, j_{n-1} = 1, \dots, m$

In matricile multiple din fig.2.6 sînt colorate elementele a căror probabilitate este identică cu zero datorită condiţiei de compatibilitate a succesiunii extremelor, în ipoteza că procesul modelat nu introduce restricţii suplimentare privind accesibilitatea altor stări.

2.1.3. Compatibilitatea modelului propus cu procesele aleatoare cu creşteri independente

Modelul matematic propus este compatibil cu descrierea proceselor aleatoare cu creşteri independente, deoarece procesul de tip Markov de ordinul II este o generalizare a procesului de tip Markov de ordinul I, acceptat ca model al unor procese aleatoare fără memorie.

Legătura între modul de reprezentare a structurii statistice a unui proces cu creşteri independente şi modelul generali zat se poate stabili pornind de la relaţiile CHAPMAN-KOLMOGOROV:

$$p^{(n+m)}_{j_r;j_{r+n+m}} = \sum_{j_{r+n}\in B} p^{(n)}_{j_r;j_{r+n}} \cdot p^{(m)}_{j_{r+n};j_{r+n+m}}$$

$$p^{(n)}_{j_r;j_{r+n}} = P(\xi_{r+n}=j_{r+n}/\xi_r=j_r) \quad , \quad r>0 \qquad (2.41)$$

reprezentînd probabilităţile de treoere după (x) paşi pentru un proces de tip Markov de ordinul I cu creşteri independente.

Particularizate pentru treoerea după 2 paşi, cu notaţiile utilizate, rezultă :

$$p^{(2)}_{j_{n-2};j_n} = \sum_{j_{n-1}\in B} p_{j_{n-2};j_{n-1}} \cdot p_{j_{n-1};j_n} = \sum_{j_{n-1}\in B} p_{j_{n-2}j_{n-1};j_n} \qquad (2.42)$$

în care $p_{j_{n-2};j_{n-1}}$ şi $p_{j_{n-1};j_n}$ reprezintă probabilităţile de treoere de ordinul I (între stările $\xi_{n-2}=j_{n-2}\to\xi_{n-1}=j_{n-1}$ respectiv $\xi_{n-1}=j_{n-1}\to\xi_n=j_n$); datorită condiţiilor de compatibilitate, însumarea în raport cu $j_{n-1}\in B$ este restrînsă la:

$j_{n-1}=1,\ldots,j_{n-2}-1$ pentru o treoere MAX→MIN→MAX

respectiv

$j_{n-1}=j_{n-2}+1,\ldots,m$ pentru o treoere MIN→MAX→MIN

In a doua egalitate a rel.(2.42) însumarea probabilităţilor de treoere de ordinul II, $p_{j_{n-2}j_{n-1};j_n}$, se face în raport cu starea intermediară $\xi_{n-1}=j_{n-1}$, care nu interesează, fiind luate în consideraţie nu duble treoeri prin 3 stări succesive impuse, ci treoerea, după 2 paşi, dintr-o stare dată $\xi_{n-2}=j_{n-2}$ într-o altă stare dată $\xi_n=j_n$.

In scriere matricială rezultă :

$$\mathcal{P}^{(2)}=\left\{p^{(2)}_{j_{n-2};j_n}\right\}^{1,m}=(\mathcal{P})^2=\mathcal{P}_\Sigma \qquad (2.43)$$

în care $\mathcal{P}$ reprezintă matricea stohastică ale cărei elemente reprezintă probabilităţile de treoere de ordinul I; această matrice ridicată la pătrat este egală cu matricea $\mathcal{P}^{(2)}$ a probabilităţilor de treoere după 2 paşi, respectiv cu matricea $\mathcal{P}_\Sigma$ obţinută prin însumarea, după $j_{n-1}\in B$ a probabilităţilor de treoere de ordinul II.

Fiind dată distribuţia probabilităţilor de ordinul II din care se deduce $\mathcal{P}_\Sigma$, elementele matricii $\mathcal{P}$, notate cu

$p_{j_{n-1};j_n}$, rezultă prin rezolvarea unui sistem care conține formal m^2 ecuații algebrice de forma :

$$\begin{cases}
p_{11}\cdot p_{11} + p_{12}\cdot p_{21} + \cdots + p_{1m}\cdot p_{m1} = \sum_{j\in B} p_{1j1} \\
p_{11}\cdot p_{12} + p_{12}\cdot p_{22} + \cdots + p_{1m}\cdot p_{m2} = \sum_{j\in B} p_{1j2} \\
\vdots \\
p_{11}\cdot p_{1m} + p_{12}\cdot p_{2m} + \cdots + p_{1m}\cdot p_{mm} = \sum_{j\in B} p_{1jm} \\
\hline
p_{21}\cdot p_{11} + p_{22}\cdot p_{21} + \cdots + p_{2m}\cdot p_{m1} = \sum_{j\in B} p_{2j1} \\
p_{21}\cdot p_{12} + p_{22}\cdot p_{22} + \cdots + p_{2m}\cdot p_{m2} = \sum_{j\in B} p_{2j2} \\
\vdots \\
p_{21}\cdot p_{1m} + p_{22}\cdot p_{2m} + \cdots + p_{2m}\cdot p_{mm} = \sum_{j\in B} p_{2jm} \\
\hline
\vdots \\
\hline
p_{m1}\cdot p_{11} + p_{m2}\cdot p_{21} + \cdots + p_{mm}\cdot p_{m1} = \sum_{j\in B} p_{mj1} \\
p_{m1}\cdot p_{12} + p_{m2}\cdot p_{22} + \cdots + p_{mm}\cdot p_{m2} = \sum_{j\in B} p_{mj2} \\
\vdots \\
p_{m1}\cdot p_{1m} + p_{m2}\cdot p_{2m} + \cdots + p_{mm}\cdot p_{mm} = \sum_{j\in B} p_{mjm}
\end{cases} \tag{2.44}$$

la care se mai adaugă condițiile :

$$\begin{cases}
p_{11} + p_{12} + \cdots + p_{1m} = 1 \\
p_{21} + p_{22} + \cdots + p_{2m} = 1 \\
\vdots \\
p_{m1} + p_{m2} + \cdots + p_{mm} = 1
\end{cases} \tag{2.45}$$

rezultate din faptul că elementele $p_{j_{n-1}j_n}$, pentru j_{n-1} fixat și $j_n \in B$ reprezintă o distribuție de probabilitate.

De fapt, ținînd seama că mărimii de stare ξ_{n-1} i se asociază mărimea η_{n-1} , există 2 matrici distincte: cea a trecerilor de tip $\eta_{n-1} = A_{n-1} = MAX$ și cea a trecerilor de tip $\eta_{n-1} = A_{n-1} = MIN$. Deși numărul ecuațiilor se dublează, rezolvarea sistemului este simplificată, deoarece :

- în sistemul de ecuații scris pentru $\eta_{n-1} = MAX$, toate ecuațiile care conțin indicele stării $\xi_n = j_n = m$

devin identități ($\equiv 0$) și se anulează toți termenii :

$$p_{j_{n-2};j_{n-1}} = 0 \quad , \quad j_{n-2} \geq j_{n-1}$$

$$p_{j_{n-1};j_n} = 0 \quad , \quad j_{n-1} \leq j_n$$

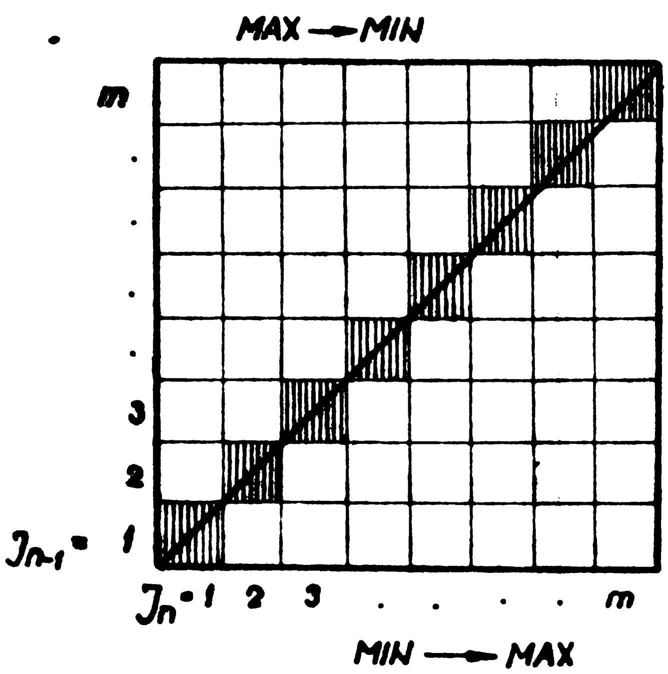
în sistemul de ecuaţii scris pentru $\eta_{n-1} = MIN$, toate ecuaţiile care conţin indicele stării $\xi_n = j_n = 1$ devin identităţi ($\equiv 0$) şi se anulează toţi termenii:

$$p_{j_{n-2};j_{n-1}} = 0 \quad , \quad j_{n-2} \leq j_{n-1}$$

$$p_{j_{n-1};j_n} = 0 \quad , \quad j_{n-1} \geq j_n$$

Prin rezolvarea celor două sisteme de ecuaţii rezultă două matrici : matricea reprezentînd trecerile MAX → MIN , avînd toate elementele sub diagonala principală egale cu zero şi matricea reprezentînd trecerile MIN → MAX, avînd toate elementele deasupra diagonalei principale egale cu zero. Datorită caracterului determinist al mărimii de stare η care caracterizează tipul extremelor succesive, cele 2 matrici distincte se pot condensa într-o singură matrice stohastică similară cu matricea "mască" a reprezentării spaţiale. Această matrice conţine probabilităţile de trecere de ordinul I : $p_{j_{n-1};j_n} = P(\xi_n = j_n / \xi_{n-1} = j_{n-1})$ pentru trecerea curentă de rangul n, indiferent de tipul trecerii.

Deasupra diagonalei principale sînt situate probabilităţile de realizare a trecerilor MAX → MIN ($j_{n-1} > j_n$) iar dedesubtul diagonalei principale sînt situate probabilităţile de realizare a trecerilor MIN → MAX ($j_{n-1} < j_n$) - fig. 2.7.



$${}^{I}\varphi = \{ p_{j_{n-1};j_n} \}^{1,m}$$

Fig.2.7. - Matricea stohastică a probabilităţilor de trecere de ordinul I. (proces cu creşteri independente)

2.2. Consideraţii operaţionale. Corelarea metodei de clasare cu modelul matematic al analizei

Ca primă etapă a analizei bazate pe modelul procesului de tip Markov de ordinul II, se stabileşte pe cale experimentală reprezentarea spaţială a probabilităţilor de trecere de ordinul II; matricile multiple $\mathcal{P}$ descriu structura statistică globală a procesului aleator şi permit determinarea, într-o a doua etapă a analizei, a unor caracteristici statistice sintetice.

In vederea obţinerii modelului matematic al procesului aleator original s-a elaborat o metodă originală de clasare digitală biparametrică dublu corelată. Clasarea digitală urmăreşte detecţia extremelor şi încadrarea lor în clasele în care s-a subdivizat plaja de variaţie a spectrului aleator analogic. Stocarea informaţiei asupra succesiunii extremelor se face dublu corelat, prin clasarea frecvenţelor de realizare a unor duble treceri între 3 stări succesive.

In vederea unei tratări mai operante a modelului propus şi a punerii în concordanţă cu algoritmul clasării, compatibil cu programarea pe calculatorul numeric, ansamblul stărilor discrete se echivalează cu ansamblul claselor acceptate la clasarea digitală, clasele fiind identificate prin indicele curent i^* :

$$B = \{ b_1, b_2, \ldots, b_m \} \Longleftrightarrow I^* = \{1, 2, \ldots, i^*, \ldots, m\} \tag{2.46}$$

Indicele de clasă se corelează direct cu valoarea numerică a nivelului central al clasei, prin intermediul valorii intervalului de clasă.

In raport cu extremul curent de rang n, detectat şi încadrat prin clasare, se defineşte dubla trecere, constituită din cele 2 treceri simple de rang (n-1) şi (n) între stările :

$$\xi_{n-2} \xrightarrow{(n-1)} \xi_{n-1} \xrightarrow{(n)} \xi_n$$

Valorile, respectiv indicii de clasă ale celor 3 stări succesive ale dublei treceri curente se notează cu :

$$\begin{cases} \xi_{n-2} = j_{n-2} = i \\ \xi_{n-1} = j_{n-1} = j \qquad\qquad i, j, k \in I^* \\ \xi_n = j_n = k \end{cases} \tag{2.47}$$

Informaţia asupra probabilităţii de trecere de ordinul II se stochează într-un număr de m^3 contoare N_{ijk}, $ijk=1,\ldots m$. Iniţial, înaintea începerii clasării, aceste contoare sînt iniţializate la zero :

$$N_{ijk} = 0 \quad , \qquad ijk = 1,\ldots,m$$

La clasarea extremului de rang n ($n = 1,2,\ldots$) în funcţie de indicii de clasă ale extremelor dublei treceri curente $\xi_{n-2}=i \rightarrow \xi_{n-1}=j \rightarrow \xi_n = k$ se înregistrează această realizare în contorul cu indicii corespunzători :

$$N_{ijk} \rightarrow N_{ijk}+1$$

La sfîrşitul clasării, contoarele vor conţine frecvenţele absolute ale dublelor treceri realizate, ca date primare ale analizei - fig. 2.8

Ca mod de structurare a datelor primare, se acceptă o reprezentare spaţială similară cu cea a probabilităţilor de trecere de ordinul II ; această similitudine a reprezentărilor conduce la o utilizare optimă a spaţiului de memorie la prelucrarea datelor pe calculator, permiţînd transpunerea succesivă a reprezentărilor frecvenţelor absolute în probabilităţi, într-un tablou de lucru ocupînd locaţii de memorii iniţial alocate pentru reprezentarea: $\mathcal{N} = \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m}$. In fig.2.9 se indică organigrama generală a aplicării clasării digitale şi stabilirii frecvenţelor absolute ale dublelor treceri.

Distribuţiile empirice ale probabilităţilor de trecere de ordinul II se deduc din reprezentarea $\mathcal{N}=\{\{N_{ijk}\}\}^{1,m}$ sub forma unor frecvenţe relative, care la limită sînt :

$$p_{ijk} = \lim_{m\to\infty} \frac{N_{ijk}}{\sum\limits_{k=1}^{m} N_{ijk}} \tag{2.48}$$

deoarece N_{ijk}, pentru i şi j fixaţi, k variabil reprezintă distribuţia empirică a trecerilor condiţionate, la pasul $\xi_{n-1}=j \rightarrow \xi_n = k$, dacă la pasul anterior s-a realizat trecerea $\xi_{n-2}=i \rightarrow \xi_{n-1}=j$.

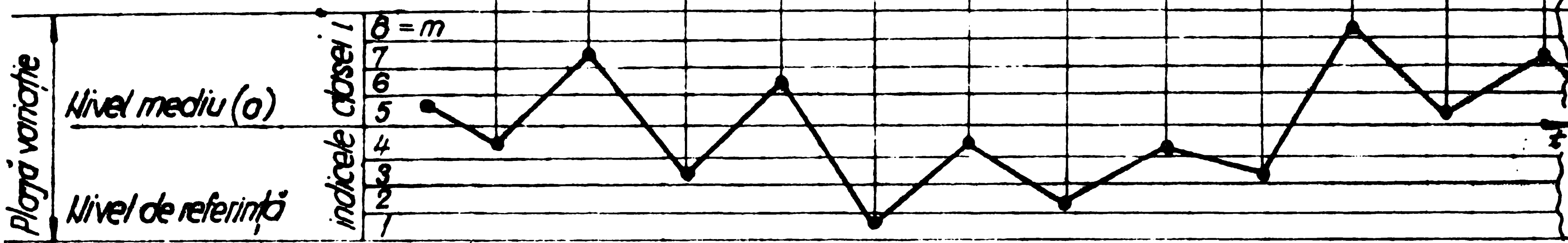
Probabilităţile de trecere de ordinul I, în ipoteza unui proces cu creşteri independente, rezultă la limită

$$p_{ij} = \frac{\sum\limits_{k=1}^{m} N_{ijk}}{\sum\limits_{j=1}^{m}\left(\sum\limits_{k=1}^{m} N_{ijk}\right)} \tag{2.49}$$

Fig. 2.8

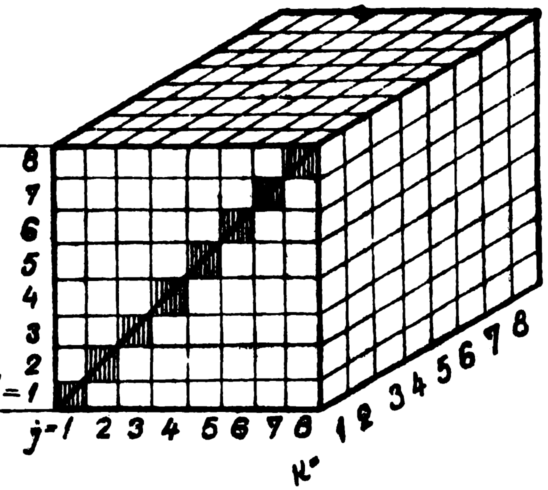
Modul de clasare a extremelor și stabilirea/stocarea frecvențelor dublelor treceri MIN–MAX–MIN și MAX–MIN–MAX

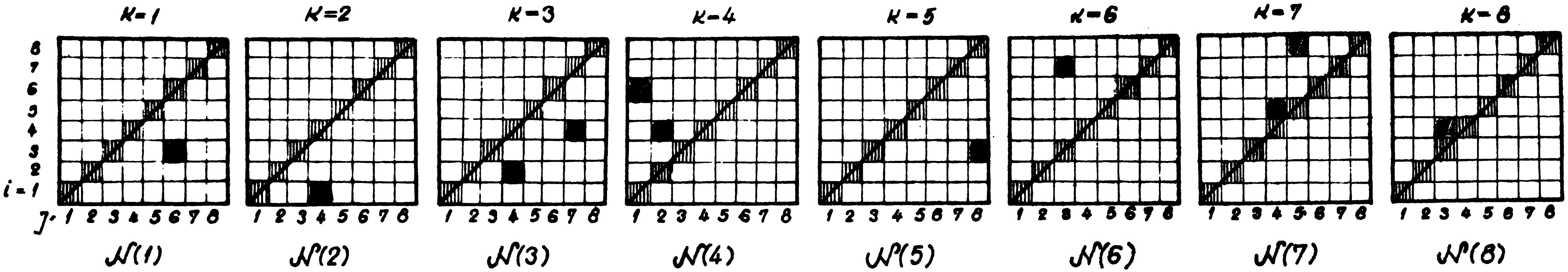
Numărul de ordine al pasului $j \to k$		.....	l	$l+1$	$l+2$	$l+3$	$l+4$	$l+5$	$l+6$	$l+7$	$l+8$	$l+9$	$l+10$
Stările succesive ale trecerii duble	$\xi_{n-2} = i$		5 MAX	4 MIN	7 MAX	3 MIN	6 MAX	1 MIN	4 MAX	2 MIN	4 MAX	3 MIN	8 MAX
	$\xi_{n-1} = j$		4 MIN	7 MAX	3 MIN	6 MAX	1 MIN	4 MAX	2 MIN	4 MAX	3 MIN	8 MAX	5 MIN
	$\xi_n = k$		7 MAX	3 MIN	6 MAX	1 MIN	4 MAX	2 MIN	4 MAX	3 MIN	8 MAX	5 MIN	7 MAX
Contorul N_{ijk} în care se stochează informația			N(5,4,7)	N(4,7,3)	N(7,3,6)	N(3,6,1)	N(6,1,4)	N(1,4,2)	N(4,2,4)	N(2,4,3)	N(4,3,8)	N(3,8,5)	N(8,5,7)



Succesiune de extreme (rezultă din spectrul extensometric prin reducția analog/digitală a datelor primare)

$$\mathcal{N} = \left\{ \mathcal{N}(k) \right\}^{1,m} = \left\{ \left\{ N_{ijk} \right\} \right\}^{1,1}$$





Descompunerea reprezentării spațiale $\mathcal{N}$ în matricile suprapuse $\mathcal{N}(k)$

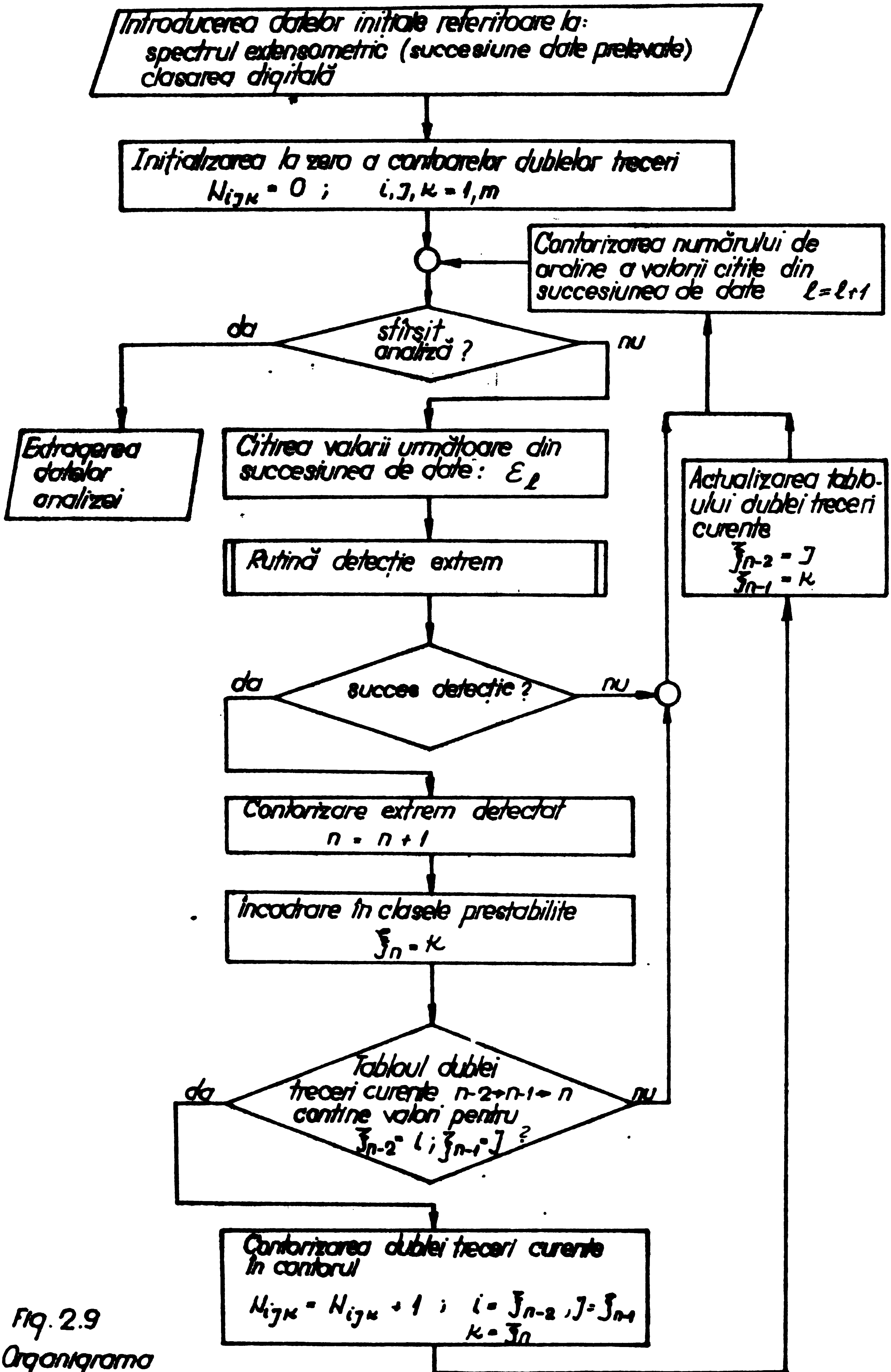


Fig. 2.9
Organigrama analizei (clasare)

deoarece $\sum_{k=1}^{m} N_{ijk}$ reprezintă frecvența absolută a trecerilor simple $\xi_{n-2}=i \to \xi_{n-1}=j$, indiferent de trecerea următoare realizată $\xi_{n-1}=j \to \xi_n = k$; frecvențele $\sum_{k=1}^{m} N_{ijk}$, pentru i fixat și j = 1, ..., m variabil reprezintă distributia empirică a trecerilor posibile din starea $\xi_{n-2}=i$ într-una din stările $\xi_{n-1}=j$ = variabil .

2.3. Conținutul informațional al rezultatelor analizei. Comparație cu metodele de clasare existente.

Metoda propusă de clasare biparametrică dublu corelată, în conjuncție cu modelul procesului aleator de tip Markov cu considerarea probabilităților de trecere de ordinul II, este superioară metodelor de clasare uzuale mono- și biparametrice prin conservarea unui volum de informații sporit, prin care se asigură :

- caracterizarea mai completă a structurii statistice a procesului în domeniul amplitudinilor ;
- reeditarea istoriei procesului în ipoteza cvasistaționară (proces cu creșteri dependente) ;
- descrierea globală a componenței spectrale a procesului.

Metoda propusă prezintă avantajul că este compatibilă cu metodele de clasare uzuale, întrucît permite deducerea, prin particularizare, a tuturor datelor furnizate de aceste metode.

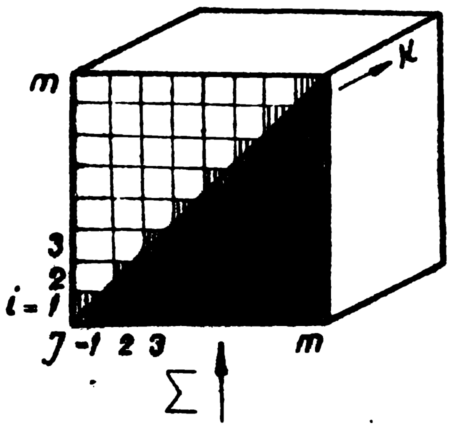
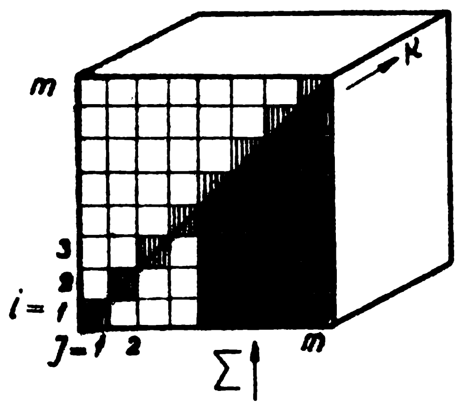
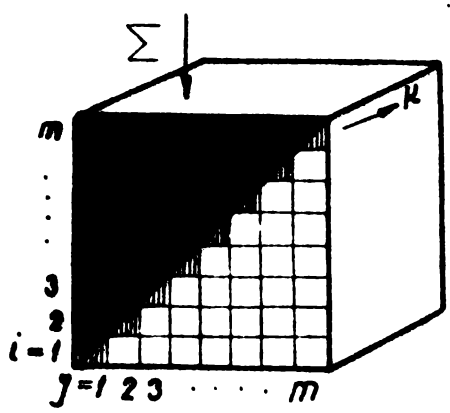
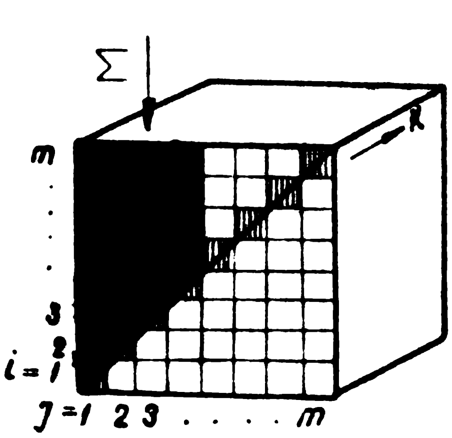
Comparația dintre conținutul informațional rezultat prin aplicarea metodelor de clasare uzuale și cel rezultat prin aplicarea metodei de clasare biparametrice dublu corelate apare intuitiv prin aria acoperită de datele clasării uzuale raportată la reprezentarea spațială $\mathcal{N}^3 = \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m}$ - tabelul 2.1.

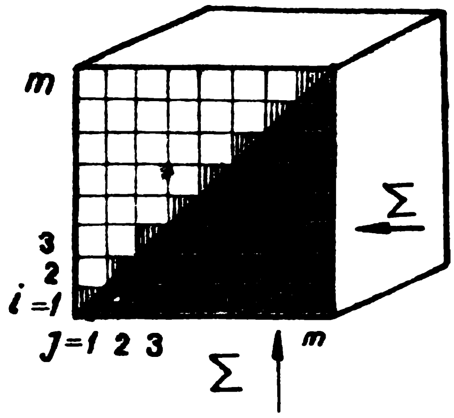
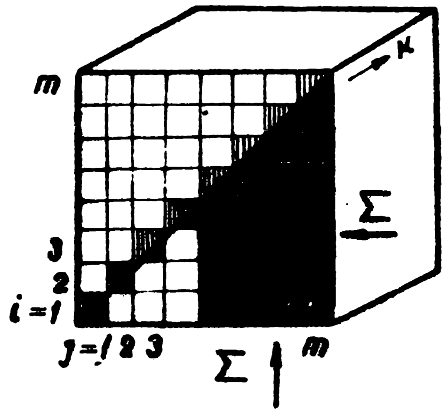
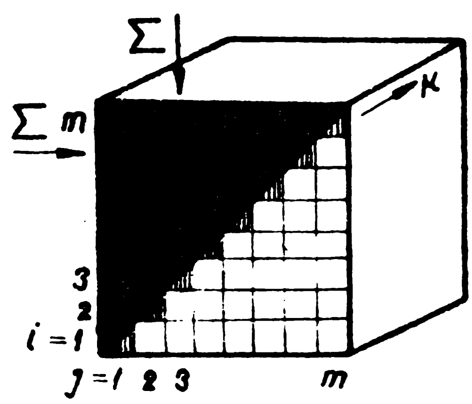
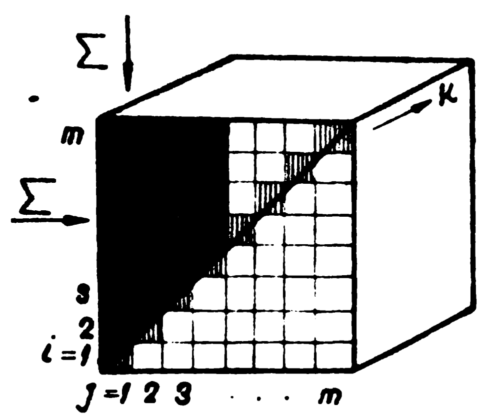
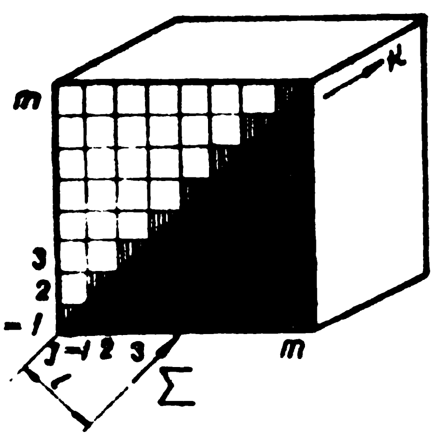
Trebuie menționat însă că datele clasării monoparametrice sau biparametrice necorelate, deși acoperă arii parțiale în matricea "mască" a reprezentării spațiale, se obțin de fapt sub forma uneia sau a două distribúții monoparametrice, prin care se pierde chiar și succesiunea de ordinul I a extremelor.

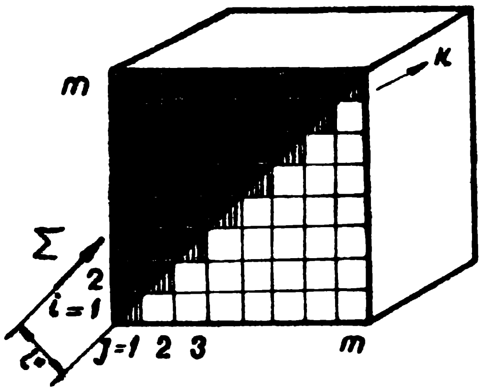
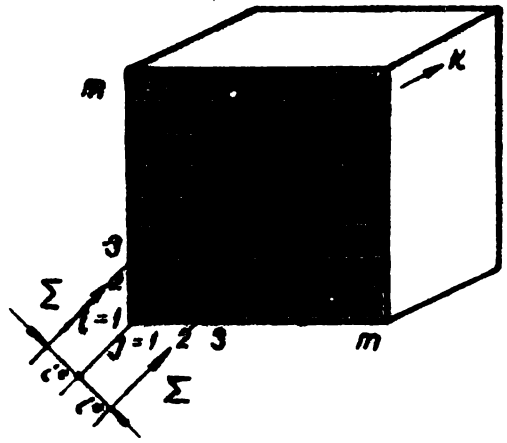
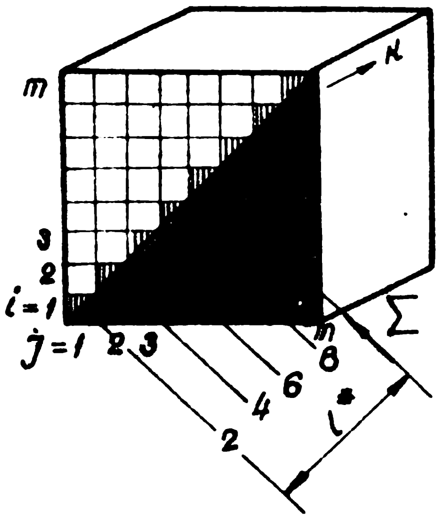
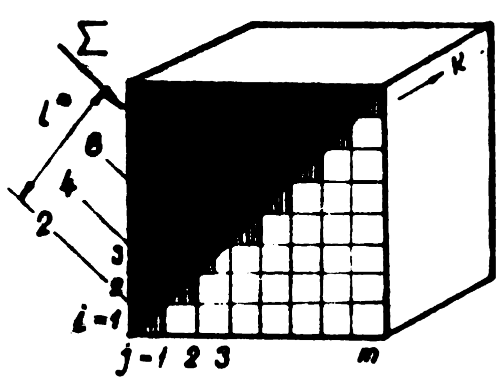
Rezultatele clasării biparametrice corelate reprezintă matricea stohastică a probabilităților de trecere de ordinul I, echivalentă ca volum informațional cu reprezentarea spa-

Tabelul 2.1

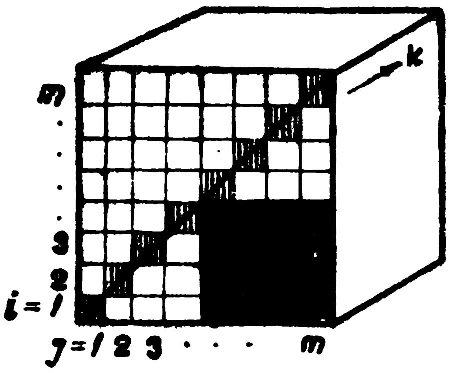
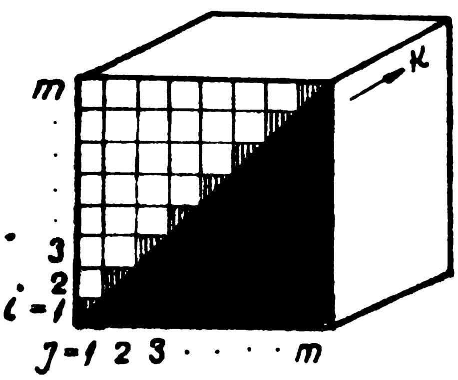
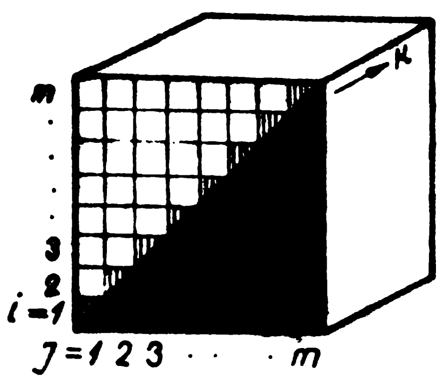
Comparaţie între volumul de informaţii conservate prin metodele de clasele uzuale şi reprezentarea dublelor treceri

Nr. crt.	Metoda de clasare	Volumul de informaţii conservate în raport cu reprezentarea dublelor treceri	Relaţii pentru calculul frecvenţei de clasă a parametrului clasat	Observaţii
1	Extreme Varianta valori maxime		$h_{max\,i^*} = \sum_{i=1}^{i^*-1}\left(\sum_{K=1}^{m} N_{ijK}\right)$ $i^* = 2, \dots, m$	$h_{max\,i^*}$ – frecvenţa absolută a valorilor maxime încadrate în clasa $i^* > 1$. Se aplică în general la procese nesimetrice.
2	Extreme Varianta valori maxime pozitive		$h^{+}_{max\,i^*} = \sum_{i=1}^{i^*-1}\left(\sum_{K=1}^{m} N_{ijK}\right)$ $i^* = \frac{m}{2} + 1, \dots, m$	$h^{+}_{max\,i^*}$ – frecvenţa absolută a valorilor maxime pozitive încadrate în clasa $i^* > \frac{m}{2}$ (numai clase pozitive). Se aplică la procese simetrice.
3	Extreme Varianta valori minime		$h_{min\,i^*} = \sum_{i=i^*+1}^{m}\left(\sum_{K=1}^{m} N_{ijK}\right)$ $i^* = 1, \dots, m-1$	$h_{min\,i^*}$ – frecvenţa absolută a valorilor minime încadrate în clasa $i^* < m$. Se aplică în general la procese nesimetrice (sau combinat biparametric cu valorile maxime).
4	Extreme, Varianta valori minime negative		$h^{-}_{min\,i^*} = \sum_{i=i^*+1}^{m}\left(\sum_{K=1}^{m} N_{ijK}\right)$ $i^* = 1, \dots, \frac{m}{2}$	$h^{-}_{min\,i^*}$ – frecvenţa absolută a valorilor minime negative încadrate în clasa $i^* < \frac{m}{2}$ (numai clase negative). Se aplică la procese simetrice (sau combinat biparametric cu valorile maxime pozitive).

5	*Depășirea nivelelor Varianta depășiri în sens pozitiv*		$H_{i^*/i^*+1} = \sum_{j=i^*+1}^{m} \sum_{i=1}^{i=i^*} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk} \right)$ $i^* = 1, \ldots, m-1$	H_{i^*/i^*+1} - frecvența absolută cumulată a depășirilor în sens pozitiv a nivelului ce departajează clasele i^* și i^*+1. Se clasează în clasa i^*+1. Condiția de realizare $(MIN_n \leq i^*) \cap (MAX_{n+1} > i^*)$
6	*Depășirea nivelelor Varianta depășiri în sens pozitiv a nivelelor pozitive*		$H_{i^*/i^*+1} = \sum_{j=i^*+1}^{m} \sum_{i=1}^{i=i^*} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk} \right)$ $i^* = \frac{m}{2}, \ldots, m-1$	Trecerea prin nivelul „zero" (mediu) care departajează clasele $\frac{m}{2}$ și $\frac{m}{2}+1$ Se consideră pozitivă și se clasează în clasa $\frac{m}{2}+1$
7	*Depășirea nivelelor Varianta depășiri în sens negativ*		$H_{i^*/i^*-1} = \sum_{j=1}^{i^*-1} \sum_{i=i^*}^{m} \left(\sum N_{ijk} \right)$ $i^* = 2, \ldots, m$	H_{i^*/i^*-1} - frecvența absolută cumulată a depășirilor în sens negativ a nivelului ce departajează clasele i^* și i^*-1. Se clasează în clasa i^*-1 Condiția de realizare $(MAX_n \geq i^*) \cap (MIN_{n+1} < i^*)$
8	*Depășirea nivelelor Varianta depășiri în sens negativ a nivelelor negative*		$H_{i^*/i^*-1} = \sum_{j=1}^{i^*-1} \sum_{i=i^*}^{m} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk} \right)$ $i^* = 2, \ldots, \frac{m}{2}+1$	Trecerea prin nivelul „zero" (mediu) care departajează clasele $\frac{m}{2}+1$ și $\frac{m}{2}$ se consideră negativă și se clasează în clasa $\frac{m}{2}$
9	*Variații interextreme Varianta variații în sens pozitiv*		$h^+_{intex_{i^*}} = \sum_{i=1,\ j=i^*+1}^{j=m,\ i=m-i^*} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk} \right)$ $i^* = 2, \ldots, m$	$h^+_{intex_i}$ - frecvența absolută a trecerilor MIN→MAX cu variația interextremă $j - i = i^*$ constant. Este clasarea „rain-flow", la care parametrul este $\varepsilon_{ampl.} = \frac{1}{2} \varepsilon_{intex.}$

10	Variații interextreme. Varianta variații în sens negativ		$h^-_{intex\, l^*} = \sum_{\substack{i=l^*+1 \\ j=1}}^{\substack{i=m \\ j=m-l^*}} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk} \right)$	$h^-_{intex\, l^*}$ — frecvența absolută a trecerilor MAX→MIN cu variația interextremă $\lvert j-i \rvert = l^* = const.$ Este clasarea „rain-flow", la care parametrul este: $\varepsilon_{ampl.} = \frac{1}{2}\varepsilon_{intex}$
11	Variații interextreme Varianta perechi de variații (în sens pozitiv și negativ)		$h_{intex\, l^*} = \frac{1}{2}\left(h^+_{intex\, l^*} + h^-_{intex\, l^*}\right)$ $l^* = 1, \dots, m-1$	Se constituie cicluri complete din combinarea a 2 variații interextreme egale și de sens opus: MIN → MAX → MIN. Este clasarea „range-pair", la care se neglijează poziția ciclului (valoarea medie instantanee)
12	Valori medii instantanee Varianta pentru semicicluri în sens pozitiv		$h^+_{med\, l^*} = \sum_{i,j \in B} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk} \right)$ $B = \{1, 2, \dots, m\}$ $\frac{i+j}{2} = \frac{l^*}{2}$ $i < j$	$h^+_{med\, l^*}$ — frecvența absolută a semiciclurilor în sens pozitiv (MIN→MAX) care au valoarea medie instantanee încadrată în clasa l^* $(2 < l^* < 2m-1)$ având intervalul $\delta^*_{cl} = \frac{1}{2}\delta_{cl}$ și nivelul de referință deplasat cu $\frac{1}{4}\delta_{cl}$ în sens negativ
13	Valori medii instantanee Varianta pentru semicicluri în sens negativ		$h^-_{med\, l^*} = \sum_{i,j \in B} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk} \right)$ $B = \{1, 2, \dots, m\}$ $\frac{i-j}{2} = \frac{l^*}{2}$ $i > j$	$h^-_{med\, l^*}$ — frecvența absolută a semiciclurilor în sens negativ (MAX → MIN) care au valoarea medie instantanee încadrată în clasa l^* $(2 < l^* < 2m-1)$

Caracteristici statistice generale care se pot determina din reprezentarea dublelor treceri

Nr. crt.	Caracteristica	Volumul de informații ocupat în reprezentarea dublelor treceri	Relația de calcul pe baza frecvențelor dublelor treceri	Observații
1	Numărul de treceri prin valoarea medie		$N_{OT} = \sum_{j=\frac{m}{2}+1}^{m} \sum_{i=1}^{\frac{m}{2}} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk}\right)$	Se consideră doar trecerile într-un singur sens (de ex. în sens pozitiv) prin valoarea medie a plajei de variație-nivelul care departajează clasele $\frac{m}{2}$ și $\frac{m}{2}+1$
2	Numărul total de cicluri		$N_{1T} = \sum_{j=1}^{m} \sum_{i=1}^{j-1} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk}\right)$	Pentru o înregistrare de extindere temporală T, volumul de informații este definit prin numărul de cicluri al selecției N_{1T}. N_{1T} este egal cu numărul de extreme (maxime sau minime).
3	Factorul de neregularitate		$I = \frac{N_{OT}}{N_{1T}} = \frac{\sum_{j=\frac{m}{2}+1}^{m} \sum_{i=1}^{\frac{m}{2}} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk}\right)}{\sum_{j=1}^{m} \sum_{i=1}^{j-1} \left(\sum_{k=1}^{m} N_{ijk}\right)}$	Factorul de neregularitate caracterizează global compoziția spectrală a procesului. La procese cu distribuție temporală normală, descrie complet distribuțiile biparametrice: $\varepsilon_{max} - \varepsilon_{min}$ sau $\varepsilon_{ampl} - \varepsilon_{med}$.

ţială, redusă prin neglijarea trecerilor de ordinul II, la matricea "masoă".

In tabelul 2.1 se indică legătura între datele clasării biparametrice dublu corelate şi datele clasării după metode uzuale. Cîmpurile colorate în planul matricii "masoă" reprezintă informaţia totală condensată în distribuţia căutată a parametrului clasării. Cîmpurile haşurate reprezintă informaţia care prin însumare determină valoarea frecvenţei de clasă a parametrului clasării.

In continuare, în tabelul 2.2 se arată modul de determinare a unor caracteristici importante ale procesului aleator :

- numărul trecerilor în sens crescător prin valoarea medie, pentru durata T a înregistrării clasate : N_{OT}
- numărul total de cicluri (de maxime sau de minime) pentru durata T a înregistrării clasate : N_T
- factorul de neregularitate : I.

2.4. Evaluarea, din datele analizei, a caracteristicilor definitorii ale capacităţii de degradare

2.4.1. Colectivul de solicitare

In urma clasării, coroborat cu modelul matematic acceptat, rezultă o reprezentare a structurii statistice a procesului aleator în domeniul amplitudinii. Aceste date primare ale analizei sînt necesare şi suficiente pentru generarea, prin procedee matematice, a unui proces aleator în aceeaşi structură statistică, în vederea verificării experimentale a rezistenţei la solicitări variabile prin simularea condiţiilor reale de exploatare.

Din punct de vedere al metodelor de verificare prin calcul a durabilităţii, caracteristicile definitorii ale capacităţii de degradare se definesc în legătură cu conceptul de colectiv de solicitare. La echivalarea procesului de solicitare real cu colectivul de solicitare subsecvent se admit o serie de ipoteze simplificatoare datorită dificultăţilor de descriere analitică, sistematizare şi tipizare şi de verificare experimentală a unor elemente şi subansamble tipizate ale construcţiilor de rezistenţă. Prin urmare, în urma analizei după modelul procesului de tip Markov rezultă un volum de informaţie mai mare decît necesar pentru caracterizarea cantitativă a colectivului de solicitare, la nivelul metodelor de calcul actuale ; colectivul de solicitare şi caracteristicile sale definitorii se stabilesc printr-o reducţie a datelor.

Colectivul de solicitare este o reprezentare diacronică deterministă a structurii statistice a procesului aleator în domeniul amplitudinii şi constă în distribuţia frecvenţelor absolute cumulate ale amplitudinilor ciclurilor.

Intrucît datele primare - spectrele extensometrice analizate - se prezintă sub forma unei variaţii $\varepsilon(t)$, în continuare colectivul de solicitare se va exprima în deformaţii specifice. Trecerea la colectivul de solicitare exprimat în tensiuni nominale de calcul se face utilizînd legile de material, în conjuncţie cu o teorie de rezistenţă acceptată.

Ca exprimare analitică, la baza definirii colectivului de solicitare stă funcţia de frecvenţă unitară:

$$\overline{P}_{U}(\varepsilon) = N_1 \cdot \int_{\varepsilon}^{\infty} f(\varepsilon^*) \cdot d\varepsilon^* \qquad (2.50)$$

unde $\overline{P}_U(\varepsilon)$ reprezintă frecvenţa absolută, în unitatea de timp, care parametrul ε^* depăşeşte nivelul dat ε :

$$\overline{P}_U(\varepsilon) = N_1 \cdot P(\varepsilon^* \geqslant \varepsilon) \qquad (2.51)$$

şi se obţine prin integrarea funcţiei densităţii de probabilitate $f(\varepsilon^*)$, înmulţit cu numărul mediu de cicluri în unitatea de timp, N_1. Pentru o extindere temporală T a selecţiei înregistrate, cu $N_{1T} = N_1 \cdot T$ cicluri, funcţia de frecvenţă globală este :

$$\overline{P}_T(\varepsilon) = N_1 \cdot T \int_{\varepsilon}^{\infty} f(\varepsilon^*) \cdot d\varepsilon^* \qquad (2.52)$$

In general, parametrul ε^* poate fi amplitudinea, valoarea maximă sau minimă, jumătatea variaţiei interextreme, etc., funcţie de metoda de clasare adoptată la analiza spectrului extensometric.

Un caz particular este colectivul de solicitare al frecvenţei depăşirii nivelelor, în accepţiunea dată de GASSNER. Parametrul "frecvenţa depăşirii nivelelor"este deja o frecvenţă cumulată prin însumarea convergentă, dinspre clasele extreme (1 şi m) spre nivelul mediu, a frecvenţelor de clasă. Funcţia de frecvenţă a depăşirilor în sens pozitiv a nivelelor este :

$$\overline{P}_T(\varepsilon) = N_1 \cdot T \cdot P(\varepsilon^* > \varepsilon ; \frac{d\varepsilon^*}{dt} > 0) = \\ = N_1 \cdot T \cdot \left[\int_{\varepsilon}^{\infty} f_{max}(z) \cdot dz - \int_{\varepsilon}^{\infty} f_{min}(z) \cdot dz \right] \tag{2.53 a}$$

sau :

$$\overline{P}_T(\varepsilon) = \uparrow N_T(\varepsilon) = N_T^{max}(\varepsilon_{max} > \varepsilon) - N_T^{min}(\varepsilon_{min} > \varepsilon) \tag{2.53 b}$$

în care s-a notat :

$f_{\substack{max \\ (min)}}(z)$ - funcţia densităţii de probabilitate a extremului de tip maxim respectiv minim ;

$\uparrow N_T(\varepsilon)$ - numărul trecerilor în sens pozitiv prin nivelul ε, pentru o selecţie de extindere temporală T ;

$N_T^{max}(\varepsilon_{max} > \varepsilon)$ - numărul maximelor situate deasupra nivelului ε , pentru selecţia dată ;

$N_T^{min}(\varepsilon_{min} > \varepsilon)$ - numărul minimelor situate deasupra nivelului ε , pentru selecţia dată.

2.4.2. Stabilirea colectivelor de solicitare din datele analizei

Din volumul global de informaţii furnizate de analiză sub forma reprezentării spaţiale a frecvenţelor dublelor treceri, se pot deduce frecvenţele de clasă ale principalilor parametri ai ciclului (extreme, amplitudini), conform tabelului 2.1.

Datorită discretizării spectrului analogic la clasarea digitală, funcţia de frecvenţă a parametrului considerat se obţine prin cumularea dinspre o clasă extremă m (sau 1) spre cealaltă clasă extremă 1 (sau m) a frecvenţelor de clasă. La echivalarea

$$H(i^*) = \sum_{i^* = m(1)}^{1(m)} h(i^*) \Longleftrightarrow \overline{P}_T(\varepsilon) \tag{2.54}$$

s-a efectuat transformarea $i^* \Longleftrightarrow \varepsilon$, indicelui curent al clasei putînd să-i corespundă cele m valori discrete ε ale nivelelor centrale ale claselor.

Cumularea în sensul $i^* = m \rightarrow i^* = 1$ corespunde cazului distribuţiei maximelor sau amplitudinilor pozitive, cumularea în sensul $i^{*} = 1 \rightarrow i^{*} = m$ corespunde distribuţiei minimelor sau amplitudinilor negative - fig. 2.10.

Excepţie face funcţia de frecvenţă a depăşirii nivelelor în sens pozitiv sau negativ, care apare deja sub forma unor frecvenţe cumulate convergent, dinspre clasa m spre clasa $\frac{m}{2} + 1$ (pentru depăşirea nivelelor pozitive) respectiv dinspre clasa 1 spre clasa $\frac{m}{2}$ (pentru depăşirea nivelelor negative).

Colectivul de solicitare rezultă prin idealizarea funcţiei de frecvenţă a amplitudinilor, valorilor extreme sau altor parametri derivaţi. Se acceptă următoarele simplificări :

- din funcţiile de frecvenţă a maximelor şi minimelor se neglijează maximele negative şi minimele pozitive şi se combină extremele cu aceeaşi frecvenţă de apariţie ;
- din funcţiile de frecvenţă a depăşirii nivelelor în sens pozitiv şi negativ se neglijează depăşirile în sens pozitiv ale nivelelor negative şi cele în sens negativ ale nivelelor pozitive şi se combină depăşirile cu aceeaşi frecvenţă de apariţie ;
- în cazurile în care testele statistice indică un proces simetric faţă de valoarea medie a clasării, se ia în consideraţie doar funcţia de frecvenţă a maximelor pozitive respectiv a depăşirii nivelelor pozitive în sens pozitiv; colectivul de solicitare rezultă prin modularea unui proces armonic simetric cu această funcţie de frecvenţă unilaterală.

In general, simplificările acceptate la stabilirea colectivului de solicitare conduc la alterarea structurii reale a procesului de solicitare prin ignorarea factorului de neregularitate, deci a componentei spectrale globale.

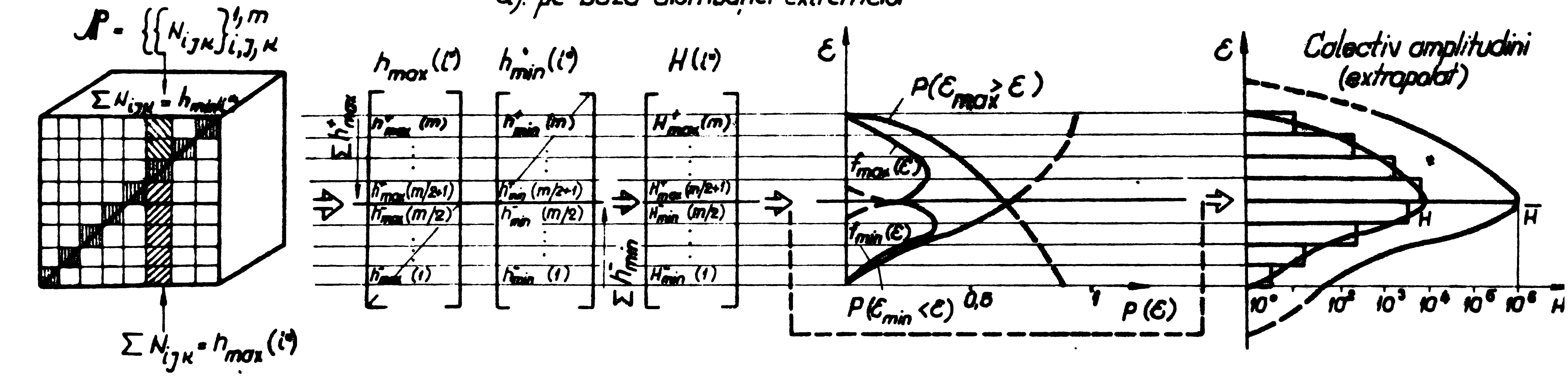
<u>Caz particular : Procesul aleator normal</u>

Pentru un proces aleator cu distribuţie temporală normală, funcţia densităţii de probabilitatea a extremelor este aproximată prin relaţia propusă de RICE (1954) şi KOWALEWSKI (1969) :

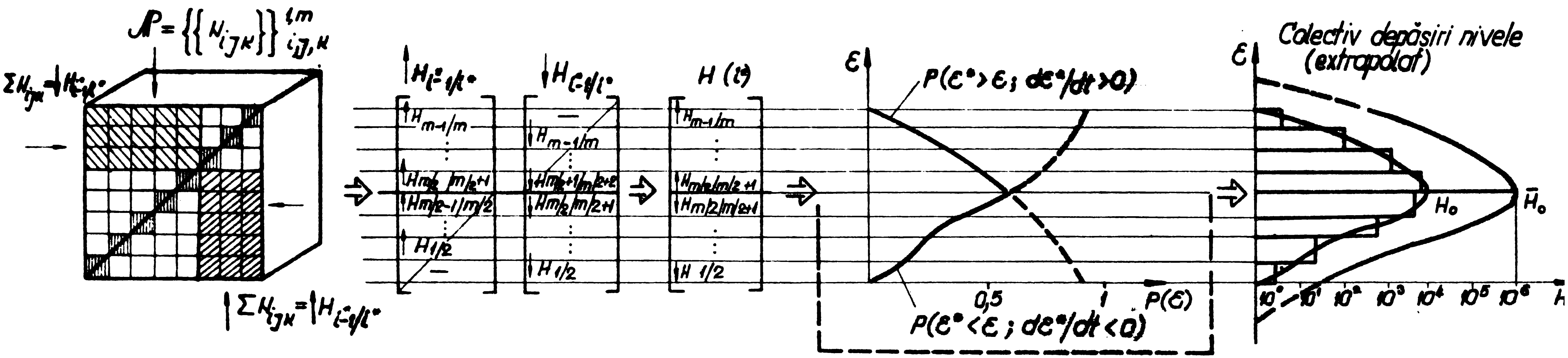
$$f_{max}(\varepsilon) = \frac{1}{d_\varepsilon}\sqrt{\frac{1-I^2}{2\pi}}\cdot e^{\frac{-\varepsilon}{2d_\varepsilon^2(1-I^2)}} + \frac{I}{d_\varepsilon^2}\,\varepsilon\cdot e^{\frac{-\varepsilon^2}{2d_\varepsilon^2}}\cdot F\left(\frac{\varepsilon}{d_\varepsilon}\cdot\frac{I}{\sqrt{1-I^2}}\right) \qquad (2.55)$$

Fig. 2.10 Modul de stabilire a colectivului de solicitare din reprezentarea dublelor treceri

a). pe baza distribuției extremelor



b). pe baza distribuției depășirii nivelelor



respectiv analog pentru $f_{min}(\varepsilon)$, în care s-a notat :

I - factorul de neregularitate

d_ε^2 - dispersia procesului determinată prin medierea temporală - rel.(2.7)

F(x) - funcţia integrală definită ca :

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{z^2}{2}} \cdot dz \qquad (2.56)$$

Distribuţia maximelor are valoarea medie :

$$\overline{\mathcal{E}_{max}} = I \cdot d_\varepsilon \cdot \sqrt{\frac{\pi}{2}}$$

şi abaterea medie pătratică :

$$d_{\varepsilon_{max}} = d_\varepsilon \cdot \sqrt{1 - I^2 \cdot \left(\frac{\pi}{2} - 1\right)}$$

Impreună cu abaterea medie pătratică temporală d_ε , factorul de neregularitate I defineşte complet distribuţia extremelor procesului aleator normal. Valorile factorului de neregularitate $I \in [0,1]$ se corelează direct cu alura funcţiei densităţii spectrale de putere. Valoarea I = 0 corespunde cazului limită al unui proces de bandă largă, cu o distribuţie normală a extremelor, iar valoarea I = 1 corespunde cazului limită al unui proces de bandă îngustă, cu o distribuţie Rayleigh a extremelor-fig.2.11.

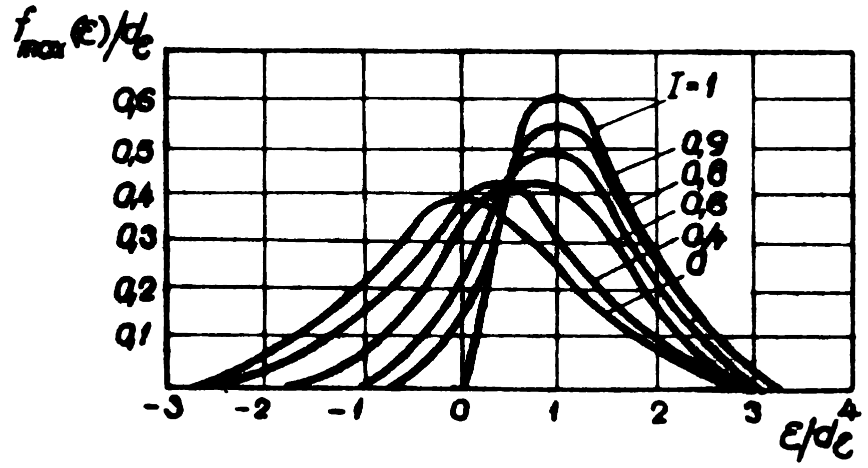


Fig.2.11 - Distribuţia extremelor unui proces aleator normal funcţie de valoarea factorului de neregularitate

Conform rel.(2.50)*, rezultă funcţia de frecvenţă unitară

$$\overline{P}_u(\varepsilon) = N_1\left[F(x_1) + I \cdot e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}} \cdot F(x_2)\right] \tag{2.57}$$

în care : $x_1 = -\varepsilon(1-I^2)^{-\frac{1}{2}}$

$x_2 = \varepsilon \cdot I \cdot (1-I^2)^{-\frac{1}{2}} = -I \cdot x_1$

Pentru simplificarea scrierii, s-a considerat cazul unui proces normal normat ($\overline{\varepsilon} = 0$; $d_\varepsilon = 1$).
Pentru $\varepsilon = 0$ rezultă numărul maximelor pozitive, în unitatea de timp :

$$N^+_{max} = \overline{P}_u(\varepsilon = 0) = \frac{N + N_0}{2} \tag{2.58}$$

Prin particularizare, rel.(2.57) permite deducerea funcţiei de frecvenţă a extremelor pentru un proces de bandă îngustă :

$$\overline{P}_u(\varepsilon) = N_1 \cdot I \cdot e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}} \cong N_0 \cdot e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}} \quad ; \quad I \to 1 \tag{2.59 a}$$

respectiv pentru un proces de bandă largă :

$$\overline{P}_u(\varepsilon) \cong N_1 \cdot F(-\varepsilon) \quad ; \quad I \to 0 \tag{2.59 b}$$

Numărul mediu, în unitatea de timp, a trecerilor în sens pozitiv prin nivelul ε se obţine cu rel.(2.53 a,b) şi (2.55) :

$$\uparrow N^+(\varepsilon) = N_1 \cdot I \cdot e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}} \cdot \left[F(x_2) + F(-x_2)\right] = N_1 \cdot I \cdot e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}} = N_0 \cdot I \cdot e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}} \tag{2.60}$$

unde s-a folosit proprietatea de simetrie a procesului normal. Relaţia (2.60) este în concordanţă cu relaţia de aproximare propusă de KOWALEWSKI (1969).

Identitatea între funcţia de frecvenţă a depăşirii nivelelor - rel.(2.60) - şi funcţia de frecvenţă a maximelor pentru un proces de bandă îngustă - rel.(2.59 a) - arată că metodologia de stabilire a colectivului de solicitare nu alterează structura procesului doar în cazul particular al procesului de bandă îngustă.

In cazul proceselor de bandă largă - rel.(2.59 b) - funcţia de frecvenţă a maximelor coincide aproximativ cu funcţia de frecvenţă a depăşirii nivelelor doar pentru valori ale lui $\varepsilon \gg$:

$$\overline{P}_u(\varepsilon) \simeq \uparrow N^+(\varepsilon) = N_0 \cdot e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}} \quad ; \quad \varepsilon \gg \tag{2.61}$$

2.4.3. Extrapolarea colectivelor de solicitare

Colectivul de solicitare stabilit prin analiza unui spectru extensometric de extindere temporală T are o variabilitate limitată, funcție de extinderea înregistrării efectuate. Avînd în vedere variabilitatea mai largă a procesului de solicitare pe durata totală a exploatării, extinderea colectivului de solicitare se consideră semnificativă dacă conține $H = (0,5...1) \cdot 10^6$ cicluri.

In accepțiunea dată de GASSNER pentru unificarea criteriilor de evaluare a capacității de degradare a procesului de solicitare, colectivul stabilit experimental se extrapolează la extinderea normată $\bar{H} = 10^6$ cicluri; Această interpretare este larg acceptată în practica evaluării durabilității : JACOBY (1972 b, 1973), HAIBACH (1972), UMBACH și SCHUH (1973), CIOCLOV (1975).

In cazul general, extrapolarea se efectuează pe baza ajustării colectivelor după funcții de distribuții analitice pertinente.

Pentru procese de solicitare normale, avînd o importanță deosebită în aplicații practice, extrapolarea analitică este posibilă pe baza relațiilor (2.59 a,b), rezultînd amplitudinea maximă fizic realizabilă în cadrul extinderii normate $\bar{H}$.

In cazul proceselor de bandă îngustă ($I \to 1$), din funcția de frecvență a depășirii nivelelor, identică cu funcția de frecvență a maximelor respectiv minimelor, valoarea maximă a amplitudinii este

$$\varepsilon_M = (2 \ln \bar{H})^{\frac{1}{2}} \tag{2.62}$$

In cazul proceselor de bandă largă ($I \to 0$) rezultă :

$$\varepsilon_M = F^{-1}\left(1 - \frac{1}{2\bar{H}}\right) \tag{2.63}$$

unde F^{-1} reprezintă inversa funcției F, iar

$$\frac{1}{\bar{H}} = 2 \cdot N_1 \cdot T \cdot F(-\varepsilon_M) \tag{2.64}$$

este probabilitatea de apariție a unui singur ciclu cu amplitudinea maximă ε_M, pozitivă și negativă, în cadrul extinderii normate $\bar{H}$.

Pentru procese normate cu $\overline{\varepsilon} \neq 0$ şi $d_\varepsilon \neq 1$ în relaţiile (2.62) - (2.64) se înlocuieşte

$$\varepsilon_M \rightarrow \frac{\varepsilon_M}{d_\varepsilon} = \frac{\varepsilon_M}{[\Psi_\varepsilon^2 - \overline{\varepsilon}^2]^{1/2}} \tag{2.65}$$

In tabelul 2.3. se dau valorile normate ale amplitudinilor maxime fizic realizabile în cadrul diferitelor extinderi normate $\overline{H}$, calculate după rel.(2.62) şi (2.63). Valorile diferă datorită alterării structurii statistice funcţie de lăţimea benzii de frecvenţă (pentru I = 1 : H = N_1 ; pentru I < 1 : H = N_0 < N_1). Reducînd procesele de bandă largă la procese de bandă îngustă, cu corecţiile aplicate numărului total de cicluri, se obţin valori ale factorului de neregularitate care tind practic spre zero :

$$I = \frac{N_0}{N_1} \rightarrow 0 \quad ,$$

unde, pentru $N_0 = \overline{H}$, N_1 se calculează cu relaţia de echivalare :

$$\left(2 \ln N_1\right)^{\frac{1}{2}} = F^{-1}\left(1 - \frac{1}{2\overline{H}}\right) \tag{2.66}$$

Tabelul 2.3.

	Extinderea normată $\overline{H}$ /cicluri/			Observaţii
	10^5	5.10^5	10^6	
$\frac{\varepsilon_M}{d_\varepsilon}$	4,80	5,12	5,26	proces de bandă îngustă rel. (2,62)
	4,42	4,76	4,90	proces de bandă largă rel. (2.63)
I	0,0033	0,00014	0,000037	Pe baza rel. (2.66), la revenirea de la colectiv la procesul de bandă largă original

2.4.4. Caracteristicile definitorii ale colectivului de solicitare

In cadrul metodelor de evaluare a durabilităţii construcţiilor, capacitatea de degradare a procesului de solicitare se descrie prin următoarele caracteristici definitorii ale colectivului de solicitare (extrapolat la extinderea normată $\bar{H}$):

a).- Amplitudinea maximă ε_M a colectivului de solicitare $\varepsilon_M = \varepsilon(H=1)$, stabilită conform metodologiei expuse anterior.

b).- Gradul de plenitudine, care se exprimă în raport cu un proces determinist cu amplitudine constantă şi care reprezintă rezerva de durabilitate a rezistenţei în exploatare faţă de curba Wöhler. In accepţiunea lui GASSNER, gradul de plenitudine al colectivului normat se exprimă prin parametrul :

$$p = \frac{\varepsilon(H=\bar{H})}{\varepsilon(H=1)} \quad ; \quad p \in [0,1] \tag{2.65}$$

Cazul limită p = 1 reprezintă un colectiv cu amplitudine constantă, cazul p = 0 reprezintă un colectiv cu distribuţie normală cu valoarea minimă $\varepsilon(H=\bar{H}) = 0$. Pentru situaţii frecvente în practică, la care amplitudinea este limitată inferior la valoarea minimă $\varepsilon_{MINIM} = \varepsilon_m$ iar diferenţa ($\varepsilon - \varepsilon_m$) se distribuie normal, expresia analitică a distrbuţiei este determinată complet prin valoarea lui p :

$$\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon_M}\right)_p = p + (1-p)\cdot\frac{F^{-1}\left(1-\frac{H}{2\bar{H}}\right)}{F^{-1}\left(1-\frac{1}{2\bar{H}}\right)} \tag{2.66}$$

c).- Factorul de trunchiere, definit ca raportul dintre valoarea maximă şi valoarea efectivă

$$E = \frac{\bar{\varepsilon} + \varepsilon_M}{\sqrt{\bar{\varepsilon}^2 + d_\varepsilon^2}} \qquad \left(= \frac{\varepsilon_M}{d_\varepsilon} \quad pt.\ \bar{\varepsilon} = 0\right) \tag{2.67}$$

Pentru caracterizarea colectivelor de solicitare cu $E < 5{,}4$ (deci cu limitare fizică a amplitudinii în cadrul extinderii normate $H = 10^6$), se introduce parametrul de trunchiere q, definit prin relaţia :

$$1 - q = \frac{1}{6}\left[\lg \bar{H} - \lg H(\varepsilon_M)\right] \tag{2.68}$$

In conjuncţie cu gradul de plenitudine rezultă un sistem de 2 parametri pentru tipizarea colectivelor de solicitare - fig.2.12.

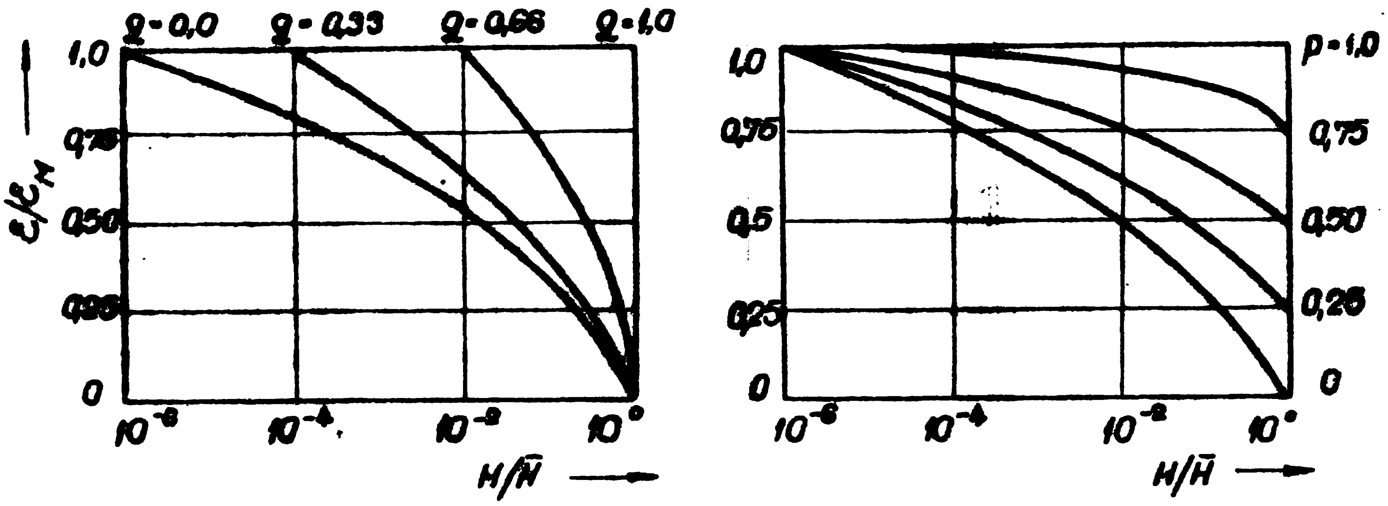


Fig.2.12 - Colective de solicitare tipizate funcţie de p şi q

d).- Coeficientul de asimetrie a colectivului de solicitare, deşi definirea sa ca mărime constantă apare improprie, se exprimă ca raportul solicitării minime şi maxime, corespunzător amplitudinii maxime a colectivului extrapolat la extinderea normată :

$$r = \frac{\bar{\varepsilon} - \varepsilon_M}{\bar{\varepsilon} + \varepsilon_M} \qquad (2.69)$$

2.5. Modificări de program

Prin modificări de program se înţeleg operaţiile de ajustare şi modificare a structurii statistice a procesului aleator original, efectuate asupra reprezentării matricilor multiple primare, ale frecvenţelor absolute, respectiv asupra reprezentării matricilor multiple de probabilitate de ordinul II subsecvente.

Aceste modificări de program pot fi necesare în cadrul analizei, la compunerea/comasarea mai multor selecţii într-un proces aleator global, respectiv în cadrul sintezei, cînd la efectuarea încercărilor simulative trebuie ţinut seama de modificări ale regimului de solicitare datorită unor modificări constructive sau ale condiţiilor de exploatare.

2.5.1. Medierea

Dacă se dispune de mai multe selecţii particulare ale procesului de solicitare înregistrate pentru diferite regimuri de exploatare specifice, pentru aceeaşi construcţie sau construcţii similare, procesul de solicitare global rezultă prin medierea/comasarea acestor selecţii particulare. Medierea se efectuează ponderat, în raport cu ponderea regimurilor specifice în componenţa statistică a regimului de exploatare global.

Dacă în urma clasării a s selecţii particulare rezultă s reprezentări ${}^{\ell}\mathcal{P} = \{\{{}^{\ell}N_{ijk}\}\}^{1,m}$, $\ell = 1,2,\ldots s$, atunci medierea ponderată conduce la o reprezentare ${}^{med}\mathcal{P} = \{\{{}^{med}N_{ijk}\}\}^{1,m}$ ale cărei elemente se definesc :

$$ {}^{med}N_{ijk} = \frac{\sum_{\ell=1}^{s} {}^{\ell}a \cdot {}^{\ell}N_{ijk}}{\sum_{\ell=1}^{s} {}^{\ell}a} \qquad i,j,k = 1,\ldots m \tag{2.70} $$

în care ${}^{\ell}a$, $\ell = 1,2,\ldots,s$ reprezintă ponderea selecţiei ℓ în cadrul procesului global. Această pondere se stabileşte în funcţie de o serie de factori : condiţiile de exploatare specifice şi extinderea selecţiei, ponderea regimului testat în cadrul procesului de exploatare global, probabilitatea de apariţie a unor regimuri speciale (manevre accidentale, suprasarcini etc.).

Dacă prin algoritmul analizei nu se obţin reprezentări ale frecvenţelor absolute ${}^{\ell}\mathcal{P} = \{\{{}^{\ell}N_{ijk}\}\}^{1,m}$, ci direct matricile de probabilitate ${}^{\ell}\mathcal{P} = \{\{{}^{\ell}p_{ijk}\}\}^{1,m}$, avînd ca elemente frecvenţele relative necumulate ${}^{\ell}p_{ijk}$, la ponderare trebuie să se ţină seama şi de extinderea selecţiilor parţiale. Medierea se efectuează în raport cu indicele k, deoarece ${}^{\ell}p_{ijk}$; $i,j = const.$ k = variabil reprezintă distribuţia empirică a trecerilor posibile $j \to k$, pentru prima trecere $i \to j$ fixată.

Ponderea în funcţie de extinderea selecţiei l (numărul trecerilor ${}^{\ell}N_{ijk}$, pentru i,j - dat, k variabil) , este :

$$ {}^{\ell}b_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^{m} {}^{\ell}N_{ijk}}{\sum_{\ell=1}^{s} \left(\sum_{k=1}^{m} {}^{\ell}N_{ijk} \right)} \tag{2.71} $$

Dacă se ține seama și de ponderea aprioricǎ a celor s selecții în cadrul procesului global, rezultă :

$$ {}^{\ell}b_{ij}^{*} = \frac{{}^{\ell}a\left(\sum_{k=1}^{m} {}^{\ell}N_{ijk}\right)}{\sum_{\ell=1}^{s}\left({}^{\ell}a \sum_{k=1}^{m} {}^{\ell}N_{ijk}\right)} \tag{2.72} $$

iar frecvența mediată este :

$$ {}^{med}p_{ijk} = \frac{\sum_{\ell=1}^{s} {}^{\ell}b_{ij}^{*} \cdot {}^{\ell}p_{ijk}}{\sum_{\ell=1}^{s} {}^{\ell}b_{ij}^{*}} = \frac{\sum_{\ell=1}^{s}\left({}^{\ell}p_{ijk} \cdot {}^{\ell}a \cdot \sum_{k=1}^{m} {}^{\ell}N_{ijk}\right)}{\sum_{\ell=1}^{s}\left({}^{\ell}a \cdot \sum_{k=1}^{m} {}^{\ell}N_{ijk}\right)} \tag{2.73} $$

Se poate face legătura și cu consistența statistică a reprezentărilor particulare funcție de extinderea selecțiilor din care au fost deduse.

Analog cu definiția propusă de PAASCH (1973), se introduce probabilitatea de cuprindere a selecției ℓ (ℓ= 1,...s) în raport cu distribuția emprirică a trecerilor N_{ijk} (i,j - dat, k - variabil) :

$$ {}^{\ell}P_{c\,ij} = 1 - \frac{1}{\sum_{k=1}^{m} {}^{\ell}N_{ijk}} \tag{2.74} $$

Frecvențele relative, mediate ponderat, se pot exprima sub forma :

$$ {}^{med}p_{ijk} = \frac{\sum_{\ell=1}^{s}\left({}^{\ell}p_{ijk} \cdot {}^{\ell}a \cdot \frac{1}{1-{}^{\ell}P_{c\,ij}}\right)}{\sum_{\ell=1}^{s}\left({}^{\ell}a \cdot \frac{1}{1-{}^{\ell}P_{c\,ij}}\right)} \tag{2.75} $$

Probabilitățile de cuprindere ${}^{\ell}P_{c\,ij}$, i,j=1, m sînt legate de probabilitatea de cuprindere globală a selecției ℓ (în raport cu întreaga populație statistică, exprimată prin numărul total de cicluri ${}^{\ell}N_{1T}$ ale înregistrării ℓ pe durata T) :

$$ {}^{\ell}P_{c} = 1 - \frac{1}{{}^{\ell}N_{1T}} = 1 - \frac{2}{\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m}\frac{1}{1-{}^{\ell}P_{c\,ij}} + 2} \tag{2.76} $$

deoareoe :

$$ {}^{l}N_{1T} = \frac{\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m}\sum_{k=1}^{m} {}^{l}N_{ijk}}{2} + 1 \tag{2.77} $$

Selecţia rezultată prin comasarea celor s selecţii particulare va avea o consistenţă statistică mai ridicată, corespunzător probabilităţii de cuprindere globale :

$$ P_C = 1 - \frac{1}{\sum_{l=1}^{s} \frac{1}{1 - {}^{l}P_C}} \tag{2.78} $$

Reprezentarea globală, mediată ponderat va conţine şi colectivul de solicitare global, mediat ponderat - fig. 2.13.

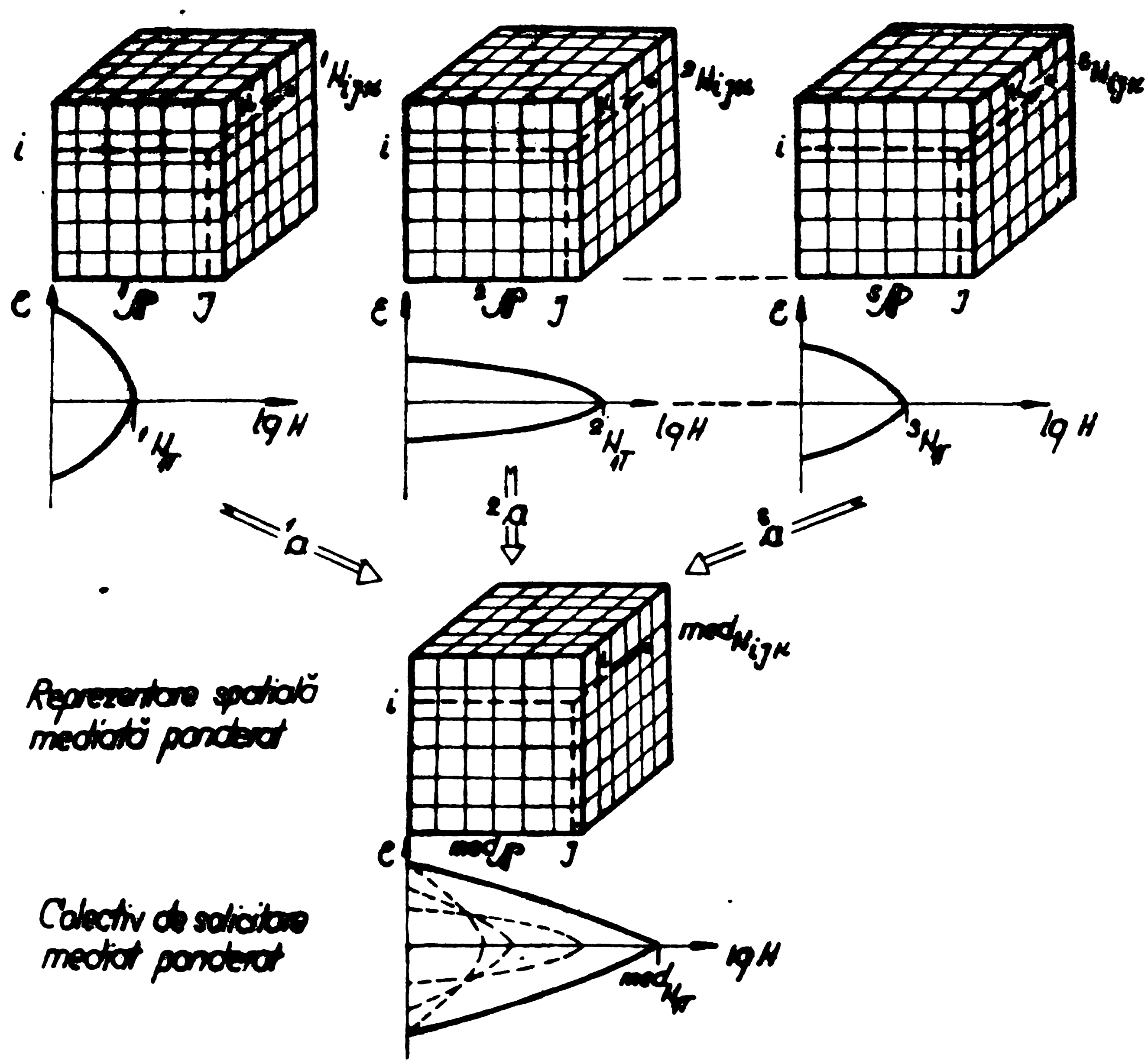


Fig.2.13. - Medierea ponderată a unor selecţii în reprezentarea frecvenţelor absolute

2.5.2. Trunohierea

Prin trunohiere se înţelege tăierea amplitudinilor oare depăşeso o valoare limită maximă. Trunohierea poate fi unilaterală sau bilaterală, oorespunzător limitării fizioe a variabilităţii prooesului. Aoeastă operaţie de ajustare este neoesară în oazul oînd la înoeroări pe ştand sau în oaloule se ţine seama de modifioări oonstruotive (elemente tampon, amortizoare, limitatoare) sau modifioări ale regimului de exploatare, oare reduo variabilitatea prooesului de solioitare.

Avînd în vedere digitalizarea prin olasare, nivelul de trunohiere se defineşte prin numărul de olase t prohibite ooleotivului trunohiat - fig.2.14

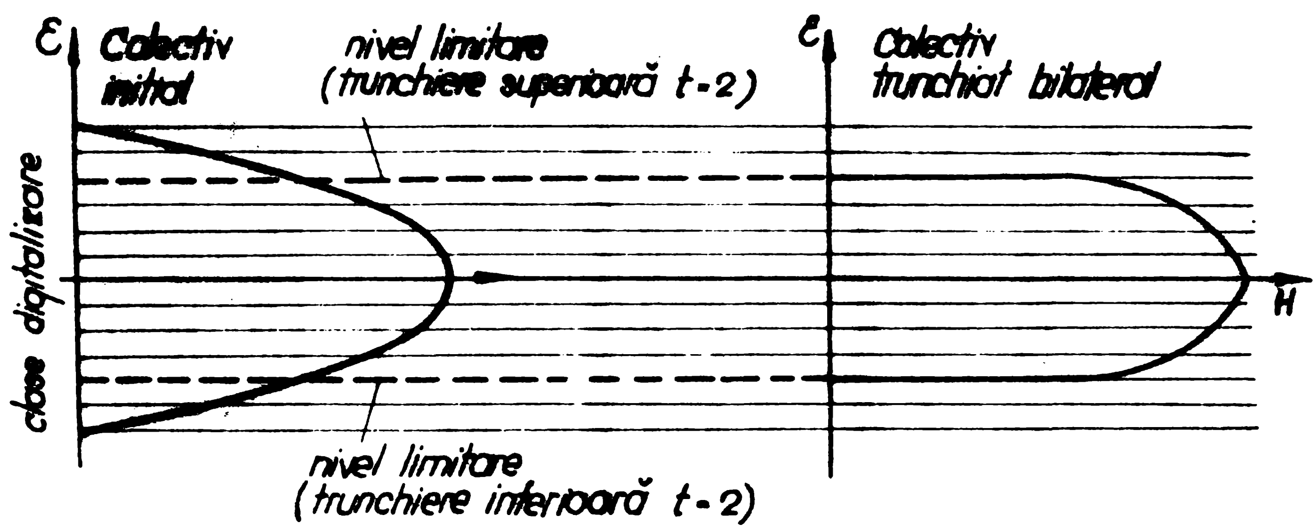
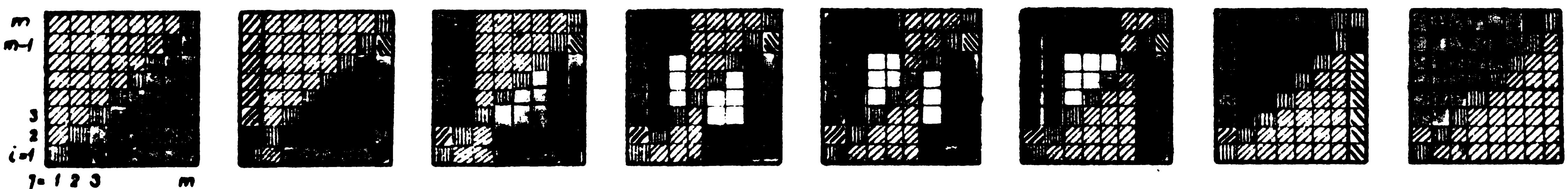


Fig.2.14 - Trunohierea ooleotivului de solioitare

In reprezentarea matrioilor multiple ale freovenţelor absolute ale dublelor treoeri, efeotuarea trunohierii implioă o serie de modifioări :

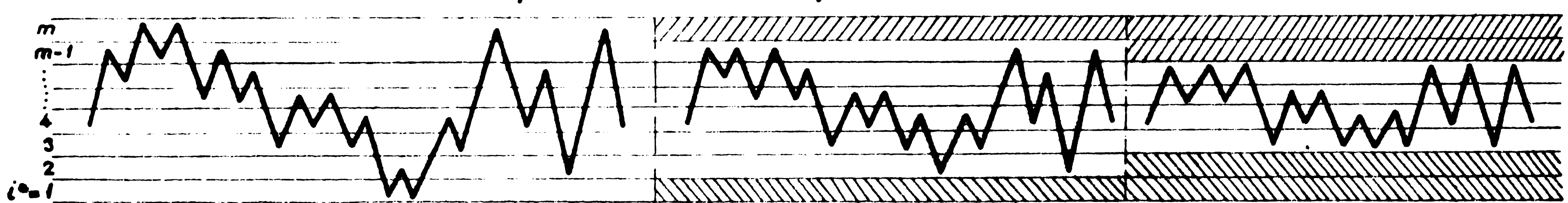
- anularea freovenţelor oare oonţin un extrem în olase prohibite iar oelelalte două extreme în ultima olasă neprohibită
- freovenţele dublelor treoeri oare oonţin doar un singur extrem în olase prohibite se reoombină după legile oare guvernează prooesul şi se transferă la freovenţele neprohibite ; astfel se evită formarea unor mulţimi înohise sau stări absorbante în matrioile stohastioe, oare ar

Fig. 2.14. a. Modificări în reprezentarea $\left[\mathcal{P}(k)\right]^{1,m}$ la trunchiere



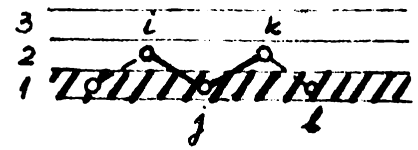
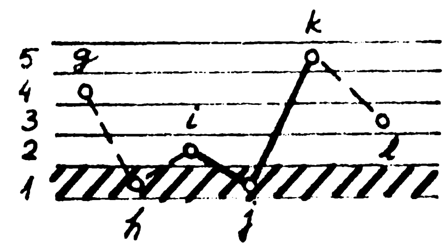
- elemente aprioric nule $(i = j)$
- elemente aprioric nule (compatibilitate succesiune)
- elemente anulate (treceri între clase trunchiate și limitrofe)
- elemente anulate după comasare și transferare
- elemente anulate după comasare și transferare
- elemente anulate după transferare
- elemente nenule modificate prin transferare
- elemente nenule nemodificate

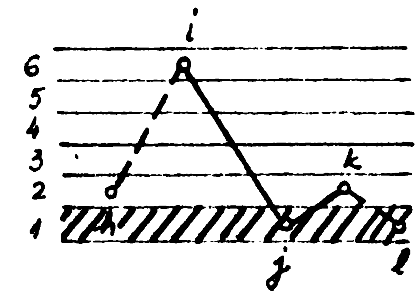
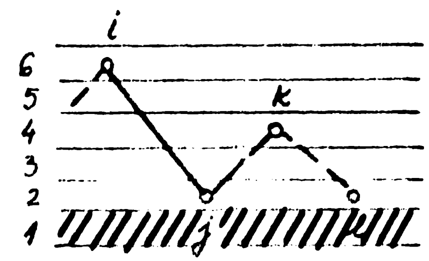
b. Exemplu de trunchiere bilaterală $t = 2$
(proces de bandă largă $I \geq 0{,}77$)



ALGORITM - TRUNCHIERE INFERIOARA

Tabelul 2.4.

Caz distinct	Modificări efectuate în reprezentarea $\mathcal{N} = \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m}$ — Trecere de bază MAX → MIN → MAX	Modificări efectuate în reprezentarea $\mathcal{N} = \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m}$ — Trecere subsecventă MIN → MAX → MIN	EXEMPLIFICARE
I	$i = 2;\ j = 1;\ k = 2$ $N_{ijk} \to 0$ Trecere prohibită apriorie	Se anulează frecvența $N_{jk\ell} \to 0 \qquad (\ell = 1)$	
II	$i = 2;\ j = 1;\ k > 2$ Se calculează frecvențele ponderate $N = N_{ijk}\dfrac{N_{ghi}}{\sum_g N_{ghi}} \qquad g = 3,4,\dots,m$ corespunzător recombinării cu frecvențele N_{ghi} și se transferă la $N_{xyz} \to N_{xyz} + N \quad \begin{cases} x = g \\ y = 2 \\ z = k \end{cases}$ Se anulează frecvența $N_{ijk} \to 0$ După parcurgerea tuturor frecvențelor N_{ijk} $(i=2;j=1;k=3,4,..,m)$ Se anulează și frecvențele : $N_{ghi} \to 0 \quad \begin{cases} g = 3,4,\dots,m \\ h = 1 \\ i = 2 \end{cases}$	Frecvențele $N_{jk\ell}$ se transferă la $N_{x^*y^*z^*} \to N_{x^*y^*z^*} + N_{jk\ell}\ ;\ \ell = 1,2,\dots,k-1$ unde : $x^* = z$ $y^* = k$ $z^* = \begin{cases} \ell & dacă\ \ell > 2 \\ 2 & dacă\ \ell \le 2 \end{cases}$ După parcurgerea tuturor frecvențelor N_{ijk} $(i=2;j=1;k=3,4..m)$ Se anulează frecvențele $N_{jk\ell} \to 0 \quad \begin{cases} j = 1 \\ k = 3,4,\dots,m \\ \ell = 1,2,\dots,k-1 \end{cases}$	

III	$i > 2;\ j = 1;\ k = 2$ **Cuprins la cazul II** **(recombinat cu frecvențele** **$i = 2;\ j = 1;\ k > 2$)**	**Frecvențele N_{hij} se transferă la** $N_{x^*y^*z^*} \rightarrow N_{x^*y^*z^*} + N_{hij}$ **unde :** $x^* = \begin{cases} h & \text{dacă } h > 2 \\ 2 & \text{dacă } h \leq 2 \end{cases}$ $y^* = i = 2$ $z^* = j = 1$ **După parcurgerea tuturor frecvențelor N_{ijk} ($i=3,4..m$; $j=1$; $k=2$)** **se anulează frecvențele** $N_{hij} \rightarrow 0 \quad \begin{cases} h = 2,3,\dots,i-1 \\ i = 3,4,\dots,m \\ j = 1 \end{cases}$	
IV	$i > 2;\ j \geq 2;\ k > 2$ **Frecvențele N_{ijk} rămîn nemodificate (la frecvențele N_{ijk}, $j=2$, se cumulează frecvențele transferate)**	Frecvențele $N_{jk\ell}$ ($\ell=2,3..k-1$) rămîn nemodificate Cazul $\ell=1$ este cuprins [illegible] II	

face imposibilă sinteza procesului prin desfăşurarea matricilor . Prin transferarea frecvenţelor se conservă volumul iniţial de informaţii asupra procesului - fig.2.14.

Algoritmul trunchierii este dat în tabelul 2.4. pentru cazul trunchierii inferioare, t = 1. Dacă trunchierea se face pentru t > 1 , algoritmul se repetă iterativ de t ori.

Pentru trunchierea superioară, algoritmul este acelaşi, cu deosebirea că trecerea de bază este MIN → MAX → MIN iar valorile lui i, j, k (şi corespunzător g, h, ℓ) sînt complementare faţă de valoarea medie, deci :

$$i(j,\ k) \rightarrow m - i(j,\ k) + 1$$

iar sensul inegalităţilor se inversează.
(de ex. : cazul I de bază devine :

MIN → MAX → MIN ; i = m-1 ; j= m ; k = m-1

cazul II de bază devine :

MIN → MAX → MIN ; i = m-1; j = m; k < m-1)

In cazul proceselor de bandă largă, trunchierea conduce la o reducţie de date prin anularea respectiv recombinarea unor frecvenţe ; în cazul proceselor de bandă îngustă se păstrează volumul iniţial de informaţii. exprimat prin numărul total de treceri (de cicluri).

3. O nouă metodă de sinteză a proceselor aleatoare

3.1. Consideraţii generale

Necesitatea determinării experimentale prospective a rezistenţei în exploatare prin testarea în condiţii de laborator a construcţiilor a condus la dezvoltarea unor tehnici de simulare a proceselor de încărcare/solicitare reale din exploatare.

Redarea directă a unor procese de solicitare înregistrate analogic nu este operantă, deoarece în general spectrul extensometric înregistrat pe o durată de timp limitată nu cuprinde variabilitatea mai largă a procesului de solicitare în decursul întregii durate de exploatare şi nu este posibilă efectuarea unor operaţii de modificare a structurii procesului, impuse de metodologia încercărilor la solicitări variabile.

De asemenea, înregistrările directe nu pot constitui mărimea de comandă pentru pulsatoarele servohidraulice decît după discriminarea unor informații inoperante pentru degradarea prin oboseală - oscilații de frecvență mai înaltă și amplitudine redusă - dar care ar conduce la suprareglajul comenzii electronice și ar determina astfel o alterare a procesului de solicitare realizat.

In vederea simulării cît mai apropiate de condițiile de exploatare, la încercări pe stand se recurge la sinteza proceselor de solicitare ; sinteza este generarea, pe baza unor caracteristici statistice deterministe, a unui proces aleator cu o structură statistică cît mai apropiată de cea a procesului aleator original.

Metoda de sinteză depinde de scopul încercării, natura procesului de solicitare, eventuale intercondiționări în domeniul spectral cu caracteristica de răspuns dinamic a construcției testate, metodologia prelucrării statistice în cadrul analizei și forma sub care rezultă informația, precum și dotarea tehnică pentru efectuarea sintezei.

Cu posibilitățile oferite de implementarea largă a prelucrării automate a datelor, pentru sinteza proceselor aleatoare se utilizează în prezent aproape exclusiv procedee matematice programabile pe calculatorul numeric. Gradul de aproximare prin sinteză a procesului aleator original depinde esențial de volumul și relevanța informațiilor asupra structurii procesului, stabilite în urma analizei.

După metoda de analiză propusă, structura globală a procesului aleator rezultă sub forma unei reprezentări a frecvențelor de realizare a dublelor treceri între extreme succesive. Procesul de solicitare original - înregistrat sub forma unei variații analogice funcție de timp - a fost redus la o succesiune de evenimente - realizarea extremelor dublu corelate în clasele prestabilite - corespunzător modelării printr-un proces de tip Markov.

Pe baza reprezentării frecvențelor de realizare a dublelor treceri, transformată corespunzător, prin sinteză se generează o succesiune de extreme care este subordonată limitărilor fizice exprimate prin probabilitățile de trecere de ordinul II. Această succesiune de extreme reprezintă o traiectorie (realizare posibilă*) a procesului de tip Markov. Prin procedee de interpolare după funcţii liniare sau trigonometrice, cu un pas de divizare suficient de mic, se obţine un şir de valori digitale ; prin intermediul unei interfeţe digital - analogice, şirul de valori permite reeditarea unei variaţii continue, compatibile cu natura semnalului de comandă a pulsatorului servohidraulic cu comandă electronică.

3.2. Algoritmul sintezei

3.2.1. Generarea unei traiectorii a procesului de tip Markov

In vederea generării unei traiectorii a procesului de tip Markov prin desfăşurarea matricilor multiple, reprezentarea frecvenţelor absolute se transformă în reprezentarea probabilităţilor cumulate :

$$\mathcal{N} = \{\mathcal{N}(k)\}^{1,m} = \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m} \Longrightarrow \mathcal{P}^* = \{\mathcal{P}^*(k)\} = \{\{P_{ijk}\}\}^{1,m} \qquad (2.79)$$

în care elementele P_{ijk} pentru i,j - fixat ; k - variabil (deci elementele pe coloanele formate pe fiecare cîmp al matricii "mască") formează vectorii de probabilitate :

$$\{P_{ijk}\}_k^{1,m} = p^*_{ij} = \{P_{ijj+1}, P_{ijj+2}, \dots, P_{ijm}\} \qquad (2.80)$$

pentru trecerile de tip MAX → MIN → MAX $(i > j < k)$, respectiv

$$\{P_{ijk}\}_k^{1,m} = p^*_{ij} = \{P_{ijj-1}, P_{ijj-2}, \dots, P_{ij1}\} \qquad (2.81)$$

pentru trecerile de tip MIN → MAX → MIN $(i < j > k)$

Valorile probabilităţilor cumulate ale vectorilor $\bar{p}^*_{ij}$ rezultă prin însumarea, în sensul indicelui k, a valorilor probabilităţilor vectorilor $\bar{p}_{ij}$, calculate conform rel.(2.48).

Desfăşurarea matricilor multiple $\mathcal{P}^*$ în vederea construirii traiectoriei se bazează pe generarea vectorilor $\bar{p}_{ij}$. Pentru stările $\xi_{n-2} = i$, $\xi_{n-1} = j$ fixate, cea mai probabilă stare finală $\xi_n = k_f$ a dublei treceri este aceea care reeditează din punct de vedere statistic, distribuţia definită de vectorul $\bar{p}^*_{ij}$; i,j - fixaţi.

Generarea unor distribuţii neuniforme de tipul $\bar{p}^{*}_{ij}$, prin procedee matematice este o problemă specifică metodei Monte-Carlo, utilizată în prezent tot mai larg în rezolvarea unor probleme din teoria jocurilor şi teoria aşteptării.

Procedeele generale de obţinere a unor realizări independente ale unor variabile aleatoare cu o distribuţie dată presupune obţinerea unor realizări independente ale unei variabile aleatoare α , repartizate uniform pe intervalul $[0,1]$ - ERMAKOV (1976), VADUVA (1977). In baza transformării SMIRNOV, dacă variabila ξ satisface ecuaţia :

$$\int_{-\infty}^{\xi} d F_{\xi}(x) = \alpha \qquad (2.82)$$

atunci $\xi = F_{\xi}^{-1}(\alpha)$ este repartizată după legea $F_{\xi}(x)$. Această ecuaţie de transformare inversă are întotdeauna o soluţie unică, întrucît $F_{\xi}(x)$ este o funcţie nedescrescătoare.

In cazul distribuţiilor unidimensionale $\bar{p}^{*}_{ij}$, ξ este o variabilă discretă care poate lua valorile k = 1, 2 ...m cu probabilităţile P_{ijk} . Din relaţia transformării inverse rezultă că $k = k_f$ este definit prin inegalităţile :

$$\sum_{k=1}^{k_f-1} p_{ijk} = P_{ijk_f-1} \leq \alpha < \sum_{k=1}^{k_f} p_{ijk} = P_{ijk_f} \qquad (2.83)$$

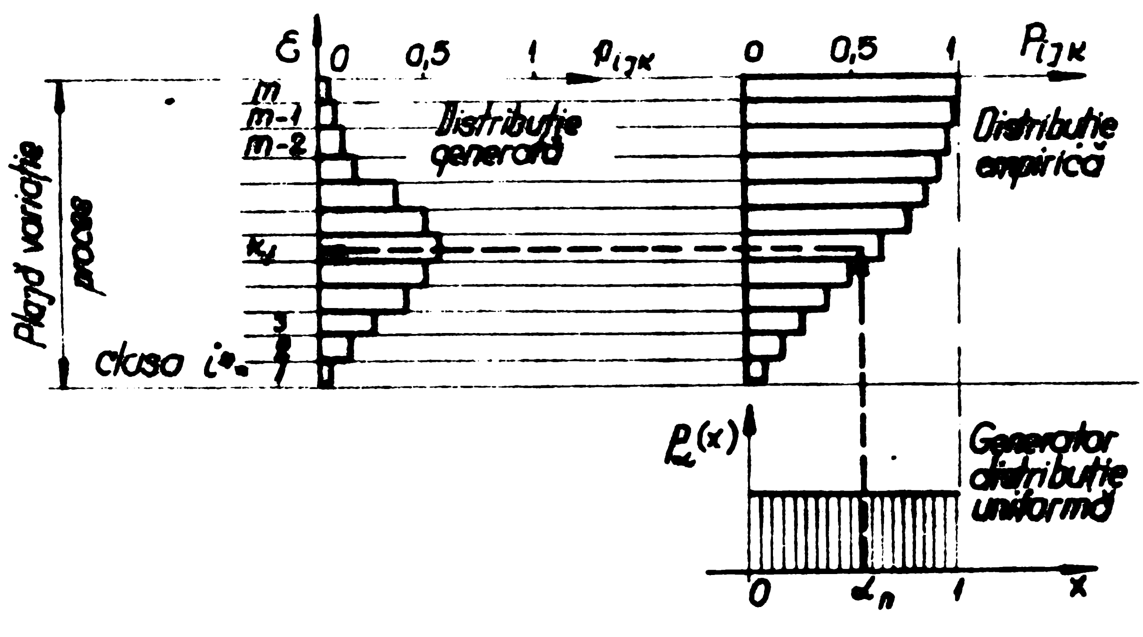


Fig.2.15 - Generarea stării $k = k_f$ la pasul de rangul n, prin transformarea inversă a distribuţiei

3.2.2. Generarea numerelor aleatoare uniforme

Pentru a obţine realizări independente ale variabilei aleatoare unidimensionale α , distribuită uniform pe intervalul $[0,1]$ cu densitatea de repartiţie :

$$f_\alpha(x) = \begin{cases} 1 & pt.\ x \in [0,1] \\ 0 & pt.\ x \notin [0,1] \end{cases} \qquad (2.84)$$

s-a adoptat metoda congruenţială, bazată pe o relaţie generală de recurenţă de tip LEHMER :

$$X_{n+w} = \left(\sum_{v=0}^{w-1} a_v X_{n+w} + c\right)(mod\ M) \qquad (2.85)$$

prin care se stabileşte congruenţa modulo M a unui număr întreg şi a unei funcţii liniare cu valori întregi, întrucît M, a_v, X şi c sînt întregi nenegativi. Şirul de numere pseudo-aleatoare $\alpha_0, \alpha_1, \ldots, \alpha_n, \ldots$ cu distribuţie uniformă pe $[0,1]$ se defineşte prin relaţia :

$$\alpha_n = \frac{X_n}{M} \qquad n = 1, 2, \ldots \qquad (2.86)$$

In vederea realizării unor timpi de calcul cît mai reduşi pe calculatorul numeric se utilizează o formă mai simplă, pentru w = 1. Dacă se acceptă şi c = 0, procedeul este multiplicativ congruenţial, optim din punct de vedere al performanţelor de calcul.

Valorile parametrilor iniţiali se aleg astfel încît perioada şirului generat să depăşească 2.10^6 extreme (deci semicicluri) deoarece la încercări de durabilitate se poate admite repetarea unor secvenţe aleatoare cu extindere minimă de 10^6 cicluri.

Dacă se urmăreşte programarea generatorului multiplicativ - congruenţial în limbajul FORTRAN pe un calculator cu lungimea cuvîntului de 32 biţi, cel mai mare număr întreg reprezentabil fiind $2^{31}-1$, este mai avantajos să se folosească un algoritm special - VĂDUVA (1977) :

$$a = a_1 \cdot a_2 \cdots a_s \ ; \ a_i \text{ întreg} \ , \quad i = 1, \ldots, s \qquad (2.87)$$

astfel încît :

$$a_i \cdot X \leq 2^{31} - 1 \ ; \quad i = 1, \ldots, s \ ; \quad 0 < X < M \qquad (2.88)$$

Pentru un X_n, $0 < X_n < M$, dat, numărul următor al şirului : $X_{n+1} = (a.X_n)(\text{mod } M)$

se poate obţine prin relaţiile congruenţiale :

$$\begin{cases} X_n^{(1)} = (a_1.X_n)(\text{mod } M) \\ \cdots \\ X_n^{(i+1)} = (a_{i+1}.X_n^{(i)})(\text{mod } M) \\ X_{n+1} = (a_s.X_n^{(s-1)})(\text{mod } M) \end{cases} \tag{2.89}$$

Pentru generatorul multiplicativ - congruenţial particular, rel. (2.89) şi notat :

$$(X_0, (a_1,\ldots,a_s), 0, M)$$

se pot adopta valorile $M = 2^{25} = 33554432$ şi

$a = a_1.a_2 = 51.57 = 2907$ (s=2), după VĂDUVA (1977).

Generatorul rezultat

$$(X_0(51,57),0,2^{25})$$

poate construi şiruri de numere pseudoaleatoare de perioadă $\lambda = 2^{23} = 8388608$, cu un coeficient serial de corelaţie suficient de mic ($\rho \cong 1/2907$).

3.2.3. Algoritmul desfăşurării matricilor multiple

Datele iniţiale ale sintezei după procedeul de construire a unei traiectorii a procesului de tip Markov prin desfăşurarea matricilor multiple sînt :

- matricile multiple ale probabilităţilor cumulate

$$\mathcal{P}^* = \{\mathcal{P}_{(k)}\}^{1,m} = \{\{P_{ijk}\}\}^{1,m} \Longleftrightarrow \{\bar{p}_{ij}^*\}^{1,m}$$

- condiţiile iniţiale, date sub forma distribuţiei stărilor iniţiale

$$\pi^0 = \begin{cases} p_{i_0 j_0 k_0} = 1 \\ p_{ijk} = 0 \quad \text{pt. } i \neq i_0;\, j \neq j_0;\, k \neq k_0 \end{cases}$$

sau în formulare echivalentă :

$$\pi^0 = \begin{cases} P_{ijk} = 1 \quad \text{pt. } i = i_0;\, j = j_0;\, k \geq k_0 \\ P_{ijk} = 0 \quad \text{pt. } \begin{cases} i \neq i_0;\, j \neq j_0;\, k \in I^* \text{ şi} \\ i = i_0;\, j = j_0;\, k < k_0 \end{cases} \end{cases}$$

Aceasta înseamnă că procesul se află iniţial în starea k_0, în urma unei duble treceri fictive $i_0 \rightarrow j_0 \rightarrow k_0$.

Condiţiile iniţiale se aleg arbitrar, corelat însă cu posibilitatea realizării unor astfel de duble treceri în cadrul procesului de solicitare real. Astfel, de exemplu, în cazul unor procese de bandă îngustă (I → 1) nu se poate impune condiţia $i_o, j_o, k_o < m/2$ respectiv $> m/2$, întrucît valoarea medie instantanee a ciclului este centrată în jurul valorii medii temporale a procesului.

In fig. 2.16 se ilustrează schematic modul de generare a unei succesiuni de extreme, pornind de la condiţii iniţiale date, modul de parcurgere a matricilor multiple şi procesul rezultat în cazul interpolării liniare, pentru un număr de $m = 8$ clase.

Fig. 2.17 indică organigrama generală a sintezei.

3.3. Comparaţia cu alte metode de sinteză a proceselor aleatoare

In prezent se utilizează în general două metode de sinteză distincte, bazate pe procedee aritmetice programate pe calculator : - sinteza pe baza matricii stohastice de tip Markov cu probabilităţi de trecere de ordinul I, propusă de ARGYRIS şi colectiv (1976), existentă şi în pachetul de programe al firmei SCHENCK, sistem Hydropuls (1978) ;

- sinteza pe baza dezvoltării canonice a proceselor aleatoare, exprimate sub forma unor produse dintre variabile aleatoare şi funcţii deterministe - BILY şi CACKO (1978).

Faţă de prima metodă de sinteză bazată pe o matrice de tip Markov, metoda propusă prezintă avantajul unui model teoretic mai complet - procesul de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II - care permite generarea unor procese care nu au creşteri independente. Prin aceasta, metoda propusă devine aplicabilă în cazul simulării unei largi clase de procese de solicitare cvasistaţionare de bandă largă, caracteristice exploatării vehiculelor feroviare, materialului de ridicat şi transportat, utilajelor tehnologice (laminoare, etc.).

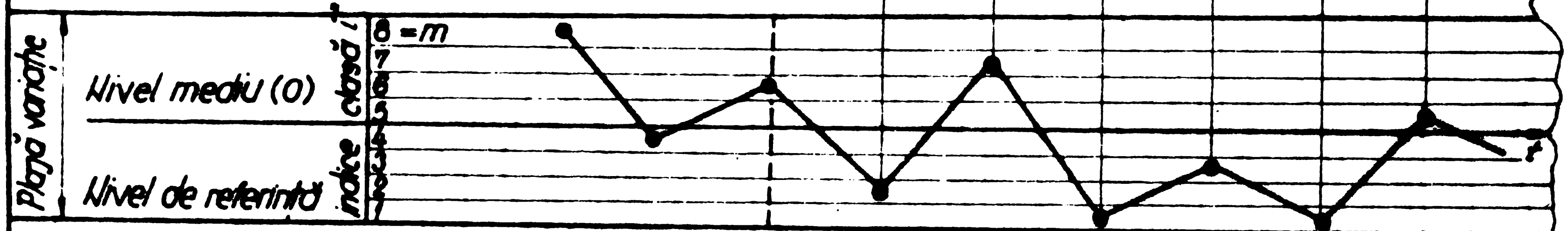
Metoda de sinteză bazată pe matricea stohastică a probabilităţilor de trecere de ordinul I apare ca un caz particular al metodei propuse ; în cazul unor procese cu creşteri

Fig.2.16

SINTEZA

Modul de generare a unei succesiuni de extreme prin desfăşurarea reprezentării matricilor multiple (probabilităţi cumulate)

Numărul de ordine n al pasului		0	1	2	3	4	5	6	
Pregătirea trecerii duble prin actualizarea primelor 2 stări	$i_n \to J_{n-1}$	$i_0 = 8$	$i_1 \to 4$	$i_2 \to 6$	$i_3 \to 2$	$i_4 \to 7$	$i_5 \to 1$	$i_6 \to 5$	
	$J_n \to k_{n-1}$	$J_0 = 4$	$J_1 \to 6$	$J_2 \to 2$	$J_3 \to 7$	$J_4 \to 1$	$J_5 \to 3$	$J_6 \to 1$	
Generarea numărului α_n din şirul pseudoaleator $\alpha \in (0,1)$ (ex. numeric)		—	α_1 (= 0,212)	α_2 (= 0,690)	α_3 (= 0,08)	α_4 (= 0,18)	α_5 (= 0,10)	α_6 (= 0,02)	
Stabilirea nivelului probabil k_n al trecerii $J_n - k_n$: $P^*_{i_n j_n k_n} \leq \alpha_n < P^*_{i_n j_n k_n+1}$		$k_0 = 6$	$k_1 = 2$	$k_2 = 7$	$k_3 = 1$	$k_4 = 3$	$k_5 = 1$	$k_6 = 5$	



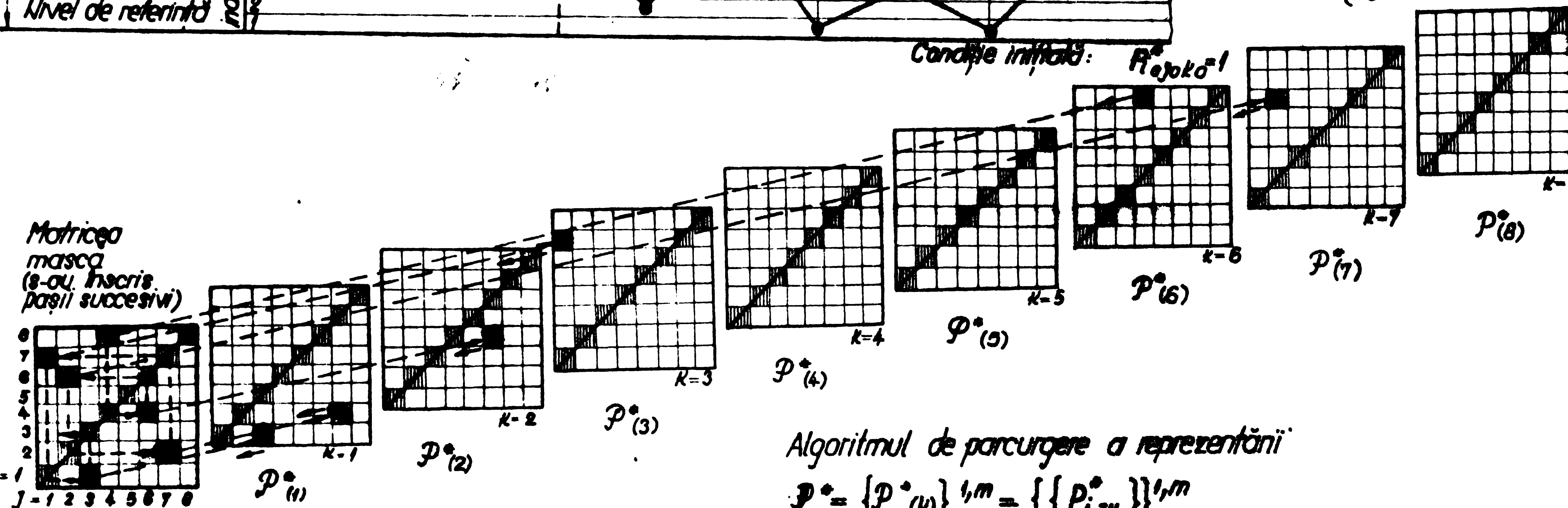
Condiţii iniţiale:

Se dau

$(\mathcal{T}^\circ, \mathcal{P}^*)$

$$\mathcal{T}^\circ = \begin{cases} P^*_{i_0 j_0 k_0} = 1 \\ P^*_{ijk} = 0 \quad \text{pentru: } i \neq i_0,\ j \neq j_0,\ k \neq k_0 \end{cases}$$

Exemplu: $\begin{cases} i_0 = 8 \\ j_0 = 4 \\ k_0 = 6 \end{cases}$



Algoritmul de parcurgere a reprezentării

$$\mathcal{P}^* = \left\{ \mathcal{P}^*_{(k)} \right\}^{1,m} = \left\{ \left\{ P^*_{ijk} \right\} \right\}^{1,m}$$

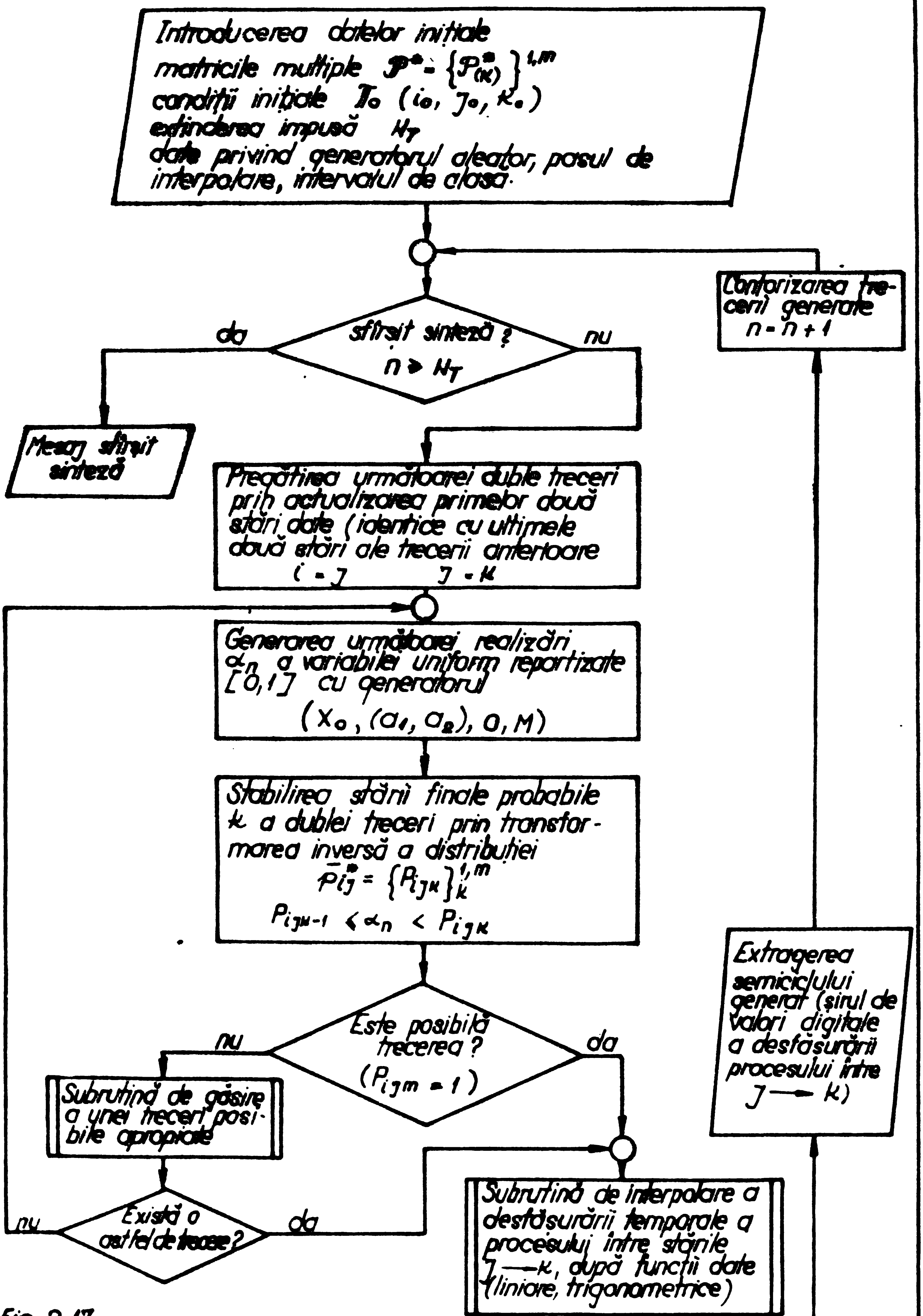


Fig. 2.17
Organigrama sintezei

BUPT

independente, matricile multiple se pot reduce la matricea stochastică conform rel.(2.49) şi algoritmul de sinteză se aplică corespunzător (transformarea inversă stabileşte starea finală j_f a simplei treceri $i \rightarrow j$).

Metoda propusă necesită un spaţiu de memorie mai mare, condiţie care nu este restrictivă avînd în vedere capacitatea tot mai ridicată a calculatoarelor de proces sau specializate ; din punct de vedere al timpului de calcul necesar, programul este însă la fel de performant.

Faţă de metoda de sinteză bazată pe dezvoltarea canonică, metoda propusă prezintă avantajul unei programări mai performante, utilizînd un singur generator de variabilă aleatoare. Pe de altă parte, metoda de sinteză propusă utilizează nemijlocit rezultatele care sînt compatibile cu caracteristicile statistice descriptive ale procesului de solicitare, adoptate în norme şi instrucţiuni de calcul de rezistenţă. Pentru dezvoltarea canonică a proceselor aleatoare trebuie aplicate metode de analiză mai complexe, iar rezultatele analizei nu pot fi utilizate sub această formă în calcule de evaluare a durabilităţii.

CAP. 3 - CONTRIBUTII LA ELABORAREA SI APLICAREA METODOLOGIEI EXPERIMENTALE

1. - Aplicarea extensometriei electrice rezistive la urmărirea spectrelor de solicitare aleatoare

1.1. Considerații tehnice generale

Pentru investigarea discretă a cîmpurilor de deformații și urmărirea analogică a spectrelor de solicitare din piesele și construcțiile de mașini supuse la solicitări variabile, metoda extensometrică electrică rezistivă prezintă numeroase avantaje operaționale și aplicative față de alte metode experimentale de investigare a stării de deformații/tensiuni :

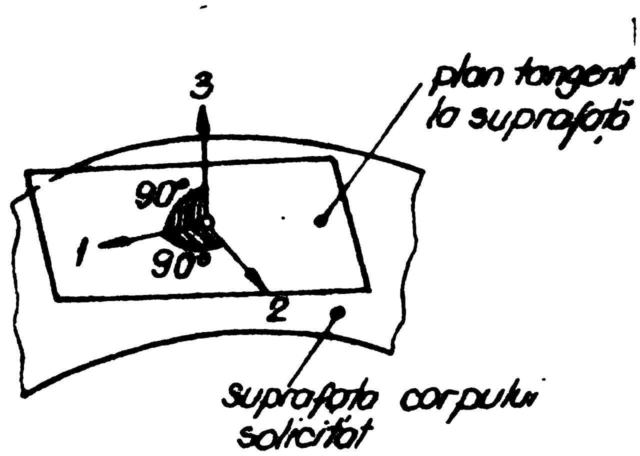
- sensibilitatea înaltă și precizie a măsurărilor pe partea de aparatură ;
- posibilitatea selectării, prin montaj electric, a unor anumite componente ale solicitării din elementele construcției ;
- posibilitatea compensării unor efecte perturbatoare (temperatură, etc.) ;
- posibilitatea înregistrării și prelucrării semnalelor sub formă analogică, respectiv a digitalizării și prelucrării pe calculatorul numeric ;
- măsurarea unor procese dinamice pînă la frecvente ridicate (f_{max} = 100 kHz) ;
- măsurarea pînă la valori ridicate ale deformației specifice (4 ... 5).10^{-2} m/m pentru traductoarele extensometrice rezistive (TER) speciale pentru deformații mari ;
- dimensiuni și masă proprie redusă a TER care nu influențează comportarea dinamică a pieselor chiar la secțiuni mici ;
- baze de măsurare suficient de mici pentru a investiga deformații specifice locale în cîmpuri cu gradienți puternici ;

- rezistență și stabilitate ridicată a TER la solicitări ciclice cu amplitudini ridicate, derivă de zero și variații de sensibilitate limitate.

Dacă pe suprafața piesei nu acționează componente ale încărcării, starea de tensiuni este plană în fiecare punct al suprafeței, avînd în general tensorul reprezentat prin matricea asociată particulară :

$$[\sigma] = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & 0 \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \Longleftrightarrow [\varepsilon] = \begin{bmatrix} \varepsilon_{11} & \varepsilon_{12} & 0 \\ \varepsilon_{12} & \varepsilon_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{33} \end{bmatrix} \qquad (3.1)$$

Stării plane de tensiuni i se asociază în mod convențional o stare plană de deformații, care este de fapt în general spațială. Direcțiile (1) și (2) sînt cuprinse în planul tangent la suprafață în punctul considerat iar direcția (3) este orientată normal la suprafață - fig.3.1.



Fi.g 3.1. - Starea de deformații/tensiuni la suprafața unui corp solicitat

Pentru starea spațială de deformații se cunoaște apriori una din direcțiile principale ($\varepsilon_{III} = \varepsilon_{33}$), întrucît direcția (3) este o direcție principală a stării de tensiuni ($\sigma_{13} \equiv \sigma_{23} \equiv 0$ pe suprafața piesei solicitate) și se acceptă coincidența direcțiilor principale ale tensiunilor și deformațiilor specifice.

Problema investigării stării de deformaţii la suprafaţa unei piese solicitate se reduce la aspectul plan şi constă în determinarea deformaţiilor specifice principale şi a direcţiilor principale în planul tangent la suprafaţă.

Elementele principale ale stării de deformaţii în jurul punctului considerat pe suprafaţă se pot determina prin măsurarea unor deformaţii specifice liniare, în cazul general după trei direcţii oarecare : (1), (α), (β), repartizate cît mai uniform. Direcţia (1) este luată drept origine convenţională , iar direcţiile (α) şi (β) formează unghiurile α respectiv β cu aceasta.

Din cele trei deformaţii specifice măsurate se determină elementele principale ale stării de deformaţii: $\varepsilon_I = f_1(\varepsilon_1, \varepsilon_\alpha, \varepsilon_\beta)$; $\varepsilon_{II} = f_2(\varepsilon_1, \varepsilon_\alpha, \varepsilon_\beta)$; $\psi_I = f_3(\varepsilon_1, \varepsilon_\alpha, \varepsilon_\beta)$; $\psi_{II} = \psi_I + \pi/2$. Pentru tipurile de TER-rozetă uzuale ($0^\circ/45^\circ/90^\circ$ respectiv $0^\circ/60^\circ/120^\circ$), funcţiile f_1 ; f_2; f_3 iau forme particulare cunoscute.

In cazul general al stărilor de deformaţii/tensiuni cu variaţie în timp, subsecvente unor procese de încărcare variabile, coordonatele tensorului deformaţiilor specifice sînt funcţii de timp ; ca urmare şi elementele principale ale stării de deformaţii sînt variabile în timp : $\varepsilon_I = \varepsilon_I(t)$; $\varepsilon_{II} = \varepsilon_{II}(t)$; $\psi_I = \psi_I(t)$; $\psi_{II} = \psi_{II}(t)$. Elementele principale se evaluează în acest caz secvenţial, la intervale de timp stabilite prin eşantionarea semnalelor primare $\varepsilon_1(t)$; $\varepsilon_\alpha(t)$; $\varepsilon_\beta(t)$.

La urmărirea spectrelor extensometrice se impune o serie de condiţii tehnice speciale în legătură cu TER, datorită cerinţelor măsurării şi înregistrării de precizie a unui mare număr de cicluri de solicitare, în condiţiile unor cîmpuri neomogene de deformaţii, cu gradienţi puternici şi valori de vîrf ridicate. De asemenea, la efectuarea încercărilor simulative pe stand, ca parametru de control al procesului de solicitare se urmăreşte spectrul extensometric înregistrat cu ajutorul unor TER aplicate în zonele cele mai solicitate ale construcţiei testate. Criteriile de alegere a TER şi condiţiile tehnice principale sînt rezumate în anexa II.

In metodologia testării construcţiilor de rezistenţă de mare răspundere - unicate speciale sau prototipuri ale unor serii de fabricaţie - studiul experimental al stării de deformaţii şi tensiuni se efectuează în 2 etape : în regim de solicitare statică și în regim de solicitare dinamică (fig.3.2.)

In regim static, încărcarea aplicată corespunde sarcinii utile nominale, amplificată cu un coeficient dinamic $\varphi > 1$, reglementat prin normative specifice diferitelor clase de construcții și prin care se ține seama de efectele aplicării dinamice a componentelor de încărcare în exploatare. Rezultatele măsurătorilor relevă distribuția discretă a deformațiilor și tensiunilor locale în elementele construcției, fără a putea constitui o bază suficientă pentru evaluarea fiabilistă a durabilității construcției în condițiile unui proces de solicitare aleator.

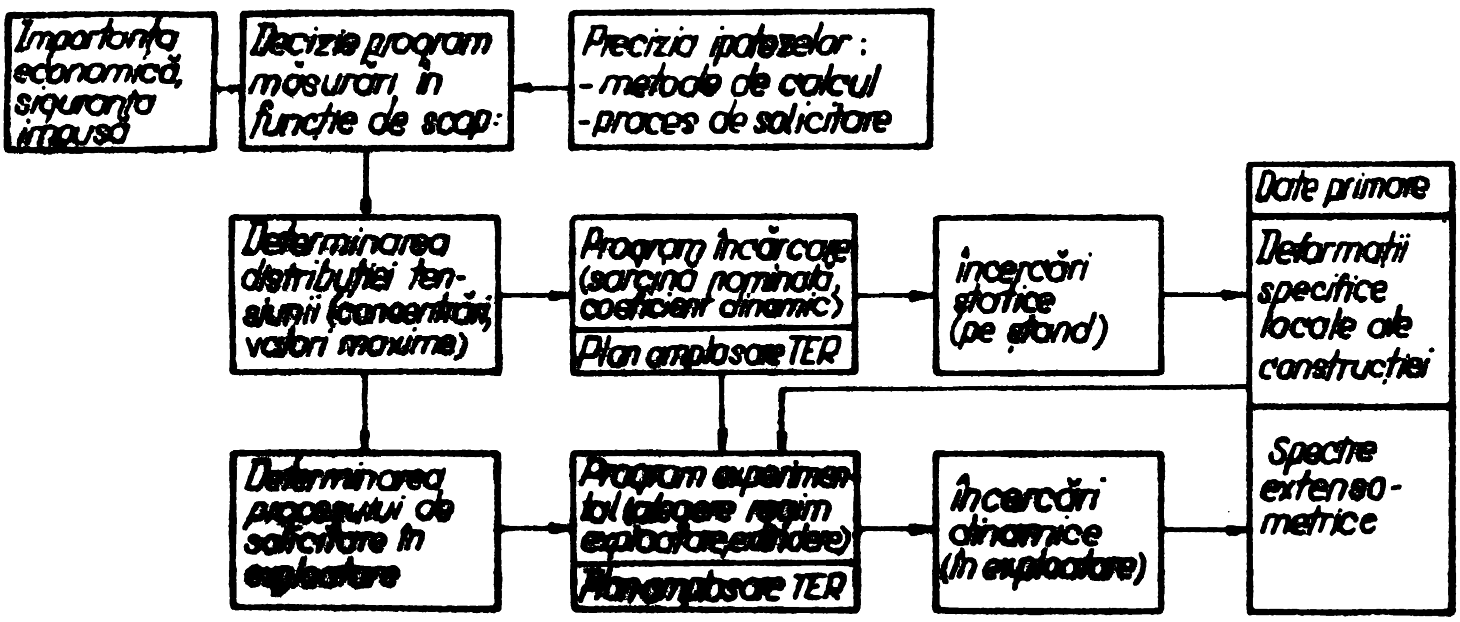


Fig.3.2 - Programarea determinărilor experimentale prin măsurări extensometrice

In regim dinamic, efectuat în condiții semnificative de exploatare, se urmărește înregistrarea variației temporale a deformațiilor specifice în zonele evidențiate cu concentrări maxime ale tensiunii. Spectrele extensometrice obținute ca selecții ale procesului solicitare real permit stabilirea structurii statistice a procesului în urma analizei. Rezultatele analizei constituie atît baza calculelor previzional-fiabiliste a durabilităţii, cît şi datele iniţiale ale sintezei în vederea verificării experimentale simulative a durabilităţii.

2. Metodologia culegerii, prelevării şi prelucrării datelor extensometrice

2.1. Lanţul de măsurare, prelevare şi prelucrare a datelor

Aparatura integrată în lanţul de măsurare, prelevare şi prelucrare a datelor trebuie să realizeze toate etapele şi transformările impuse în fluxul informaţional :

- culegerea datelor - se realizează prin TER (sau alte tipuri de traductoare extensometrice în cazuri speciale : traductoare pentru deplasări etc.) ;
- amplificarea/adaptarea semnalului cules de la TER - se realizează prin aparatura secundară extensometrică (amplificatoare cu frecvenţă purtătoare cu modulaţie în amplitudine sau amplificatoare în curent continuu), completată cu unităţi de comandă automată a comutaţiei posturilor de măsurare, cu posibilitatea echilibrării individuale a posturilor şi de verificare pe parcursul măsurării a echilibrării de zero şi a amplificării ;
- reducţia analogică de date prin filtrare trece-jos, eliminarea eventualelor perturbaţii electrice, a impulsurilor de etalonare respectiv memorarea unor valori extreme ;
- vizualizarea spectrelor extensometrice (osciloscop, înregistratoare pe hîrtie) ;
- stocarea intermediară a datelor (dacă nu există posibilitatea prelucrării datelor în flux continuu) ;
- conversia analog - digitală prin eşantionare în vederea introducerii datelor în calculatorul numeric ;
- clasarea specializată pe aparate automate.

Schema generală a aparaturii integrate în lanţul de măsurare, prelevare şi prelucrare a datelor este dată în fig.3.3.

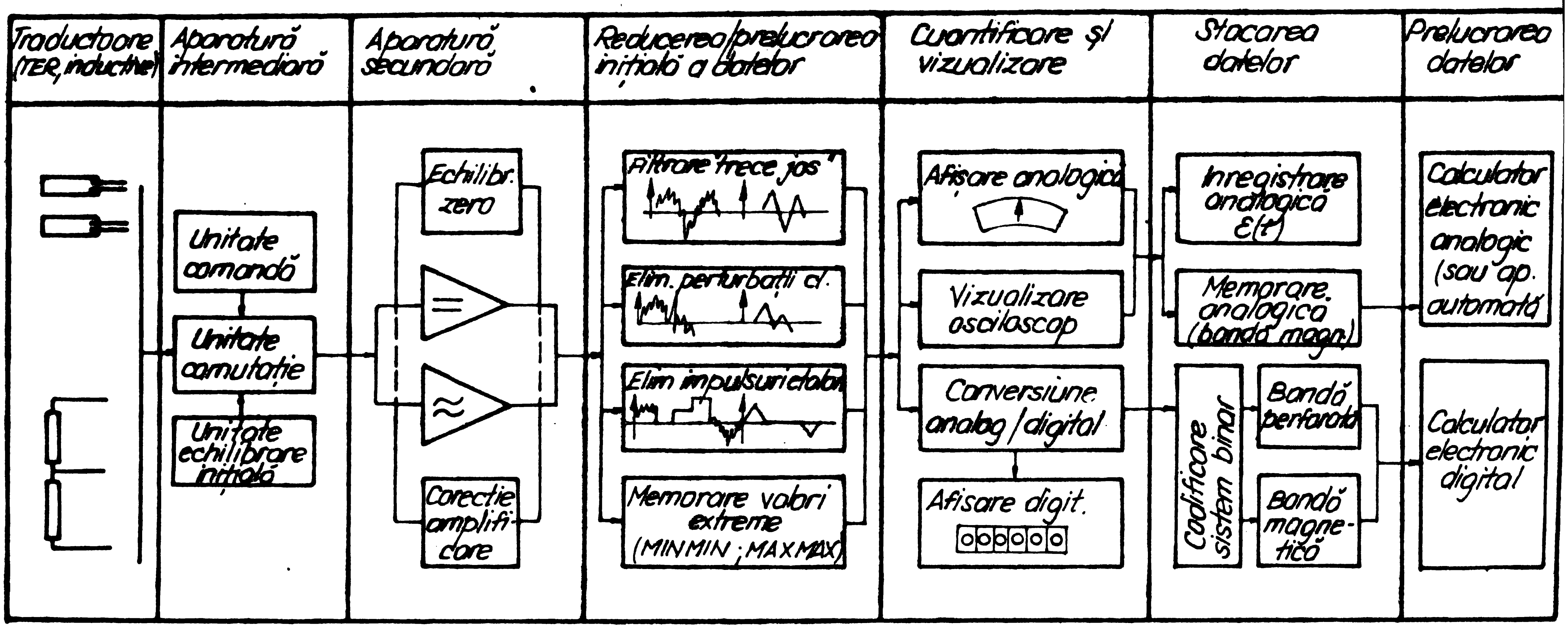


Fig.3.3 Schema generală a aparaturii pentru măsurarea, prelevarea și prelucrarea în flux a datelor extensometrice

2.2. Culegerea şi prelevarea datelor primare în vederea analizei

2.2.1. Volumul selecţiei înregistrate

Pentru a asigura consistenţa statistică şi acurateţea rezultatelor analizei, spectrul de solicitare înregistrat ca selecţie a unei realizări posibile a procesului aleator global, trebuie să aibă o extindere suficient de mare. Deşi acurateţea globală depinde şi de alţi factori secundari care intervin în fluxul prelucrării informaţiei, drept criteriu de stabilire a volumului minim al selecţiei înregistrate s-a adoptat precizia determinării erorii standard normalizate a funcţiei de autocorelaţie $C_{\varepsilon}(\tau)$ (ipoteza variaţiilor $\varepsilon(t)$ centrate). Ulterior se va analiza şi influenţa factorilor secundari asupra preciziei prelucrării (de ex.: intervalul de clasă la digitalizarea prin clasare), corelat cu extinderea selecţiei.

S-a ales drept mărime de referinţă funcţia de autocorelaţie, întrucît determinarea ei reprezintă o extindere a analizei în domeniul amplitudinilor cu posibilitatea caracterizării spectrale a procesului în baza teoremei WIENER-HINCIN ; pe de altă parte, impunînd precizia determinării funcţiei de autocorelaţie se impune implicit şi precizia determinării dispersiei procesului ($C_{\varepsilon}(\tau=0) = d_{\varepsilon}^{2}$), care reprezintă un parametru fundamental al distribuţiei de probabilitate unidimensionale a procesului.

Dacă în expresia erorii empirice a estimării parametrului $C_{\varepsilon}(\tau)$ - după GÎRLAŞU (1978) :

$$e_{C_{\varepsilon}} = \frac{\sqrt{D[\hat{C}_{\varepsilon}(\tau)]}}{C_{\varepsilon}(\tau)} = \frac{1}{\sqrt{2BT}} \cdot \sqrt{1 + \frac{C_{\varepsilon}^{2}(0)}{C_{\varepsilon}^{2}(\tau)}} \qquad (3.2)$$

($D[\hat{C}_{\varepsilon}(\tau)]$ fiind dispersia valorilor estimate)
se înlocuieşte produsul BT din relatia care exprimă legătura între numărul total al punctelor de eşantionare N_{eT} pe durata T a înregistrării şi banda de frecvenţe B :

$$N_{eT} = 2\varkappa \cdot B \cdot T \qquad (3.3)$$

rezultă pentru $\tau = 0$:

$$e_{C_{\varepsilon}(0)} = \sqrt{\frac{2\varkappa}{N_{eT}}} \tag{3.4}$$

Pentru un nivel de încredere de $P = 90\%$ (din distribuţia student: $t(P,K) = 1{,}60$), rezultă eroarea empirică :

$$e = 1{,}60 \cdot \sqrt{\frac{2\varkappa}{N_{eT}}} \tag{3.5.}$$

In cazul limită cînd coeficientul de eşantionare este $\varkappa = 1$, pentru a limita eroarea estimării la $e = 1\%$, numărul de eşantioane este

$$N_{eT} \cong 52000$$

Frecvenţa de eşantionare este conform teoremei SHANNON:

$$f_e = 2B \qquad (\varkappa = 1) \tag{3.6}$$

iar lăţimea benzii de frecvenţă

$$B = f_{max} = (7 \ldots 10)\, f_c \tag{3.7}$$

se stabileşte în raport cu frecvenţa centrală maximă f_o (la procese multimodale a funcţiei densităţii spectrale de putere) prin filtrare trece-jos, cu frecvenţa superioară f_{max}.

Numărul total de cicluri N_T, corespunzător frecvenţei centrale, care constituie volumul de informaţii minim necesar al selecţiei este deci :

$$N_{Tmin} = 2600 \text{ cicluri}$$

respectiv durata selecţiei

$$T_{min} = \frac{N_{Tmin}}{f_o} = \frac{2600}{f_o}$$

<u>2.2.2.</u> Reducţia analogică de date

Procesul de solicitare înregistrat sub formă de spectru extensometric conţine în general un spectru continuu de frecvenţe. Amplitudinile operante din punct de vedere al degradării prin oboseală sînt cele corespunzătoare componentei fundamentale şi componentei suprapuse, avînd în general frecvenţe joase pentru construcţiile de maşini. Datorită factorilor ambientali apar însă şi oscilații de freovență ridioată, a oăror amplitudine este foarte redusă şi a oăror oontribuție la degradarea prin oboseală este neglijabilă. In afară de aceasta, amplitudinile acestea ar mări în mod inoonvenabil volumul de date de preluorat, fără a aduoe informații utile în plus, iar în oadrul olasării digitale ar fi eliminate în majoritate datorită valorilor interextreme (2 x amplitudini) mai reduse deoît intervalul olasei.

Reduoția datelor redondante se faoe avantajos pe partea analogioă a fluxului informațional, printr-o filtrare treoe-jos. Freovența superioară a filtrării se stabileşte în general la $f_{max} = (7...10)\ f_0$, unde f_0 represintă freovența oentrală a oomponentei suprapuse. La anumite olase de oonstruoții ou prooese de exploatare reglementate, valorile freovenței superioare f_{max} sînt presorise, în alte oazuri este neoesară determinarea funoției densității speotrale de energie.

2.2.3. Conversia analog - digitală

In vederea analizei statistioe pe oaloulatorul numerio, oare operează ou numere oodifioate în sistemul binar, este neoesar oa speotrele analogioe să fie transformate într-o suooesiune de impulsuri, oare să poată fi ouantifioate şi ulterior oodifioate în sistemul binar. Aoeastă transformare se faoe prin prooedeul de eşantionare la oare informația asupra semnalului este transmisă numai în momente disorete de timp, la intervale egale de timp T_e (perioada eşantionării). Semnalul de ieşire eşantionat apare sub forma unui tren de impulsuri modulat în amplitudine de semnalul analogio original.

Pentru a asigura posibilitatea de reoonstituire a semnalului analogio original din semnalul eşantionat, fără denaturarea sau pierderea unui volum important de informații despre speotrul original, freovența de eşantionare $f_e = 1/T_e$ trebuie să îndeplineasoă oondiția lui SHANNON - după BENDAT şi PIERSOL (1971), MAX (1972) :

$$f_s = f_{e_{min}} \geq 2\ f_{max} \tag{3.8}$$

unde f_{max} este freovența maximă a speotrului original.
Condiția la limită oorespunde unui ooefioient al eşantionării

Frecvența Nyquist - frecvența maximă a spectrului care poate fi redată corect prin eșantionare, efectuată la o frecvență dată $f_e \geqslant f_s$, trebuie să fie :

$$f_N = \frac{f_s}{2} \geqslant f_{max} \qquad (3.9)$$

In cazul unei filtrări trece-jos cu frecvența superioară $f_{max} = (7...10)\ f_0$, rezultă o frecvență de eșantionare minimă:

$$f_{emin} = f_s = (14\ ...\ 20)\ f_0$$

In fig. 3.4. este redat modul de prelevare a unor date extensometrice.

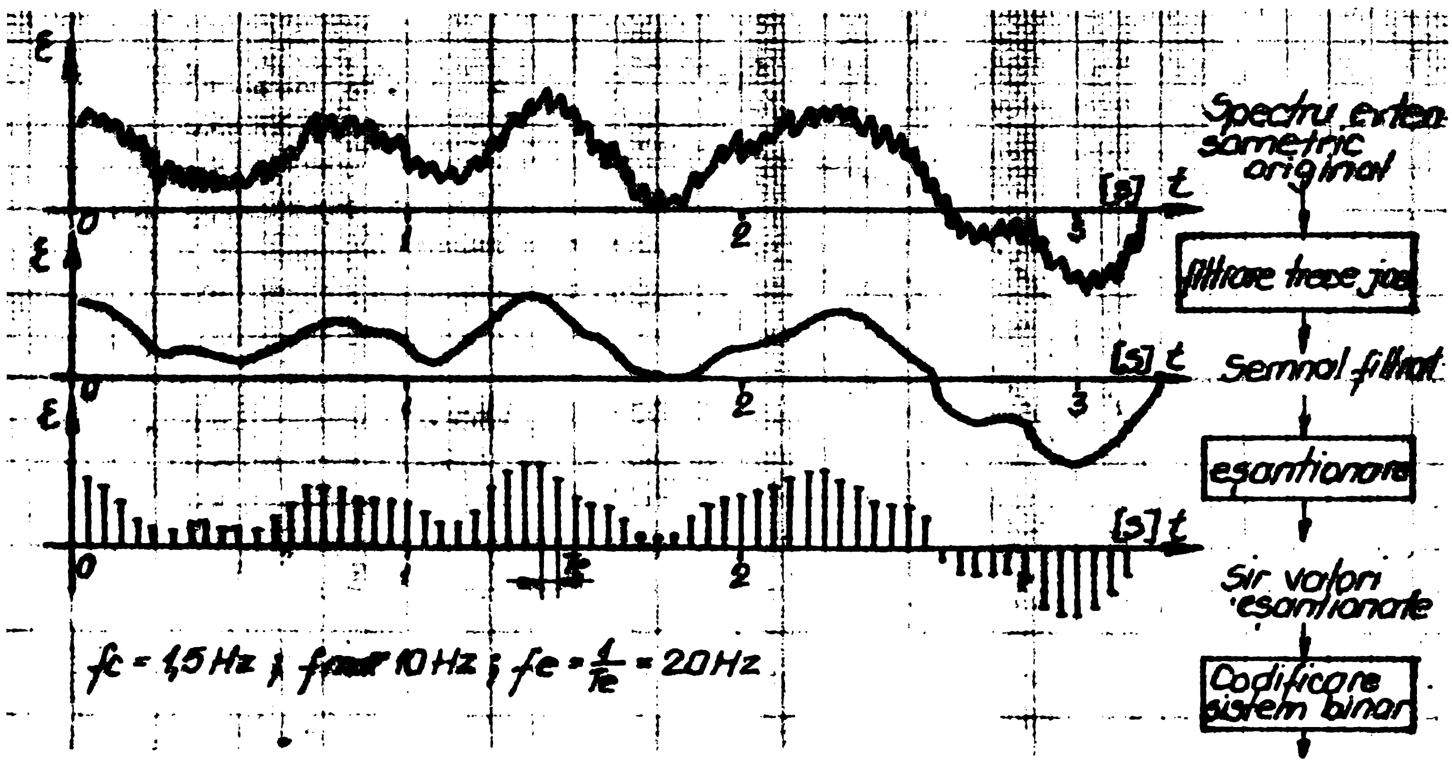


Fig.3.4 - Filtrarea și eșantionarea unui spectru extensometric ($f_0 = 1,5$ Hz)

2.3. Analiza spectrului extensometric

2.3.1. Clasarea digitală biparametrică dublu corelată

In urma prelevării datelor primare, informația asupra spectrului extensometric rezultă sub forma unui șir de valori eșantionate în raport cu timpul ; în continuare, analiza datelor presupune o tratare digitală în raport cu nivelul, prin aplicarea metodei de clasare biparametrice dublu corelate.

2.3.1.1. Alegerea intervalului clasei

Consistența statistică și eroarea estimării parametrilor statistici ai procesului de solicitare depinde, în afară de volumul selecției, și de finețea discretizării plajei de variație la clasarea digitală.

In funcție de finețea discretizării, deci de valoarea intervalului clasei δ_{cl} , rezultă anumite abateri ale estimării; dependent de volumul selecției și valoarea intervalului clasei, fig.3.5 - se reprezintă eroarea estimării abaterii medii pătratice pentru o populație statistică distribuită normal, cu $d_x = 1$.

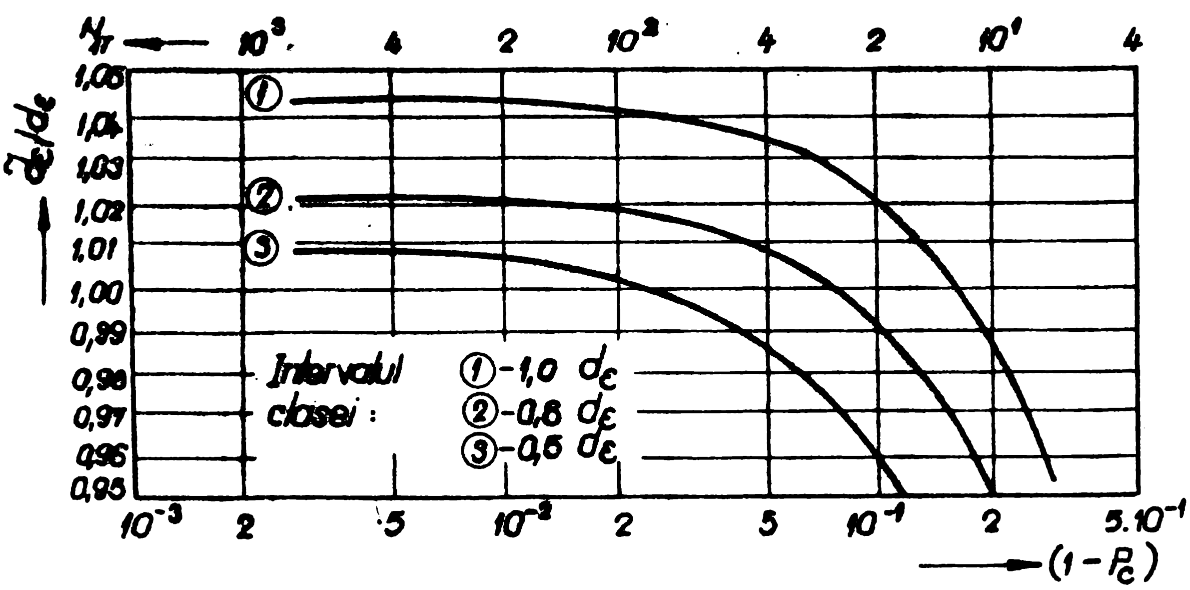


Fig.3.5 - Eroarea de estimare a abaterii medii pătratice - modificat după PAASCH și PFEIFFER (1973)

Pentru volumul selecției de $N_T \geq 2600$ cicluri, condiție limită pentru consistența evaluării statistice, eroarea de abatere se poate menține sub 1% dacă se impune valoarea intervalului clasei $\delta_{cl} \leq 0,5\, d_\varepsilon$.

Intrucît apriori nu se cunoaște dispersia procesului, se acceptă numărul de clase minim dedus în ipoteza distribuției normale :

$$m \geq \frac{4 \cdot MAX\left\{(\varepsilon_{max\,MAX} - \varepsilon_{static});\ (|\varepsilon_{min\,MIN}| - \varepsilon_{static})\right\}}{F^{-1}\left(1 - \frac{1}{2N_{1T}}\right)} \qquad (3.10)$$

în care $\mathcal{E}_{max\,MAX}$; $\mathcal{E}_{min\,MIN}$ reprezintă valoarea maximă a extremelor de tip maxim respectiv valoarea minimă a extremelor de tip minim în cadrul selecției de extindere N_{T}.

Intervalul de clasă s-a presupus la limită :

$$\delta_{cl} = 0{,}5\ d_{\mathcal{E}}$$

şi este determinat univoc de rel.(3.10), cunoscîndu-se valoarea maximă a extremului şi numărul de clase.

Valoarea rezultată din rel.(3.10) se rotunjeşte la numărul par imediat superior, pentru a avea acelaşi număr de clase pozitive şi negative.

Pentru clasarea corectă a unor selecții $N_{1T} \geqslant 2600$, în tabelul 3.1 se indică numărul minim de clase.

Tabelul 3.1

Extinderea selecției N_{1T} /cicluri/	Numărul minim de clase m (pentru $\delta_{cl} \leqslant 0{,}5\ d_{\mathcal{E}}$)	
$2{,}6 \cdot 10^3$	(14,00)	14
$5 \cdot 10^3$	(14,88)	16
$1 \cdot 10^4$	(15,56)	16
$5 \cdot 10^4$	(15,56)	16
$1 \cdot 10^5$	(17,68)	18
$5 \cdot 10^5$	(19,01)	20
$1 \cdot 10^6$	(19,56)	20

Cu acestea se stabilesc nivelele care departajează clasele :

$$\mathcal{E}_{cl}(i^*) = (\bar{\mathcal{E}} - \frac{m}{2}\,\delta_{cl}) + (i^*-1)\cdot\delta_{cl} \qquad i^* = 1,\dots,m \qquad (3.11)$$

în care : $\mathcal{E}_{cl}(i^*)$ - este nivelul inferior al clasei i^* (respectiv nivelul superior al clasei i^* - 1)

$\bar{\mathcal{E}}$ - valoarea medie temporală a procesului

i^* - indicele curent al clasei.

Indicele de clasă se corelează cu valoarea centrală a clasei :

$$\bar{\mathcal{E}}_{cl}(i^*) = \frac{\mathcal{E}_{cl}(i^*) + \mathcal{E}_{cl}(i^*+1)}{2} = \mathcal{E}_{cl}(i^*) + \frac{\delta_{cl}}{2} \qquad (3.12)$$

2.3.1.2. Detecţia extremelor şi clasarea frecvenţelor dublelor treceri

Prin clasarea biparametrică se urmăresc ca parametri definitorii ai ciclului de solicitare : maximele (MAX) şi minimele (MIN).

Detecţia extremelor se bazează pe principiul găsirii punctelor în care se anulează derivata I a variaţiei $\mathcal{E}(t)$. Spectrul fiind dat sub forma unui şir de valori eşantionate $\mathcal{E}_n$ ($n = 1, 2, \ldots N_e$), extremele apar la schimbarea de semn a creşterilor finite succesive :

$$\operatorname{sig}\left(\frac{\mathcal{E}_n - \mathcal{E}_{n-1}}{T_e}\right) \neq \operatorname{sig}\left(\frac{\mathcal{E}_{n+1} - \mathcal{E}_n}{T_e}\right) \tag{3.13}$$

unde pentru :

$$\operatorname{sig}\left(\frac{\mathcal{E}_n - \mathcal{E}_{n-1}}{T_e}\right) = \begin{cases} + & : \mathcal{E}_n \text{ reprezintă valoarea unui extrem de tip MAX} \\ - & : \mathcal{E}_n \text{ reprezintă valoarea unui extrem de tip MIN} \end{cases}$$

Extremul detectat se clasează prin încadrarea valorii $\mathcal{E}_n$ între cele 2 nivele ale clasei, conform condiţiei :

$$\mathcal{E}_{cl}(i^*) \leq \mathcal{E}_n < \mathcal{E}_{cl}(i^*+1) \qquad \mathcal{E}_n \rightarrow i^* \tag{3.14}$$

şi i se atribuie un număr de ordine în şirul extremelor detectate.

Rezultă că valoarea de eşantionare cu numărul de ordine n reprezintă un extrem cu următoarele caracteristici :

- tipul : MAX sau MIN (conform rel.3.13)
- încadrarea în clasa i^* (conform rel.3.14)
- numărul de ordine : n_{ext} ($n_{ext} = 1, 2, \ldots n_{ext} < n$)
- caracterul : CERT sau INCERT

Ultima caracteristică ţine seama de necesitatea unei reducţii de date şi pe partea digitală a fluxului informaţional. Datorită discretizării plajei de variaţie şi reducerii tuturor extremelor încadrate într-o clasă la valoarea centrală a clasei respective, nu se poate conserva informaţia privind trecerea între două extreme succesive de tip diferit în cadrul aceleeaşi clase. Unui extrem detectat şi clasat i se atribuie identificatorul INCERT pînă cînd, la clasarea extremului următor se satisfac condițiile :

$$\left.\begin{array}{l} i^*(n_{ext}-1) \neq i^*(n_{ext}) \\ i^*(n_{ext}) \neq i^*(n_{ext}+1) \end{array}\right\} \Longrightarrow$$ extremul cu numărul de ordine n_{ext} devine din INCERT → CERT

Extremele rămase incerte se anulează din șirul de extreme și se corectează corespunzător numerele de ordine - fig. 3.6.

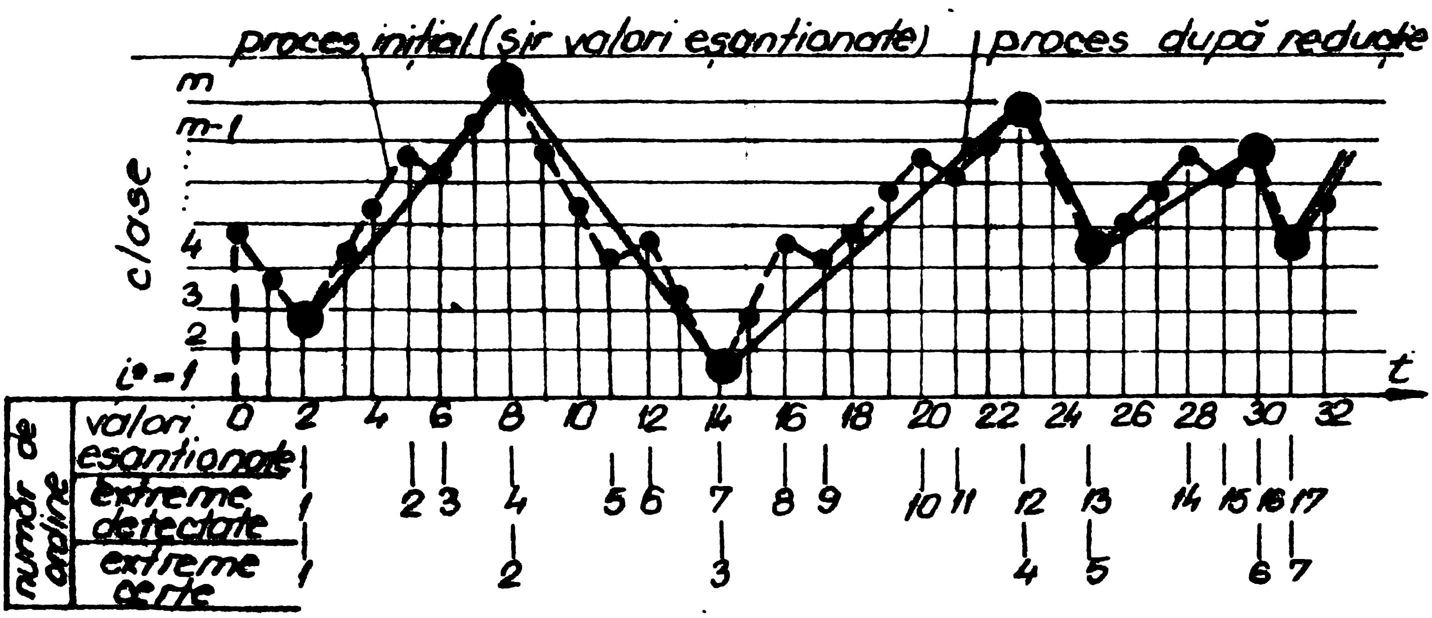


Fig. 3.6. - Reducția de date la clasarea digitală

Stocarea informației rezultate în urma clasării constă în contorizarea frecvenței dublei treceri, formate din 3 extreme certe succesive în contorul N_{ijk} ($\rightarrow N_{ijk}+1$)

Coordonatele contorului N_{ijk} corespund claselor încadrate de cele trei extreme :

$$\begin{cases} i = i^*(n_{ext}-2) \\ j = i^*(n_{ext}-1) \\ k = i^*(n_{ext}) \end{cases} \qquad (3.15)$$

Prin parcurgerea întregului șir de valori eșantionate $\mathcal{E}_n$, (n = 1, 2,... N_e) se obține reprezentarea procesului aleator sub forma matricilor multiple $\mathcal{N} = \{\mathcal{N}(k)\}^{1,m} = \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m}$ ale căror elemente (contoare) conțin frecvențele absolute ale dublelor treceri realizate.

In fig.2.8 este dată schema generală a clasării unei succesiuni de extreme certe, rezultate după parcurgerea reducției de date; în fig3.7/8. se indică organigrama generală a clasării biparametrice dublu corelate.

Cu aceasta, analiza propriu-zisă a procesului aleator este încheiată. Reprezentarea matricilor multiple $\mathcal{M}$ conține volumul de informații necesare pentru caracterizarea structurii statistice a procesului, în domeniul amplitudinilor. Procesul aleator original dat sub forma unui spectru cu desfășurare temporală $\mathcal{E}(t)$ a fost transpus într-o succesiune de evenimente (realizarea extremelor în clasele $i^m = 1, ..., m$). Se pierde o parte a informației asupra componentei spectrale, fără implicații asupra evaluării durabilității, dar se conservă informația privind distribuția de probabilitate și istoria ciclurilor în domeniul amplitudinii.

2.4. Stabilirea caracteristicilor definitorii pentru capacitatea de degradare a procesului de solicitare

2.4.1. Stabilirea colectivelor de solicitare

Pentru caracterizarea capacității de degradare a procesului de solicitare analizat, din reprezentarea matricilor multiple se deduc colectivele de solicitare fundamentale prin determinarea :

- frecvențelor de clasă ale extremelor (maxime, minime)
- frecvențelor cumulate ale depășirii nivelelor.

De asemenea se mai determină și factorul de neregularitate ca raportul dintre numărul trecerilor pozitive prin nivelul mediu și numărul total de cicluri (numărul total de maxime sau minime).

Algoritmii de calcul al acestor frecvențe sînt dați în tabelul 2.1 și 2.2.

2.4.2. Ajustarea analitică a colectivelor de solicitare

Pentru o tratare analitică a colectivelor de solicitare, obținute ca histograme ale frecvențelor de clasă, este utilă ajustarea prin legi de distribuție teoretice (ANEXA III)
Ca o măsură de apreciere a aplicabilității diferitelor tipuri de legi teoretice, distribuția empirică se poate localiza în planul

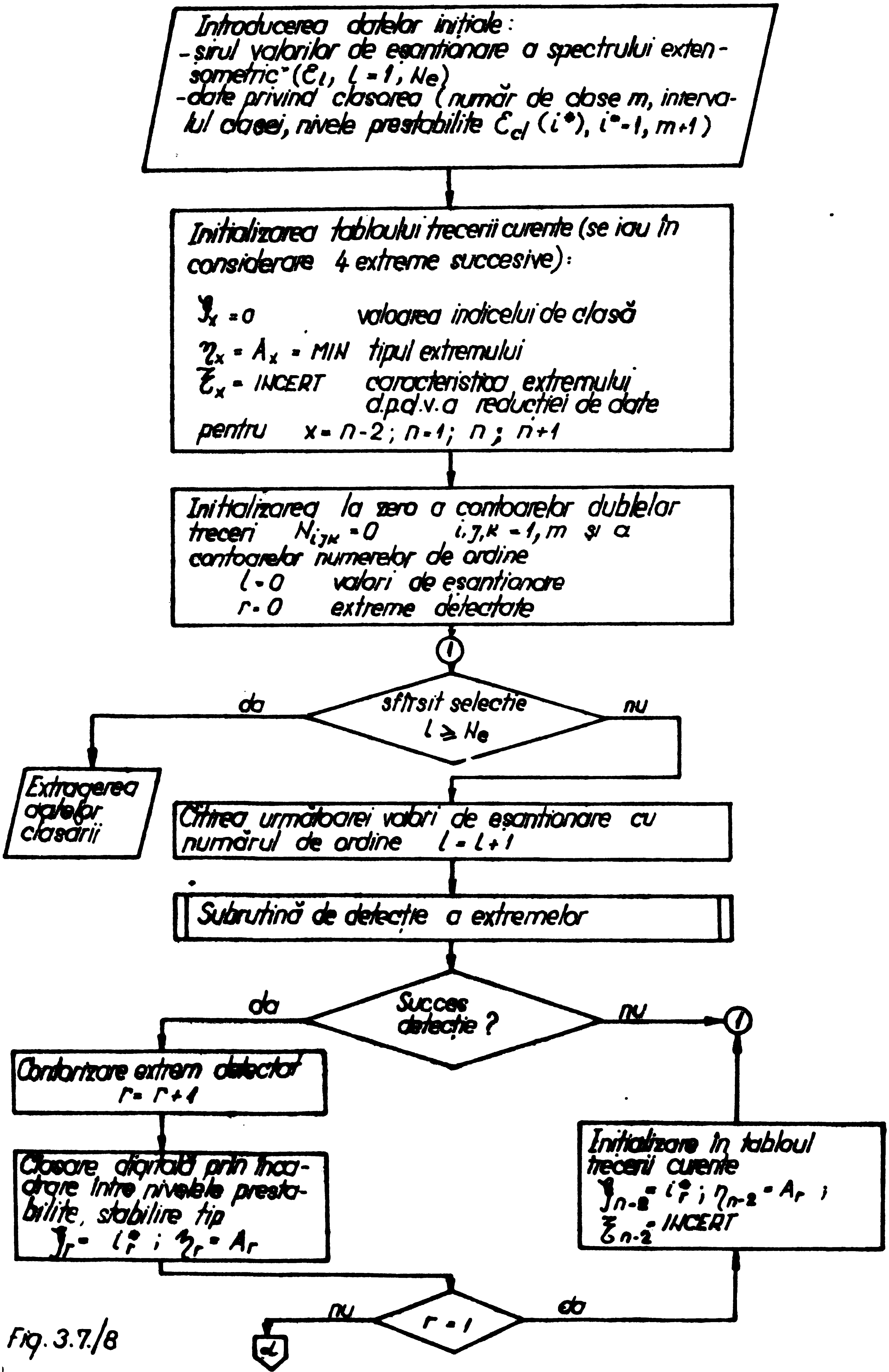

Introducerea datelor initiale:
-sirul valorilor de esantionare a spectrului extensometric (ε_l, l = 1, N_e)
-date privind clasarea (număr de clase m, intervalul clasei, nivele prestabilite ε_cl (i*), i* = 1, m+1)
Initializarea tabloului trecerii curente (se iau în considerare 4 extreme succesive):
ϑ_x = 0 valoarea indicelui de clasă
η_x = A_x = MIN tipul extremului
ζ_x = INCERT caracteristica extremului d.p.d.v.a reductiei de date
pentru x = n-2; n-1; n; n+1
Initializarea la zero a contoarelor dublelor treceri N_ijk = 0 i,j,k = 1,m si a contoarelor numerelor de ordine
l = 0 valori de esantionare
r = 0 extreme detectate
1
sfîrsit selectie l ≥ N_e
da
nu
Extragerea datelor clasării
Citirea următoarei valori de esantionare cu numărul de ordine l = l+1
Subrutină de detectie a extremelor
Succes detectie ?
da
nu
1
Contorizare extrem detectat r = r+1
Clasare digitală prin încadrare între nivelele prestabilite, stabilire tip
ϑ_r = i*_r ; η_r = A_r
Initializare în tabloul trecerii curente
ϑ_n-2 = i*_r ; η_n-2 = A_r ;
ζ_n-2 = INCERT
r = 1
nu
da
α

Fig. 3.7/8

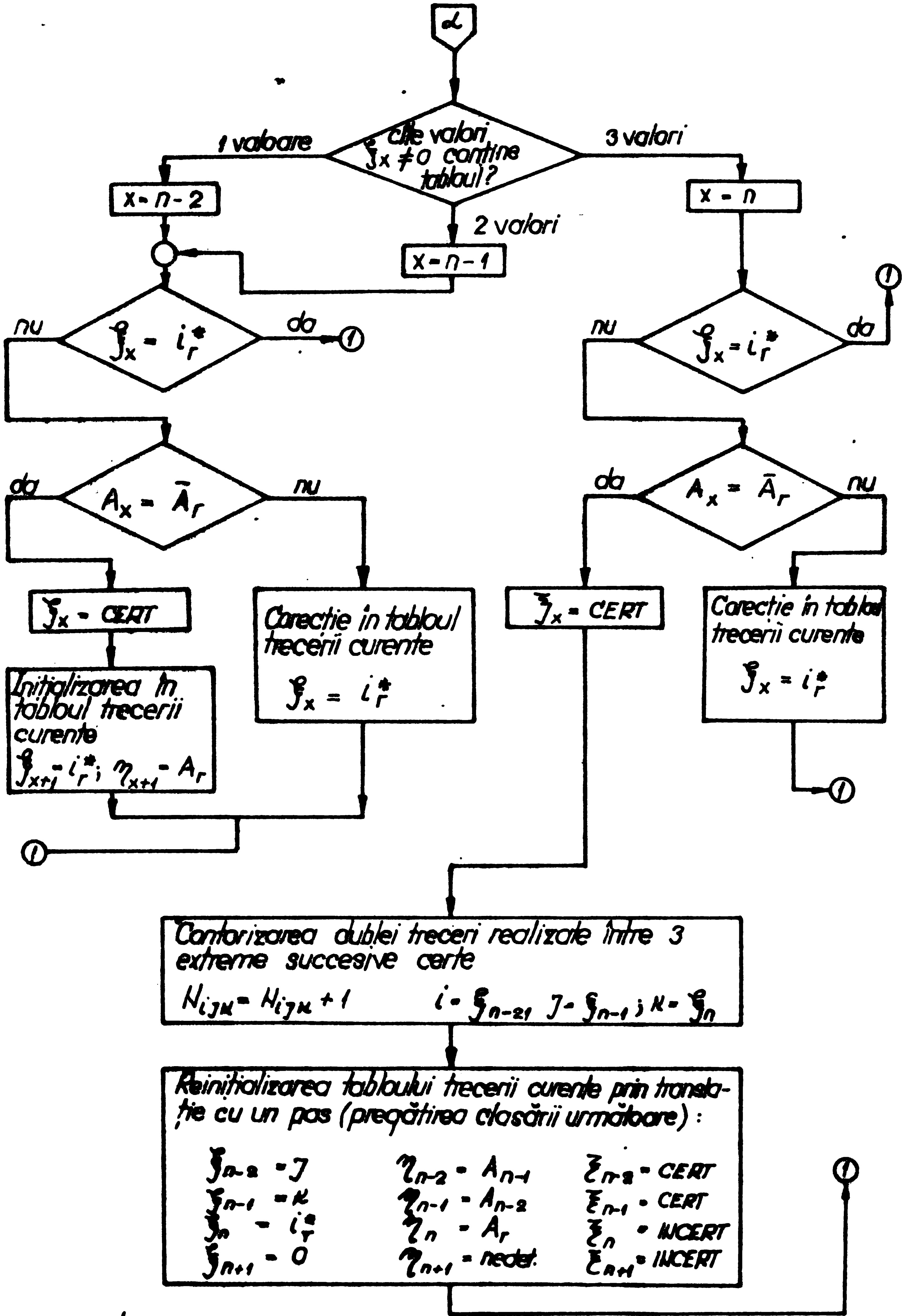


Fig. 3.7/8

Organigrama clasării biparametrice dublu corelate cu reducție de date pe partea digitală.

transformărilor variabile normale normate prin intermediul a două mărimi criteriale - fig. 3.9

$$\beta_1 = \frac{m_{(3)}}{[m_{(2)}]^{3/2}} \quad ; \quad \beta_2 = 9 - \frac{m_{(4)}}{[m_{(2)}]^2} \qquad (3.16)$$

Aceste mărimi descriu înclinația respectiv excesul distribuției date în raport cu distribuția normală şi se definesc cu ajutorul momentelor centrate de ordin superior ale distribuției $m_{(k)}$.

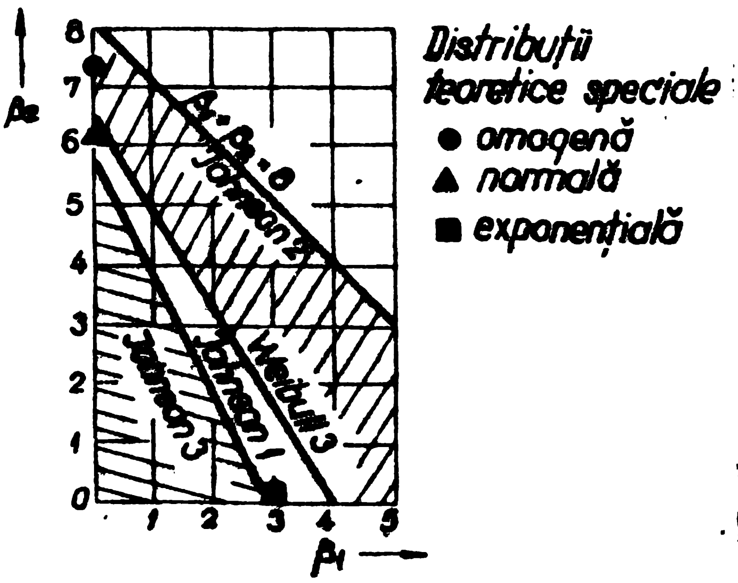


Fig.3.9 - Localizarea tipurilor de distribuție în planul de transformări (β_1 , β_2)

Intrucît momentele centrate de ordin superior nu caracterizează complet legea de distribuție, se impune uneori ajustarea în paralel după mai multe tipuri probabile de legi şi confruntarea gradului de concordanță obținut pentru fiecare ajustare (de exemplu: minimul sumei abaterilor pătratice).

Determinarea parametrilor distribuțiilor poliparametrice în vederea exploitării analitice este posibilă prin mai multe metode, dintre care se propun următoarele două :

- metoda verosimilității maxime - după FISHER, care presupune că valorile optime ale parametrilor sînt acelea pentru care frecvențele clasate au probabilitatea maximă. Pentru funcția verosimilității maxime :

$$F(\alpha, \gamma, \delta, \eta \ldots) = \frac{N!}{\prod\limits_{i'=1}^{m} h(i')} \cdot \prod_{i'=1}^{m} p(\varepsilon_{i'}, \alpha, \gamma, \delta, \eta \ldots)^{h(i')} \qquad (3.17)$$

unde : N - numărul total de valori clasate, m - numărul total de clase, $h(i^*)$ - frecvența de clasă ($i^* = 1,2...m$) - se determină setul de parametri ($\alpha, \gamma, \delta, \eta, \cdots$) care maximează funcția F.

Prin logaritmare şi derivare parțială se obține un sistem de ecuații diferențiale neliniare de forma :

$$\begin{cases} \sum_{i^*=1}^{m} h(i^*) \frac{\partial}{\partial \alpha} \left\{ \ln \left[p(\varepsilon_{i^*}, \alpha, \gamma, \delta, \eta, ...) \right] \right\} = 0 \\ \sum_{i^*=1}^{m} h(i^*) \frac{\partial}{\partial \gamma} \left\{ \ln \left[p(\varepsilon_{i^*}, \alpha, \gamma, \delta, \eta, ...) \right] \right\} = 0 \\ \sum_{i^*=1}^{m} h(i^*) \frac{\partial}{\partial \delta} \left\{ \ln \left[p(\varepsilon_{i^*}, \alpha, \gamma, \delta, \eta, ...) \right] \right\} = 0 \\ - - - - - - - - - - - - - - - \end{cases} \qquad (3.18)$$

- metoda ROSENBROCK - după **ARGHIRIADE** (1977) ; această metodă specializată de identificare a parametrilor se bazează pe găsirea setului de parametri care minimează valoarea unei funcții criteriu. Metoda este iterativă, concepută pentru rezolvarea pe calculatorul numeric şi se bazează pe rotirea succesivă a sistemului de axe în spațiul multidimensional al parametrilor $\alpha, \gamma, \delta, \eta, ...$ pentru localizarea punctului de minim al "suprafeței" reprezentată de funcția criteriu. Această funcție se stabileşte astfel încît să se obțină o concordanță optimă a ajustării, de ex.: ca suma abaterilor pătratice.

2.4.3. Determinarea caracteristicilor definitorii ale colectivelor

Colectivele de solicitare ajustate se extrapolează pe baza legii de distribuție teoretice la extinderea normată (după GASSNER $\bar{N}_T = 10^6$ cicluri).

Pentru colectivele extrapolate se determină caracteristicile definitorii, conform pct.2.4.4 (amplitudinea maximă, gradul de plenitudine, coeficientul de asimetrie, valoarea medie pătratică, etc.)

Aceste caracteristici se referă la colectivele de solicitare exprimate în valori de deformații specifice locale.

2.4.4. Stabilirea colectivelor de solicitare de calcul

Cu excepţia unor metode speciale cu aplicabilitate limitată care se bazează pe valori local măsurate ale deformaţiilor specifice - HAIBACH (1970), metodele de calcul reglementate operează cu colective de solicitare exprimate în tensiuni nominale de calcul.

Trecerea de la deformaţii specifice locale la tensiuni nominale se efectuează în general prin : determinarea elementelor principale ale stării de deformaţii, transpunerea pe baza legii de material în tensiuni principale, calculul tensiunii echivalente locale pe baza unei teorii de rezistenţă acceptate şi împărţirea cu un factor de concentrare local, determinat experimental, pentru găsirea valorii nominale de calcul.

Intrucît informaţia primară a măsurării o constituie valorile deformaţiei specifice, este utilă definirea unei deformaţii specifice"echivalente" - TROOST şi BENNING (1974):

$$\varepsilon_{ech} = \frac{\sigma_{ech}}{E} = \frac{1}{1+\nu}\sqrt{\frac{3}{2}\sum \varepsilon'_{ik}\cdot\varepsilon'_{ik}} \tag{3.19}$$

în care

$$\sigma_{ech} = \sqrt{\frac{3}{2}\sum \sigma'_{ik}\cdot\sigma'_{ik}} = \sqrt{\sigma_I^2 + \sigma_{II}^2 - \sigma_I\cdot\sigma_{II}} \tag{3.20}$$

este tensiunea echivalentă după ipoteza energiei de modificare a formei VON MISES, particularizată pentru starea de tensiune plană.

$$\begin{aligned} \varepsilon'_{ik} &= \frac{1+\nu}{E}\,\sigma'_{ik} \\ \sigma'_{ik} &= \sigma_{ik} - \frac{1}{3}\cdot\delta_{ik}\cdot\sigma_{kk} \end{aligned} \qquad i,k = 1,2,3 \tag{3.21}$$

reprezintă componentele deviatorului deformaţiilor specifice respectiv ale deviatorului tensiunii, în care δ_{ik} este simbolul Kronecker.

Deformaţia specifică echivalată se poate exprima şi funcţie de elementele principale ale stării de deformaţie :

$$\varepsilon_{ech} = \sqrt{A\cdot(\varepsilon_I^2 + \varepsilon_{II}^2) + B\cdot\varepsilon_I\cdot\varepsilon_{II}} \tag{3.22}$$

$$A = \frac{1-\nu(1-\nu)}{(1-\nu)^2} \quad ; \quad B = \frac{-1+\nu(4-\nu)}{(1-\nu^2)^2}$$

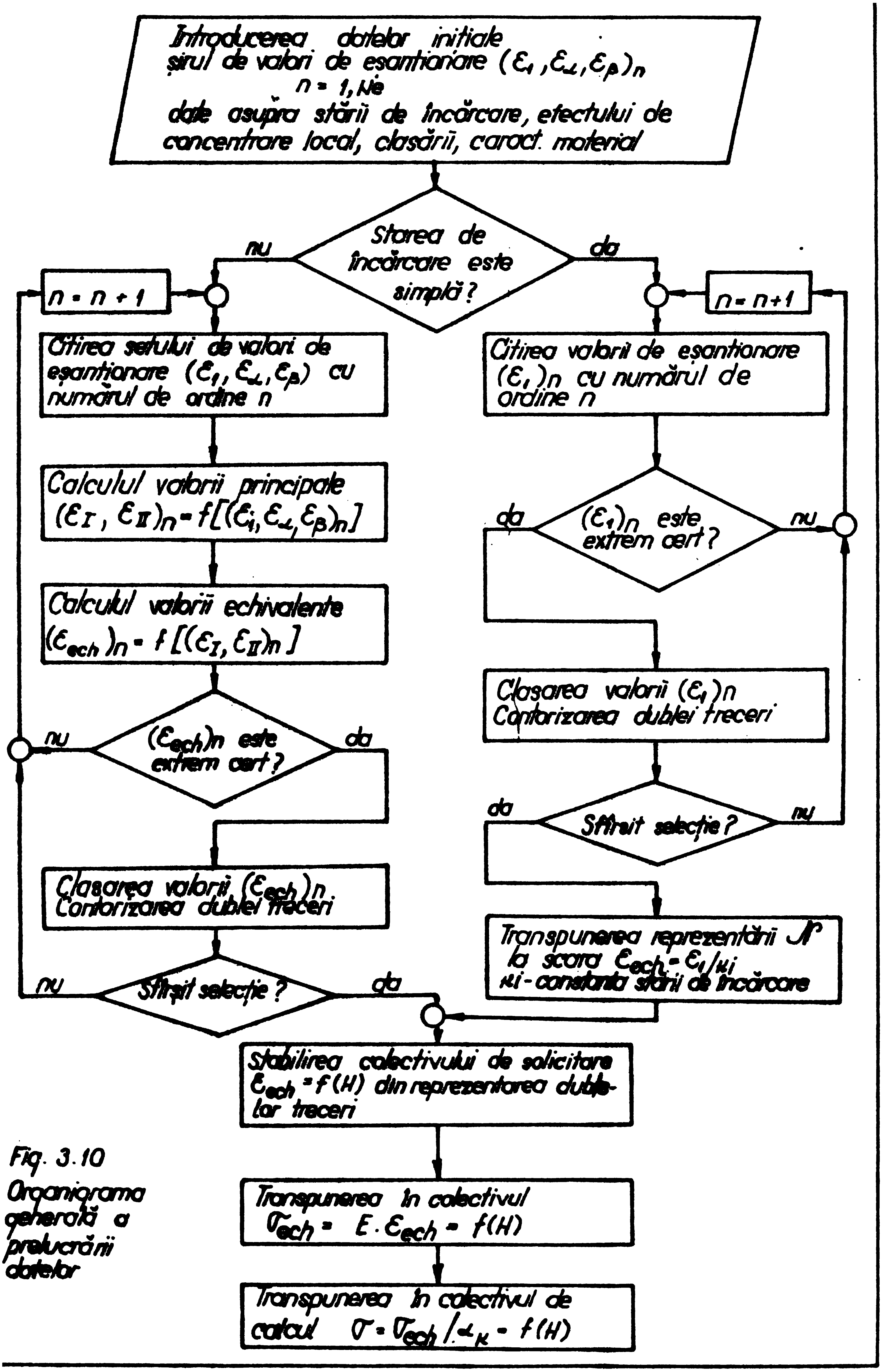


Fig. 3.10 Organigrama generală a prelucrării datelor

Organigrama generală a prelucrării datelor - fig. 3.10 - cuprinde şi cazul particular al stării de încărcare simple, cînd prelucrarea datelor se simplifică mult, nefiind necesară prelucrarea în paralel a seturilor de date ($\varepsilon_1, \varepsilon_\alpha, \varepsilon_\beta$)n furnizate de TER-rozete şi eşantionate la aceeaşi secţiuni temporale.

3. Evaluarea erorilor propagate în fluxul de culegere prelevare şi prelucrare a datelor

Erorile care afectează rezultatele finale ale prelucrării datelor extensometrice îşi au originea în :

- erorile metodei de măsurare, care afectează valorile primare măsurate
- erorile introduse în lanţul de prelevare a datelor primare (filtrare, eşantionare)
- propagarea şi compunerea acestor erori în baza relaţiilor de calcul a mărimilor derivate (elementele principale ale stării de deformaţii, valori echivalente şi nominale) în cadrul prelucrării.

Propagarea acestor erori va fi analizată succesiv pentru fazele fluxului de culegere, prelevare şi prelucrare a datelor.

3.1. Erorile metodei de măsurare se pot clasifica în funcţie de sursa care le produce :

- abaterea valorii factorului de tensosensibilitate a TER faţă de valoarea nominală (sistematică)

$$k = k_n \pm \Delta k$$

- abaterea valorii rezistenţei electrice a TER de la valoarea nominală (sistematică)

$$R = R_n \pm \Delta R$$

- sensibilitatea transversală k_t, care conduce la eroarea (sistematică)

$$e_t = \frac{k_t}{k_{TER}} \frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_l}$$

în general neglijabilă la TER de precizie

- rezistenţa cablurilor de legătură, eroarea (sistematică) putînd fi compensată :

$$e_{corectat} = \left(1+ \frac{R_{cablu}}{R_{TER}}\right) \cdot \varepsilon_{indicat}$$

- variaţia temperaturii asupra TER şi a cablurilor de legătură; (eroarea poate fi limitată utilizînd TER adaptate sau autocompensate, montaje cu 3 fire; utilizarea TER de compensare);
- abaterea de orientare a TER faţă de direcţia de referinţă (sistematică); corecţia necesară, pentru unghiul de abatere între direcţia de referinţă şi axa TER este :

$$1 + \cos 2\vartheta \left(\varepsilon_I^2 + \varepsilon_{II}^2\right)$$

unde s-a presupus că direcţia de referinţă este direcţia principală (I) ;
- atenuarea cutiei de comutare (sistematică), eroarea de atenuare putînd fi eliminată :

$$\varepsilon_{corectat} = \frac{\varepsilon}{A}$$

A - factor de atenuare cunoscut

- abaterea valorii calibrate la puntea extensometrică k_{PE} faţă de valoarea k_n a TER (sistematică); eroarea se corectează :

$$\varepsilon_{corectat} = \frac{k_{PE}}{k_n} \cdot \varepsilon_{indicat}$$

- eroarea de calibrare a punţii extensometrice (sistematice)
- atenuarea caracteristicii amplitudine - frecvenţă (sistematică) ; eroarea se poate compensa prin corecţia de atenuare la frecvenţe înalte
- eroarea de liniaritate a amplificatorului (sistematică)
- variaţia tensiunii de alimentare
- instabilitatea punctului de zero
- zgomotul
- acţiunea altor factori de mediu (umiditate, agenţi corozivi) care produc variaţii ale rezistenţei de izolaţie,ale echilibrării capacitive, etc.

Eroarea întîmplătoare care afectează valorile măsurării se poate evalua prin aplicarea legii de propagare a erorilor liniar independente la funcţia de transfer a lanţului de măsurare.

Eroarea medie pătratică raportată este :

$$S^2 = \sum_{i=1}^{n} S_i^2 \tag{3.23}$$

iar eroarea sistematică raportată maximă este :

$$e = \sum_{j=1}^{m} e_j \tag{3.24}$$

în care $j = 1, \ldots m$ reprezintă sursele de erori sistematice necunoscute şi deci necompensate.

La măsurări de precizie se apreciază că eroarea medie pătratică absolută nu depăşeşte $S = 10.10^{-6}$ m/m la deformaţii specifice măsurate de $\mathcal{E} \cong 10^{-3}$ m/m respectiv $S = (5\ldots10).10^{-6}$ m/m la deformaţii specifice măsurate de $\mathcal{E} \cong 0{,}4.10^{-3}$ m/m.

3.2. Erori în lanţul de prelevare

In cursul prelevării datelor, se produc în general următoarele erori :

- eroarea de atenuare şi distorsiune la filtrare (sistematică) care poate fi compensată cunoscînd funcţia de atenuare - frecvenţă ;
- eroarea de măsurarea a valorii de eşantionare (prin integrarea pe intervalul de timp τ_m) în voltmetrul electronic respectiv eroarea de detecţie a extremului la eşantionare - fig.3.11

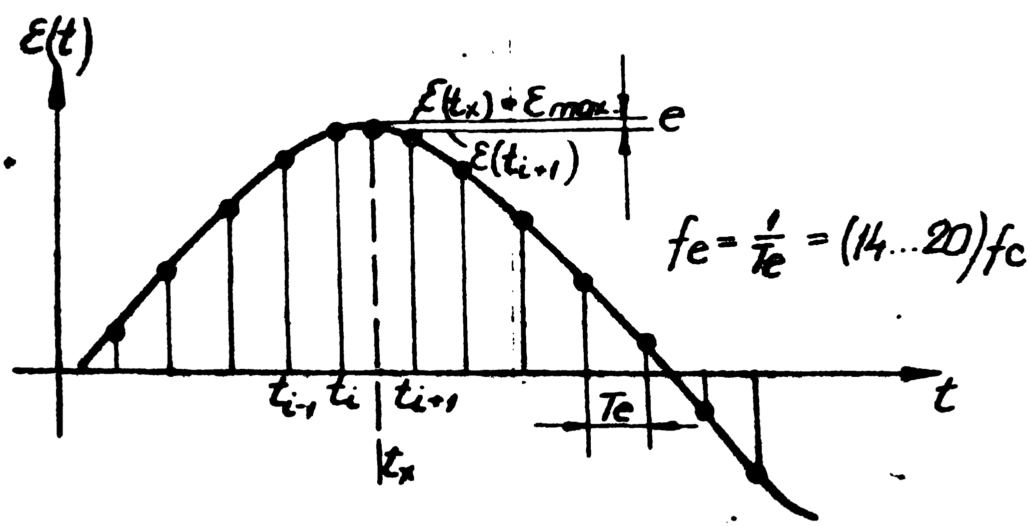


Fig. 3.11 - Eroarea detecţiei extremelor prin eşantionare

Eroarea raportată maximă, la o eşantionare cu $f_e = (14 \ldots 20) f_c$, este :

$$e_{max} = \frac{\varepsilon(t_x) - \varepsilon\left(t_x - \frac{1}{(14...20) f_c}\right)}{\varepsilon(t_x)} \leq 0,0038$$

3.3. Erori de preluorarea datelor

Erorile de măsurare şi prelevare a datelor primare, care se transferă în continuarea fluxului informaţional sub forma unor şiruri de seturi a valorilor eşantionate $(\varepsilon_1, \varepsilon_\alpha, \varepsilon_\beta)_n$, $n = 1, ... N_e$, afectează următoarele faze ale calculelor :

a) - Evaluarea elementelor principale ale stării de deformaţie.

Eroarea datelor primare $(\varepsilon_1, \varepsilon_\alpha, \varepsilon_\beta)$ se transmite asupra valorilor calculate ale elementelor principale $(\varepsilon_I, \varepsilon_{II}, \psi_I, \psi_{II})$ în baza legii propagării erorilor, scrisă sub forma :

$$S_w = \left[\sum \left(\frac{\partial w}{\partial x_i}\right)^2 S_{x_i}^2\right]^{\frac{1}{2}} = \left\{S_\varepsilon^2\left[\left(\frac{\partial w}{\partial \varepsilon_1}\right)^2 + \left(\frac{\partial w}{\partial \varepsilon_\alpha}\right)^2 + \left(\frac{\partial w}{\partial \varepsilon_\beta}\right)^2\right]\right\}^{\frac{1}{2}} \quad (3.25)$$

unde S_w - este eroarea medie pătratică a variabilei dependente $w(\varepsilon_I; \varepsilon_{II}; \psi_I)$, iar

S_{xi} - eroarea medie pătratică a variabilelor independente $x_i(\varepsilon_1; \varepsilon_\alpha; \varepsilon_\beta)$, unde se consideră $S_{\varepsilon_1} = S_{\varepsilon_\alpha} = S_{\varepsilon_\beta} = S_\varepsilon$.

Deoarece pentru diferitele tipuri de rozetă elementele principale se calculează cu relaţii distincte, şi erorile finale vor diferi.

Pentru rozeta TER $0^\circ/45^\circ/90^\circ$ utilizînd relaţiile de calcul cunoscute $\varepsilon_{I,II} = f_{1,2}(\varepsilon_1, \varepsilon_\alpha, \varepsilon_\beta)$; $\psi_I = f_3(\varepsilon_1, \varepsilon_\alpha, \varepsilon_\beta)$ rezultă o dependenţă a erorilor funcţie de orientarea direcţiei principale ψ_I în raport cu originea adoptată $(1) \Longleftrightarrow (0^\circ)$ - după NAGY (1973):

$$\begin{aligned} S_{\varepsilon_I} &= S_\varepsilon \cdot \sqrt{1 + \sin 2\psi_I\,(\sin 2\psi_I - 1)} \\ S_{\varepsilon_{II}} &= S_\varepsilon \cdot \sqrt{1 + \sin 2\psi_I\,(\sin 2\psi_I + 1)} \\ S_{\psi_{I,II}} &= \frac{S_\varepsilon}{\varepsilon_I - \varepsilon_{II}} \cdot \sqrt{\frac{1}{2} + \cos^2 2\psi_I} \end{aligned} \quad (3.26)$$

Pentru cîteva valori importante ale unghiului ψ_I rezultă erorile:

Tabelul 3.2

Unghiul (grade)	E r o a r e a			Observaţii
	$S_{\varepsilon_I}/S_\varepsilon$	$S_{\varepsilon_{II}}/S_\varepsilon$	S_{ψ_I}/S_ε	
0	1	1	$\sqrt{\frac{3}{2}}\cdot\frac{1}{\varepsilon_I-\varepsilon_{II}}$	$\varepsilon_0=\varepsilon_I$ $\varepsilon_{90}=\varepsilon_{II}$
45	1	$\sqrt{3}$	$\sqrt{\frac{1}{2}}\cdot\frac{1}{\varepsilon_I-\varepsilon_{II}}$	$\varepsilon_{45}=\varepsilon_I$
90	1	1	$\sqrt{\frac{3}{2}}\cdot\frac{1}{\varepsilon_I-\varepsilon_{II}}$	$\varepsilon_0=\varepsilon_I$ $\varepsilon_{90}=\varepsilon_{II}$
135	$\sqrt{3}$	1	$\sqrt{\frac{1}{2}}\cdot\frac{1}{\varepsilon_I-\varepsilon_{II}}$	$\varepsilon_{45}=\varepsilon_I$

Pentru rozeta TER $0^\circ/60^\circ/120^\circ$ rezultă erori de evaluare a elementelor principale independente de alegerea direcţiei origine :

$$S_{\varepsilon_I}=S_{\varepsilon_{II}}=S_\varepsilon$$
$$S_{\psi_I}=\sqrt{\frac{3}{2}}\cdot\frac{S_\varepsilon}{\varepsilon_I-\varepsilon_{II}} \tag{3.27}$$

b).- Evaluarea deformaţiei specifice echivalente

In continuarea calculelor este avantajoasă folosirea erorilor medii pătratice raportate.

Seturile de date $(\varepsilon_I, \varepsilon_{II})_n$ evaluate pentru seturile de date eşantionate $(\varepsilon_1, \varepsilon_\alpha, \varepsilon_\beta)_n$ se introduc în relaţia (3.22) pentru calculul deformaţiei specifice echivalente $\varepsilon_{ech\,n}$, $n = 1,\dots,N_e$.

Relaţia (3.25) devine:

$$S_{\varepsilon_{ech}}=\frac{\sqrt{[S_{\varepsilon_I}(2A\varepsilon_I+B\varepsilon_{II})]^2+[S_{\varepsilon_{II}}(2A\varepsilon_{II}+B\varepsilon_I)]^2}}{2[A(\varepsilon_I^2+\varepsilon_{II}^2)+B\,\varepsilon_I\varepsilon_{II}]} \tag{3.28}$$

unde s-a înlocuit :

$$(S_{\varepsilon_{ech}})_{\varepsilon_I}=\frac{1}{\varepsilon_{ech}}\cdot\frac{\partial\varepsilon_{ech}}{\partial\varepsilon_I}\cdot S_{\varepsilon_I} \tag{3.29}$$
$$(S_{\varepsilon_{ech}})_{\varepsilon_{II}}=\frac{1}{\varepsilon_{ech}}\cdot\frac{\partial\varepsilon_{ech}}{\partial\varepsilon_{II}}\cdot S_{\varepsilon_{II}}$$

Valoarea erorii $s_{\varepsilon_{ech}}$ funcţie de valoarea şi raportul între ε_I, ε_{II} se dă în tabelul 3.3, pentru $S_\varepsilon = 10.10^{-6}$ m/m, A = 0,9419 ; B = 0,0489

Tabelul 3.3

Raportul $\left\|\frac{\varepsilon_I}{\varepsilon_{II}}\right\|$	Val. abs. ε_I	Eroarea medie pătratică raportată $s_{\varepsilon_{ech}}$ /%/	
		Rozeta TER 0/45/90°/*	Rozeta TER 0/60/120°
1	$\varepsilon_I = 10^{-3}$ m/m	1,205	0,795
0,5		1,520	0,877
0,1		1,692	0,978
1	$\varepsilon_I = 0,4.10^{-3}$ m/m	3,005	1,734
0,5		3,801	2,194
0,1		4,230	2,442

* - s-a luat în considerare cazul cel mai defavorabil cînd $s_{\varepsilon_I} = \sqrt{3}\, s_\varepsilon \cong 17 \cdot 10^{-6}\, m/m$

c)- Evaluarea tensiunii echivalente şi nominale

Calculul tensiunii echivalente presupune acceptarea legii de material - rel.(3.19) - în care intervine modulul de elasticitate E, a cărui valoare se determină experimental cu o precizie dependentă de precizia instrumentaţiei şi metoda de evaluare.

In baza rel.3.22 rezultă :

$$s_{\sigma_{ech}} = \sqrt{(s_{\sigma_{ech}})^2_{\varepsilon_{ech}} + (s_{\sigma_{ech}})^2_E} = \sqrt{s^2_{\varepsilon_{ech}} + s^2_E} \qquad (3.30)$$

în care :

$$(s_{\sigma_{ech}})_{\varepsilon_{ech}} = \frac{1}{\sigma_{ech}} \cdot \frac{\partial \sigma_{ech}}{\partial \varepsilon_{ech}} \cdot S_{ech} = \frac{S_{\varepsilon_{ech}}}{\varepsilon_{ech}}$$

$$(s_{\sigma_{ech}})_E = \frac{1}{\sigma_{ech}} \cdot \frac{\partial \sigma_{ech}}{\partial E} \cdot S_E = \frac{S_E}{\varepsilon_{ech}} \qquad (3.31)$$

In tabelul 3.4 se dau valorile limită inferioare şi superioare ale erorii medii pătratice raportate $s_{\sigma_{nom}}$ (şi în paranteză $s_{\sigma_{ech}}$) pentru trei valori date ale erorii de determinare a lui E.

Limita inferioară respectiv superioară a erorii calculate corespunde cazului celui mai favorabil respectiv defavorabil al preciziei determinării lui ε_{ech} conform tabelului 3.3.

La determinarea tensiunii de calcul nominale prin raportarea tensiunii echivalente locale la un coeficient de concentrare local (α_k) determinat experimental prin măsurători statice de precizie ($s_{\alpha_k} \leq 0{,}5\,\%$), relaţia de calcul a erorii $s_{\sigma_{nom}}$ este similară cu rel.(3.30), în care se adaugă termenul :

$$\left(s_{\sigma_{nom}}\right)_{\alpha_k} = \frac{1}{s_{\sigma_{nom}}} \cdot \frac{\partial \sigma_{nom}}{\partial \alpha_k} S_{\alpha_k} = \frac{S_{\alpha_k}}{\alpha_k} \qquad (3.32)$$

Tabelul 3.4

Eroarea de determinare a modulului E : s_E [%]	Valoarea ε_I [m/m]	Eroarea medie pătratică raportată $s_{\sigma_{nom}}$ ($s_{\sigma_{ech}}$) [%]	
		roz.TER 0/45/90^0	roz.TER 0/60/120^0
1	10^{-3}	1,64...2,02 (1,57...1,96)	1,37...1,49 (1,28...1,40)
	$0{,}4.10^{-3}$	3,20...4,36 (3,16...4,33)	2,00...2,67 (2,00...2,63)
2	10^{-3}	2,39...2,67 (2,34...2,62)	2,21...2,28 (2,15...2,22)
	$0{,}4.10^{-3}$	3,64...4,69 (3,60...4,67)	2,69...3,18 (3,10..3,16)
3	10^{-3}	3,27...3,48 (3,23...3,44)	3,14...3,19 (3,10...3,15)
	$0{,}4.10^{-3}$	4,27...5,20 (4,24...5,18)	3,50...3,89 (3,46...3,86)

Eroarea finală a prelucrării datelor este o eroare compusă conţinînd :

- eroarea sistematică raportată totală, datorită surselor care introduc erori sistematice care, nefiind cunoscute, nu pot fi corectate

In principal:

$$e_{max} = e_{E_{TER}} + e_{k_{TER}} + e_{eşantionare} \leq 1\ \%$$

- e roarea medie pătratică raportată, care în cazul respectării unor condiţii tehnice severe (utilizarea rozetelor TER 0/60/120°, sau a rozetelor TER 0/45/90° cu o orientare favorabilă astfel încît $\Psi_I \cong 0$, deci $S_{\varepsilon_I} = S_{\varepsilon_{II}} = S_\varepsilon$, utilizarea valorii E determinate în condiţii de precizie, cu eroarea maximă $s_E = 1\%$), poate fi limitată la valoarea de:

$$s_{\sigma_{nom}} \leq 1,6\ \%\ \text{ la valori } \varepsilon_I = 10^{-3}\ m/m$$

$$s_{\sigma_{nom}} \leq 3,2\ \%\ \text{ la valori } \varepsilon_I = 0,4.10^{-3}\ m/m$$

In general, erorile întîmplătoare care afectează rezultatul final vor fi mai reduse decît valorile indicate, datorită preluorării statistice a datelor intermediare prin care se reduce ponderea acestor erori.

CAP. 4 - CERCETARI EXPERIMENTALE ASUPRA PROCESULUI DE SOLICITARE IN EXPLOATAREA MATERIALULUI RULANT

1. Determinări extensometrice

1.1. Obiectul cercetării

Cercetările întreprinse au urmărit determinarea experimentală a procesului de solicitare în exploatarea materialului rulant, în scopul verificării previzionale a durabilităţii şi siguranţei în exploatare a boghiului de cale ferată de tip M.D., destinat unor vagoane de greutate mare şi cu un regim de circulaţie la viteze mari. Determinările extensometrice au fost efectuate în colaborare de către Institutul de cercetări şi proiectări tehnologice în transporturi - ICPTT - Bucureşti şi Institutul de încercări de materiale - ISIM Timişoara, la solicitarea beneficiarilor Intreprinderea de vagoane Arad şi Institutul de cercetări şi proiectări vagoane - ICPVA - Arad.

Prin programul de măsurări extensometrice la încercarea statică şi dinamică a boghiului M.D. s-a urmărit explorarea stării de deformaţii/tensiuni în zonele cele mai solicitate ale boghiului :

- traversa crapodinei (TER 102,104, 203 - rozete, TER 112, 114, 213 - liniare) - fig.4.1. ;
- lonjeronul cadrului (TER 71, 72 - liniare)-fig.4.2 ;
- suportul inferior al arcurilor (TER 46, 47 -liniare);

şi înregistrarea spectrelor extensometrice aferente în vederea descrierii cantitative probabiliste a procesului de solicitare global în exploatarea materialului rulant.

1.2. Efectuarea încercărilor statice. Rezultate experimentale.

Deformaţiile specifice în zonele investigate s-au măsurat în următoarele trei etape :

a). măsurarea deformaţiilor specifice iniţiale de montaj pentru situaţiile :

- montarea boghiului (MONTARE I)

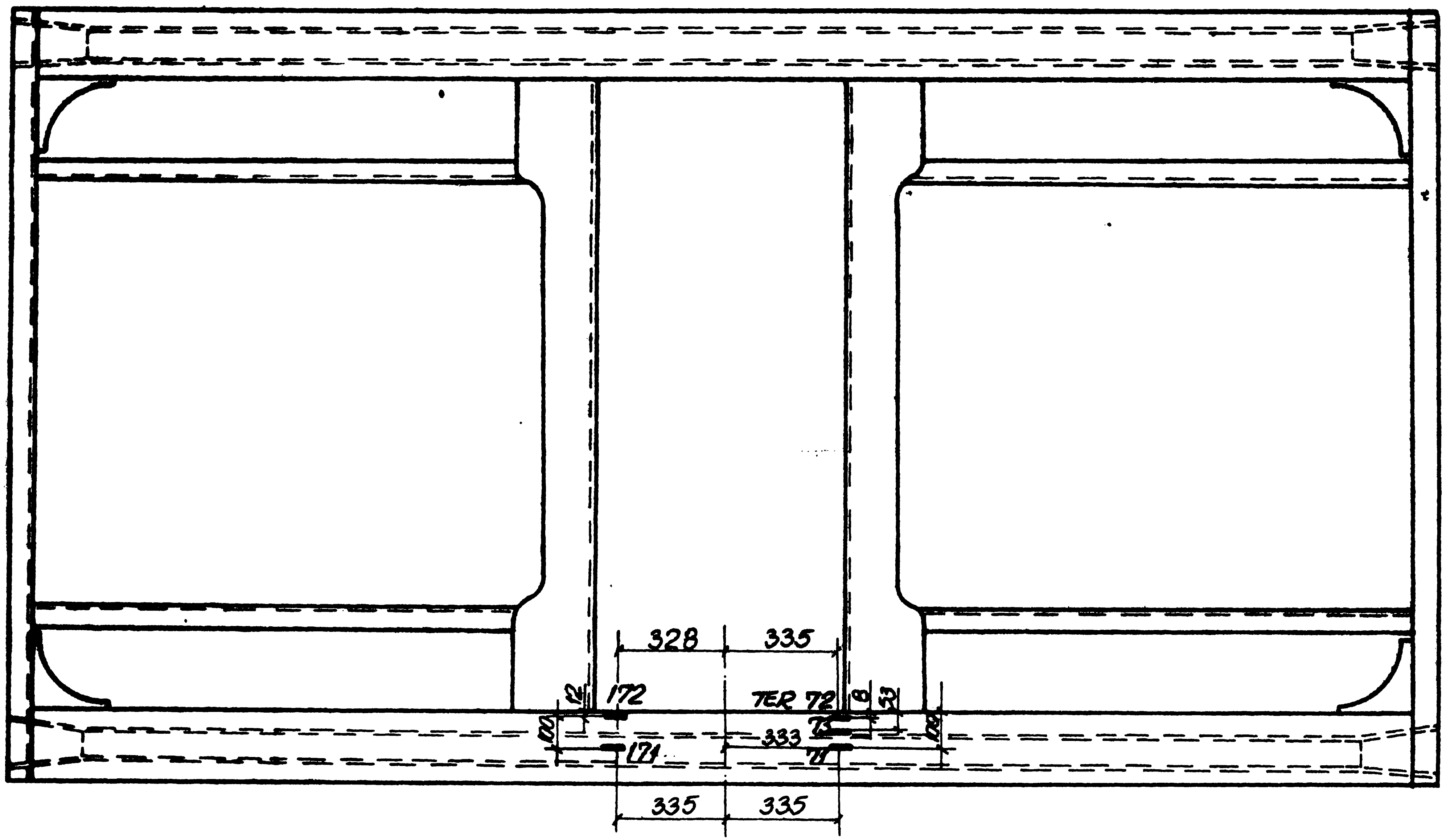


Fig. 4.2. Planul de amplasare **TER** pe cadrul boghiului.

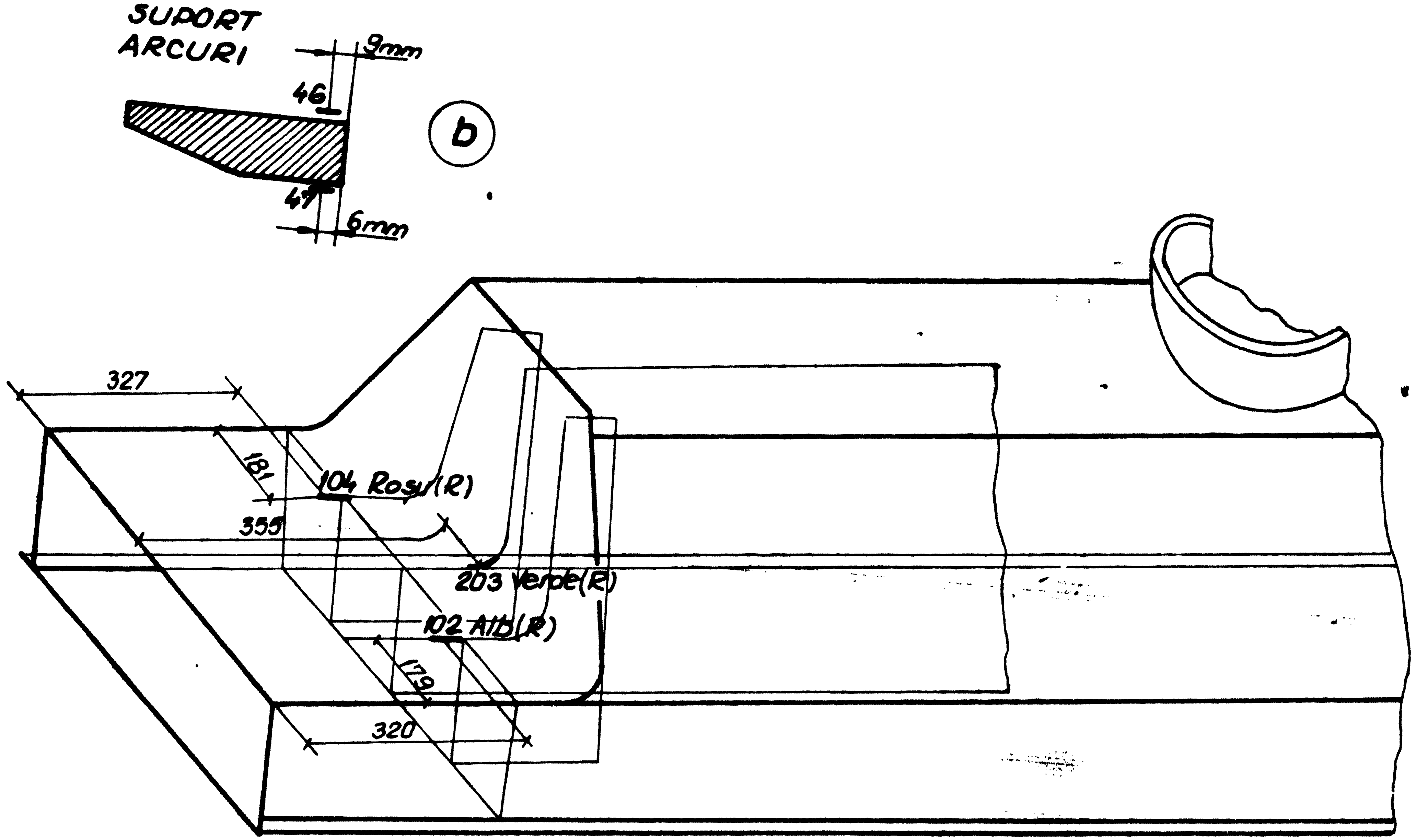


Fig. 4.1. Planul de amplasare TER pe traversa crapodinei.

DEFORMATIILE SPECIFICE DIN BOGHIU PRODUSE LA MONTAJ

SI DUPA ASEZAREA VAGONULUI $[m/m] \cdot 10^{-6}$

Tabelul 4.1.

Nr. TER	MONTARE I	IDEM RECTIF.	DEMONT. I	MONTARE II	ASEZAREA VAGONULUI PE BOGHIU VAG. I	VAG. II	VAG. III	VAG. IV	VAG. V	TOTAL	TENSIUNI AFERENTE N/mm^2 ($E=2,06 \cdot 10^5$ N/mm^2)
102 ROZETA	-339	-255	-246	-329	-641	-626	-620	-611	-613	-1006	σ_I = - 55,8
	-197	-130	- 11	-160	-385	-372	-374	-365	-368	- 566	σ_{II} = -225,4
	37	44	42	49	1	- 7	- 6	- 7	- 10	50	σ_{ech} = -203,3
104 ROZETA	- 55	-130	-149	-162	-545	-560	-568	-564	-573	- 777	σ_I = - 47,3
	0	- 19	-30	- 30	-269	-275	-281	-276	-283	- 329	σ_{II} = -168,0
	10	7	0	- 6	15	18	17	24	18	13	σ_{ech} = -150,0
203 ROZETA	21	12	29	51	-803	-827	-833	-825	-829	-850	σ_I = 26,6
	- 15	3	10	16	-220	-226	-230	-222	-224	-233	σ_{II} = -167,0
	- 18	- 10	- 18	- 32	352	373	370	375	373	373	σ_{ech} = - 181,8
112	- 9	- 74	-148	-138	-574	-584	-585	-590	-594	-775	σ_{ech} = -156,5
114	-264	- 54	-110	- 44	-668	-673	-676	-676	-680	-828	σ_{ech} = -162,2
213	26	20	23	12	-705	-706	-711	-716	-713	-730	σ_{ech} = -156,1
73	110	140	60	53	444	460	459	467	465	553	σ = 113,9
71	84	94	56	63	283	300	305	310	307	390	σ = 80,3
72	131	137	3	- 13	625	635	616	628	631	673	σ = 138,7
171	104	83	47	44	295	305	306		309	373	σ = 76,8
172	141	147	44	38	563	576	590	578	581	667	σ = 137,3
46	-	-	-	-460	-228	-302	-300	-302	-301	-779	= -160,4
47	-	-	-	363		237	239	238	237	615	= 120,7

- demontarea boghiului după aproximativ 45 cicluri de încărcare la sarcina nominală, pe stand (DEMONTARE I)
- remontarea boghiului înainte de efectuarea probelor sub vagon (MONTARE II)

b).- măsurarea deformațiilor specifice la încărcări progresive la 210 ; 230; 250; 270; 290 kN, pe standul de montaj ;

c).- măsurarea deformațiilor specifice produse la încărcarea boghiului după așezarea vagonului pe crapodină ; s-au efectuat 5 șiruri de măsurări succesive.

Datorită pozițiilor diferite de așezare a traversei crapodinei între deformațiile specifice de montaj, dar și între deformațiile specifice sub sarcina vagonului apar diferențe la repetarea măsurărilor. La evaluarea deformațiilor specifice totale conform relației :

$$\varepsilon_{TOTAL} = \varepsilon_{MONTAJ} + c \cdot \varepsilon_{VAGON} \qquad (4.1)$$

s-au luat în considerare valorile maxime ; coeficientul $c = \frac{570}{540} = 1,055$ reprezintă corecția datorită încărcării boghiului cu vagonul avînd o greutate efectivă de 540 kN față de cea nominală de 570 kN.

Rezultatele măsurării deformațiilor specifice de montaj și sub încărcarea statică nominală - pct.a). și c). sînt centralizate în tabelul 4.1.

Rezultatele măsurării deformațiilor specifice pe stand la încărcări cu sarcini progresive - pct.b).- evidențiază în zonele investigate o stare de încărcare simplă, deformațiile specifice după direcțiile de măsurare a rozetelor și deci și componentele tensorului deformațiilor specifice variind proporțional cu sarcina aplicată, cu același factor constant.

1.3. Efectuarea încercărilor dinamice. Rezultatele experimentale.

Incercările dinamice s-au efectuat în exploatarea boghiului montat sub vagonul încărcat la sarcina nominală (G=570 kN) pe linia București - Brașov , pe un tronson de 19 km lungime între stațiile Ploiești-Vest și Florești - Prahova, Convoiul de probă, compus din vagonul special montat pe boghiul M.D. experimentat și vagonul laborator WTM - 500 al ICPTT București a fost remorcat de o locomotivă electrică parcurgînd traseul de 2 ori dus- întors, la duă pe linia principală, iar la întors pe linia secundară.

Tronsonul de linie pe care s-au efectuat experimentările este un aliniament și palier , comportînd ramificații perturbatoare la viteză mare, curbă și contracurbă, intrare - ieșire în abatere în stații ; avînd în general caracteristicile de cale și componența statistică a rețelei de căi ferate din țară, rezultatele încercărilor se pretează la definirea globală a procesului de solicitare în exploatarea boghiului M.D.

Testările s-au efectuat în două regimuri de exploatare diferite, definite prin vitezele de circulație de $v = 100$ km/h respectiv $v = 160$ km/h.

S-au înregistrat spectrele extensometrice cu ajutorul traductoarelor :

- TER 102; 112; 104; 114; 203; 213 pe traversa crapodinei ;
- TER 71, 72, 171, 172 pe cadrul boghiului ;
- TER 46, 47 pe suportul inferior al arcurilor.

Extinderea spectrelor extensometrice, comasate (mediate ponderat cu ponderile parțiale $^{l}a = 1$, $l = 1, 2, 3, 4$) pentru parcursurile repetate în condiții similare (2 parcursuri la dus, 2 parcursuri la întors) depășește $N_{1T} = 2700$ cicluri, deci este satisfăcută condiția $N_{1T} \geq N_{1T_{min}} = 2600$ pentru a asigura consistența statistică a prelucrării.

Spectrele extensometrice înregistrate evidențiază următoarele aspecte de ordin general :

- componența spectrală și de amplitudini a procesului de solicitare global este determinată de secvențe de procese specifice diferitelor regimuri de exploatare ;

a).- în aliniament și palier, interacțiunea dintre profilul căii de rulare și sistemul oscilant al ansamblului vagon-boghiu produce o componentă indusă staționară ;
- în curbă, componentele laterale de încărcare datorită forțelor centrifuge produc o componentă fundamentală a procesului, a cărei semn este funcție de sensul curbei; prin superpoziție cu componenta indusă, procesul de solicitare devine cvasi-staționar, cu creșteri dependente;
- perturbațiile căii (abateri, pasaje) induc oscilații de amplitudini ridicate, care se amortizează rapid, după 3-4 cicluri ;

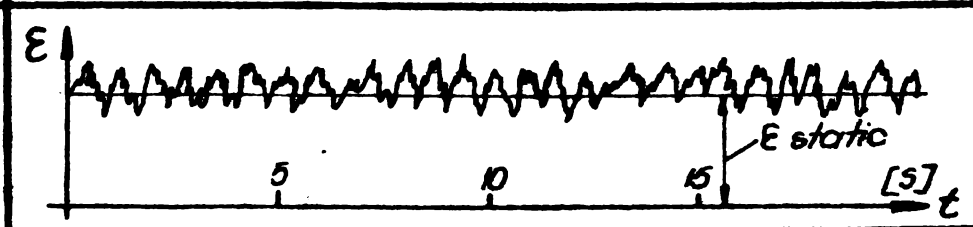
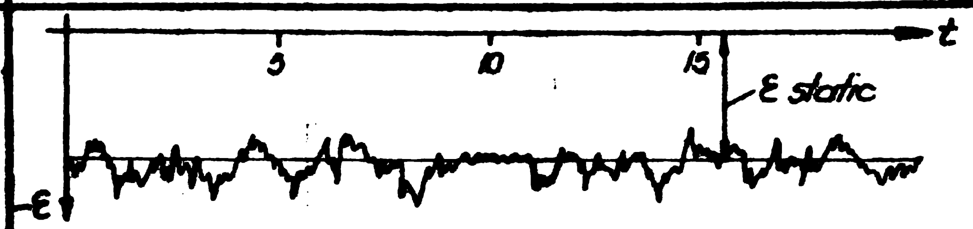
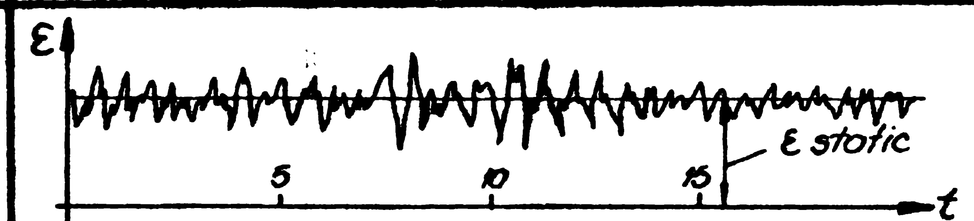
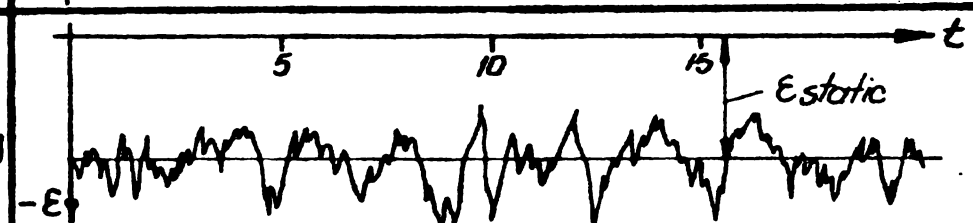
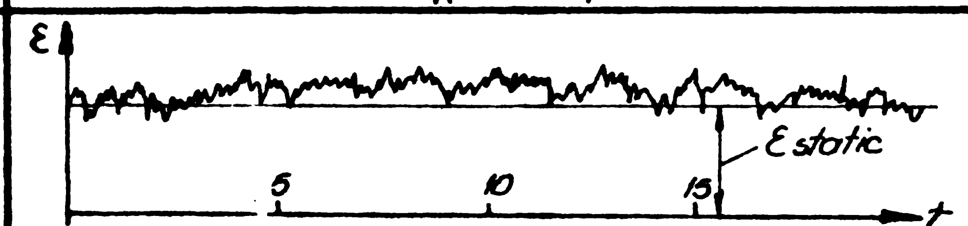
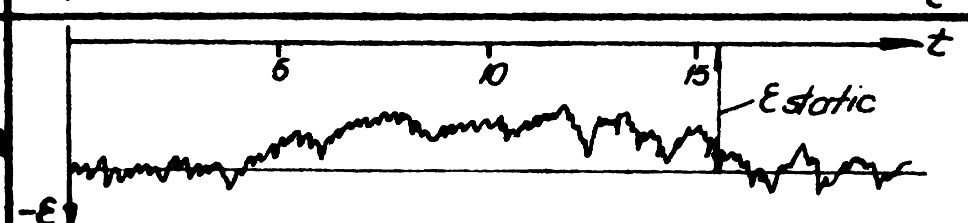
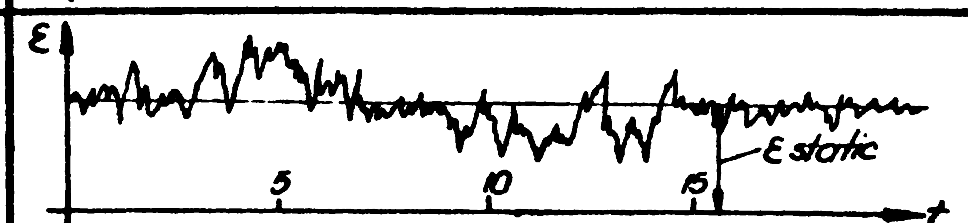
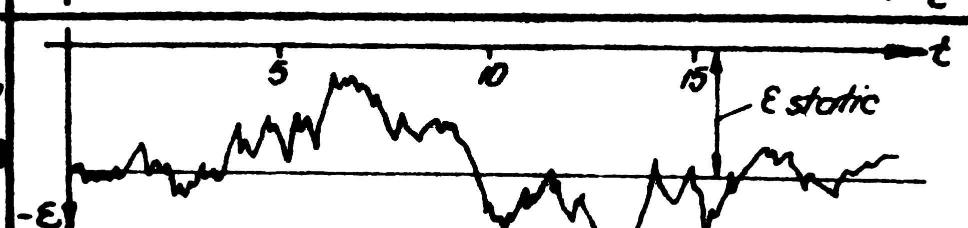
Nr. crt.	REGIM DE EXPLOATARE (v = 160Km/h)	ZONĂ INVESTIGATĂ	SPECTRU EXTENSOMETRIC ÎNREGISTRAT (SELECȚIE)
1	ALINIAMENT ȘI PALIER	TER 72 CADRU	
		TER 102 TRAVERSA	
2	ALINIAMENT CU PERTURBAȚII	TER 72 CADRU	
		TER 102 TRAVERSA	
3	CURBĂ STÎNGA	TER 72 CADRU	
		TER 102 TRAVERSA	
4	ABATERE	TER 72 CADRU	
		TER 102 TRAVERSA	

Fig. 4.3 Secvente ale înregistrărilor extensometrice din zonele cu concentratori (îmbinarea sudată lonjeron - traversă și traversa crapodinei) la parcurgerea elementelor de cale, la viteza de v = 160 Km/h

b).- frecvența componentei induse este independentă de viteza de circulație, avînd valoarea de $f_0 = 1,5$ Hz, în timp ce amplitudinile componentei induse fundamentale și ale oscilațiilor datorită perturbațiilor cresc la viteze de circulație mai mari.

In fig.4.3. sînt redate secvențe ale spectrelor extensometrice caracteristice diferitelor caracteristici ale parcursului. Aceste spectre corespund unor zone cu concentratori puternici de tensiune, în dreptul îmbinării sudate în T între lojeron-traversă în cadrul boghiului (TER 72) și în racordarea traversei crapodinei (TER 102 R) ; întrucît în aceste zone s-au evidențiat valorile maxime ale deformației specifice la încercările statice, spectrele aferente sînt definitorii pentru durabilitatea boghiului.

Reproductibilitatea valorilor înregistrate la repetarea parcursurilor s-a încadrat în limitele de acuratețe generală a măsurării extensometrice $S_\varepsilon = \pm 10.10^{-6}$ m/m.

2. Prelucrarea și interpretarea spectrelor extensometrice

2.1. Analiza spectrelor extensometrice

2.1.1. Aplicarea metodologiei de analiză propuse

In baza confirmării experimentale a stării de încărcare simple în zona racordării treversei crapodinei, s-au luat în considerație spectrele extensometrice înregistrate cu grila rozetei 102R orientată cel mai apropiat față de direcția principală I a stării de deformație. In zona îmbinării sudate lojeron-traversă a cadrului, starea de tensiune este axială și spectrul extensometric înregistrat cu TER 72 liniar este relevant. In fluxul de prelevare și prelucrare a datelor se introduc deci doar spectre singulare și nu seturi de 3 spectre, corespunzătoare celor 3 direcții de măsurare în punctul investigat al stării de deformații/tensiuni.

Filtrarea trece-jos s-a efectuat la frecvența $f_{max} = 10$Hz aleasă acoperitor față de limita superioară f = 8 Hz pînă la care se iau în considerare frecvențele la determinarea indicelui de mers a materialului rulant conform raportului UIC B/3 Comitetul 113.

Frecvența de eșantionare s-a adoptat în concordanță cu teorema SHANNON, $f_e = 20$ Hz $= 2f_{max} = 14\ f_0$, frecvența centrală a componentei induse fiind $f_0 = 1,5$ Hz.

Pentru clasare s-a adoptat un număr $m = 24$ de clase (12 clase negative $i^* = 1, 2, \ldots, 12$; 12 clase pozitive $i^* = 13, 14, \ldots, m = 24$). Din condiția încadrării amplitudinilor maxime a spectrelor înregistrate în clasele extreme au rezultat următoarele intervale de clasă :

$\delta_{cl} = 12,5 \cdot 10^{-6}$ m/m pentru spectrele TER 72/CADRU

$\delta_{cl} = 17,5 \cdot 10^{-6}$ m/m pentru spectrele TER 102 R/TRAVERSA

Clasarea s-a efectuat biparametric dublu corelat după metodologia propusă, cu reducție de date pe partea digitală.

Spectrele extensometrice înregistrate în zona cadrului și a traversei crapodinei, pentru cele două regimuri de exploatare la v = 100 km/h și v = 160 km/h, prezintă o structură statistică similară, diferind doar prin valoarea abaterii medii pătratice a distribuțiilor bi- și monodimensionale.

Pentru spectrul TER 72, v = 160 km/h , de exemplu se redau matricile multiple ale frecvențelor absolute ale dublelor treceri $\mathcal{N} = \{\mathcal{N}(k)\}^{1,m} = \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m}$ - fig.4.4.

Din reprezentarea matricilor multiple s-au dedus funcțiile de frecvență a depășirii nivelelor și a extremelor : maxime și minime, pozitive și negative. Funcțiile de frecvență ale depășirii nivelelor indică un proces global cu o distribuție normală, ipoteză confirmată experimental pentru exploatarea materialului rulant pe alte rețele feroviare - LANGE (1974), SCHENK (1974).

In fig. 4.5 și 4.6 sînt reprezentate pe hîrtie de probabilitate normală funcțiile de frecvență relative necumulate și cumulate ale depășirii nivelelor respectiv ale extremelor, diferențiate funcție de zona de înregistrare (TER 72 și TER 102 R) respectiv funcție de regimul de exploatare (v = 100 km/h și v = 160 km/h). Intervalul de probabilitate (0,00005 - 99,99995)% corespunde extrapolării la extinderea normată $\overline{H}_0 = 10^6$ cicluri.

Factorul de neregularitate, avînd valoarea de aproximativ I = 0,77 pentru toate spectrele analizate indică un proces aleator de bandă largă ; funcțiile de frecvență ale extremelor se încadrează cu anumite abateri, în legea de distribuție normală.

Caracteristicile statistice ale procesului de solicitare determinate pe baza funcțiilor de frecvență deduse pentru diferitele spectre extensometrice analizate, sînt centralizate în tabelul 4.2.

Colectivele de solicitare ale deformațiilor specifice lo-

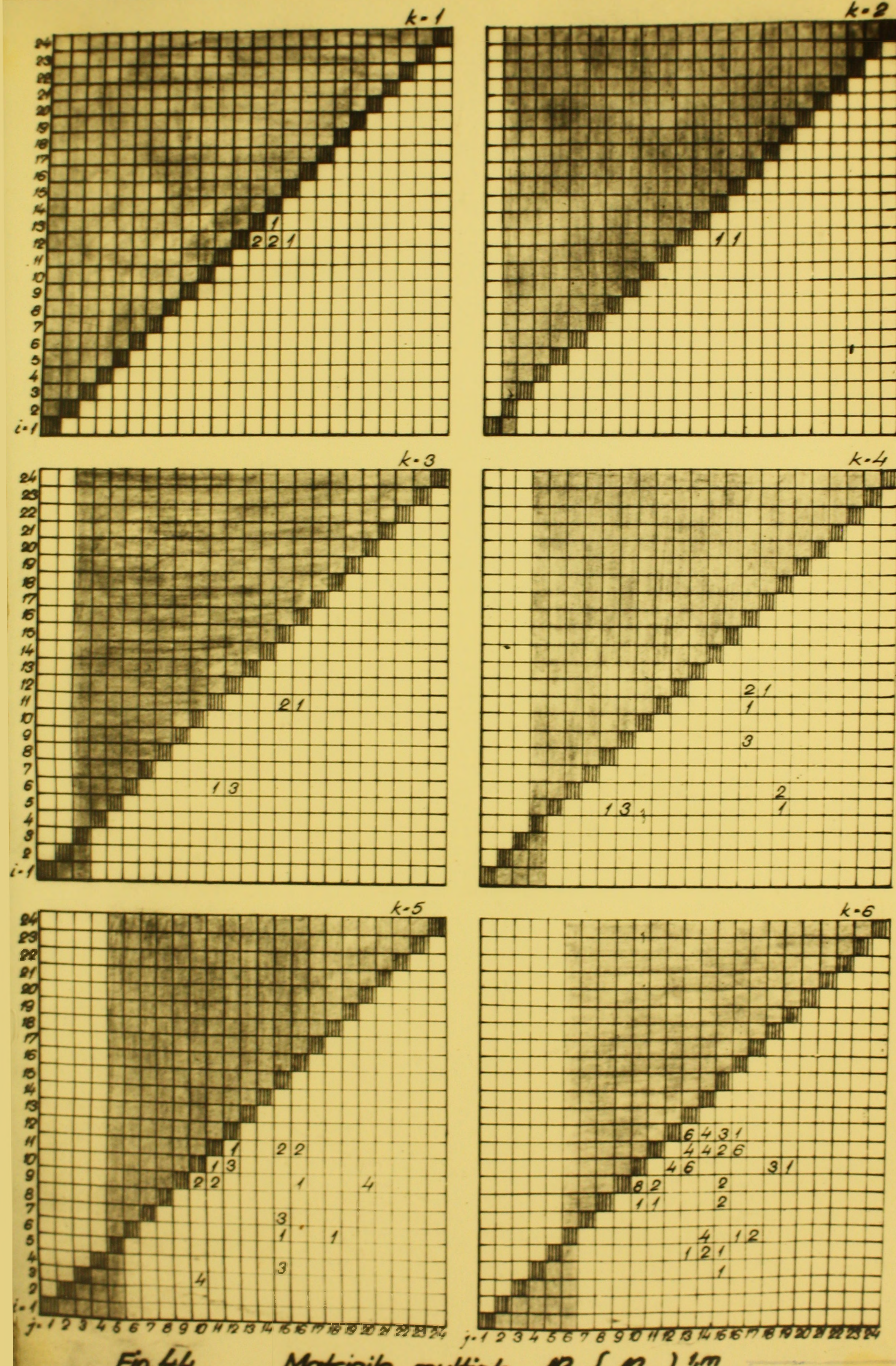
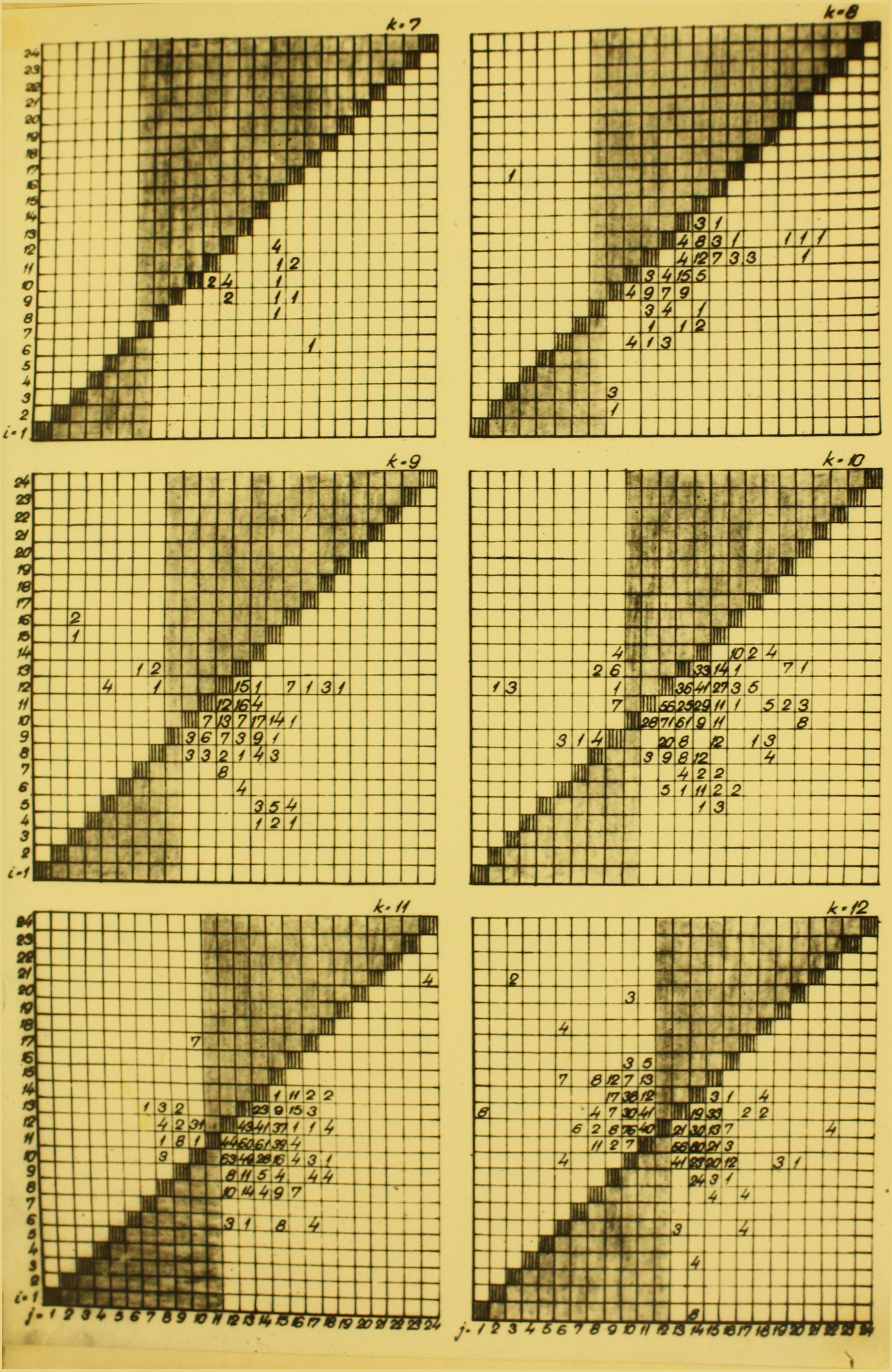
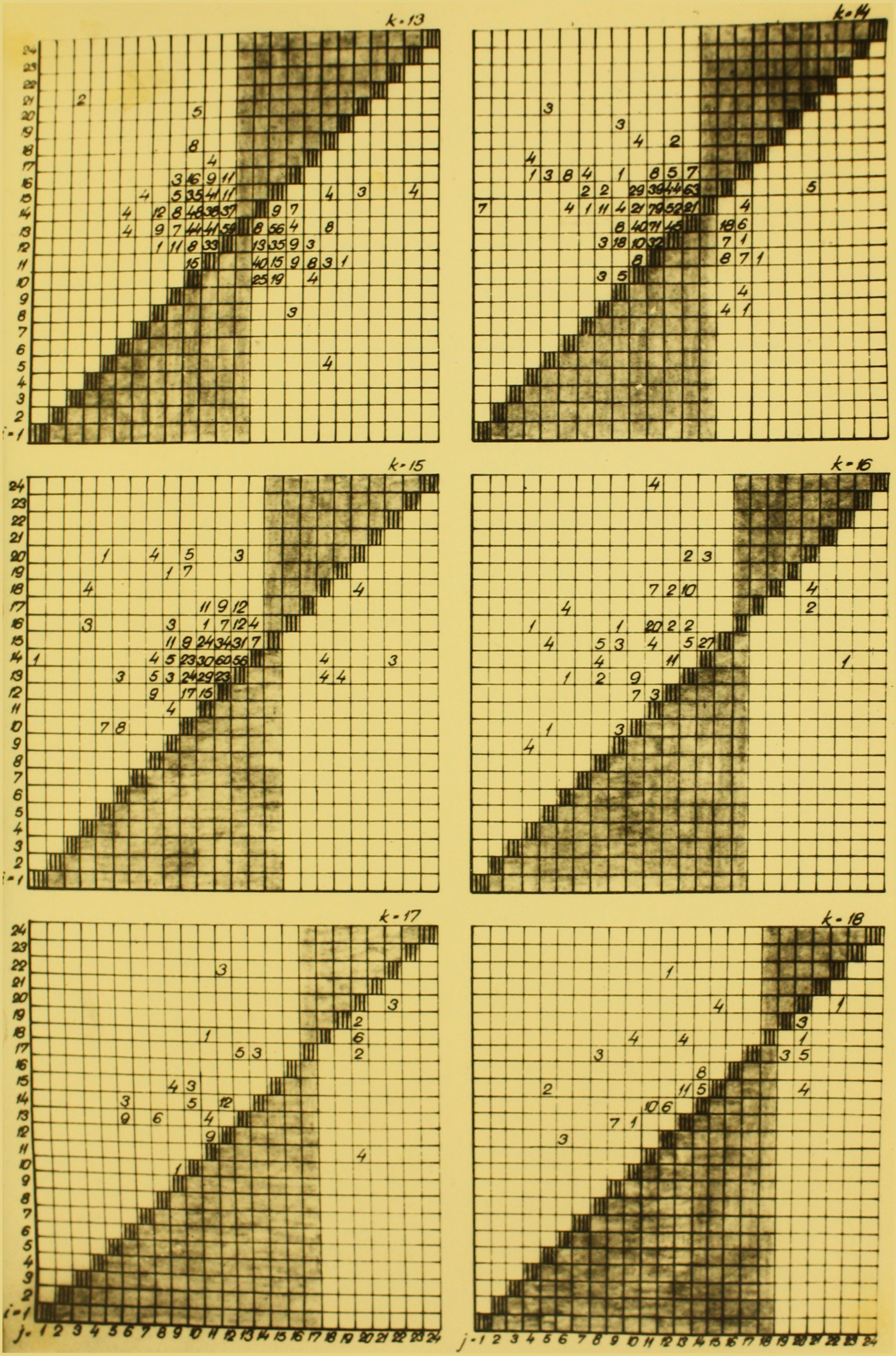
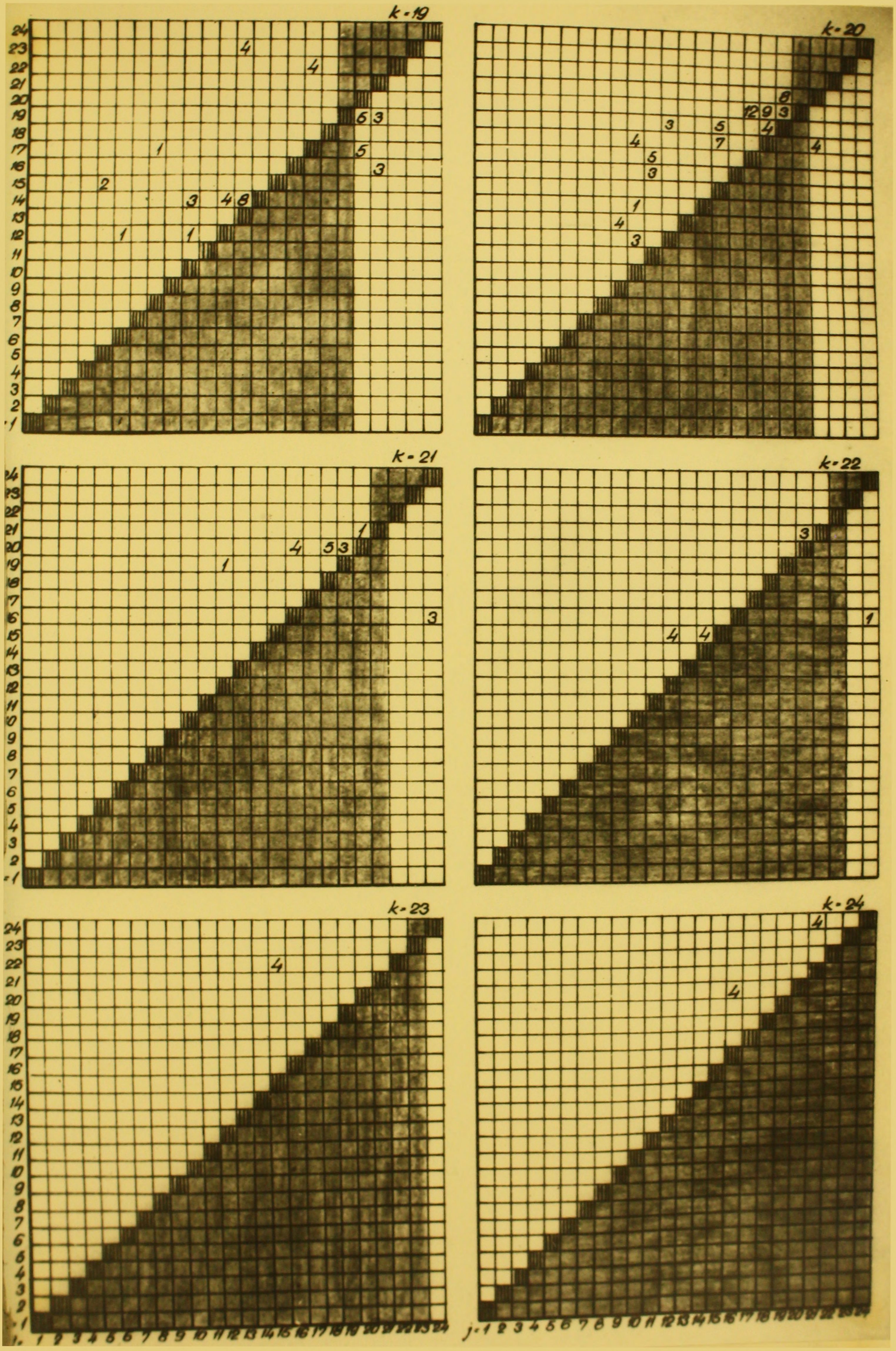


Fig. 4.4 Matricile multiple $\mathcal{N}^{\prime} = \{\mathcal{N}_{(k)}\}^{1,m}$



k = 7
k = 8
k = 9
k = 10
k = 11
k = 12
i = 1
j = 1


k=13
k=14
k=15
k=16
k=17
k=18
i=1
j=1


k = 19
k = 20
k = 21
k = 22
k = 23
k = 24

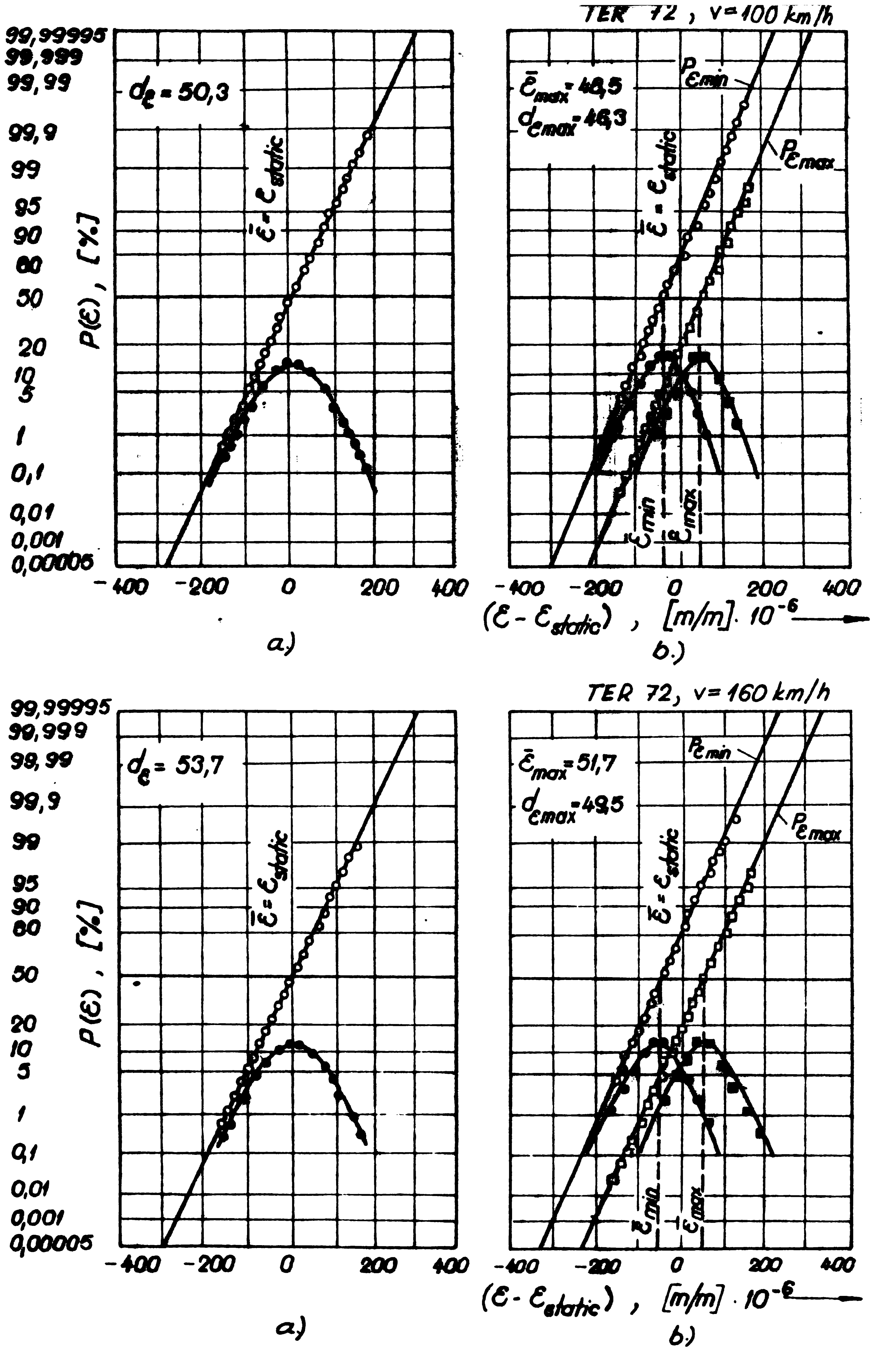


Fig. 4.5. Funcţiile de frecvenţă ale depăşirii nivelelor a.) şi ale extremelor - maxime şi minime - b.) pentru spectrele extensometrice TER 72, v = 100 şi 160 km/h

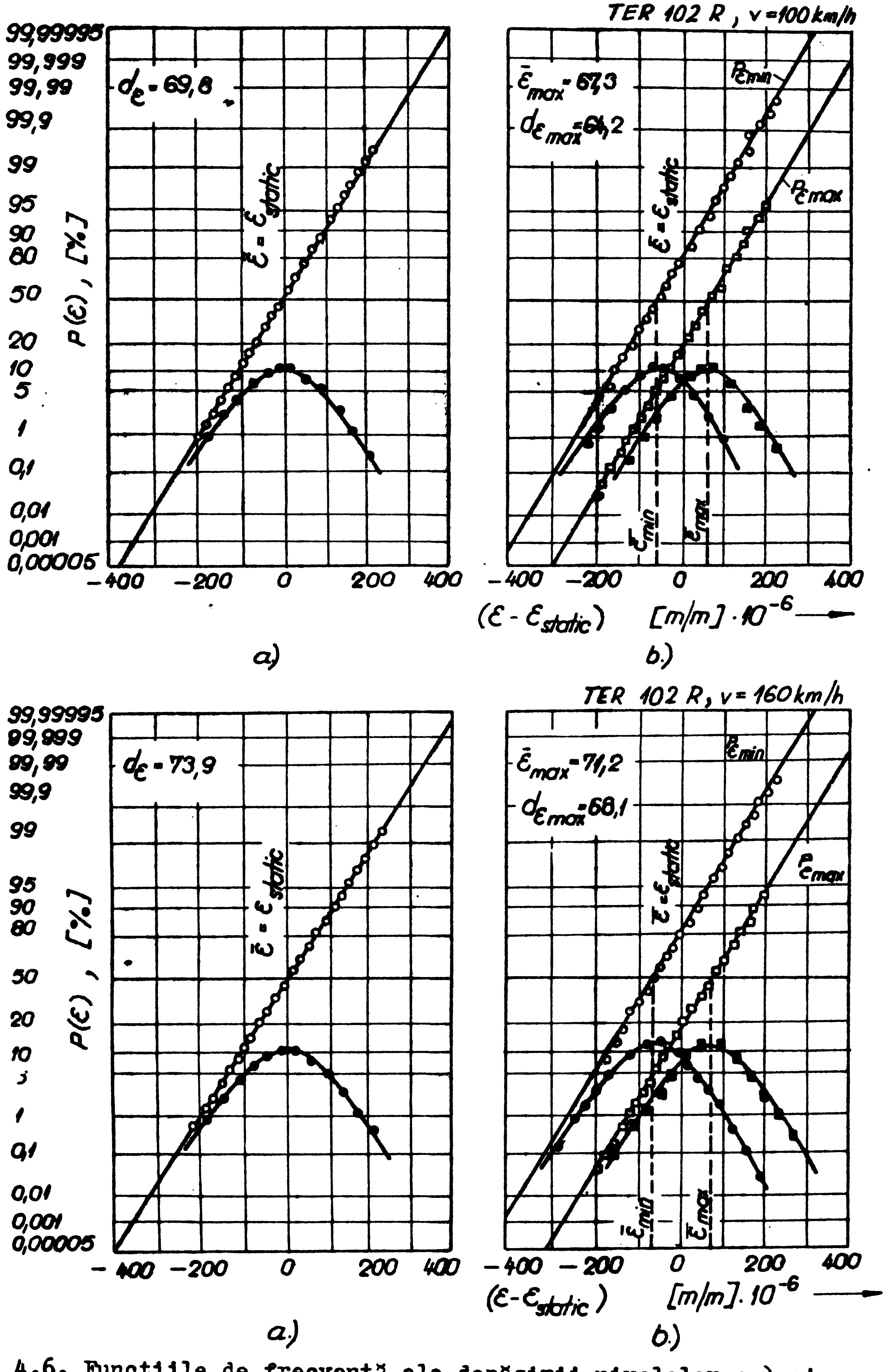


Fig. 4.6. Funcţiile de frecvenţă ale depăşirii nivelelor a.) şi ale extremelor - maxime şi minime - b.) pentru spectrele extensometrice TER 102 R, v = 100 şi 160 km/h

CARACTERISTICILE FUNCTIILOR DE FRECVENTA ALE
SPECTRELOR EXTENSOMETRICE ANALIZATE

Valorile ε în $[m/m]\cdot 10^{-6}$

Tabelul 4.2.

Spectru extensometric analizat		Valoarea medie (statică) ε_{static}	Amplitudinea maximă a spectrului $\varepsilon_{max\,MAX}$	Extinderea spectrului N_{1T} [cicluri]	Factor de neregularitate I	Funcţia de frecvenţă a depăşirii nivelelor: încadrare distribuţie teoretică	Funcţia de frecvenţă a depăşirii nivelelor: $\bar{\varepsilon}-\varepsilon_{static}$	Funcţia de frecvenţă a depăşirii nivelelor: d_ε	Funcţia de frecvenţă a extremelor: încadrare distribuţie teoretică	Funcţia de frecvenţă a extremelor: $\varepsilon-\varepsilon_{static}$	Funcţia de frecvenţă a extremelor: d_ε	Amplitudinea maximă extrapolată ε_M ($\bar{H}_o=10^6$)
TER 72 (CADRU)	v=100 km/h	-1006	174	2720	0,770	normală $\beta_1=0,05$ $\beta_2=6,10$	-1,9	50,3	normală $\beta_1=0,32$ $\beta_2=5,79$	$\pm48,5$	46,3	272
	v=160 km/h	-1006	181	2740	0,771	normală $\beta_1=0,03$ $\beta_2=6,02$	+2,3	53,7	normală $\beta_1=0,37$ $\beta_2=5,90$	$\pm51,7$	49,5	290
TER 102 R (TRAVERSA)	v=100 km/h	+673	246	2735	0,769	normală $\beta_1=0,07$ $\beta_2=5,89$	+1,2	69,8	normală $\beta_1=0,28$ $\beta_2=5,82$	$\pm67,3$	64,3	377
	v=160 km/h	+673	261	2754	0,773	normală $\beta_1=0,08$ $\beta_2=5,94$	+3,0	73,9	normală $\beta_1=0,38$ $\beta_2=6,07$	$\pm71,2$	68,1	400

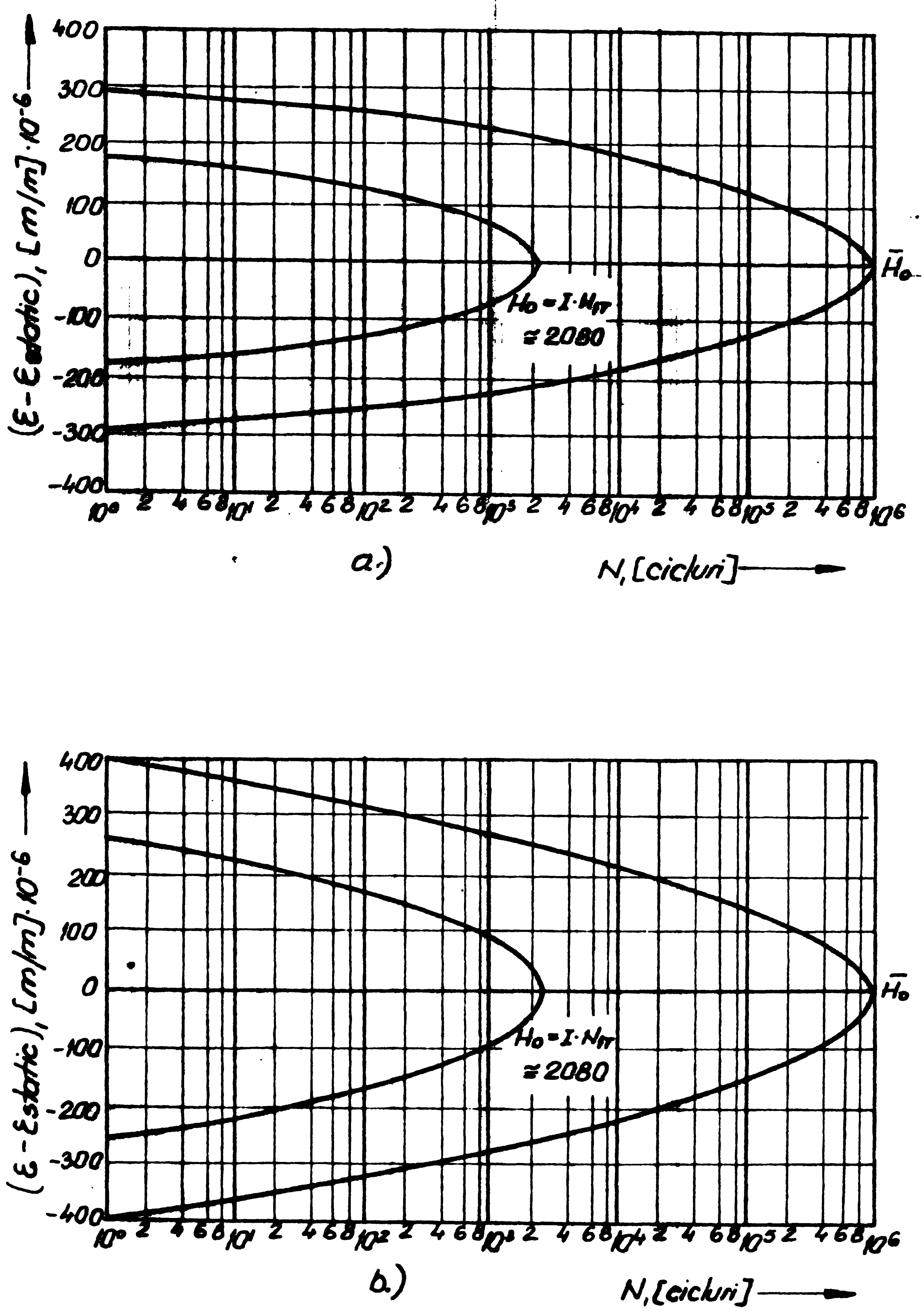


Fig.4.7. Colective de solicitare clasate și extrapolate (regim v= 160 Km/h)
a.) – îmbinarea sudată cadru (TER 72)
b) – traversa crapodinei (TER 102R)

PARAMETRII STATISTICI DESCRIPTIVI AI COLECTIVELOR DE SOLICITARE DE CALCUL

Tabelul 4.3.

Colectiv de solicitare de calcul (dedus din funcția de frecvență a depășirii nivelelor)		Parametri fundamentali: Grad de plenitudine p	Parametri fundamentali: Tensiune maximă extrapolată σ_M [N/mm^2]	Parametri fundamentali: Factor de asimetrie $r = \frac{\sigma_m}{\sigma_M}$	Parametri fundamentali: Factor de trunchiere E (factor q)	Parametri auxiliari: Valoarea medie a colectivului $\bar{\sigma}$ [N/mm^2]	Parametri auxiliari: Factor de neregularitate I	Parametri auxiliari: Valoarea medie pătratică a procesului Ψ_σ^2 [N/mm^2]	Parametri auxiliari: Frecvența componentei induse f_o [Hz]	Observații
TER 72 (CADRU)	v=100 km/h	0	132,9	0,425	>5,4 (q=0)	94,7	0,77	9020,04	1,5	k_1=1,00 α_k=1,465
	v=160 km/h	0	135,5	0,401	>5,4 (q=0)	94,7	0,77	9025,14	1,5	
TER 102 E (TRAVERSA)	v=100 km/h	0	238,9	0,455	>5,4 (q=0)	173,8	0,77	30351,87	1,5	k_1=1,019 α_k=1,170
	v=160 km/h	0	242,9	0,431	>5,4 (q=0)	173,8	0,77	30369,46	1,5	

$k_1 = \frac{\sigma'}{\sigma_{cal}}$ - constanta stării de încărcare dinamică

$\alpha_k = \frac{\sigma_{ech}}{\sigma_{nom}}$ ... - coeficient de concentrare a tensiunilor cale, clasate şi extrapolate, corespunzător regimului de exploatare celui mai sever v = 160 km/h, sînt reprezentate în fig.4.7.

Pentru trecerea la colectivele de solicitare ale tensiunii nominale de calcul s-a utilizat teoria de rezistenţă a energiei modificatoare a formei după VON MISES ; tensiunile echivalente rezultate s-au raportat la coeficientul de concentrare local, determinat pe cale experimentală. Parametrii definitorii ai colectivelor de solicitare în tensiuni nominale de calcul deduse din funcţiile de frecvenţă a depăşirii nivelelor, sînt date în tabelul 4.3., în care s-a notat :

$k_i = \dfrac{\varepsilon_1}{\varepsilon_{ech}}$: constanta stării de încărcare simple

$\alpha_k = \dfrac{(\sigma_{ech})\ \text{măsurat}}{\sigma\ \text{nominal proiectare}}$: coeficientul de concentrare local

Din reprezentarea matricilor multiple ale frecvenţelor absolute s-au dedus, după metodologia prezentată în Cap.II pct. 2.2, probabilităţile de ordinul II :

$$\mathcal{N} = \{\mathcal{N}(k)\}^{1,m} = \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m} \longrightarrow \mathcal{P} = \{\mathcal{P}(k)\}^{1,m} = \{\{p_{ijk}\}\}^{1,m} \Leftrightarrow \{\bar{p}_{ij}\}^{1,m} \longrightarrow$$

$$\longrightarrow \mathcal{P}^* = \{\mathcal{P}^*(k)\}^{1,m} = \{\{P_{ijk}\}\}^{1,m} \Leftrightarrow \{\bar{P}^*_{ij}\}^{1,m}$$

2.1.2. Confruntarea cu rezultatele metodelor de analiză cunoscute

Din rezultatele analizei după modelul procesului de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II se pot deduce prin particularizare rezultatele pe care le poate furniza analiza după modelul procesului de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul I - metodă propusă de ARGYRIS şi colaboratori (1976). Pentru reprezentările spaţiale $\mathcal{N} = \{\mathcal{N}(k)\}^{1,m} = \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m}$ ale spectrelor extensometrice analizate s-au stabilit, prin însumarea, în matricea mască, a frecvenţelor N_{ijk} după indicele k (i,j - const.), matricile singulare ale frecvenţelor simplelor treceri ${}^{I}\mathcal{N} = \{N_{ij}\}^{1,m}$; aceste matrici descriu complet spectrele extensometrice originale din punct de vedere al modelului matematic al procesului de tip Markov fără memorie. După o metodologie similară cu cea prezentată în Cap II, pct.2.2, adaptată la cazul particular al matricii singulare, s-au determinat matricile probabilităţilor de trecere de ordinul I :

$$^{I}\mathcal{N} = \{N_{ij}\}^{1,m} \longrightarrow {}^{I}\mathcal{P} = \{p_{ij}\}^{1,m} \Longleftrightarrow \{\bar{p}_i\}^{1,m} \longrightarrow {}^{I}\mathcal{P}^{*} = \{P_{ij}\}^{1,m} \Longleftrightarrow \{\bar{p}_i^{*}\}^{1,m}$$

formate din vectorii $\bar{p}_i^{*} = \{P_{i1}, \ldots, P_{ij}, \ldots, P_{im}\}$, pentru $i = 1,\ldots,m$, care în matricea singulară apar pe linii, cumulaţi divergent dinspre diagonala principală ($i=j$) înspre coloanele extreme ($j = 1$ şi $j = m$).

In fig.4.8. se dă matricea probabilităţilor cumulate de trecere de ordinul I, stabilită prin particularizarea matricilor multiple $\mathcal{N}$ pentru spectrul extensometric înregistrat cu TER 72, v = 160 km/h.

De asemenea, din rezultatele analizei după modelul propus se poate deduce distribuţia bidimensională a extremelor $f_{\varepsilon_{max}\varepsilon_{min}}(x_1,x_2)$ respectiv distribuţia bidimensională echivalentă a amplitudinii şi valorii medii instantanee $f_{\varepsilon_a\varepsilon_{med}}(x_1,x_2)$ - care descriu complet structura statistică a procesului în ipoteza staţionară şi cu distribuţie temporală normală - PAASCH (1973).

Intr-adevăr, în baza relaţiilor :

$$\varepsilon_{med} = \frac{\varepsilon_{max} + \varepsilon_{min}}{2} \qquad\qquad \varepsilon_a = \frac{\varepsilon_{max} - \varepsilon_{min}}{2} \tag{4.2.}$$

relaţia de aproximare a lui RICE - rel.(2.55) - se poate transpune după KOWALEWSKI (1969) în relaţia :

$$f_{\varepsilon_a\varepsilon_{med}}(x_1,x_2) = \frac{x_1}{I^2\cdot d_\varepsilon^2}\cdot e^{\frac{-x_1^2}{2d_\varepsilon^2 I^2}}\cdot\frac{1}{d_\varepsilon\sqrt{2\pi(1-I^2)}}\cdot e^{\frac{-x_2^2}{2d_\varepsilon^2(1-I^2)}} \tag{4.3.}$$

avînd parametrii :

$$\bar{\varepsilon}_a = d_\varepsilon\cdot I\sqrt{\frac{\pi}{2}} \quad ; \quad d_{\varepsilon_a} = d_\varepsilon\cdot I\sqrt{2-\frac{\pi}{2}}$$

$$\varepsilon_{med} = 0 \quad ; \quad d_{\varepsilon_{med}} = d_\varepsilon\cdot\sqrt{1-I^2}$$

Pentru cazul spectrului TER 72, v = 160 km/h s-a exploatat distribuţia bidimensională ideală, conform rel.(2.55) respectiv rel.(4.3), utilizînd în calcule parametrii ajustaţi ai funcţiilor de frecvenţă a extremelor. - fig.4.9. Valorile probabilităţilor sînt date în reprezentarea cu virgulă normalizată, în care caracteristica se dă sub forma puterii bazei 10 (E - 3 = 10^{-3}). Probabilităţile condiţionate sînt determinate pentru procesul de

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
24	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0	0	
23	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		0
22	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,66	0,66	0,66	0,37	0,33	0	0	0	0		0	0
21	1	1	1	0,76	0,75	0,73	0,75	0,75	0,75	0,75	0,76	0,75	0,75	0,76	0,75	0,76	0,75	0,75	0,50	0,25		0	0	1
20	1	1	1	1	1	0,94	0,94	0,94	0,88	0,88	0,72	0,72	0,78	0,66	0,61	0,35	0,44	0,27	0,11		0	1	1	1
19	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,83	0,44	0,49	0,33	0,33	0,33	0,16	0,16	0,16		0,75	1	1	1	1
18	1	1	1	1	0,94	0,94	0,88	0,28	0,88	0,88	0,65	0,55	0,49	0,16	0,11	0	0		0	0,66	1	1	1	1
17	1	1	1	1	0,94	0,94	0,88	0,88	0,82	0,82	0,70	0,41	0,29	0,05	0	0		0	0,25	1	1	1	1	1
16	1	1	1	0,97	0,94	0,92	0,87	0,84	0,84	0,79	0,66	0,38	0,23	0,07	0		0	0	0	0	0,30	0,30	0,30	1
15	1	1	1	1	1	0,98	0,97	0,95	0,93	0,86	0,72	0,46	0,32	0,07		0	0	0,20	0,20	0,80	0,80	0,80	1	1
14	1	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,92	0,86	0,66	0,40	0,12		0,16	0,72	0,77	0,94	0,97	0,94	0,94	1	1	1
13	1	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,96	0,95	0,89	0,81	0,35	0,22		0,37	0,77	0,87	0,88	0,95	1	1	1	1	1	1
12	1	1	1	0,98	0,98	0,97	0,96	0,94	0,90	0,78	0,36		0,28	0,59	0,87	0,93	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	1	1	1
11	1	1	1	1	1	1	1	1	0,79	0,53		0,16	0,39	0,72	0,89	0,95	0,97	0,99	0,95	1	1	1	1	1
10	1	1	1	1	1	0,77	0,44	0,44	0,22		0,05	0,31	0,51	0,79	0,93	0,95	0,97	0,98	0,98	1	1	1	1	1
9	1	1	1	1	0,66	0,66	0,33	0,33		0,12	0,18	0,40	0,56	0,76	0,88	0,92	0,94	0,98	0,98	1	1	1	1	1
8	0	0	0	0	0	0	0		0,09	0,12	0,32	0,48	0,64	0,83	0,96	0,96	1	1	1	1	1	1	1	1
7	0	0	0	0	0	0		0	0	0	0	0,40	0,60	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
6	0	0	0	0	0		0	0	0	0,05	0,05	0,26	0,36	0,57	0,73	0,79	0,93	1	1	1	1	1	1	1
5	0	0	0	0		0	0	0	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,43	0,71	0,86	0,86	1	1	1	1	1	1	1
4	0	0	0		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0,66	1	1	1	1	1	1	1	1	1
3	0	0		0	0	0	0	0	0,50	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	0		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
j=	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24

Fig. 4.8. Matricea probabilităţilor de trecere de ordinul I $^{I}\mathcal{P}^{*}=\{P_{ij}\}^{1,m}$, dedusă prin particularizare din reprezentarea matricilor multiple ale frecvenţelor absolute ale dublelor treceri (spectru extensometric TER 72, v = 160 km/h)

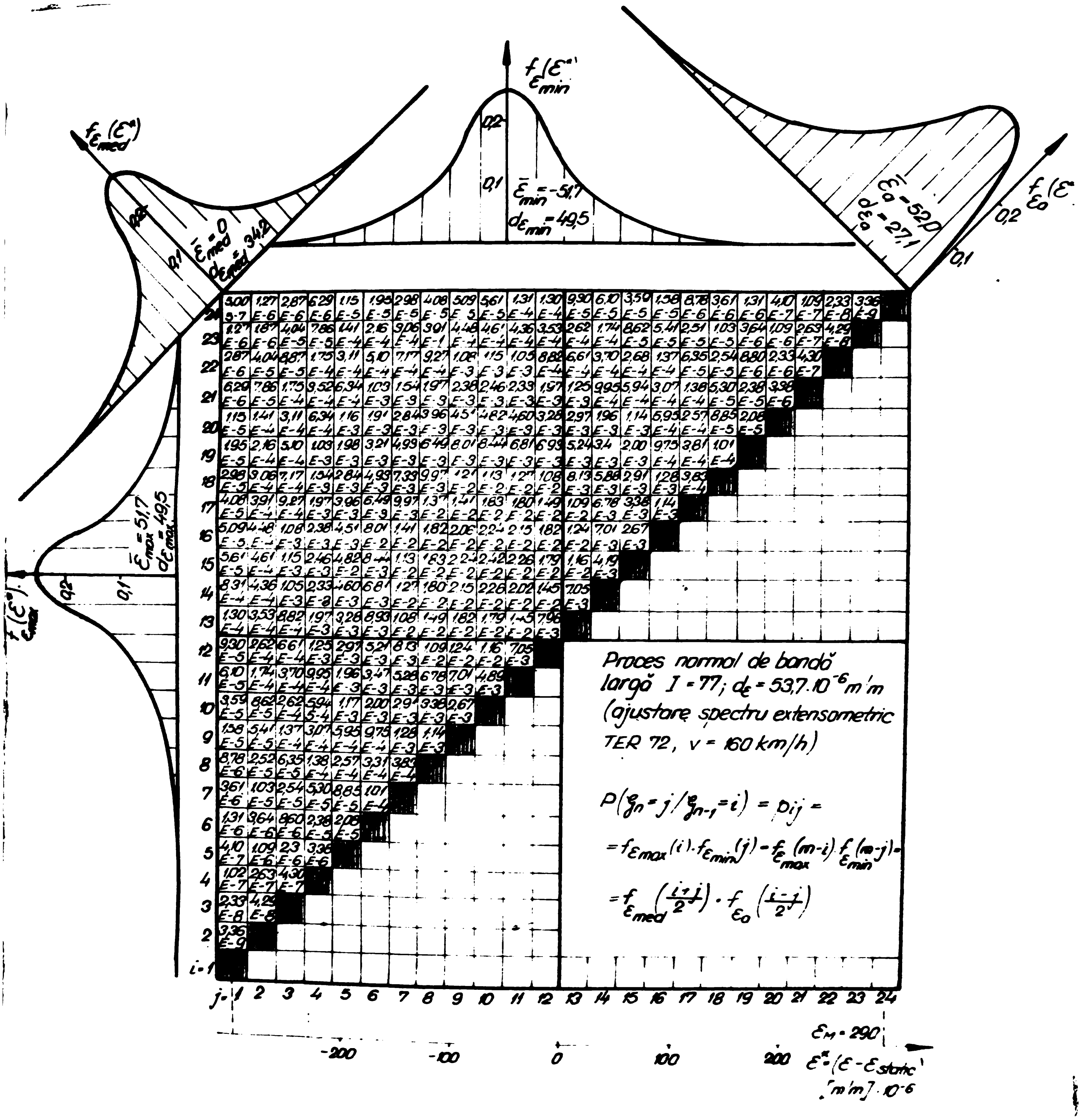


Fig. 4.9. Distribuţiile bidimensionale $\varepsilon_{max} - \varepsilon_{min}$ respectiv $\varepsilon_a - \varepsilon_{med}$ conform modelului procesului staţionar normal de bandă largă (I = 0,77). Probabilităţile condiţionate s-au calculat după rel. (2.55), (4.2) pentru caracteristicile statistice ajustate ale spectrului extensometric TER 72, v = 160 km/h

solicitare extrapolat la extinderea $H_0 = 10^6$, astfel încît ciclul cu valoarea interextremă maximă ($i = 1 \rightarrow j = 24$ respectiv $i=24 \rightarrow j= 1$) să poată fi realizat fizic o singură dată:

$$f_{\varepsilon_{max}\,\varepsilon_{min}}(x_1 = 5,24 \cdot d_\varepsilon \,;\, x_2 = -5,24 \cdot d_\varepsilon) = 0,5 \cdot 10^{-6}$$

Distribuția valorilor medii instantanee apare ca o distribuție normală, cu valoarea medie temporală centrată pe valoarea medie a procesului, iar distribuția amplitudinilor este de tip Rayleigh ; cele 4 distribuții liniare sînt complet determinate prin valoarea abaterii medii pătratice d_ε a procesului și a factorului de neregularitate I.

Relevanța modelului matematic propus - bazat pe modelul de tip Markov cu considerarea probabilităților de trecere de ordinul II - de a aproxima și descrie procese cvasi-staționare, cu memorie, reiese din fig.4.10 și 4.11. Aceste figuri ilustrează comparația dintre funcțiile densității de probabilitate și funcțiile de distribuție ale trecerii $\xi_{n-1} = j \rightarrow \xi_n = k$ ($\xi_{n-2} = i$, $\xi_{n-1} = j$ dat) pentru următoarele situații :

- stabilite direct din probabilitățile de trecere de ordinul II, clasate și determinate după metodologia propusă
- stabilite din probabilitatea de trecere după 2 pași, deduse din probabilitățile de trecere de ordinul I conform relațiilor (2,43) și (2.44), reprezentînd deci probabilitățile de ordinul II aferente modelului Markov fără memorie.

S-au considerat următoarele cazuri relevante ale spectrului extensometric înregistrat în cadrul boghiului (TER 72, v=160 km/h) :

a).- treceri MAX → MIN → MAX între două stări inițiale i,j care cuprind amplitudinile probabile ale componentei induse, fără componentă fundamentală - fig.4.10 a.

b).- treceri MAX → MIN → MAX între două stări inițiale i,j care cuprind amplitudinile probabile ale componentei induse suprapuse peste componenta fundamentală - fig. 4.10.b.

c).- treceri MIN → MAX → MIN între două stări inițiale i,j care cuprind amplitudinile probabile ale componentei induse, fără componentă fundamentală - fig.4.11.a

d).- treceri MIN → MAX → MIN între două stări inițiale i,j care cuprind amplitudinile probabile ale componentei induse suprapuse peste componenta fundamentală fig. 4.11.b.

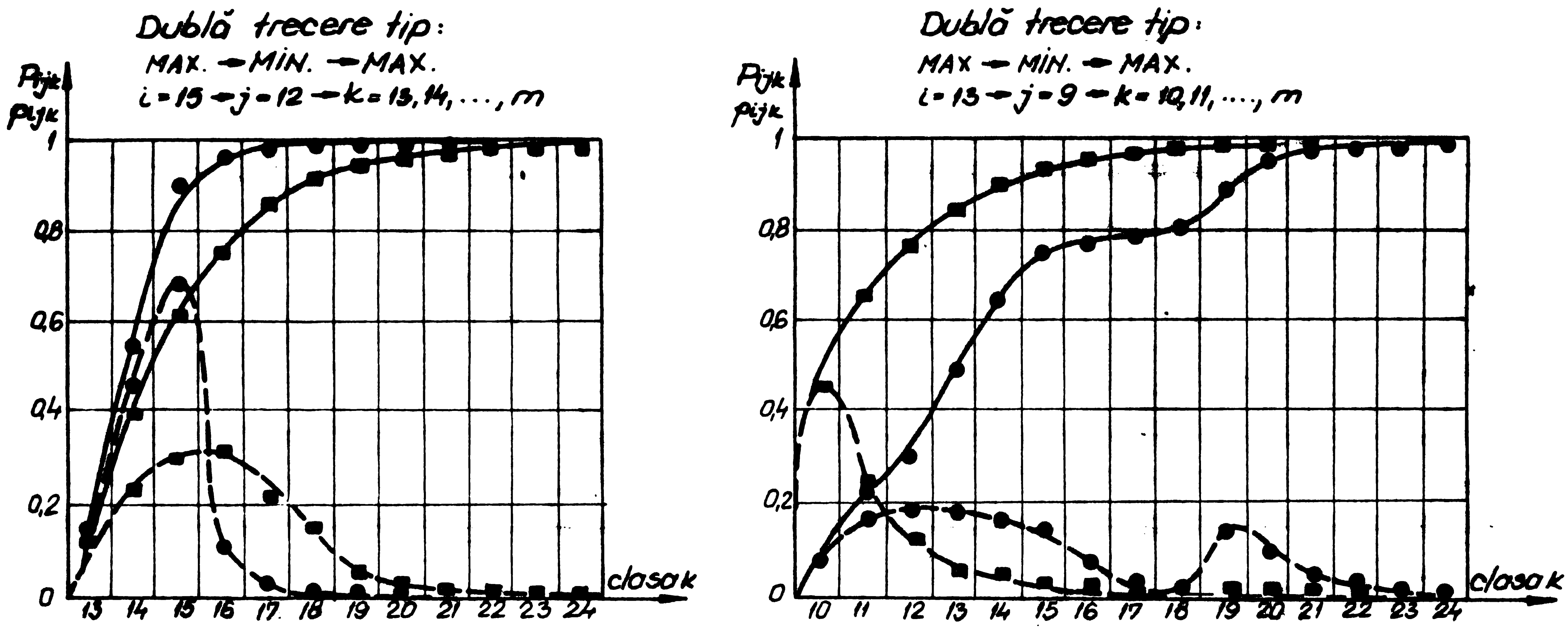


Fig. 4.10. Distribuțiile $\bar{p}_{ij} = \{p_{ijk}\}_k^{1,m}$ și $\bar{p}_{ij}^{*} = \{P_{ijk}\}_k^{1,m}$ ale dublelor treceri

● – stabilite direct din matricile multiple $\mathcal{P} = \{\{p_{ijk}\}\}^{1,m}$ (model Markov de ordinul II)

■ – stabilite ca probabilități de trecere după 2 pași pe baza matricii singulare $\mathcal{P} = \{p_{ij}\}^{1,m}$ (model Markov de ordinul I)

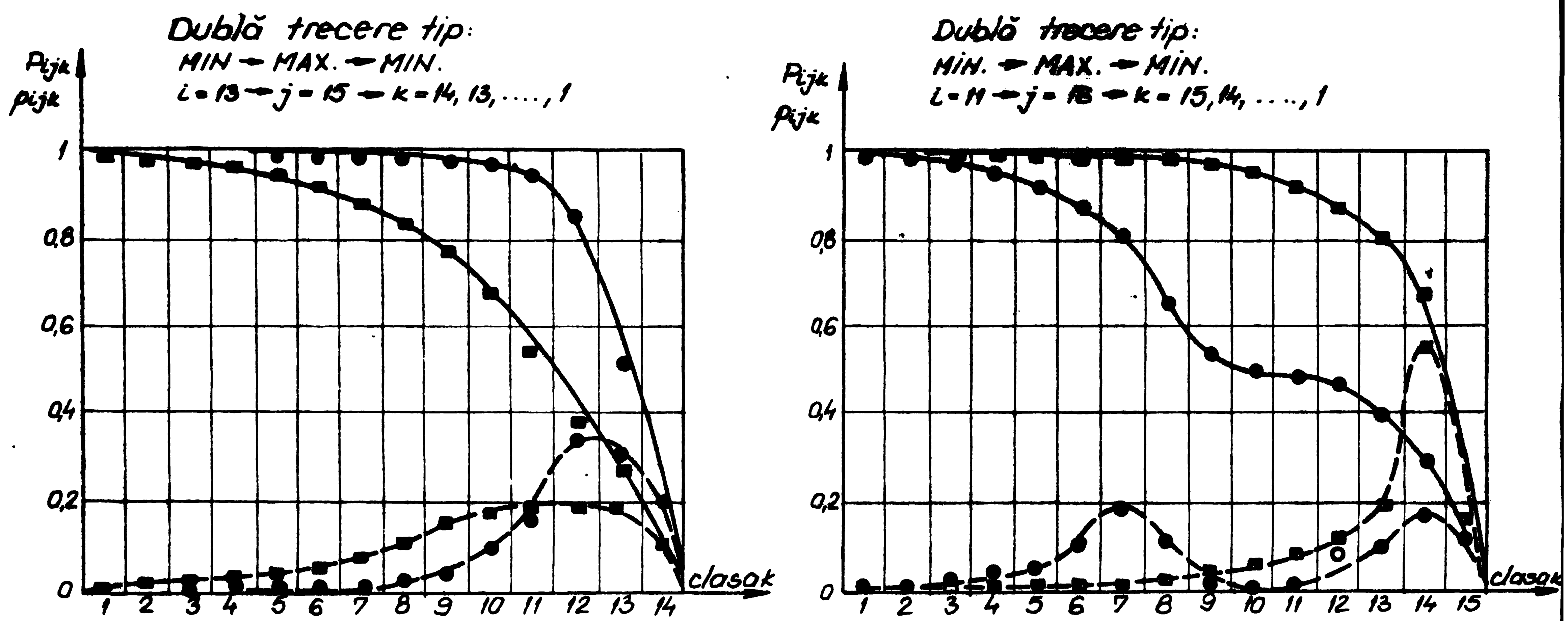


Fig. 4.11. Distribuțiile $\bar{p}_{ij} = \{p_{ijk}\}_k^{1,m}$ și $\bar{p}_{ij}^{*} = \{P_{ijk}\}_k^{1,m}$ ale dublelor treceri

● - stabilite direct din matricile multiple $\mathcal{P} = \{\{p_{ijk}\}\}^{1,m}$ (model Markov de ordinul II)

■ - stabilite ca probabilități de trecere după 2 pași pe baza matricii singulare ${}^{1}\mathcal{P} = \{{}^{1}p_{ij}\}^{1,m}$ (model Markov de ordinul I)

In cazurile a) şi c), probabilităţile de trecere de ordinul II au distribuţii unimodale şi diferă printr-o dispersie mai redusă de probabilităţile de trecere după 2 paşi , întrucît în secvenţa de cicluri centrate pe valoarea medie, procesul este staţionar corespunzător componentei induse ; probabilitatea apariţiei unor amplitudini care depăşesc amplitudinea medie a componentei induse este redusă şi corespunde apariţiei unor cicluri simetrice datorită perturbaţiilor.

In cazurile b) şi d) probabilităţile de trecere de ordinul II prezintă distribuţii bimodale, în timp ce probabilităţile de trecere după 2 paşi prezintă distribuţii unimodale. Maximele funcţiilor de densitate a probabilităţilor de ordinul II sînt centrate pe valorile cele mai probabile ale amplitudinilor componentei induse fără componenta fundamentală (regim staţionar) respectiv cu componenta fundamentală (regim nestaţionar prin decalarea valorii medii). Aceasta confirmă capacitatea modelului matematic al procesului de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II de a descrie mai exact procese cvasi-staţionare. Informaţia conservată sintetic în distribuţiile bimodale exprimă tocmai caracterul de proces cu creşteri dependente a spectrelor extensometrice înregistrate.

2.2. Sinteza procesului de solicitare. Confruntare cu metode de sinteză cunoscute.

După metodologia propusă bazată pe desfăşurarea reprezentării matricilor multiple transformate în distribuţiile de probabilităţi

$$\mathscr{P}^* = \{\mathscr{P}^*_{(k)}\}^{1,m} <=> \{\bar{p}^*_{ij}\}^{1,m}$$

s-au generat traiectorii ale procesului Markov cu extindere consistentă, comparabilă cu cea a spectrelor înregistrate. Drept condiţii iniţiale s-au ales duble treceri $i_0 \to j_0 \to k_0$ realizate fizic în cadrul procesului original înregistrat.

Pentru a studia relevanţa modelului de tip Markov propus pentru analiza şi sinteza proceselor aleatoare cvasi-staţionare, în paralel s-au generat şi traiectorii ale unui proces de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de ordinul I ; generarea acestor traiectorii s-a bazat pe desfăşurarea matricii singulare a probabilităţilor de trecere de ordinul I : ${}^{I}\mathscr{P}^* <=> \{\bar{p}^*_i\}^{1,m}$ stabilită prin particularizare din matricile multiple $\mathscr{P} = \{\mathscr{P}_{(k)}\}^{1,m}$.

$= \{\{N_{ijk}\}\}^{1,m}$ a freoventelor dublelor treoeri olasate. Algoritmul de generare a suocesiunii de extreme este similar ou oel propus la sinteza prooeselor de tip Markov de ordinul I, rezultînd oa un oaz partioular al aoestuia.

Confruntarea se exemplifioă pentru oazul speotrului extensometrio înregistrat ou TER 72, v = 160 km/h. In oadrul unor seleoţii de extindere comparabilă N_{1T} = 2700 oioluri, oele două traieotorii ale prooeselor de tip Markov de ordinul I respeotiv II reoonstituie, în limitele aouratetei digitalizării, oaraoteristioile statistice prinoipale ale prooesului orginal - Tabelul 4.4.

Tabelul 4.4.

Prooes	Caraoteristioi statistioe determinate		
	Valoarea medie $\bar{\varepsilon}$ [m/m] .10^{-6}	Abaterea medie pătratioă d_{ε}[m/m] .10^{-6}	Factor de neregularitate I
Prooes original (speotru extensometrio)	0,0	53,7	0,770
Traieotorie a prooesului de tip Markov de ordinul II	0,07	53,50	0,775
Traieotorie a prooesului de tip Markov de ordinul I .	- 0,08	53,93	0,774

In fig.4.12 sînt reprezentate trei seleoţii parţiale oare oaracterizează prooesul de solioitare din îmbinarea sudată lonjeron - traversă - a oadrului boghiului (TER 72), în regimul de v = 160 km/h, şi anume :

a).- speotrul extensometrio original, redus la o suocesiune de valori extreme oerte ;

b).- traieotoria prooesului, oonstruită prin sinteză pe baza modelului Markov ou oonsiderarea probabilităţilor de treoere de ordinul II (desfăşurarea matrioilor multiple $\mathcal{P}^* = \{\mathcal{P}^*_{(k)}\}^{1,m} = \{\{P_{ijk}\}\}^{1,m} \Leftrightarrow \{\bar{p}^*_{ij}\}^{1,m}$);

o).- traieotoria prooesului, oonstruită prin sinteză pe baza modelului Markov ou oonsiderarea probabilităţilor de treoere de ordinul I (desfăşurarea matrioii singu -

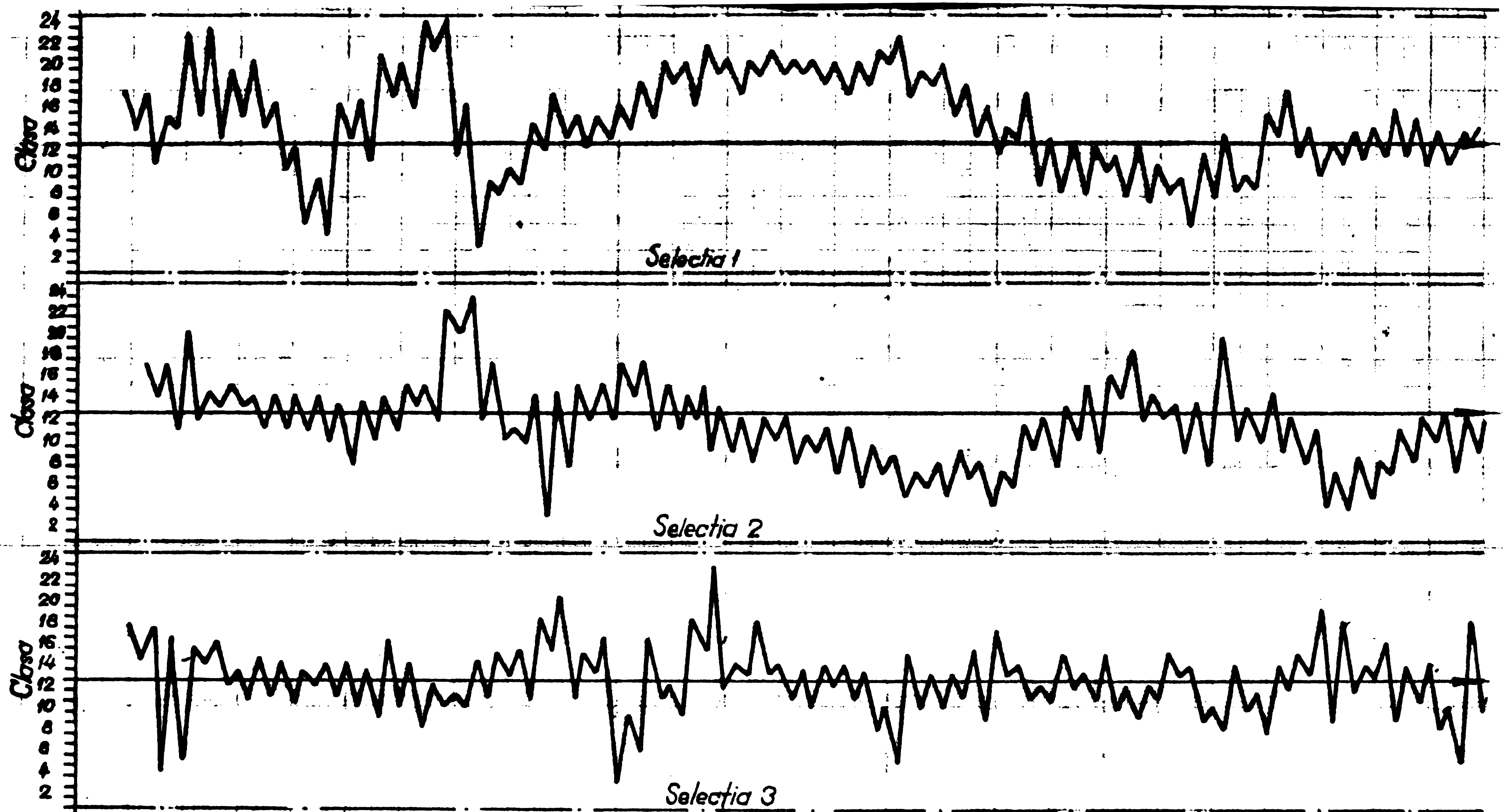


Fig. 4.12 Selecții ale procesului de solicitare TER'72, v = 160 Km/h

1 - spectru extensometric original

3 - traiectorie generată (model Markov de ordinul II)

3 - traiectorie generată (model Markov de ordinul I)

BUPT

lare $\,{}^{I}\mathcal{P}^{*} = \{P_{ij}\}^{1,m} \Leftrightarrow \{\bar{p}_i^{*}\}^{1,m}$ - fig.4.8).

Pentru generarea traiectoriilor după cele 2 metode s-au considerat aceleaşi condiţii iniţiale :

$i_0 = 17$; $j_0 = 14$; $k_0 = 17$

care reprezintă de fapt prima dublă trecere realizată în spectrul extensometric original, într-o secvenţă nestaţionară corespunzător intrării în abatere şi în curbă stînga- dreapta ; de asemenea, la sinteză s-a utilizat şi acelaşi şir de numere pseudoaleatoare uniform distribuite pe intervalul $[0,1]$.

Se constată că traiectoria b), generată după modelul propus al procesului de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II, poate reconstitui mai exact istoria procesului de solicitare cvasi-staţionar decît traiectoria c) ; caracterul de proces cu memorie reiese din faptul că ciclurile generate redau prin distribuţia şi succesiunea temporală a valorilor medii instantanee, tendinţele componentei fundamentale.

Pentru a aprecia cantitativ exact gradul de acurateţe la reeditarea istoriei procesului de solicitare cvasi-staţionar s-a adoptat drept criteriu funcţia de autocorelaţie. Pentru un proces de tip discret, cu un număr finit de stări cum este cazul succesiunilor date ale extremelor, funcţia de autocorelaţie se exprimă prin relaţia :

$$C_{\xi}(\ell) = \frac{1}{N-\ell-1} \sum_{r=1}^{N} [\xi(r) - \bar{\xi}] \cdot [\xi(r+\ell) - \bar{\xi}] \qquad (4.4)$$

în care s-a notat :

$\xi(r)$ - valoarea variabilei aleatoare la momentul r, $= 1, 2, 3, \ldots, N$ (pentru intervalul de timp unitar între trecerile succesive ale procesului $r = \Delta t \cdot r = t_r$)

N - numărul total de extreme (realizări ale variabile de stare) în selecţia dată

$\bar{\xi}$ - valoarea medie a procesului

ℓ - valoarea timpului de retardare

$\ell = 1,2,3 \ldots < N$ $\quad (\ell = \ell \cdot \Delta t = \tau_{\ell})$

Pentru procese discrete de tip Markov, funcţia de autocorelaţie are o reprezentare grafică sub formă de funcţie "pieptene", avînd valori discrete $C_{\xi}(\ell)$ doar pentru valorile discrete ale timpului de retardare ℓ.

In domeniul timpilor de retardare mai mici decît timpul de corelare ℓ_0 există un grad de corelare între valorile procesului $\xi(t)$, iar valorile funcţiei $C_\varepsilon(\ell)$ sînt pozitive pentru ℓ_0 par respectiv negative pentru ℓ_0 impar.

Infăşurătoarea funcţiei "pieptene" indică prin alura ei gradul de corelare a valorilor procesului $\xi(t)$. Timpul de corelare ℓ_0 se consideră atins cînd $C_\varepsilon(\ell)$ se anulează respectiv schimbă de semn.

In fig.4.13 sînt redate funcţiile de autocorelaţie determinate pentru spectrul extensometric original (TER 72), (v=160 km/h) şi pentru traiectoriile generate pe baza modelului Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II respectiv de ordinul I - în corespondenţă cu procesele reprezentate sub formă de secvenţe parţiale în fig.4.12.

In fig.4.13 s-au redat pentru simplificare doar valorile $C_\varepsilon(\ell)$ pînă la $\cdot = 50$.

Timpul de corelaţie obţinut pentru traiectoria modelului Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II arată o bună corespondenţă cu timpul de corelaţie obţinut pentru procesul original :

$$(\ell_0)_{\text{traiectorie II}} = 80 \sim (\ell_0)_{\text{proces original}} = 72$$

ceea ce indică o reeditare satisfăcătoare a caracterului de proces cu creşteri dependente.

Timpul de corelaţie obţinut pentru traiectoria modelului Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul I este mult mai redus decît cel obţinut pentru procesul original :

$$(\ell_0)_{\text{traiectorie I}} = 25 << (\ell_0)_{\text{proces original}} = 72$$

în concordanţă cu caracterul de proces cu creşteri independente, deci fără memorie, a modelului matematic simplificat.

Confruntarea metodologiei de analiză şi sinteză propuse, bazată pe modelul procesului de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II, cu metodologiile cunoscute în prezent, şi în special cea bazată pe modelul procesului de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul I, permite formularea următoarelor concluzii de ordin general :

- analiza spectrelor extensometrice după metodologia propusă conduce la construirea unui model al procesului, prin care se

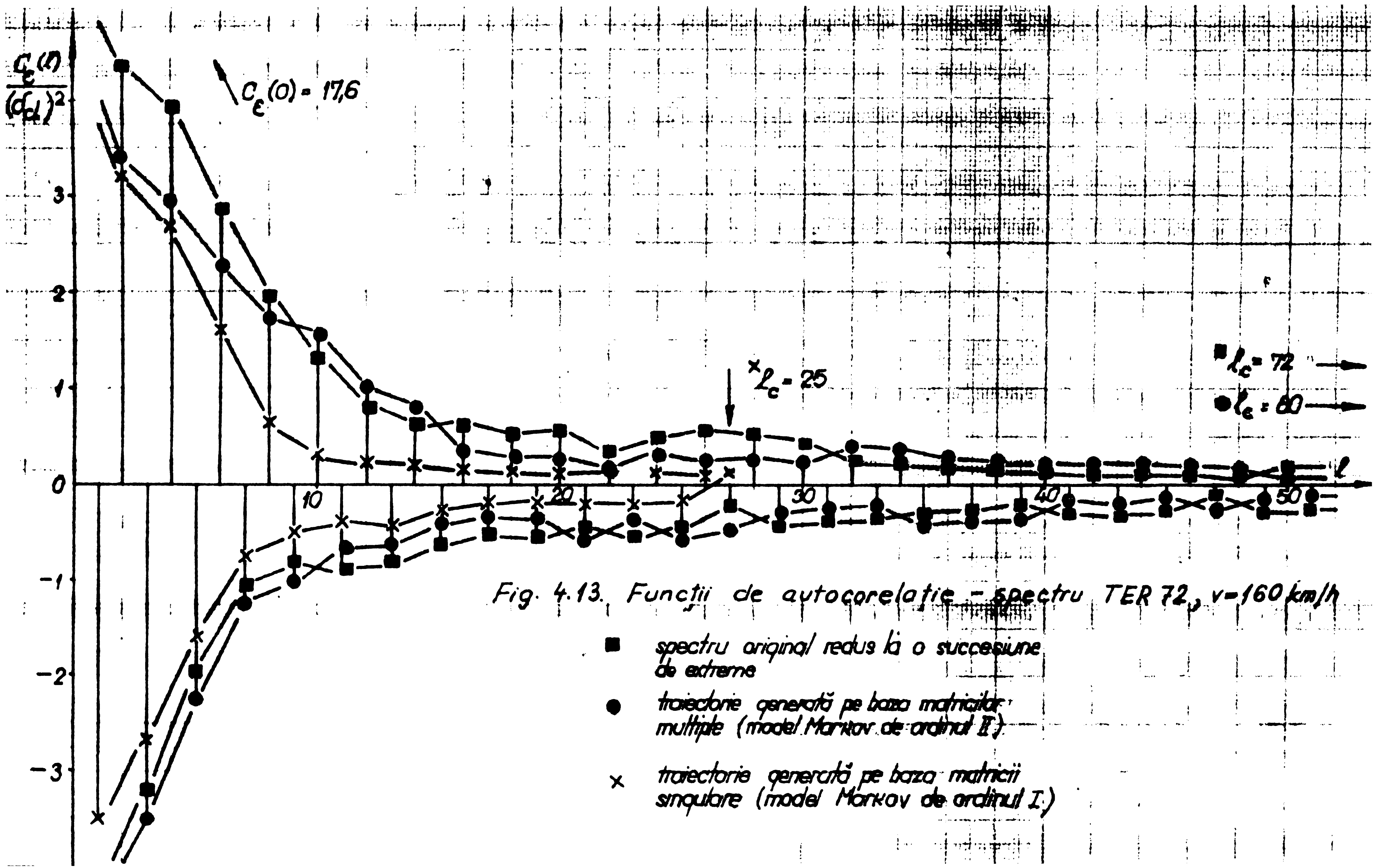


Fig. 4.13. Funcții de autocorelație – spectru TER 72, v=160 km/h

conservă informaţiile esenţiale privind caracterul cu creşteri dependente al procesului cvasi-staţionar ;

- rezultatele analizei după metodologia propusă sînt compatibile cu rezultatele obţinute prin metodele cunoscute, acestea din urmă rezultînd printr-o particularizare şi reducţie a volumului de informaţie stabilit prin analiza dublu corelată ; rezultatele analizei se pot transpune în colectivele de solicitare, care constituie baza calculelor moderne de verificare a durabilităţii ;

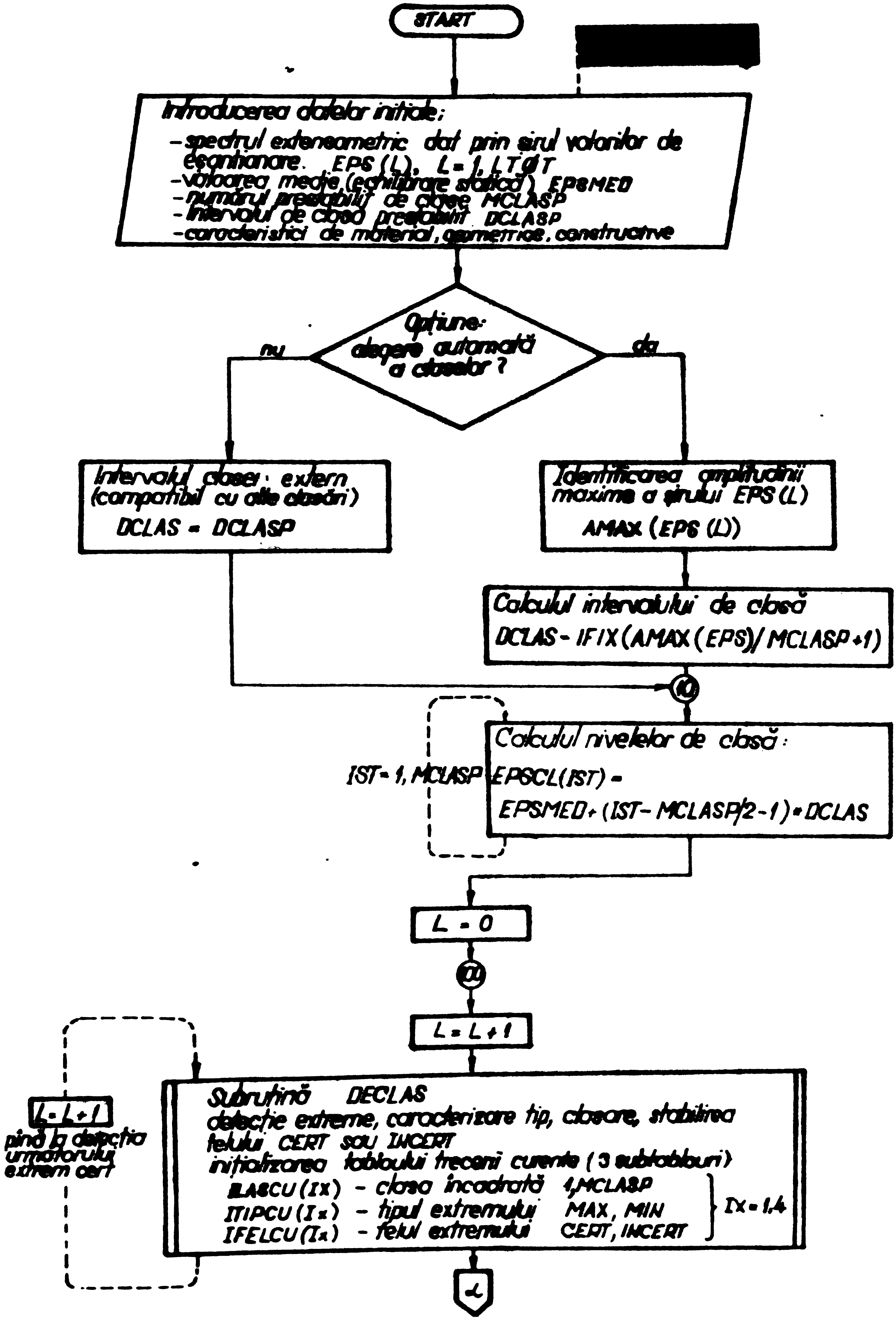
- prin sinteza bazată pe modelul procesului de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II, se pot genera procese de solicitare cvasi-staţionare, care simulează procesul de solicitare original cu un grad de aproximare mult mai ridicat ; încercările simulative pe stand, utilizînd ca mărime de comandă procesele sintetizate, vor conduce la o apreciere previzională mai exactă a comportării construcţiilor de rezistenţă în condiţii reale de exploatare.

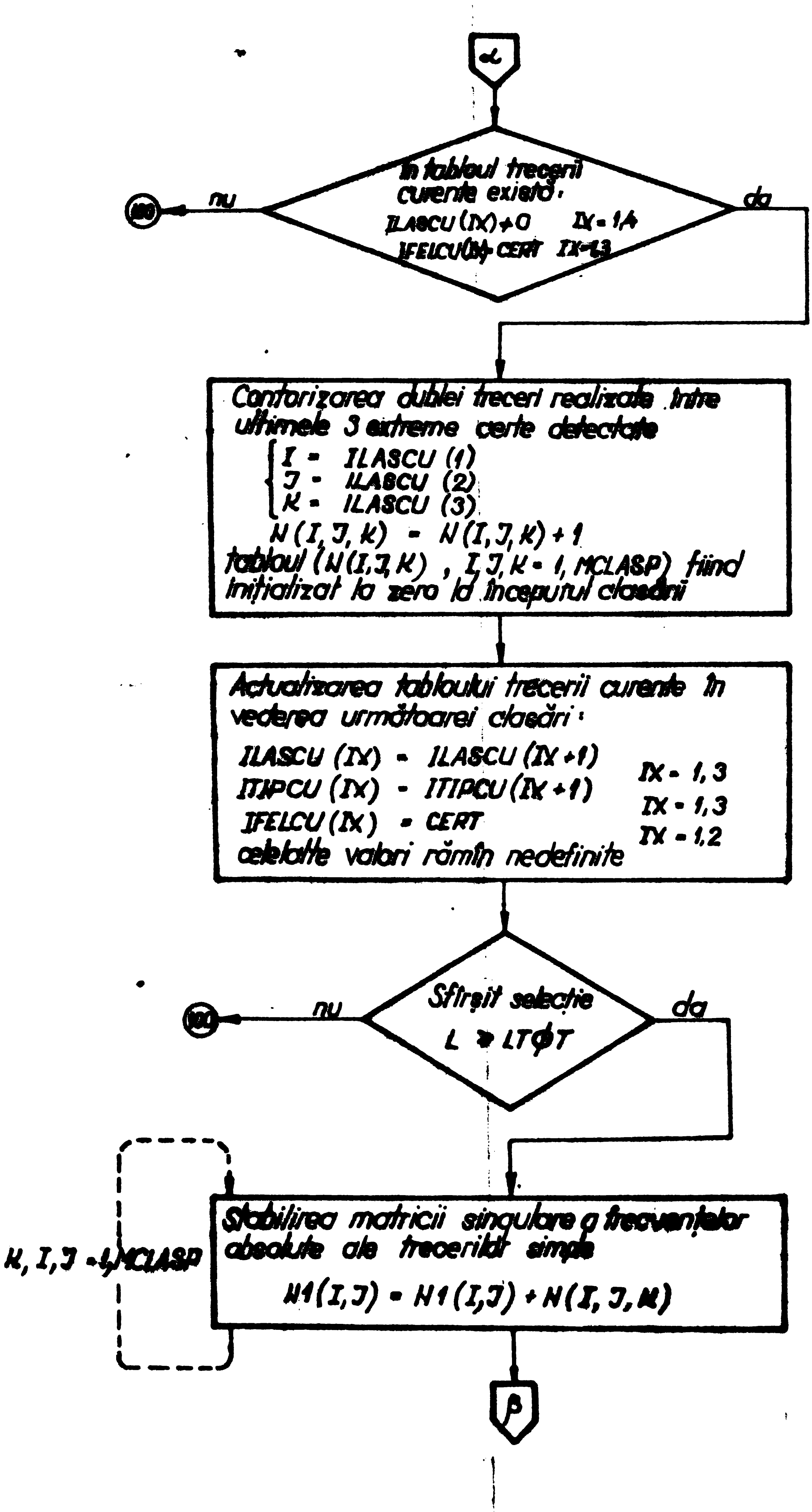
2.3. Programul de calcul

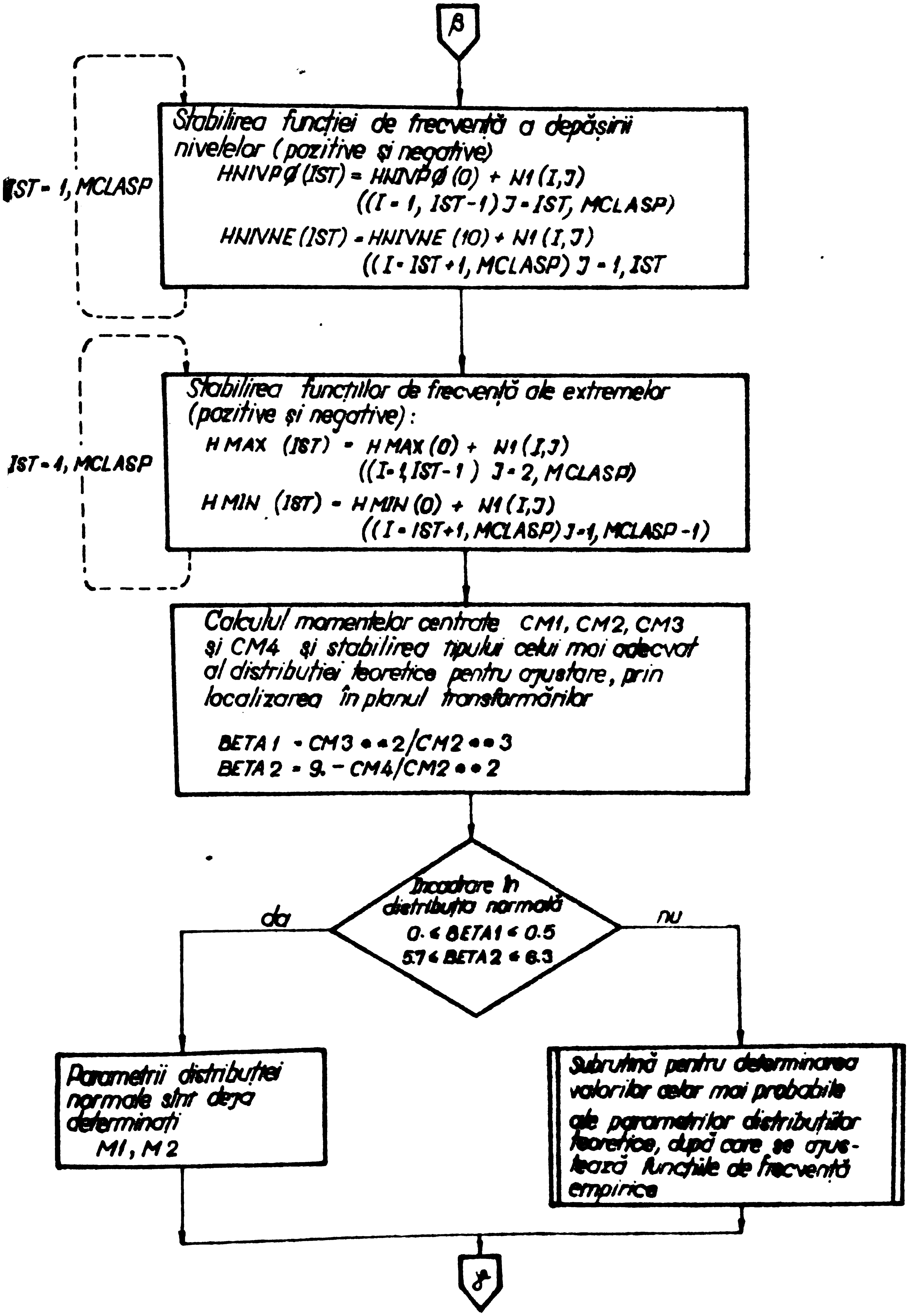
Pentru prelucrarea eficientă a volumului mare de date la analiză şi sinteză, cu posibilitatea efectuării calculelor în timp real, s-a elaborat un program de calcul în limbaj FORTRAN IV pentru calculatorul FELIX - C 256.

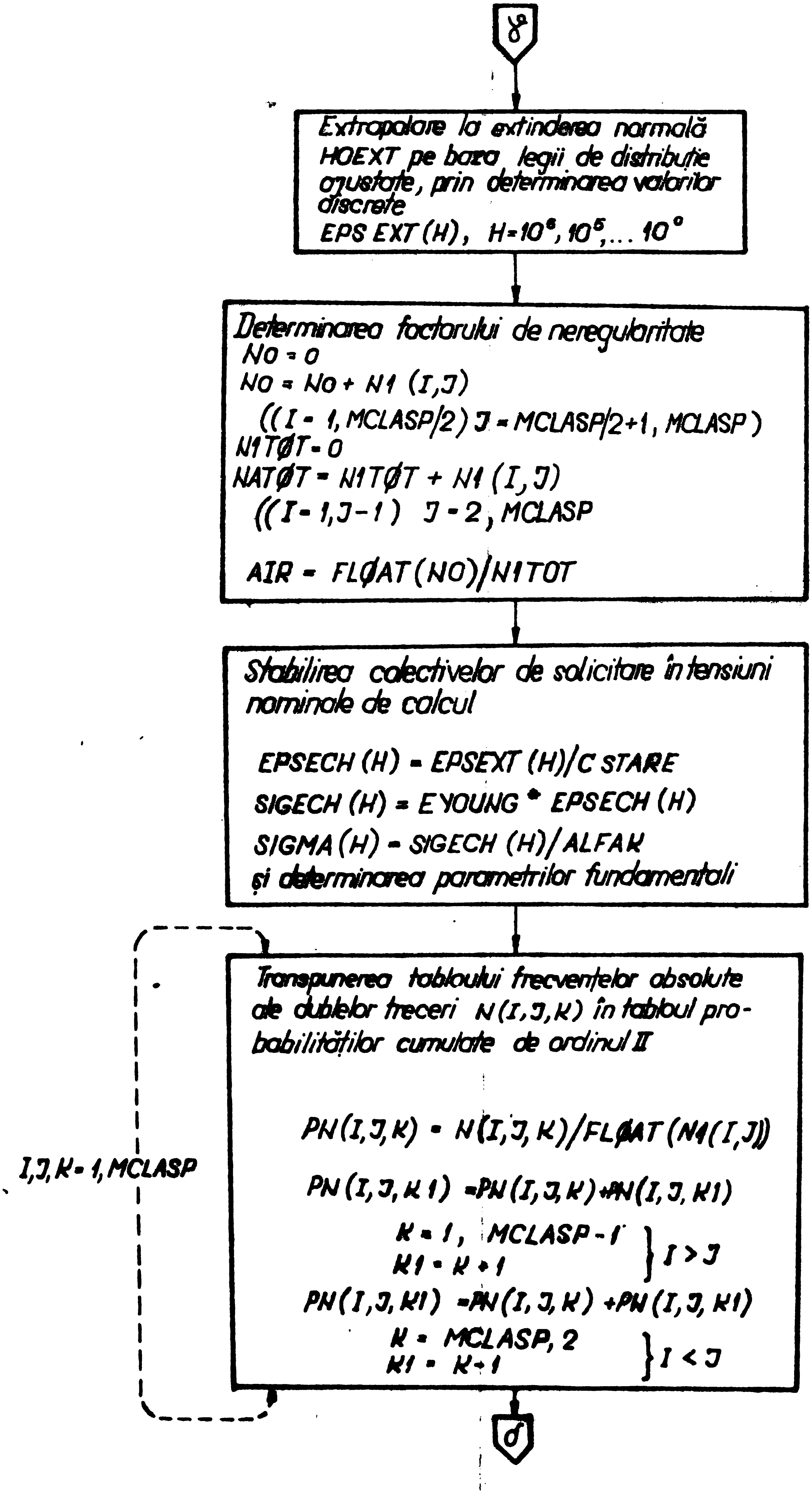
Datele iniţiale ale analizei se introduc sub forma şirului valorilor de eşantionare; datele finale ale analizei - reprezentarea matricilor multiple ale probabilităţilor de trecere de ordinul II - constituie datele de intrare ale sintezei.

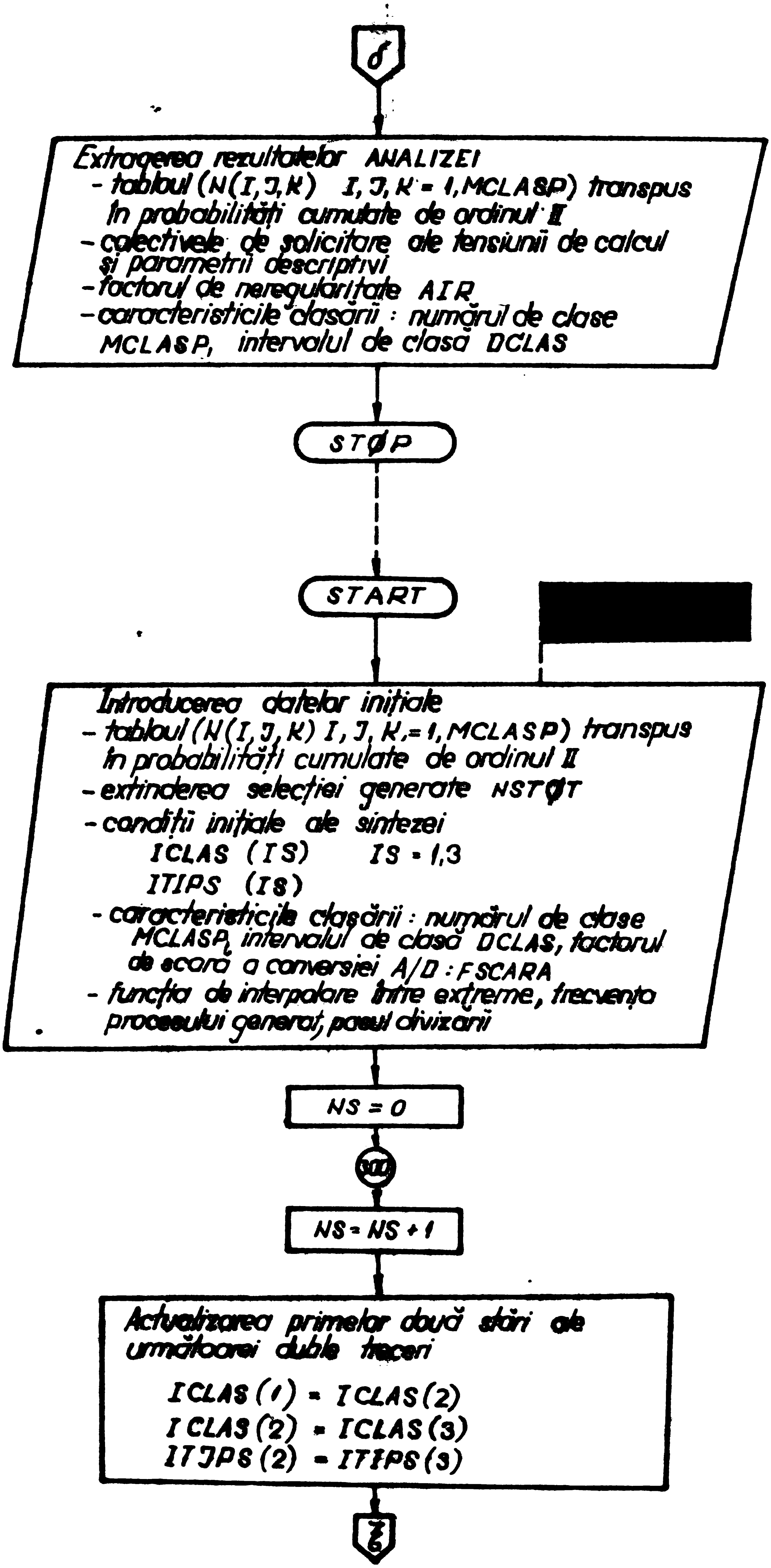
In continuare se dă organigrama generală a programului de calcul ASSPEX (Analiza şi Sinteza SPectrelor EXtensometrice).

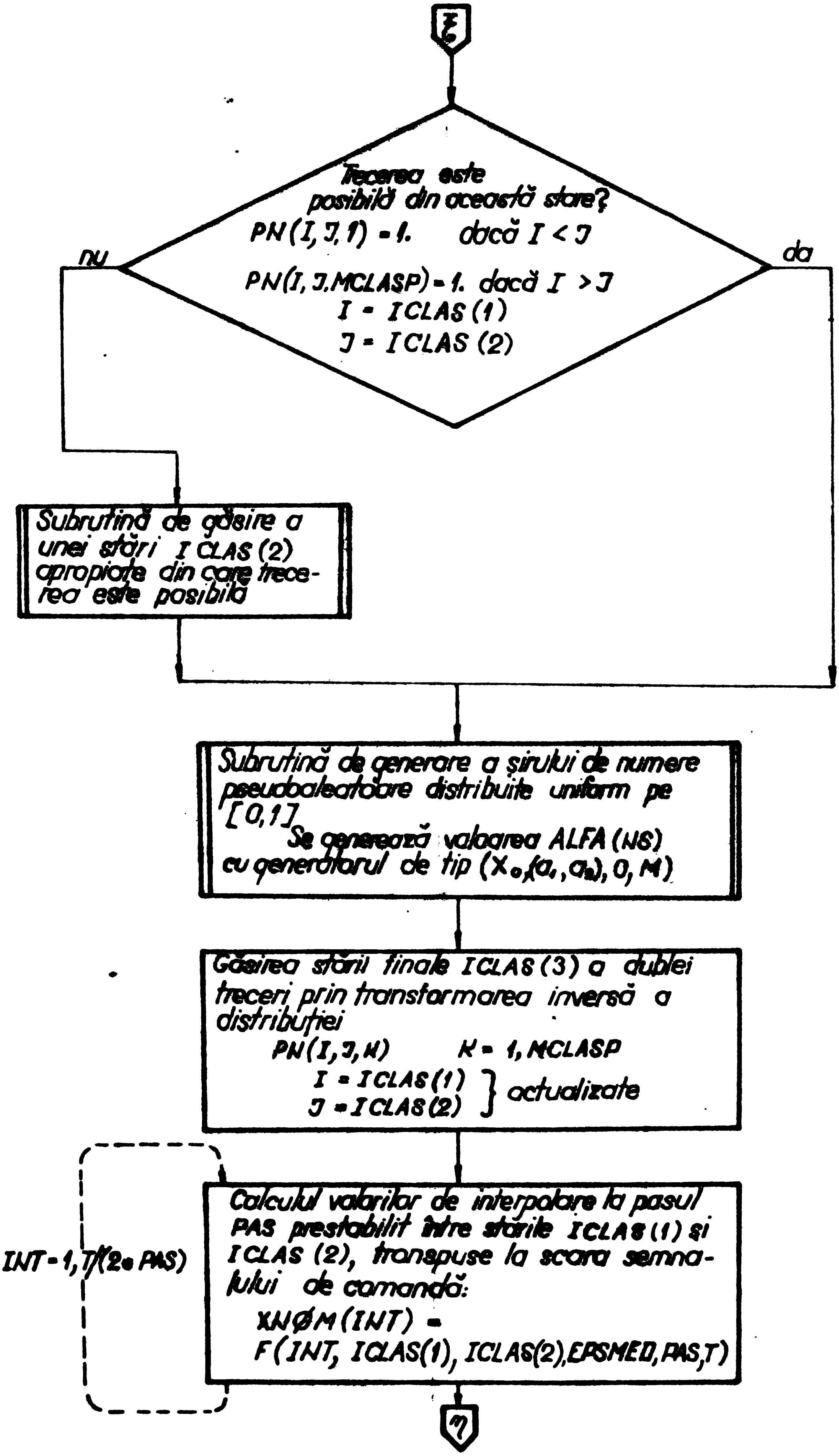

START
[redacted]
Introducerea datelor inițiale:
-spectrul extensometric dat prin șirul valorilor de eșantionare. EPS(L), L=1,LTOT
-valoarea medie (echilibrare statică) EPSMED
-numărul prestabilit de clase MCLASP
-intervalul de clasă prestabilit DCLASP
-caracteristici de material, geometrice, constructive
Opțiune: alegere automată a claselor ?
nu
da
Intervalul clasei: extern (compatibil cu alte clasări)
DCLAS = DCLASP
Identificarea amplitudinii maxime a șirului EPS(L)
AMAX(EPS(L))
Calculul intervalului de clasă
DCLAS = IFIX(AMAX(EPS)/MCLASP+1)
10
Calculul nivelelor de clasă:
IST=1,MCLASP
EPSCL(IST) =
EPSMED+(IST-MCLASP/2-1)*DCLAS
L = 0
20
L=L+1
L=L+1
pînă la detecția următorului extrem cert
Subrutină DECLAS
detecție extreme, caracterizare tip, clasare, stabilirea felului CERT sau INCERT
inițializarea tabloului treceri curente (3 subtablouri)
ICLASCU(IX) - clasa încadrată 1,MCLASP
ITIPCU(Ix) - tipul extremului MAX, MIN
IFELCU(Ix) - felul extremului CERT, INCERT
IX=1,4
α


α
În tabloul trecerii curente există:
ILASCU (IX) ≠ 0   IX = 1,4
IFELCU (IX) = CERT   IX = 1,3
nu
da
100
Contorizarea dublei treceri realizate între ultimele 3 extreme certe detectate
I = ILASCU (1)
J = ILASCU (2)
K = ILASCU (3)
N (I, J, K) = N (I, J, K) + 1
tabloul (N (I, J, K), I, J, K = 1, MCLASP) fiind inițializat la zero la începutul clasării
Actualizarea tabloului trecerii curente în vederea următoarei clasări:
ILASCU (IX) = ILASCU (IX + 1)   IX = 1, 3
ITIPCU (IX) = ITIPCU (IX + 1)   IX = 1, 3
IFELCU (IX) = CERT   IX = 1, 2
celelalte valori rămîn nedefinite
Sfîrșit selecție
L ≥ LTØT
nu
da
100
K, I, J = 1, MCLASP
Stabilirea matricii singulare a frecvențelor absolute ale trecerilor simple
N1 (I, J) = N1 (I, J) + N (I, J, K)
β

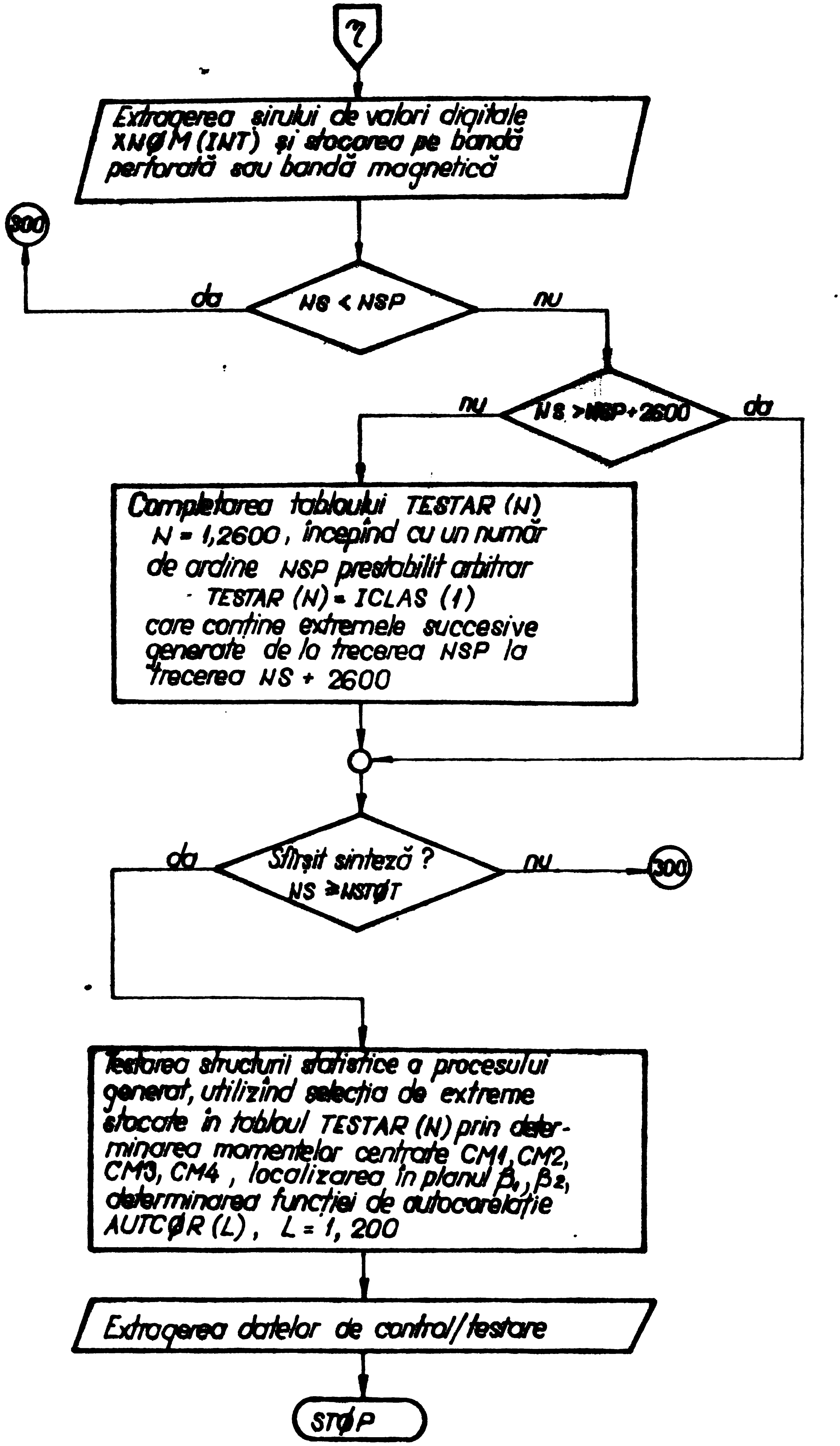

β
Stabilirea funcției de frecvență a depășirii nivelelor (pozitive și negative)
HNIVPØ(IST) = HNIVPØ(0) + N1(I,J)
((I = 1, IST-1) J = IST, MCLASP)
HNIVNE(IST) = HNIVNE(10) + N1(I,J)
((I = IST+1, MCLASP) J = 1, IST
IST = 1, MCLASP
Stabilirea funcțiilor de frecvență ale extremelor (pozitive și negative):
HMAX (IST) = HMAX(0) + N1(I,J)
((I=1, IST-1) J = 2, MCLASP)
HMIN (IST) = HMIN(0) + N1(I,J)
((I = IST+1, MCLASP) J = 1, MCLASP-1)
IST = 1, MCLASP
Calculul momentelor centrate CM1, CM2, CM3 și CM4 și stabilirea tipului celui mai adecvat al distribuției teoretice pentru ajustare, prin localizarea în planul transformărilor
BETA1 = CM3**2/CM2**3
BETA2 = 9. - CM4/CM2**2
Încadrare în distribuția normală
0. < BETA1 < 0.5
5.7 < BETA2 < 6.3
da
nu
Parametrii distribuției normale sînt deja determinați
M1, M2
Subrutină pentru determinarea valorilor celor mai probabile ale parametrilor distribuțiilor teoretice, după care se ajustează funcțiile de frecvență empirice
γ


8
Extrapolare la extinderea normală HOEXT pe baza legii de distribuție ajustate, prin determinarea valorilor discrete
EPS EXT (H), H=10^6, 10^5, ... 10^0
Determinarea factorului de neregularitate
NO = 0
NO = NO + N1 (I,J)
((I = 1, MCLASP/2) J = MCLASP/2+1, MCLASP)
N1TØT = 0
NATØT = N1TØT + N1 (I,J)
((I = 1,J-1) J = 2, MCLASP
AIR = FLØAT(NO)/N1TOT
Stabilirea colectivelor de solicitare în tensiuni nominale de calcul
EPSECH (H) = EPSEXT (H)/C STARE
SIGECH (H) = EYOUNG * EPSECH (H)
SIGMA (H) = SIGECH (H)/ALFAK
și determinarea parametrilor fundamentali
I,J,K = 1, MCLASP
Transpunerea tabloului frecvențelor absolute ale dublelor treceri N(I,J,K) în tabloul probabilităților cumulate de ordinul II
PN(I,J,K) = N(I,J,K)/FLØAT(N1(I,J))
PN(I,J,K1) = PN(I,J,K)+PN(I,J,K1)
K = 1, MCLASP-1
K1 = K+1
I > J
PN(I,J,K1) = PN(I,J,K) + PN(I,J,K1)
K = MCLASP, 2
K1 = K-1
I < J
δ


δ
Extragerea rezultatelor ANALIZEI
- tabloul (N(I,J,K) I,J,K = 1,MCLASP) transpus în probabilități cumulate de ordinul II
- colectivele de solicitare ale tensiunii de calcul și parametrii descriptivi
- factorul de neregularitate AIR
- caracteristicile clasării : numărul de clase MCLASP, intervalul de clasă DCLAS
STØP
START
[redacted]
Introducerea datelor inițiale
- tabloul (N(I,J,K) I,J,K = 1,MCLASP) transpus în probabilități cumulate de ordinul II
- extinderea selecției generate NSTØT
- condiții inițiale ale sintezei
ICLAS (IS) IS = 1,3
ITIPS (IS)
- caracteristicile clasării : numărul de clase MCLASP, intervalul de clasă DCLAS, factorul de scară a conversiei A/D : FSCARA
- funcția de interpolare între extreme, frecvența procesului generat, pasul divizării
NS = 0
300
NS = NS + 1
Actualizarea primelor două stări ale următoarei duble treceri
ICLAS (1) = ICLAS (2)
ICLAS (2) = ICLAS (3)
ITIPS (2) = ITIPS (3)
ζ



Trecerea este posibilă din această stare?
PN(I,J,1) = 1. dacă I < J
PN(I,J,MCLASP) = 1. dacă I > J
I = ICLAS(1)
J = ICLAS(2)
nu
da
Subrutină de găsire a unei stări ICLAS(2) apropiate din care trecerea este posibilă
Subrutină de generare a șirului de numere pseudoaleatoare distribuite uniform pe [0,1]
Se generează valoarea ALFA(NS) cu generatorul de tip (X₀,(a₁,a₂),0,M)
Găsirea stării finale ICLAS(3) a dublei treceri prin transformarea inversă a distribuției
PN(I,J,K) K = 1,MCLASP
I = ICLAS(1)
J = ICLAS(2)
actualizate
INT = 1,T/(2*PAS)
Calculul valorilor de interpolare la pasul PAS prestabilit între stările ICLAS(1) și ICLAS(2), transpuse la scara semnalului de comandă:
XNØM(INT) =
F(INT, ICLAS(1), ICLAS(2),EPSMED,PAS,T)


7
Extragerea sirului de valori digitale XNØM(INT) şi stocarea pe bandă perforată sau bandă magnetică
300
da
NS < NSP
nu
nu
NS >NSP+2600
da
Completarea tabloului TESTAR (N) N = 1,2600, începînd cu un număr de ordine NSP prestabilit arbitrar
· TESTAR (N) = ICLAS (I)
care conține extremele succesive generate de la trecerea NSP la trecerea NS + 2600
da
Sfîrşit sinteză ?
NS ≥ NSTØT
nu
300
Testarea structurii statistice a procesului generat, utilizînd selecția de extreme stocate în tabloul TESTAR (N) prin determinarea momentelor centrate CM1, CM2, CM3, CM4 , localizarea în planul β1, β2, determinarea funcției de autocorelație AUTCØR (L), L = 1, 200
Extragerea datelor de control/testare
STØP

CAP. 5 - VALORIFICAREA REZULTATELOR CERCETARII

1. Studiul previzional al fiabilităţii elementelor celor mai solicitate ale boghiului M.D.

1.1. Concluziile calculelor estimative de durabilitate

Rezultatele cercetărilor experimentale, concretizate prin stabilirea structurii statistice a procesului şi subsecvent a colectivelor de solicitare, s-au valorificat printr-un studiu previzional - fiabilist al durabilităţii boghiului M.D. de tip greu de cale ferată. Concluziile acestui studiu au condus la reproiectarea unor detalii esenţiale ale construcţiei sudate a cadrului, pentru optimizarea din punct de vedere a siguranţei în exploatare şi a eficienţei economice.

Intr-o primă etapă s-a efectuat calculul de predicţie a durabilităţii după normativele de calcul cele mai recente -DIN 15018-74 şi proiectul STAS 8290 "Instalaţii de ridicat. Prescripţii speciale pentru calculul construcţiilor metalice" - care se bazează pe conceptul colectivului de solicitare. S-au luat în considerare elementele cele mai solicitate ale construcţiei : îmbinarea sudată lonjeron-traversă a cadrului boghiului (spectrul extensometric TER 72) şi curbura traversei crapodinei (spectrul extensometric TER 102 R), pentru regimul de exploatare cel mai sever, la v = 160 km/h - ANEXA IV.

Acest calcul de predicţie relevă o durabilitate insuficientă a îmbinării sudate lonjeron-traversă, în execuţia fără racordare, faţă de cerinţele unei eficienţe economice ridicate în exploatare - care impun o durată de exploatare de 30 de ani, la un parcurs total de 3.10^6 km (echivalent cu $N = 10^8$ cicluri).

Pornind de la acest neajuns, se recurge la o metodă de calcul fiabilistă, care permite evaluarea durabilităţii în dependenţă de probabilitatea de defectare P_d, ca măsură cantitativă a fiabilităţii construcţiei, întrucît metoda de calcul aplicată conform normelor menţionate - bazate pe conceptul coeficientului de siguranţă determinist - nu permit aprecierea siguranţei în exploatare şi nici găsirea unor soluţii constructive optimizate.

1.2. Evaluarea probabilităţii de defectare

1.2.1. Adaptarea specifică a metodei de calcul

Calculele fiabiliste se bazează pe o interpretare probabilistă a interdependenţei dintre solicitare şi rezistenţă ; evaluarea cantitativă a acestei interdependenţe reclamă :

- interpretarea probabilistă a structurii procesului de solicitare, redusă la colectivul de amplitudini. Acest colectiv de solicitare este stabilit pentru exploatarea unei construcţii singulare, în condiţii de funcţionare prestabilite. Avînd în vedere variabilitatea parametrilor dimensionali, constructivi, tehnologici de fabricaţie şi variabilitatea condiţiilor de exploatare pentru o clasă întreagă de construcţii similare, definirea probabilistă a colectivului de solicitare presupune cunoaşterea distribuţiei valorii maxime a colectivului $P_e(\sigma) = P(\sigma_M \geq \sigma)$, dacă se acceptă invariabilitatea tipului de colectiv, deci a gradului de plenitudine - fig.5.1.

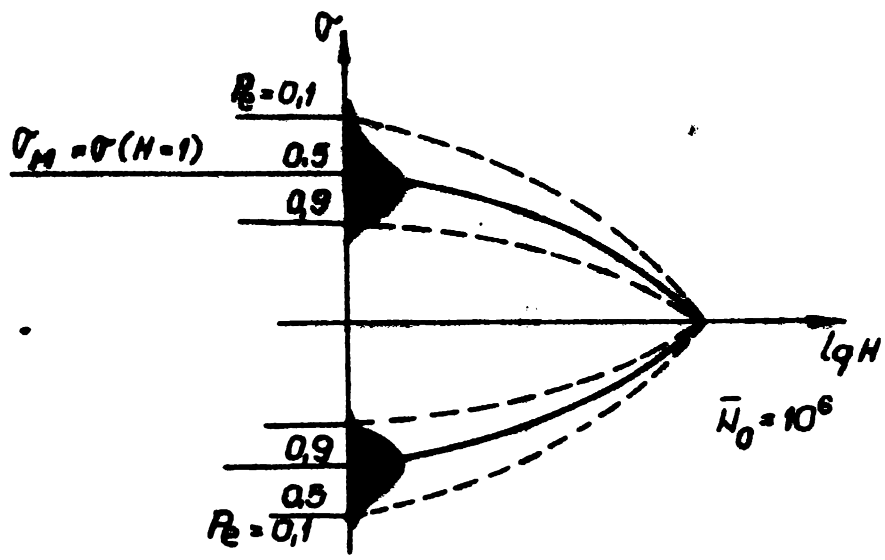


Fig.5.1. - Definirea probabilistă a colectivului de solicitare

- interpretarea probabilistă a rezistenţei în exploatare a elementului constructiv pentru tipul de colectiv dat, prin familia curbelor izoprobabile $(R_N - N)$, P_s.

Probabilitatea de defectare P_d se estimează prin integrala de convoluţie a distribuţiilor solicitării şi rezistenţei :

$$P_d = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\sigma_M}(x) \left[\int_{-\infty}^{x} f_{R_N}(x_1) \cdot dx_1 \right] \cdot dx \qquad (5.1)$$

care exprimă probabilist condiţia de rupere :

$$x_{\sigma_M} - x_{R_N} \geq 0 \qquad (5.2.)$$

unde pentru variabila x_{σ_M}, x_{R_N} se adoptă un parametru al intensităţii solicitării sau rezistenţei : $x_{\sigma_M} = \sigma_M$; $x_{R_N} = R_N$ sau $x_{\sigma_M} = \lg \sigma_M$; $x_{R_N} = \lg R_N$, iar $f_{\sigma_M}(x)$; $f_{R_N}(x)$ reprezintă funcţiile densităţii de probabilitate respective - fig.5.2.

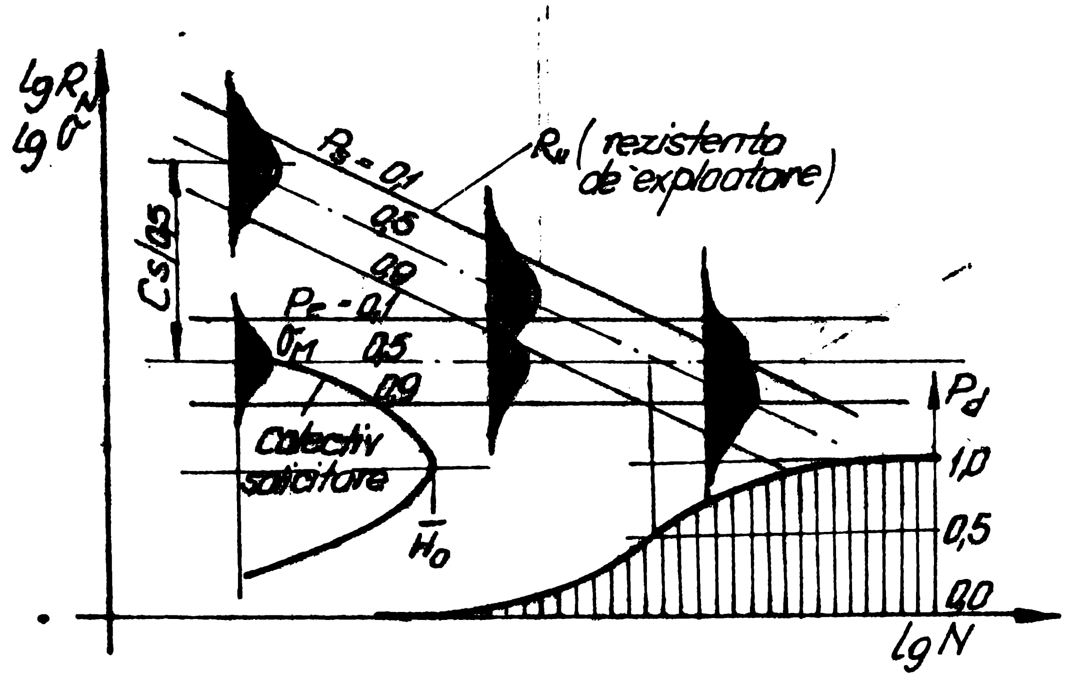


Fig.5.2. - Determinarea probabilităţii de defectare P_d din convoluţia distribuţiilor solicitării şi rezistenţei

Pentru a menţine probabilitatea de defectare sub valoarea limită admisă, trebuie asigurată o distanţă centrală dintre cele două distribuţii, dependentă de conjuncţia dispersiilor. Definirea unui coeficient de siguranţă central $C_{s/0,5}$

$$C_{s/0,5} = \frac{R_N \,(P_s = 0,5)}{\sigma_M \,(P_c = 0,5)} \qquad (5.3)$$

apare insuficient fundamentată statistic, demarcînd de fapt într-o diagramă logaritmică distanța dintre cuantilele centrale ale distribuțiilor :

$$\lg C_{s/0,5} = \lg R_N (P_s = 0,5) - \lg \sigma_M (P_e = 0,5) \qquad (5.4)$$

In vederea unei corelări mai riguroase cu valorile pertinente ale probabilității de defectare, se definește un coeficient de siguranță de calcul ca raportul dintre cuantila inferioară de 5‰ a distribuției rezistenței și cuantila superioară de 5% a distribuției solicitării :

$$C_S = \frac{R_N(P_s = 0,995)}{\sigma_M(P_e = 0,95)} \qquad (5.5)$$

Estimarea probabilității de defectare din convoluția distribuțiilor rezistenței și solicitării impune, datorită complexității problemelor legate de explicitarea analitică, adoptarea unei metodologii de calcul adecvate, acceptînd anumite ipoteze simplificative.

La reprezentarea curbelor rezistenței de exploatare stabilite experimental, se admite încadrarea într-o distribuție logaritmică normală a tensiunilor la un nivel de durabilitate dat, pentru intervalul de probabilități cuprins între $P_s = 0,003...$ $0,997$ - HAIBACH și OLIVER (1975), LIEURADE (1975) ; în afara acestui interval se preconizează în general ajustarea după legi de distribuție de tip extreme.

Datorită dificultăților și preciziei scăzute la ajustarea distribuțiilor poliparametrice, se admite drept bază de calcul extrapolarea distribuției logaritmice normale $P_s = f(\lg R_N)$ în domeniul probabilităților de supraviețuire ridicate, reclamate la estimarea unor probabilități de defectare pertinente pentru siguranța în exploatare. Estimările rezultate sînt afectate de erori reduse și conduc la valori ceva mai ridicate ale probabilității de defectare, acoperitoare însă din punct de vedere previzional - fiabilistic.

Este avantajoasă acceptarea ipotezei unei distribuții logaritmice normale a amplitudinii maxime a colectivului de solicitare, confirmată experimental prin prelucrări statistice ale unor spectre ale materialului rulant - BUXBAUM (1968), LANGE (1974). In condiții reglementate de trafic feroviar, abaterea medie pătratică $d_{\lg \sigma_M}$ a acestei distribuții este mică în raport cu abaterea medie pătratică a distribuției rezistenței : $d_{x_{\sigma_M}} / d_{x_{R_N}} \ll 1$.

Cu aceste ipoteze se poate adopta o metodologie simplificată. Integrala de convoluție a probabilității de defectare din rel.(5.1) ia forma propusă de HAIBACH (1969):

$$P_d = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\mu_0} e^{-\frac{u^2}{2}} \cdot du \tag{5.6}$$

în care variabila u se obține prin normarea variabilei normale $(x_{R_N} - x_{\sigma_M})$:

$$\mu = \frac{(x_{R_N} - x_{\sigma_M}) - (\overline{x}_{R_N} - \overline{x}_{\sigma_M})}{\sqrt{d^2_{x_{R_N}} + d^2_{x_{\sigma_M}}}} \tag{5.7}$$

iar limita de integrare :

$$\mu_0 = - \frac{\overline{x}_{R_N} - \overline{x}_{\sigma_M}}{\sqrt{d^2_{x_{R_N}} + d^2_{x_{\sigma_M}}}}$$

rezultă din condiția de rupere conform rel.(5.2).

Eludînd explicitarea analitică a distribuției solicitării, metodologia admisă în practica estimărilor fiabiliste permite stabilirea unei probabilități de defectare aproximative $P_d^* = (1 - P_s)$ prin intersectarea nivelului tensiunii maxime a colectivului de solicitare cu distribuția rezistenței $(R_N - N), P_s$ conform fig-5.3.

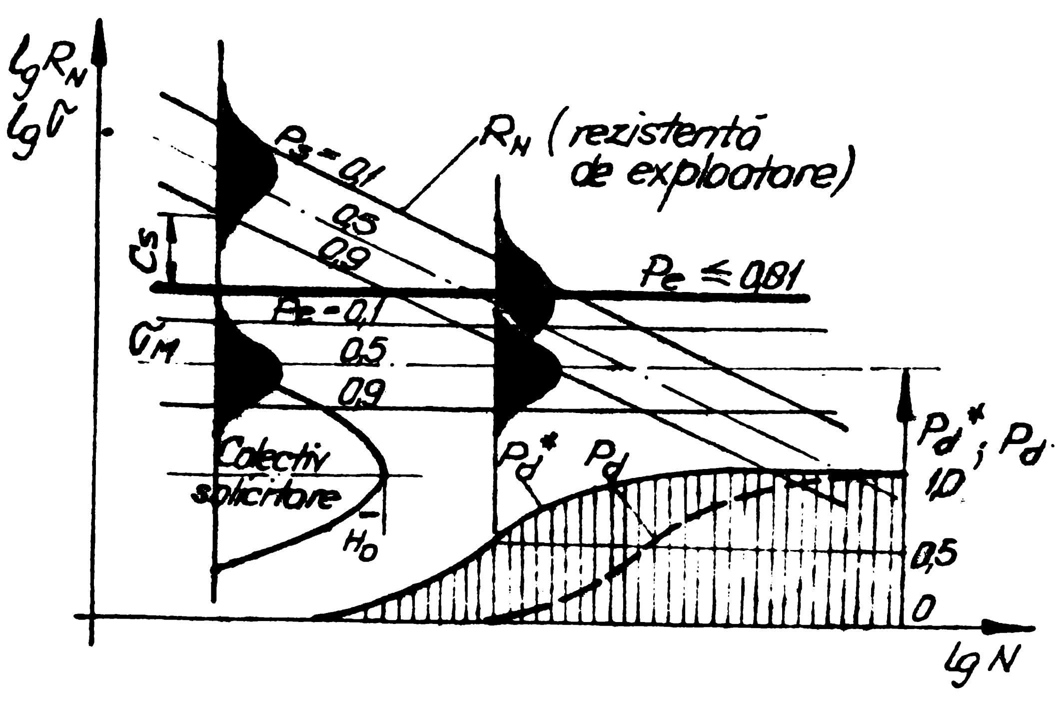


Fig.5.3. - Determinarea probabilității de defectare aproximative P_d^*

Se presupune însă că stabilirea colectivului de solicitare s-a efectuat în condiţii severe de exploatare, corespunzătoare unei probabilităţi de depăşire reduse $P_e \leq 0,01$.

Din expresia cuantilei :

$$x(P_e) = \bar{x}_{\sigma_M} + z \cdot d_{x_{\sigma_M}} \tag{5.8}$$

în care z este valoarea variabilei normale normate aferentă probabilităţii P_e, se deduce valoarea :

$$\mu_o^* = \frac{-[\bar{X}_{RN} - x(P_e)]}{d_{x_{RN}}} = \frac{-(\bar{x}_{RN} - \bar{x}_{\sigma_M})}{d_{x_{\sigma_M}}} + z\,\frac{d_{x_{RN}}}{d_{x_{\sigma_M}}} \tag{5.9}$$

legată de probabilitatea de defectare aproximativă P_d^* printr-o integrală de tip Laplace, rel.(5.6). Pentru o valoare stabilită $P_d^* = 1-P_s$ rezultă pe baza acestei integrale o valoare u_o^*, iar din conjuncţia relaţiilor (5.7) şi (5.9) rezultă valoarea limitei de integrare reale :

$$\mu_o = \frac{1}{\sqrt{1 + (d_{x_{\sigma_M}}/d_{x_{RN}})^2}} \cdot \left(\mu_o^* - z\,\frac{d_{x_{\sigma_M}}}{d_{x_{RN}}}\right) \tag{5.10}$$

care determină univoc valoarea probabilităţii de defectare reale P_d prin intermediul rel.(5.6).

Pe baza rel.(5.6) şi (5.10) s-au ridicat diagramele de evaluare a probabilităţii reale de defectare $P_d = f(P_d^*)$, funcţie de valoarea probabilităţii P_e şi a raportului abaterilor medii pătratice $d_{x_{\sigma_M}} / d_{x_{RN}}$, fig.5.4.

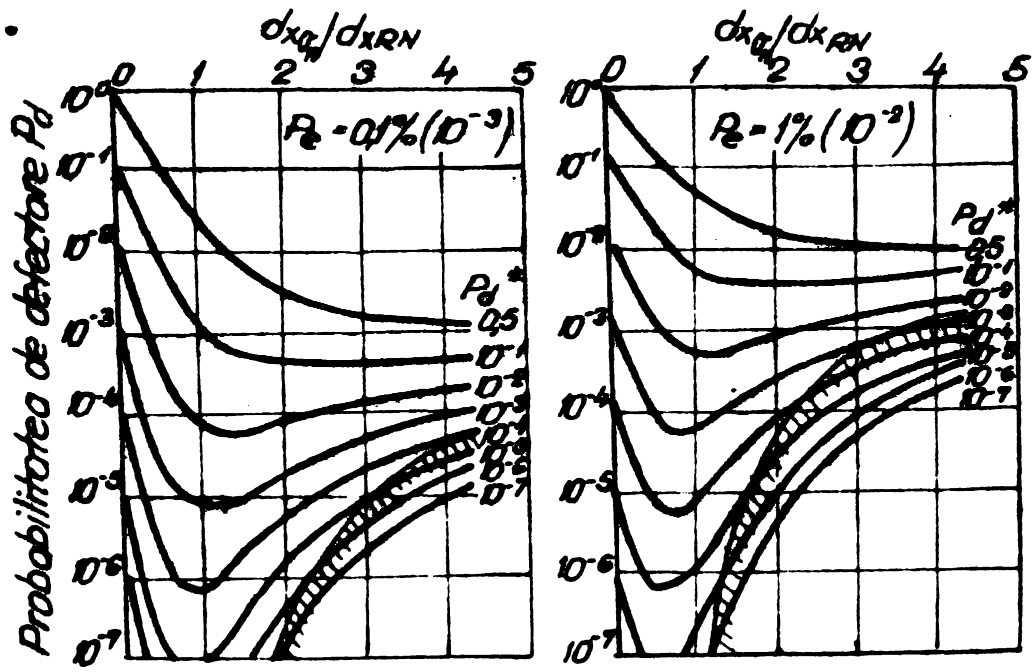


Fig.5.4. - Evaluarea probabilităţii de defectare reale P_d din valoarea P_d^*- după HAIBACH (1969)

1.2.2. Aplicarea metodei de calcul

Evaluarea fiabilist - previzională a durabilității structurii sudate a boghiului impune evaluarea probabilității de defectare P_d atinsă pentru elementele constructive cele mai solicitate, la sfîrșitul duratei de serviciu impuse. Siguranța în exploatarea boghiului se apreciază prin confruntarea probabilității de defectare rezultate prin calcul cu valoarea admisibilă pentru acest tip de construcții : $P_d \leq 5.10^{-5}$.

Calculul se explicitează pentru cazul relevant al îmbinării sudate lonjeron-traversă a cadrului, deoarece calculele preliminare au evidențiat o durabilitate insuficientă, în timp ce în cazul traversei crapodinei a rezultat o durabilitate acoperitoare.

Pentru descrierea analitică a curbelor izoprobabile ale rezistenței în exploatare, pentru tipul îmbinării sudate în T, material OL 37, se utilizează normativul DIN 15018-74; în acest normativ, curbele rezistenței de exploatare sînt diferențiate funcție de gradul de plenitudine al colectivelor de solicitare, durabilitatea impusă și grupele distincte constructiv-tehnologice de concentratori (K_0 ... K_4). Din curbele date, raportate la probabilitatea de supraviețuire P_s = 0,9, la un coeficient de siguranță C = 1,33, conjugat cu datele experimentale asupra mărimii dispersiei distribuției logaritmice normale acceptate, HAIBACH (1975), se deduc curbele rezistenței de exploatare limită (C=1,0) pentru asimetria r = 0,401 a colectivului de solicitare, pentru probabilitățile de supraviețuire de P_s = 0,5; 0,1, respectiv P_s = 0,995; 0,9999 și 0,999999. Aceste valori au rezultat în urma analizei preliminare a valorilor $P_d^{*} = 1 - P_s$ pertinente pentru asigurarea, la durabilitatea impusă, a unor probabilități de defectare reale $P_d = 10^{-3}$ ... 10^{-8}.

Deoarece boghiul este proiectat pentru a asigura un parcurs total aproximativ $\sim 3.10^6$ km în decursul duratei de serviciu de 30 de ani echivalent cu durabilitatea impusă de $N_1 = 10^8$ cicluri, pentru explicitarea curbelor rezistenței în domeniul megaciclic se acreditează relația :

$$N = \left[N_D \left(R_N / R_{ND}\right)^{-(2k-1)}\right]_{P_s} \qquad pt. \quad N > N_D = 2 \cdot 10^6 \qquad (5.11)$$

corespunzător unei modificări de pantă față de curbele în domeniul durabilității limitate :

$$N = \left[N_D (R_N / R_{N_D})^{-k}\right]_{P_s} \qquad pt.\ N \leq N_D = 2 \cdot 10^6 \qquad (5.12)$$

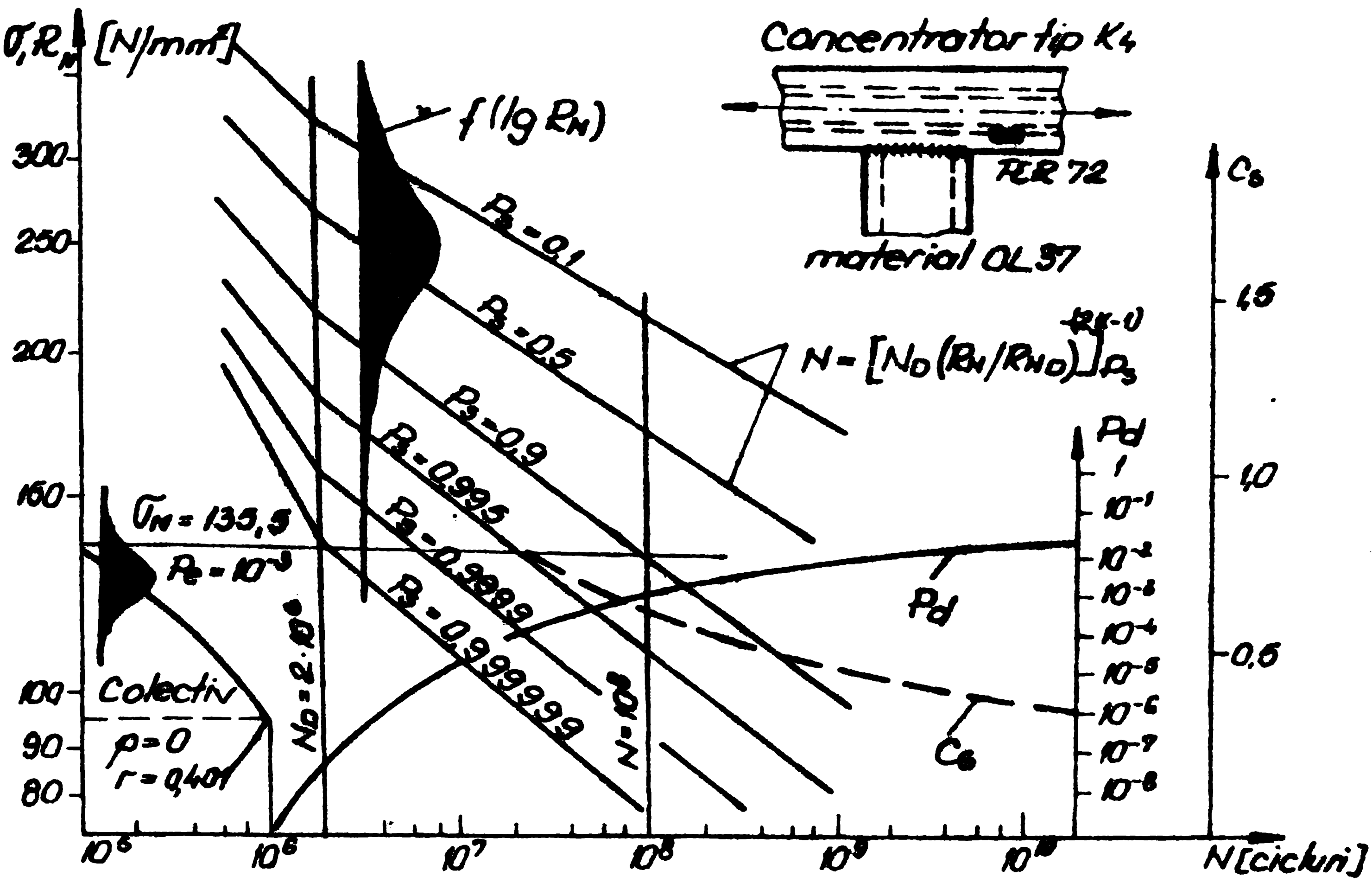
La efectuarea calculelor se admite că probabilitatea de depășire a valorii tensiunii maxime a colectivului stabilit experimental este de $P_e = 0{,}01$, avînd în vedere că testarea s-a efectuat în condiții de exploatare deosebit de severe, confirmat prin atingerea unor coeficienți dinamici ai solicitării de pînă la 40% față de valoarea φ-1 = 25% acceptată pentru exploatarea curentă.

De asemenea, prelucrarea statistică a valorilor amplitudinilor maxime, la parcurgerea repetată a aceluiași traseu-test evidențiază o abatere medie pătratică a distribuției logaritmice normale de $d_{x\sigma_M} = 0{,}05011$.

Conform metodologiei simplificate, pentru raportul abaterilor $d_{x\sigma_M} / d_{xR_N} \leq 0{,}1464$, corecția pentru estimarea probabilităților de defectare este de pînă la 10^{-2}, în concordanță cu condiția $P_d \leq P_d^{*}$.

In fig.5.5 se ilustrează modul de evaluare a probabilităților de defectare P_d^{*} și P_d, stabilite pentru îmbinarea sudată lojeron-traversă (concentrator tip K_4) prin intersectarea cu nivelul de tensiune $\sigma_M = 135{,}5\ N/mm^2$ a colectivului de solicitare în tensiuni de calcul, avînd $p = 0$; $r = 0{,}401$. Datorită infexiunii la $N_D = 2.10^6$ cicluri a curbelor rezistenței în exploatare și a variației dispersiei $d_{x\sigma_M}$ funcție de nivelul tensiunii, funcția probabilității de defectare P_d^{*} respectiv $P_d = f(N)$ se stabilește punct cu punct sub forma unei curbe monoton crescătoare între valorile $[0,1]$, fără să permită o reprezentare analitică omogenă în tot domeniul printr-o funcție de distribuție. Pentru departajarea valorilor în domeniul probabilităților de defectare reduse, operante în evaluarea siguranței în exploatare, s-a adoptat o scară logaritmică. Corelat cu variația P_d - N, s-a reprezentat în aceeași diagramă și variația coeficientului de siguranță de calcul C_s - N.

Pentru durabilitatea impusă $N = 10^8$ cicluri rezultă că probabilitatea de defectare este de $P_d = 9.10^{-4}$, insuficientă față de exigențele siguranței în exploatare.



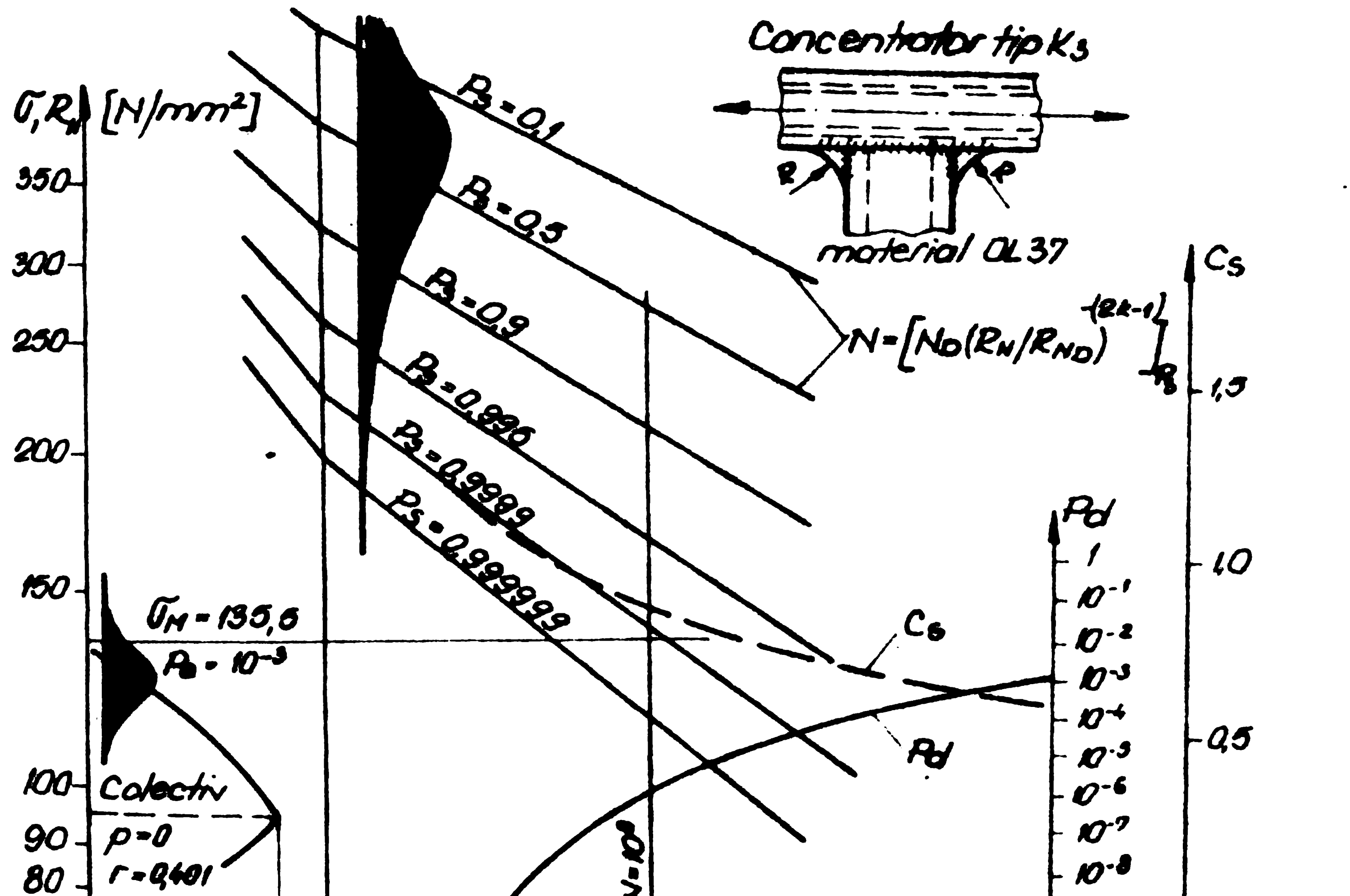


Fig.5.5.a,b. Convoluţia $σ_T$-R_N şi determinarea probabilităţii de defectare P_d.
a - soluţie constructivă iniţială
b - soluţie constructivă îmbunătăţită

2. Optimizarea soluţiei constructive a îmbinării sudate a cadrului boghiului. Redimensionarea economică

In baza rezultatelor calculului previzional-fiabilist al durabilităţii s-a impus reproiectarea îmbinării sudate, pentru diminuarea tensiunilor la un nivel competitiv unui parcurs normal de 3.10^6 km. In vederea consolidării s-au analizat mai multe soluţii, printre care :

- rigidizarea locală a lonjeronului prin aplicarea unor eclise în zona îmbinării cu traversa ; această soluţie nu s-a adoptat întrucît conduce, prin creşterea bruscă a rigidităţii la încovoiere, la o redistribuire nefavorabilă a tensiunilor de-a lungul lonjeronului, cu apariţia unor concentrări de tensiuni în alte elemente funcţionale importante ;
- atenuarea concentratorului prin sudarea unor colţare de racordare în zona îmbinării sudate în T ; la un cost redus de material şi manoperă, se realizează o diminuare pronunţată a concentrării tensiunii în zona îmbinării sudate, fără a modifica distribuţia existentă a tensiunilor în construcţia cadrului.

Pentru soluţia constructivă cu colţare de racordare, încadrată în grupa de concentratori K_3, calculele evidenţiază o comportare mai bună - fig.5.6. Acceptîndu-se drept premiză că în urma modificării constructive şi implicit a redistribuirii tensiunilor locale nu se modifică tipul colectivului de solicitare, rezultă rezistenţe de exploatare superioare, şi deci probabilităţi de defectare mai reduse. La durabilitatea impusă $N = 10^8$ cicluri, se asigură o probabilitate de defectare de aproximativ $P_d = 2.10^{-6}$, acoperitoare faţă de valoarea impusă de $P_d = 5.10^{-5}$. Diferenţa dintre valoarea impusă şi cea obtenabilă pentru soluţia constructivă îmbunătăţită arată că în actuala dimensionare, cadrul boghiului are rezerve de rezistenţă.

In scopul optimizării tehnico-economice a construcţiei cadrului boghiului s-au efectuat calcule pornind de la valori impuse ale probabilităţii de defectare şi stabilind nivelele maxime ale tensiunii de calcul, pentru care se obţine siguranţa în exploatare prestabilită.

La durabilitatea impusă $N = 10^8$ cicluri, s-au prestabilit valorile :

$P_d^{(1)} = 10^{-3}$; $P_d^{(2)} = 10^{-6}$; $P_d^{(3)} = 10^{-8}$

demarcînd intervalul aferent unor cerințe minimale respectiv foarte severe privind siguranța circulației. In fig.5.7 sînt redate convoluțiile distribuțiilor și variațiile probabilității de defectare, precum și nivelele maxime ale tensiunilor pentru care, la $N = 10^8$ cicluri, rezultă valorile $P_d^{(1)}$; $P_d^{(2)}$; $P_d^{(3)}$. Ulterior, pentru a se asigura o precizie mai ridicată a interpolării, s-au efectuat calculele și pentru valori intermediare ($P_d = 10^{-4}$; 10^{-5}; 10^{-7}).

Din diagrama din fig.5.7 se poate stabili corelația dintre tensiunea maximă σ_M a colectivului de solicitare și probabilitatea de defectare garantată la atingerea durabilității impuse $N = 10^8$ - cicluri - fig.5.8.a.

Nivelul tensiunii σ_M ca mărime esențială la dimensionare are implicații directe asupra greutății proprii și a consumului de material la realizarea construcției.

Cu datele primare de dimensionare :

- tensiunea de calcul (nominală) în secțiunea aplicării TER 72 : $\sigma = 95{,}7\ N/mm^2$
- aria secțiunii transversale a chesonului : $A = 8{,}576 \cdot 10^3\ mm^2$
- grosimea și lățimea tălpilor chesonului : $g \times b = 15 \times 200$ mm
- modulul de rezistență al secțiunii chesonului : $W_z = 6{,}24128 \cdot 10^6\ mm^3$
- momentul încovietor în secțiunea dată :

  $M_x = 5{,}973 \cdot 10^7\ N.mm$

și acceptînd ipoteza că la aceeași configurație geometrică a secțiunii chesonului, la redimensionare se modifică doar grosimea tălpilor, se poate stabili corelația dintre tensiunea maximă a colectivului de solicitare și grosimea necesară a tălpii - fig.5.8.b, unde s-a reprezentat variația raportată la valoarea inițială g_1 și variația raportată corespunzătoare a greutății proprii a cadrului.

Din considerente tehnico-economice, cheltuielile totale cuprinzînd :

- consumul de material - 1
- cheltuieli de execuție și control de calitate - 2

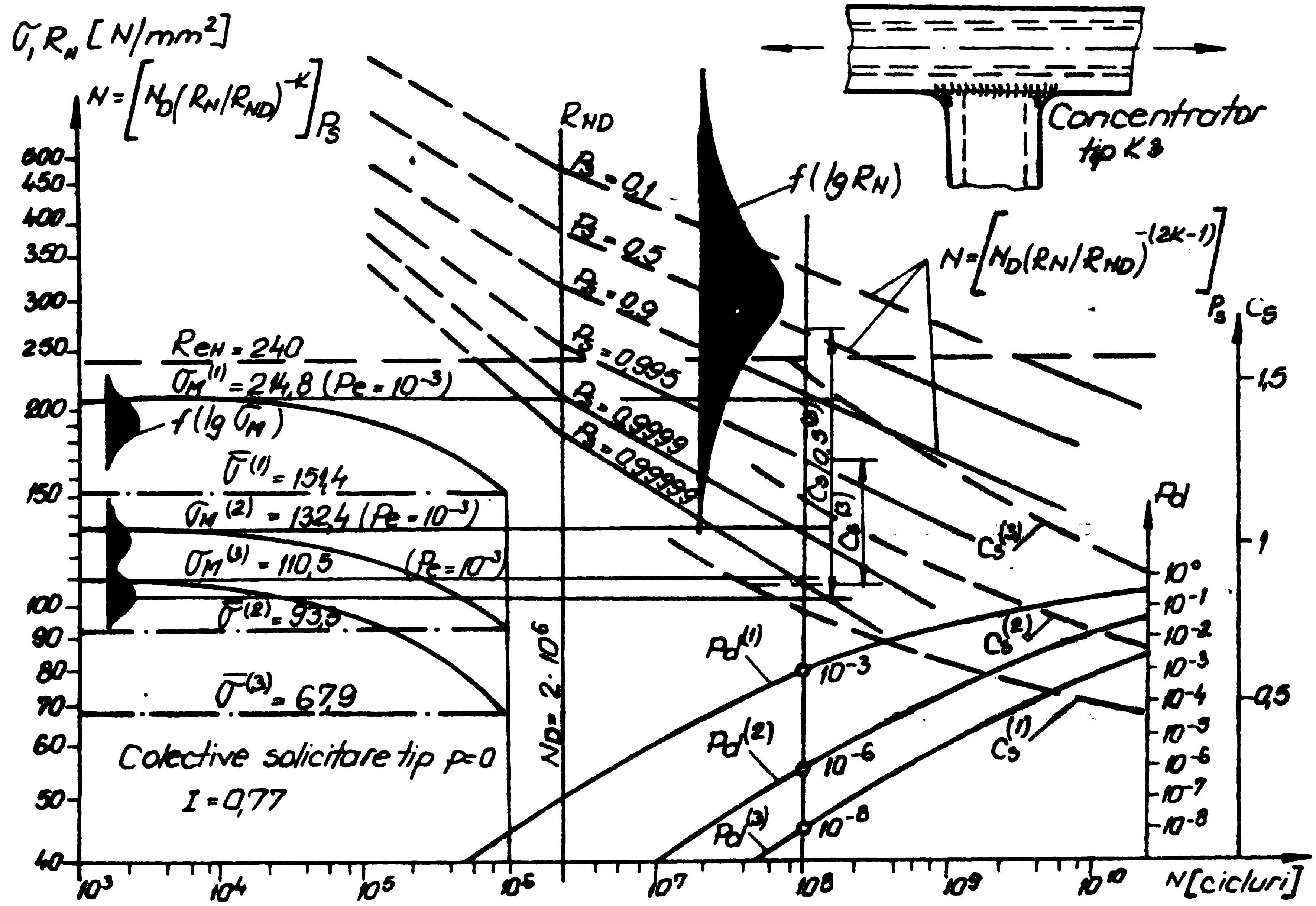


Fig.5.6. Convoluțiile rezistență - solicitare pentru valorile impuse $P_d^{(1)} = 10^{-3}$; $P_d^{(2)} = 10^{-6}$; $P_d^{(3)} = 10^{-8}$ la $N = 10^8$

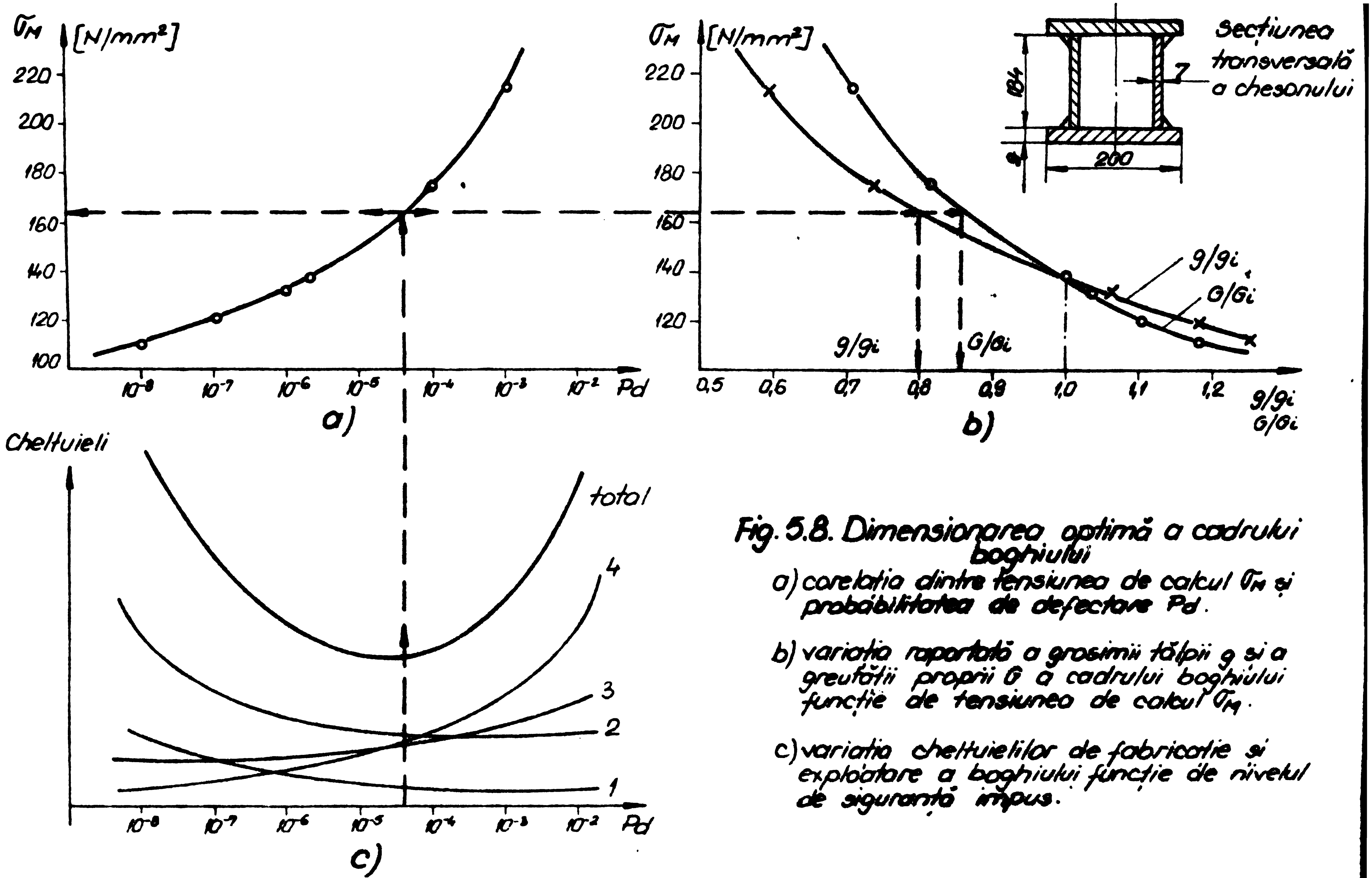


Fig. 5.8. Dimensionarea optimă a cadrului boghiului

a) corelația dintre tensiunea de calcul σ_M și probabilitatea de defectare Pd.

b) variația raportată a grosimii tălpii g și a greutății proprii G a cadrului boghiului funcție de tensiunea de calcul σ_M.

c) variația cheltuielilor de fabricație și exploatare a boghiului funcție de nivelul de siguranță impus.

- oheltuieli în exploatare ou întreținerea, controlul și remedierile necesare - 3
- oheltuieli de reparații și daune provocate de eventualele avarii în exploatare - 4

raportate la o durată de exploatare eficientă de 30 de ani, ating un minimum la o probabilitate de defectare impusă la sfîrșitul acestei durate, de $P_d = 5.10^{-5}$, fig. 5.8.c.- UMBACH și SCHUH(1973)

Pentru optimul eficienței economice a exploatării, rezultă tensiunea maximă a colectivului

$$\sigma_M \cong 165 \text{ N/mm}^2$$

și subsecvent dimensiunea optimă a grosimii

$$g/g_1 = 0{,}800 \implies g = 12{,}0 \text{ mm}$$

corespunzător unei greutăți raportate de

$$G/G_1 = 0{,}859$$

Mersul calculelor este indicat sinoptic prin săgeți în fig. 5.8.a,b,c.

3. Eficiența economică a aplicării rezultatelor cercetării

Prin aplicarea rezultatelor cercetării se apreciază că se obțin următoarele efecte economice :

a).- Prin consolidarea boghiurilor M.D. după soluția constructivă propusă, reducîndu-se astfel probabilitatea de defectare de la valoarea $P_d = 10^{-3}$ la $P_d = 2.10^{-6}$, s-au omologat și s-au dat în exploatare boghiurile M.D. ale seriei speciale. Soluția adoptată asigură acoperirea parcursului impus de 3.10^6 km la o siguranță ridicată în exploatare.

Se apreciază că pentru construcția inițială a boghiului, la depășirea probabilității de defectare de $P_d = 10^{-4}$, echivalentă unui parcurs de aproximativ $0{,}6.10^6$ km ar fi apărut primele defectări în exploatare ; aceste defectări sînt doar parțial detectabile la reviziile periodice, perioada între revizii fiind stabilită corespunzător unor valori mai reduse ale probabilității de defectare. In această situație s-ar fi impus lucrări de remendiere și reparații, iar după un nou parcurs parțial de $0{,}6.10^6$ km setul de boghiuri ar fi trebuit înlocuit.

Cheltuielile suplimentare față de cheltuielile inițiale preconizate pentru acoperirea parcursului impus de 3.10^6 km pentru setul de boghiuri M.D., ar fi :

$$C_{supl} = n \cdot \left[P_1 \cdot P_d \cdot (1-c_r) \cdot C_b + P_2 \cdot (1-P_d) \cdot C_{rem} + C_b \right] \quad (5.13)$$

în care s-a notat :

$n = 24$ – numărul boghiurilor M.D. din seria investigată

$P_1 = 0{,}1$ – probabilitatea ca o defectare totală să nu fie detectată la reviziile periodice

$P_d = 10^{-4}$ – probabilitatea de defectare la care nu se mai asigură siguranța în exploatare a boghiului

$c_r = 0{,}6$ – coeficientul de refolosire a unor subansamble ale boghiului, neafectate de defectare

$C_b \cong 110.000$ lei – prețul de cost al construcției metalice a unui boghiu M.D.

$P_2 = 0{,}3$ – probabilitatea de apariție și nedetectare a unei degradări incipiente cu ocazia reviziilor periodice

$C_{rem} \cong 25.000$ lei – cheltuieli de remediere a boghiurilor cu degradări incipiente

Eficiența economică rezultată este :

$$E = C_{supl} - (C_{cerc} + n.C_{cons}) \quad (5.14)$$

în care s-a notat:

$C_{cerc} \cong 150.000$ lei – cheltuieli de cercetare

$C_{cons} \cong 2.000$ lei – cheltuieli de consolidare pentru un boghiu (material + manoperă).

Eficiența economică evaluată după relațiile (5.13) și (5.14) este de ~2.820.088 lei ; în acest calcul nu s-au inclus daunele materiale și morale produse cu ocazia defectărilor în exploatare care pot provoca accidente de circulație.

b),- Prin implementarea noii soluții constructive și a dimensionării economice optimizate în procesul de fabricație a boghiurilor M.D. asimilate după licență, se preconizează realizarea unor efecte economice direct productive. Reducerea greutății proprii a cadrului cu 13,26% față de construcția inițială, cu menținerea nivelului de siguranță în exploatare la $P_d \leq 5.10^{-5}$

pe tot parcursul impus de 3.10^6 km, conduce la o serie de efecte economice importante, vizînd reducerea consumului de metal şi reducerea consumului energetic al transportului, la aceeaşi sarcină utilă transportată.

Evaluate pentru producţia medie anuală de 750 boghiuri, efectele economice realizabile pe durata de exploatare sînt :

- economia de material :
  89,175 tone oţel OL 37 ..... 325.489 lei
- economia la consumul energetic al transportului
  6693,75 MW h echivalent cu
  2543,6 tone combustibil convenţional. 1.740.375 lei

Total economii 2.065.864 lei

Indicatorii de consum energetic, specifici pentru tracţiunea feroviară, sînt daţi pentru nivelul anului 1979, şi anume:

- consumul energetic specific : 25 MWh/10^6 tf.km
- echivalentul în combustibil convenţional :
  1 t c.c. = 1 MWh / 0,38
- preţul energiei electrice :
  1 kWh = 0,26 lei.

SINTEZA PRINCIPALELOR CONTRIBUTII

In cadrul tezei se aduc contribuţii atît sub aspect teoretic, cît şi sub aspect experimental, la rezolvarea unei problematici încă insuficient elucidate în prezent. In cele ce urmează se sintetizează principalele contribuţii.

1. In scopul obţinerii unor informaţii exacte şi complete asupra structurii statistice a proceselor de solicitare aleatoare în exploatare, s-a elaborat o metodă de analiză generalizată. Metoda de analiză este fundamentată pe modelul procesului de tip Markov cu un număr finit de stări, cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II. Acest model este capabil să conserve informaţii esenţiale asupra distribuţiei amplitudinilor şi a istoriei procesului de solicitare ; astfel metoda de analiză propusă devine general aplicabilă la studiul proceselor de solicitare cvasi-staţionare, specifice unei largi game de construcţii: vehicule rutiere, feroviare, aeronautice , maşini de ridicat şi transportat, utilaje tehnologice grele.

2. In vederea tratării digitale în cadrul analizei s-a elaborat o metodă specifică de clasare digitală, compatibilă cu modelul matematic adoptat ; prin clasarea biparametrică dublu-corelată propusă, spectrul extensometric, dat sub forma unei variaţii temporale analogice, se transpune într-o succesiune de realizări discrete ale unui proces Markov.

3. Pentru a asigura compatibilitatea reprezentării datelor furnizate de analiză cu reprezentarea datelor în calculatorul numeric şi cu algoritmul de sinteză, s-a propus organizarea informaţiei rezultate sub forma unor matrici multiple suprapuse, care într-o reprezentare spaţială conţin vectorii probabilităţilor de trecere de ordinul II. Această reprezentare este compatibilă de asemenea cu structura informaţiilor utilizate de metodele de analiză cunoscute, care apar drept nişte cazuri particulare, simplificate, ale metodei propuse.

4. In contextul general al metodelor de calcul moderne bazate pe statistica procesului de solicitare, s-au sistematizat

cunoştinţele şi s-a dat o interpretare analitică unitară conceptului de colectiv de solicitare şi a caracteristicilor descriptive ale capacităţii sale de degradare. S-au dedus algoritmii de stabilire a colectivelor de solicitare ai principalilor parametri (extreme, depăşiri nivele, valori interextreme) din reprezentarea matricilor multiple.

5. Bazat pe modelul matematic al procesului de tip Markov cu considerarea probabilităţilor de trecere de ordinul II, s-a elaborat o metodă de sinteză a proceselor de solicitare aleatoare. Pornind de la volumul de informaţii furnizate de analiză şi utilizînd în mod specific procedee numerice ale metodei Monte-Carlo, se pot genera succesiuni de valori extreme (minime şi maxime) ale unui proces echivalent, constituind mărimea de comandă la testarea experimentală simulativă a fiabilităţii construcţiilor prin încercări de laborator.

6. In scopul tratării în flux a datelor extensometrice primare pe calculatorul numeric, s-a elaborat o metodologie unitară de prelevare şi prelucrare a datelor;s-au stabilit criterii privind precizia măsurării şi extinderea selecţiilor extensometrice pentru a asigura o acurateţe cît mai ridicată a rezultatelor. In vederea unei prelucrări mai performante, s-au introdus în flux faze de reducţie analogică şi digitală, prin care se elimină un mare volum de date inoperante pentru evaluarea durabilităţii.

7. Prin aplicarea metodei propuse de analiză, în cadrul unor cercetări experimentale în exploatarea materialului rulant, s-a definit în mod univoc structura statistică a procesului de solicitare a unui boghiu M.D. de tip greu. Colectivele de solicitare deduse din modelul matematic explicitat constituie o bază reală pentru calculele moderne de dimensionare şi verificare a durabilităţii, a căror implementare trebuie să se impună şi în construcţia materialului rulant.

8. Rezultatele cercetării s-au valorificat prin optimizarea constructiv-dimensională a cadrului boghiului, utilizînd o metodă de calcul fiabilistă, adaptată în mod specific. In condiţiile asigurării unei fiabilităţi sporite a boghiului, prin soluţia optimizată propusă se renunţă la rezerve neeconomice de rezistenţă; în urma reducerii greutăţii proprii a boghiului se preconizează realizarea unor importante economii la consumul de material şi la consumul energetic la tracţiune.

BIBLIOGRAFIE

1. Aicher, W.: Markov-Analyse und Synthese einer Betriebsbelastung. In: Interner Bericht des ISD Stuttgart, 1973
2. Ambrose, S.A.: Quality assurance in welded fabrication. In: Australian Welding Journal, 22, nr.2, 1978, p.20-28
3. Arghiriade, I., L. Soflete: Evaluarea erorilor în determinări extensometrice cu traductoare electrice rezistive. In: Construcția de mașini, 26, nr.4, 1974, p.74-81
4. Arghiriade, I.: Analyse dynamique des systèmes mécaniques articulés et des leurs organes de comande en vue d'une conception assistée. Teză de doctorat. Université Paris 6, 1977
5. Argyris, J.H., W. Aicher, H.J. Ertelt: Analyse und Synthese von Betriebsbelastungen. In: ISD-Bericht nr.193, Stuttgart, 1976
6. Becker, A.: Elektromechanisches Auswertegerät zur zweiparametrigen Auszählung. In: Feinwerktechnik, 56, 1935, p.259-263
7. Becker, A.: Elektrisches Mehrfach-Schaltzählwerk zur Steuerung von Belastungsprogrammen bei Betriebsfestigkeitsversuchen. In: Feinwerktechnik, 53, 1949, p.189-193
8. Bendat, J.S., A.G. Piersol: Random data analysis and measurement procedures. John Wiley & Sons, New York, 1971
9. Benoit, D., H.P. Lieurade, M. Truchon: Comportement en fatigue a programe de different typs de joints soudés. In: Révue de Metallurgie, 75, nr.8/9, 1978, p.513-525
10. Berckers, J.M.: DMS - Mittel für den technischen Fortschritt. In: VDI-Zeitschrift 117, 1975, p.18-19
11. Bernath, A., V. Safta: Noua metodă de determinare a rezistenței la oboseală prin încărcarea progresivă. In: Studii și cercetări, Tom X, nr.1-2, 1963
12. Bily, M.: Simulation of random process parameters. Teză de doctorat. Institute of Sound and Vibration Research, University of Southampton, 1968

BUPT

13. Bily, M., J. Bukoveczky: Digital simulation of processes with respect to fatigue. In: Journal of Sound and Vibration, 49, 1976, p.551-563

14. Bily, M., J. Cacko: Influence of random process parameters on fatigue life. In: Vol. I, 7-th Congress on Material Testing, Budapesta, 1978, p.13-16

15. Boleanţu, L., I. Dobre: Determinarea eforturilor specifice la patru tipuri de biciclete sub acţiunea sarcinilor statice şi dinamice. Protocol IPT, 1967

16. Boleanţu, L., Dobre I., N. Neguţ, T. Ieremiciu, E. Jung, I. Dumitru: Studiul stării de tensiune din cadrul unui boghiu Y 25 - Cs. In lucrările Conferinţei "Construcţii, tehnologii şi procedee tehnologice noi în domeniul materialului rulant tractat", Arad, 1972, p.44-59

17. Boleanţu, L., A. Cornut, E.Jung: Criteriul Miner la încercarea durabilităţii cablurilor. In lucrările simpozionului "Metode experimentale în mecanica aplicată", IP-Bucureşti, 1972, p.199-205

18. Boleanţu, L., I. Dobre, N. Neguţ, I. Dumitru, E. Jung: Studiul comparativ în tensiuni a două modele de calcul al unui cadru de boghiu. In: Buletinul ştiinţific şi tehnic al IPT, Seria mecanică, Tom 18, fasc.2, 1973, p.123-127

19. Boleanţu, L., I. Dobre: Analiza statistică a spectrelor de solicitări ale maşinilor de ridicat şi transportat. In lucrările sesiunii ştiinţifice a IPT, Timişoara, 1974

20. Boleanţu, L., I. Dobre: Aplicaţii ale mecanicii solidului deformabil în construcţia de maşini. Ed. Facla, Timişoara, 1978

21. Boleanţu, L.: Efecte economice ale calculelor moderne de rezistenţă. In lucrările Sesiunii de comunicări ştiinţifice a IS Reşiţa, 1979

22. Buga, M.: Contribuţii la determinarea solicitărilor în şasiul boghiului de vagon. Teză de doctorat. Bucureşti, 1972

23. Buzdugan, Gh.: Calculul de rezistenţă la solicitări variabile. Ed. tehnică, Bucureşti, 1955

24. Buzdugan, Gh., L. Fetcu, M. Radeş: Probleme actuale ale calculului de oboseală în rezistenţa materialelor. Sinteză docu-

mentară, IDT-Bucureşti, 1972

25. Buzdugan, Gh., M. Blumenfeld: Calculul de rezistenţă al pieselor de maşini, Ed. tehnică, Bucureşti, 1979

26. Cacko, I., M. Bily: Modelling of non-stationary service-loading processes. Referat, Institute of Machine Mechanics, Bratislava, 1978

27. Caracostea, A., C. Halchini, H. Sălăgeanu: Determinarea experimentală a sarcinilor mobile reale ce solicită podurile de cale ferată. In lucrările Primului Simpozion Naţional de Tensometrie, Iaşi, 1977, vol.I, p.117-129

28. Cioclov, D.D.: Degradarea cumulativă a oţelurilor prin solicitări repetate cu amplitudini variabile. Teză de doctorat, IP-Timişoara, 1971

29. Cioclov, D.D.: Rezistenţă şi fiabilitate la solicitări variabile. Ed. Facla, Timişoara, 1975

30. Cioclov, D.D.: Mecanica ruperii materialelor. Ed. Academiei RSR, Bucureşti, 1977

31. Crandall, S.H., W.D. Mark: Random vibration in mechanical systems. Academic Press, 1963

32. Dobre, I.: Contribuţii la studiul dinamicii şi durabilităţii structurilor de rezistenţă ale vehiculelor solicitate de sarcini aleatoare. Teză de doctorat. IP-Timişoara, 1977

33. Dolan, T.J., F.E. Richart, C.E. Work: The influence of fluctuations in stress amplitude on the fatigue of metals. ASTM-Report, 1949

34. Dorsey, J.: Engineering concepts in fatigue-life gage use. In: Micro-Measurements Vishay, AN 127-3, 1978, p.1-14

35. Edge, P.M., C.E. Rucker: Acoustical fatigue in aerospace structures. Syracuse University Press, 1965

36. Eret, J., Spinka: Konstruktive und technologische Lösungen von geschweissten Fahrgestellrahmen an Schienenfahrzeugen. In: ZIS-Mitteilungen, nr.3, 1979, p.42-48

37. Ermakov, S.M.: Metoda Monte-Carlo şi probleme înrudite (traducere din limba rusă). Ed. tehnică, Bucureşti, 1976

38. Gassner, E.: Festigkeitsversuche mit wiederholter Beanspruchung im Flugzeugbau. In: Luftwissen, 6,1939, p.61-64

39. Gassner, E.: Über bisherige Ergebnisse aus Festigkeitsversuchen im Sinne der Betriebsstatistik. Bericht 106. In:

BUPT

Luftfahrtforschung, 7, 1939, p.9-14

40. Gassner, E.: Auswirkung betriebsähnlicher Belastungsfolgen auf die Festigkeit von Flugzeugbauteilen. Disertaţie, T.H. Darmstadt, 1941

41. Gassner, E., A. Teichmann: Ansatz und Durchführung von Betriebsfestigkeitsversuchen. Bericht D.V.Luftfahrt, 1943

42. Gassner, E.: Some remarks on wing load spectra, program- and flight-tests. In lucrările Conferinţei ICAF IV, Zürich, 1956

43. Gassner, E.: Zur experimentellen Lebensdauerermittlung von Konstruktionselementen mit zufallsartigen Beanspruchungen. In: Materialprüfung, 15, nr.6, 1973, p.197-205

44. Gîrlaşu, St.: Prelucrarea în timp real a semnalelor fizice. Ed. Scrisul românesc, Craiova, 1978

45. Golle, H.: Berechnungsvorschriften im Maschinenbau und ihre Auswirkungen auf die Materialökonomie. In: IfL-Mitteilungen, nr.2, 1978, p.20-23

46. Gough, H.J.: The fatigue of metals. Ed. Scott-Greenwood, London, 1924

47. Haas, T.: Simulated service life testing. In: The Engineer, nr.11, 1958, p.37-46

48. Haas, T.: Spectrum fatigue tests on typical wing joints. In: Materialprüfung, nr.1, 1960, p.178-183

49. Haas, T.: Loading statistics as a basis of structural and mechanical design. Engineers Digest, mai, 1962

50. Haibach, E.: Beurteilung der Zuverlässigkeit schwingbeanspruchter Bauteile. In: Luftfahrttechnik - Raumfahrttechnik, 13, nr.8, 1969, p.188-193

51. Haibach, E.: Modifizierte lineare Schadensakkumulationshypothese zur Berücksichtigung des Dauerfestigkeitsabfalls mit fortschreitender Schädigung. LBF - Technische Mitteilung, T.M. Nr.50, 1970

52. Haibach, E., H. Köbler: Der Unregelmässigkeitsfaktor für einen stationären Gauss-Prozess. LBF - Technische Mitteilung, T.M. Nr.64, 1972

53. Haibach, E., R. Olivier: Remarks on the re-analysis of fatigue data for welded joints in steel by Gurney and Maddox.

Doc. IIS/IIW XV-349-74, Part II
54. Haigh, C.: Journal of the West Scotland Iron and Steel Institute, vol.23
55. Hajdu, I., A. Bernath, T. Herlescu: O maşină de încercare la oboseală sub sarcină progresivă. In: Studii şi cercetări, Tom VII, nr.3-4, 1960
56. Halchini, C., H. Sălăgeanu: Studii şi cercetări referitoare la comportarea în exploatare a elementelor metalice ale podului peste Dunăre la Cernavodă. Referat ICPTT, 1976
57. Halchini, C.: Considérations concernant le dépouillement des résultats de mesures extensométriques sur des ponts métalliques. DT 58 (D 128), Utrecht, 1976
58. Halchini, C., H. Sălăgeanu: Considérations concernant la détermination expérimentale du coefficient de majoration dynamique des contraintes de fatigue pour les longerons et pièces de ponts métalliques ferroviaires. In: VDI-Berichte Nr.313, 1978, p.833-836
59. Harris, D.O.: A means of assessing the effect of periodic testing and NDE on the reliability of cyclically loaded structures. In: Journal of Pressure Vessel Technology, 100, nr.2, 1978, p.150-157
60. Hänel, B.: Spektraldichte und Kollektiv. In: IfL-Mitteilungen, nr.1-2, 1975, p.42-49
61. Hänel, B.: Betriebsfestigkeitsnachweis auf der Grundlage der Spektraldichte des regellosen Beanspruchungsprozesses. In: IfL-Mitteilungen, nr.7-8, 1976, p.252-260
62. Hoffmann, K.: Uber die Ermittlung von Kenngrössen metallischer Dehnungsmess-Streifen. In: Archiv für technisches Messen, nr.2, 1976, p.65-68
63. Jacoby, G.: Neuzeitliche Prüfverfahren und Prüfmaschinen. In: Rheinstahl-Technik, nr.1, 1972, p.20-28
64. Jacoby, G.: Das Problem der Schwingfestigkeit im Kraftfahrzeugbau. SCHENCK-Druckschrift, 1972
65. Jacoby, G.: Arten von Betriebsbeanspruchungen. SCHENCK-Druckschrift, 1973
66. Kowalewski, J.: On the relation between fatigue lives under random loading and under correspondence programme loading. In lucrările "Amsterdam Symposium on Full Scale Fatigue Testing of Aircraft Structures", Pergamon Press, 1960, p.60-78

67. Kowalewski, J.: Besohreibung regelloser Vorgänge. In: FB-VDI-Zeitsohrift, Reihe 5, nr.7, 1969

68. Langer, B.F.: Fatigue failure from stress oyoles of varying amplitude. In: Transaotions of the ASME, nr.4, 1937, p.160-167

69. Mahnenko, V.: Effeot of residual stresses on fatigue oraok propagation in welded struoture oomponents. In: Avtomatioeskaia svarka, nr.4, 1979, p.1-4

70. Maloolm, M.A., W.J. Criohlow, A.J. Mo Cullooh: An engineering evaluation of methods for the prediotion of fatigue life in airoraft struotures. Teoh. Report ASD-TR 61-434 Lookheed California Company, 1962

71. Mateesou, D., I. Caraba: Asupra aspeotelor eoonomioe ale elementelor metalioe ou seoţiune variabilă. In luorările simpozionului "Probleme şi tendinţe aotuale în oonstruoţii metalioe", Timişoara, 1976, p.1-5

72. Max, J.: Traitement du signal. Ed. Masson & Cie., Paris, 1972

73. Meroer, C.A., J. Livesey: Analysis of bridge loading histories by statistioal oounting methods. Report of the Institute of Sound and Vibration Researoh, University of Southampton, 1972

74. Mihoo, Gh., M. Craiu: Inferenţă statistioă pentru variabile dependente. Ed. Aoademiei RSR, Buoureşti, 1972

75. Mooanu, D.R.: Imbunătăţirea oalităţii oonstruoţiilor sudate. In: Revista oăilor ferate, 59, nr.2, 1972, p.57-63

76. Mooanu, D.R., oolectiv: Analiza experimentală a tensiunilor. (vol. I,II). Ed. tehnioă, Buoureşti, 1977

77. Moore, H.F., J.B. Kommers: The fatigue of metals. Ed. Mo Graw-Hill, London, 1927

78. Nagy, I.: Betraohtungen über die Messunsioherheit bei der Bestimmung des ebenen Verzerrungszustandes mittels DMS-Rosetten. In: HBM-Messteohnisohe Briefe, nr.1, 1973, p.1-6

79. Naumann, F., N. Eugene: Fatigue under random programmed methods. NASA TN.D.2629, 1963

80. Nădăşan, St.: Maşini de înoeroări la oboseală. Caloulul la solioitări variabile în oonstruoţiile de maşini. In: ASIT 1955, p.31-40

81. Nădăşan, St.: Încercări la oboseală la încercări ciclice şi combinate asupra oţelurilor pentru osii de vagoane de cale ferată. In: Studii şi cercetări, Tom III, 1956, p.12-17

82. Nădăşan, St., I. Hajdu: Un aspect nou al rezistenţei la oboseală. Influenţa şocurilor adiţionale repetate. In: Studii şi cercetări, Tom III, 1956, p.29-41

83. Nădăşan, St., I. Hajdu: Influenţa variaţiei raportului dintre frecvenţa şocurilor adiţionale şi a solicitărilor ciclice asupra durabilităţii oţelurilor. In: Studii şi cercetări, Tom V, 1958, p.9-15

84. Nădăşan, St., B. Herovitz, A. Bernath, V. Safta: Oboseala metalelor. Ed. tehnică, Bucureşti, 1962

85. Otto, J., D. Böhme: Einfluss von Fertigungsbeschichtungsporen auf die Schwingfestigkeit querbeanspruchter Kehlnähte. In: Schweissen und Schneiden, 31, nr.3, 1979, p.109-113

86. Paasch, F., F. Pfeiffer: Betriebsfestigkeit. In: Schwingfestigkeit (ed. W. Günther), DVG, Leipzig, 1973

87. Papazoglou, U.I., K. Masubuchi: Analysis and control of distortion in welded aluminium structures. In: Welding Journal, 57, nr.9, 1978, p.256-262

88. Payne, A.O.: Random and programmed load sequence fatigue tests. ARL Report SM244, Melbourne, 1956

89. Pereş, Gh., colectiv: Cercetarea solicitărilor dinamice din transmisia autocamionului ROMAN 8135-F cu ajutorul calculatorului FELIX C-256. In: Construcţia de maşini, 29, nr.11, 1977, p.535-540

90. Petrescu, N., B. Popescu: Culegerea datelor pentru încercări simulative şi stabilirea regimurilor de încărcare. In: Construcţia de maşini, 29, nr.6, 1977, p.276-283

91. Poisson, C.: Informatique documentaire appliquée au soudage. In: Soudage et techniques connexes, 33, nr.1-2, 1979, p.65-70

92. Raţiu, M.: Influenţa rigidităţii îmbinărilor sudate asupra spectrului solicitărilor. In: Revue roum. sc. techn., Métallurgie, 16, nr.2, 1971, p.201-212

93. Raţiu, M., L. Soflete, C. Halchini: Spectrul de solicitare în exploatarea şasiurilor de boghiuri. In lucrările

sesiunii ştiinţifice a ICPTT, Bucureşti, 1971
94. Raţiu, M.: Analiza spectrului solicitărilor din sudurile şasiurilor de boghiuri. In: Construcţia de maşini, 25, nr.4, 1973, p.231-234
95. Raţiu, M., T. Schulz: Prelucrarea statistică biparametrică a spectrelor extensometrice înregistrate în exploatare. In lucrările Primului Simpozion Naţional de Tensometrie, Iaşi, 1977, vol.III, p.475-489
96. Raţiu, M., C. Halphini, T. Schulz: On random fatigue life evaluation of welded railway bogie structures based on experimental stress analysis. In lucrările "7-th Congress on Material Testing", Budapesta, 1978, vol.II, p.649-654
97. Raţiu, M., T. Schulz: Uber Lebensdauer-Betriebszuverlässigkeits-Diagramme für regellos beanspruchte Schweissverbindungen. In: ZIS-Mitteilungen, nr.3, 1979, p.341-350
98. Reinhardt, K.G., E. Zimdahl: Automatisierte Messwerterfassung und Verarbeitung in der Werkstoffprüfung. In: ZIS-Mitteilungen, nr.3, 1979, p.287-296
99. Renert, M., A. Muscan: Probleme de fiabilitate a utilajului tehnologic pentru industria chimică. In: Construcţia de maşini, 29, nr.1, 1977, p.1-4
100. Renert, M., colectiv: Studiul zonelor de concentrare a eforturilor unitare ale recipientelor sub presiune, folosind metoda tensometrică. In lucrările Primului Simpozion Naţional de Tensometrie, Iaşi, 1977, vol.I, p.57-70
101. Rice, S.O.: Selected papers on noise and stochastic processes. (ed. N. Wax), Dover Publications, 1954
102. Rice, J.A., F.P. Beer, P.C. Paris: On the prediction of some random loading characteristics relevant to fatigue. In: Acoustical fatigue in aerospace structures. Syracuse University Press, 1965
103. Rozanov, Y.: Processus aléatoires.(traducere din limba rusă). Ed. Mir, Moscova, 1975
104. Safta, V., A. Bernath: Contribuţii la determinarea rezistenţei la oboseală prin încercarea cu încărcare continuă progresivă. In: Studii şi cercetări, Tom X, 1963, p.49-56

105. Safta, V., M. Rațiu, M. Drăghioi, T. Sohulz, H. Mateiu: Realizări pe oalea promovării tehnioilor de oontrol al oalității îmbinărilor și struoturilor sudate. In luorările sesiunii "Săptămîna științei și tehnioii românești", Buourești, 1978

106. Safta, V., H. Mateiu, N. Farbaș: Fatigue life investigations on bearing steels. In luorările "7-th Congress on material testing", Budapesta, 1978, vol.1, p.297-302

107. Safta, V., T. Sohulz, I. Arghiriade: Über den Einfluss von Spannungskonzentration und -amplitude auf die Rissfortpflanzung in ARMCO-Eisen. In luorările oonferinței "VII. Konferenz über den Bruoh", Magdeburg, 1979

108. Sălăgean, T.: Oțeluri pentru struoturi sudate. Ed. Faola, Timișoara, 1974

109. Sohijve, J., F.A. Jaoobs: Programme fatigue tests on notohed light alloy speoimens of 2024 and 7075 material. Teohnioal Report, National Luohtvaartlaboratorium, Amsterdam, 1961

110. Sohijve, J.: Fatigue life and oraok propagation under random and programmed load sequenoes. In: Current Aeronautioal Fatigue Problems, Pergamon Press, 1965

111. Sohulz, T.: Testarea simulativă a struoturilor de rezistență. In luorările sesiunii de oomunioări științifioe - IUG-Brăila, 1978, vol.I, p.93-97

112. Sohulz, T.: Evaluarea automată a datelor extensometrioe în domeniului deformațiilor elasto-plastioe. In luorările sesiunii jubiliare a IP-Cluj-Napooa, vol.II 1978

113. Sohulz, T.: O nouă metodă de analiză și sinteză a prooeselor de solioitare aleatoare. In luorările sesiunii de oomunioări tehnioo-științifioe a IS-Reșița, 1979

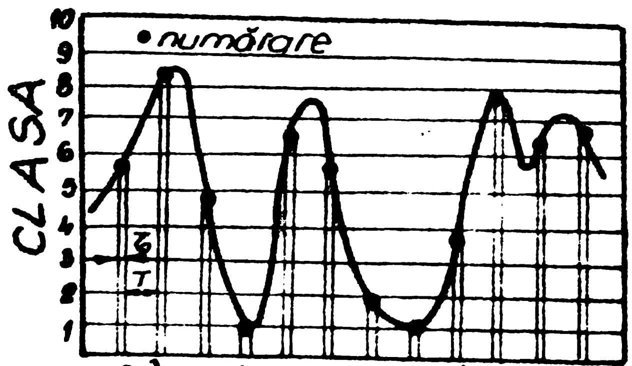
114. Sohütz, D.: A standardized flight by flight test program for the fatigue life evaluation of wing oomponents of transport airplanes. RAE - TR 7318, 1978

115. Sohütz, W.: ZumStand der Betriebsfestigkeitsforsohung. In: ZEV-Glasres Annalen, 98, nr.10, 1974, p.334-338

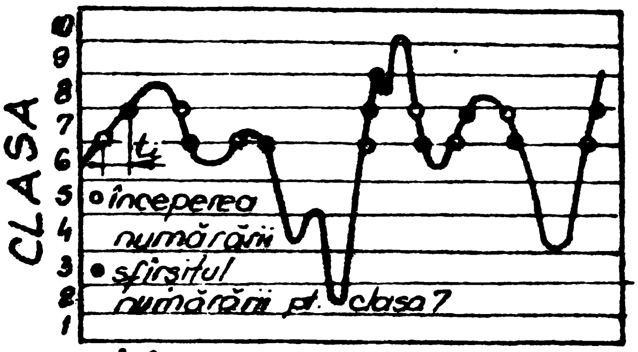
116. Sohütz, W.: Generierung zufallsartiger Belastungsfolgen auf Grund eines Markov-Prozesses. Interner Berioht der IABG, Ottobrunn/Münohen, 1978

117. Sherratt, F., B.G. Fisher: Extracting fatigue testing and design data from service loading records. In lucrările "Conference of the Joint British Committee for Stress Analysis", London, 1972, vol.II, p.27-33
118. Sjöström, S.: Fatigue under statistical load spectra and devices for obtaining such spectra in special cases. IIS/IIW Doc. XII-171-58
119. Sjöström, S.: On random load analysis. In: Transactions of the Royal Inst. of Technology, Stockholm, nr.181, 1961
120. Smighelschi, O., A. Woinaroschi: Optimizarea proceselor în industria chimică. Ed. tehnică, Bucureşti, 1978
121. Taran, T., colectiv: Cercetări experimentale privind oscilaţiile de tensiune în osii de locomotivă, utilizînd tensometria electrică rezistivă. In lucrările Primului Simpozion Naţional de Tensometrie, Iaşi, 1977, vol.I, p.225-233
122. Taylor, J.: Measurement of gust loads in aircraft. In: Journal of Royal Ac. of Sciences, 57, nr.2, 1953, p.68-79
123. Teichmann, A.: Grundsätzliches zum Betriebsfestigkeitsversuch. In: Jahrbuch 1941 der deutschen Luftfahrtforschung, p.467-483
124. Teodorescu, C.C., D.R. Mocanu, M. Buga: Imbinări sudate. Ed. tehnică, Bucureşti, 1972
125. Thomas, D.R.: Acoustical fatigue in aerospace structures. Syracuse University Press, 1965
126. Thum, A., Bautz W., O. Svenson: Zeitfestigkeit. In: VDI-Zeitschrift nr.81, 1937, p.1407-1412
127. Trapp, U.J., D.M. Forney: Fatigue - an interdisciplinary approach. Syracuse University Press, 1965
128. Troost, A., O. Benning: Auswertung gemessener elastisch-plastischer Dehnungen. In: Konstruktion, 26, nr.4, 1974, p.395-402
129. Ueda, Y., Y. Kuramoto, T. Yao: Effects of initial imperfection due to welding on rigidity and strength of triangular corner brackets. In: Transact. Japan WRI, 6, nr.1 p.39-45
130. Umbach, R., W. Schuh: Statische und dynamische Festigkeitsuntersuchungen an Bauteilen für Schienenfahrzeuge.

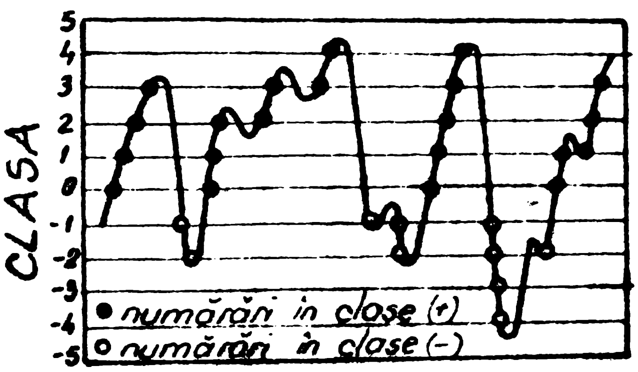
In: Rheinstahl-Teohnik, 11, nr.1, 1977, p.76-85
131. Văduva, I.: Modele de simulare ou oaloulatorul. Ed. tehniod, Buouregti, 1977
132. Verhagen, C.J., J.C. de Does: A speoial stress analyser for use on board ship. In: Internat. Shipbuilding Progress, Rotterdam, 1956
133. Walker, W.G., M.R. Copp: Summary of VGH and VG data obtained from piston-engine transport airplanes from1947 to 1958. NASA TN D-29, 1959
134. Wallaoe, C.E.: Aooustioal fatigue in aerospaoe struotures. Syraouse University Press, 1965
135. Whaley, R.E.: Fatigue investigation offull soale transport airplane wing variable amplitude tests with a gust load speotrum. NACA TN 4050, 1957
136. Wiener, N.: Generalized harmonio analysis. In: Aota Math., 55, 1930, p.117-258
137. Wöhler, A.: Beriohte über Versuohe im Eisenbahnwesen. In: Z. Bauwesen, 8, 1858, 9.641-652
138. Wöhler, A.: Uber die Festigkeitsversuohe mit Stahl und Eisen. In: Z. Bauwesen, 20, 1870, p.73-106
139. xxx : Strain gage seleotio oriteria prooedures reoommendation. MM-Vishay TN 132, 1976
140. xxx : k-Faktor und Dauersohwingverhalten von 90° Rosetten. MM-Vishay TN-D01, 1978
141. xxx : Hydropuls-System. Sohenok Druoksohrift, P 2701/2, 1978
142. xxx : Hydropuls-Prozessreohner-System GA-16/440J3. Programmpaket "Wissensohaft". Sohenok Druoksohrift P 2062, 1978



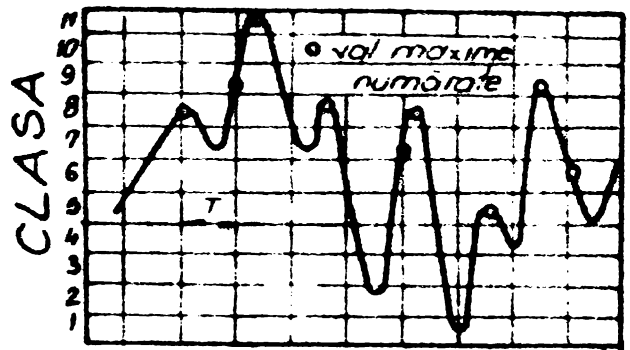
a) valoarea instantanee la perioade T egale



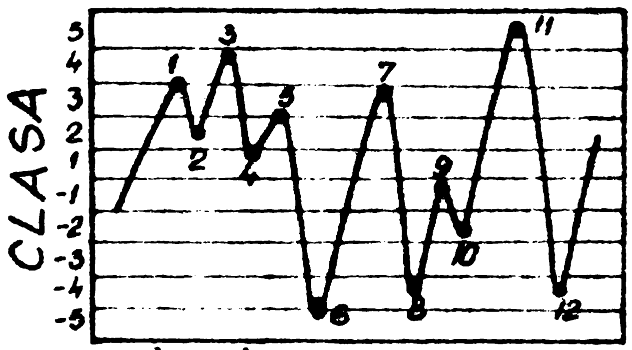
b) timpul de menţinere între nivele



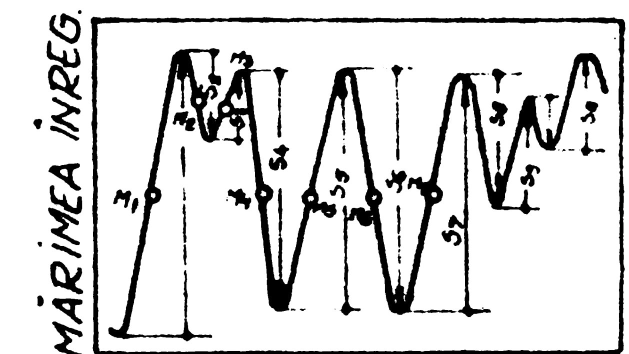
c) depăşiri nivele



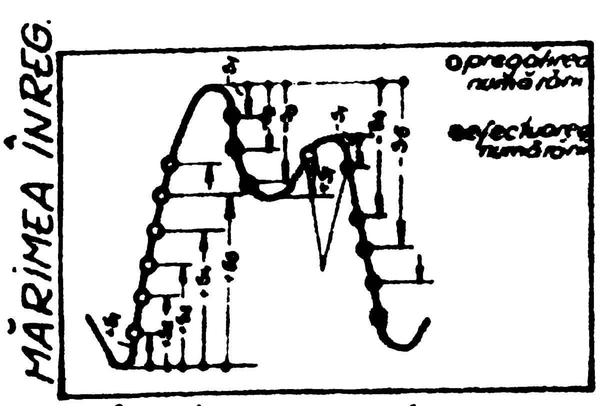
d.) valoarea maximă în perioada T



e) extreme (maxime, minime)



f) perechi de variaţii interextreme



g) rain-flow (separare amplitudini suprapuse)

ANEXA I. Metode de clasare digitală.

ANEXA II - CONDITII TEHNICE SPECIALE LA URMARIREA SPECTRELOR EXTENSOMETRICE

1. Deformaţia specifică maximă pînă la care este garantată precizia măsurării depinde de tipul materialului (suport + grilă) TER, tehnologia de aplicare, adezivul utilizat ş.a. In general alegerea tipului TER şi a modului de aplicare trebuie făcută funcţie de nivelul maxim al deformaţiilor specifice care se preconizează a fi măsurate. Din fig.1 rezultă că pentru condiţiile de măsurare uzuale (temperatură, presiune, umiditate conform atmosferei ambiante) cu TER standard se pot acoperi măsurări în domeniul deformaţiilor elasto-plastice mici ($\varepsilon = \varepsilon^{e} + \varepsilon^{pl} \leq 2 \cdot 10^{-2}$ m/m).

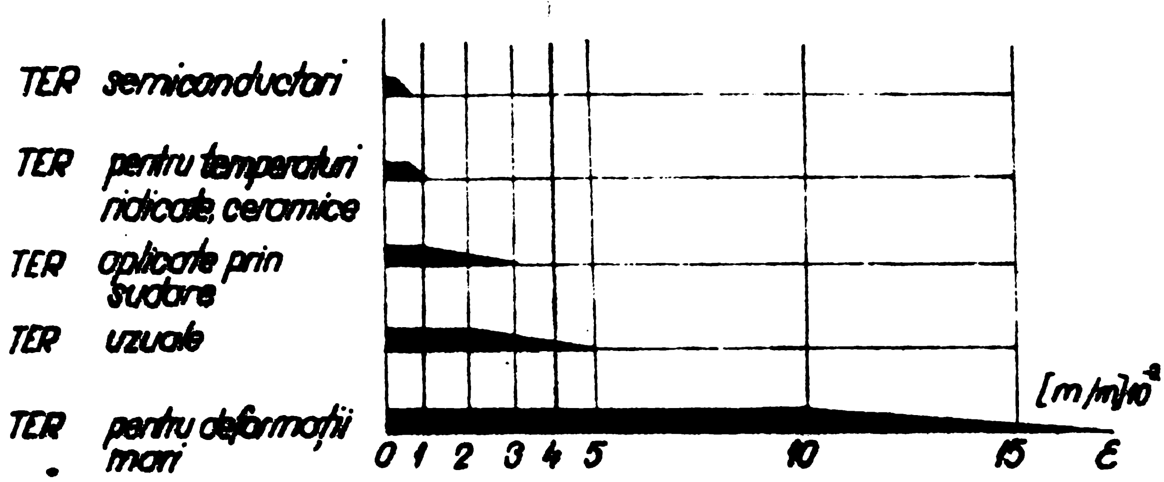


Fig.1 - Domeniul de măsurare a deformaţiei specifice cu diferite tipuri TER - adaptat după HOFFMANN (1976)

2. Comportarea la solicitări ciclice (oboseală) a TER este funcţie de tipul constructiv (grilă de sîrmă sau folie decupată fotochimic), materialul grilei şi suportului, adezivul utilizat, modul de fixare a conexiunilor. Această caracteristică trebuie analizată din punct de vedere al conservării în timp a acurateţei măsurărilor, limitîndu-se efectele de derivă de nul şi variaţie a sensibilităţii datorită fenomenelor de fluaj şi relaxare a cuplului adeziv-suport TER, respectiv datorită fenomenelor de ecruisare şi înmuiere ciclică a materialului grilei. La urmărirea

periodică în timp a procesului de solicitare sau la înregistrări continue pe o durată mai lungă (extinderea selecţiei trebuie să depăşească uneori valori de $10^4 ... 10^5$ cicluri pentru o consistenţă a prelucrării statistice), este necesară cunoaşterea diagramelor de oboseală a TER (ε – N), avînd drept criteriu deriva de zero acceptată pe baza considerentelor de precizie a măsurărilor– fig.2.

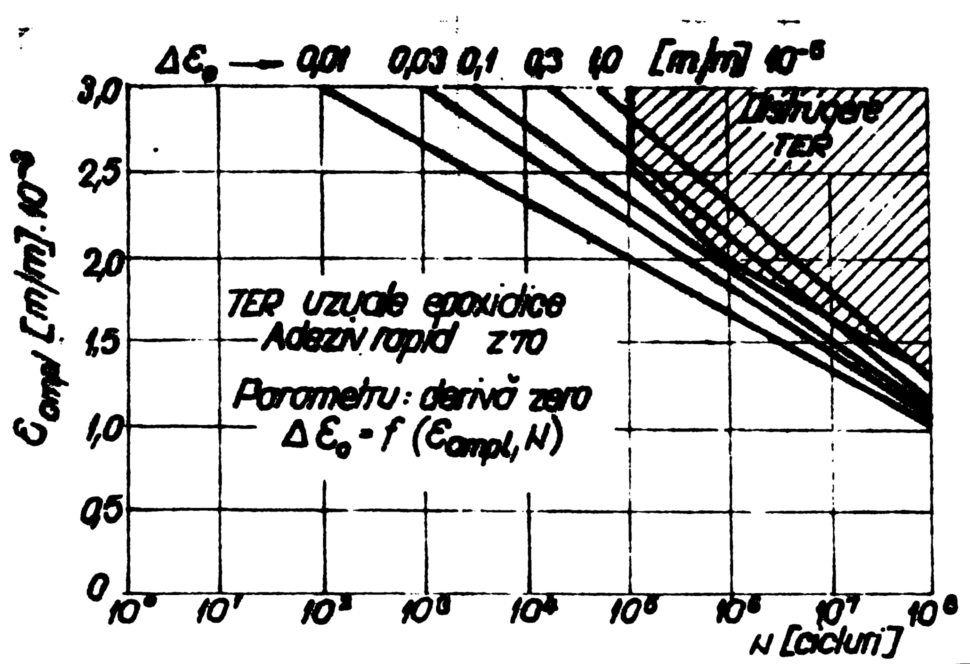


Fig. 2 – Diagrame de oboseală a TER – adaptat după DORSEY (1978)

3. Frecvenţa limită a fenomenelor de vibraţii şi şocuri mecanice, care pot fi măsurate fără distorsiuni cu ajutorul TER, se apreciază în jur de 100 kHz ; s-au efectuat pînă în prezent măsurări de şocuri cu TER pînă la viteze de creştere a flancului semnalului frecvenţei de 500 kHz. Aceste valori limită ale frecvenţei măsurabile cu TER sînt mult acoperitoare faţă de domeniul de frecvenţe uzual (0 ... 200 Hz) care este definitoriu din punct de vedere a rezistenţei la oboseală, pentru procese de solicitare din structurile de rezistenţă ale construcţiilor de maşini.

Din diagrama din fig.3 se indică domeniul deformaţiilor specifice şi al frecvenţelor limită corelate, acoperit de metoda extensometrică electrică rezistivă . Valoarea limită inferioară a deformaţiilor specifice măsurabile apare nu datorită unei sensibilităţi sau rezoluţii necorespunzătoare a metodei, ci datorită unui semnal de ieşire de valoare mică, puternic influenţat de perturbaţiile ambientale (temperatură, freovenţe, parazite, oîmpuri magnetioe etc...) respeotiv de modul solioitării (statio sau dinamio) la care apar surse de erori suplimentare datorită unor fenomene de fluaj/ relaxare respeotiv eoruisare/înmuiere oiolioă a TER.

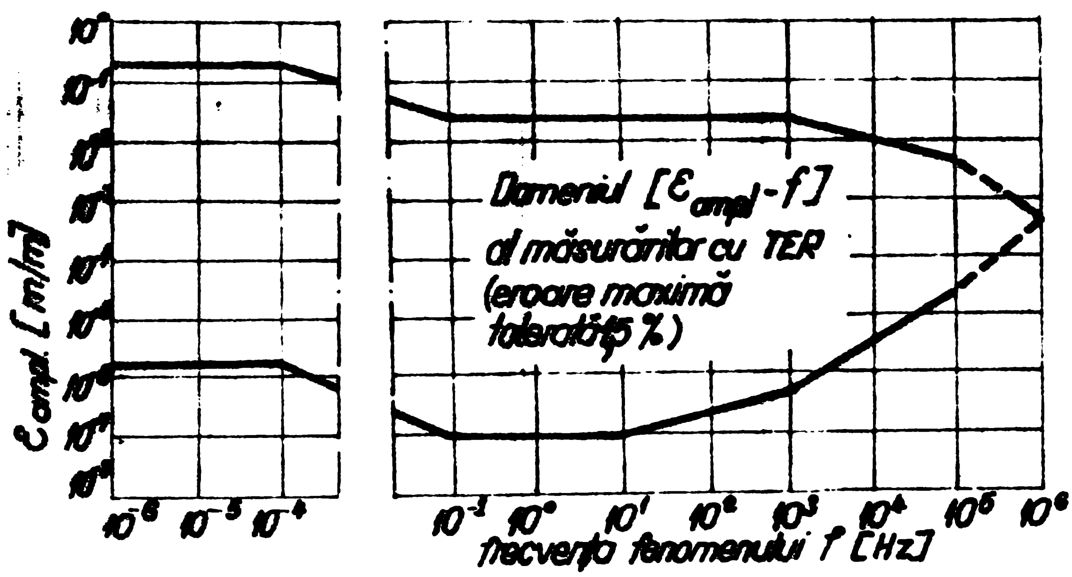


Fig.3 - Domeniul de freovenţe şi deformaţii speoifioe aooperit prin măsurări extensometrioe - adaptat după BERCKERS (1975), DORSEY (1978), MM-VISHAY TN 127-3, TN 128-2, TN 139-2,TN-D01

4. In oîmpuri de deformaţii speoifioe ou gradienţi puternioi oare apar în zone ou efeote de oonoentrare geometrioe/ oonstruotive sau datorită modului de aplioare a înoăroărilor, dimensiunile bazei de măsurare a TER influenţează valoarea măsurată. Aoeastă valoare, rezultată oa valoare medie integrată de-a lungul bazei de măsurare, diferă numai atunoi de valoarea looală reală - deoi depinde de lungimea bazei de măsurare - daoă variaţia deformaţiei speoifioe după direoţia axei TER se abate de la variaţia liniară (oaz partioular : omogenă). In zone ou oonoentratori , variaţia deformaţiei speoifioe poate fi aproximată în general printr-o lege parabolioă. Pentru oazul unei astfel de distribuţii speoifioe $\mathcal{E}(x)$ în veoinătatea unui punot de măsurare $x = x_m$:

$$\mathcal{E}(x) = C_0 + C_1 (x - x_m) + C_2 (x - x_m)^2 \qquad (1)$$

Un TER plasat simetric față de punctul $x = x_m$ măsoară o valoare medie integrată :

$$\mathcal{E}_{TER} = \frac{1}{l_g} \int_{x_0}^{x_v} \mathcal{E}(x) \cdot dx \tag{2}$$

între limitele de integrare : $x_0 = x_m - \frac{l_g}{2}$

$$x_v = x_m + \frac{l_g}{2}$$

Rezultă expresia :

$$\mathcal{E}_{TER} = \mathcal{E}(x_m) + \frac{1}{3} C_2 \left(\frac{l_g}{2}\right)^2 \tag{3}$$

Valoarea locală a deformației specifice, egală cu valoarea măsurată efectiv, apare la o distanță dată față de punctul de măsurare considerat. Din fig. 4 a,b rezultă că această distanță este egală cu $x = x_m = 0,3\ l_g$. In fig.5.a este reprezentată variația raportului dintre tensiunea maximă din concentrator σ_{max} și tensiunea σ_{TER} determinată pe baza măsurărilor extensometrice pentru TER amplasate la diferite distanțe de la punctul de racordare a razei concentratorului ($\alpha_k = 1,7$).

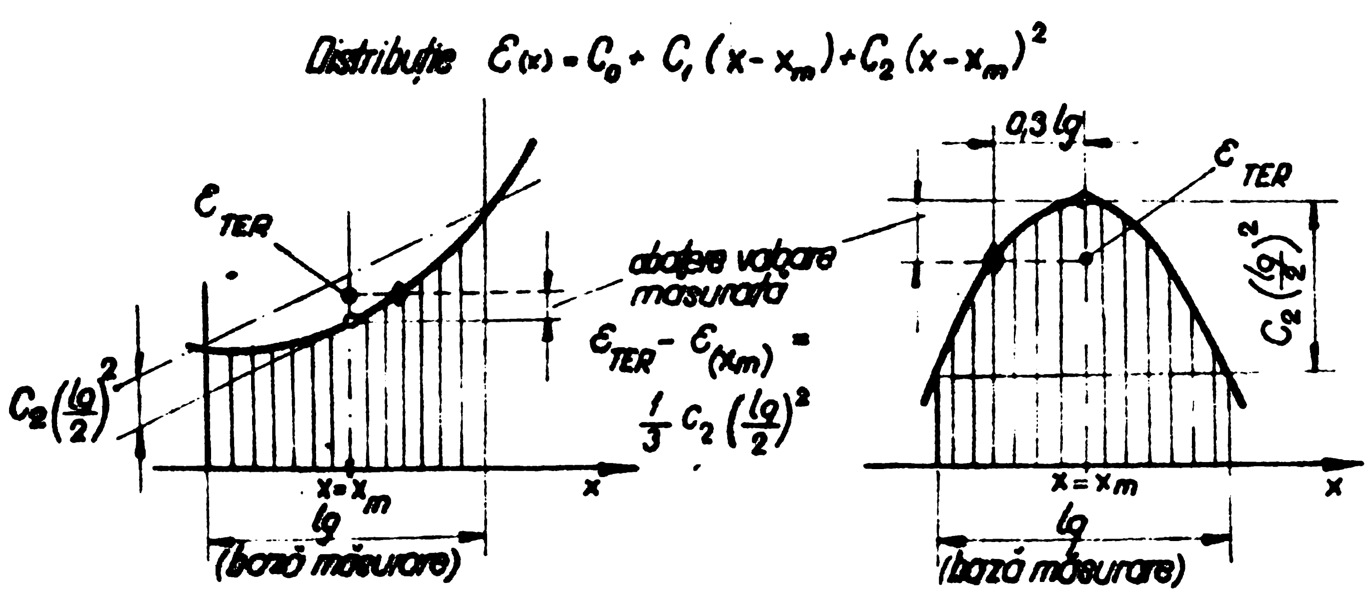


Fig.4 - Măsurarea deformațiilor specifice în zone cu gradienți : a) variația $\mathcal{E} = \mathcal{E}(x)$
b) abaterea rezultată față de variația liniară

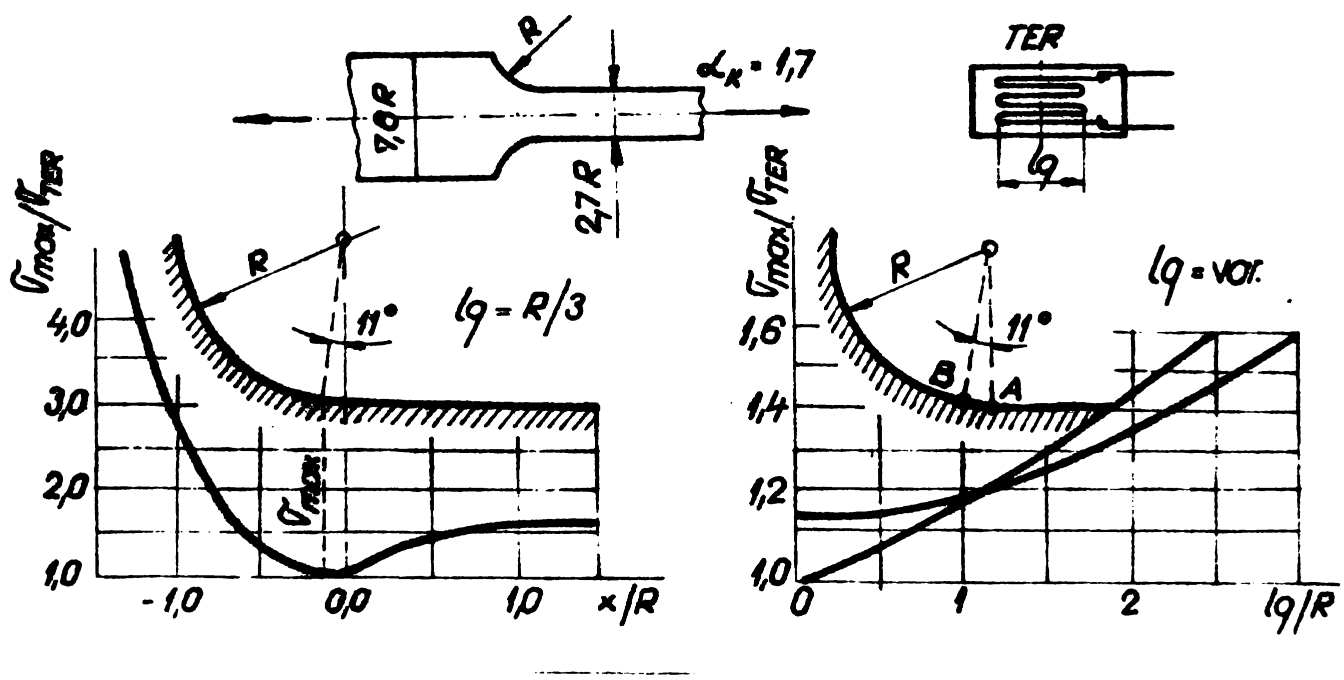


Fig.5 - Eroarea determinării tensiunii într-un concentrator : a) funcţie de amplasarea TER b) funcţie de baza de măsurare l_g a TER - după HAIBACH (1968), HOFFMANN (1973)

Pentru o bază de măsurare $l_g = R/3$ constantă, la o distanţă $x > R$ de la punctul de racordare, TER măsoară practic tensiunea nominală $\sigma_n = (1/1,7) \cdot \sigma_{max}$. Plasînd un TER în dreptul vîrfului maxim al concentratorului de tensiune, valoarea măsurată are o eroare de -3% faţă de σ_{max} , datorită integrării mediate de-a lungul bazei de măsurare $l_g = R/3$.
In fig.5 b, este prezentată variaţia raportului $\sigma_{max} / \sigma_{TER}$ în funcţie de lungimea bazei de măsurare, pentru două puncte fixe de măsurare : în punctul de racordare a razei (A) şi în dreptul vîrfului maxim al tensiunii (B). In punctul A, pentru o bază de măsurare mică, tensiunea măsurată este de 1,12 ori mai mică decît cea reală .
La $l_g > R$ raportul $\sigma_{max} / \sigma_{TER}$ depăşeşte 1,15 iar tensiunile măsurate în punctul A sînt mai mari decît cele din punctul B, deoarece tensiunea scade pronunţat în zona de trecere datorită efectului de margine.

Erorile de determinare experimentală a maximelor tensiunii în zone cu concentratori nu depăşeşte plaja de erori uzuale ale metodei extensometrice, cu condiţia ca baza de măsurare a TER să nu depăşească valoarea $l_g = R/3$.

ANEXA III - LEGI DE DISTRIBUTIE TEORETICE SPECIALE APLICABILE LA AJUSTAREA COLECTIVELOR DE SOLICITARE

Nr. ort.	Tipul distribuţiei	Funcţia densităţii de probabilitate	Observaţii
1.	JOHNSON (1)	$p(x)=\frac{\eta}{\sqrt{2\pi}\cdot(x-\varepsilon)}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma+\eta\ln\left(\frac{x-\varepsilon}{\lambda}\right)\right]^2\right\}$	Derivată din prima transformare a variabilei normale normate $z=\gamma+\eta\ln\left(\frac{x-\varepsilon}{\lambda}\right)$ $\eta,\lambda>0;\ -\infty<\gamma<\infty$
2.	JOHNSON (2)	$p(x)=\frac{\eta}{\sqrt{2\pi}\,(x-\varepsilon)(\lambda-x)}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma+\eta\ln\left(\frac{x-\varepsilon}{\lambda-x}\right)\right]^2\right\}$	Derivată din a 2-a transformare a variabilei normale normate $z=\gamma+\eta\ln\left(\frac{x-\varepsilon}{\lambda-x}\right)$
3.	JOHNSON (3)	$p(x)=\frac{\eta}{\sqrt{2\pi}\sqrt{(x-\varepsilon)^2+\lambda^2}}\cdot\exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma+\eta\ln\left\{\frac{x-\varepsilon}{\lambda}+\left[\left(\frac{x-\varepsilon}{\lambda}\right)^2+1\right]^{\frac{1}{2}}\right\}\right]^2\right\}$	Derivată din a 3-a transformare a variabilei normale normate $z=\gamma+\eta\,\mathrm{arc\,sh}\left(\frac{x-\varepsilon}{\lambda}\right)$ $\eta,\lambda>0;\ -\infty<\gamma,\varepsilon<\infty$
4.	WEIBULL	$p(x)=\frac{\alpha}{\varepsilon}\left(\frac{x-\mu}{\varepsilon}\right)^{\alpha-1}\cdot\exp\left[-\left(\frac{x-\mu}{\varepsilon}\right)^{\alpha}\right]$	$x>\mu,\quad \alpha,\varepsilon>0$
5.	WEIBULL (3)	$p(x)=\frac{1}{\beta}\,\frac{\alpha}{\varepsilon}\left(\frac{x-\mu}{\varepsilon}\right)^{\alpha-1}\exp\left[-\left(\frac{x-\mu}{\varepsilon}\right)^{\alpha}\right]$	$\beta>1;\quad x>\mu\quad \alpha,\varepsilon>0$

ANEXA IV - CALCULUL DE DURABILITATE A ELEMENTELOR CU SOLICITARI MAXIME ALE BOGHIULUI M.D. (conform normativului DIN 15018-74)

In normativul DIN 15018-74 tensiunea admisibilă este dată pentru un coeficient de siguranţă $C = 1,33$ faţă de curba rezistenţei de exploatare aferentă probabilităţii de supravieţuire $P_s = 90\%$, funcţie de durabilitatea impusă şi plenitudinea colectivului de solicitare. Pentru solicitări pulsante ($r \geq 0$), tensiunile admisibile se determină cu relaţiile :

$$\sigma_{a_r} = \frac{5/3 \cdot \sigma_{-1}}{1 - \left(1 - \frac{5/3 \cdot \sigma_{-1}}{0,75 \cdot R_m}\right) \cdot r} \qquad \text{Tracţiune} \qquad (1)$$

$$\sigma_{a_r} = \frac{2 \cdot \sigma_{-1}}{1 - \left(1 - \frac{2 \cdot \sigma_{-1}}{0,9 R_m}\right) \cdot r} \qquad \text{Compresiune} \qquad (2)$$

Tensiunile admisibile trebuie să fie mai mici decît $0,75\ R_{eH}$ ($0,75\ R_{p0,2}$) pentru oriee valoarea a gradului de asimetrie. In cazul unor solicitări accidentale, care datorită frecvenţei de apariţie reduse (sub 1% din numărul total de cicluri) pot fi neglijate, tensiunea admisibilă σ_{HS} poate fi majorată cu max. 10% faţă de valoarea σ_{HZ} admisă pentru încărcări utile suplimentare.

In tabelul 1 este redată componenţa statistică a spectrului de solicitare global al materialului rulant, diferenţiată funcţie de clasificarea solicitărilor după DIN 15018-74 şi funcţie de caracteristicile căii de rulare.

In tabelele 2 şi 3 sînt prezentate rezultatele analizei solicitărilor maxime (pentru cadrul boghiului respectiv traversa principală), determinate în exploatarea pe traseul test, diferenţiate funcţie de caracteristicile căii, pentru regimul de exploatare cel mai sever v = 160 km/h.

Pentru durata de exploatare de 30 de ani a unui boghiu corespunzător unui parcurs total impus de 3.10^6 km, rezultă o durabilitate de 10^8 cicluri. Evaluarea durabilităţii trebuie extinsă în domeniul durabilităţilor megaciclice, dincolo de durabilitatea $N_D = 2.10^6$ considerată în DIN 15018-74 ca semnificativă pentru rezistenţa la oboseală, întrucît cercetări experimentale recente au invalidat existenţa unei astfel de limite - HAIBACH şi OLIVER (1974, 1975), LIEURADE (1978). Calculele se efectuează în paralel în 2 ipoteze :

- extrapolarea liniară pînă la $N = 10^8$ a curbelor echiprobabile $\sigma_a - N$ (P_s = ct) stabilite pentru domeniul $N \leq N_D = 2\cdot 10^6$ acceptată în normativul BS 153-1972 :

$$N \doteq N_D \left(\sigma_{a_N} / \sigma_{a_{N_D}}\right)^{-k} \tag{3}$$

în care $\sigma_{a_{ND}}$ reprezintă nivelul tensiunii admisibile pentru durabilitatea $N = N_D$, la gradul de asimetrie r dat ;

- modificarea pantei curbelor $\sigma_a - N$ (P_s = ct) în domeniul $N > N_D$, conform metodei LBF (Laboratorium für Betriebsfestigkeit - Darmstadt), bazată pe o ipoteză de cumulare liniară modificată a degradărilor la oboseală :

$$N = N_D \left(\sigma_{a_N} / \sigma_{a_{N_D}}\right)^{-(2k-1)} \tag{4}$$

La interpretarea rezultatelor se prevalează metoda LBF, întrucît extrapolarea liniară apare ca o condiţie prea acoperitoare din punct de vedere a dimensionării, iar acceptarea unei rezistenţe pentru o durabilitate nelimitată conform DIN 15018-74 este fenomenologic incompatibilă cu efectul cumulativ al degradărilor induse la nivele de tensiuni $\sigma < \sigma_{a_{N_D}}$.

In cazul traversei crapodinei, zona traductorului TER 102 R se încadrează în grupa de concentratori K_3 după DIN 15018-74, materialul traversei fiind OL 52.3. Durabilitatea acestui element constructiv este determinată de circulaţia în aliniament şi palier, cînd apar tensiuni de pînă la $\sigma = -254$ N/mm^2, şi depăşeşte 4.10^9 km conform ipotezei LBF - fig.1.

In cazul cadrului boghiului, zona îmbinării sudate lonjeron - traversă se încadrează în grupa de concentratori K_4 după DIN 15018-74, materialul fiind OL 37. Perturbaţiile la trecerea peste pasaj, în staţie şi în abaterea induc tensiuni superioare valorii $\sigma = 167$ N/mm^2, definitorie pentru circulaţia în aliniament. Ponderea acestor cicluri de solicitare în spectrul global depăşind 1,35%, se iau în considerare la calcul ciclurile pînă la 173 N/mm^2, nivel care acoperă 99% din numărul total de cicluri înregistrate. În aceste condiţii, durabilitatea este de aproximativ 200.000 km, insuficientă faţă de cea impusă de considerente de eficienţă economică a exploatării - fig.2.

Pentru studiul posibilităţilor de consolidare a construcţiei cadrului prin atenuarea concentratorului, se efectuează calculul de durabilitate pentru cazul îmbinării sudate în execuţie cu colţare de racordare, încadrată în grupa de concentratori K_3.

COMPONENȚA STATISTICA A SPECTRULUI DE SOLICITARE GLOBAL

Durata de exploatare : 30 ani
Parcursul total : 3.10^6 km

Tabelul 1

Solicitarea ciclică		Frecvența solicitării	Cicluri de solicitare pt.3.10^6 km
Componenta	Sursa		
fundamentală	curbele căii (40% din parcurs lungime medie curbă 0,5 km)	0,4 cicluri/ /km	$1,2.10^6$
complementară	abaterile uzuale ale căii, corelate cu caracteristicile de transfer ale vagonului : complianța și capacitatea de amortizare	1,5 Hz (33,7 cicl./km la v =160 km/h)	1.10^8
accidentală	perturbațiile căii (2-4 perturbații/km 3-5 cicluri induse/perturbație)	6-20 cicl./km	$(1,8-6).10^7$

Tabelul 2 a)

	Regim exploatare ($v = 160 Km/h$)	Distribuția amplitudinilor			Tensiunea adm. σ_{ar}		Durabilitatea				Vîrfuri accident. $\sigma > 254$
		σ_{max}	r	ψ_{-1}	$N = 2 \cdot 10^6$	$N > 2 \cdot 10^6$	LBF		BS 153		
		N/mm^2	—	%	N/mm^2	N/mm^2	10^6 cic.	10^6 Km	10^6 cic	10^6 Km	cicluri
1	Aliniament	-254	0,60	25	-351	-270	135,0	3960	18,1	531	—
2	Curbă	-254	0,60	25	-351	-270	135,0	2499	18,1	335	—
3	Pasaj	-283	0,44	39	-318	-247	6,0	175	3,6	105	1
4	Trecere statie	-268	0,52	32	-334	-265	20,0	608	7,9	233	1
5	Abatere	-266	0,53	31	-336	-267	24,5	181	7,9	58	4

b)

	Tensiunea maximă [N/mm^2]	Număr cicluri	r	Frecventa cum.		Durabilitate (10^6 Km)		Parametri exploatare
				cicluri	%	LBF	BS 153	
1	< 254	2690	0,60	2690	99,65	3960	531	$v = 160 Km/h$
2	255 268	8	0,53	2698	99,94	608	233	$f = 1,5 Hz$
3	269 283	2	0,44	2700	100	175	105	$H = 2700$ cicl.

Tabelul 3 a)

	Regim exploatare ($v = 160 Km/h$)	Distribuția amplitudinilor			Tensiunea adm. σ_{ar}		Durabilitatea				Vîrfuri accident. $\sigma > 167$
		σ_{max}	r	ψ_{-1}	$N = 2 \cdot 10^6$	$N > 2 \cdot 10^6$	LBF		BS 153		
		N/mm^2	—	%	N/mm^2	N/mm^2	10^6 cicl.	10^6 Km	10^6 cicl.	10^6 Km	cicluri
1	Aliniament	167	0,68	19	202	167	28,7	0,850	8,0	0,236	—
2	Curbă	167	0,68	19	202	167	28,7	0,531	8,0	0,147	—
3	Pasaj	181	0,54	30	180	142	1,9	0,058	1,9	0,058	1
4	Trecere statie	185	0,52	32	177	139	1,6	0,047	1,6	0,047	18
5	Abatere	185	0,52	32	177	139	1,6	0,012	1,6	0,012	4

b)

	Tensiunea maximă [N/mm^2]	Număr cicluri	r	Frecventa cum.		Durabilitate (10^6 Km)		Parametri exploatare
				cicluri	%	LBF	BS 153	
1	< 167	2663	0,68	2663	98,65	0,850	0,236	$v = 160 Km/h$
2	168 173	10	0,68	2673	99,00	0,198	0,108	$f = 1,5 Hz$
3	174 181	21	0,54	2694	99,76	0,058	0,058	$H = 2700$ cicl.
4	182 185	6	0,52	2700	100	0,047	0,047	

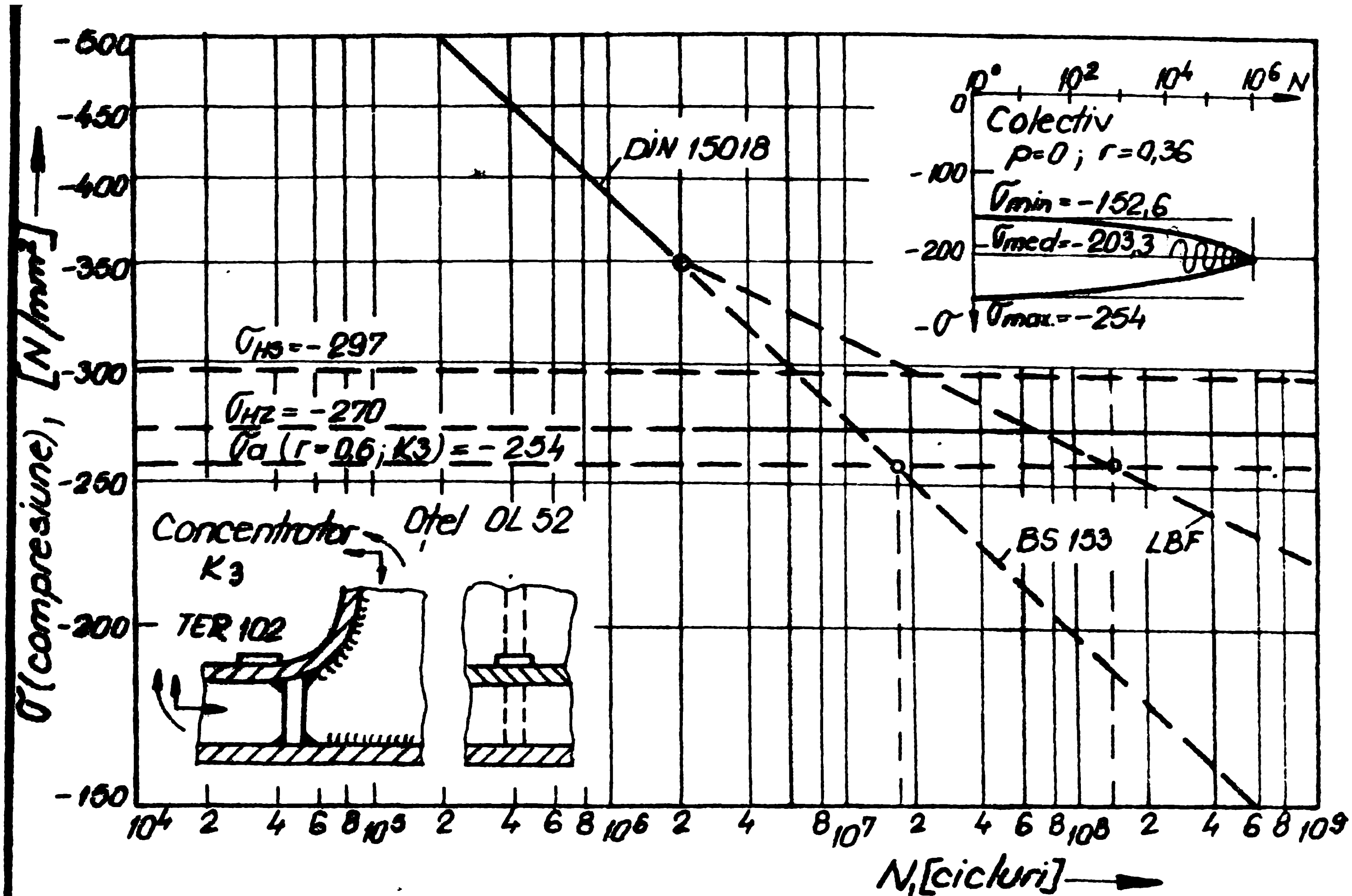


Fig. 1

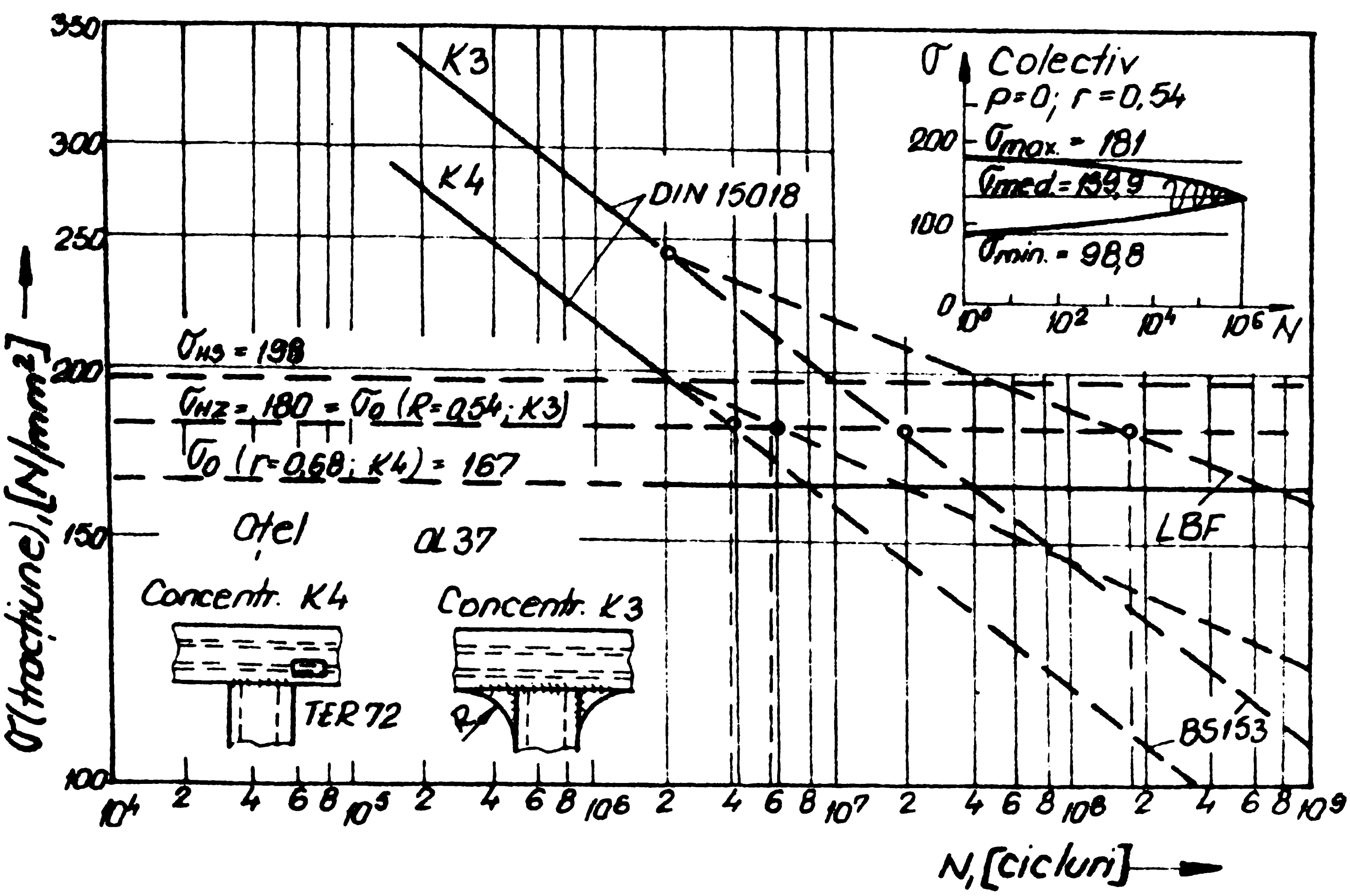


Fig. 2

BUPT