

UNIVERSITATEA "POLITEHNICA" din TIMIȘOARA

FACULTATEA DE ELECTROTEHNICĂ

Bd. Vasile Pârvan Nr.2 1900 TIMIȘOARA

UNIVERSITATEA "POLITEHNICA"
TIMIȘOARA
BIBLIOTECA CENTRALĂ

Nr. Inv. 623.751

Dulap 121 Lit. C

ESTIMAREA STĂRII STATICE A SISTEMELOR ELECTROENERGETICE

TEZĂ DE DOCTORAT

Conducători științifici:

Prof.dr.ing. Viorel NEGRU

Prof.dr.ing. Mircea NEMEȘ

Autor:
ing. Gheorghe VUC

1999

CUPRINS

623.751
181

1. Introducere.	3 ✓
2. Sisteme de conducere a S.E.E.	8
2.1. Probleme generale ale sistemelor de conducere de tip E.M.S.	8
2.2. Sistemul informatic de conducere operativă (EMS-SCADA).	11
2.3. Implementarea sistemelor de conducere de tip E.M.S.	19
2.4. Experiențe operaționale cu estimator de stare on-line.	20
2.5. Probleme operaționale și soluții de test.	21
3. Estimarea. Elemente teoretice.	23
3.1. Elemente introductive.	23
3.2. Elemente fundamentale utilizate.	25
3.3. Metodă de găsire a estimației Bayes.	29
3.4. Estimații Bayes pentru funcții de pierdere pătratică.	30
3.5. Informația apriorică în estimare.	35
3.6. Tipuri de estimatori.	43
4. Metode de estimare a stării statice a S.E.E.	55
4.1. Introducere.	55
4.2. Observabilitatea S.E.E.	56
4.3. Repartizarea măsurătorilor	59
4.4. Analiza situației actuale în domeniul estimatorilor.	60
4.5. Estimatori larg utilizați în estimarea stării S.E.E. Modele matematice. Performanțe.	62
4.6. Comparație numerică. Rezultate.	73
5. Erori în estimarea stării S.E.E.	77
5.1. Preliminarii.	77
5.2. Metode de identificare a erorilor de măsură.	79
5.3. Analiza critică a metodelor prezentate.	83
5.4. Eliminarea erorilor grosolane înainte de estimare.	87
5.5. Prelucrarea erorilor de măsură prin metoda HTI.	87
6. Pachetul de programe EstAll.	110
6.1. Generalități.	110
6.2. Sistemele test utilizate.	111
6.3. Descrierea pachetului de programe.	112
6.4. Rezultate obținute.	118
6.5. Alte aspecte legate de estimare.	122
6.6. Rezultate numerice. Concluzii.	122
7. Erori de structură. Detecție și identificare.	125
7.1. Elemente generale.	125
7.2. Efectul erorilor de structură.	127
7.3. Influența erorilor de parametru.	129
7.4. Posibilități de detecție a erorilor de structură.	134
7.5. Identificarea erorilor de topologie.	152
7.6. Rezultate.	157
8. Concluzii și contribuții personale.	166
Bibliografie	172
Anexe	178

BIBLIOTECA CENTRALĂ
UNIVERSITATEA "POLITEHNICA"
TIMIȘOARA

Cap.1. Introducere

Sistemul electroenergetic este în orice zonă a globului și în orice sistem politic sau de piață unul din sistemele esențiale și în același timp unul din cele mai complexe. Pe lângă latura pur tehnică de exploatare a acestui sistem, un factor deosebit de important în funcționarea lui este managementul corect și eficient.

Unul din principalele atribute ale managementului este luarea de decizii în cadrul unui proces numit și *proces decizional*. Acest proces decizional începe cu formularea scopurilor și continuă cu identificarea problemelor și stabilirea soluțiilor alternative de acțiune. Decizia se referă la adoptarea uneia dintre soluțiile alternative. Procesul decizional este cu atât mai eficient cu cât poate prelucra mai rapid cantități mai mari de informații necesare analizei soluțiilor alternative, având în același timp și mijloacele de verificare și de eliminare a informațiilor eronate.

În țara noastră trecerea la un nou tip de piață și în domeniul energetic impune o nouă viziune în acest domeniu, al managementului energetic, cu atât mai mult cu cât chiar și în SUA, în anul 1992, politica energetică votată de Congresul S.U.A. stabilește pentru domeniul energetic o nouă politică, favorabilă unui proces concurențial în domeniul energiei [4]. Ca o consecință a acestei noi tendințe din domeniu, se va impune necesitatea unui management performant al energiei și sistemului aferent producerii, transportului și distribuției acesteia. Din acest punct de vedere cercetările de vârf vor fi determinante pentru evoluția pozitivă a Sistemului Electric de Putere și în țara noastră, urmărirea și aplicarea noilor tendințe ale politicilor energetice din țările avansate fiind de importanță vitală în procesul de modernizare a Sistemului Energetic Național.

Astfel, prezența în dispeceratele energetice a unui estimator de stare performant care să asigure atât detecția cât și identificarea - corecția erorilor de măsură, dar și a celor de structură este benefică nu numai în ceea ce privește siguranța asupra corectitudinii informației primare, ci ea se constituie ca o etapă esențială în dezvoltarea ulterioară a unor sisteme expert care într-o primă fază să asiste personalul de tură în luarea deciziilor, iar într-

o etapă mai avansată să preia complet funcțiile dispecerilor, oamenilor revenindu-le doar rolul de a superviza procesele care au loc în instalații.

Pentru a exemplifica importanța estimării stării este suficient să se precizeze că în peste 10 ani de utilizare a unui estimator la dispeceratul companiei americane AEP, au fost înregistrate doar 5 zile în care nu s-au depistat date eronate măsurate //2//. Ori la noi în țară deși telemăsurarea datelor din principalele noduri ale sistemului electric național există de peste 10 ani, totuși prelucrarea datelor cu un estimator de stare nu este încă realizată.

Încă din anii '80, toate țările puternic dezvoltate economic au promovat programe pentru realizarea estimării stării S.E.E., așa încât în prezent dispun de o experiență destul de amplă în domeniu. Revistele de specialitate au acordat și continuă să acorde spații largi tratării acestor probleme, în special pe direcția îmbunătățirii performanțelor estimatorilor, dezvoltării și perfecționării funcțiilor și calităților lor.

Programele naționale de rețehnologizare și modernizare a S.E.E. trebuie să cuprindă implementarea unor sisteme expert, a căror bază de date este absolut necesar a fi furnizată prin folosirea unui estimator performant de stare.

Ca și consecință, strategia actuală a RENEL prevede că informatizarea reprezintă una din premisele de bază ale creșterii eficienței și siguranței în exploatarea sistemului energetic.

Principalele direcții de informatizare sunt plasate în domeniul conducerii operative (EMS/SCADA) domeniu abordat încă din anii '70 (dar aflat departe de finalizare) și în domeniul managerial cu utilitate în asistarea procesului decizional la toate nivelurile.

În acest scop programul RENEL de realizare a sistemelor informatice pentru etapa 1996-2000 prevede ca element prioritar și procurarea, instalarea, testarea și exploatarea software - ului necesar.

În contextul complexității actuale a sistemelor electrice de putere, conducerea operativă eficientă prin dispecer a acestora este posibilă numai în condițiile cunoașterii complete, continue și cu o precizie ridicată a stării sistemului.

Într-un sistem electroenergetic informațiile despre starea acestuia se obțin prin telemăsurarea diferitelor mărimi de interes, cu ajutorul cărora se pot caracteriza stările sistemului însă prelevarea și transmiterea la punctul de utilizare a mărimilor de interes se face în mod inevitabil cu erori. Aceste erori sunt provocate de: metodele și tehnicile de măsurare, clasa de precizie a aparatelor folosite, erorile de conversie și transmitere a mărimilor, deranjamentele din sistemul de măsură și control etc.

Datorită acestor erori este imposibilă cunoașterea deterministă a valorilor mărimilor măsurate. Din acest motiv se pune problema estimării celor mai probabile valori ale acestor mărimi, cu identificarea erorilor grosolane de măsurare și corectarea lor.

În sistemele de conducere a S.E.E. sunt utilizate două tipuri de date telemăsurate, și anume:

1. datele despre poziția întreruptoarelor și a separatoarelor;
2. măsurătorile puterilor active și reactive (de injecție în noduri și de circulație pe laturi) și modulele tensiunilor din nodurile rețelei.

Datele despre starea (poziția) echipamentului de comutație sunt utilizate pentru determinarea în timp real a topologiei rețelei, iar datele analogice sunt utilizate pentru determinarea încărcării liniilor și a transformatoarelor, precum și a profilului de tensiune din rețeaua considerată. Ambele categorii de date pot fi afectate de erori produse de "zgomotul" căilor de comunicație, erori de măsurare, pierderi de date pe căile de comunicație, etc.

Pentru detectarea și eliminarea erorilor care pot apărea, setul de date analogice se folosește, în cele mai moderne sisteme de conducere a S.E.E., în programele de estimare a stării statice a S.E.E.

De fapt, **estimarea stării statice** a S.E.E. reprezintă o *evaluare* a vectorului de stare ținând cont de valorile măsurate ale mărimilor electrice (puteri active, reactive injectate în noduri și / sau vehiculate pe laturile rețelei, respectiv valorile efective ale tensiunilor) și de posibilitatea apariției unor erori aleatoare datorate proceselor de măsurare și transmitere a informațiilor, a unor defecțiuni ale sistemului de telemăsurare sau a unor schimbări necunoscute / neînregistrate în structura rețelei.

Procesul de estimare statică se integrează în procesul mai complex de supraveghere și conducere a S.E.E., fiind activitatea care trebuie să asigure corectitudinea informațiilor aflate la baza deciziilor luate în procesul de conducere a S.E.E., evident pentru situații de regim normal.

În general, se presupune corectă modelarea S.E.E., atât din punct de vedere al topologiei, cât și al valorilor parametrilor din schema echivalentă. Este însă posibil ca și în faza de modelare a sistemului să apară erori care pot influența în mod sensibil corectitudinea estimării.

Metodele curente pentru modelarea sistemelor de putere în timp real se bazează pe corectitudinea topologică a rețelei, afectată anterior dintr-o defecțiune telemetrică, precum și

de schimbarea datelor de configurare a rețelei sistemului. Din acest motiv, erorile datelor de stare se vor transforma în erori topologice, care în continuare pot invalida întregul proces în timp real. Câteva din metodele propuse în literatura de specialitate pentru identificarea erorilor topologice încearcă să deducă prezența unei erori topologice din măsurătorile analogice evidențiate ca date eronate, ca o consecință a unei configurații defectuoase.

Conținutul acestei lucrări se încadrează în direcția prioritară a RENEL de a identifica și implementa software - ul performant necesar aducerii sistemului energetic românesc la standardele mondiale realizând printre altele testarea unor algoritmi de estimare propuși în literatura de specialitate, dar și propunând completarea acestora cu componente noi, esențiale în strategia de implementare a sistemelor expert în conducerea sistemului energetic.

Lucrarea este structurată pe 8 capitole, realizându-se acoperirea problematicii domeniului estimării stării statice a Sistemelor ElectroEnergetice atât a aspectelor teoretice necesare, cât și a unor criterii comparative de performanță pentru a serie de algoritme de rezolvare a problemelor implicate.

În acest prim capitol al lucrării autorul a realizat o justificare a necesității abordării temei propuse, pentru ca în capitolul al doilea să facă și o prezentare a sistemelor de conducere a unui Sistem ElectroEnergetic (S.E.E.), incluzând ca element fundamental estimarea stării statice.

Capitolul al treilea conține fundamentele matematice ale problemei estimării și reprezintă o sinteză personală realizată de autor.

În capitolul 4, autorul realizează o comparație între mai multe algoritme de estimare pe baza unor criterii de performanță abordabile atât teoretic, cât și numeric. Realizarea comparației numerice a impus punerea la punct a unui pachet de programe personal prezentat în capitolul 6.

Capitolul al cincilea tratează un aspect foarte important al estimării stării statice a S.E.E. cel al tratării erorilor care pot apare în procesul de telemăsurare, erori care se dorește să fie detectate și corectate prin estimare. Și pentru acest aspect al procesului de estimare a fost necesar ca, la abordarea practică, numerică, să se utilizeze pachetul de programe propriu al autorului.

În capitolul al șaselea este prezentat pachetul de programe EstAll realizat în întregime de autor pentru investigarea numerică a algoritmilor analizate sau propuse de autor.

Capitolul al șaptelea este dedicat unei probleme foarte actuale cea a detecției și identificării erorilor de structură și conține propuneri complet originale ale autorului: un criteriu de detecție simplu și eficace a erorilor de structură și o metodă de identificare a acestor erori.

În capitolul final, este prezentată o sinteză a concluziilor obținute și respectiv a contribuțiilor originale ale autorului. Sunt propuse de asemenea direcții ulterioare de cercetare în domeniul estimării stării statice a S.E.E. Ultima parte a lucrării cuprinde bibliografia și anexe cu date ale sistemelor test utilizate, precum și unele din subrutinele m-file componente ale pachetului de programe realizat de autor.

Autorul aduce pe această cale mulțumiri și este profund recunoscător prof.dr.ing. Mircea Nemeș, care prin îndrumarea competentă și prin sprijinul acordat în clarificarea și orientarea domeniului de investigație, a influențat hotărâtor elaborarea prezentei lucrări.

În același timp autorul mulțumește conducătorului științific prof.dr.ing. Viorel Negru pentru înțelegerea și solitudinea de care a dat dovadă în partea finală a realizării și susținerii tezei de doctorat.

În mod deosebit autorul aduce mulțumiri colegilor de la catedra de Electroenergetică a Universității "Politehnica" din Timișoara pentru discuțiile utile purtate și schimburile de idei avute în toată perioada pregătirii și a elaborării tezei.

Cap.2. Sisteme de conducere a S.E.E.

2.1. PROBLEME GENERALE ALE SISTEMELOR DE CONDUCERE DE TIP E.M.S.

Pentru încadrarea corectă a estimatorului în sistemul informatic de conducere a unui *Sistem Electric de Putere* în continuare se definesc în continuare termenii utilizați mai frecvent în domeniu:

•**Sistemul informațional** - reprezintă ansamblul informațiilor, surselor și nivelurilor consumatoare (de informații), canalele de circulație (a informațiilor), procedurilor și mijloacelor de tratare a informațiilor care asigură realizarea obiectivelor, funcțiilor și a activităților unei unități.

•**Sistemul informatic pentru conducere** - reprezintă un ansamblu organizat de metode, proceduri, echipamente de calcul, programe și specialiști, prin care se asigură colectarea, vehicularea, stocarea și prelucrarea informațiilor în scopul pregătirii și transmiterii deciziilor privind desfășurarea activităților din întreprindere, precum și controlul îndeplinirii acestora, în vederea realizării obiectivelor propuse în condiții de eficiență maximă. Sistemul informatic reprezintă partea automatizabilă a sistemului informațional.

•**MIS - Management Information System** - sistem informatic pentru conducerea și coordonarea activităților tehnico - economice-administrative.

•**EMS/SCADA - Energy Management System/Supervisory Control and Data Aquisition** - sistem informatic dedicat conducerii operative prin dispecer a unui sistem energetic (generare și rețele de transport).

•**DMS/SCADA - Distribution Management System/Supervisory Control and Data Aquisition** - sistem informatic dedicat conducerii operative prin dispecer a rețelelor electrice distribuite.

•**Sistem informatic pentru conducerea SEN** - constă în totalitatea dotării tehnice prin care se asigură colectarea, înregistrarea, prelucrarea, regăsirea și afișarea informațiilor necesare conducerii operative a instalațiilor energetice la toate nivelurile și în toate stările prin care poate trece sistemul energetic (normală, de alarmă, de incident sau de postincident). Implicit, acest sistem asigură suportul pentru preluarea și prelucrarea datelor utilizate de estimator din sistemul energetic și apoi asigură transmiterea rezultatelor estimării la sistemele beneficiare.

•**Sistem ierarhic (multinivel)** de echipament de calcul, este ansamblul de echipamente de calcul, intercalate prin legături, în general, on-line și împărțite după criterii funcționale în mai multe categorii, ce pot fi privite ca niveluri ale unei structuri ierarhice.

•**Sistem de conducere cu calculatoare** a proceselor tehnologice, este sistemul de calcul utilizat pentru conducerea pentru conducerea unor părți sau în totalitate a unui proces tehnologic, cu scopul realizării și menținerii unor anumite performanțe tehnice și economice.

•**Sistem de culegere a datelor** reprezintă totalitatea echipamentelor și programelor de culegere a informațiilor provenite de la terminale sau alte echipamente conectate la un sistem de calcul. Informațiile colectate pot fi prelucrate imediat (cazul sistemelor de timp real) sau stocate în vederea unor prelucrări ulterioare.

•**Aplicații în timp real** sunt aplicațiile care se realizează simultan cu desfășurarea procesului tehnologic și care impun prelucrarea imediată a datelor, timp scurt de răspuns, interacțiune frecventă utilizator-sistem de calcul, fiabilitate în funcționare, securitate sporită a informației prelucrate.

•**Sistem hardware** reprezintă totalitatea circuitelor, dispozitivelor și echipamentelor componente ale unui sistem de calcul.

•**Sistem software** reprezintă totalitatea programelor de sistem cu care este echipat un calculator, privite prin prisma relațiilor reciproce și funcțiilor realizate.

•**Calculator de proces** este un sistem de calcul folosit pentru conducerea automată a proceselor fizice.

•**Sistem on-line** este un sistem de calcul ce asigură controlul direct al unei aplicații, folosind terminalele situate la locul aplicației și legate on-line cu calculatorul.

•**On-line** reprezintă atributul utilizat pentru a desemna un echipament care se află sub controlul unității centrale (de prelucrare).

•**Off-line** este un atribut utilizat pentru a desemna un echipament care nu se află sub controlul unei unități centrale (de prelucrare).

Unul din principalele atribute ale managementului este luarea de decizii în cadrul unui proces numit și **proces decizional**. Acest proces decizional începe cu formularea scopurilor și continuă cu identificarea problemelor și stabilirea soluțiilor alternative de acțiune. Decizia se referă la adoptarea uneia dintre soluțiile alternative. Procesul decizional este cu atât mai eficient cu cât poate prelucra mai rapid cantități mai mari de informații necesare analizei soluțiilor alternative.

Sistemele informatice reprezintă unelte care pot eficientiza procesul decizional, existând două abordări conexe ale acestora.

Una din abordări este cea care se concentrează asupra culegerii și prelucrării informației în scopul sintetizării acesteia și prezentării ei într-o formă care să faciliteze analiza rapidă de către decident.

O altă abordare este cea care se concentrează asupra modelării procesului decizional și tratarea informațiilor pe baza acestor modele până la oferirea de soluții alternative.

Ambele abordări posibile au nevoie pentru aplicarea în sistemul de conducere al unui S.E.E. de asigurarea că datele de intrare sunt corecte, ceea ce implică utilizarea obligatorie a unui estimator de stare performant.

În oricare din cele două abordări, care de fapt se pot completa reciproc, atenția se concentrează pe strategia și obiectivele organizației care sunt formulate la nivele de vârf ale managementului.

Una din cerințele importante ale oricărui sistem de conducere este selectarea și prezentarea la fiecare nivel de conducere doar a informației necesare aceluia nivel pentru procesul de decizie. În acest mod se elimină informația nerelevantă care se comportă ca un zgomot perturbând orientarea decidentului asupra informațiilor esențiale ale nivelului.

În acest moment, resursele hard-soft implicate la realizarea sistemului informatic pentru managementul sistemului energetic sunt cele existente (FELIX C512/1024; FELIX C-5000, minicalculatoare CORAL 4021/4030, INDEPENDENT 100/102/106 și microcalculatoare, nu numai uzate fizic și moral dar și în mare parte incompatibile între ele) și echipamente de calcul mai noi (de tipul CORAL 8730, seria VAX 730 și o gamă largă de PC) care au resurse hardware și software relativ mai evoluat, având și avantajul posibilității conectării într-o rețea informatică deja existentă.

Rețeaua de retransmitere a datelor este formată din linii telefonice și telegrafice cu performanțe modeste (debite 2,4-4,8 Kb/s la două fire și 4,8-9,6 Kb/s pentru rețele cu 4 fire).

Modernizarea rețelei de transmitere a datelor se poate face cu fibre optice cu laser inclus și cu canale radio de teletransmitere a datelor.

Ca direcție avută în vedere pentru dezvoltate se poate remarca apariția supercalculatoarelor macro (mainframes) cu următoarele caracteristici și avantaje:

- îmbunătățirea interfețelor furnizor - sistem-calculator prin trecerea de la modul conversațional cartele - listinguri la cel bazat pe terminale;
- puterea de calcul variază între 30...170 Mips (milioane operații pe sec.);
- memoria operativă 512 Mo plus capacitate a discurilor magnetice de 5To;
- utilizează multiprocesarea (2-8 procesoare), ceea ce permite lucrul în sistem multiutilizator și multitasking, dar și implementarea prelucrării paralele cu consecințe în viteză de prelucrare a datelor.

Minicalculatoarele noi sunt accesibile financiar și se exploatează în condiții mai puțin pretențioase decât macrocalculatoarele, dar performanțele lor sunt mai reduse: putere de calcul 2...30 Mips, memorie operativă 32...256 Mo, capacitate discuri fixe 1...125 Go. Aceste calculatoare sunt în general monoprosesor, dar pot fi și multiprosesor (în general 2...4 procesoare).

Microcalculatoarele sunt reprezentate de Personal Computer (PC) și de Personal Station (PS). Sunt fiabile și se pot exploata în condiții reale de mediu. Performanțele lor sunt mai scăzute: putere de calcul 0,1...5 Mips, memorie operativă 1...32 Mo, capacitate discuri fixe 1...6 Go. Aceste sisteme de calcul se pot utiliza multitasking serial.

2.2. SISTEMUL INFORMATIC DE CONDUCERE OPERATIVĂ (EMS-SCADA)

Termenul de EMS-SCADA este utilizat în domeniul informaticii de proces pentru a defini sisteme complexe, distribuite, destinate achiziției datelor și conducerii informatizate a proceselor industriale, cum sunt și sistemele electrice de putere. Este necesar să se prezinte la început conducerea prin dispecer, pe diferite trepte pentru a se evidenția funcțiile ce trebuie să le îndeplinească sistemul EMS-SCADA.

Conducerea prin dispecer a sistemului electric de putere reprezintă o activitate specifică ramurii energetice, este concepută și se efectuează prin unități specializate (trepte de conducere prin dispecer) care au relații de autoritate diferite de cele administrative.

Scopul conducerii prin dispecer a S.E.E. este exploatarea coordonată a instalațiilor și echipamentelor componente care necesită o conducere și comandă unitară pentru asigurarea următoarelor obiective:

- a. Funcționarea unitară a S.E.E. și alimentarea cu energie electrică a tuturor consumatorilor în condiții de siguranță, calitate și economicitate;
- b. Utilizarea rațională a resurselor hidroenergetice și a combustibililor pentru producerea energiei electrice;
- c. Producerea corelată (cogenerarea) a energiei electrice și termice în scopul folosirii raționale a resurselor energetice primare ;
- d. Asigurarea unui echilibru permanent între producția și consumul de energie electrică pentru menținerea frecvenței nominale;
- e. Reglarea schimburilor de energie electrică cu sistemele energetice ale țărilor vecine, în cazul funcționării interconectate;
- f. Coordonarea regimurilor de funcționare și a manevrelor din instalațiile electrice ale S.E.N.

Organul operativ, care prin atribuțiile sale realizează conducerea prin dispecer, asigurând autoritatea de conducere operativă și comanda operativă asupra unor echipamente și instalații ale S.E.N. este treapta de conducere operativă.

Activitatea de conducere și comandă operativă se desfășoară:

- în timp real, practic simultan cu procesul tehnologic (culegerea și înregistrarea datelor, reglajul frecvenței-putere de schimb, reglajul puterilor pe centrale, reglajul tensiunilor, comanda în caz de incident etc.);
- în timp real extins, decizii bazate pe datele culese în timp real (supravegherea siguranței și optimizarea regimurilor de funcționare);
- în afara timpului real (planificarea exploatării, analize post-factum etc.).

Conducerea operativă se realizează în mod unitar, în afara subordonării administrative, prin patru trepte de conducere operativă:

Treapta 1: Dispecerul Energetic Central (DEC);

Treapta 2: Dispecerii Energetici Teritoriali (DET);

Treapta 3: Dispecerii Energetici Zonali de rețele electrice (DEZ);

Dispecerii Energetici Zonali de hidroamenajare (DHE);

Treapta 4: Dispecerii Energetici Locali, care se împart în:

- Dispeceri Energetici Locali de rețele electrice (DEL);

- Dispeceri Energetici Locali de centrale electrice (DLC), denumiți și Dispeceri Șef Tură (DST);
- Dispeceri Energetici Locali ai consumatorilor.

Funcțiunile conducerii și comenzii operative sunt:

A. Culegerea datelor referitoare la starea sistemului în timp real, vizualizare și dialog,

cu următoarele activități componente:

- culegerea datelor;
- verificarea plauzibilității;
- *analiza topologiei rețelei;*
- *estimarea stării;*
- echivalenți pentru rețele extinse;
- detecția perturbațiilor în sistem;
- afișarea datelor pe console;
- alarmare;
- controlul încadrării în limite;
- afișarea datelor pe panou și la aparate;
- actualizarea bazei de date privind starea sistemului.

Activitățile acestei funcțiuni sunt realizate automat și în timp real în cea mai mare parte dintre ele la toate treptele de conducere operativă potrivit nivelului.

B. Înregistrarea datelor, cu următoarele activități componente:

- înregistrarea datelor;
- completarea bazelor de date pentru elaborarea rapoartelor,
- completarea bazelor de date pentru prelucrări statistice;
- completarea bazelor de date pentru analize post-factum.

Și activitățile acestei funcțiuni sunt realizate automat și în timp real la toate treptele de conducere operativă potrivit nivelului.

C. Reglaj în timp real (stare normală), cu următoarele funcțiuni:

- reglaj frecvență-putere de schimb;
- reglajul puterilor generate;
- reglajul tensiunii.

D. Comanda în caz de incident, cu următoarele funcțiuni:

- deconectarea telecomandată a unor consumatori;

- pornirea centralelor de vârf;
- descărcări centralizate de sarcină;
- restaurarea sistemului după o avarie gravă.

E. Comanda încărcării grupurilor și a echipamentelor de comutare (stare normală), cu funcțiunile:

- comanda echipamentelor de comutație;
- comanda încărcării centralelor electrice;
- verificarea funcționării centralelor la puterea de consum;
- comanda pentru izolarea instalațiilor în vederea lucrărilor de întreținere și reparații.

F. Supravegherea siguranței și optimizarea funcționării, cu funcțiunile:

- simulări de evenimente în regim permanent (contingente);
- predicția sarcinii pe termen scurt (până la 1 oră);
- repartiția optimă a puterilor pe centrale;
- repartiția optimă a circulațiilor de putere în rețea, ținând seama de restricțiile de siguranță;
- analiza puterilor de scurtcircuit.

G. Planificarea exploatarei, analize și simulări în afara timpului real, cu funcțiuni ca:

- prognoza consumului;
- planificarea funcționării grupurilor;
- stabilirea capacităților de producție în rezervă și în rezervă rece;
- gestionarea resurselor primare;
- analiza topologică a rețelei și stabilirea restricțiilor pentru planificarea funcționării;
- planificarea funcționării resurselor de putere reactivă;
- analiza post-factum a funcționării rețelei;
- analiza avariilor;
- elaborarea ghidurilor operator;
- dezvoltarea software-ului de aplicație în timp real și în afara timpului real;
- echivalențe pentru rețele externe etc.

Pentru activitățile de la C la G apare ca modalitate de realizare a lor realizarea manuală.

Trebuie subliniată importanța corectitudinii datelor utilizate de majoritatea activităților precizate mai sus, corectitudine asigurată în cazul datelor specifice circulațiilor de puteri de existență și performanțele estimatorului de stare precizat la funcțiunea A.

Pentru conducerea operativă a S.E.E. este necesară asigurarea funcționării corecte corelate a tuturor elementelor implicate. În acest sens un rol deosebit îl au sistemul teleinformațional și EMS-SCADA.

Sistemul teleinformațional constă din totalitatea dotării tehnice prin care se asigură în timp real informațiile necesare conducerii operative a instalațiilor energetice de la toate nivelurile (instalație, treapta de conducere prin dispecer) și în toate stările prin care trece sistemul (normală, de alarmă, de incident sau de post incident). Sistemul teleinformațional corespunde structurii ierarhizate a comenzii operative a sistemului energetic.

Sistemul teleinformațional cuprinde echipamente de culegere automată a informațiilor din instalațiile energetice și de la treptele inferioare de conducere prin dispecer, echipamente de transmitere a informațiilor la treapta superioară de conducere prin dispecer și recepție o informațiilor de la aceste echipamente de prelucrare și afișare automată a informațiilor.

Informațiile transmise automat sunt:

- a. măsurări (de putere activă și reactivă, curent, tensiune, frecvență, energie);
- b. semnalizări (de poziții ale întreruptoarelor și separatoarelor, automatizări, poziții ale echipamentelor de comutare în sarcină ale transformatoarelor);

Culegerea, transmiterea și afișarea informațiilor trebuie asigurată în timp util pentru ca operatorul să poată acționa eficient atât pentru a evita trecerea în starea de incident, cât și pentru lichidarea acestei stări.

Pentru asigurarea conducerii operative eficiente la nivel de DEC sistemul teleinformațional și EMS-SCADA va trebui în principal să realizeze prin dotare cu software și hardware, următoarele funcțiuni:

1. Supravegherea funcționării instalațiilor de producere și transport a energiei electrice și asigurarea continuității în funcționarea S.E.N. prin:
 - culegerea și transmiterea informațiilor din stațiile și centralele foarte importante;
 - recepția informațiilor de la DET-uri și DHA-uri și transmiterea de informații de la DEC la DET-uri și DHA-uri;
 - validarea informațiilor și controlul plauzibilității;
 - actualizarea bazei de date și controlul reînnoirii;

- verificarea încadrării mărimilor în limite;
- *estimarea stării sistemului;*
- calcule de contingente (predicția evenimentelor în regim permanent);
- calcule de stabilitate (predicția sarcinii pe termen scurt până la o oră);
- calculul puterilor și energiilor produse pe centrală;
- afișarea și protocolarea cronologică a evenimentelor;
- afișarea pe panou sinoptic și aparate de măsură;
- elaborarea și extragerea protocoalelor la cerere;
- afișarea de scheme grafice ale stațiilor electrice de 220 kV, 400 kV, 750 kV;

2. Optimizarea regimului de funcționare pe ansamblul S.E.N.:

a. optimizarea producției de energie electrică:

- repartiția optimă a puterilor pe centrală și grupuri;
- stabilirea structurii optime a grupurilor în funcțiune;
- stabilirea nivelurilor de tensiune optime în rețeaua de 220 kV, 400 kV, 750 kV;
- compensarea puterii reactive.

b. Optimizarea configurației rețelei de transport:

- determinarea numărului de autotransformatoare, transformatoare și linii electrice în funcțiune pentru reducerea pierderilor;
- analiza puterilor de scurtcircuit.

3. Reglajul principalilor parametri (frecvenței și tensiunii în nodurile principale):

- asigurarea reglajului frecvență-putere de schimb pe liniile de interconexiune;
- repartizarea ordinului de reglaj frecvență-putere pe centralele reglante;
- reglajul tensiunii în nodurile principale;

4. Comanda deconectării unor consumatori și pornirea unor grupuri energetice:

- descărcări centralizate de sarcină;
- porniri de grupuri în hidrocentrale;
- comanda încărcării centralelor electrice;

- verificarea funcționării centralelor la puterea de consum;
 - restaurarea sistemului după o avarie gravă;
 - coordonarea manevrelor în rețelele de 220 kV, 400 kV și 750 kV
5. Ghid operator pentru stare normală, de alarmă și de incident;
6. Supravegherea stării sistemului electroenergetic;
7. Planificarea exploatării, analize și simulări în afara timpului real:
- pregătirea regimurilor viitoare (zi, săptămână, trimestru, an) pentru sistemul energetic național;
 - analiza funcționării sistemului post-factum;
 - pregătirea personalului și dezvoltarea software;
 - informări periodice.

Pentru realizarea acestor funcții deosebit de complexe o importanță maximă o are dotarea atât hardware cât și software. În principiu sistemul teleinformatic și EMS-SCADA trebuie să cuprindă:

- a) Sistemul de colectare și transmitere a informațiilor din stații și centrale foarte importante. Acest sistem se realizează pe baza echipamentelor de achiziție și transmitere a datelor.
- b) Sistemul de gestiune a schimbului de informații între nivelele de dispeceri. Acest sistem se prevede a se realiza pe baza echipamentelor de calcul de tip mini și microcalculatoare, configurate dual (rezervă caldă).
- c) Sistemul de prelucrare și calcul propriu-zis. Acest sistem se va realiza pe bază de minicalculatoare configurate dual (rezervă caldă) și va fi prevăzut cu echipamente periferice necesare atât pentru conducerea procesului tehnologic cât și pentru dezvoltarea software-ului necesar.
- d) Subsistemul de dialog om-mașină, care trebuie să cuprindă elementele prin intermediul cărora dispecerul să-și poată îndeplini funcțiile de conducere operativă (imprimante rapide, display-uri adecvate afișării schemelor urmărite).
- e) Rețeaua de transmisiuni, care trebuie să asigure informațiile de la obiective energetice, soluția de bază de transmitere fiind cea cu echipamente de înaltă frecvență cu curenți purtători folosind liniile electrice de înaltă tensiune.

Astfel, introducerea masivă a instalațiilor de telemăsurare și achiziție a datelor în rețelele de transport și distribuție a energiei electrice, conjugată cu dezvoltarea capacităților de urmărire și control din dispeceratele sistemului energetic (ca urmare a introducerii unor

calculatoare numerice tot mai performante) permite prelucrarea în timp real a datelor prelevate prin măsurători, ceea ce asigură o creștere a gradului de încredere în acestea, cu repercursiuni benefice asupra corectitudinii și promptitudinii luării deciziilor de către factorul

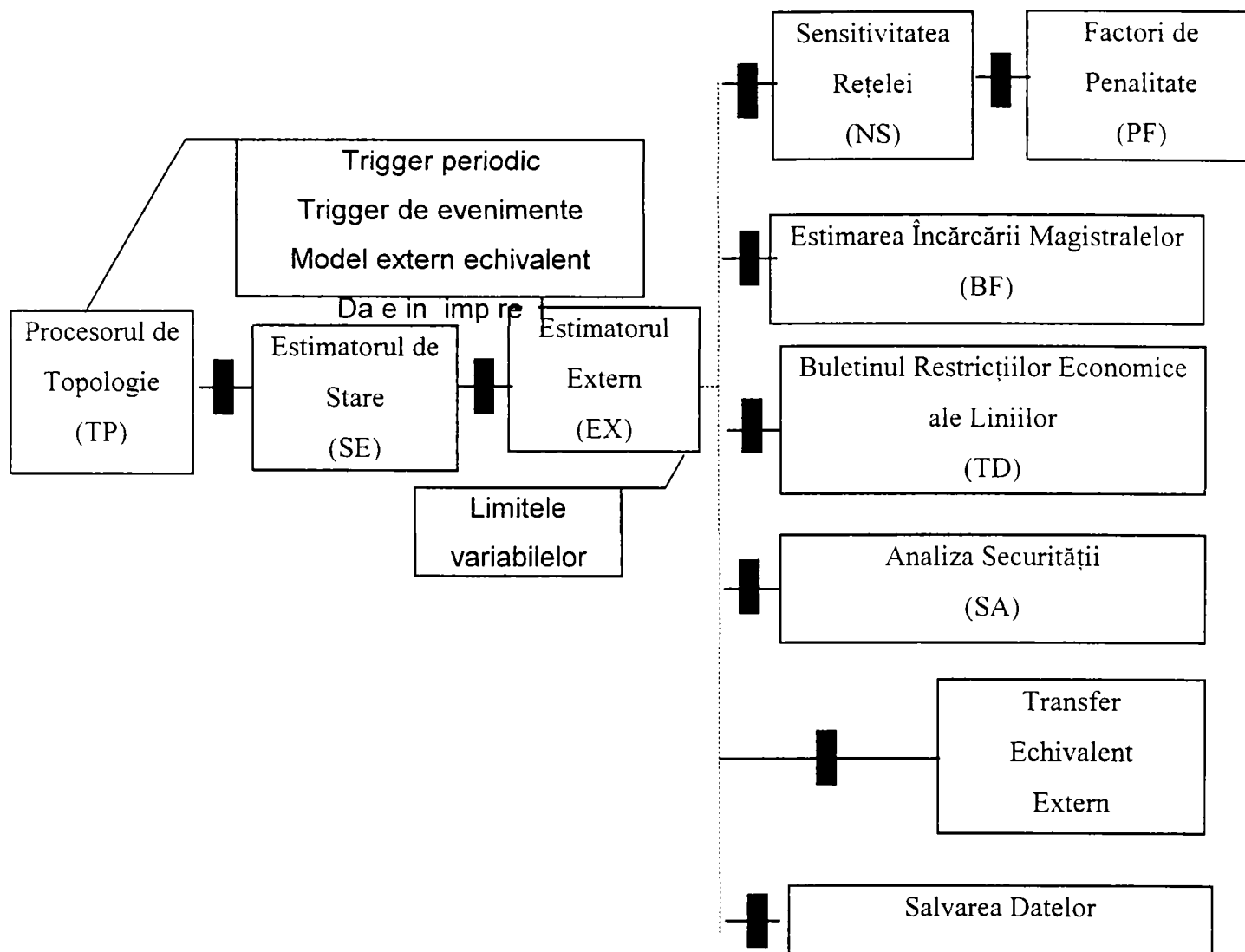


Fig.2.2. Programele de aplicație în timp real de la PG&E.

uman. Datorită acestor cauze asistăm la o dezvoltare intensă a cercetărilor legate de estimarea stării rețelelor electrice.

Estimarea stării statice a S.E.E. trebuie însă integrată în ansamblul problematicei legate de conducerea acestuia.

Se prezintă în figura 2.2 componența unui asemenea sistem de conducere de tip EMS.

2.3. IMPLEMENTAREA SISTEMELOR DE CONDUCERE DE TIP E.M.S.

Confruntate cu complexitatea tot mai mare a conducerii unor rețele interconectate, un număr din ce în ce mai mare de companii de electricitate înlocuiesc tradiționalele sisteme de *urmărire* cu sisteme moderne de tip EMS (*Energy Management System*).

Scopul unui EMS este de a urmări, controla și optimiza resursele de producere și transport a energiei electrice, utilizând dotări cu tehnică de calcul avansată.

Estimarea stării este o componentă esențială a EMS, rezultatele acesteia având sarcina de a furniza baze de date în timp real pentru alte aplicații avansate, cum ar fi: analiza securității, rapoarte economice, circulații optime, etc. Performanțele estimatorului depind atât de acuratețea măsurărilor, cât și de cea a modelului rețelei.

Întrucât în sistemul energetic românesc nu există încă o implementare modernă de tip EMS, se prezintă în continuare, spre exemplu, experiențele unor cercetători din San Francisco, California [4], care prezintă transpunerea on-line a funcției de estimare a stării. Au fost identificate probleme practice implicând topologia, telemetria, parametrii echipamentelor, calculul încărcării sistemului, insule de magistrale neobservabile și modelarea echivalenților. Se prezintă aici implementarea câtorva soluții de test ca parte a EMS al companiei *Pacific Gas & Electric* (PG&E).

Se prezintă întâi o imagine a rețelei generale PG&E și o vedere a funcției sale de estimare a stării. Se prezintă apoi experiențele pe teren din timpul procesului de implementare a funcției de estimare a stării on-line.

O privire generală asupra sistemului monitorizat relevă următoarele:

Compania PG&E are un teritoriu de serviciu de peste 94.000 mile pătrate (aproximativ 150.000 kmp), cu peste 19.000 Mw încărcare la vârf, 8.000 Mw hidro, 2.160 Mw nuclear, 7.200 Mw combustibili fosili, 1.300 Mw geotermală și 2.000 Mw surse neconvenționale (de exemplu eoliană, solară, biomasă, etc.).

Modelul rețelei conține 1.700 magistrale, cu 1.400 magistrale care modelează sistemul intern al PG&E și 300 care modelează echivalentul companiilor externe - *Western System Coordinating Council* (WSCC). Sistemul intern al PG&E modelează linii de 500, 230 și 115 kV și toate facilitățile de generare în detaliu în timpul modelării sub-transmisiei (de exemplu 60 kV și mai puțin) ca încărcări statice. Pentru companiile externe, stațiile importante sunt reținute și modelate în detaliu, în timp ce restul stațiilor externe sunt modelate printr-un set de echipamente fictive (de exemplu linii de transmisie, transformatoare, compensatoare sincrone, etc.).

Sistemul PG&E are în jur de 300 RTU-uri (*Remote Transmission Unit* - Unități de Transmisie la Distanță) cu peste 1.980 de dispozitive telemetrice analogice (tensiuni pe linii, injecții de putere active și reactive, circulații active și reactive, măsurări de curenți pe ramuri) și 7.200 digitale, care sunt utilizate pentru construirea structurii modelului magistralelor și pentru procesul de estimare a stării. Instalarea RTU-urilor a fost făcută în principal pe baza nivelului de tensiune și a importanței stației. Redundanța sistemului este medie (1,58) pentru nivelele de 500 și 230 kV și mică (1,45) pentru nivelul de 115 kV. Majoritatea stațiilor de 115 kV nu au RTU.

2.4. EXPERIENȚE OPERAȚIONALE CU ESTIMATOR DE STARE ON-LINE

Deși estimarea stării este considerată de mulți un concept deja matur, există încă multe dificultăți operaționale care trebuie rezolvate pentru obținerea tuturor beneficiilor pe care aceasta le poate oferi în mediul centrului de control.

PG&E (SUA) are instalat sistemul EMS *EMPROS Systems International's* care rulează pe două calculatoare redundante 380 Cyber. Software-ul de aplicație de rețea în timp real include *Procesorul de Topologie (TP)*, *Estimatorul de Stare (SE)*, *Estimatorul Extern (EX)*, *Calculatorul Factorilor de Penalizare (PF)*, *Analiza Securității (SA)* și *Buletinul Restricțiilor Economice ale Liniilor (TD)*(Figura 2.2).

TP, **SE** și **EX** sunt utilizate pentru construirea și rezolvarea modelului în timp real al rețelei. **TP** preia telemăsurările analogice și digitale din sistemul **SCADA** (**S**upervizarea, **C**ontrolul și **A**chiziția **D**Atelor) și construiește modelul de magistrale al rețelei și tabela măsurărilor analogice, care sunt apoi utilizate în estimarea stării.

Funcția de estimare a stării este realizată de două programe: programul **SE** utilizează rutina simbolică de observabilitate și tehnica de estimare a stării cu restricții de egalitate pentru a identifica și rezolva partea observabilă a sistemului folosind datele telemăsurate analogice, în timp ce programul **EX** poate folosi fluxul de putere sau tehnici de estimare a stării cu restricții de egalitate pentru rezolvarea părții neobservabile a sistemului utilizând date anticipate (pseudomăsurători), telemăsurări neutilizate de **SE** și o parte a soluției **SE** privind limita de observabilitate.

Soluțiile celor două programe sunt apoi reunite pentru a obține soluția completă a sistemului pentru programe de aplicație următoare (de exemplu calculul Factorului de

Penalizare, Analiza Securității și Buletinul Restricțiilor Economice ale Transmisiilor). Estimarea stării are capabilitatea identificării datelor telemăsurate eronate folosind tehnica Chi-square și reziduurile normalizate. Această funcție este realizată în programul **SE**.

2.5. PROBLEME OPERAȚIONALE ȘI SOLUȚII DE TEST

Pentru a face funcția de estimare a stării on-line mai eficientă, strategia PG&E a constat în concentrarea asupra soluționării programului **SE** pentru identificarea și corectarea telemetriei și a problemelor de modelare a EMS, și apoi să continue cu soluționarea programului **EX** pentru a rezolva problemele rămase și a obține soluția pentru întregul sistem.

Sistemele moderne de conducere a sistemelor energetice EMS utilizează două tipuri de date furnizate de unități de tip **SCADA** (Supervizarea, Controlul și Achiziția **DA**telor):

1. datele despre starea întreruptoarelor și separatoarelor din sistemul supravegheat;
2. datele analogice privind mărimile (puteri active și reactive, tensiuni ca modul) care caracterizează circulația de puteri din sistemul supravegheat.

În plus, este necesară utilizarea unui al treilea tip de date, și anume cele care servesc la modelarea sistemului, adică valorile parametrilor elementelor din schemă (**T**, **AT**, **LEA**, **LES**, **BR**, etc.).

Datele despre starea elementelor de comutație, precum și cele ale parametrilor elementelor de schemă sunt utilizate de EMS pentru a modela în timp real structura corespunzătoare schemei de funcționare a sistemului.

Datele analogice sunt utilizate pentru a determina încărcările liniilor electrice și transformatoarelor, precum și profilul tensiunilor din sistemul supravegheat.

Erorile care apar în datele de stare a echipamentelor de comutație se reflectă în erori de modelare a structurii rețelei, acestea soldându-se cu o estimare eronată sau cu imposibilitatea estimării stării sistemului. Rezultă astfel ca necesară elaborarea unor metode de punere în evidență și de eliminare și a acestor erori. Bazat pe criteriul de detecție a erorilor de structură propus de autor în capitolul 7 și pe metoda de detecție propusă în același capitol, autorul adoptă ca strategie a estimării stării statice realizarea a două etape: o primă etapă cu un număr impus (mic) de iterații pentru soluționarea estimării numai cu scopul detecției și identificării - corectării erorilor de structură și o a doua etapă cu preluarea rezultatelor primeia de estimare efectivă a stării statice a sistemului. Această strategie s-a

dovedit viabilă în aplicațiile numerice realizate de autor, evident în regim off-line. Este clar că o aplicație on-line de acest tip necesită transpunerea algoritmilor rezultați ca optimi într-un program performant realizat într-un limbaj de programare corespunzător.

Lucrarea de față prezintă în cele ce urmează un pachet cu caracter deschis (cu posibilități remarcabile de extindere) pentru realizarea unor noi algoritmi în domeniul estimării stării statice a S.E.E. ca element de bază al sistemului informațional al acestuia și respectiv al managementului S.E.E. În același timp pachetul de programe furnizează și mijloacele de evaluare a metodelor și algoritmilor noi.

Cap.3. Estimarea. Elemente teoretice.

3.1. ELEMENTE INTRODUCTIVE.

Procesul avut în vedere de această lucrare este evident *estimarea*, cu precizarea că utilizarea termenului de estimare este impusă de faptul că observațiile făcute asupra sistemului (măsurătorile analogice și pozițiile elementelor de comutație, dar și descrierea schemei rețelei monitorizate) pot fi afectate de erori cel puțin de nivelul zgomotului. Ca o consecință a acestui fapt este necesar să se apeleze la metodele statistice pentru a obține rezultatul “cel mai bun”, “cel mai credibil” din măsurătorile disponibile, prin “filtrarea” influenței perturbațiilor.

Verificarea și încercarea modelului este puternic legată de estimare, ca o verificare a procedurii de estimare trebuind să se examineze în ce măsură modelul “reflectă” cu adevărat comportarea sistemului.

Trebuie subliniat că modelul reprezintă trei tipuri de cunoștințe:

- structura, exprimată pentru sistemele electrice de putere prin matrici de conexiune;
- valoarea parametrilor elementelor de sistem, adică mărimi care nu prezintă nici o dependență (în domeniul normal de funcționare) de mărimile de intrare (măsurătorile curente);
- valorile variabilelor dependente (starea, redată prin vectorul de stare) la un moment dat.

Importanța structurii este deosebită, fiind în cele mai multe situații decisivă pentru succesul procesului de estimare. Incertitudinile de cunoaștere a structurii și parametrilor sistemului pot conduce la un moment dat la necesitatea estimării și a acestor elemente ajungându-se astfel la problema mai complexă a identificării sistemului.

Problema estimării (cu toate aspectele acesteia) este încadrată în *teoria deciziilor* [15] care dă o structură generală pentru probleme de tipul estimării parametrilor necunoscuți și de verificare a ipotezelor. Această teorie prezintă un punct de vedere unificat a acestor două probleme și prezintă moduri de apreciere a calității procedeelelor utilizate.

Teoria deciziilor a fost prezentată pentru prima oară de Wald [82]. Așa cum sugerează și numele, această abordare are drept scop să furnizeze reguli pentru acțiuni în studiile de incertitudini, deci *reguli de decizie*. Acestea încorporează evident evaluarea consecinței acțiunilor alternative exprimată prin teoria matematică a *utilității* în forma pierderilor sau a *funcțiilor de pierdere (funcții obiectiv)*. Valoarea oricărei reguli de decizie pentru o acțiune bazată pe o selecție (și pe orice informații apriorice) este măsurată de valoarea medie a pierderii sau de *risc*. Scopul teoriei este de a găsi o regulă de decizie cu *riscul minim* și în studiul optimalității sunt esențiale conceptele de: *admisibilitate* a regulii de decizie și *clase complete de reguli de decizie*. Valoarea regulii de decizie este măsurată prin riscul asociat. Această abordare poate fi privită ca o extensie stocastică a teoriei deterministe a jocurilor dată de von Neumann și Morgenstern (1964) și principiul *minimax* servește pentru alegerea regulii de decizie optimă. Dacă se încorporează informații apriorice atunci se folosesc metodele inferenței Bayesiene. În teoria deciziilor nu este implicată nici o interpretare filozofică a probabilității, cu toate că în cazul în care se folosește o informație apriori se adoptă implicit o atitudine "subiectivă" față de mărimea respectivă.

Una din problemele implicate de rezolvarea estimării este *problema celor două decizii*, adică:

- d_0 : ipoteza ω ce privește parametrul necunoscut este adevărată;
- d_1 : ipoteza ω este falsă.

Evident trebuie analizată consecința luării deciziei d_i când θ este starea adevărată a naturii și în acest mod suntem conduși la o funcție obiectiv de tipul unei funcții de pierdere (câștigul fiind interpretat ca o pierdere negativă) $L(d_i, \theta)$ care exprimă importanța erorii pe care o putem face.

Este normal să se urmărească minimizarea pierderii într-un anumit sens dorit și astfel problema pusă devine: să se aleagă un procedeu de decizie, adică o regulă care la fiecare punct al spațiului de decizie atribuie una din cele două decizii d_0 și d_1 și de a alege astfel încât pierderea să fie minimizată în modul specificat. Din punct de vedere matematic un

procedeu de decizie este o funcție de la spațiul de selecție la spațiul deciziilor cu două elemente d_0 și d_1 . Astfel problema constă în alegerea funcției de decizie.

Dacă se consideră cazul unui singur parametru necunoscut θ , atunci putem privi o estimatie $\hat{\theta}(x)$ ca o decizie și estimatorul $\hat{\theta}$ ca o funcție de decizie. Dacă se analizează consecințele unor decizii greșite se ajunge din nou la funcția de pierdere $L\{\hat{\theta}(x), \theta\}$ care exprimă lipsa de merit a estimatiei $\hat{\theta}(x)$ când θ este starea adevărată a procesului (sistemului). În acest caz o funcție de pierdere tipică poate fi

$$L\{\hat{\theta}(x), \theta\} = \{\hat{\theta}(x) - \theta\}^2 \quad (3.1)$$

Rezultă deci că problema este de a alege funcția de decizie (un estimator $\hat{\theta}$) care minimizează pierderea într-un anumit mod.

3.2. ELEMENTE FUNDAMENTALE UTILIZATE.

3.2.1. FUNCȚIA DE DECIZIE.

Pentru a cerceta principiile generale și modul în care dorim să minimizăm pierderea trebuie să considerăm problema generală a deciziei în care problemele de estimare și de verificare a ipotezelor sunt doar două exemple.

Fie X spațiul de selecție ale cărui elemente reprezintă realizările posibile ale unui experiment, Θ spațiul parametrilor ale cărui elemente reprezintă stările posibile ale procesului, D spațiul deciziilor, în care fiecare element reprezintă o decizie ce se poate lua și funcția de pierdere L definită pe $D \times \Theta$, $L(d, \theta)$ reprezentând pierderea (sau câștigul dacă $L(d, \theta)$ este negativă) rezultată din decizia d , când θ este starea adevărată a procesului.

O funcție de decizie δ este o aplicație de la X în D , iar problema care se pune este de a alege δ bună (acceptabilă) într-un anumit sens, adică să minimizeze pierderea într-un anumit sens.

3.2.2. FUNCȚIA DE RISC.

Pentru o funcție de decizie δ calculăm riscul $R_\delta(\theta)$ asociat cu δ când θ este adevărata stare a procesului. Acest risc este definit, pentru fiecare θ de

$$R_\delta(\theta) = M_\theta \{L(\delta, \theta)\}. \quad (3.2)$$

Observație. Pentru fiecare θ , $L(d, \theta)$ este o funcție pe spațiul de selecție și putem să-i calculăm valoarea medie relativ la orice repartiție pe X , în particular pe cea determinată de θ .

Pentru fiecare δ avem funcția de risc $R_\delta(\theta)$ definită pe spațiul parametrilor și este natural să definim o funcție de decizie bună ca una având riscul minim uniform. Totuși o astfel de funcție de decizie există rar în practică. Astfel dacă considerăm că θ este un parametru real pentru care se cere o estimatie punctuală și folosim funcția de pierdere pătratică

$$L\{\hat{\theta}(x), \theta\} = \{\hat{\theta}(x) - \theta\}^2 \quad (3.3)$$

funcția de decizie este $\hat{\theta}$ și riscul lui $\hat{\theta}$ este eroarea medie pătratică. Astfel cerința ca funcția de decizie să aibă riscul minim uniform impune ca estimatorul să aibă eroarea medie pătratică minimă uniformă. Un astfel de estimator poate exista însă numai în condiții excepționale.

3.2.3. ESTIMATORI ADMISIBILI.

Fie X o variabilă aleatoare cu densitatea de repartiție $p(x|\theta)$ și $\delta(X)$ un estimator al parametrului θ .

Definiția 3.1. Un estimator $\delta(X)$ este *minimax* dacă minimizează $\sup_{\theta} R_{\delta}(\theta)$.

Cu toate că folosirea estimatorilor minimax nu este întotdeauna justificată, există cazuri în care aceasta este necesară. De exemplu, dacă o anumită eroare poate fi tolerată pe un anumit interval mărginit, dar o eroare în afara acestui interval este dezastruoasă, un estimator minimax va fi o alegere preferabilă.

Definiția 3.2. Estimatorul δ este la fel de bun ca și estimatorul δ_0 (unde atât δ cât și δ_0 sunt estimatori ai parametrului θ dacă

$$R_{\delta} \leq R_{\delta_0}(\theta) \quad (3.4)$$

pentru toți $\theta \in \Theta$.

Definiția 3.3. Un estimator δ este mai bun ca δ_0 dacă

$$R_{\delta} \leq R_{\delta_0}(\theta)$$

pentru toți $\theta \in \Theta$ și

$$R_{\delta} < R_{\delta_0}(\theta)$$

pentru cel puțin un $\theta \in \Theta$.

Când

$$R_{\delta} = R_{\delta_0}(\theta)$$

pentru toți $\theta \in \Theta$, atunci δ și δ_0 sunt estimatori echivalenți.

Definiția 3.4. Estimatorul δ (pentru parametrul θ) este admisibil dacă nu există nici un estimator al parametrului θ mai bun decât δ . Astfel dacă δ și δ_0 sunt doi estimatori ai parametrului θ și

$$R_{\delta} \leq R_{\delta_0}(\theta)$$

cu inegalitate strictă pentru cel puțin o valoare $\theta \in \Theta$, atunci δ_0 poartă numele de estimator inadmisibil.

Observație. Obișnuit un estimator inadmisibil nu poate fi un estimator care minimizează supremum din $R_\delta(\theta)$. Totuși faptul că δ_0 este inadmisibil nu implică inadmisibilitatea estimatorului $\delta(X)$.

Definiția 3.5. Familia ξ de estimatori pentru parametrul θ este esențial completă dacă pentru orice estimator δ_0 dat care nu este în ξ , există un estimator δ în ξ care este la fel de bun ca și δ_0 .

Definiția 3.6. Familia η de estimatori pentru parametrul θ este completă dacă pentru orice estimator δ_0 dat care nu este în ξ , există un estimator δ în η care este mai bun decât δ_0 .

Dacă minimizăm funcția de risc folosind o repartiție apriori atunci obținem estimația Bayesiană.

Definiția 3.7. Considerăm o măsură probabilistică Π pe o σ -algebră de submulțimi ale mulțimii Θ . Estimația Bayes δ_Π este cea estimație care minimizează riscul mediu relativ la măsura probabilistă apriori Π . Cu alte cuvinte

$$\int_{\Theta} R_{\delta_\Pi}(\theta) d\Pi \leq \int_{\Theta} R_\delta(\theta) d\Pi \quad (3.5)$$

pentru toți δ .

Estimația Bayes este legată de procedeul minimax prin:

Teorema 3.1. (Hodges și Lehmann (1951)). Un estimator δ_Π care este estimator Bayes relativ la măsura Π și pentru care R_{δ_Π} este constant pe Θ este minimax.

Demonstrație. Pentru orice estimator δ

$$\sup_{\theta \in \Theta} R_\delta(\theta) \geq \int_{\Theta} R_\delta(\theta) d\Pi \geq \int_{\Theta} R_{\delta_\Pi}(\theta) d\Pi = \text{const} = \sup_{\theta \in \Theta} R_{\delta_\Pi}(\theta)$$

și deci:

$$\sup_{\theta \in \Theta} R_\delta(\theta) \geq \sup_{\theta \in \Theta} R_{\delta_\Pi}(\theta).$$

3.3. METODĂ DE GĂSIRE A ESTIMAȚIEI BAYES

Fie X o variabilă aleatoare cu densitatea de repartiție $p(x|\theta)$, unde $\theta \in \Theta$.

Fie $\delta(X)$ o estimatie a funcției de θ , $f(\theta)$.

Se consideră funcția de pierdere eroarea pătratică

$$[\delta(x) - f(\theta)]^2.$$

Estimația Bayes δ_{Π} corespunzătoare repartiției a priori Π este estimația δ care minimizează

$$\int_{\Theta} R_{\delta}(\theta) d\Pi(\theta) = \int_{\Theta} \int_{R_1} [\delta(x) - f(\theta)]^2 p(x|\theta) dx d\Pi(\theta) = \int_{R_1} \int_{\Theta} [\delta(x) - f(\theta)]^2 p(x|\theta) d\Pi(\theta) dx$$

Schimbarea ordinii de integrare este posibilă conform teoremei lui Fubini. Rezultă:

$$\begin{aligned} & \int_{\Theta} [\delta(x) - f(\theta)]^2 p(x|\theta) d\Pi(\theta) = \\ & \delta^2(x) \int_{\Theta} p(x|\theta) d\Pi(\theta) - 2\delta(x) \int_{\Theta} f(\theta) p(x|\theta) d\Pi(\theta) + \int_{\Theta} f^2(\theta) p(x|\theta) d\Pi(\theta) \end{aligned}$$

și aceasta este minimizată pentru

$$\delta(x) = \frac{\int_{\Theta} f(\theta) p(x|\theta) d\Pi(\theta)}{\int_{\Theta} p(x|\theta) d\Pi(\theta)} \quad (3.6)$$

Aceasta reprezintă chiar estimația Bayes căutată $\delta_{\Pi}(x)$.

Teorema 3.2. Dacă δ este un estimator minimax pentru o mulțime $\Theta_0 \subset \Theta$ și

$$\sup_{\theta \in \Theta_0} R_{\delta}(\theta) = \sup_{\theta \in \Theta} R_{\delta}(\theta)$$

atunci δ este un estimator minimax pentru Θ .

Teorema 3.3. Dacă δ este un estimator minimax pentru Θ și

$$\sup_{\theta \in \Theta_0} R_{\delta^*}(\theta) = \sup_{\theta \in \Theta} R_{\delta}(\theta) \quad (3.7),$$

pentru toți δ^* , unde $\Theta_0 \subset \Theta$ atunci δ este un estimator minimax pentru Θ_0 .

Atunci când apar șiruri de repartiții în spațiul Θ este utilă următoarea lemă pentru găsirea estimatorilor minimax:

Lema 3.1. Pentru un șir de repartiții p_1, p_2, \dots , în spațiul Θ fie $\delta_n = \delta_{p_n}$ soluția

Bayes și

$$r_n = \int R_{\delta_n}(\theta) dp_n(\theta)$$

riscul Bayes. Dacă

$$\lim_{n \rightarrow \infty} r_n \rightarrow r$$

și δ este orice estimație având riscul $R_{\delta}(\theta) = r$, δ este un estimator minimax.

Demonstrație. Avem:

$$\sup_{\Theta} R_{\delta_0}(\theta) \geq \int_{\Theta} R_{\delta_0}(\theta) dp_n(\theta) \geq \int_{\Theta} R_{\delta_n}(\theta) dp_n(\theta) = r_n$$

unde δ_0 este altă estimație. Prin urmare

$$\sup_{\Theta} R_{\delta_0}(\theta) \geq r = \sup_{\Theta} R_{\delta}(\theta)$$

Deci δ este un estimator minimax.

3.4. ESTIMAȚII BAYES PENTRU FUNCȚII DE PIERDERE PĂTRATICE

Fie (Z, Ω, p) spațiul de selecție și

$$L(\omega, a) = \lambda(\omega)[\theta(\omega) - a]^2,$$

$\lambda(\omega) > 0$, unde $\omega \in \Omega$ și $a \in A$, funcția de pierdere.

Pentru orice funcție r pe Ω și orice $\xi \in E$, notăm prin $M_{\xi}(r|Z)$ valoarea medie a funcției r pentru Z dat, unde ξ este o repartiție a priori pe Ω . Astfel pentru a fixat și $r = L$, se obține

$$T_Z(a) = M_{\xi}[\lambda(\theta - a)^2 | Z] \quad (3.8)$$

omițând argumentul ω .

Teorema 3.4. (Girschick, Savage (1959)). Pentru fiecare Z , $T_Z(a) < \infty$, fie pentru nici un a , pentru exact un a sau pentru fiecare $a \in A$. Al doilea caz implică faptul că $M_{\xi}(\lambda | Z) = \infty$ și al treilea că $M_{\xi}(\lambda | Z) < \infty$.

Demonstrație. Arătăm mai întâi că dacă $T_Z(a)$ este finită pentru două puncte distincte a_1 și a_2 cu $a_1 < a_2$ din A , atunci este finită pentru toți $a \in A$.

Funcția $\lambda(\theta - a)^2$ este convexă în a astfel încât pentru toți a din intervalul închis $[a_1, a_2]$ și pentru toți ω

$$\lambda(\omega)[\theta(\omega) - a]^2 \leq \frac{a_2 - a}{a_2 - a_1} \lambda(\omega)[\theta(\omega) - a_1]^2 + \frac{a - a_1}{a_2 - a_1} \lambda(\omega)[\theta(\omega) - a_2]^2$$

și deci, pentru toți $a \in [a_1, a_2]$, $T_Z(a) < \infty$, deoarece

$$T_Z(a) \leq \frac{a_2 - a}{a_2 - a_1} T_Z(a_1) + \frac{a - a_1}{a_2 - a_1} T_Z(a_2).$$

Fie $b \in [a_1, a_2]$ și c orice punct arbitrar în A cu $c \neq b$. Din identitatea

$$(b - \theta)^2 = (b - c + c - \theta)^2 = (b - c)^2 + 2(b - c)(c - \theta) + (c - \theta)^2,$$

se obține

$$(b - c)^2 + 2(b - c)(c - \theta) \leq (b - \theta)^2$$

sau

$$M_{\xi} \left\{ \left[\lambda(b - c)^2 + 2\lambda(b - c)(c - \theta) \right] | Z \right\} < \infty$$

Considerând $c = 0$ se obține

$$M_{\xi}[(b\lambda - 2\theta\lambda) | z] < \infty. \quad (3.9)$$

Deoarece b este orice punct arbitrar în $[a_1, a_2]$ rezultă că $M_{\xi}(\lambda | z) < \infty$ și prin urmare

$$M_{\xi}(\theta\lambda | z) < \infty.$$

Deoarece $T_Z(a_1)$ este finită ($< \infty$) rezultă că $M_{\xi}(\lambda\theta^2 | z)$ este finită. Astfel $T_Z(a)$ este finită pentru toți $a \in A$.

În continuare se va arăta că dacă $T_Z(a) < \infty$ și $M_{\xi}(\lambda | z) < \infty$, atunci $T_Z(a) < \infty$ pentru toți $a \in A$.

Deoarece $\lambda(\omega) > 0$, din inegalitatea lui Schwarz

$$\begin{aligned} |M_{\xi}[\lambda(\theta - a_1) | z]| &\leq M_{\xi}(\lambda |\theta - a_1| | z) = M_{\xi}[\sqrt{\lambda}(\sqrt{\lambda}|\theta - a_1|) | z] \leq \\ &\leq [M_{\xi}(\lambda | z)]^{1/2} [M_{\xi}(\lambda|\theta - a_1|^2 | z)]^{1/2} = [M_{\xi}(\lambda | z)]^{1/2} [T_Z(a)]^{1/2} < \infty \end{aligned} \quad (3.10)$$

Dar, deoarece

$$M_{\xi}(\lambda | z) = M_{\xi}[a_1\lambda + \lambda(\theta - a_1) | z]$$

din (3.10) și din presupunerea conform căreia $M_{\xi}(\lambda | z)$ este finită rezultă că

$$M_{\xi}(\lambda\theta | z) < \infty$$

Deoarece $T_Z(a_1)$ este finită urmează că $M_{\xi}(\lambda\theta^2 | z)$ este finită. Astfel $T_Z(a) < \infty$ pentru toți $a \in A$.

Dacă $T_Z(a) < \infty$ pentru toți $a \in A$, atunci $M_{\xi}(\lambda | z) < \infty$ (rezultă din (3.9) pentru toți $b \in A$).

Deci, dacă $T_z(a)$ există pentru o valoare a lui a și $M_\xi(\lambda|z) < \infty$, atunci $T_z(a)$ există pentru toți a , și

$$M_\xi(\lambda\theta^i|z) < \infty, i = 1, 2$$

Deci $T_z(a)$ poate fi scris ca

$$T_z(a) = a^2 M_\xi(\lambda|z) - 2aM_\xi(\lambda|z) + M_\xi(\lambda\theta^2|z)$$

care pentru un z dat este o funcție pătratică în a și prin urmare are un minim în $a^* = t(z)$, unde

$$t(z) = \frac{M_\xi(\lambda\theta|z)}{M_\xi(\lambda|z)}$$

Rezultă de aici următoarea

Teorema 3.5. În orice problemă de estimare cu pierderea definită de

$$L = \lambda(\omega)(\theta - a)^2$$

dacă repartiția apriori ξ admite orice estimăție cu valoarea medie a riscului finită, atunci admite o estimăție Bayes și esențial numai una definită de

$$t^*(z) = \begin{cases} b, & T_z(b) < \infty \text{ pentru un } b \in A \\ \frac{M_\xi(\lambda\theta|z)}{M_\xi(\lambda|z)}, & T_z(a) < \infty \text{ pentru toți } a \in A \end{cases}$$

Teorema 3.6. Considerăm funcția de pierdere

$$L = \lambda(\omega)(\theta - a)^2$$

Dacă pentru o repartiție apriori ξ dată care admite o estimăție cu risc constant valoarea medie a funcției λ există, estimăția Bayes este zero.

Demonstrație. Fie $M_\xi(\lambda)$ valoarea medie a funcției λ în raport cu repartiția apriori ξ . Existența valorii medii $M_\xi(\lambda)$ implică existența valorii medii $M_\xi(\lambda|z)$ pentru toți z pentru care $P_\xi(z) > 0$, după cum se poate vedea din ecuația

$$M_{\xi}(\lambda) = \sum_z M_{\xi}(\lambda|z)P_{\xi}(z)$$

Fie

$$\xi_{\lambda}(\omega) = \frac{\lambda(\omega)\xi(\omega)}{M_{\xi}(\lambda)}.$$

Atunci estimația Bayes în raport cu funcția de pierdere L și ξ este aceeași cu estimația Bayes în raport cu funcția de pierdere L definită de

$$L^*(\omega, a) = [\theta(\omega) - a]^2$$

și repartiția apriorică ξ_{λ} . Deoarece ξ , și deci ξ_{λ} admit o estimație cu risc finit există estimația Bayes în raport cu ξ_{λ} și este dată de

$$t^*(z) = M_{\xi_{\lambda}}(\theta|z) = M_{\xi_{\lambda}}(\theta|t^*).$$

Presupunem că t^* este un estimator nedeplasat pentru $\theta(\omega)$ adică

$$M(t^* | \omega) = \theta(\omega)$$

pentru toți ω . atunci

$$M[L(\theta^*)] = M[t^* M(\theta|z)] = M(t^2) = M[\theta M(t^* | \omega)] = M(\theta^2).$$

Urmează că

$$M[L(\xi, t^*)] = \sum_{\omega} \sum_{\xi} [\theta(\omega) - t^*]^2 p(z | \omega) \xi(\omega) = 0$$

Presupunerea de existență a momentelor de ordinul doi pentru θ și t^* care este implicată în demonstrație poate fi înlăturată.

Estimarea parametrilor se poate defini drept determinarea experimentală (pe baza unor mărimi măsurate în sistem) a valorilor parametrilor presupunând structura modelului (rețelei) cunoscută.

Figura 3.1 reflectă cele spuse mai sus.

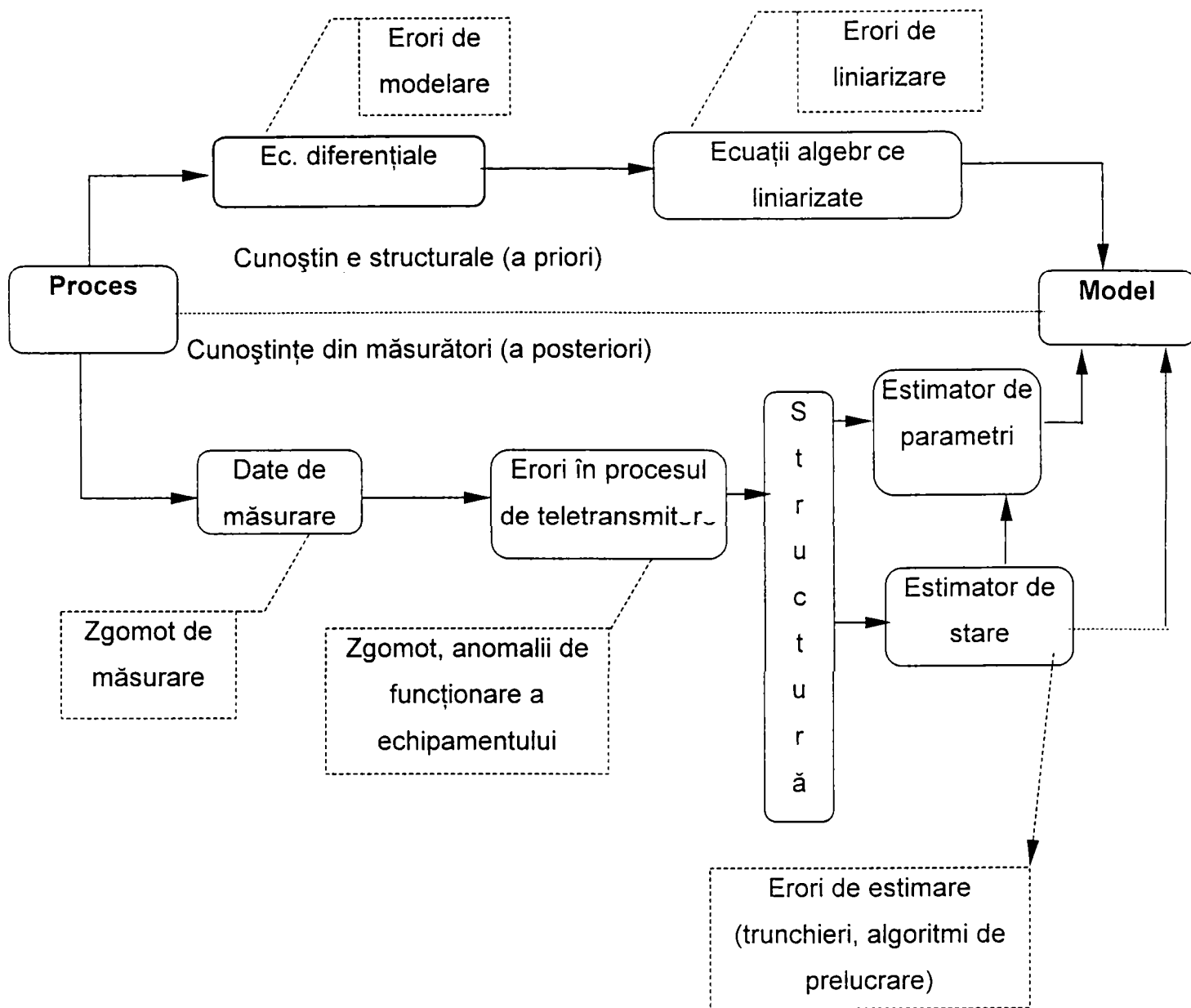


Fig.3.1. Exemplificarea procesului de estimare.

3.5. INFORMAȚIA APRIORICĂ ÎN ESTIMARE

Estimarea în general se bazează pe două idei expuse pentru prima oară de Thomas Bayes în "An Essay Towards Solving a Problem in the Doctrine of Chances" și anume:

- teorema lui Bayes și
- principiul informației insuficiente

3.5.1. METODA (TEOREMA) LUI BAYES

Pentru a folosi teorema lui Bayes "Dacă evenimentele A_1, A_2, \dots, A_k realizează o desfacere a evenimentului sigur și dacă probabilitățile $P(A_i)$ și $P(B | A_i)$, unde B este un eveniment oarecare al câmpului de evenimente, sunt cunoscute, atunci probabilitatea inversă (condiționată) a evenimentului A_i , știind că s-a realizat B este

$$P(A_i | B) = \frac{P(A_i)P(B | A_i)}{\sum_1^k P(A_j)P(B | A_j)}, \quad i = 1, \dots, k \quad (3.11)$$

ca punct de plecare în inferența Bayesiană trebuie să o extindem după cum urmează. În loc să considerăm evenimentele A_1, A_2, \dots, A_k , vom lucra cu o mulțime de evenimente ipotetice care constituie un model apropiat pentru situația practică avută în vedere. Evenimentul B este reinterpretat ca realizarea unei situații practice; este considerat drept selecție. Apriori observației, probabilitatea $P(H_i)$ este cunoscută pentru toți $i = 1, \dots, k$. aceste probabilități sunt probabilitățile apriori ale diferitelor ipoteze și constituie surse de informații. Probabilitățile $P(B | H_i)$, $i = 1, \dots, k$ de observare a lui B când este specificarea corectă sunt de asemenea cunoscute; aceste sunt verosimilitățile selecției. Probabilitățile inverse vor fi:

$$P(H_i | B) = \frac{P(H_i)P(B | H_i)}{\sum_1^k P(H_j)P(B | H_j)}, \quad i = 1, \dots, k \quad (3.12)$$

Aceasta este esența inferenței Bayesiană: probabilitățile aposteriori ale ipotezei H_i dat fiind B sunt proporționale cu produsul dintre probabilitatea apriori a ipotezei H_i și verosimilitatea selecției B când este adevărată ipoteza H_i .

Se poate face observația că numitorul din (3.12) este o constantă de normalizare care nu depinde de i .

În acest mod informația apriori privind situația practică este amplificată de selecție și dă o descriere probabilistă curentă a situației, astfel abordarea Bayesiană este inferențială. Ea stabilește că cunoașterea este descrisă de mulțimea probabilităților aposteriori $\{P(H_i | B)\}$, $i = 1, \dots, k$. Prin urmare, inferența Bayesiană poate fi rezumată după cum urmează:

Inferența se obține prin combinarea informației date de probabilitățile apriori cu o selecție realizată, combinare obținută prin folosirea teoremei lui Bayes și inferența finală este exprimată prin probabilitățile aposteriori.

3.5.2. REPARTIȚII APRIORI ȘI APOSTERIORI.

3.5.2.1. REPARTIȚII APRIORI.

Considerând spațiul de selecție X , spațiul parametrilor Θ și o familie de repartiții probabiliste $\{P_\theta : \theta \in \Theta\}$ pe X -familia stărilor posibile ale procesului. De asemenea vom presupune că pe clasa mulțimilor măsurabile ale lui Θ există o repartiție probabilistă Π . Această repartiție probabilistă descrie gradele noastre de încredere, înainte de a face o observație în valorile apriorice posibile ale parametrului, fapt pentru care este numită repartiție apriori. chiar dacă este adoptată o atitudine pragmatică pare să fie adevărat că cel

puțin în unele probleme de inferență, o abordare care presupune existența unei repartiții apriori este mai realistă decât una care nu face această presupunere.

3.5.2.2. REPARTIȚII APOSTERIORI.

Stabilim pe $X \times \Theta$ repartiția comună a lui x și θ , luând P_θ ca repartiția condiționată pe X dat fiind θ . Vom scrie în loc de P_θ , $P(\bullet | \theta)$. De asemenea vom presupune că pentru fiecare θ , $P(\bullet | \theta)$ este definită de densitatea $p(\bullet | \theta)$ în raport cu o măsură fixată pe X și că Π este definită de densitatea π în raport cu o măsură fixată pe Θ . Atunci densitatea $p(x, | \theta)$, în raport cu produsul celor două măsuri fixate, a repartiției comune a lui x și θ este data de

$$p(x, \theta) = \pi(\theta)p(x | \theta) \quad (3.13)$$

Urmează că repartiția lui θ condiționată de x este definită de densitatea

$$\pi(\theta | x) = \frac{\pi(\theta)p(x | \theta)}{p(x)} \quad (3.14)$$

unde

$$p(x) = \int_{\Theta} \pi(\theta)p(x | \theta)d\theta \quad (3.15)$$

care este densitatea repartiției marginale a lui x în repartiția comună a lui x și θ . Această repartiție condiționată pe Θ poate fi interpretată ca descriind gradele noastre de încredere în diferitele valori posibile ale lui θ după ce a fost făcută observația x și în consecință este numită repartiția aposteriori a lui θ .

De îndată ce este dată o repartiție apriori, procesul inferențial, în această abordare, este: Rezultatul observat schimbă gradele noastre de încredere în diferitele valori ale parametrului prin schimbarea repartiției apriori într-o repartiție aposteriori.

3.5.2.2.1. REPARTIȚII APOSTERIORI ÎN CAZUL NORMAL DE DISPERSIE CUNOSCUTĂ

Teorema 3.7. Dacă

$$p(x|\theta) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp\left[-(x-\theta)^2 / 2\sigma^2\right] \quad (3.16)$$

și

$$\pi(\theta) = (2\pi\sigma_0^2)^{-1/2} \exp\left[-(\theta-\mu_0)^2 / 2\sigma_0^2\right] \quad (3.17),$$

atunci

$$\pi(\theta|x) = (2\pi\sigma_1^2)^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}(\theta-\mu_1)^2 / \sigma_1^2\right] \quad (3.18),$$

unde

$$\mu_1 = \frac{\frac{x}{\sigma^2} + \frac{\mu_0}{\sigma_0^2}}{\frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma_0^2}}, \quad \sigma_1^{-2} = \sigma^{-2} + \sigma_0^{-2} \quad (3.19).$$

Demonstrație. Din teorema lui Bayes și restrângând toți factorii multiplicatori care nu îl conțin pe θ într-o constantă de proporționalitate, se obține

$$\begin{aligned} \pi(\theta|x) &\cong \exp\left\{-\frac{(x-\theta)^2}{2\sigma^2} - \frac{(\theta-\mu_0)^2}{2\sigma_0^2}\right\} \cong \\ &\cong \exp\left\{-\frac{1}{2}\theta^2(\sigma^{-2} + \sigma_0^{-2}) + \theta\left(\frac{x}{\sigma^2} + \frac{\mu_0}{\sigma_0^2}\right)\right\} = \\ &= \exp\left\{-\frac{1}{2}\frac{\theta^2}{\sigma_1^2} + \frac{\theta\mu_1}{\sigma_1^2}\right\} \cong \exp\left\{-\frac{1}{2}\frac{(\theta-\mu_1)^2}{\sigma_1^2}\right\} \end{aligned}$$

ceea ce de fapt demonstrează teorema.

Corolar a.1. Fie x_1, x_2, \dots, x_n o selecție asupra unei variabile $\sim N(\theta, \sigma^2)$, unde σ este cunoscut, iar $\pi(\theta) \equiv N(\mu_0, \sigma_0^2)$. Atunci

$$\pi(\theta|x) = (2\pi\sigma_n^2)^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(\theta - \mu_n)^2}{\sigma_n^2}\right\} \quad (3.20),$$

unde

$$\mu_n = \frac{n \frac{\bar{x}}{\sigma^2} + \frac{\mu_0}{\sigma_0^2}}{\frac{n}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma_0^2}}, \quad \sigma_n^{-2} = n\sigma^{-2} + \sigma_0^{-2}, \quad \bar{x} = \sum_1^n \frac{x_i}{n} \quad (3.21).$$

Demonstrație. Funcția de verosimilitate este:

$$\begin{aligned} p(x|\theta) &= (2\pi\sigma^2)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_1^n (x_i - \theta)^2\right\} \cong \\ &\cong \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_1^n (x_i - \bar{x})^2\right\} \exp\left\{-\frac{n}{2\sigma^2} (\bar{x} - \theta)^2\right\} \cong \\ &\cong \exp\left\{-\frac{1}{2} (\bar{x} - \theta)^2 \frac{n}{\sigma^2}\right\} \end{aligned}$$

ceea ce de fapt corespunde teoremei (3.11) și deci corolarul este demonstrat.

În teoremă s-a presupus că repartiția variabilei asupra căreia s-a considerat selecția este normală. În realitate însă nu se cunoaște dinainte repartiția unei variabile. Sunt cunoscute eventual anumite aspecte ale ei. Spre exemplu, se știe că densitatea crește continuu cu cantitatea măsurată până la un maxim și apoi descrește (este deci unimodală).

Pentru ca metoda Bayes să poată fi folosită este necesar ca densitatea variabilei să poată fi scrisă sub forma $f(x|\theta_1, \dots, \theta_s)$, unde f este cunoscută, iar parametrii necunoscuți vor fi descriși de repartiția apriori. Repartiția apriori a s variabile poate fi cercetată cu ajutorul repartiției lor comune.

În unele cazuri forma lui f este determinată de structura problemei.

Situația din teoremă, când f este presupusă a fi densitatea unei repartiții normale cu medie necunoscută și dispersie cunoscută, poate apare de exemplu, atunci când se fac măsurători repetate cu un instrument de un tip care a fost în folosință mulți ani. Experiențele au arătat că acest tip de instrument dă pentru măsurători repartiții normale și deci că același lucru poate fi adevărat cu acest instrument particular. Dacă, în plus, instrumentul particular a fost folosit mult în trecut, se poate să se fi găsit că dă rezultate de o precizie constantă, exprimată prin dispersie. În aceste condiții se poate preciza că fiecare mulțime de măsurători a unei singure mărimi are o repartiție normală de dispersie cunoscută, media variind cu mărimea ce se măsoară.

Însă de cele mai multe ori repartiția normală se poate folosi fără altă bază decât aceea a ușurinței de calcul. Se presupune din enunțul teoremei că θ are densitatea apriori $N(\mu_0, \sigma_0^2)$ înseamnă că:

- i) θ este aproape sigur în intervalul $(\mu_0 - 3\sigma_0, \mu_0 + 3\sigma_0)$ și foarte probabil în intervalul $(\mu_0 - 2\sigma_0, \mu_0 + 2\sigma_0)$ prin foarte probabil înțelegându-se că proporția situării în interiorul intervalului față de exteriorul lui este de 19 la 1.
- ii) θ este tot atât de probabil de a fi apropiat de $\mu_0 - \lambda\sigma_0$ pe cât este de a fi apropiat de $\mu_0 + \lambda\sigma_0$, pentru orice λ real.
- iii) în orice interval $(\mu_0 - \lambda\sigma_0, \mu_0 + \lambda\sigma_0)$, valorile centrale sunt mai probabile. Cu cât θ se depărtează de medie, cu atât este mai puțin probabil.

Întrucât în condițiile teoremei rezultă o densitate aposteriori normală de parametrii dați de (3.19), aceleași considerații se pot face în ceea ce privește repartiția aposteriori, schimbând pe σ_0^2 în σ_1^2 și pe μ_0^2 în μ_1^2 . Aceasta se poate și pentru faptul că atât repartiția apriori, cât și cea aposteriori, sunt repartiții ca grad de încredere.

Iată în continuare și legătura între parametrii densității aposteriori și cei ai densității apriori și ai funcției de verosimilitate.

Mai întâi să definim precizia ca fiind inversa dispersiei, denumire justificată de faptul că cu cât dispersia este mai mare, cu atât împrăștierea lui θ este mai mare, cu atât

intervalele $(\mu_0 - \lambda\sigma_0, \mu_0 + \lambda\sigma_0)$ sunt mai mari și deci precizia asupra lui θ este mai mică.

În plus ecuația a doua din (3.19) spune că:

“precizia a posteriori este egală cu precizia apriori plus precizia datelor”.

Dacă ne situăm în condițiile corolarului, precizia datelor este înlocuită cu de n ori precizia unei singure valori. Deci precizia a posteriori este cu atât mai mare cu cât volumul selecției crește.

Prima ecuație din (3.19) spune că:

“valoarea medie a posteriori este egală cu media ponderată a valorii medii a datelor și a valorii medii apriori, ponderile fiind egale cu preciziile repartițiilor corespunzătoare”.

Prima ecuație din (3.21) spune același lucru dacă se schimbă x cu \bar{x} și σ^2 cu $\frac{\sigma^2}{n}$.

Este interesant de văzut ce se întâmplă dacă $\sigma_0^2 \rightarrow \infty$?

Din cele de mai sus rezultă că precizia și media a posteriori sunt egale cu precizia și valoarea medie a datelor, aceasta pentru că precizia apriori este foarte mică și poate fi neglijată. Astfel, se poate ajunge la două rezultate care adesea pot fi confundate:

- i) Observația x este repartizată $N(\mu, \sigma^2)$
- ii) Parametrul θ este repartizat $N(x, \sigma^2)$.

Prima este o presupunere despre o probabilitate ca frecvență, a doua este o presupunere despre încredere (a posteriori). Prima este o repartiție lui x , a doua este o repartiție a lui θ . Dacă precizia apriori este mică se poate face trecerea de la i) la ii) în cazul în care avem de-a face cu repartiții normale.

Teorema 3.8. Fie x_1, x_2, \dots, x_n o selecție de volum n asupra unei variabile $\sim N(\theta, \sigma^2)$, unde σ este cunoscut. Presupunem că există constantele pozitive $\alpha, \varepsilon, C, M$, astfel că pentru θ în intervalul

$$I_{\alpha} = \left[\bar{x} - u_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + u_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right] \quad (3.22)$$

unde $\Phi(u_{\tau}) = \tau$, densitatea apriorică a lui θ ia valori în intervalul $(c(1-\varepsilon), c(1+\varepsilon))$, iar pe mulțimea $\Theta - I_{\alpha}$ $\pi(\theta)$ este mărginită de Mc . În aceste condiții densitatea aposteriori $\pi(\theta|x)$ satisface inegalitățile

$$\begin{aligned} & \frac{1-\varepsilon}{(1-\varepsilon)(1+\varepsilon) + M\alpha} \left(\frac{n}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{n(\bar{x}-\theta)^2}{2\sigma^2} \right\} \leq \\ & \leq \pi(\theta|x) \leq \frac{1+\varepsilon}{(1-\varepsilon)(1+\varepsilon)} \left(\frac{n}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{n(\bar{x}-\theta)^2}{2\sigma^2} \right\} \end{aligned}$$

în intervalul I_{α} și

$$0 \leq \pi(\theta|x) \leq \frac{M}{(1-\varepsilon)(1+\varepsilon)} \left(\frac{n}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} u_{\frac{\alpha}{2}}^2 \right]$$

3.6. TIPURI DE ESTIMATORI

În cazul problemei generale a estimării se pot lua în considerare diferitele feluri de estimatori funcție de informația apriorică luată în considerare:

- estimatorul celor mai mici pătrate;
- estimatorul Markov;
- estimatorul verosimilității maxime;
- estimatorul Bayes.

Volumul cunoștințelor inițiale presupuse disponibile despre proces crește în această ordine:

***Estimatorul CMMP**, pentru care singura presupunere este că procesul poate fi aproximat (modelat) în mod suficient prin modelul ales.

***Estimatorul Markov**, care cere în plus cunoașterea matricei de covarianță a „zgomotului” (erorilor).

***Estimatorul verosimilității maxime**, care cere și cunoașterea funcției densității de verosimilitate a procesului stohastic de la care se iau valorile eșantionate.

***Estimatorul Bayes** (sau al costului minim sau al riscului minim), care cere o cunoaștere „a priori” a funcțiilor densității de probabilitate ale parametrilor necunoscuți și a costului producerii de erori.

Pornind de la estimatorul Bayes, se pot deduce ceilalți estimatori ca niște cazuri particulare, pentru care se dispune de cunoștințe a priorice mai puține.

3.6.1. CARACTERISTICILE ESTIMATORILOR

Prin estimare se dorește validarea și dezvoltarea cunoștințelor noastre despre mărimile reprezentând procesul care ne interesează. Aceste cunoștințe se pot exprima prin funcția densității de probabilitate $p(\beta, b)$ [6], funcție care depinde de numărul de eșantioane de proces prelucrate. Ea este tipul cel mai complet de cunoaștere ce se poate deduce prin aplicarea procedeeelor statistice. A lucra cu acest tip particular de cunoaștere este, însă, destul de complicat și nepractic, mai cu seamă dacă β nu este scalar așa cum este cazul în estimarea stării S.E.E.; o prezentare multidimensională ar fi necesară pentru a da rezultatele dorite. Din acest motiv în majoritatea cazurilor se reduce interesul de la funcția densității de probabilitate la acela al caracteristicilor sale cele mai semnificative:

- valoarea așteptată (sperată) $E[\beta]$; (3.23)

- marcare $E[\beta] - m$; (3.24)

- covarianța $\text{cov}[\beta] = E\left\{\left\{\beta - E[\beta]\right\}\left\{\beta - E[\beta]\right\}\right\}$ (3.25)

Este de observat că dacă funcția densității de probabilitate este Gaussiană, atunci nu se pierde nici o informație prin restrângerea la $E[\beta]$ și $\text{cov}[\beta]$, deoarece funcțiile Gaussiene sunt complet caracterizate prin momentele întâi și al doilea.

În literatura statistică, de exemplu Deutsch (1965), Nahi (1969), se definesc unele proprietăți avantajoase pentru estimatorii β ai mărimii b :

a. *estimator nemarcat*, dacă pentru orice k :

$$E[\beta] = m$$

b. *estimator consistent*, dacă pentru orice k :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} P[|\beta - m| > \alpha] = 0 \quad (3.26)$$

cu α arbitrar de mic, ceea ce înseamnă că β converge în probabilitate (sau stohastic) la valoarea "adevărată" m .

c. *estimator eficient*, dacă pentru toți estimatorii γ nemarcați:

$$\text{cov}[\beta] = E[\{\beta - E[\beta]\}\{\beta - E[\beta]\}] = E[\{\gamma - E[\gamma]\}\{\gamma - E[\gamma]\}] = \text{cov}[\gamma] \quad (3.27)$$

sau:

$$\det[\text{cov}[\gamma] - \text{cov}[\beta]] = 0 \quad (3.27')$$

d. *estimator suficient*, dacă pentru toți estimatorii γ , este adevărat că $p(\gamma | \beta)$ nu depinde de m .

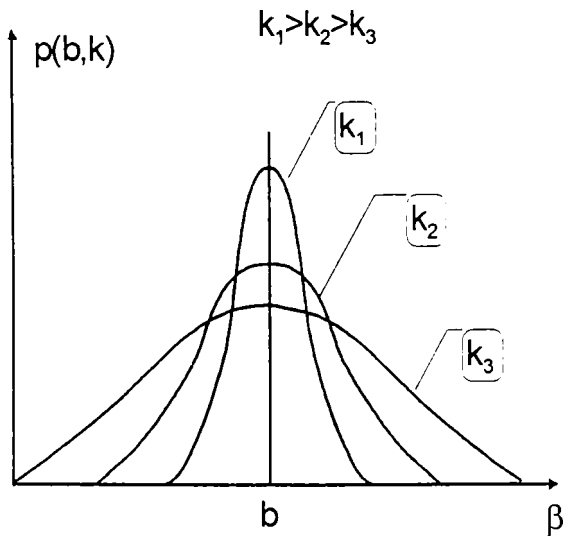


Fig. 3.4. Estimator nemarcat.

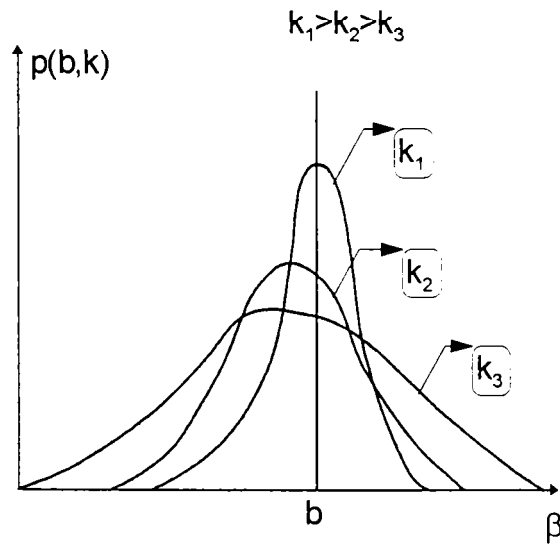


Fig. 3.5. Estimator asimptotic nemarcat.

Dacă prima și a treia proprietate sunt valabile numai pentru $k \rightarrow \infty$, atunci ele se numesc *marcare* și *eficiență asimptotică* situație redată în figura 3.5.

3.6.2. TIPURI DE ESTIMATORI

Așa cum s-a spus anterior estimarea pleacă de la anumite cunoștințe apriorice conducând în final prin metode concrete de prelucrare la îmbunătățirea cunoștințelor despre procesul supus estimării. În cele ce urmează sunt prezentate posibilități de dezvoltare a unor diferiți estimatori în funcție de volumul cunoștințelor presupuse cunoscute.

Ca punct de plecare pentru obținerea estimatorilor, vom alege o situație în care sunt disponibile multe cunoștințe apriorice (Maslov 1963), adică:

a. Funcția de probabilitate a „zgomotului” ε . Din această funcție rezultă densitatea de probabilitate a măsurărilor procesului și se notează cu $p(\hat{z}|z)$. Se înțelege că $p(\hat{z})$ depinde și de ε .

b. Funcția densității de probabilitate a valorilor parametrului z . Această funcție se scrie $q(z)$.

c. Costul alegerii valorii \hat{z} pentru estimat dacă valoarea adevărată a parametrilor procesului este z . Această funcție de cost sau de pierdere $C(\hat{z}, z)$ are un minimum pentru $\hat{z} = z$.

După analiza acestui caz, se va considera succesiv efectul renunțării la ipotezele c, b și a.

3.6.2.1. ESTIMATORI BAYES:

Esența metodei pentru acest tip de estimatori se centrează pe regula lui Bayes:

$$p(y|b)q(b) = p(y,b) = p(b|y)p(y) \quad (3.28)$$

Pentru scopul propus se ia în considerare că:

$$p(b|y) = \frac{p(y,b)}{p(y)} = \frac{p(y|b) * q(b)}{p(y)} \quad (3.29)$$

în care:

$$p(y) = \int_{m+1} p(y, b) d^{m+1} b \quad (3.30)$$

Riscul condiționat de alegere a lui $b(y)$ dacă adevărata valoare a parametrului este b , se poate scrie ca așteptarea (speranța) funcției de cost în raport cu observațiile y :

$$E_{y|b} [C(\beta, b)] = \int_k C(\beta, b) \cdot p(y|b) dk \quad (3.31)$$

Riscul mediu pentru această situație de estimare este așteptarea (speranța) în raport cu probabilitatea valorii parametrului b al procesului, adică în raport cu $p(b|y)$ care poate fi obținut utilizând ecuația (3.29). În consecință, toți termenii din membrul 2 rezultă din cunoștințele apriorice.

Această funcție de probabilitate condiționată $p(b|y)$ se poate interpreta astfel: funcția densității de probabilitate (a posteriori) a parametrilor b , fiind date rezultatele măsurărilor asupra lui y , fie $y = e$.

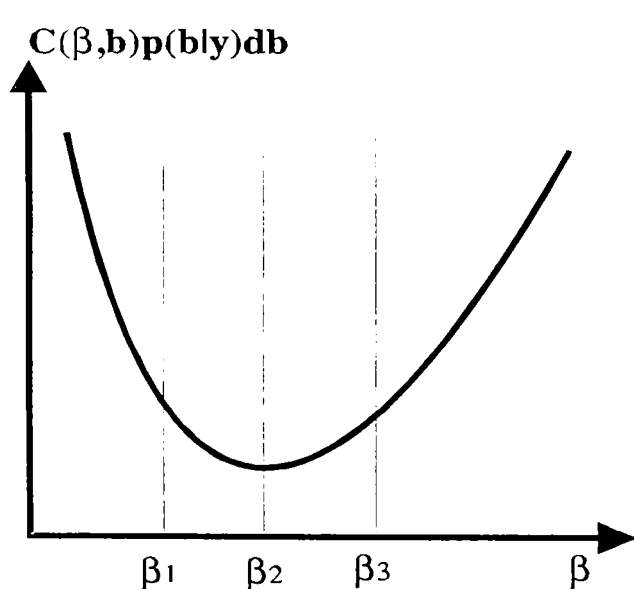


Fig.3.6. Funcția de cost pentru valori diferite ale lui β .

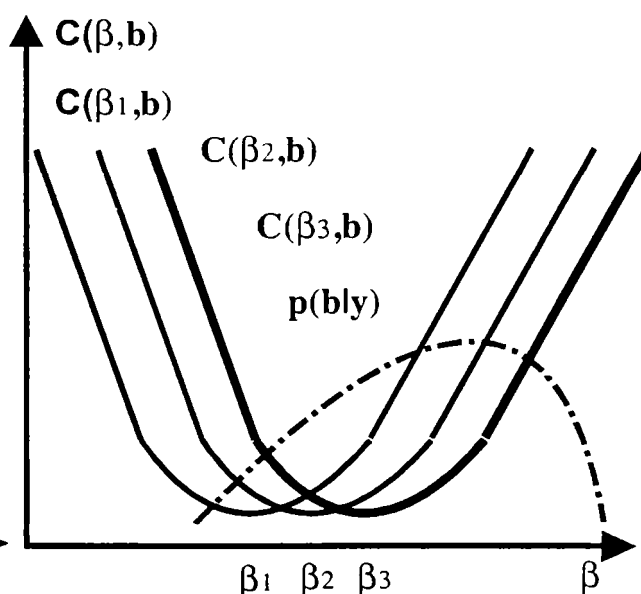


Fig. 3.7. Dependența riscului mediu de valoarea lui β .

Pe baza funcției aposteriori a densității de probabilitate $p(b|y)$, trebuie să se decidă asupra chestiunii privind valoarea ce trebuie atribuită estimatorului.

În fig.3.6 se ilustrează aplicarea funcției de cost $C(\beta, b)$ pentru un caz monodimensional și o funcție pătratică $C(\beta, b) = (\beta - b)^2$:

Dacă s-ar alege β ca estimat, atunci valoarea sperată pentru cost sau pierdere va fi:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p(b|y)db \quad (3.32)$$

cu $y = e$.

Acesta este un scalar și poate fi trasat ca o funcție de β , reprezentată în fig.3.7. În consecință cel mai bun estimat este acea valoare β pentru care această funcție are o valoare minimă.

O abordare similară poate fi următoarea. Riscul condițional de alegere a lui $\beta(y)$ dacă adevărata valoare a parametrului este b , se poate scrie ca fiind așteptarea (speranța) funcției de cost în raport cu observațiile y :

$$E_{y|b} [C(\beta, b)] = \int_k C(\beta, b) \cdot p(y|b)dk \quad (3.33)$$

Riscul mediu pentru această situație de estimare este așteptarea (speranța) în raport cu probabilitatea valorii parametrului b al procesului:

$$R(\beta) = E_b [E_{y|b} [C(\beta, b)]] = \int_{m+1} \int_k C(\beta, b) * p(y|b) * q(b) d^k y d^{m+1} b \quad (3.34)$$

Estimatul care minimizează această expresie se numește **estimatul de risc minim sau de cost minim**. Ținând cont de relațiile lui Bayes, acest risc mediu se poate scrie:

$$R(\beta) = \int_k d^k y * p(y) \int_{m+1} C(\beta, b) * p(b|y) d^{m+1} b \quad (3.35)$$

Cum $p(y) \neq 0$, riscul mediu $R(b)$ se poate minimiza făcând a doua integrală cât mai mică posibil pentru observarea $y = e$:

$$\min_{\beta} \int C(\beta, b) * p(b|e) d^{m+1} \quad (3.36)$$

O condiție necesară pentru un astfel de minim este simplă:

$$\frac{\partial}{\partial \beta} \int_{m+1} C(\beta, b) * p(b|e) d^{m+1} \Big|_{\beta=\hat{\beta}} = 0$$

Datorită utilizării date teoremei lui Bayes, estimatul ce rezultă se numește de asemenea **estimatul lui Bayes**.

Pentru o ilustrare simplă, să considerăm din nou cazul în care dorim să estimăm parametrul β folosind o funcție de cost quadratică $C(\beta, b) = (\beta - b)^2$. Atunci, din ecuația (3.36) rezultă:

$$\beta = \frac{\int b * p(b|c) db}{\int p(b|c) db} = \int b * p(b|c) db = E_{b|c}[b] \quad (3.38)$$

adică estimatul optim este speranța condiționată a lui b .

O funcție de cost potrivită $C(\beta, b)$ are un minimum pentru $b = \beta$, deoarece sunt de presupus valori mai mici ale lui $C(\beta, b)$ în vecinătatea lui b și pentru că :

$$\int_{m+1} p(b|y) d^{m+1} b = 1 \quad (3.39)$$

este limpede că ecuația (3.36) este satisfăcută dacă se alege în vecinătatea aceluia b , unde probabilitatea condiționată $p(b|y)$ este maximă (vezi fig.3.5).

Acum, renunțând la ipoteza c, adică la cunoștințele despre funcția de pierdere sau de cost $C(\beta, b)$ adecvată, este rezonabil să alegem (estimatul β) ca valoare pentru b , acea valoare pentru care $p(b|y)$ este maximă.

Deoarece potrivit cu regula lui Bayes [6]:

$$p(b|y) = \frac{p(y|b) * p(b)}{p(y)} \quad (3.40)$$

cu:

$$p(y) = \int_{m+1} p(y|b) * q(b) d^{m+1} b \quad (3.41)$$

ambele ipoteze a și b fiind folosite încă.

3.6.2.2. ESTIMATORI DE VEROSIMILITATE MAXIMĂ

Vom examina mai departe consecințele renunțării la ipotezele b și c ; probabilitatea apriorică $q(b)$ a parametrului b al procesului considerându-se de asemenea necunoscută. Această ignoranță se poate exprima presupunând o distribuție uniformă $q(b) = const.$ pe intervalul considerat. În acest caz pentru orice y :

$$\max_b p(b|y) = \frac{const}{p(y)} * \max_b p(y;b) \quad (3.42)$$

Acum b nu mai este o variabilă aleatorie, ci un parametru constant necunoscut, aceasta exprimându-se prin ";" în loc de o bară în argumentul lui p. Funcția densității de probabilitate (a priori) este dată de:

$$p \{ y (1) , \dots , y (k) ; b \}$$

A posteriori, după măsurare, cu valorile eșantioanelor observate $y(1) = c_1, \dots, y(k) = c_k$ sau $y = c$ această funcție se notează :

$$L\{c_1, \dots, c_k ; \beta\}$$

adică funcția de verosimilitate [6].

Pentru cazul dimensional superior, se poate da următoarea condiție necesară pentru găsirea maximumului:

$$\frac{\partial}{\partial \beta} \ln L(C; \beta) |_{\beta = \hat{\beta}} = 0 \quad (3.43)$$

sau pentru că funcția logaritmică este monotonă:

$$\frac{\partial}{\partial \beta} \ln L(c; \beta) |_{\beta = \hat{\beta}} = 0 \quad (3.44)$$

Această expresie se numește **ecuația verosimilității**.

Alegând rădăcina acestui set de ecuații care duce la cea mai mare valoare pentru $L(c; b)$ sau pentru $\ln L(c; b)$ înseamnă că s-a găsit **estimatul de verosimilitate maximă**, având următoarele proprietăți:

- *normalitate asimptotică*: adică, $p(\hat{\beta}; b)$ tinde la distribuție normală pentru $k \rightarrow \infty$;
- *nemarcare asimptotică*: adică $E[\hat{\beta}] = b$ pentru $k \rightarrow \infty$;
- *eficiență asimptotică*: adică tinzând la cea mai bună precizie sau varianță minimă, așa cum este dată de egalitatea Cramer-Rao, pentru $k \rightarrow \infty$;
- *consistența*: vezi anterior;
- *invarianța*: adică, dacă $\hat{\beta}$ este un E.V.M. al lui b , atunci $g(\hat{\beta})$ este un E.V.M. al lui $g(b)$.

3.6.2.3. ESTIMATORI MARKOV ȘI DUPĂ CELE MAI MICI PĂTRATE

Referindu-ne la componentele lui e , considerăm că ele au o distribuție Gaussiană (normală) k-variantă, adică:

$$p(e) = \frac{1}{2^{\frac{k}{2}} |N|^{\frac{1}{2}} \exp(-\frac{1}{2} (e' N^{-1} e))} \quad (3.45)$$

cu:

$$E[e] = 0 \text{ și } E[ee'] = N$$

De remarcat că e este singura parte stohastică a lui $e = y - w = y - U \cdot b$.

În consecință, se poate scrie pentru logaritmul funcției densității de probabilitate:

$$\ln(p(y - U * \beta)) = -\frac{1}{2} * \ln(2\pi)^k |N| - \frac{1}{2} * (y - U * \beta)^{-1} N^{-1} (y - U * \beta) \quad (3.46)$$

Maximizând aceste funcții ajungem la:

$$\frac{\partial}{\partial \beta} (y - U * \beta)^{-1} N^{-1} (y - U * \beta) |_{\beta = \hat{\beta}} = 0 \quad (3.47)$$

sau:

$$U^T N^{-1} U \beta^T - U^T N^{-1} y = 0 \quad (3.47')$$

sau dacă $U^T N^{-1} U$ are o inversă, atunci soluția ecuației (3.45) se poate scrie:

$$\hat{\beta} = [U^T N^{-1} U]^{-1} U^T N^{-1} y \quad (3.48)$$

Aceasta este expresia **estimatorului Markov**. El are proprietățile necesare unui bun estimator:

- *liniaritate*: adică $\hat{\beta} = Qy$;
- *nemarcare*: adică $E[\hat{\beta}] = b$;
- *varianță minimă* a tuturor estimatelor nemarcate liniare.

Această varianță minimă rezultă din:

$$\text{cov}[\hat{\beta}] = E[(\hat{\beta} - b)(\hat{\beta} - b)^T] \quad (3.49)$$

Dacă lipsește de asemenea matricea de covarianță a zgomotului, literatura arată [6],[4] că este indicat să se aleagă $N^{-1} = \sigma^2 \cdot I$, în care σ^2 este varianța zgomotului. Aceasta implică presupunerea că zgomotul este "alb". În consecință :

$$\hat{\beta} = [U^T U]^{-1} U^T y \quad (3.50)$$

Estimatorii Markov și ai celor mai mici pătrate pot fi deci "deduși" din estimatul verosimilității maxime, în ipoteza unui zgomot Gaussian. Acest lucru nu este neapărat necesar după cum rezultă din următoarele.

Clasa estimatorilor nemarcați se definește prin:

$$* \hat{\beta} = Qy \quad \text{liniaritate;}$$

în care Q este o matrice cu $m+1$ linii și k coloane și :

$$* E[\hat{\beta}] = b \quad \text{nemarcare.}$$

Presupunând că procesul poate fi reprezentat de relația:

$$y = U \cdot b + e \quad (3.51)$$

unde: y - matricea măsurătorilor

$U \cdot b$ - relațiile matematice reflectând valoarea "exactă" a mărimilor măsurate;

e - zgomotul, erorile asupra măsurărilor.

Se face inițial presupunerea că U și e sunt independente statistic. Un vector de eroare e se poate defini acum ca fiind:

$$e = y - U \cdot b$$

Funcția de eroare se poate lua ca o formă pozitiv definită:

$$J = e^{-1} \cdot R \cdot e = \| e \|^2 \cdot R \quad (3.52)$$

în care R este o matrice cu coeficienții de ponderare r_{ij} .

După cum s-a spus densitatea de probabilitate de tip Gaussian nu este o ipoteză necesară pentru deducerea metodei celor mai mici pătrate, dar ea servește la explicarea unor relații de bază, cât și la introducerea estimatorului de varianță minimă.

Forma matricei de covarianță devine mai simplă dacă se presupun valori identice ale dispersiei la toate măsurările, formă ce corespunde pentru forma "normală" a metodei celor mai mici pătrate. Cu această simplificare:

$$R = \sigma^2 \cdot I \quad (3.53)$$

Funcția densitate de probabilitate corespunzătoare devine:

$$f(\beta) = \frac{1}{(2 \cdot \pi)^{\frac{k}{2}} \cdot \sigma^k \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \cdot \frac{\beta\beta'}{\sigma^2}\right)} \quad (3.54)$$

În plus chiar dacă ipoteza privind valoarea identică a dispersiilor măsurătorilor este plauzibilă și în general acceptabilă în situațiile reale, ea nu face decât să simplifice tratarea teoretică, nemodificând în fapt concluziile calitative ale modelului estimatorului.

În concluzie se poate spune că, considerarea unei precizii identice pentru măsurătorile realizate în S.E.E. nu este o ipoteză necesară și nici forțată, având în vedere clasa de precizie a mijloacelor de măsurare utilizate, iar situațiile în care se impun precizii foarte ridicate pentru ceea ce se consideră măsurători sigure (măsurători de injecții nule de puteri în nodurile pasive) vor impune tratări deosebite pentru a se asigura inclusiv rezolvabilitatea estimării.

Cap.4. Metode de estimare a stării statice a S.E.E.

4.1. INTRODUCERE.

Odată cu creșterea dimensiunii și gradului de interconexiune a rețelelor și sistemelor electroenergetice au apărut probleme noi, complexe în conducerea operativă a lor, probleme datorate volumului tot mai mare de informații care trebuie prelucrate rapid de către dispecerii energetici.

Pentru ca deciziile luate în exploatare să fie eficiente și corecte, este necesar ca informațiile primare pe care acestea se bazează să fie corecte și complete. Într-un sistem tehnic, în general și în cel electric în special, aceste informații se obțin prin telemăsurarea mărimilor de interes, cu ajutorul cărora se poate caracteriza starea momentană a sistemului. Fiindcă prelevarea mărimilor fizice se face cu diverse erori provocate de metodele de măsurare, de clasa de precizie a aparatelor folosite, de erorile de conversie și transmitere a lor și de deranjamentele din sistemul de măsură, achiziție și transfer a datelor este imposibilă cunoașterea deterministă a valorilor mărimilor măsurate. Din acest motiv se pune acut problema estimării celor mai probabile valori ale mărimilor măsurate, identificării erorilor mari ce pot apare și corectarea mărimilor care au fost puternic distorsionate.

Pentru sistemele electrice de putere, mărimile care se măsoară în mod curent sunt: tensiunile în noduri, puterile injectate în noduri, puterile de circulație pe laturile rețelei și eventual curenții ce parcurg aceste laturi; acestea se constituie în baza de date primare pe baza căreia trebuie definită complet starea sistemului. În plus, pentru ca procesul de estimare să fie posibil este necesară și cunoașterea configurației rețelei electrice, valorile parametrilor elementelor de rețea și caracteristicile erorilor de măsurare: funcția de distribuție de probabilitate, momentele centrate ale ei.

Starea oricărui sistem electroenergetic este definită de totalitatea proprietăților lui la un moment dat, care sunt complet cunoscute dacă se știu valorile tensiunilor nodurilor și defazajele lor față de o axă de referință arbitrar aleasă. Dacă valorile tensiunilor nodurilor rețelei pot fi măsurate direct, acest lucru este însă imposibil pentru defazaje, datorită distanțelor de zeci - sute de km între nodurile rețelei. De aici rezultă unul din avantajele importante ale folosirii unui estimator al stării sistemului cel care constă tocmai în aflarea pe cale matematică a defazajelor dintre tensiuni. Un alt avantaj constă în posibilitatea de detecție a erorilor grosolane în datele prelevate și apoi în capacitatea estimatorului de a le corecta.

Estimarea stării statice a unui S.E.E. constă astfel, în esență, în determinarea celor mai probabile valori ale componentelor vectorului de stare (tensiunile complexe ale nodurilor sistemului, considerate de regulă în coordonate polare), pe baza unui număr suficient de mărimi măsurate sau pseudomăsurate (circulații de puteri prin elementele de rețea, puteri injectate în noduri, module ale tensiunilor nodale). Erorile de măsură se consideră în general a fi variabile aleatoare, cu media nulă.

După determinarea vectorului de stare, estimarea se finalizează prin detecția și, în caz de nevoie, identificarea erorilor: măsurători eronate din diverse motive, neconcordanțe între configurația modelată și cea reală a S.E.E., eventual și valori greșite ale parametrilor elementelor de sistem.

Tot în cadrul procesului de estimare are loc și analiza *observabilității sistemului*. Intuitiv, dacă setul de măsurători și pseudomăsurători de care se dispune permite estimarea vectorului de stare, atunci sistemul se spune că este observabil. În caz contrar se spune că sistemul nu este observabil (număr insuficient de măsurători sau dispunere "neuniformă" a măsurătorilor). Algoritmul de analiză a observabilității trebuie să furnizeze detalii despre insulele maxime observabile și despre (pseudo)măsurătorile necesare a fi introduse pentru ca sistemul să devină observabil în totalitate.

4.2. OBSERVABILITATEA S.E.E.

Legătura dintre măsurătorile existente (modulele tensiunilor și puterilor active și reactive de injecție și de circulație etc.) și numărul de componente din vectorul de stare se numește *nivel de redundanță* a sistemului de măsurare, valoarea sa fiind uzual cuprinsă între 1,1 și 3 .

Nivelul de redundanță definit mai sus este folosit în ultimă instanță pentru aprecierea eficienței sistemului de măsurare, valoarea sa numerică indicând limitele inferioară, naturală sau intrinsecă a securității sistemului de măsurare.

Pot exista anumite situații în care estimarea stării sistemului să nu se poată face. În asemenea situații se spune că rețeaua este *neobservabilă*.

Pentru detectarea unor asemenea situații se efectuează în prealabil teste de observabilitate a rețelei. Majoritatea testelor de observabilitate sunt de tip combinatorial.

Întrebările la care trebuie să răspundă orice test de observabilitate a rețelelor sunt: dacă există suficiente măsurători pentru estimare și în caz că setul este insuficient, unde ar trebui plasate pseudomăsurători pentru a face estimarea posibilă.

În legătură cu introducerea de pseudomăsurători se ridică apoi problema dacă acestea nu contaminatează cumva rezultatele estimării.

Pornind de la noțiunea fundamentală de observabilitate a unei rețele s-au introdus un număr de concepte de bază legate de aceasta cum ar fi: "stări observabile", "stări neobservabile", "insule observabile", "relevanța măsurătorilor", "redundanța măsurătorilor" etc.

Pe baza acestor concepte se pot dezvolta algoritmi simpli și eficienți care să realizeze:

- testarea observabilității rețelei ;
- identificarea insulelor observabile ;
- plasarea pseudomăsurătorilor pentru observabilitate.

Metodele de abordare a observabilității trebuie să răspundă la întrebarea dacă sistemul este observabil sau nu. În cazul răspunsului negativ, trebuie să ofere informații despre insulele maxime observabile, despre pseudomăsurătorile suplimentare necesare pentru a face sistemul observabil și, eventual, despre cauzele neobservabilității. În acest context, se remarcă următoarele tendințe principale [17],[25], [26], [27], [61], [64], [65], [70], [77], [81]:

a. propunerea de a înlocui termenul de observabilitate cu termenul de "analiza rezolvabilității S.E.E.", care să marcheze o abordare mai generală a problemei [61],[64]:

- fiind date topologia și parametrii S.E.E., setul de măsurători și de pseudomăsurători disponibile, algoritmul și programul de calcul, precum și calculatorul utilizat, se cere să se determine care părți ale estimării se pot efectua cu certitudine,
- părțile neobservabile sigur sînt independente de algoritm și de calculatorul utilizat, fiind legate doar de topologia S.E.E. și de natura și topologia măsurătorilor,
- părțile rezolvabile pot fi influențate de algoritm și de calculator, remarcându-se, în cazul algoritmilor numerice de observabilitate, legătura dintre condiționarea sistemului linear de

ecuații în corecții, convergența procesului iterativ de soluționare și propagarea erorilor de rotunjire la calculele în virgulă mobilă,

- tratarea corespunzătoare a măsurătorilor "discardabile" sau nerelevante, inclusiv a cauzei care generează nerelevanța;

b. din punctul de vedere al performanțelor, nu se poate stabili o ierarhizare clară a diverselor metode de analiză a observabilității, părerile fiind împărțite;

c. dintre metodele numerice au rămas în atenție doar cele care au la bază prelucrarea matricei de câștig, rangul acesteia și dispunerea elementelor nule pe diagonala principală oferind răspunsul la toate problemele legate de observabilitate:

- analiza observabilității se face practic în paralel cu estimarea,
- pot apare probleme la stabilirea cauzelor neobservabilității S.E.E.,
- în [61] se extinde utilizarea unei asemenea metode la un estimator WLS cu transformări ortogonale (estimator la care nu este nevoie de calculul explicit al matricei de câștig);

d. metodele topologice se aplică în general separat față de estimarea în sine, necesitând de regulă un timp mare de calcul:

- se apreciază totuși că mare parte din timpul exagerat de calcul se datorează implementărilor necorespunzătoare pe calculator,
- algoritmul topologic prezentat în [64] utilizează o tehnică de căutare a unui arbore complet minimal într-un graf "ponderat", reducerea de timp de calcul obținându-se în principal din transformarea măsurătorilor de injecție de putere în măsurători de circulație de putere pe laturi (evident, doar pentru observabilitate),
- în [70] se folosește o metodă de optimizare combinatorială, care, implementată corespunzător, conduce la un timp de calcul rezonabil;

e. metoda mixtă propusă în [25] îmbină avantajele oferite de metodele anterioare (măsurătorile de circulație de putere pe laturi se prelucrează topologic, rezultând un S.E.E. redus, format din "supernoduri", pentru care se aplică un algoritm numeric);

f. utilizarea metodelor simbolice este de dată relativ mai recentă, ele păstrând caracteristicile pozitive ale metodelor numerice, dar evitând problemele legate de calculul în virgulă mobilă:

- în [77] se prezintă o metodă bazată pe reducerea simbolică a matricei de câștig, fără calcule numerice, aducând un spor de viteză și oferind răspuns la toate problemele,
- o altă versiune este dată în [26], care propune utilizarea unor valori numerice întregi în loc de simboluri, eliminând astfel unele deficiențe legate de varianta anterioară;

g. în [27] se abordează, într-un sens mai larg, legătura dintre sistemul de măsură și problema observabilității, rezultatele obținute facilitând proiectarea unor sisteme de măsură

sigure la contingente (simple, duble sau triple) și obținerea efectului maxim prin plasarea de noi puncte de măsură.

Intuitiv o rețea se va numi *observabilă* dacă toate circulațiile pot fi determinate din indicațiile oferite de măsurători, cu alte cuvinte dacă pe fiecare dintre laturile pe care există circulații se efectuează cel puțin câte o măsurătoare

Se mai poate afirma deci că o rețea este observabilă dacă faptul că oriunde o măsurătoare de circulație este nulă implică faptul că circulația respectivă este și în realitate nulă.

Pentru o rețea neobservabilă este posibil să apară situații de genul: toate măsurătorile sunt nule dar există circulații nenule. În astfel de cazuri laturile pe care apar circulații nenule se numesc *laturi neobservabile*.

4.3. REPARTIZAREA MĂSURĂTORILOR

Fiind dată o rețea neobservabilă, este util să se cunoască:

- (i) care este setul minim de măsurători suplimentare necesar pentru a face rețeaua observabilă;
- (ii) dacă măsurătorile suplimentare contaminatează sau nu rezultatele estimării stării insulelor observabile.

Încă din anii '80, toate țările puternic dezvoltate economic au promovat programe pentru realizarea estimării stării S.E.E., așa încât în prezent dispun de o experiență destul de amplă în domeniu. Revistele de specialitate au acordat și continuă să acorde spații largi tratării acestor probleme, în special pe direcția îmbunătățirii performanțelor estimatorilor, dezvoltării și perfecționării funcțiilor și calităților lor.

Pentru a exemplifica importanța estimării stării este suficient să se precizeze că în peste 10 ani de utilizare a unui estimator la dispeceratul companiei americane AEP [4], au fost înregistrate doar 5 zile în care nu s-au depistat date măsurate eronate. Ori la noi în țară deși telemăsurarea datelor din principalele noduri ale sistemului electric național există de peste 10 ani, totuși prelucrarea datelor cu un estimator de stare nu este încă realizată.

Prezența în dispeceratele energetice a unui estimator de stare este benefică nu numai în ceea ce privește siguranța asupra corectitudinii informației primare, ci ea se constituie ca o etapă esențială în dezvoltarea ulterioară a unor sisteme expert care într-o primă fază să asiste personalul de tură în luarea deciziilor, iar într-o etapă mai avansată să preia complet funcțiile dispecerilor, oamenii revenindu-le doar rolul de a superviza procesele care au loc în instalații.

De aceea programele naționale de rețehnologizare și modernizare a S.E.E. cuprind implementarea unor sisteme expert, a căror bază de date este absolut necesar a fi furnizată prin folosirea unui estimator performant de stare.

Chiar și într-o țară foarte dezvoltată economic cum este S.U.A., prin politica energetică votată de Congresul S.U.A. în anul 1992, se stabilește o nouă conjunctură favorabilă pentru un proces concurențial în domeniul energiei. Din acest punct de vedere cercetările de vârf vor fi determinante pentru evoluția pozitivă a Sistemului Electric de Putere și în țara noastră, urmărirea și aplicarea noilor tendințe ale politicilor energetice din țările avansate fiind de importanță vitală în procesul de modernizare a Sistemului Energetic Național.

4.4. ANALIZA SITUAȚIEI ACTUALE ÎN DOMENIUL ESTIMATORILOR.

4.4.1. PROBLEME LEGATE DE METODELE DE ESTIMARE

Matricea de covarianță de forma $\mathbf{R}=\sigma^2\mathbf{I}$ (vezi cap.3) presupune că toate măsurătorile sunt realizate cu aceeași precizie, fapt ce este în bună concordanță cu cele mai multe situații practice.

Modelul matematic al estimării stării statice conduce la o problemă de optimizare neliniară fără restricții, modul de definire a funcției obiectiv și modul de soluționare a problemei de optimizare delimitând metodele de estimare particulare. Referitor la determinarea celor mai probabile valori ale variabilelor de stare în S.E.E. se evidențiază următoarele tendințe sesizate în ultima perioadă:

a. majoritatea lucrărilor utilizează funcție obiectiv patratică, rezultând estimatoare de tip *WLS* ("weighted least squares") [6],[22],[40], [43],[44],[61],[62],[69] și, mai recent, de tip *WLMS* ("weighted least median of squares") [63];

b. există referiri și la utilizarea unor funcții obiectiv lineare, conducând la estimatoare *LP* ("linear programming"), de tip *LAV* ("least absolute values") [34], [35], [53] sau de tip *WLAV* ("weighted LAV") [7],[23],[24];

c. cu toate că decuplarea ecuațiilor de U de cele de δ , exprimarea relațiilor în coordonate polare și folosirea unităților relative par a fi procedee unanim acceptate, se semnalează și situații în care se lucrează cu ecuații nedecuplate [43], se utilizează coordonatele rectangulare [44], [45] sau unitățile absolute [43];

d. diversele versiuni ale estimatorilor WLS prezintă următoarele caracteristici comparative [6],[40],[43],[62]:

- formularea clasică are dificultăți de convergență în unele cazuri (multe măsurători de injecții de putere, ponderi discrepante ale unor măsurători, succesiuni de linii cu lungimi foarte diferite);
- estimatorii cu transformări ortogonale sunt cele mai robuste din punct de vedere numeric, dar au probleme cu timpul de calcul în situațiile în care factorizarea este realizată la fiecare iterație, chiar și la formele cele mai eficiente ale algoritmului Givens;
- comparațiile făcute în raport cu stabilitatea numerică, eficiența de calcul și complexitatea implementării au condus la recomandarea estimatorilor hibride și a celor matriceale augmentate Hachtel;
- se recomandă introducerea pseudomăsurătorilor nule de putere nodală ca relații de restricție de egalitate (prin multiplicatori Lagrange), cu observația că estimatorii bazate pe transformări ortogonale permit și considerarea lor cu ponderi mult mărite;

e. estimatorii LP au avantajul de a nu presupune că erorile de măsură urmăresc distribuții cunoscute, fiind mai potrivite din acest punct de vedere pentru implementări "on line", dar prezintă probleme legate de timpul de calcul [34],[35],[53];

f. estimatorii de tip WLAV sunt mai robuste decât cele WLS, putând deveni competitive în ipoteza aplicării unor tehnici eficiente de programare liniară și a unor metode de scalare [7],[23],[24].

4.4.2. DETECȚIA ȘI IDENTIFICAREA ERORILOR DE MĂSURĂ

Utilizarea corectă a rezultatelor oferite de estimator presupune detecția și identificarea eventualelor erori (legate de măsurători, de topologia S.E.E. sau de parametri) și corectarea lor. Această etapă este cel puțin la fel de importantă ca și cea a estimării valorii variabilelor de stare. În [53] se afirmă că în 10 ani de utilizare a estimării stării statice la dispeceratul companiei americane AEP, s-au înregistrat doar 5 zile fără erori.

4.5. ESTIMĂTORI LARG UTILIZAȚI ÎN ESTIMAREA STĂRII S.E.E. MODELE MATEMATICE . PERFORMANȚE.

Implementarea cu succes a estimării stării statice a S.E.E. în sistemele de conducere a acestora a încurajat cererea pentru estimatori de stare foarte mari [32], [43]. Tot mai mult estimatorul de stare tinde să fie extins pentru rețele de 110 kV sau chiar de tensiuni mai mici. Pe de altă parte, porțiuni tot mai mari ale sistemului exterior sunt reprezentate nereduse în estimatorul de stare [23], [29]. În consecință apare ca necesară realizarea unor estimatori de stare în timp real aplicabili la sisteme cu mai mult de 1000 de noduri. Aceste fapte duc la probleme ce pot să apară în estimarea stării S.E.E. mari, dar nu și în a celor relativ mici. Una din aceste probleme este problema slabei condiționări numerice a sistemelor de ecuații ce trebuiesc rezolvate în cadrul estimării. Slaba condiționare în matricea de câștig a modelării clasice cu ecuații normale pentru estimarea stării creează probleme de stabilitate numerică pentru sistemele mari. Când sistemul este slab condiționat, aceasta se manifestă sub forma slabei convergențe, sau a lipsei convergenței. Aceasta poate fi explicată după cum urmează.

Metoda soluționării estimării stării generează o secvență de puncte x_0, x_1, \dots . La fiecare iterație este rezolvată o subproblemă, adică, punctul următor x_{k+1} este generat prin folosirea punctului curent x_k și a valorii parametrului p (impedanțe, tensiuni etc.). Această procedură poate fi reprezentată printr-o funcție $g(x_0, p)$, $g(x_1, p)$...

Procesul iterativ converge dacă x_n aproximează soluția x . Pentru că reprezentarea cu precizie finită a numărului x_k este stocată în aproximarea x_k^* , diferența este eroarea de rotunjire.

Efectul erorii de rotunjire este că $x_k^* = g(x_{k-1}^*, p)$ sau $x_k^{**} = g(x_{k-1}^*, p^*)$ este mai degrabă calculat decât $x_k = g(x_{k-1}, p)$.

Un algoritm este *slab condiționat* dacă pentru perechea dată (x_k, p) diferența între $g(x_k, p)$ și $g(x_k^*, p)$ sau între $g(x_k, p)$ și $g(x_k^*, p^*)$ este mare pentru x_k și x_k^* foarte apropiate și p și p^* foarte apropiate. Deci, pentru o metodă cu soluție normal convergentă, datorită slabei condiționări, efectul erorilor de rotunjire poate duce la slaba ei convergență sau chiar la divergență.

În continuare se va prezenta un studiu comparativ pentru cinci metode de estimare utilizate în estimarea stării statice a S.E.E., și anume:

- metoda *ecuațiilor normale* (NE);

- metoda transformărilor ortogonale (ORTHO);
- metoda hibridă (HYBRID);
- metoda ecuațiilor normale cu restricții (NE/C);
- metoda Hachtel a matricii augmentate (HACH).

Comparația s-a făcut din punctul de vedere al stabilității numerice, al eficienței utilizării echipamentului de calcul și al complexității de implementare.

Analizele efectuate în literatura de specialitate au arătat că slaba condiționare poate să apară în metoda de soluționare clasică pentru estimarea stării când oricare din următorii factori este prezent:

- disproporție mare între elementele matricii de ponderare [9],[10];
- număr mare de măsurări de injecție [10];
- conexiune între linii lungi și scurte de transport [16];

Diferite metode au adus sugestii de rezolvare a slabei condiționări numerice, printre ele incluzând:

- ecuații normale cu restricții de egalitate [10],[18];
- metoda lui Peters și Wilkinson [10];
- transformări ortogonale [10],[11],[20];
- metoda hibridă [16];
- metoda Hachtel a matricii augmentate [9].

4.5.1. PREZENTAREA MODELELOR MATEMATICE ALE ESTIMATORILOR COMPARAȚII

4.5.1.1. ESTIMATORUL NE

Aproximarea clasică pentru estimarea stării este așa numita *metodă a ecuațiilor normale*. În această metodă, diferitele tipuri de măsurători sunt diferențiate prin folosirea unor factori de ponderare diferiți. Sunt folosite în general trei tipuri de măsurări:

- telemăsurătorile sunt date on-line de telemăsură a încărcării LEA, trafo etc., injecții de puteri, tensiuni nodale;

- pseudomăsurătorile sunt date "prefabricate", cu valori aproximative cunoscute din determinări statistice anterioare, cum ar fi puterile generate presupuse sau sarcinile cerute ale stațiilor de transformare ;
- măsurătorile virtuale sunt o clasă de informații care nu este necesar să fie măsurate, de exemplu, injecții zero din stații cu transformatoarele deconectate.

În legătură cu aceasta s-a observat că asignarea unor factori de pondere mare (cu justificarea de măsurări mai sigure) măsurătorilor virtuale și a unor factori de pondere mică (măsurători mai puțin precise) pseudomăsurătorilor și telemăsurătorilor poate cauza slaba condiționare numerică a sistemului [10].

Considerând că z reprezintă setul de măsurători, x vectorul variabilelor de stare, f relațiile existente între mărimile măsurate și variabilele de stare, și e vectorul eroare de măsură, vom avea :

$$z = f(x) + e \quad (4.1)$$

Estimarea vectorului de stare x se obține prin minimizarea funcției reziduuri patratice ponderate :

$$J([x]) = [z - f([x])]^T [W][z - f([x])] \quad (4.2)$$

unde W este matricea diagonală ($m \times m$) ale cărei elemente sunt factorii de ponderare ai măsurătorilor. Factorul de ponderare al măsurătorii este inversul dispersiei erorii. Estimarea este rezolvată printr-o schemă iterativă care calculează corecțiile Δx la fiecare iterație prin rezolvarea:

$$G(x) * \Delta x = H(x) * W * \Delta z \quad (4.3)$$

unde:

- $H(x) = \frac{\partial f}{\partial x}$
- $\Delta z = z - f(x)$
- $G(x) = H^T(x) * W * H(x)$ este matricea de câștig

și $x = x_k$ la iterația k . Ecuațiile (4.3) sunt așa numitele *ecuații normale* ale problemei reziduurilor pătratice ponderate liniarizate și se rezolvă prin rezolvarea inițială a factorizării triunghiulare a matricii sparse de câștig:

$$G = U^T U \quad (4.4)$$

și apoi printr-o rezolvare “înapoi” a sistemului rezultat.

4.5.1.2. ESTIMATORUL ORTHO.

Funcția obiectiv a problemei reziduurilor patraticice ponderate liniarizate la fiecare iterație poate fi scrisă:

$$J(\Delta x) = [\Delta z - H\Delta x]^T [W][\Delta z - H\Delta x] = [\Delta \tilde{z} - \tilde{H}\Delta x]^T [\Delta \tilde{z} - \tilde{H}\Delta x] = \|\Delta \tilde{z} - \tilde{H}\Delta x\|^2$$

unde:

- $\tilde{H} = W^{1/2} H$
- $\Delta \tilde{z} = W^{1/2} \Delta z$

Plecând de la relația de mai sus, fie Q o matrice ortogonală, adică având proprietatea $Q^T Q = I$, astfel ca:

$$Q\tilde{H} = [R \ 0]^T \quad (4.5)$$

unde R este matrice superior triunghiulară. Atunci se obține:

$$J(\Delta x) = [\Delta \tilde{z} - \tilde{H}\Delta x]^T Q^T Q [\Delta \tilde{z} - \tilde{H}\Delta x] = \|Q\Delta \tilde{z} - Q\tilde{H}\Delta x\|^2 = \|\Delta y_1 - R\Delta x\|^2 + \|\Delta y_2\|^2$$

unde:

$$Q\Delta \tilde{z} = [\Delta y_1 \ \Delta y_2]^T$$

Minimul funcției obiectiv J se obține pentru:

$$R\Delta x = \Delta y_1 \quad (4.6)$$

Recapitulând, metoda pornește cu rezolvarea inițială a transformării ortogonale a lui \tilde{H} și $\Delta\tilde{z}$, și apoi se realizează rezolvarea sistemului (4.6) prin substituire inversă. Pentru obținerea lui Q poate fi utilizată transformarea Givens sau Householder.

4.5.1.3. ESTIMATORUL HYBRID.

Este ușor de obținut folosind relația (4.5):

$$G = H^T W H = \tilde{H}^T \tilde{H} = R^T R$$

Metoda hibridă rezolvă ecuațiile normale folosind factori ortogonali:

$$R^T R \Delta x = H^T W \Delta z \quad (4.7)$$

Se disting astfel cei doi pași importanți ai metodei HYBRID:

- primul este de a rezolva transformarea ortogonală Q în H (4.5) și
- al doilea este cel de a rezolva ecuațiile normale (4.7) cu utilizarea factorilor ortogonali rezultați la pasul 1.

4.5.1.4. ESTIMATORUL NE/C.

Acest estimator dorește soluționarea slabei condiționări numerice datorate disproporției dintre factorii de ponderare ai măsurărilor reale și cei ai măsurărilor virtuale creditate cu o precizie mai mare. Acest lucru a condus inițial la simpla includere a măsurărilor virtuale direct în forma WLS a estimării statice cu asignarea factorilor de ponderare mult mai mari față de măsurările reale. A fost observat empiric că astfel de disproporții ale factorilor de ponderare pot cauza slaba condiționare. În cele ce urmează se va prezenta simplificat un studiu analitic al efectului factorilor de ponderare [31].

Fie partiționarea măsurărilor în telemăsurători $z = f(x) + \varepsilon$ și măsurători virtuale $c(x) = 0$ de tip injecții nule de putere corespunzătoare nodurilor pasive. Jacobianul, corespunzător, este partiționat în H și C . Fie raportul între factorii de ponderare ai măsurărilor virtuale și cei ai măsurărilor reale egal cu r . Atunci ecuațiile normale devin:

$$[H^T H + rC^T C] \Delta x = H^T \Delta z + rC^T \Delta c \quad (4.8)$$

Pentru r foarte mare, termenul secund $rC^T C$ în matricea coeficienților este dominant. În plus în general nu există suficiente măsurători virtuale pentru a face matricea C de ordin complet (rețea observabilă). Rezultă deci că pentru r foarte mare, matricea coeficienților în (4.8) are tendința de a fi singulară, cauzând slaba condiționare a sistemului (4.8).

Măsurătorile virtuale (injecții zero în general) pot fi separate de telemăsurători și tratate ca egalități forțate. Astfel, vectorul măsurătorilor z include numai telemăsurători și eventual pseudomăsurători. Problema care se obține este de a găsi o estimare a vectorului de stare x care să minimizeze funcția obiectiv J a reziduurilor pătratice ponderate și care să satisfacă și egalitățile forțate $c(x) = 0$.

Pentru a rezolva această problemă poate fi aplicată metoda multiplicatorilor lui Lagrange.

Estimatorul x poate fi obținut printr-o procedură iterativă, la fiecare iterație rezolvându-se ecuațiile liniarizate:

$$\begin{bmatrix} H^T W H & C^T \\ C & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta x \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H^T W \Delta z \\ \Delta c \end{bmatrix} \quad (4.9)$$

unde:

- $\Delta z = z - f(x)$
- $\Delta c = -c(x)$
- $x = x^k$ valoarea obținută la iterația k .

Se va folosi notația F pentru a nota matricea coeficienților în relația (4.9), adică:

$$F = \begin{bmatrix} H^T W H & C^T \\ C & 0 \end{bmatrix}$$

4.5.1.5. ESTIMATORUL HACHTEL

Problema minimizării cu restricții de egalitate poate fi rezolvată, pentru x și prin metoda matricii augmentate a lui Hachtel. La fiecare iterație trebuie rezolvate următoarele ecuații:

$$\begin{aligned} C\Delta x &= \Delta c \\ \Delta r + H\Delta x &= \Delta z \\ -C^T\alpha^{-1}\lambda + \alpha^{-1}H^TW\Delta r &= \Delta z \end{aligned}$$

ecuații care pot fi scrise folosind matricea augmentată a lui Hachtel astfel:

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & C \\ 0 & \alpha W^{-1} & H \\ C^T & H^T & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} -\alpha^{-1}\lambda \\ \alpha^{-1}W\Delta r \\ \Delta x \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta c \\ \Delta z \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4.10)$$

unde:

- $H = \frac{\partial f}{\partial x}$ și $C = \frac{\partial c}{\partial x}$ sunt matricele Jacobian;
- $\Delta z = z - f(x)$;
- $\Delta c = -c(x)$;
- $\Delta r = \Delta z - H \cdot \Delta x$;
- $x = x^k$;
- λ - multiplicatorul lui Lagrange;
- α - parametru folosit pentru controlul stabilității numerice.

Ecuția (4.10) este scrisă într-o formă ușor de recunoscut.

În calculul curent, variabilele necunoscute calculate la fiecare iterație sunt:

- $\lambda' = -\alpha^{-1} \cdot \lambda$
- $\Delta r' = \alpha^{-1} \cdot W \cdot \Delta r$
- Δx .

Se va folosi în continuare notația K pentru matricea augmentată a coeficienților.

4.5.2. COMPARAREA TEORETICĂ A ESTIMATORILOR CONSIDERAȚI

În cele ce urmează se va prezenta o comparare teoretică sumară a celor 5 estimatori considerați urmărindu-se modul în care metodele de estimare expuse pot îndeplini următoarele trei criterii:

1. stabilitatea numerică a metodei apreciată prin ordinul de mărime al numărului de condiționare numerică a matricei coeficienților;
2. eficiența utilizării echipamentului de calcul apreciată prin necesitățile de memorie în procesul de calcul;
3. complexitatea de implementare.

Scopul discuției teoretice prealabile este de a face compararea concretă ulterioară (pe baza rezultatelor obținute în estimarea stării statice a unor sisteme test clasice) numai pentru estimatorii care din această primă comparare rezultă ca având performanțele mai bune.

4.5.2.1. COMPARAREA ORTHO-NE

O modalitate larg utilizată de apreciere a gradului de condiționare numerică a unui sistem de ecuații este cea a numărului de condiționare a matricii coeficienților din sistemul de ecuații care trebuie rezolvat.

În rezolvarea ecuației matriciale $\mathbf{Ax}=\mathbf{b}$, din cauza erorilor introduse în \mathbf{A} și \mathbf{b} în timpul procesului de soluționare, este interesant de știut cât de mult rezultatele $(\mathbf{A}+\mathbf{E})^{-1}\mathbf{b}$ sau $\mathbf{A}^{-1}(\mathbf{b}+\mathbf{e})$ diferă de soluția corectă $\mathbf{A}^{-1}\mathbf{b}$, unde matricea \mathbf{E} și vectorul \mathbf{e} reprezintă erorile. Dacă diferența lor este mare vom spune că matricea \mathbf{A} este slab condiționată. E bine cunoscut în analiza numerică că eroarea relativă în \mathbf{A} sau \mathbf{b} poate fi majorată de numărul de condiționare a lui \mathbf{A} . Numărul de condiționare al matricii de câștig $\mathbf{G} = \mathbf{H}^T \mathbf{W} \cdot \mathbf{H}$ în aproximarea cu ecuații normale este pătratul numărului de condiționare a lui \mathbf{H} folosit în metoda transformărilor ortogonale. Astfel, metoda transformărilor ortogonale este numeric mai stabilă decât metoda ecuațiilor normale.

Factorizarea QR a lui \mathbf{H} în (4.5) cere mai puțin efort de calcul decât factorizarea triunghiulară a lui \mathbf{G} în (4.4). Dar cel mai serios dezavantaj al metodei transformărilor ortogonale este inabilitatea ei de a profita de avantajele unei implementări eficiente prin folosirea decuplării puterilor active și reactive în estimarea stării statice a S.E.E.

Versiunea decuplată rapidă a aproximării cu ecuații normale s-a arătat a fi eficientă în estimarea stării S.E.E. [2],[8],[18] și este în mare măsură implementată în sistemele de conducere a S.E.E. Avantajul major al metodei este că, calculul de factorizare triunghiulară a lui \mathbf{G} este realizat doar o singură dată la începutul procesului de calcul, se memorează elementele nenule, pe baza structurii lacunare, din \mathbf{G} și apoi sunt utilizați la fiecare iterație pentru rezolvarea ecuațiilor normale (4.2).

Pentru metoda transformării ortogonale, e necesară memorarea lui \mathbf{Q} sau a factorilor săi. Cum matricea \mathbf{Q} tinde să fie nelacunară și dimensiunile ei sunt mari, în special pentru sisteme cu mare redundanță a măsurărilor aceasta este foarte costisitor din punctul de vedere al memoriei ocupate în procesul de calcul. O alternativă la aceasta este eventual calculul factorizării la fiecare iterație, dar această soluție duce la pierderea atractivității majore a eficienței de calcul față de versiunile decuplate a estimării stării și se poate la fel de bine utiliza versiunea completă a WLS. Deci, metoda rapidă decuplată a transformării ortogonale nu este foarte practică.

4.5.2.2. COMPARAȚIA HYBRID-ORTHO

Diferența între metoda hibridă și cea a transformărilor ortogonale constă în soluționarea diferită a ecuațiilor (4.6) și (4.7). De notat că, cu măsurători virtuale cu pondere mare, membrul drept al ecuației (4.7) are două componente, una formată din telemăsurători și alta din măsurători virtuale, care sunt multiplicare cu factorul r (vezi și ecuația (4.8)). Pentru r mare, termenul secund e dominant și informațiile conținute în primul termen se pot pierde în rotunjiri, în special când aproximarea converge, membrul drept fiind aproximativ nul. În [10],[20], se afirmă că metoda hibridă este mai puțin stabilă numeric față de metoda transformărilor ortogonale. Pe de altă parte, metoda hibridă nu necesită memorarea matricii \mathbf{Q} și poate fi eficient implementată în versiune decuplată rapidă.

4.5.2.3. COMPARAȚIA NE/C-NE

Prin tratarea măsurătorilor virtuale ca restricții de egalitate, metoda ecuațiilor normale cu restricții (NE/C) elimină una din sursele importante ale slabei condiționări numerice în

estimarea stării S.E.E. Deci, din punct de vedere al stabilității numerice, metoda ecuațiilor normale cu restricții este mai bună decât cea fără restricții.

Matricea coeficient F în ecuațiile normale cu restricții nu mai este însă pozitiv definită. Pentru o matrice simetrică pozitiv definită cum este matricea de câștig în aproximarea cu ecuații normale, stabilitatea numerică este garantată când pivoții sunt luați din diagonală în orice ordine. Deci, ordonarea optimă poate fi făcută simbolic folosind doar criteriul lacunarității. Acest lucru nu este adevărat în cazul matricii F simetric nedefinită (pozitiv sau negativ) în ecuațiile normale cu restricții, Ordonarea și factorizarea trebuind făcute nesimultan. Astfel, pentru ecuațiile normale cu restricții, pentru că factorizarea triunghiulară este totuși folosită, este necesară o metodă mai sofisticată. Cerințele suplimentare față de echipamentul de calcul și complexitatea implementării nu par a fi totuși deranjante.

4.5.2.4. COMPARAȚIA HACHTEL-NE/C

O analiză teoretică a erorii metodei matricii augmentate a lui Hachtel față de metoda ecuațiilor normale cu restricții a fost realizată [12]. S-a arătat că eroarea relativă în soluție ce poate duce la introducerea erorilor de date pentru metoda Hachtel este de așteptat să fie mai mică decât cea pentru NE/C. Cu alte cuvinte HACHTEL tinde să fie numeric mai stabilă.

Matricile coeficienți K și F pentru HACHTEL și respectiv pentru NE/C sunt simetrice și nedefinite pozitiv negativ. Ambele au nevoie de mai mult decât simpla ordonare și factorizare, cum s-a comentat și mai sus. Faptul că dimensiunea lui K este mai mare decât a lui F nu este foarte important pentru matricele lacunare cum sunt acestea. Deci cerințele față de echipamentul de calcul sunt comparabile pentru ambele metode .

4.5.2.5. COMPARAȚIA HACHTEL-HYBRID

Discuțiile de până acum au scos în evidență că :

1. metoda transformărilor ortogonale pentru estimarea stării are calitățile numerice cele mai bune, dar cerințele impuse echipamentului de calcul sunt mai mari și în plus, nu s-a dovedit practică pentru o implementare într-o versiune eficientă decuplată rapidă;

2. metodele HACHTEL și HYBRID par a face un bun compromis între robustețea numerică și eficiența utilizării echipamentului de calcul corelat cu complexitatea de implementare. Metoda HACHTEL și metoda HYBRID pot fi implementate în versiuni decuplate rapide, când reducerea consumului de timp al procesului de factorizare este decisiv.

E dificil de realizat o comparație teoretică între HACHTEL și HYBRID pentru că formularea și modelarea sunt foarte diferite. Se poate face însă o comparare numerică.

4.5.2.6. CONCLUZIILE COMPARĂRII

În urma verificării efectuate pe sistemele test descrise mai sus, folosind seturile de măsurători arătate se pot spune următoarele:

- metoda transformărilor ortogonale este numeric cea mai stabilă. Cerințele ei față de sistemul de calcul sunt în același timp cele mai mari. În plus metoda transformărilor ortogonale nu este implementată într-o formă decuplată rapidă rezonabilă. În condițiile în care aceste probleme nu se vor mai pune sau vor fi rezolvate convenabil metoda transformărilor ortogonale se poate dovedi a fi cea mai bună din cele tratate.

- metoda hibridă și metoda Hachtel realizează amândouă bune compromisuri între stabilitatea numerică și cerințele impuse echipamentului de calcul. Ele sunt aproximativ similare ca și complexitate de implementare.

- metoda hibridă și metoda Hachtel au timpul CPU de același ordin de mărime cu observația că cel cerut de metoda Hachtel crește mai încet la creșterea mărimii sistemului.

- pentru sisteme mici metoda Hachtel demonstrează aceeași stabilitate numerică, ca și cea a metodei transformărilor ortogonale, dar pentru sisteme mari nu este la fel de robustă, ea cerând cu 2-3 iterații mai mult pentru a converge. Pentru un număr mare de măsurători de injecție ea este chiar mai slab convergentă, convergența putând fi însă controlată prin intermediul parametrului α .

Având în vedere concluziile comparației teoretice a celor 5 estimatori au fost selectați pentru o comparare numerică doar 4, eliminându-se estimatorul HYBRID.

4.6. COMPARAȚIE NUMERICĂ. REZULTATE.

Utilizând pachetul propriu de programe EstAll prezentat în capitolul 6, autorul a realizat și o comparație numerică a 4 din algoritmi prezentați mai sus, și anume: algoritmul NE, NE/C, ORTHO și HACHTEL. Autorul nu a luat în considerare la verificarea numerică algoritmul HYBRID având în vedere comparația teoretică realizată anterior și care a scos în evidență dezavantajele acestui algoritm în raport cu cei doi algoritmi “puri” de tip NE și respectiv cu algoritmul ORTHO. Dintre rezultatele obținute prin rularea estimatorilor implementați în pachetul EstAll sunt redată în cele ce urmează numai câteva.

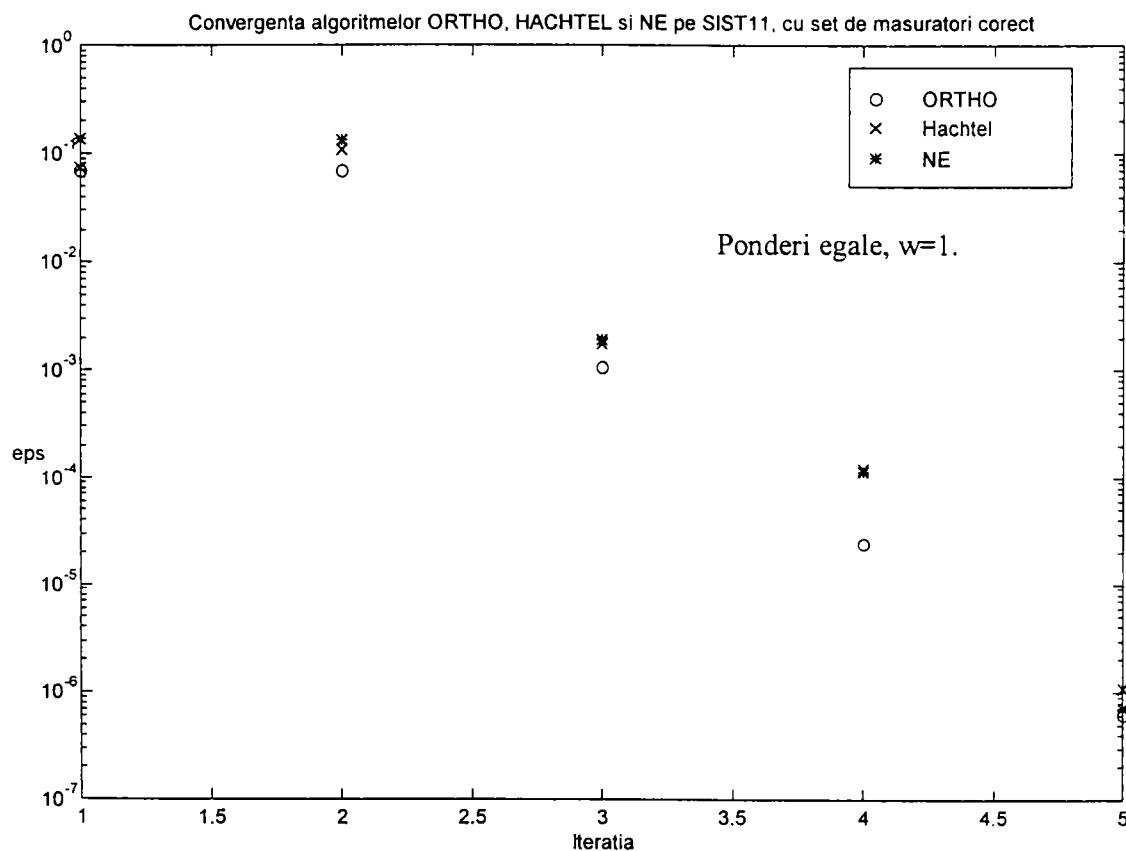


Fig. 4.1. Convergența estimatorilor ORTHO, Hachtel și NE pe sistemul TEST11 cu $w=1$.

convergența algoritmilor ORTHO, HACHTEL și NE pe SIST11, cu set de măsuratori corect

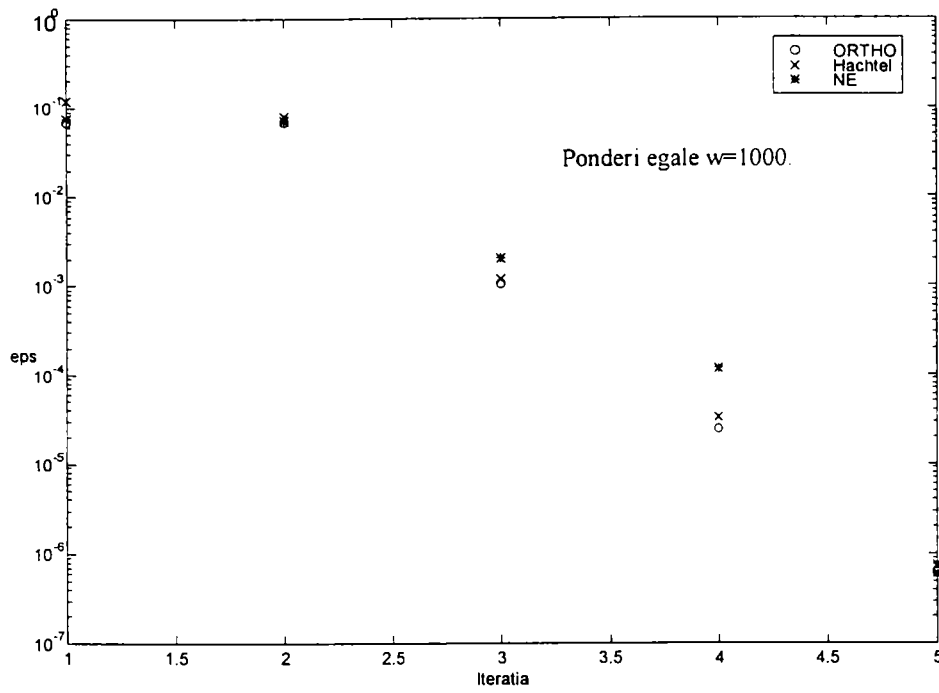


Fig. 4.2. Convergența estimatorilor ORTHO, Hachtel și NE pe sistemul TEST11 cu w=1000

Convergența algoritmilor ORTHO, HACHTEL și NE pe SIST11, cu set de măsuratori corec

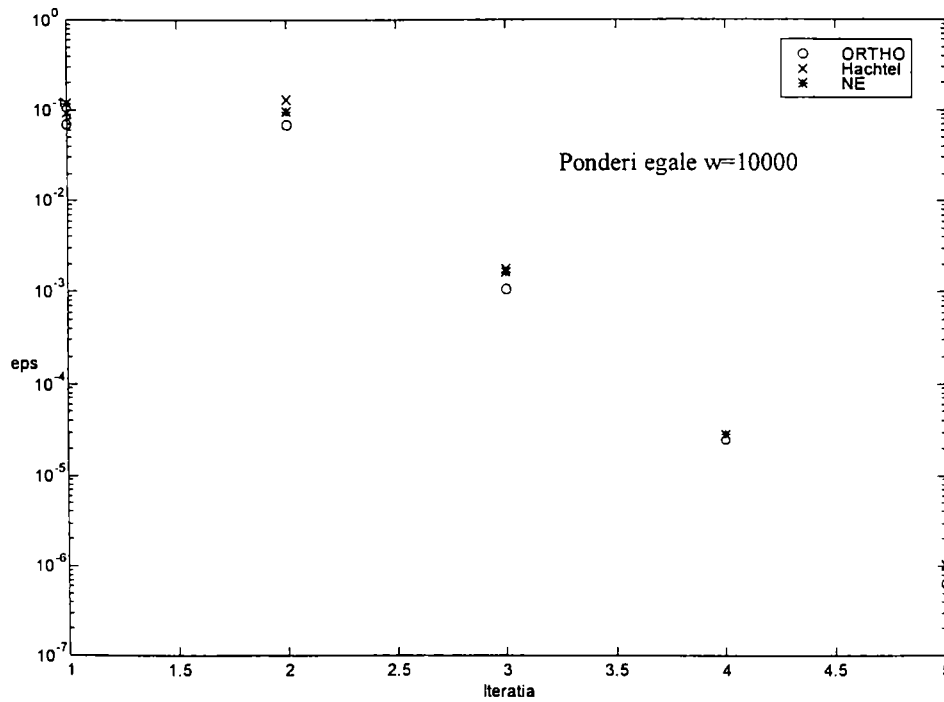


Fig. 4.3. Convergența estimatorilor ORTHO, Hachtel și NE pe sistemul TEST11 cu w=10000

În figurile 4.1 - 4.3. sunt prezentate evoluțiile parametrului de control al convergenței "eps" pentru trei din estimatori (pentru estimatorul NE/C rezultatele la aceste dimensiuni ale sistemelor test suprapunându-se cu cele ale estimatorului NE) pentru diferite valori ale factorilor de ponderare w . Se observă pentru toate cele trei situații rezultate apropiate pentru cele trei estimatoare, cu o evoluție mai rapid convergentă și constantă ca tendință pentru estimatorul ORTHO. Se mai poate observa că deși estimatorul HACHTEL are și el o evoluție mai bună decât cea a estimatorului NE, aceasta nu este la fel de constantă ca a estimatorului ORTHO. Cu toate acestea rezultatele obținute pentru sistemul TEST11 cu set de măsurători corect și cu o distribuție uniformă a măsurătorilor nu poate conduce la concluzii ferme asupra diferenței dintre estimatorii avuți în vedere.

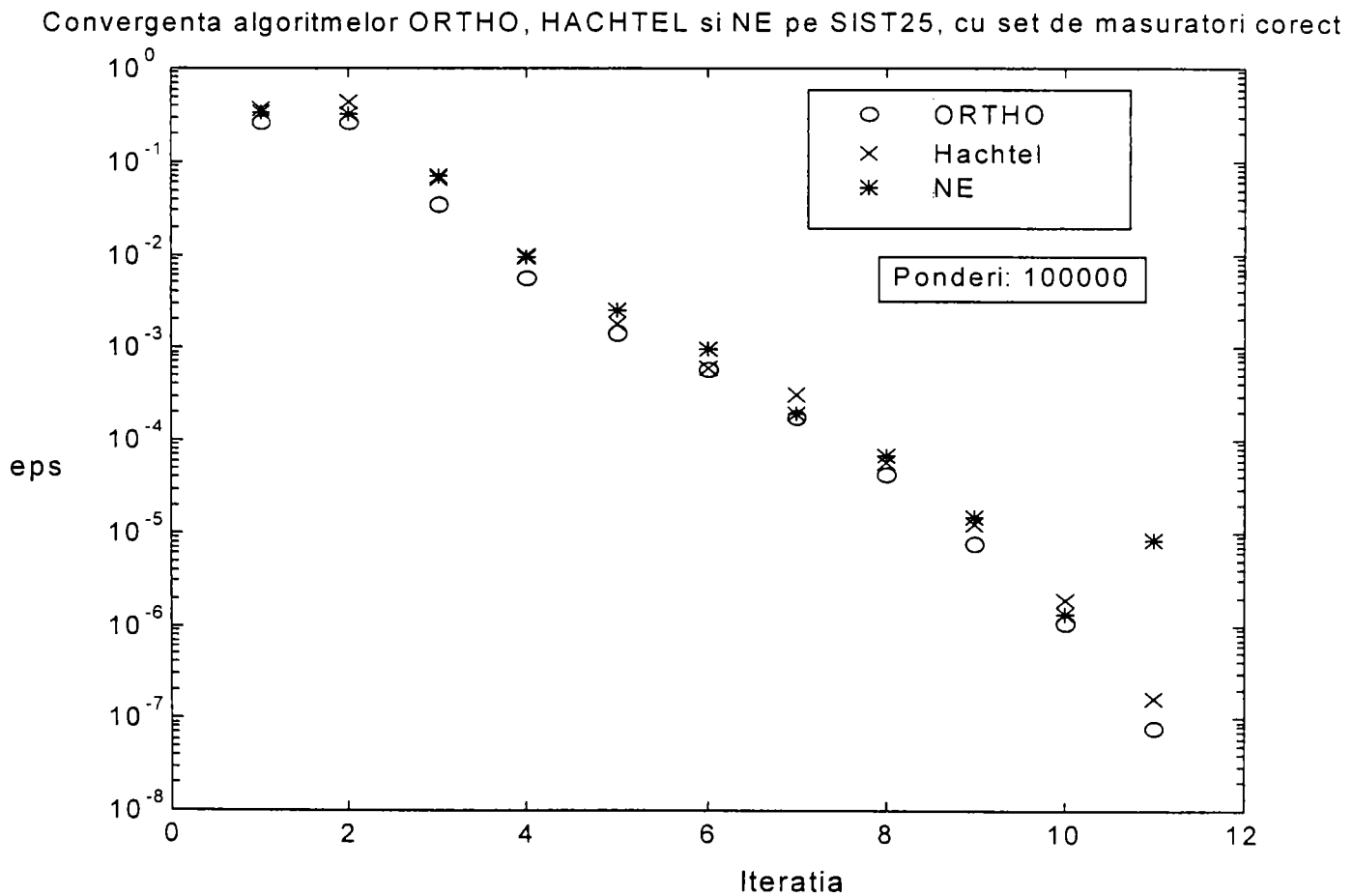


Fig. 4.4. Convergența estimatorilor ORTHO, Hachtel și NE pe sistemul TEST25 cu $w=100000$

În figura 4.4. sunt redate rezultatele obținute pentru sistemul TEST25, cu factori de ponderare foarte mari și de data aceasta se poate observa clar că la iterația 11 estimatorul NE prezintă o creștere neașteptată a variabilei de control a convergenței în condițiile în care setul de măsurători este și de data aceasta corect și la fel uniform distribuit. Fără a comenta că în final se obține convergența și pentru estimatorul NE se poate anticipa că pentru situații mai dificile și pe

sisteme test mai mari acest estimator poate conduce la eșecuri în estimare spre deosebire de estimatorii ORTHO și HACHTEL care nu prezintă aceleași probleme.

Pentru estimatorul HACHTEL deși au fost utilizate diverse valori ale constantei α de control a convergenței din cauza dimensiunilor reduse ale sistemelor test utilizate aceasta nu a influențat sesizabil convergența.

Cap. 5. Erori în estimarea stării S.E.E.

5.1. PRELIMINARII.

Pe lângă dificultățile generale legate de datele eronate, cauzate de diversitatea lor, chiar și detecția și identificarea doar a erorilor de măsură pune probleme serioase. Ele pot fi singulare sau multiple, sistematice sau nesistematice, interactive sau neinteractive, etc. De fapt, separarea pe diverse tipuri este o consecință a metodelor diferite de abordare și de soluționare, fiind necesară o strategie clară de aplicare a acestor metode.

În privința detecției erorilor de măsură sunt în general acceptate metodele bazate pe diverse teste globale sau individuale, nepătrătice sau pătrătice. În [8] se prezintă un algoritm pentru detecția grupurilor de măsurători eronate, utilizând caracteristicile lor numerice și topologice.

Referitor la identificarea erorilor de măsură, se remarcă următoarele aspecte [8], [9], [35], [48], [66], [79], [81], [87], [89]:

a. renunțarea la eliminarea efectivă a măsurătorilor eronate prin:

- la estimatoarele WLS se înlocuiesc cu pseudomăsurători obținute pe baza mărimilor de stare estimate,
- la estimatoarele LP se reduc coeficienții aferenți de ponderare,

- eventuala reestimare se face astfel mai ușor, nemaifiind necesară recalcularea elementelor modelului matematic și nu apar probleme de observabilitate sau de măsurători critice din rândul celor interactive cu cea eliminată;

b. acceptarea ideii că nu există întotdeauna o corespondență directă între valorile reziduurilor și erorile de măsură (reziduurile sunt puternic interactive, iar erorile de măsură sunt practic independente);

c. în cazul erorilor legate de măsurătorile neidentificabile, se preferă avertizarea operatorului, în locul adoptării unor valori sau a unor decizii puse sub semnul îndoielii;

d. metodele clasice de identificare prin eliminare pe baza valorii reziduurilor normalizate (IPE), asociate în general cu estimatoarele WLS, deși sunt simple, sunt criticate la ora actuală, pentru că prezintă:

- timp de calcul mare, incompatibil cu utilizarea "on line", pentru sisteme de dimensiuni mari;
- probleme legate de identificarea erorilor multiple interactive;
- dificultăți cu erorile simple, pentru măsurători din zone ale S.E.E. cu grad de redundanță scăzut;

e. tehnicile de identificare bazate pe criterii nepătraticice (CNP), utilizate în cadrul estimatoarelor LP, în pofida simplității lor și a efectuării identificării concomitent cu procesul de estimare, prezintă și ele o serie de dezavantaje majore:

- posibilitatea apariției unor probleme de convergență sau de neobservabilitate numerică;
- nu recunosc situațiile de măsurători eronate neidentificabile;
- efectuează uneori identificări greșite;

f. versiunile mai evoluat ale metodei de identificare de tip HTI ("hypothesis testing identification") au relansat practic estimatoarele WLS, fiind considerate cele mai eficiente la ora actuală:

- se face o selecție a măsurătorilor suspecte, pentru care se estimează erorile, măsurătorile declarate valide fiind eliminate de pe listă (procesul de calcul se repetă până la stabilizarea listei măsurătorilor potențial eronate),
- stabilirea setului inițial de măsurători suspectate, care trebuie să cuprindă toate datele eronate, este punctul sensibil al metodei,
- cu toate că nu se fac reestimări, volumul de calcule este destul de mare, deoarece se utilizează și elementele nedigonale ale matricei de covarianță a reziduurilor (însă numai pentru partiții reduse ale acesteia în cele mai multe din cazuri);

- avantajele majore sunt legate de metoda unitară de tratare a erorilor, identificarea tuturor măsurătorilor eronate în 2 - 3 pași, controlul riscului neidentificării unor erori și soluționarea corespunzătoare a măsurătorilor eronate neidentificabile,
- estimatoarele HTI pot întâmpina dificultăți în cazul a mai multe grupuri de măsurători eronate interactive;

g. în [79], [98] se prezintă o metodă mixtă IPE - HTI, care îmbină selecția sigură a măsurătorilor suspectate de a fi eronate de la metodele IPE cu abilitatea metodei HTI de a obține o analiză statistică a estimărilor erorilor de măsură;

h. algoritmi de identificare de tip HTI au fost implementați recent și în estimatoare WLAV, cu rezultate promițătoare [9];

i. în contrast cu majoritatea lucrărilor, care aplică metodele de identificare asupra întregului S.E.E., în [48],[81] identificarea se face pe subsisteme, împreună cu măsurătorile asociate.

5.2. METODE DE IDENTIFICARE A ERORILOR DE MĂSURĂ

Cei mai utilizați estimatori ai stării statice a S.E.E. au la bază estimarea pornind de la metoda CMMP, pentru care condiția de optim (minimizare) este:

$$\frac{\partial J}{\partial \Delta x} = 0 \quad (5.1)$$

Având:

$$R = \text{diag}(\sigma_i^2)$$

și:

$$r = z - f(x) = W \cdot e \quad (5.2)$$

cu e - vectorul eroare $m \times 1$ dimensional și unde:

$$W = I - H \cdot (H^T \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} \cdot H^T \cdot R^{-1} \quad (5.3)$$

În absența erorilor, vectorul reziduu al măsurătorilor este de distribuție normală cu media nulă și dispersie $W \cdot R \cdot W^T$, iar vectorul eroare e este de distribuție normală și dispersie σ^2 .

În mod curent detecția prezenței erorilor de măsură (EM) este realizată prin testarea uneia din variabilele:

- vectorul reziduu ponderat: $r_w = \sqrt{R^{-1}} r$ 1
- vectorul reziduu normalizat: $r_N = \sqrt{D^{-1}} r$ 2 , cu $D = \text{diag}(W \cdot R)$
- funcția de cost (funcție obiectiv) pătratică: $J(x) = r^T \cdot R^{-1} \cdot r = r_w^T \cdot r_w$ 3

Pentru orice test de detecție, probabilitatea β de nedetectare a EM este dată de :

$$\beta = \text{prob}(|\xi| \leq \lambda) \tag{5.4}$$

unde ξ este variabila statistică, considerată (r_w , r^N sau J), iar λ este pragul de detecție considerat.

Definind eroarea ponderată e' ca fiind:

$$e'_i = \sigma^{-1}_i e_i \tag{5.5}$$

se poate afirma că:

- dându-se probabilitatea β de eroare, pragul de detectabilitate a măsurătorii i este definit ca valoarea absolută minimă a erorii ponderate e'_i , necesară pentru a detecta prezența erorii de măsură cu o probabilitate $P_d = 1 - \beta$ de succes (celelalte măsurători fiind afectate doar de "zgomot gaussian").

În fig.5.1 se arată pragul relativ de detectabilitate corespunzător testelor r_w , r^N sau J ca funcții de valoarea W_{ii} .

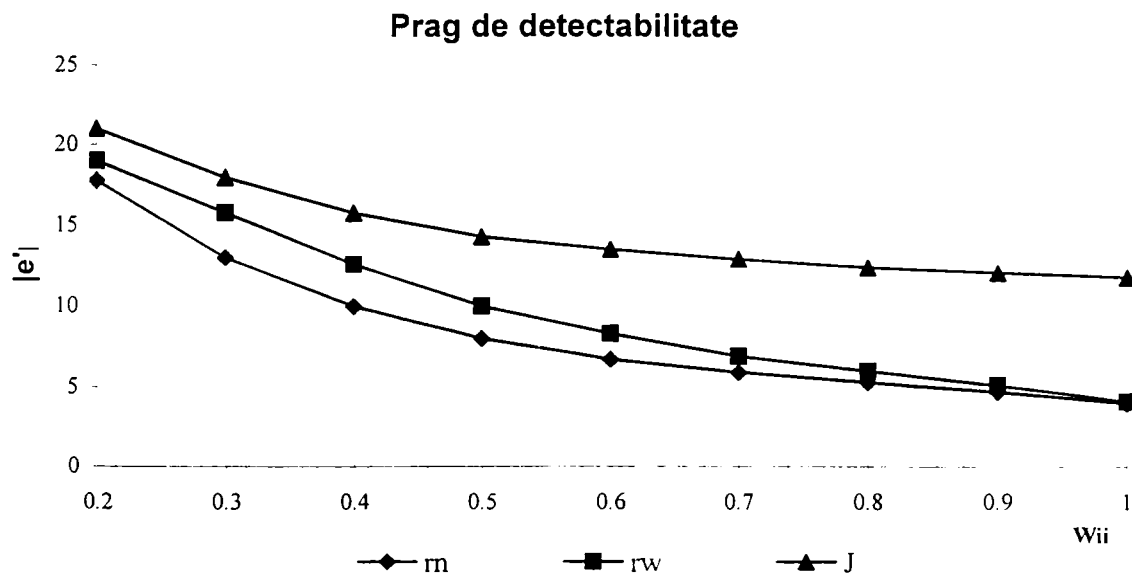


Fig. 5.1. Pragul de detectabilitate în funcție de factorii de ponderare

Figura confirmă că:

- în prezența unei singure EM cel mai bun test este cel al r_N ;
- când redundanța locală scade, W_{ii} scade corespunzător și deci pentru a fi detectabilă EM trebuie să fie mai mare.

Metodele de identificare cele mai utilizate pot fi grupate astfel:

5.2.1. IDENTIFICAREA PRIN ELIMINARE (IPE).

Ca principiu aceste metode reprezintă o continuare a procedurilor de detecție implicând reziduurile (r_w și r_N) urmărind următorii pași:

5.2.1.1. calcul r_w (r_N);

5.2.1.2. detecție $r_{wi} \leq \gamma$ ($r_{Ni} \leq \gamma$), $i=1..m$;

5.2.1.3. dacă testul 5.2.1.2. este negativ

5.2.1.3.1. eliminare măsurătoare i

5.2.1.3.2. se trece la 5.2.1.5.

altfel se trece la 5.2.1.4.

5.2.1.4. O.K. , stop

5.2.1.5. reestimare

5.2.1.6. se reia de la 5.2.1.1.

La utilizarea acestor metode există riscul ca prin eliminarea unei măsurători sistemul rămas să conțină zone neobservabile ceea ce duce la imposibilitatea estimării corecte.

O modalitate de rezolvare a acestei situații este cea de corecție (printr-o relație convenabilă) a măsurătorilor identificate ca eronate.

5.2.2. CRITERII NEPĂTRATICE.

Această metodă pornește de la ideea de a minimiza funcția obiectiv:

$$J(x) = \sum_{i=1}^m f_i \left(\frac{r_i}{\sigma_i} \right) \quad (5.6)$$

unde :

$$f_i = \frac{r_i^2}{\sigma_i^2}, \quad i = 1, \dots, m \quad (5.7)$$

când $|r_{*i}| < \gamma$ ($r_{*i} = r_{wi}$ sau $r_{*i} = r_{Ni}$), iar γ este pragul de detecție ales, iar când $|r_{*i}| \geq \gamma$, f_i va avea una din următoarele forme:

- a. pătratică - tangentă (PT);
- b. pătratică-liniară (PL);
- c. pătratică - rădăcină pătrată (PR);
- d. pătratică - constantă (PC).

Dacă se aplică algoritmul Gauss-Newton pentru minimizarea funcției cost rezultă următorul algoritm iterativ:

$$H^T \cdot P \cdot H \cdot [x(k+1) - x(k)] = H^T \cdot Q \cdot [z - f(x(k))] \quad (5.8)$$

unde **P** și **Q** sunt matrici diagonale de ponderare depinzând de reziduuri. Comparând această formă cu algoritmul CMMP (unde $\mathbf{P}=\mathbf{Q}=\mathbf{R}^{-1}$) rezultă că metodele CNP constau în modificarea ponderii măsurătorilor în raport cu reziduurile lor.

După cum rezultă din fig.5.2 criteriul PC constă în eliminarea tuturor măsurătorilor (sau eventual corectarea lor) care au r_w (r_N) mai mare decât valoarea de prag admisă.

5.2.3. IDENTIFICAREA PRIN METODE HTI.

Metoda HTI presupune trei etape principale:

5.2.3.1. La încheierea procesului de detecție standard, care arată posibila prezență a EM, măsurătorile sunt aranjate în ordinea descrescătoare a r_N , adică în ordinea descrescândă a suspiciunii. Este realizată o listă a măsurătorilor suspectate a fi eronate și se calculează o estimare e_s a vectorului erorilor de măsură e , utilizând relația:

$$e_s = W_{ss}^{-1} r_s = \Gamma_{ss} r_s \quad (5.9)$$

5.2.3.2. pe baza varianței lui e_{si} a măsurătorii i și pentru un prag α de risc se calculează pragul de testare λ_i cu relația:

$$\lambda_i = (N_{1-\frac{\alpha}{2}})_i \sqrt{\text{var}(e_{si})} = v_i \sigma_i \sqrt{\Gamma_{ii}} \quad (5.10)$$

unde:

$$v_i = (N_{1-\frac{\alpha}{2}})_i \sigma$$

5.2.3.3. Comparând $|e_{si}|$ cu λ_i se va decide care din măsurătorile suspectate este eronată și care nu.

5.3. ANALIZA CRITICĂ A METODELOR PREZENTATE

5.3.1. IDENTIFICAREA PRIN ELIMINARE (IPE)

Metodele ce țin de această clasă se bazează pe aplicarea testului r_w sau a testului r_N . Alegerea testului aplicat se face pe baza unui compromis între avantajele rezultate din cerințele de implementare și siguranța în identificarea EM. În general slabele performanțe cu care este creditat testul r_w (în afara cazurilor cu redundanță mare și în prezența unei singure erori de măsură) fac să se treacă peste necesarul suplimentar de efort de calcul al testului r_N . Totuși, testul r_N nu își păstrează corespondența între magnitudinea valorii r_{Ni} și erori în prezența mai multor erori interconținute, astfel încât în această situație se ajunge la declararea unor valori corecte ca false și invers.

Ca și *avantaje* ale IPE pot fi amintite următoarele:

- sunt simple din punctul de vedere al implementării și nu necesită efort mare de programare;
- sunt capabile să avertizeze operatorul despre prezența unei EM topologic neidentificabilă.

Dezavantaje:

- datorită necesității unei suite de reestimări - detecții - eliminări pot conduce la timpi mari de calcul;
- prin eliminarea măsurătorilor identificate ca eronate pot conduce la degradarea configurației setului de măsurători și la posibilitatea ca EM rămase să devină neidentificabile.

Ca o pseudovariantă a IPE poate fi amintită posibilitatea **corectării** (deci nu eliminării) măsurătorilor identificate ca eronate.

Se întâlnesc în literatura de specialitate două variante ale acestei opțiuni:

a. O primă variantă constă în corectarea după fiecare reestimare a măsurătorii care rezultă cu $|r_{Ni}|_{\max} > r_{Nprag}$ ($|r_{wi}|_{\max} > r_{wprag}$) 7, folosindu-se relațiile:

$$e_{si} = W_{ss}^{-1} r_i \quad (5.11)$$

și:

$$z_{icor} = z_i - e_i \quad (5.12)$$

b. A doua variantă constă în corectarea unui grup de "s" măsurători "suspectate" ca fiind eronate utilizându-se relațiile:

$$e_s = W_{ss}^{-1} r_s = \Gamma_{ss} r_s \quad (5.13)$$

și:

$$z_{scor} = z_s - e_s \quad (5.14)$$

unde s reprezintă partiția corespunzătoare setului de măsurători suspectate.

Avantajul deosebit al "corectării" EM constă în faptul că nu afectează negativ configurația setului de măsurători.

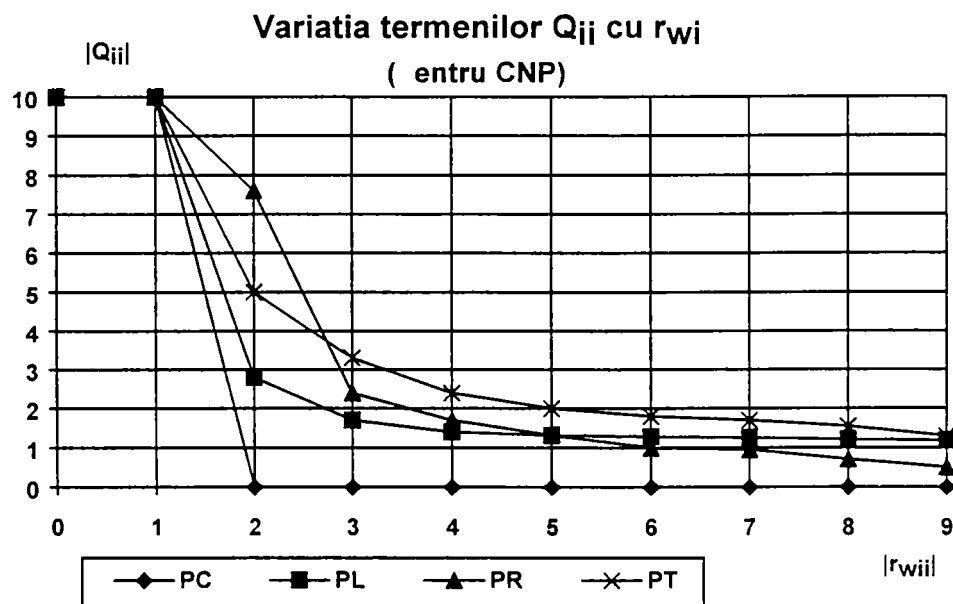
5.3.2. IDENTIFICAREA PRIN CRITERII NEPATRATICE (CNP)

După cum s-a arătat în 5.2.2. metodele CNP pornesc de la ideea de a considera o formă diferită a funcției de cost J pentru situația când $|r_{Ni}|$ ($|r_{wi}|$) 8 este mai mare decât valoarea de prag γ , și anume:

- pătratică - tangentă (PT);
- pătratică - liniară (PL);
- pătratică - rădăcină pătrată (PR);
- pătratică - constantă (PC).

În fig.5.2 se indică modul de variație a ponderii Q_{ii} funcție de magnitudinea rezidului corespunzător.

Această categorie prezintă avantajul simplității, putând fi implementată printr-o simplă transformare a algoritmului CMMP clasic.



Experiența utilizării acestei metode a pus în evidență următoarele dezavantaje:

- posibila existență a unui minim local al funcției de cost J;
- o puternică tendință spre o slabă convergență sau chiar spre divergență;
- risc mare de identificare greșită.

5.3.3. IDENTIFICAREA PRIN METODA HTI.

Metoda de identificare prin HTI, propusă de L. Mili în [44], poate fi aplicată urmând două strategii posibile:

a. *Strategia α* : decizia de EM este luată considerând o valoare fixă α a probabilității de declarare ca falsă a unei măsurători corecte;

b. *Strategia β* : decizia este luată considerând o valoare fixă β a probabilității de declarare ca validă a unei măsurători greșite. Această strategie constă în final în ajustarea valorii v_i pentru fiecare măsurătoare în procesul de "rafinare" a setului inițial de măsurători suspecte.

Ca *avantaje* ale acestei metode se pot aminti:

- este capabilă să identifice toate EM într-un singur pas;
- în procesul de calcul metoda este capabilă să pună în evidență EM topologic neidentificabile;
- este capabilă să corecteze EM identificate.

Ca *dezavantaje* pot fi amintite:

- riscul unei erori de identificare în cazul în care EM nu este cuprinsă în setul inițial;
- cere calculul complet al matricei W_{ss} și al inversei acesteia (însă de dimensiuni care sunt în general reduse).

5.3.4. CONCLUZIILE COMPARAȚIEI.

Rezultatele obținute prin cele trei categorii de metode pe sistemele test utilizate, luându-se în considerare trei tipuri de seturi de EM:

I. EM multiple interconđionate în zona unui nod;

II. EM multiple neinterconđionate având magnitudini diferite și aparținând unor regiuni cu redundanțe diferite;

III. EM topologic neidentificabile.

conduc la următoarele concluzii:

- metodele de identificare prin eliminare, în special cele utilizând criteriul r_N , prezintă o mare atractivitate atât din punctul de vedere al ușurinței în implementare, cât și din punctul de vedere al acurateții mai mari în raport cu metodele de tip CNP, ele prezentând ca dezavantaje principale posibilitatea identificării eronate în cazul erorilor multiple interconđionate și posibilitatea apariției unor situații de neobservabilitate prin eliminarea măsurătorilor;

- metoda HTI prezintă atractivitate deosebită datorită bunei comportări în raport cu erorile multiple intercondiționate și a faptului că poate identifica și corecta erorile fără a avea nevoie de reestimări succesive, dezavantajul principal al metodei fiind cel al complexității de implementare;
- metodele de tip IPE deși sunt relativ simplu de implementat au marele dezavantaj de a duce în multe cazuri la eșecuri de identificare.

5.4. ELIMINAREA ERORILOR GROSOLANE ÎNAINTE DE ESTIMARE

Pentru a facilita estimarea efectivă a valorii variabilelor de stare, se recomandă efectuarea unei analize a plauzibilității bazei de date (topologie, parametri, măsurători) înainte de estimare, urmată de eliminarea sau corectarea erorilor grosolane.

Pentru regimuri cu variații mici ale consumului, în [4] se propune utilizarea unui filtru de preestimare, utilizând tehnici autoregresive pentru măsurători. Filtrul este conservativ, eventualele eliminări false fiind corectate prin teste postestimare.

O altă modalitate este dată în [59]: teste de plauzibilitate și de validare a bazei de date, efectuate prin metode specifice teoriei grafurilor și programării liniare. Implicit se face și un test de observabilitate, prin scanarea cu succes a sistemului.

Având în vedere avantajele reieșite din discuția de mai sus în continuare este prezentată pe larg metoda HTI de prelucrare a erorilor de măsură.

5.5. PRELUCRAREA ERORILOR DE MĂSURĂ PRIN METODA HTI

5.5.1. DETECȚIA ERORILOR DE MĂSURĂ

Criteriile uzuale utilizate pentru detecția erorilor de măsură sunt:

- vectorul reziduu ponderat al măsurătorilor:

$$r_w = R^{-\frac{1}{2}} \cdot r \quad (5.15)$$

- vectorul reziduu normalizat al măsurătorilor:

$$r_N = D^{-\frac{1}{2}} \cdot r \quad (5.16)$$

- funcția de cost pătratică:

$$J(x^*) = r_t \cdot R^{-1} \cdot r \quad (5.17)$$

Deteția erorilor de măsură se bazează pe o testare a ipotezelor de forma:

- H_0 : nu există erori de măsură;
- H_1 : H_0 este falsă, adică există erori de măsură.

Notând cu P_e probabilitatea respingerii lui H_0 , când H_0 este de fapt adevărată,

(probabilitatea de deteție), testarea ipotezelor constă în compararea $J(x^*)$, $|r_{wi}|$ sau $|r_{Ni}|$

cu un prag de deteție λ care depinde de P_e . De exemplu, considerând reziduurile

normalizate se ajunge la:

- se acceptă H_0 , dacă $r_{Ni} < \lambda$, pentru $i=1, \dots, m$;
- se respinge H_0 (adică se acceptă H_1) în caz contrar.

Având în vedere cele spuse mai sus se pot evidenția următoarele proprietăți interesante:

- (i) pentru un același prag de deteție, testul r_N este mai sensibil decât r_w , pentru că în acord cu relațiile (5.15) și (5.16):

$$|r_{Ni}| \geq |r_{wi}|$$

- (ii) r_N oferă un test mai puternic decât r_w , având în vedere că :

$$|E[r_{Ni}]| > |E[r_{wi}]|$$

- (iii) în cadrul aproximării liniare și având $e = 0$, cel mai mare reziduu normalizat,

$|r_{Ni}|_{\max}$ corespunde măsurătorii eronate în prezența unei singure erori de măsură. Acest lucru nu este în general valabil pentru $|r_{wi}|_{\max}$. Rezultă de aici avantajul utilizării reziduurilor normalizate în raport cu cele ponderate.

(iv) pentru $\eta = \frac{m}{n} \rightarrow \infty$, $W \rightarrow I$ și de aici:

$$r_W \rightarrow r_N$$

(v) în prezența mai multor erori de măsură, proprietatea (iii) nu mai este valabilă. Într-adevăr, în acest caz relațiile (5.2) și (5.16) duc la:

$$E[r_{Ni}] = \frac{\sum w_{ij} e_j}{\sigma_i \sqrt{w_{ii}}} \quad (5.18)$$

Oricum, pentru redundanțe mari, reziduurile normalizate având valorile absolute cele mai mari sunt mai degrabă asociate erorilor de măsură, dacă acestea nu sunt interconținute (interactive). Fără îndoială posibilitățile de identificare scad cu redundanța locală a configurației măsurătorilor.

(vi) în ciuda riscului de mai sus de apreciere eronată, criteriul r_N rămâne cel mai potrivit; el este deci cel mai indicat pentru determinarea setului de măsurători eronate, adică a acelor măsurători ale căror reziduuri normalizate au fost găsite ca mai mari decât pragul fixat.

5.5.3. ESTIMAREA ERORILOR DE MĂSURĂ

5.5.3.1. PRINCIPIUL.

Pe baza relației (5.2) și a cunoașterii vectorului $[r]$, se dorește determinarea unui estimat e^* al vectorului erorilor, deci al acelor măsurători care vor fi numite măsurători selectate și alese apoi cele suspectate. Indicele "s" se va referi la cele selectate, în timp ce indicele "t" (de la "true") se va referi la cele (m-s) măsurători rămase. Utilizând aceste partiționări ale măsurătorilor, vom partiționa e și W astfel:

$$e = \begin{bmatrix} e'_s & e'_t \end{bmatrix}_t; \quad s \leq k; \quad t = m - s \quad (5.19)$$

$$W = \begin{bmatrix} W_s & W_t \end{bmatrix} \quad k = m - n \quad (5.20)$$

unde W_s este matricea de dimensiuni ($m \times s$), și W_t este o matrice de dimensiuni ($m \times t$).

Relația (5.2) devine astfel:

$$r = W_s \cdot e_s + W_t \cdot e_t \quad (5.21)$$

De notat că modelul erorilor de măsură (5.21) include m relații de legătură, k din ele fiind independente, iar cele $m-k$ rămase rezultând dintr-o combinație liniară a celorlalte și nu aduc informație suplimentară. Deci pare mult mai corect să luăm doar p ($s \leq p \leq k$) relații independente din cele " m " ecuații (5.2)

$$r_p = W_p \cdot e \quad (5.22)$$

unde W_p are dimensiunile ($p \times m$); atunci, prin utilizarea aceleiași partiționări ca mai sus

înlocuim modelul (5.22) prin:

$$r_p = W_{ps} \cdot e_s + W_{pt} \cdot e_t = W_{ps} \cdot e_s + d_p \quad (5.23)$$

Relația (5.23) este un model de estimare liniară de tip Fisher, unde e_s este un vector deterministic de estimat, dându-se "măsurătorile" r_p și "vectorul zgomot":

$$d_p = W_{pt} \cdot e_t$$

O estimare CMMP de tip Fisher poate fi realizată prin considerarea funcției pătratice de cost:

$$J(e_s) = \begin{bmatrix} r_p - W_{ps} \cdot e_s \end{bmatrix}_t \cdot [P] \cdot \begin{bmatrix} r_p - W_{ps} \cdot e_s \end{bmatrix} \quad (5.24)$$

și căutând estimatul e_s^* care o minimizează.

Expresia care se obține pentru estimat este:

$$e_s^* = (W_{ps}^t \cdot P \cdot W_{ps})^{-1} \cdot W_{ps}^t \cdot P \cdot r_p \quad (5.25)$$

poate fi ușor calculată, pentru că:

(i) P este o matrice pozitiv definită;

$$(ii) \text{rangul } W_{ps}^t \cdot P \cdot W_{ps} = \text{rang}(W_{ps}) = s \quad (5.26)$$

Estimarea optimă va fi obținută pentru P ca fiind inversa lui:

$$\text{cov}\left[d_p\right] = W_{pt} \cdot R_t \cdot W_{pt}^t$$

Dar $\text{rang}\left(\text{cov}\left[d_p\right]\right) = \text{rang}\left(W_{pt}\right) = p - s < p$, pentru că $W_p = \begin{bmatrix} W_{ps} & W_{pt} \end{bmatrix}$ și pentru că $\text{rang}\left(W_p\right) = p$ și $\text{rang}\left(W_{ps}\right) = s$. De aici rezultă că $\text{cov}\left(d_p\right)$ este singulară și estimatul e_s^* nu poate fi optimal.

Rezultă, în general, două cazuri ce pot fi considerate în funcție de situația $p \geq s$. Sistemul (5.25) corespunde unei estimări a s măsurători prin $p > s$ reziduuri, ultima egalitate fiind un caz particular în care redundanța este 1.

În ciuda posibilităților sistemului în cele ce urmează ne vom concentra pe cazul particular $p = s$, și vom deduce așa numitul “estimator perfect observabil”. Această alegere este justificată prin simplitatea ecuațiilor rezultate.

5.5.3.2. ESTIMATORUL PERFECT OBSERVABIL

Impunând $p = s$ în ecuația (5.25) rezultă:

$$e_s^* = \left(W_{ss}^t \cdot P \cdot W_{ss}\right)^{-1} \cdot W_{ss}^t \cdot P \cdot r_s \quad (5.27)$$

adică:

$$e_s^* = W_{ss}^{-1} \cdot r_s = \Gamma \cdot r_s \quad (5.28)$$

unde:

$$\Gamma = W_{ss}^{-1} \quad (5.29)$$

De remarcat că în acest caz particular alegerea matricei P este superfluă, atât timp cât aceasta îndeplinește în orice situație condițiile de existență ale $\left(W_{ss}^t \cdot P \cdot W_{ss}\right)^{-1}$.

Aceasta se conformează cazului particular de estimare în care redundanța este redusă la 1, adică celui în care nu se realizează o “filtrare” (un fel de “circulație de puteri” în acord cu terminologia S.E.E.).

Este interesant de notat că Xiang Nian-de [89] obține aceeași expresie (5.28) printr-o metodă mult mai euristică. Într-adevăr, folosind ecuația (5.21) (adică luând în considerare toate reziduurile), acești autori au ajuns la expresia:

$$e_s^* = (W_s^t \cdot P \cdot W_s)^{-1} \cdot W_s \cdot P \cdot r$$

și impunând în relația de mai sus $P = R^{-1}$ rezultă de fapt (5.28).

Mai mult, Xiang Nian-de a discutat condițiile de existență ale POE și obține următoarele teoreme care conduc la liniile de urmat în selectarea măsurătorilor suspecte:

Teorema 1: Condiția necesară și suficientă pentru ca matricea W_{ss} să fie nesingulară este ca eliminarea simultană a celor "s" măsurători corespunzătoare să nu ducă la neobservabilitatea sistemului.

Demonstrație: Pentru ca W_{ss} să fie nesingulară trebuie să existe "s" linii liniar independente, adică "s" măsurători simultan redundante. În acest caz există m-s măsurători care asigură observabilitatea sistemului.

De notat că numărul maxim al măsurătorilor selectate este din această cauză $s_{\max} = k = m - n$.

De interes deosebit este de asemenea că:

Proprietatea 1: Estimarea vectorului de stare corectat x_c^* , prin folosirea vectorului corectat de măsurători

$$z_c = \begin{bmatrix} z_{cs} \\ z_{ct} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z_s - e_s^* \\ z_t \end{bmatrix} \quad (5.29)$$

poate fi înlocuită folosind subvectorul z_t al măsurătorilor rămase. Cu alte cuvinte, eliminarea celor s măsurători selectate poate fi înlocuită prin deducerea erorilor estimate din cele s măsurători.

Conjecturată de Xiang Nian-de, această proprietate poate fi imediat arătată după cum urmează:

Demonstrație: Se arată că reziduurile măsurătorilor corectate sunt egale cu zero. Pentru aceasta, se folosește (5.2), particularizând pentru măsurătorile selectate și rezultă:

- înainte de corecție: $r_s = W_{ss} \cdot e_s + W_{st} \cdot e_t \quad (5.30)$

- după corecție: $r_{cs} = W_{ss} \cdot (e_s - e_s^*) + W_{st} \cdot e_t \quad (5.31)$

fiind de notat că W rămâne neschimbat în decursul calculelor.

Înlocuind e_s^* prin expresia (5.28) în (5.31), rezultă:

$$r_{cs} = W_{ss} \cdot e_s - r_s + W_{st} \cdot e_t \quad (5.32)$$

sau ținând cont de (5.30): $r_{cs} = 0 \quad (5.33)$

Acum, vectorul de stare corectat x_c^* este evident calculat astfel încât:

$$H_t \cdot R^{-1} \cdot (z_c - h_c(x_c^*)) = 0 \text{ sau } H_t \cdot R^{-1} \cdot r_c = 0$$

adică:

$$H_t^t \cdot R_t^{-1} \cdot r_{ct} + H_s^t \cdot R_s^{-1} \cdot r_{cs} = 0$$

Ținând cont de relația (5.33), această ecuație devine:

$$H_t^t R_t^{-1} r_{ct} = 0 \text{ sau } H_t^t R_t^{-1} (z_t - h_t(x_c^*)) = 0$$

Această relație este echivalentă cu (2.2) restrânsă la t măsurători, ea exprimă faptul că x_c^* este vectorul de stare estimat prin utilizarea doar a lui z_t .

5.5.3.3. PROPRIETĂȚILE STATISTICE ALE POE.

1. Valoarea medie a erorii estimate este $\delta_{es} \cong e_s - e_s^*$

Vectorul e_s^* este exprimat prin (5.27) sau (5.28) cu r_s dat de relația (5.30):

$$e_s^* = W_{ss}^{-1} \cdot (W_{ss} \cdot e_s + W_{st} \cdot e_t)$$

adică prin:

$$e_s^* = e_s + W_{ss}^{-1} \cdot W_{st} \cdot e_t = e_s + \Gamma \cdot W_{st} \cdot e_t = e_s + Q \cdot e_t \quad (5.34)$$

Rezultă:

$$\delta_{e_s} = -Q \cdot e_t, \quad \text{unde } Q = \Gamma \cdot W_{st} \quad (5.35)$$

Discuții:

(i) În cazul în care toate "t" măsurătorile sunt valide, adică $E[e_t] = 0$, expresia de mai sus duce la:

$$E[\delta_{e_s}] = 0, \quad E[e_s^*] = E[e_s] = e_s \quad (5.36)$$

Este interesant de notat că în acest caz valoarea medie a erorii de măsură nu este afectată de altele, spre deosebire de valoarea medie a reziduurilor măsurătorilor (vezi de ex. relația. (5.18), relativă la reziduul normalizat)

(ii) Să presupunem că printre cele "t" măsurători sunt t' erori mari și t''=t-t' "zgomote" de distribuție normală cu medie nulă. Partiționând W_{st} în:

$$W_{st} = \begin{bmatrix} W_{st'} & W_{st''} \end{bmatrix} \quad (5.37)$$

putem transforma relația (5.35) în:

$$\delta_{e_s} = -\Gamma \cdot W_{st'} \cdot e_{t'} - \Gamma \cdot W_{st''} \cdot e_{t''} \quad (5.38)$$

sau:

$$E[\delta_{e_s}] = -\Gamma \cdot W_{st'} \cdot e_{t'} \quad (5.39)$$

Deci, în cazul în care $E[e_t] \neq 0$, POE este deplasat.

2. Covarianța erorii estimate δ_{es} .

(i) Să presupunem mai întâi că lista "t" este "curățată" de erori mari, adică că $E[e_t] = 0$.

Atunci relația (5.35) devine:

$$\text{cov}(\delta_{es}) = E\left[\delta_{es} \delta_{es}^t\right] = (W_{ss}^{-1} \cdot W_{st}) \cdot R_t \cdot (W_{ss}^{-1} \cdot W_{st})_t \quad (5.40)$$

O formă mai convenabilă pentru expresia de mai sus poate fi obținută considerând identitatea:

$$W \cdot R \cdot W_t = W \cdot R \quad (5.41)$$

partiționată în grupurile "s" și "t" și înlocuită în expresia obținută:

$$W_{st} \cdot R_t \cdot W_{st} = W_{ss} \cdot R_s - W_{ss} \cdot R_s \cdot W_{sst}$$

în relația (5.40). Aceasta va conduce la:

$$\text{cov}(\delta_{es}) = (W_{ss}^{-1} - I_s) \cdot R_s = (\Gamma - I_s) \cdot R_s \quad (5.42)$$

unde I_s este matricea unitate de dimensiuni (s×s).

Relația (5.42) cuantifică acuratețea POE și arată că cu cât e mai mare W_{ss} , cu atât mai mică este $\text{cov}(\delta_s)$, adică se obține o acuratețe mai mare a POE. De notat că $\text{cov}(\delta_s)$ poate fi mult mai mică sau mult mai mare decât R_s (vezi inegalitatea (2.6)).

(ii) Să presupunem acum că există t' erori mari în lista "t". Folosind expresia (5.38) ajungem simplu la:

$$\text{cov}(\delta_{e_s}) = [\Gamma][W_{st}][R_{t'}][W_{st}]_t[\Gamma]_t \quad (5.43)$$

Explorarea paragrafelor de mai sus conduce la:

Proprietatea 2: Prezența erorilor mari de măsură în lista "t", reprezintă un vector eroare echivalent adăugat la vectorul e_s a măsurătorilor selectate. El modifică valoarea medie a estimatului e_s^* în acord cu (5.39) și covarianța acestuia în acord cu (5.43).

5.5.3.4. ANALIZA POE DIN PUNCT DE VEDERE AL ACURATEȚEI.

Teorema 2. Acuratețea lui e_s^* egală cu acuratețea lui $h_s(x^*)$, unde $h_s(x^*)$ reprezintă vectorul estimat $h(x^*)$ când cele "s" măsurători selectate au fost eliminate.

Demonstrație: Partiționând expresia (5.3) în grupurile "s" și "t", se ajunge la:

$$W_{ss} = I_s - H_s \cdot G_x \cdot H_{st} \cdot R_s^{-1} \quad (5.44)$$

Folosind lema de inversare a matricilor, expresia de mai sus conduce la:

$$W_{ss}^{-1} = I_s + H_s \cdot (G_x^{-1} - H_{st} \cdot R_s^{-1} \cdot H_s)^{-1} \cdot H_{st} \cdot R_s^{-1}$$

sau prin partiționarea lui $G_x^{-1} = G_s^{-1} + G_t^{-1}$, la:

$$W_{ss}^{-1} = I_s + H_s (H_t^t R_t^{-1} H_t)^{-1} H_s^t R_s^{-1} \quad (5.45)$$

În consecință, relația (5.42) ia următoarea formă:

$$\text{cov}(\delta_{e_s}) = H_s G_t H_{st} \quad (5.46)$$

Membrul drept al relației este egal cu:

$$\text{cov}(\delta_{h_s}) = H_s G_t H_{st} \quad (5.47)$$

așa cum poate fi arătat prin liniarizarea lui h în jurul punctului x^* .

În concluzie:

$$\text{cov}(\delta_{e_s}) = \text{cov}(\delta_{h_s}) \quad (5.48)$$

Teorema de mai sus induce următoarele două proprietăți importante.

Proprietatea 3. Acuratețea lui e_s^* crește cu acuratețea celor t măsurători rămase.

Demonstrație. E evident din punct de vedere fizic că acuratețea lui $h_s(x^*)$ crește cu aceea a celor t măsurători rămase. Acest lucru poate fi imediat dovedit prin relațiile (5.46) și (5.47): când R_t scade, G_t scade și la fel δ_{hs} . Egalitatea (5.48) demonstrează proprietatea.

Proprietatea 4. Acuratețea lui e_s^* scade când numărul măsurătorilor s al măsurătorilor selectate crește.

Demonstrație. Acuratețea lui $h_s(x^*)$ scade când numărul de măsurători rămase t scade, adică atunci când s crește. Altfel evident din punct de vedere fizic, acest lucru poate fi dovedit după cum urmează. Să comparăm $\text{cov}(\delta_{hs})$ cu $\text{cov}(\delta_{hs+1})$ corespunzătoare la s măsurători selectate și respectiv la $s+1$. Folosind notații și definiții evidente avem:

$$\text{cov}(\delta_{h_{s+1}}) = H_{s+1} \cdot G_{t-1} \cdot H_{s+1t}$$

unde G_{t-1} este legat de G_t prin următoarea expresie:

$$G_t = G_{t-1} \cdot H_{1t} \cdot (R_1 + H_1 \cdot G_{t-1} \cdot H_{1t})^{-1} \cdot H_1 \cdot G_{t-1}$$

Pentru că G_{t-1} este o matrice pozitiv definită, rezultă că membrul drept este:

$$G_{t-1} > G_t \text{ sau } \text{cov}(\delta_{s+1}) > \text{cov}(\delta_{h_s}) \quad (5.49)$$

În final, inegalitatea (5.49) demonstrează proprietatea enunțată.

5.5.4. SELECTAREA MĂSURĂTORILOR SUSPECTATE.

5.5.4.1. CRITERIILE DE REALIZARE A UNEI SELECȚII CORESPUNZĂTOARE.

- (i) trebuie să fie suficient de mare pentru a include toate măsurătorile eronate și pentru a deduce deplasarea estimatului e_s^* (vezi proprietatea 2);
- (ii) s trebuie să fie suficient de mic pentru a putea asigura acuratețea estimatului e_s^* (vezi proprietatea 4);
- (iii) mai mult, s nu poate depăși o anumită limită, dictată de regularitatea matricei W_{ss} (vezi teorema 1).

Evident, măsurătorile selectate sunt alese dintre cele suspectate. În această idee este folosit testul r_N pentru că este mai puternic decât testul r_w . Însă nici acesta nu este întotdeauna corespunzător, respectiv în prezența erorilor multiple intercondiționate, uneori măsurători eronate pot fi nesuspecte din cauza valorii mici a lui $|r_{Ni}|$ corespunzător.

De reținut acest lucru pentru toată discuția ulterioară.

5.5.4.2. FOLOSIREA TESTULUI J PENTRU VERIFICAREA CORECTITUDINII SELECȚIEI.

Așa cum s-a menționat mai sus, este important să ne asigurăm că toate măsurătorile eronate au fost selectate. O cale eficientă de a verifica corectitudinea selecției este de a utiliza formula de corecție a lui J propusă de Ma Zhi-quang [6]:

$$J(x_c^*) = J(x^*) - r_{st} \cdot R_s^{-1} \cdot e_s^* \quad (5.50)$$

unde $J(x^*)$ este valoarea curentă a funcției obiectiv pătratice și $J(x_c^*)$ este valoarea funcției când cele s măsurători au fost eliminate. De notat că $J(x_c^*)$ este de distribuție χ^2 cu (k-s) grade de libertate. Ideea este de a adăuga listei de măsurători selectate grupuri mari de măsurători suspecte, ordonate în ordinea descrescătoare a valorii $|r_{Ni}|$ procesul de selecție se oprește când testul $J(x_c^*)$ devine fals.

5.5.5. IDENTIFICAREA PRIN TESTAREA IPOTEZELOR.

5.5.5.1. PRELIMINARII

În acest punct al dezvoltării teoriei, poate exista tentația de a gândi că analiza datelor eronate poate fi obținută prin calculul lui e_s^* și apoi prin corelarea vectorului măsurătorilor z_c , și de fapt mulți autori au explorat această posibilitate [28],[41],[54]. Oricum proprietatea 1 arată că corectarea măsurătorilor este echivalentă eliminării lor. De aici rezultă că o astfel de metodă suferă de aceleași dificultăți ca și procedura standard de eliminare.

Mult mai potrivit, vectorul e_s^* poate fi folosit pentru realizarea unei metodologii pure de identificare. O astfel de metodologie este propusă în continuare, pe bazele teoriei de decizie prin testarea ipotezelor. Se dezvoltă două strategii de aplicare a acestei metodologii, având fiecare atât avantaje cât și dezavantaje.

Principiul metodei:

La sfârșitul testului standard de detecție, care prezumtiv a arătat prezența erorilor de măsură, o primă listă de măsurători este realizată, aplicându-se apoi fiecărei erori estimate

$e_{s_i}^*$ o testare a ipotezelor de tipul:

- H_0 : măsurătoarea nu este eronată;
- H_1 : H_0 este falsă, adică măsurătoarea este eronată.

Decizia de acceptare sau de respingere a lui $H_0(H_1)$ se bazează pe proprietățile statistice ale variabilelor aleatoare considerate aici, respectiv componentele lui e_s^* .

Pe baza acestor proprietăți, regulile de decizie sunt definite pentru a permite să se decidă care din cele s măsurători selectate sunt într-adevăr eronate; astfel este obținută o listă redusă de $s_1 < s$ măsurători. Această procedură poate fi rafinată prin repetări succesive astfel încât să se ajungă la o listă în care toate măsurătorile sunt găsite eronate.

5.5.5.2. PROPRIETĂȚILE STATISTICE ALE ESTIMATULUI ERORII DE MĂSURĂ.

Așa cum s-a găsit în paragraful 5.5.3, vectorul erorii estimate de măsură e_s^* obținut prin POE, de tip Fischer, este exprimat prin (5.34). Acest vector este un estimat al erorii reale e_s al măsurătorilor corecte sau eronate la un moment dat de timp. Se vor distinge două cazuri: e_t este sau nu este "curățat" de erori mari.

$$5.5.5.2.1. E[e_t] = 0$$

(i) În expresia (5.34), pentru că e_t este de distribuție $N(0, R_t)$, e_s are o densitate de probabilitate de distribuție normală condiționată $p(e_s^* | e_s)$ cu:

$$E[e_s^* | e_s] = e_s \quad (5.51)$$

$$\text{cov}(e_s^* | e_s) = Q \cdot R_t \cdot Q_t = (\Gamma - I_s) \cdot R_s \quad (5.52)$$

În particular, pentru componenta "i", corectă sau eronată, vom avea:

$$E[e_{si}^* | e_{si}] = e_{si}, \quad \text{var}(e_{si}^* | e_{si}) = \sigma_i^2 (\Gamma_{ii} - 1)$$

Această varianță reprezintă de fapt precizia estimatorului erorilor.

(ii) Să evaluăm acum densitatea de probabilitate $p(e_{si}^*)$ pentru câteva cazuri simple ale măsurătorii a i-a achiziționată la diferite momente de timp.

- când această măsurătoare este eronată nu sunt disponibile informații statistice despre e_{si} . Este rezonabil astfel să se presupună că ea este o variabilă deterministic necunoscută. În acest caz, $p(e_{si}^* | e_{si}) \equiv p(e_{si})$ și de aici, în concluzie e_{si}^* este de distribuție:

$$N(e_{si}, \sigma_i^2 \cdot (\Gamma_{ii} - 1)) \quad (5.53)$$

- când această măsurătoare este validă știm despre eroarea ei e_{si} că este o variabilă normal distribuită de medie 0 și varianță σ_i^2 . Aplicând (5.34) se obține:

$$E[e_{si}^*] = E[e_{si}] + Q_i \cdot E[e_t] = 0$$

$$\text{var}(e_{si}^*) = \text{var}(e_{si}) + Q_i \cdot R_t \cdot Q_{it} = \sigma_i^2 + \sigma_i^2 (\Gamma_{ii} - 1) = \sigma_i^2 \Gamma_{ii}$$

De aici concluzionăm că:

$$e_{si}^* \text{ este } N(0, \sigma_i^2 \Gamma_{ii}) \quad (5.54)$$

Se observă că:

$$\text{var}(e_{s_i}^*) = \text{var}(e_{s_i}) + \text{var}(e_{s_i}^* | e_{s_i}) \quad (5.55)$$

Curbele din fig. 5.2 ilustrează discuțiile de mai sus.

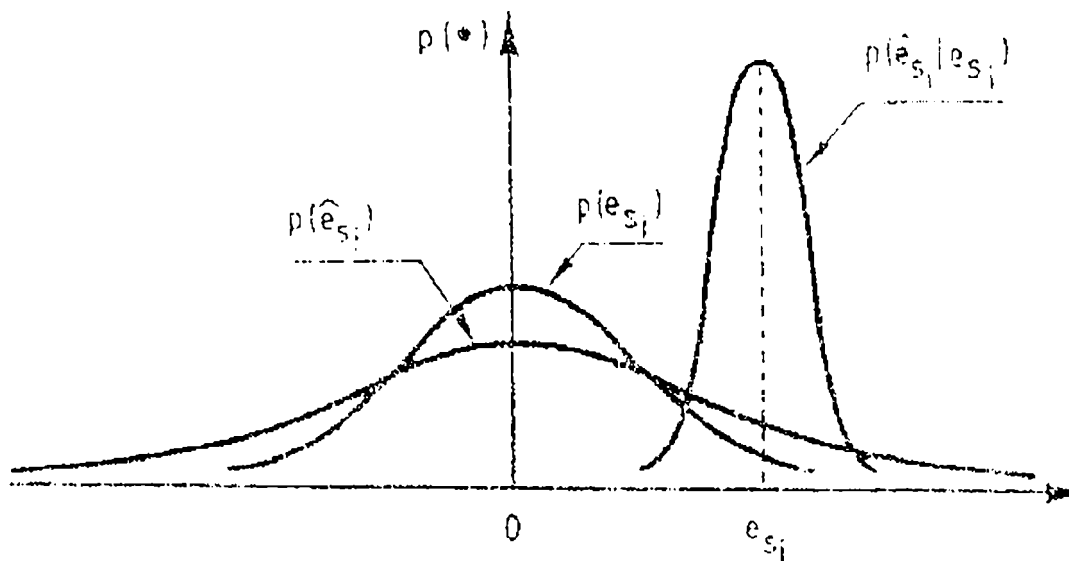


Figura 5.3.

5.5.5.2.2. $E[e_{t'}] \neq 0 ; E[e_{t''}] = 0$

Proprietatea 2 conduce ușor la concluzia că existența unui subvector de măsurători eronate cu eroarea $e_{t'}$ impune termenul adițional $Q_i \cdot e_{t'}$ în valoarea medie a estimatului erorii de măsură a listei s. Expresiile (5.53) și (5.54) sunt atunci modificate corespunzător: dacă măsurătoarea "i" este eronată:

$$E[e_{s_i}^*] = e_{s_i} + Q_i \cdot e_{t'} \quad (5.56)$$

și dacă este validă:

$$E[e_{s_i}^*] = Q_i \cdot e_{t'} \quad (5.57)$$

5.5.5.3. REGULILE DE DECIZIE

Valoarea lui e_{si}^* și proprietățile lui statistice permit să se decidă care din ipotezele H_0 și H_1 este adevărată. Decizia se ia cu o probabilitate

- de tip α (probabilitatea de a greși) - adică probabilitatea de a respinge H_0 , când H_0 este de fapt adevărată; acest α corespunde unui prag:

$$\lambda_i = N_{1-\frac{\alpha}{2}} \sigma_i \sqrt{\Gamma_{ii}} \quad (5.58)$$

- de tip β (probabilitate de eșec de identificare), adică probabilitatea de a respinge H_1 când H_1 este de fapt adevărată;

Complementul ei este:

$$P_i = 1 - \beta \quad (5.59)$$

adică probabilitatea de a identifica măsurătoarea eronată "i".

În practică se alege un tip α de probabilitate de eroare și de aici rezultă un prag λ_i și se decidem că măsurătoarea i este:

- validă dacă:

$$\left| e_{si}^* \right| \leq \lambda_i$$

- eronată dacă:

$$\left| e_{si}^* \right| \geq \lambda_i$$

Figura 5.4 ilustrează regulile de decizie de mai sus. Se pot vedea clar diferențele din probabilitățile de eroare α și respectiv β . Evident, problema de rezolvat este cea de a micșora pe β cât mai mult posibil. Acest lucru va fi discutat mai jos, evidențiind în acest moment că dacă β descrește când $\left| e_{si} \right|$ crește și / sau când acuratețea lui e_{si}^* crește, adică atunci când

$$\sigma_i \sqrt{\Gamma_{ii} - 1}$$

descrește.

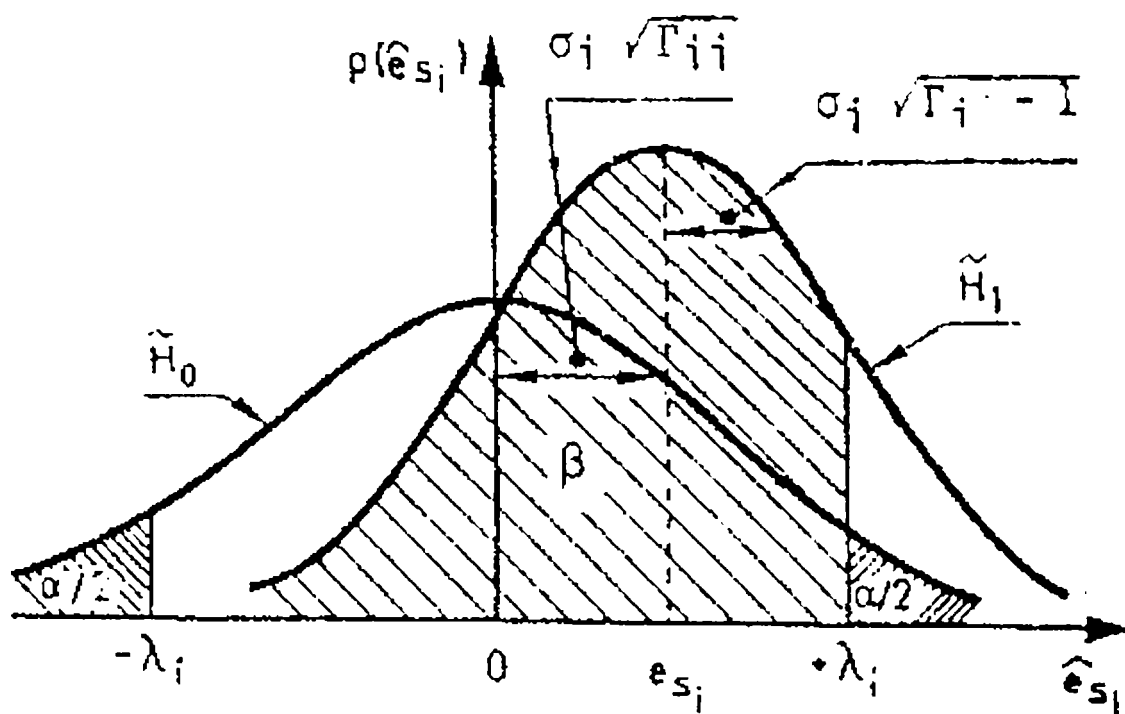


Figura 5.4.

5.5.5.4. RELAȚIILE DINTRE P_i (SAU β) ȘI CARACTERISTICILE STATISTICE ALE LUI e_{si}^*

În acord cu paragraful 5.5.5.2. estimatul lui e_{si} , presupus a fi de eroare grosieră, este distribuit în acord cu (4.1). Legătura acestor parametrii cu β este descrisă în figura 2, unde $N_{1-\frac{\alpha}{2}}$ a fost fixat cu un α fix. În acord cu această figură și folosind variabila normalizată:

$$\xi_i = \frac{e_{si}^* - e_{si}}{\sigma_i \sqrt{\Gamma_{ii} - 1}}$$

se obține:

$$\beta = P\left[\xi_i \leq \frac{\lambda_i - |e_{s_i}|}{\sigma_i \sqrt{\Gamma_{ii} - 1}}\right] - P\left[\xi_i \geq \frac{-\lambda_i - |e_{s_i}|}{\sigma_i \sqrt{\Gamma_{ii} - 1}}\right] \quad (5.60)$$

Expresia lui P_i rezultă imediat din (5.59).

De notat că pentru un ordin de mărime rezonabil al lui α al doilea termen din relația (5.60) poate fi neglijat, aceasta ducând la:

$$\beta = P\left[\xi_i \leq \frac{N_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\Gamma_{ii}} - e'_{s_i}}{\sqrt{\Gamma_{ii} - 1}}\right] \quad (5.61)$$

Rezolvând pentru e'_{s_i} rezultă:

$$e'_{s_i} = N_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\Gamma_{ii}} + N_{P_i} \sqrt{\Gamma_{ii} - 1} \quad (5.62)$$

unde:

$$e'_{s_i} = \frac{|e_{s_i}|}{\sigma_i} \quad \text{si} \quad N_{P_i} = -N_{\beta}$$

Pentru a fixa ideile s-au reprezentat în figura 5.5 curbele e'_{s_i} în raport cu Γ_{ii} pentru

$N_{1-\frac{\alpha}{2}} = 3$ și diferite P_i .

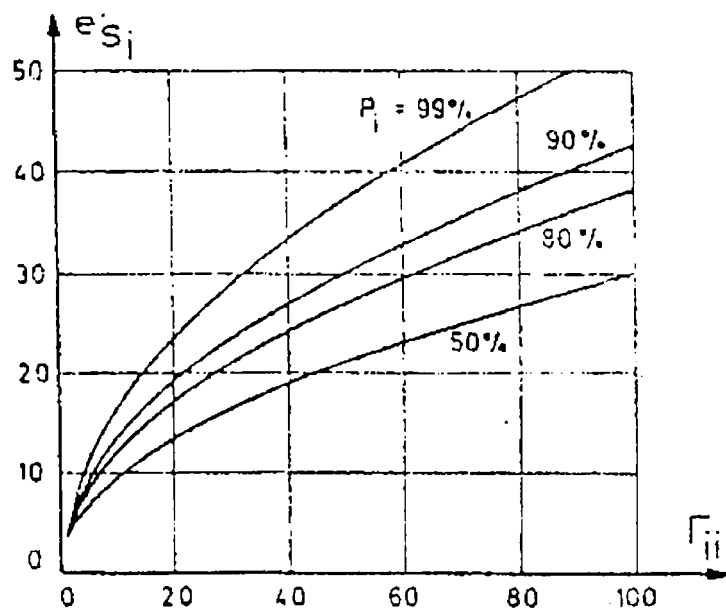


Figura 5.5.

Proprietatea 5. Pentru $N_{1-\frac{\alpha}{2}}$ fix, probabilitatea de identificare P_i descrește (sau posibilitatea de eșec a detecției de tip β crește) când numărul s al măsurătorilor suspecte crește.

O posibilitate de reducere a deteriorării lui P_i pentru o acuratețe a estimării dată este de a reduce $N_{1-\frac{\alpha}{2}}$, dar atunci probabilitatea α de a declara eronată o măsurătoare validă crește.

Acestea, pentru o situație dată, se soldează cu a alege (decide) între o probabilitate constantă de tip α (și deci acceptarea variației lui P_i și β) sau fixarea unei probabilități constante de tip β (și deci acceptarea variației lui α). Aceste două posibilități (strategii) sunt bazate pe cele două strategii de identificare din paragraful 5.5.6.

5.5.6. CELE DOUĂ STRATEGII ALE HTI.

5.5.6.1. STRATEGIA α .

Proprietatea 5 și curbele din figura 5.5 arată că eșecul de identificare a erorilor de măsură crește cu Γ_{ii} . Pentru a elimina această dificultate se poate realiza o succesiune a pașilor "identificare - eliminare - reestimare" ceea ce face ca acuratețea procedurii să crească rapid. Se respectă schema următoare:

- (i) După ce o primă estimare a fost realizată și testele $J(x^*)$ și r_N de detecție au fost pozitive, se constituie o primă listă de măsurători selectate; să notăm această listă (în general destul de lungă) cu s_1 ; se calculează $J(x_c^*)$ și se verifică dacă toate erorile de măsură au fost selectate. Se calculează vectorul $e_{s_1}^*$ corespunzător.

- (ii) Se aplică testul de identificare celor s_1 măsurători selectate prin compararea $|e_{si}^*|$ cu λ_i pentru o valoare aleasă $N_{1-\frac{\alpha}{2}}$; fie s'_1 numărul acelor pentru care $|e_{si}^*| > \lambda_i$.
- (iii) Se elimină aceste s'_1 măsurători și se reestimează vectorul de stare, împreună cu valorile corespunzătoare J și $|r_{Ni}|$. Dacă aceste teste de detecție sunt negative, nu mai există măsurători eronate; altfel:
- (iv) Considerând cele s_2 măsurători cuprinzând măsurătorile nou suspectate. În general $s_2 < s_1$ pentru că un grup de măsurători suspectate a fost deja eliminat.
- (v) Se reintroduc cele s'_1 măsurători și se consideră noua listă, s_3 constând din $s_3 = s'_1 + s_2$.

La sfârșitul acestui ciclu, lista selectată obținută s_3 este mult mai mică decât s_1 . A doua identificare va fi mult mai eficientă și este foarte probabil că al doilea ciclu va fi mult mai rafinat și în general suficient pentru a identifica elimina toate măsurătorile eronate.

5.5.6.2. STRATEGIA β .

O strategie mult mai sigură de identificare este realizată dacă ideea de bază de realizare este rafinarea succesivă a măsurătorilor suspectate prin selectarea la fiecare pas numai a acelor măsurători pentru care testarea ipotezei H_1 este pozitivă. Această strategie prezintă trei diferențe esențiale față de cea anterioară.

- (i) Prima, evidentă, diferență constă în alegerea probabilității de tip β de eroare, în loc de alegerea celei de tip α . Aceasta pare mai rațională pentru că într-adevăr în limitele acceptate pentru α , este preferabil să se fixeze o probabilitate mare de identificare (de exemplu $P_i = 99\%$) astfel încât să se identifice cât mai multe erori de măsură posibil, chiar dacă acest lucru poate duce în prima fază la declararea ca eronate (suspecte) a unor măsurători corecte.
- (ii) A doua diferență este cea că testul propus se asociază fiecărei măsurători (individual !), adică se acordă cu acuratețea fiecărei erori estimate e_{si}^* prin fixarea unui $N_{1-\frac{\alpha}{2}}$

individual corespunzător; mai mult, acest parametru este ajustat la fiecare ciclu de identificare, astfel încât să se realizeze rafinarea succesivă a acestei proceduri.

(iii) A treia diferență importantă este că ciclurile succesive ale strategiei propuse conduc la identificarea doar a măsurătorilor eronate; nu este necesară reestimarea vectorului de stare pentru că, calculul succesiv al lui J și r_{Ni} este realizat la sfârșitul procedurii complete de identificare.

Testul se bazează pe aproximarea expresiei (5.62), sau echivalent pe:

$$\left(N_{1-\frac{\alpha}{2}}\right)_i = \frac{e'_{s_i} + N_{\beta} \sqrt{\Gamma_{ii} - 1}}{\sqrt{\Gamma_{ii}}} \quad (5.63)$$

De notat că din cauza aproximării, când Γ_{ii} crește, expresia (5.63) nu este validă și poate conduce la valori negative ale lui $N_{1-\frac{\alpha}{2}}$. În aceste situații se va fixa $N_{1-\frac{\alpha}{2}} = 0$. În

afara acestor situații relația (5.63) descrie cu o bună aproximare variația lui $N_{1-\frac{\alpha}{2}}$ funcție de

Γ_{ii} pentru diferite valori e'_{si} . Aceasta, redată prin familia de curbe prezentată în figura 5.6 servește ca bază pentru determinarea metodologiei de identificare.

În continuare se propune următorul ciclu pentru procedura de estimare.

După realizarea primei estimări și pentru un test de detecție pozitiv se fixează e'_{si} ,

$$N_{\beta} = b, \left(N_{1-\frac{\alpha}{2}}\right)_{\max} \text{ și } s_1 \text{ pe baza lui } |r_{Ni}|.$$

Procedura se constituie în următorii pași:

(i) Se calculează $\Gamma_{s1} = W_{s1s1}^{-1}$ și e_{s1}^* ;

(ii) Se calculează $\left(N_{1-\frac{\alpha}{2}}\right)_i$ funcție de Γ_{ii} cu (5.63);

$$\text{și cu } 0 \leq \left(N_{1-\frac{\alpha}{2}}\right)_i \leq \left(N_{1-\frac{\alpha}{2}}\right)_{\max};$$

(iii) Pentru fiecare s_i se calculează pragul corespunzător:

$$\lambda_i = (N_{1-\frac{\alpha}{2}})_i \sigma_i \sqrt{\Gamma_{ii}}, \quad \forall i = 1, 2, \dots, s_1$$

(iv) Se aplică testul de identificare:

$$|e_{sli}^*| \leq \lambda_i$$

și se selectează măsurătorile pentru care testul este negativ.

Aceasta furnizează o nouă listă $s_2 < s_1$ care va fi tratată și rafinată prin aplicarea repetată a pașilor de identificare (i) până la (iv). Procedura se va opri atunci când toate măsurătorile selectate sunt declarate eronate (adică $s_k = s_{k-1}$). Apoi acestea vor fi eliminate sau corectate și se reestimează vectorul de stare.

Cap.6. Pachetul de programe EstAll

6.1. Generalități.

Autorul a realizat un studiu original al estimatorilor prezentați în capitolul 4 din punctul de vedere al unor indicatori care să permită și o discuție teoretică și în același timp și o apreciere cantitativă. Au fost prezentate în capitolul 4 aprecieri rezultate din lucrările de specialitate parcurse de autor.

Pentru a avea posibilitatea de a verifica efectiv estimatorii deja prezentați, precum și ulterior alți algoritmi de estimare, respectiv comportarea diversilor algoritmi de estimare în situația prezenței erorilor de structură, autorul a pus la punct un pachet de programe numit EstAll. Acesta este realizat folosind mediul de programare specializat pentru calcule matriceale MATLAB. În varianta prezentată el conține subrutinele necesare pentru studiul estimatorilor NE, NE/C, ORTHO și HACHTEL. Pentru detecția, identificarea și corecția erorilor s-au folosit următoarele alternative:

- a. detecție pe baza testului J și corecție a măsurătorilor eronate multiple una câte una, în ordinea descrescândă a reziduurilor normalizate;
- b. detecție pe baza testului J și corecție folosind metoda HTI;
- c. detecție și corecție pe baza testului b;
- d. eliminarea măsurătorilor având r_n maxim sau b maxim.

Programele principale conținute în acest pachet sunt prezentate în anexa 3.

6.2. Sistemele test utilizate.

Pentru reprezentarea elementelor de rețea s-a folosit în general modelarea lor cu schema echivalentă în Π simetric pentru că nu s-a urmărit obținerea neapărată a unor performanțe deosebite în ceea ce privește precizia de calcul sau, pentru schemele de dimensiuni mai mari, reprezentarea numai prin elementele longitudinale din schema echivalentă pentru a reduce volumul memoriei ocupate, aspect problematic în varianta de MATLAB utilizată de autor.

S-au folosit următoarele scheme test (pachetul având posibilitatea modificării atât a schemei ca topologie cât și a parametrilor din schemă, cât și a valorilor măsurătorilor considerate):

- a. - sistemul test de 5 noduri TEST5 și sistemul test de 6 noduri TEST6 utilizate pentru punerea la punct a algoritmilor de estimare;
- b. - sistemul test de 11 noduri TEST11 prezentat în anexa 1;
- c. - sistemul test de 25 noduri TEST25 prezentat în anexa 1;
- d. - sistemul test de 50 noduri TEST50 din care de fapt au fost extrase și cele două sisteme test anterioare.

Sistemele test TEST25 și TEST50 sunt de fapt sistemele test puse la punct de specialiști din catedra de Electroenergetică și utilizate în studiul problematicii de sistem energetic.

Sistemele TEST5 și TEST6 au fost utilizate pentru punerea la punct a programelor conținute în pachetul EstAll. Un set de rezultate obținute cu acest sistem test este redat în cele ce urmează .

Se prezintă în continuare pachetul de programe realizat de autor utilizând mediul de programare MATLAB cu scopul asigurării posibilității studierii și punerii la punct a unor algoritmi pentru estimarea stării statice a S.E.P. A fost preferat mediul de programare MATLAB datorită volumului mare de calcule matriciale necesar în cazul estimării statice a S.E.P. și a orientării acestui mediu de programare spre calcule matriciale, ceea ce oferă posibilitatea scrierii (rescrierii) rapide a rutinelor necesare.

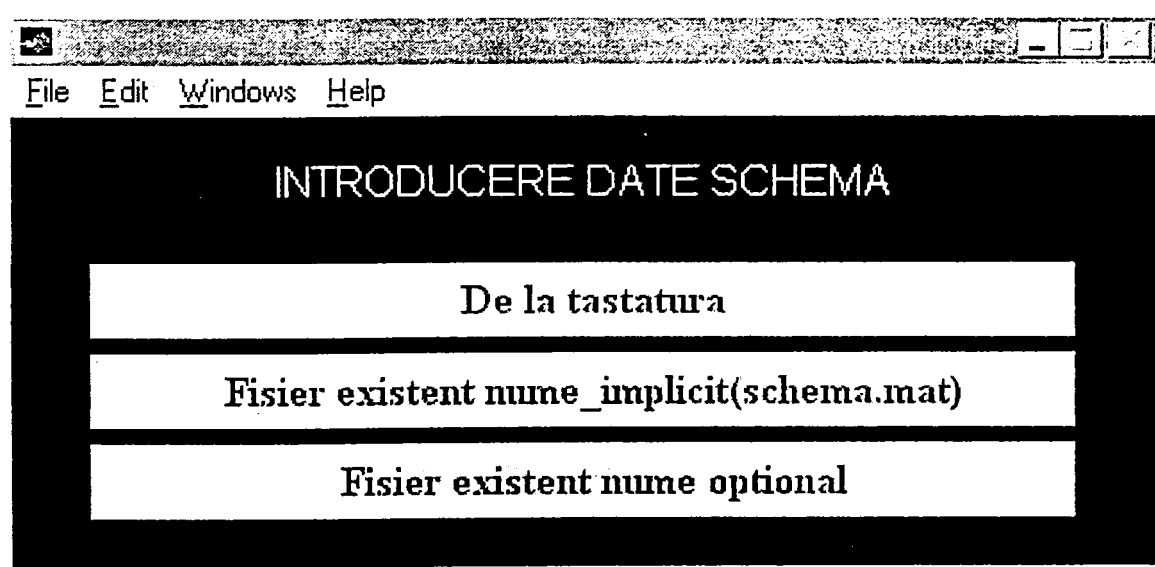
6.3. Descrierea pachetului de programe.

Pachetul de programe EstAll a fost conceput din start ca fiind orientat spre studierea unor variante de rezolvare a estimării stării statice având la bază estimarea de tip CMMPP cu soluționare prin metode diferite (a ecuațiilor normale, ortogonalizare etc), precum și a diferitelor variante de rezolvare a identificării și eventual a corectării erorilor de măsură prezente.

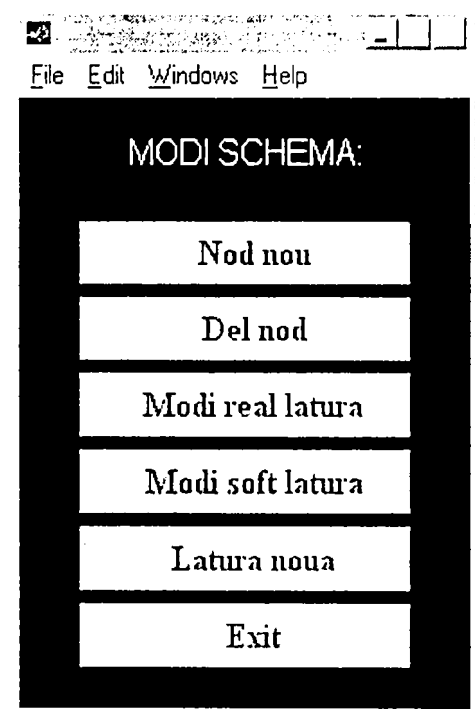
Programele au fost realizate utilizând mediul de programare MATLAB, astfel încât a fost posibil să se utilizeze facilitățile acestuia de lucru cu matrici și în felul acesta să se realizeze un program deschis unor completări ulterioare simple cu opțiuni sau metode de estimare și respectiv de detecție-identificare a erorilor de măsură sau de structură.

Algoritmul urmărit de pachetul de programe este următorul:

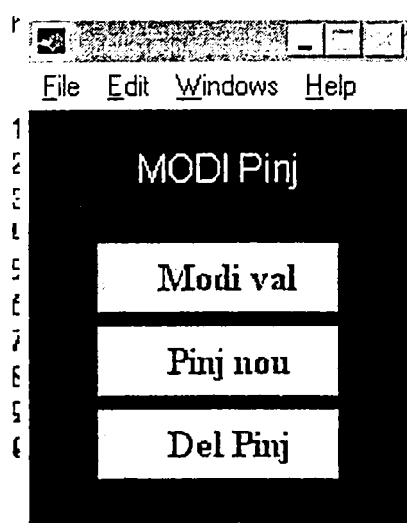
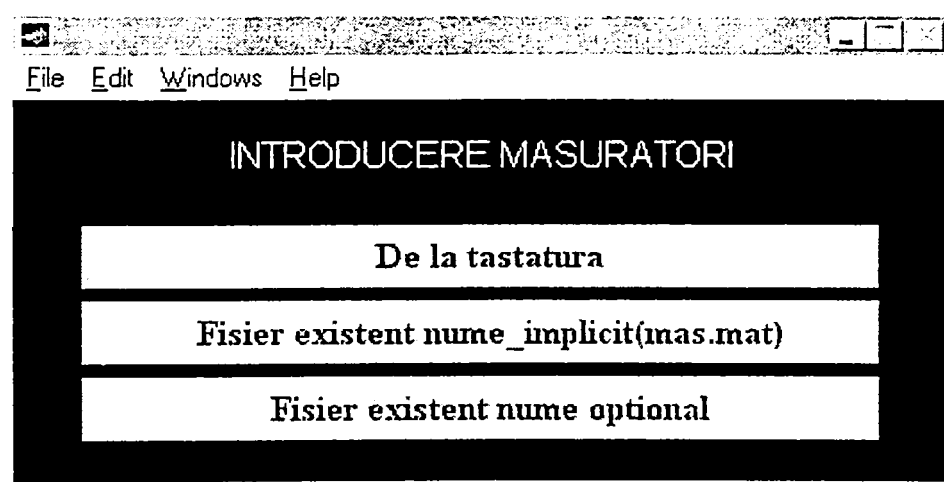
1. Introducere / citire bază de date rețea cu verificarea sumară a acestora.



Latura	Nod i	Ri-j/Gi-0 [ohmi]	Xi-j/Bi-0 [S]	Nod j
1.00e+000	1.00e+000	4.17e+000	2.46e+001	4.00e+000
2.00e+000	4.00e+000	2.19e+000	1.29e+001	1.10e+001
3.00e+000	3.00e+000	2.34e+000	1.53e+001	4.00e+000
4.00e+000	2.00e+000	1.70e+000	1.16e+001	3.00e+000
5.00e+000	3.00e+000	9.31e+000	5.49e+001	5.00e+000
6.00e+000	2.00e+000	4.67e+000	4.69e+001	5.00e+000
7.00e+000	5.00e+000	6.85e+000	3.80e+001	6.00e+000
8.00e+000	5.00e+000	6.40e-001	2.67e+001	7.00e+000
9.00e+000	7.00e+000	1.97e+001	7.48e+001	8.00e+000
1.00e+001	8.00e+000	3.92e+001	7.84e+001	9.00e+000
1.10e+001	7.00e+000	2.27e+001	4.55e+001	9.00e+000
1.20e+001	9.00e+000	2.65e+001	1.25e+002	1.00e+001
1.30e+001	6.00e+000	6.40e-001	2.67e+001	1.00e+001

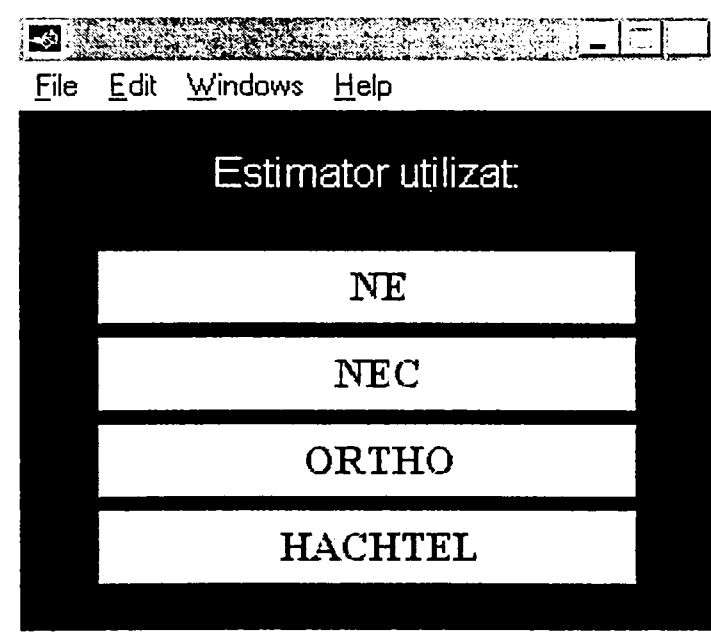


2. Introducere / citire bază de date măsurători cu verificarea sumară a acestora și a compatibilității cu baza de date a rețelei.



3. Alegere metodă de rezolvare estimare:

- 3.1. Metoda ecuațiilor normale;
- 3.2. Metoda ecuațiilor normale cu restricții;
- 3.3. Metoda ortogonalizării;
- 3.4. Metoda Hachtel.



și cu opțiune asupra utilizării sau nu a decuplării P- δ și Q-U.

4. Introducere / confirmare valori ale unor parametri utilizați în procesul de calcul.

5. Alegere metodă identificare - corecție a erorilor de măsură sau de structură:

5.1. Identificare erori de structură cu sau fără procesarea erorilor de măsură

prin:

5.1.1. Test J (cu eliminarea măsurătorii eronate sau cu corectarea ei);

5.1.2. Test r_n (cu eliminarea măsurătorii sau cu corectarea ei);

5.1.3. Test b (cu eliminarea măsurătorii sau cu corectarea ei);

5.1.4. Metoda HTI.

Modificati eroarea admisa pt. estimare U: (10^{-6}) (d=1/n=0) ? 0

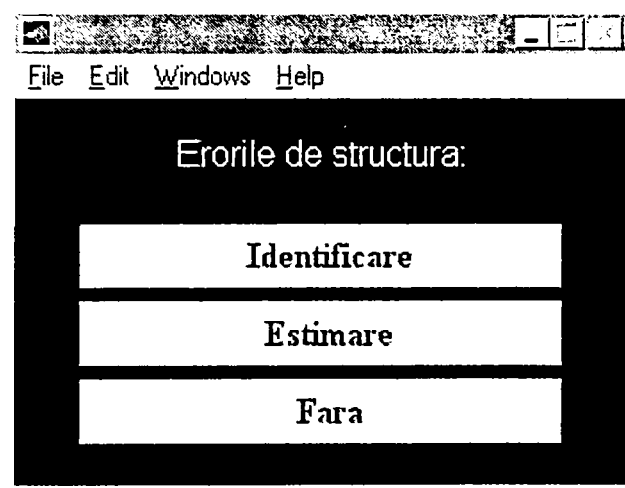
Test folosit: J/1 sau b/2 ? 1

Nod echilibrare: >=1 (0 = fara nod de echilibrare) ? 1

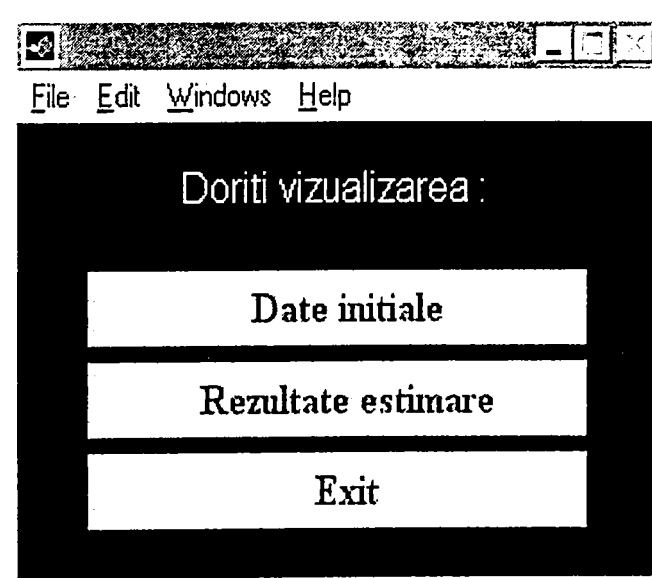
Doriti introducerea unei valori fixe pentru Jprag ?(d=1/n=*) 0

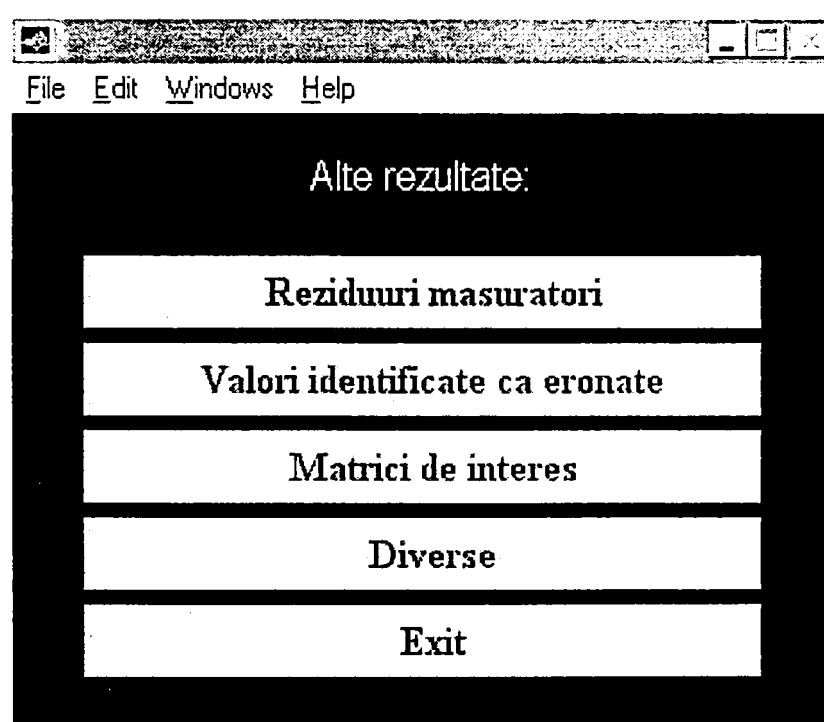
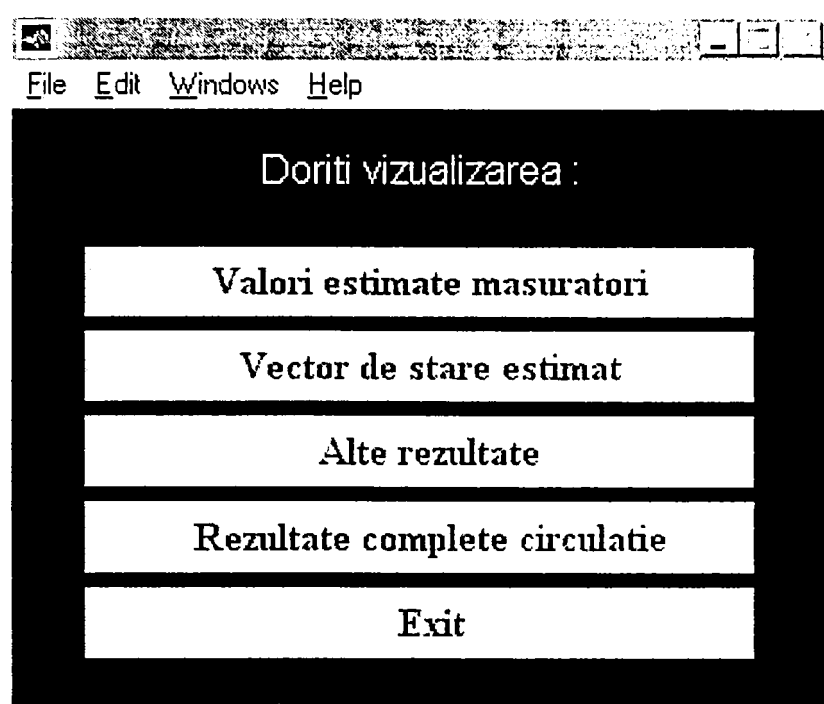
DICEM : one by one/1 sau set/2 ? 1

Nr. maxim de iteratii: 10



6. Soluționare calcul iterativ.
7. Soluționare identificare - corecție.
8. Afișarea rezultatelor dorite.





9. Opțiune reluare estimare.

10. Prelucrarea rezultatelor obținute în scopul verificării noilor algoritmi.

Opțiunile oferite pentru soluționarea estimării sunt:

Pornind de la funcția obiectiv J sub forma :

$$J = [z - f(x)]^T W [z - f(x)]$$

pentru obținerea minimului acesteia se oferă următoarele variante de rezolvare a sistemului de ecuații liniarizat care rezultă:

- a).Metoda ecuațiilor normale (NE):
- b).Metoda ecuațiilor normale cu restricții de tip injecții nule (NE/C):
- c).Metoda ortogonalizării (ORTHO):
- d).Metoda HACHTEL (HACHTEL):

Pentru metodele NE, NE/C și HACHTEL se oferă în plus și posibilitatea utilizării decuplării.

Extinderea pachetului cu alte metode de soluționare a estimării se poate face prin transpunerea simplă a relațiilor corespunzătoare într-o rutină asemănătoare și apelarea ei din programul principal.

Pentru detecția și identificarea erorilor de măsură sunt oferite următoarele opțiuni:

- a. Pe baza testului J;
- b. Pe baza testului r_n ;
- c. Pe baza testului b.

Etapă de corecție oferă posibilitățile:

- a. Eliminarea măsurătorii identificate ca eronată;
- b. Corectarea "pas cu pas" (măsurătoarea cu cea mai mare valoare pentru mărimea test în cazul în care sunt identificate mai multe măsurători eronate);
- c. Corectarea în același timp a tuturor măsurătorilor identificate ca eronate prin utilizarea metodei HTI.

Elementele posibil de urmărit în actuala formă a programului sunt următoarele:

- timpi de calcul pe etapă de calcul;
- valorile mărimilor test (J, r, r_n , b, dx, dfx, dJ etc.);
- eventualele măsurători eronate identificate cu valorile test corespunzătoare;
- evoluția mărimilor test (J, r, r_n , b);
- valorile estimate la fiecare etapă ale măsurătorilor

6.4. Rezultate obținute.

Rezultatele redată au fost obținute utilizându-se ca metodă de estimare metoda HACHTEL, iar ca metode de identificare metoda numită în această lucrare " *pas cu pas*" și respectiv HTI varianta β .

Pentru situația setului de măsurători fără erori sunt prezentate evoluția convergenței prin funcția $eps = f(iter)$, în fig.8 și valoarea vectorului de stare estimat față de vectorul de stare real.

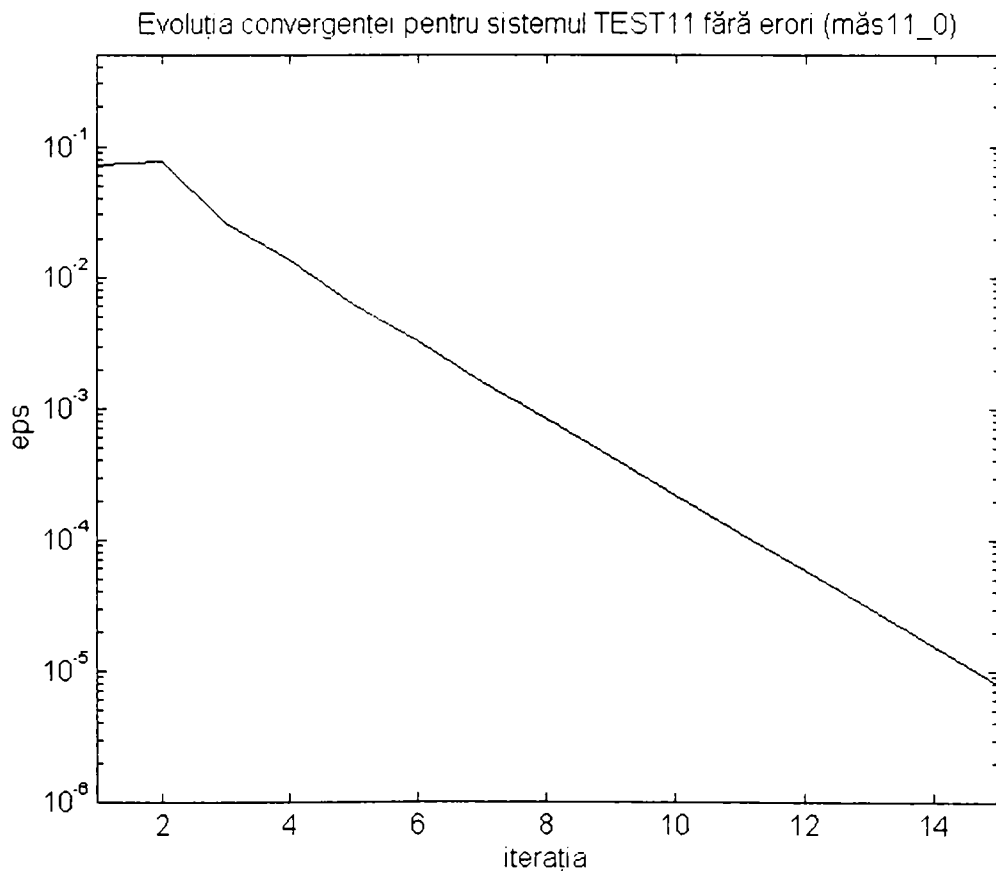


Figura 6.1. Evoluția convergenței pentru sistem TEST11 corect (măs11_0).

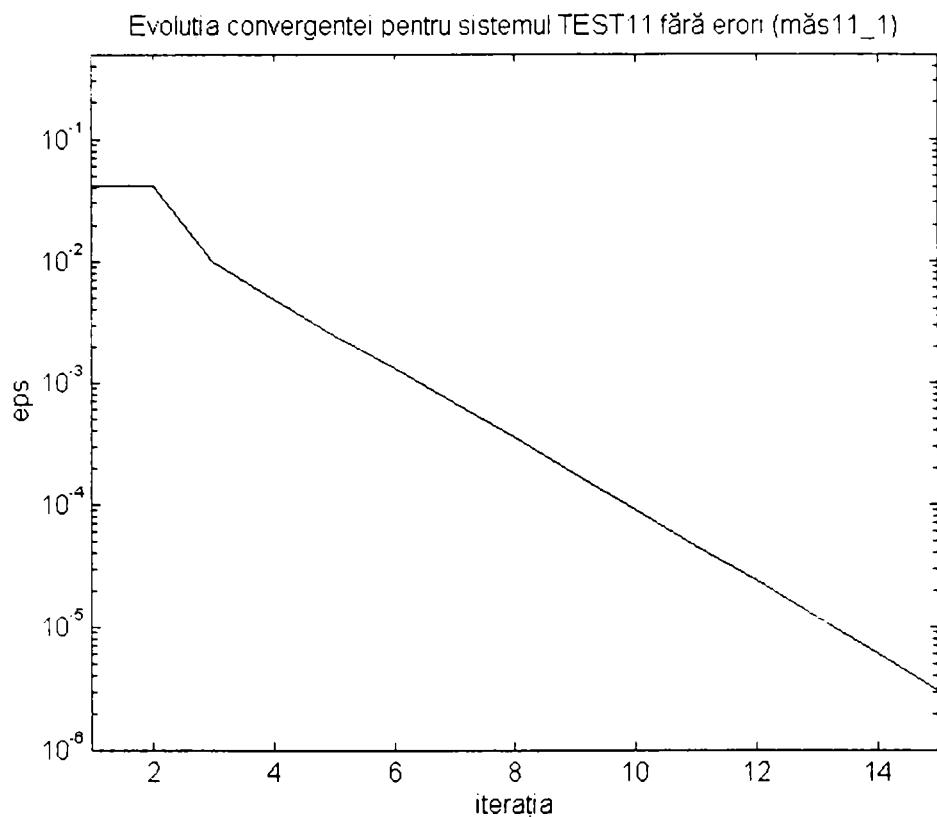


Figura 6.1_1. Evoluția convergenței pentru sistem TEST11 corect (măs11_0).

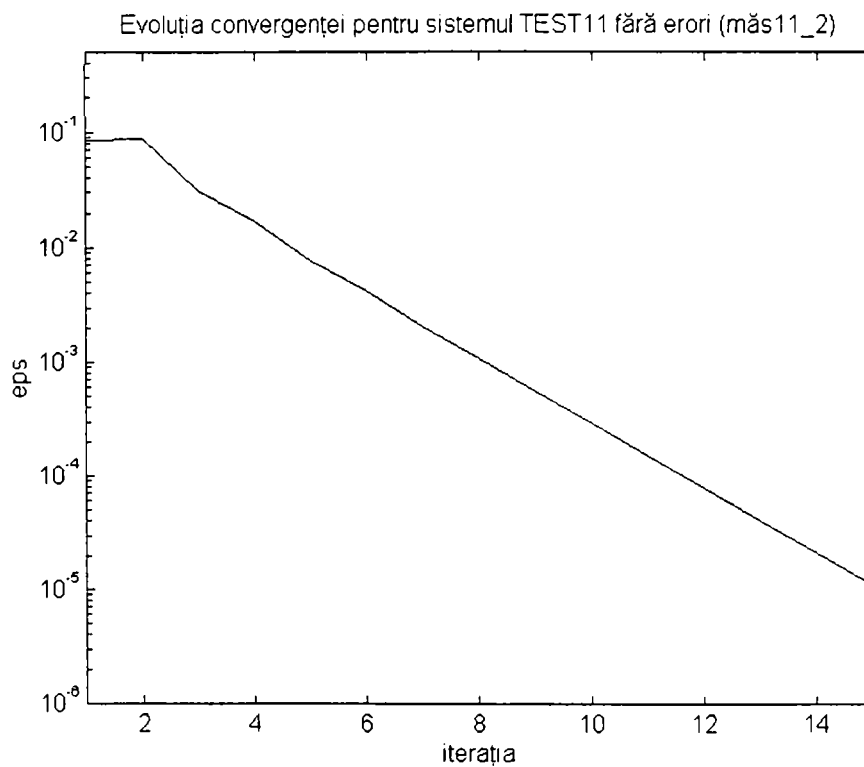


Figura 6.1_2. Evoluția convergenței pentru sistem TEST11 corect (măs11_0).

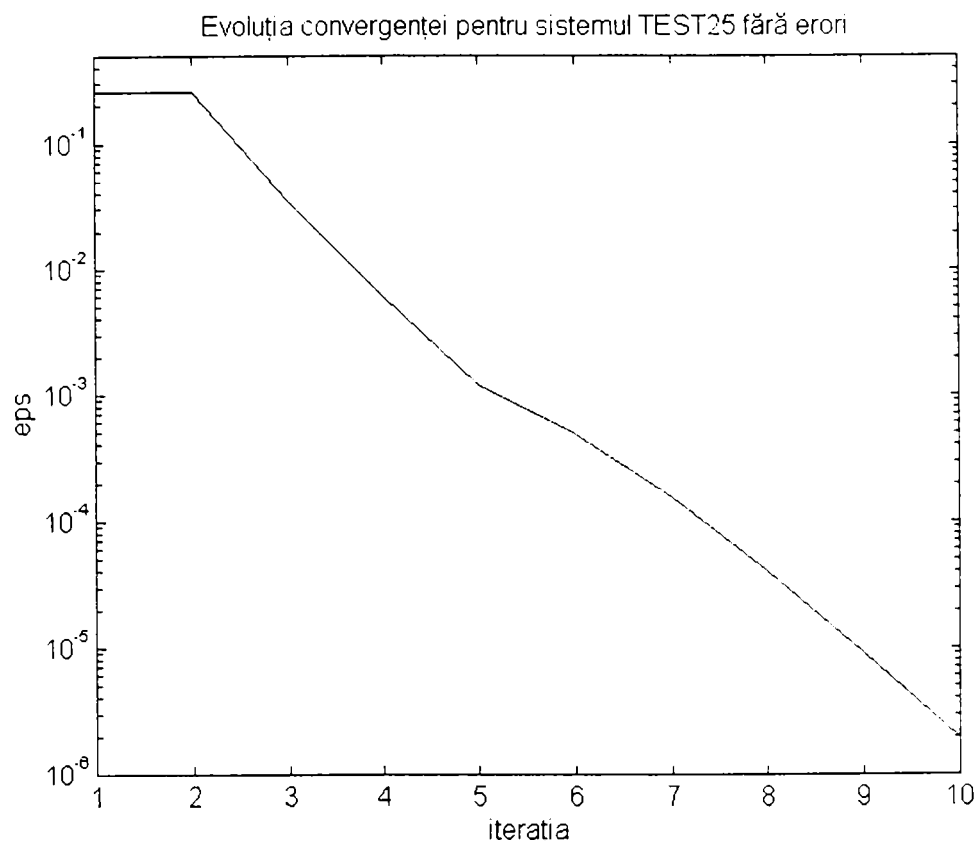


Figura 6.1_3. Evoluția convergenței pentru sistem TEST25 corect (măs25_0).

Tabel 6.1. Vector de stare estimat al sistemului TEST11 (set măsurători 0)

Nod	Ureal[kV]	Zgomot[kV]	Uest[kV]	delta[°]
1	387,20	-0,125	387,20	0,00
2	403,80	0,026	403,85	-3,93
3	399,94	0,042	400,00	-3,13
4	394,36	0,104	394,39	-1,60
5	416,40	0,121	416,47	-3,03
6	416,78	0,078	416,84	-3,96
7	416,00	-0,118	416,13	-3,37
8	417,00	0,100	417,05	-3,33
9	413,97	-0,102	414,03	-4,00
10	413,00	-0,106	412,97	-6,14
11	394,33	0,289	394,37	-1,48

În cele ce urmează sunt prezentate rezultate obținute utilizând facilitățile pachetului de programe EstAll prin estimarea stării unui sistem test de 11 noduri și 13 laturi și cu un set de măsurători având redundanță 1,7 pentru diverse valori ale factorilor de ponderare, cu precizarea că s-au folosit factori de ponderare egali pentru toate măsurătorile, considerându-se deci că măsurările sunt făcute cu aceeași precizie.

După cum se observă din figurile 1 și 2 comparația între cele patru metode de rezolvare a estimării conduce la concluzia că din punctul de vedere al stabilității cât și din punctul de vedere al timpului de calcul metodele ORTHO și HACHTEL reprezintă opțiunile cele mai bune, cu un plus din punctul de vedere al implementării și al efortului de calcul pentru metoda ORTHO.

Timp de calcul raportat la NE

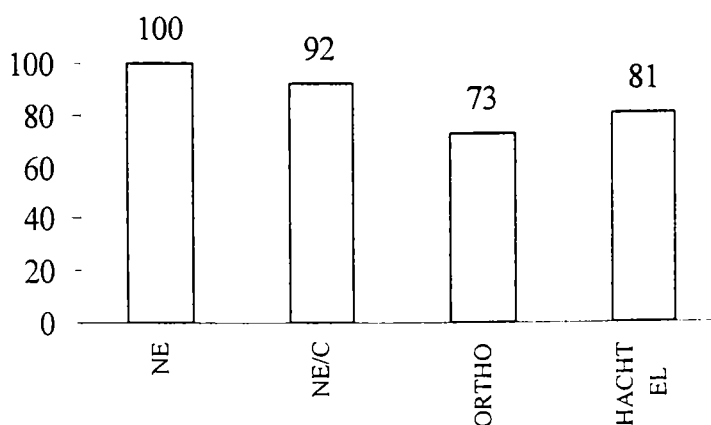


Figura 6.2

Convergența metodelor în funcție de W

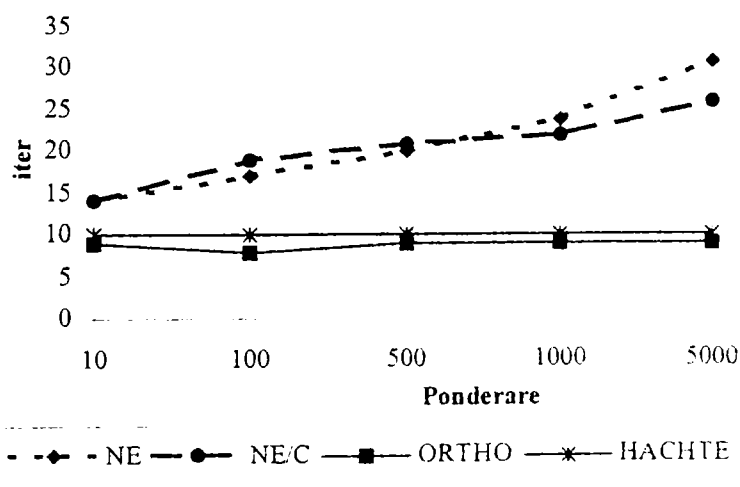


Figura 6.3

În același timp metodele NE și NE/C prezintă o stabilitate numerică mai redusă beneficiind totuși de simplitatea implementării.

Și din exemplul prezentat se poate deduce că pachetul de programe EstAll este util în continuarea studierii estimatorilor deja implementați și în plus prin faptul că oferă posibilitatea simplă (fără a fi necesară cunoașterea unui limbaj avansat de programare) de a implementa pentru studiu noi algoritmi de estimare sau rutine conexe. Acest avantaj este dat

în special de faptul că pachetul de programe a fost realizat mediul de programare MATLAB.

6.5. Alte aspecte legate de estimare.

Față de cele prezentate în paragrafele anterioare, se evidențiază suplimentar necesitatea abordării următoarelor elemente:

a) analiza unor strategii pentru implementarea "on line" a estimatoarelor în sistemele moderne de conducere prin dispecer:

- problema abordării centralizate, descentralizate sau mixte (ierarhizate) a estimării stării statice a SEE complexe, cu propunerea de abordare ierarhizată pe două nivele [45],
- utilizarea unui estimator WLS distribuit, presupunând existența unui calculator în fiecare nod al S.E.P. și a unor rețele de comunicație în paralel cu toate elementele de sistem, independente de poziția întrerupătoarelor (problemă de viitor) [34];

b) abordarea problemei modelării cuplelor (laturilor cu impedanță nulă) în programele de estimare [67];

c) considerarea reglajului de tensiune la transformatoare și la autotransformatoare într-o manieră mai eficientă [88].

6.6. Rezultate numerice. Concluzii.

În continuare sunt prezentate o serie de rezultate obținute prin aplicarea celor două metode de detecție-identificare a erorilor de măsură prezentate mai sus.

Rezultatele au fost obținute prin estimarea unor regimuri de funcționare ale sistemului test cu 11 noduri și 13 laturi.

Au fost utilizate mai multe seturi de măsurători, din acestea prezentându-se rezultatele doar pentru două din ele, și anume:

a). set de măsurători cu injecțiile de putere activă și reactivă în 10 din cele 11 noduri, circulațiile de putere activă și reactivă pe toate laturile, tensiunile în toate nodurile, conținând o eroare mare de măsură ($P_1 = -29,62$ MW în loc de $P_1 = -296,83$ MW);

b). set de măsurători cu injecțiile de putere activă și reactivă în 10 din cele 11 noduri, circulațiile de putere activă și reactivă pe toate laturile, tensiunile în toate nodurile, conținând patru erori mari de măsurare:

$$P_1 = -29,62 \text{ MW în loc de } P_1 = -296,83 \text{ MW}$$

$$P_{1-2} = 24,04 \text{ MW în loc de } P_{1-2} = 240,41 \text{ MW}$$

$$P_{4-10} = 15,00 \text{ MW în loc de } P_{4-10} = -178,26 \text{ MW}$$

$$Q_{3-4} = 61,3 \text{ MVar în loc de } Q_{3-4} = 41,33 \text{ MVar}$$

Cu aceste seturi de măsurători au fost obținute următoarele rezultate:

a). Pentru setul a:

Tabelul 1.

Test J

Test HTI

Valoare măsurată	Valoare corectată	Valoare corectă	Timpi raportați	Valoare măsurată	Valoare corectată	Valoare corectă	Timpi raportați
-29,62	-296,87	-296,83	1,14	-29,62	-296,91	-296,83	1,24

Valorile timpilor necesari pentru identificarea și corectarea erorilor sunt raportate la valorile timpilor necesari pentru detectarea prezenței erorilor ($t_{\text{detect}} = 0,66$).

Se observă că metoda HTI are nevoie de un timp ceva mai mare decât testul J, diferența nefiind însă semnificativă.

Ambele metode identifică eroarea în mod corect și o corectează la o valoare foarte apropiată de cea care este corectă.

Ceea ce apare ca un dezavantaj al metodei utilizând testul J este că, după reestimarea care se face cu măsurătoarea corectată este necesară un nou test de detecție a prezenței erorilor ceea ce nu este cazul pentru metode HTI.

b). Pentru setul b:

Tabelul 2.

Test J

Test HTI

Valoare măsurată	Valoare corectată	Valoare corectă	Timpi raportați	Valoare măsurată	Valoare corectată	Valoare corectă	Timpi raportați
-29,62	-301,56	-296,83	7,08	-29,62	-296,87	-296,83	1,39
24,04	239,35	240,41	2,48	24,04	240,32	240,41	---
15,00	-178,73	-178,26	3,00	15,00	-178,48	-178,26	---
61,30	42,11	41,33	2,74	61,30	41,64	41,33	---
-301,56	-296,83	-296,83	5,83				
239,35	240,41	240,41	4,50				
42,11	41,33	41,33	4,33				
-178,73	-178,26	-178,26	2,08				
---	---	---	1,00				

În această situație după cum se observă și din tabelul de mai sus metoda HTI apare clar ca fiind mai avantajoasă decât metoda care utilizează testul J.

Aceasta deoarece după cum se vede metoda HTI are nevoie pentru identificarea și corectarea tuturor celor patru erori introduse de un timp comparabil cu cel necesar pentru o singură eroare, în timp ce metoda utilizând testul J are nevoie de câte două identificări și corectări ale fiecărei erori, rezultând un timp mult mai mare decât cel care a fost necesar în situația prezenței unei singure erori.

În plus după fiecare corectare este necesară reestimarea stării, ceea ce duce în final la un timp total mult mai mare pentru estimarea stării sistemului.

Ca și precizie a corectării erorilor identificate se constată totuși în această situație o precizie mai bună atunci când se utilizează testul HTI.

Ca o concluzie generală se poate spune totuși că este mai avantajoasă utilizarea metodei HTI în raport cu metoda identificării - corectării pas cu pas a erorilor multiple de măsură.

Cap.7. Erori de structură. Detecție și identificare.

7.1. Elemente generale.

Scopul unui EMS este de a urmări, controla și optimiza resursele de producere și transport a energiei electrice utilizând resurse de tehnică de calcul avansată.

În sistemele EMS ale S.E.E. sunt utilizate două tipuri de date telemăsurate, și anume:

1. datele despre poziția întreruptoarelor și a separatoarelor;
2. măsurătorile puterilor active și reactive (de injecție în noduri și de circulație pe laturi) și modulele tensiunilor din nodurile rețelei.

Datele despre starea (poziția) echipamentului de comutație sunt utilizate pentru determinarea în timp real a topologiei rețelei, iar datele analogice sunt utilizate pentru determinarea încărcării liniilor și a transformatoarelor, precum și a profilului de tensiune din rețeaua considerată. Ambele categorii de date pot fi afectate de erori produse de "zgomotul" căilor de comunicație, erori de măsurare, pierderi de date pe căile de comunicație, etc.

Estimarea stării este o componentă esențială a EMS. Rezultatele acestora furnizează baza de date în timp real pentru alte aplicații avansate cum ar fi analiza securității, rapoarte economice, încărcări optime ale elementelor de sistem etc. Estimarea stării prelucrează un set redundant de măsurători în timp real și parametrii ai rețelei disponibili în EMS(baze de date) pentru a realiza cea mai bună estimare a stării curente a sistemului.

Conducerea actualelor sisteme energetice impune furnizarea sistemelor informatice de conducere a unor date despre sistemul condus (structură și date legate de circulația de puteri) care să fie cât mai apropiate de valorile reale. Acest lucru se încearcă a fi realizat prin punerea la punct a bazelor de date corespunzătoare structurii sistemului condus și prin

punerea la punct a unor estimatori on-line pentru starea sistemului. Însă oricât de performant ar fi estimatorul implementat în ceea ce privește detecția, identificarea și corectarea erorilor de măsură, el nu va putea furniza informațiile corecte despre starea reală a sistemului dacă baza de date referitoare la structura sistemului nu este corectă sau dacă starea reală a elementelor din schemă (în funcțiune sau nu) nu este furnizată corect estimatorului.

De fapt, *estimarea stării statice* a S.E.E. reprezintă o evaluare a vectorului de stare ținând cont de valorile măsurate ale mărimilor electrice (puteri active, reactive injectate în noduri și / sau vehiculate pe laturile rețelei, respectiv valorile efective ale tensiunilor) și de posibilitatea apariției unor erori aleatoare datorate proceselor de măsurare și transmitere a informațiilor, a unor defecțiuni ale sistemului de telemăsurare sau a unor schimbări necunoscute / neînregistrate în structura rețelei.

Procesul de estimare statică se integrează în procesul mai complex de supraveghere și conducere a S.E.E., fiind activitatea care trebuie să asigure corectitudinea informațiilor aflate la baza deciziilor luate în procesul de conducere a S.E.E., evident pentru situații de regim normal.

Performanțele estimării depind în consecință de acuratețea măsurărilor ca și de cea a parametrilor modelului rețelei. Măsurătorile sunt afectate de zgomot și de erori provenind din sistemul de măsurare și cel de transmitere. În practică în setul de măsurători analogice, pot apare erori de măsură, cele mai deranjante fiind așa numitele erori mari. Mai mult parametrii rețelei, ca impedanțe ale liniilor de transport sau ale transformatoarelor, pot fi și ei incorecți ca rezultat al incorectitudinii introducerii manuale a datelor, a erorilor de calibrare, etc. În plus, datorită pierderilor de informații și unor posibile erori de calcul poziția ploturilor transformatoarelor poate fi, de exemplu, transmisă cu erori. Toate aceste erori pot influența negativ și într-o măsură pronunțată în foarte multe cazuri rezultatul estimării și prin aceasta toate celelalte elemente ale EMS care utilizează rezultatele estimării. Prelucrarea erorilor de măsură este în prezent o procedură standard în cele mai multe pachete de estimare din sistemele de tipul EMS. Oricum, manipularea (luarea în considerare) a erorilor de parametru este mult mai rară. Chiar și numărul lucrărilor publicate în literatura de specialitate în legătură cu această problemă este foarte scăzut în raport cu celelalte aspecte ale estimării stării statice. Au fost astfel propuși câțiva algoritmi care extind variabilele de stare pentru a lua în considerare și problema poziției ploturilor transformatoarelor [51],[63]. În metodele propuse nu se discută procesul de identificare a erorii, adică determinarea parametrului concret care este eronat. Mai mult, nu este discutată nici posibilitatea soluționării problemei modificate de estimarea stării care se obține. În unele cazuri matricea

de câștig modificată rezultată poate deveni singulară pentru că sunt considerate mult mai multe variabile de stare. În plus includerea directă a parametrilor laturilor (ca poziția ploturilor transformatoarelor sau impedanțele liniilor) în variabilele de stare poate afecta sever convergența procesului de calcul și eventual conduc chiar la slaba condiționare numerică a algoritmului de estimare.

Pentru că în general elementele care sunt utilizate în detecția / identificarea erorilor de măsură și a celor de structură sunt aceleași este de dorit să se S.E.E. are estimarea stării și procesul de detecție / identificare / corectare a erorilor de structură.

7.2. Efectul erorilor de structură

În general, se presupune corectă modelarea S.E.E., atât din punct de vedere al topologiei, cât și al valorilor parametrilor din schema echivalentă. Este însă posibil ca și în faza de modelare a sistemului să apară erori care pot influența în mod sensibil corectitudinea estimării.

Metodele curente pentru modelarea sistemelor de putere în timp real se bazează pe corectitudinea topologică a rețelei, care poate fi afectată de o defecțiune a sistemului de telemăsurare, precum și de schimbarea datelor de configurare a rețelei sistemului. Din acest motiv, erorile datelor de stare se vor transforma în erori topologice, care în continuare pot invalida întregul proces în timp real. Câteva din metodele propuse în literatura de specialitate pentru identificarea erorilor topologice încearcă să deducă prezența unei erori topologice din măsurătorile analogice detectate ca date eronate, ca o consecință a unei configurații defectuoase.

Erorile topologice provin din configurarea defectuoasă a uneia sau a mai multor elemente de rețea, ca o consecință a introducerii eronate a datelor în configurația rețelei, în legătură cu starea separatoarelor și întreruptoarelor. O eroare topologică poate fi

- **simplă**, dacă proasta configurare se referă doar la un element de rețea, și
- **multiplă**, dacă implică mai multe elemente ale rețelei.

În funcție de numărul fazelor afectate, erorile de topologie pot fi

- **trifazate** sau
- **erori ce afectează una sau două faze** din cele trei ale rețelei trifazate.

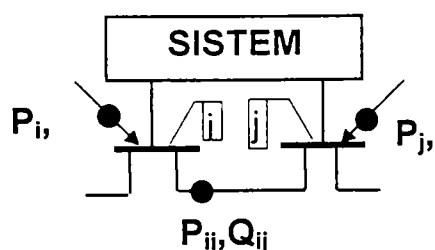
În funcție de situația elementelor afectate, erorile topologice pot fi

- de **incluziune**, când elementul respectiv nu este în funcție, dar este considerat în funcție, și

- de **excluziune**, când elementul respectiv este în funcție, dar nu este considerat în schemă.

Erorile topologice multiple pot fi formate din ambele tipuri de erori: de incluziune și de excluziune. Un exemplu important îl constituie cazul erorii complexe așa-numită "bus-split", care este cauzat de informația eronată în legătură cu starea unui întreruptor dintr-un subsistem. Un "bus-split" poate fi văzut ca o combinație de erori de incluziune și excluziune.

Fie un element tipic de rețea, ilustrat prin figura de mai jos, explicând astfel efectul erorilor de structură:



unde s-a notat cu:

P_i, P_j - puteri active de injecție

Q_i, Q_j - puteri reactive de injecție

P_{ij} - puteri de circulație active

Q_{ij} - puteri de circulație reactive

Se poate astfel spune că o măsurătoare este legată de un element de rețea dat dacă este o măsurătoare a puterii injectate la unul din capetele elementului, sau o măsurătoare de putere de circulație prin acel element și invers, elementul este legat de aceste măsurători.

Măsurătorile legate de elementul de mai sus ilustrează efectele erorii de topologie în modelarea sistemului. Să presupunem că elementul "i-j" este exclus în mod eronat din procesul de configurare - adică este în funcție, dar nu este reprezentat în model. Din punctul de vedere al estimării stării, se consideră că măsurătoarea puterii de circulație pe elementul "i-j" este pur și simplu eliminată din setul de măsurători, împreună cu elementul însuși. Acest lucru afectează doar numărul de măsurători din setul de măsurători, de aceea nu este introdusă nici o măsurătoare în $h(\hat{x})$ - vectorul funcțiilor neliniare care leagă starea vectorul \hat{x} cu valorile măsurătorilor.

Considerând măsurătoarea de injecție oricum, efectele erorii de excluziune vor apărea ca neconcordanță între măsurătoare și elementul din $h(\hat{x})$ corespunzător. Din acest

motiv, dacă $h^a(\hat{x})$ este vectorul funcțiilor neliniare al sistemului real în funcțiune, $h(\hat{x})$ corespunde sistemului configurat și $\Delta h(\hat{x})$ este vectorul ce conține erorile, atunci este posibil să se scrie:

$$h^a(\hat{x}) = h(\hat{x}) + \Delta h(\hat{x})$$

Erorile din $h(\hat{x})$ sunt transferate jacobianului lui h , adică H , ceea ce înseamnă că ecuația de mai sus poate fi scrisă și pentru H astfel:

$$H^a = H + \Delta H$$

Argumente similare pot fi folosite pentru a explica efectele erorilor de incluziune. Erorile de topologie nu afectează în mod necesar procesul de estimare a stării. De exemplu, dacă un element modelat incorect este irelevant, atunci $\Delta h = 0$, astfel încât $h^a(x) = h(x)$. O situație similară apare când elementele considerate doar prin măsurători de circulație suferă de erori de excluziune datorită presupunerii de stare făcute anterior.

7.3. Influența erorilor de parametru.

Autorul a efectuat o serie de teste pe sistemul TEST11 cu scopul de a evidenția cum afectează erorile de parametru performanțele estimatorilor. Pe lângă măsurătorile exacte obținute ca soluții ale unor calcule de circulații de puteri au fost considerate diferite erori ("zgomot") produse prin traductoare de clase 1, 3 și respectiv 5 (pentru a acoperi o gamă largă de erori mai mari decât ceea ce este normal în practică). S-a ales pentru fiecare dispozitiv un domeniu complet, în acord cu cea mai mare amplitudine așteptată pentru punctul de măsură corespunzător. Clasele de precizie ale traductoarelor determină deviația standard care caracterizează fiecare eroare gaussiană de măsură. Pentru ca rezultatele să aibă semnificație statistică fiecare test reprezintă media a 39 de rulări ale estimatorului, ale cărui măsurători au fost obținute cu 3 situații de încărcare diferite. În afara unor cazuri specificate, setul de măsurători este complet, adică s-a adoptat redundanța maximă (58 de măsurători, 21 de variabile). Pentru a caracteriza fiecare test s-au utilizat eroarea relativă

medie a măsurătorilor în cele 39 de cazuri și media reziduurilor absolute și respectiv a celor normate în locul clasei de precizie a dispozitivelor. Similar eroarea relativă medie a măsurătorilor estimate a fost utilizată ca indice de performanță. Se poate evidenția în acest fel atât calitatea estimatorului cât și afectul negativ al erorilor de parametru. Figura 1 prezintă rezultatele diferitelor cazuri cu erori impuse ale susceptanței unei singure linii sau transformator (pentru că există 13 de laturi aceasta înseamnă că pentru fiecare latură au fost realizate 3 cazuri), când erorile măsurătorilor din întreaga rețea au fost egale cu media.

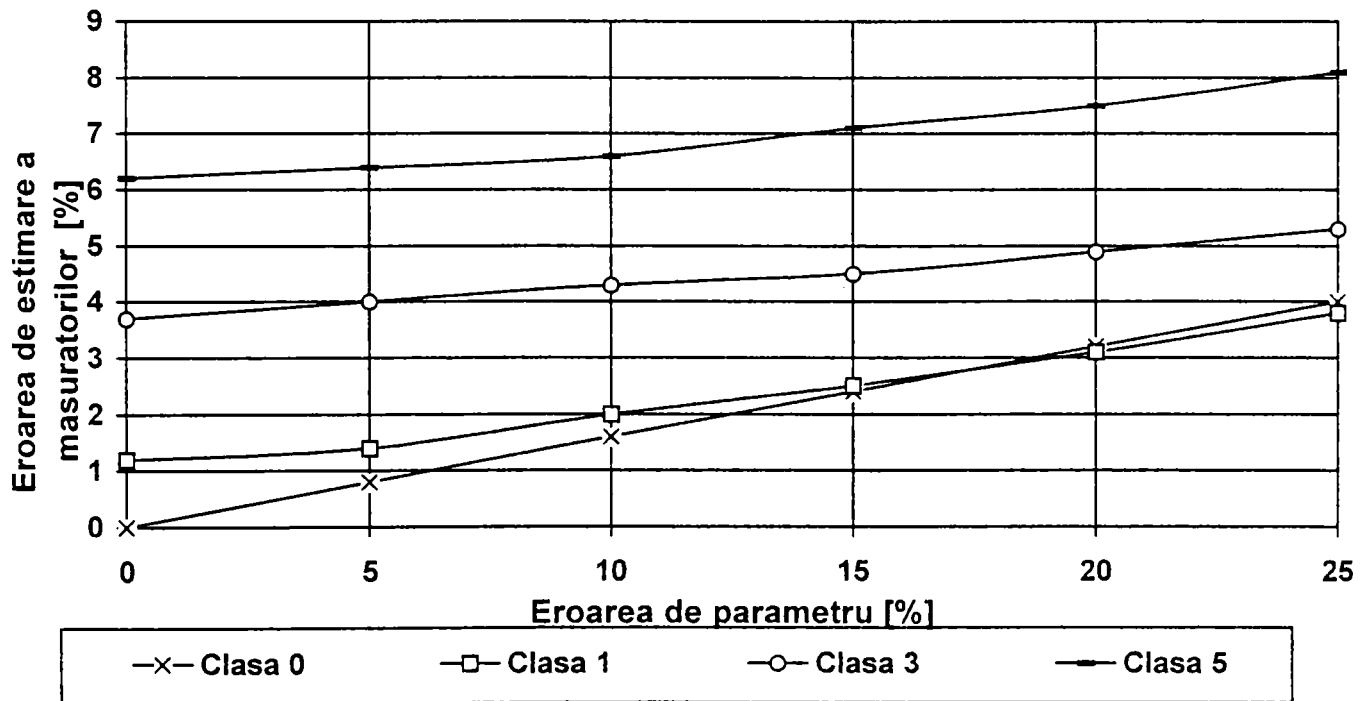


Figura 7.1. Influența unei singure erori de parametru în estimarea măsurătorilor.

Din aceasta pot fi trase următoarele concluzii:

- pentru modelare fără erori de parametru (axa verticală), estimatorul este capabil să reducă eroarea medie a măsurătorilor cu un factor de 2 (pentru redundanța concretă a acestui sistem);
- în ciuda nivelului ridicat al redundanței și a faptului că există a singură eroare de parametru, se observă o deteriorare de ansamblu semnificativă în situațiile cu erori grosolane de parametru;
- se observă o dependență directă între acuratețea setului de măsurători și influența erorilor de parametru, această influență crescând cu acuratețea setului de măsurători.

Deoarece o eroare de parametru are o influență în general locală, panta curbelor prezentate în fig. 7.1 (adică în final deteriorarea calității estimării) este mult mai pronunțată dacă sunt considerate în calculul erorii medii numai măsurători legate direct de latura considerată cu erori. Acest lucru este confirmat în figura 2, pentru care au fost considerate numai circulațiile de putere, injecțiile de putere și tensiunile în nodurile de capăt ale laturii eronate pentru calculul erorii medii (în cele ce urmează aceste măsurători vor fi numite set adiacent de măsurători). Asociat acestei naturi locale, rezultatele prezentate în fig. 2 rămân valabile pentru rețele de dimensiuni mari, în timp ce curbele din fig. 1 tind să devină orizontale.

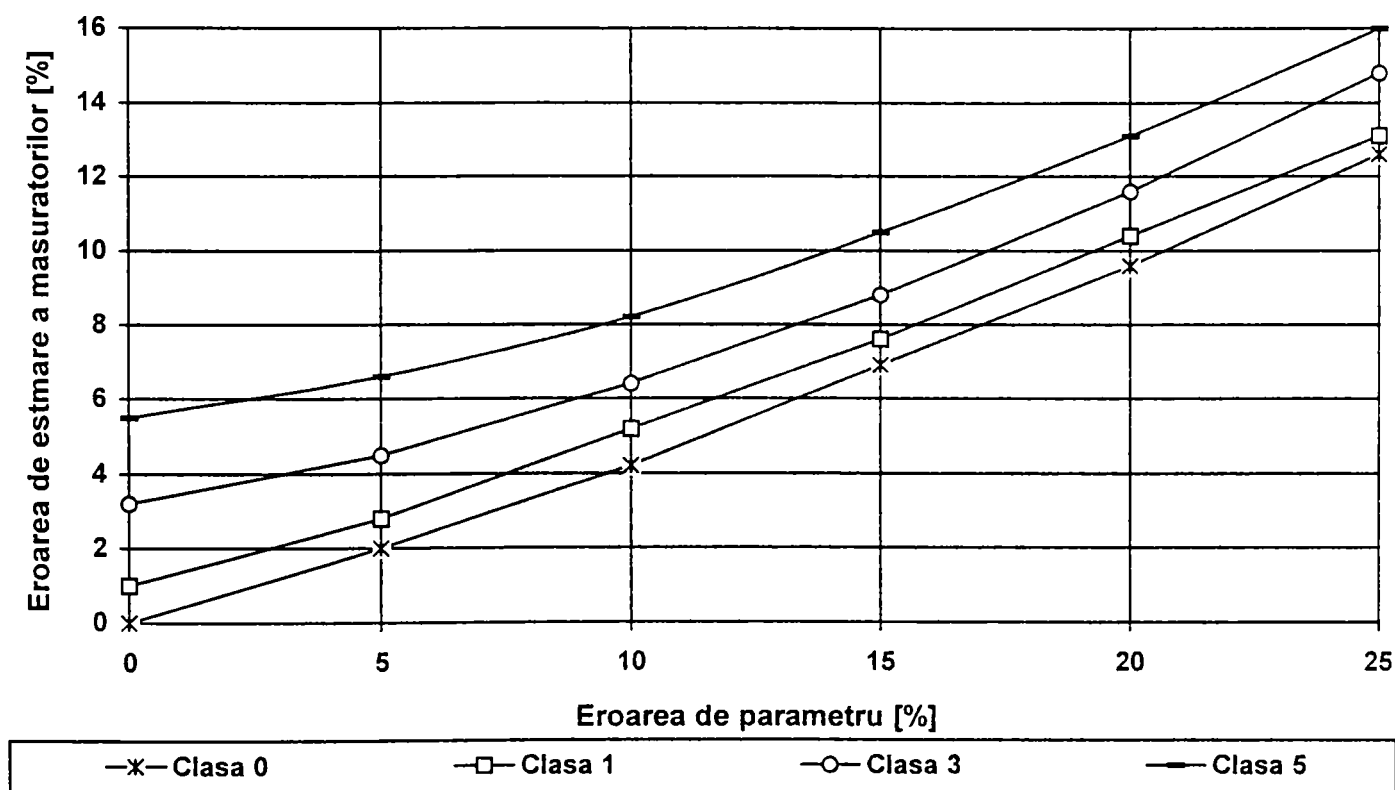


Figura 7.2. Influența unei susceptanțe eronate în măsurătorile adiacente.

O întrebare ce decurge imediat este care dintre parametri are o influență mai pronunțată în diferite categorii de măsurători. Pentru a răspunde acestei probleme au fost testate două categorii de măsurători:

- a. Tensiunile nodale și circulațiile de puteri;
- b. Tensiunile nodale și injecțiile de puteri.

În figura 7.3 se prezintă rezultatele acestor testări pentru două nivele diferite de erori și când a fost considerat în calculul erorii medii numai setul adiacent de măsurători. Se poate

concluziona că măsurătorile de circulație sunt mult mai pronunțat influențate de erorile de parametru în raport cu injecțiile de putere (cu repetarea precizării că fiecare valoare reprezintă 60 de cazuri considerate).

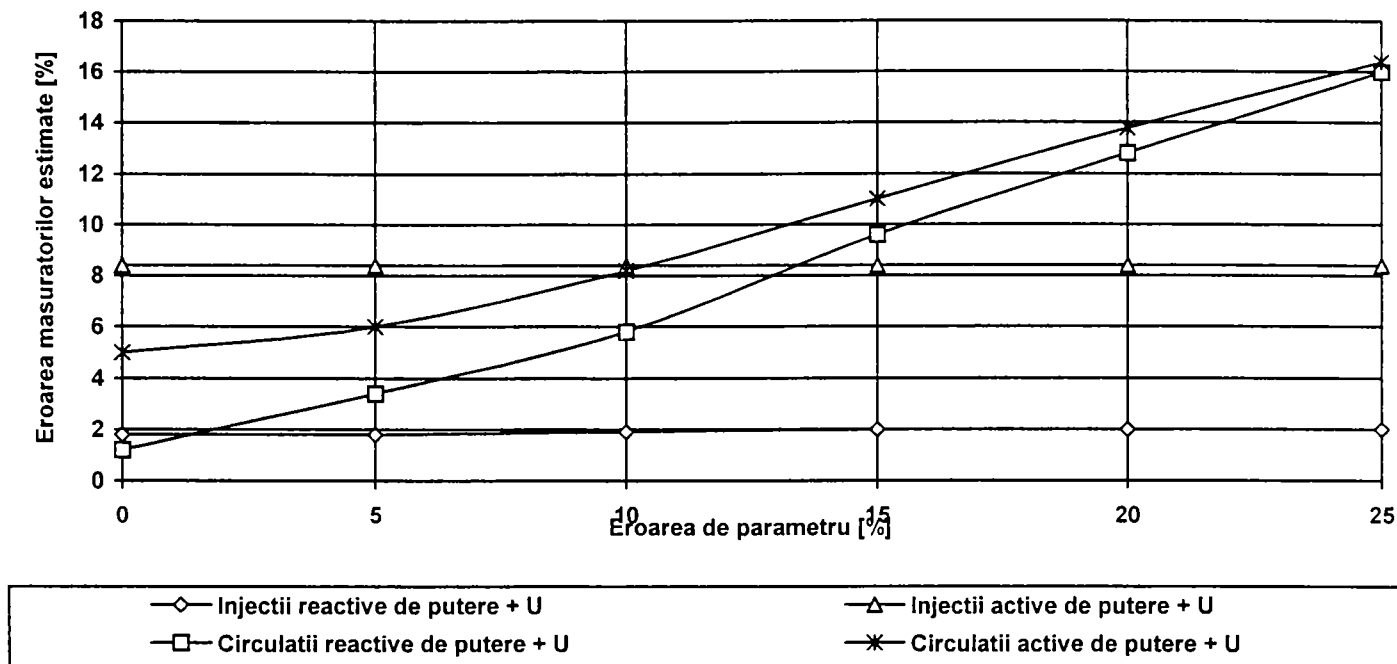
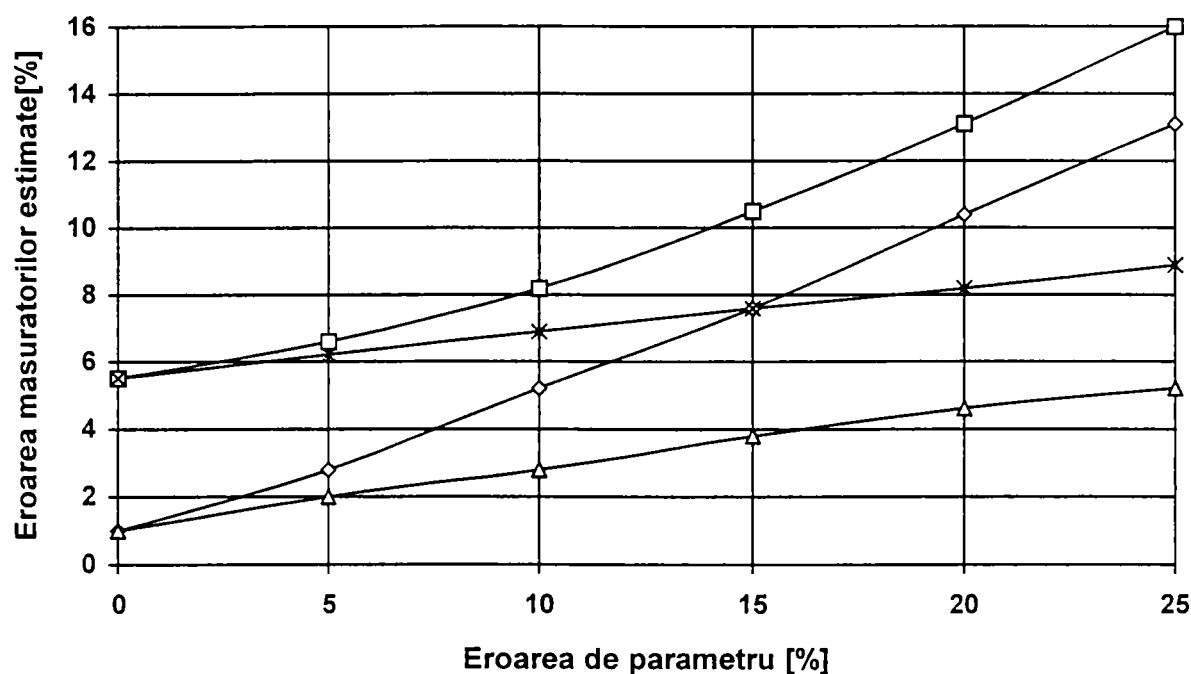


Figura 7.3. Influența unei singure susceptanțe eronate în diferitele categorii de măsurători.

Un set final de teste a fost realizat pentru a găsi posibilele diferențe între influența erorilor de conductanță și respectiv a celor de susceptanță. Două din curbele prezentate în figura 2, precum și corespondentele lor pentru conductanță sunt prezentate în figura 7.4. Rezultă clar că erorile de conductanțe au o influență mai mică în estimare ceea ce este un rezultat remarcabil pentru că valoarea reală a conductanțelor se modifică periodic funcție de temperatura de funcționare pentru elementele longitudinale și funcție de condițiile de mediu pentru elementele transversale.



—◇— B-clasa 1

—□— B-clasa 3

—△— G-clasa 1

—×— G-clasa 3

Figura 7.4. Influența conductanței și susceptanței eronate în măsurătorile adiacente.

În acest paragraf s-au prezentat rezultate ale prelucrării statistice ale rezultatelor unor serii de estimări care confirmă că și un singur parametru eronat deteriorează semnificativ acuratețea estimării stării statice, și în particular în zona limitrofă erorii de parametru. Din acest studiu se poate concluziona în plus că:

- Măsurătorile de injecție sunt mai puțin sensibile la erorile de parametri decât măsurătorile de circulație.
- Erorile de susceptanțe sunt mai dăunătoare procesului de estimare decât cele de conductanțe.
- Acuratețea măsurătorilor estimate este mai scăzută când sunt prezente și erori de structură.

În al doilea rând s-a scos în evidență că utilizarea valorilor cunoscute ale parametrilor ca și pseudomăsurători este o strategie discutabilă pentru că valorile factorilor de ponderare corespunzători acestor măsurători suplimentare în funcția obiectiv trebuie alese cu foarte mare atenție pentru ca această tehnică să conducă la rezultate satisfăcătoare.

În consecință se poate spune că performanțele estimării stării statice depind în mare măsură și de acuratețea datelor măsurate și de calitățile estimatorului, dar și de acuratețea modelării sistemului monitorizat rezultând ca necesară prezența în estimator a unei etape cel puțin de detecție-identificare a erorilor de structură, dacă nu chiar a unui algoritm de estimare a erorilor de structură.

7.4. Posibilități de detecție a erorilor de structură.

O posibilitate de rezolvare a cerinței rezultate mai sus ar fi includerea și a parametrilor rețelei printre mărimile de stare ale sistemului, însă această opțiune ar conduce la creșterea pronunțată a dimensiunilor sistemului de ecuații care ar trebui rezolvat, cu consecințe pronunțat negative asupra stabilității numerice a algoritmului și asupra timpilor de calcul necesari.

Așa cum s-a mai precizat, în sistemele de conducere a S.E.E. sunt utilizate două tipuri de date telemăsurate și anume:

- datele despre poziția întreruptoarelor și a separatoarelor, și
- măsurătorile puterilor active și reactive (de injecție în noduri și de circulație pe laturi) și modulele tensiunilor din nodurile rețelei.

Datele despre starea (poziția) echipamentului de comutație sunt utilizate pentru determinarea în timp real a topologiei rețelei, iar datele analogice sunt utilizate pentru determinarea încărcării liniilor și a transformatoarelor și a profilului de tensiune din rețeaua considerată. Ambele categorii de date pot fi afectate de erori produse de "zgomotul" căilor de comunicație, erori de măsură, pierderi de date pe căile de comunicație etc.

Pentru detectarea și eliminarea erorilor ce pot apare în setul de date analogice se folosesc în cele mai moderne sisteme de conducere ale S.E.E. programe de estimare a stării statice a S.E.E..

În [26], [82] se propune o metodă de detectare-identificare a unor erori de topologie prin utilizarea rezultatelor estimării stării statice. În acest paragraf autorul își propune să prezinte posibilitatea detectării și identificării erorilor de structură și apoi rezultatele obținute prin aplicarea unei metode de detectare și identificare a erorilor de topologie.

7.4.1. Detecția și identificarea erorilor de topologie

În acest paragraf se vor arăta o serie de elemente care pot conduce la detecția și identificarea erorilor de structură, precum și condiții în care acestea pot fi realizate. Pentru aceasta se pornește de la modelul clasic al măsurătorilor:

$$z = h(x) + \varepsilon$$

Analiza pentru detecția și identificarea erorilor de măsură pleacă de la vectorul reziduurilor:

$$r = z - h(\hat{x})$$

Într-o aproximare liniară se poate scrie că vectorul reziduu este:

$$r = W\varepsilon$$

unde:

$$W = I - H(H^T R^{-1} H)^{-1} H^T R^{-1}$$

De notat că matricea de covarianță a vectorului reziduu este **WR**.

Dacă $f(x)$ este vectorul circulațiilor pe laturile rețelei, funcția neliniară $h(x)$ care apare în modelul măsurătorilor mai poate fi scrisă și:

$$h(x) = Mf(x)$$

unde matricea **M** este matricea de incidență măsurători la laturi.

Cu aceasta, presupunând că există o eroare $\Delta f = \alpha f(x)$ în circulația de pe laturi datorată unei reprezentări eronate a unei laturi sau unei erori de topologie, se poate scrie că, în absența erorilor de măsurare, vectorul reziduu este:

$$r = z - \hat{z} = WM\Delta f(x)$$

Considerând că există o singură eroare de parametru în latura a i-a, atunci $\Delta f = \alpha e_i$, unde e_i este vectorul unitate cu valoarea 1 în poziția i și cu 0 în rest, iar α este o constantă. Rezultă că în cazul unei singure erori de structură, vectorul reziduu este doar un multiplu al unei coloane a matricei **WM**:

$$r = \alpha Wm_i \quad (7.1)$$

unde m_i este a i-a coloană a matricei de incidență măsurători la laturi **M**.

Analogul cel mai apropiat al erorii singulare de structură este testul de coliniaritate între vectorul reziduu datorat erorii și coloana din **WM** asociată cu latura eronată. Astfel încât relația (7.1) arată că o singură eroare de structură poate produce un vector reziduu care

este coliniar cu o coloană din **WM**, iar coloana din **WM** cu care este coliniară corespunde acelei laturi pe care s-a produs eroarea.

În consecință, o eroare de structură pe o latură corespunzătoare unei coloane nule din **WM** este nedetectabilă, iar o eroare de structură pe una sau mai multe laturi având coloane coliniare în **WM** nu pot fi identificate.

Pentru a transpune aceste concluzii în notația deja utilizată vom spune că latura i este de eroare de structură singulară detectabilă dacă $w_{m_i} \neq 0$. Vom spune că latura i este de

eroare de structură singulară identificabilă dacă w_{m_i} este necoliniară cu oricare din vectorii

w_{m_j} , cu $j \neq i$.

În cazul unei singure erori de structură (ca și pentru o singură eroare de măsură [5]), un simplu produs scalar este un test suficient de coliniaritate. Fie θ_j unghiul dintre vectorul reziduu Δz și a j -a coloană din **WM**. Atunci:

$$\cos \theta_j = \frac{m_j^T W \Delta z}{\|W m_j\| \|\Delta z\|} \quad (7.2)$$

unde $\| \cdot \|$ reprezintă notația pentru norma euclidiană a unui vector, respectiv

$\|\Delta z\| = (\Delta z^T \Delta z)^{1/2}$. Pentru o singură eroare de structură pe o latură detectabilă i ,

$\cos \theta_i = 1$, în timp ce $\cos \theta_j \leq 1$, $j \neq i$. Dacă latura este identificabilă

$\cos \theta_j < 1$, $j \neq i$. Aceste condiții constituie testul numit "cos θ " pentru o eroare singulară

de structură.

Dependențele dintre coloanele matricei **WM** și vectorul reziduu pentru erorile de structură pot fi deduse fără a fi nevoie de calculul integral al matricei **W** cum se sugerează prin definiție.

Dacă o rețea este observabilă (adică dacă matricea jacobian H este de ordin complet), atunci măsurătorile pot fi ordonate astfel încât H să poată fi scris:

$$H = \begin{bmatrix} H_1 \\ H_2 \end{bmatrix} \quad (7.3)$$

unde H_1 este pătrată și de ordin complet. Se definește:

$$\begin{aligned} F &= H_2 H_1^{-1}, \\ G &= [-F \quad I] \end{aligned} \quad (7.4)$$

Atunci o dezvoltare directă implicând aplicarea lemei de inversare a matricilor duce la:

$$W = RG^T (GRG^T)^{-1} G \quad (7.5)$$

Pentru că primii doi factori din ultima relație sunt de ordin complet, dependențele algebrice dintre coloanele **WM** sunt echivalente cu cele dintre coloanele produsului **GM**. Dacă **M** este partiționat în două blocuri **M₁** și **M₂** ca și **H** atunci e necesar doar studiul dependențelor din:

$$GM = M_2 - FM_1$$

Această simplificare este exploatată în exemplul din secțiunea următoare.

Pentru a începe caracterizarea acelor laturi pe care erorile de structură sunt detectabile sau identificabile, se va exploata decuplarea uzuală dintre părțile P-δ și Q-U. Dacă se consideră că **z** este vectorul măsurătorilor de putere activă și **x** vectorul de stare al unghiurilor tensiunilor, se va obține modelul de aproximație liniară:

$$z = Hx + \varepsilon$$

În final [17] se demonstrează că:

$$H = MYA^T$$

unde **M** este (partea activă) a matricei de incidență măsurători-laturi, **Y** este matricea diagonală a magnitudinilor admitanțelor laturilor și **A** este (redușă prin tăierea nodului de referință) matricea de incidență laturi-noduri a schemei monofilare a rețelei. Se va utiliza această reprezentare a rețelei pentru echilibrul discuției.

Terminologia următoare va fi utilă în discuțiile care urmează. Se reamintește că o modalitate de a spune că o rețea este observabilă este ca Jacobianul **H** să fie de ordin complet egal cu numărul de coloane. O latură este *latură critică* pentru o rețea măsurată observabilă dacă eliminarea acestei laturi implică neobservabilitatea rețelei rezultate. Două laturi formează o *pereche critică* de laturi a unei rețele măsurate observabile dacă eliminarea ambelor laturi implică neobservabilitatea rețelei rezultate, în timp ce eliminarea unei singure laturi din cele două ar duce la o rețea care rămâne observabilă. Mai general, un set de **k** laturi formează un *k-set critic de laturi* pentru o rețea măsurată observabilă dacă eliminarea setului de **k** laturi ar duce la o rețea care este neobservabilă în timp ce eliminarea oricărui set de cel mult **k-1** laturi ar conduce la o rețea care este în continuare observabilă.

De exemplu, să considerăm o rețea măsurată în care singurele măsurători sunt circulațiile de laturi și fiecare latură este măsurată. Dacă graful acestei rețele este un arbore

atunci fiecare latură este critică. Dacă graful acestei rețele este o buclă simplă atunci fiecare pereche de laturi este o pereche critică. Dacă graful rețelei este conex orice subset de k laturi formează un k -set critic de laturi.

Se vor arăta în continuare câteva rezultate care să ajute la caracterizarea laturilor pe care erorile de structură sunt detectabile sau identificabile.

Rezultatul 1.: Dacă o latură este latură critică sau este doar incidentă la măsurători critice, atunci o eroare singulară de structură pe această latură este nedetectabilă.

Rezultatul 2: Dacă două laturi formează o pereche critică de laturi, atunci o eroare de structură pe oricare din cele două laturi este neidentificabilă.

Rezultatul 3: Dacă o latură a unei rețele observabile este necritică și este incidentă la exact o singură măsurătoare necritică, atunci este detectabilă pentru erori de structură singulare pentru toate valorile admitanței de latură.

Demonstrațiile rezultatelor.

Se vor utiliza următoarele notații: matricele sunt notate cu majuscule. Coloanele matricelor sunt notate cu literele corespunzătoare matricelor din care provin și cu indicii corespunzători, de ex. a i -a coloană a matricei $\mathbf{M}=[m_1, m_2, \dots, m_b]$ este m_i (pentru matricea unitate \mathbf{I} notația unei coloane va fi e_i). A j -a linie a unei matrici va fi notată prin litera corespunzătoare matricei și indice superior corespunzător liniei, de ex. linia j din matricea \mathbf{H} este notată cu h^j .

Se reamintește că matricea de incidență noduri-laturi (redușă prin eliminarea nodului de referință) pentru schema monofilară a rețelei este notată cu \mathbf{A} , partea reală (activă) a matricei de incidență măsurători-laturi este notată cu \mathbf{M} , matricea magnitudinilor admitanțelor de latură este notată cu \mathbf{Y} și Jacobianul ecuațiilor măsurătorilor este notat cu \mathbf{H} . Decuplarea presupusă și descrisă (7.3) conduce la relația (7.4).

Lema 1A: Fie w_i coloana din \mathbf{W} care corespunde măsurătorii i . Atunci $w_i=0$ dacă și numai dacă măsurătoarea i este critică.

Demonstrație. Dacă măsurătoarea i este critică, atunci $w_i=0$ prin lema III.1 din [37]

Pentru a demonstra reciproca se va demonstra că dacă măsurătoarea i este necritică atunci acest lucru implică $w_i \neq 0$. Se scrie \mathbf{W} ca în (7.5). Pentru că \mathbf{G}^T și $\mathbf{G}\mathbf{G}^T$ sunt ambele de ordin complet, $w_i = \mathbf{W}e_i \neq 0$ dacă $\mathbf{G}e_i \neq 0$. Se va demonstra și acest lucru mai târziu.

Pentru că i este măsurătoare necritică putem partiționa H ca în (7.3) astfel încât linia din H corespunzătoare măsurătorii i să apară în H_2 . Dar indicii măsurătorilor din H_2 sunt de fapt indicii măsurătorilor corespunzând coloanelor din relația de definiție (7.4) a lui G . Rezultă că având $Ge_i \neq 0$ pentru că este coloană a unei matrici unitare și $w_i \neq 0$.

Lema 1B: Coloana din WM corespunzând unei laturi critice este zero.

Demonstrație. Să presupunem că latura i este latură critică.

Fie \tilde{H} matricea jacobian a rețelei cu admitanța y_i a laturii i de valoare 0. Pentru că latura i este critică \tilde{H} este de ordin mai mic decât H și există un vector c astfel încât $Hc \neq 0$ când $\tilde{H}c = 0$. Se poate scrie:

$$H = \tilde{H} + y_i m_i a_i^T$$

și se calculează:

$$0 \neq Hc = y_i m_i a_i^T c = \alpha m_i$$

unde $\alpha = y_i a_i^T c$ cu $\alpha \neq 0$. Dar $WH=0$ duce la:

$$0 = WHc = W\tilde{H}c + W y_i m_i a_i^T c = \alpha W m_i$$

Rezultă deci că $W m_i = 0$

Demonstrația rezultatului 1. Prima afirmație a rezultatului 1 este o consecință directă lemei 1B.

Pentru a demonstra a doua afirmație să presupunem că latura i este incidentă la măsurători critice. Atunci $W m_i$ este o combinație liniară a coloanelor corespunzătoare măsurătorilor critice. Dar fiecare astfel de coloană este zero prin lema 1A.

Demonstrația rezultatului 2. Fie laturile i și j laturi ce formează o pereche critică de laturi. Fie \tilde{H} matricea jacobian cu admitanțele ambelor laturi egale cu 0. Atunci, așa cum s-a arătat la lema 1B, \tilde{H} este de rang mai mic decât H și deci există un vector c astfel încât $Hc \neq 0$ în timp ce $\tilde{H}c = 0$.

Se poate scrie $H = \tilde{H} + y_i m_i a_i^T + y_j m_j a_j^T$ și calcula

$$0 \neq Hc = \alpha_i m_i + \alpha_j m_j$$

unde $\alpha_k = y_k a_k^T c$, $k = i, j$. Atunci **WH** duce la:

$$0 = \alpha_i W m_i + \alpha_j W m_j,$$

ceea ce reprezintă relația de dependență dorită.

Demonstrația rezultatului 3. Fie latura i satisfăcând ipoteza de la rezultatul 2. Va trebui să arătăm că $W m_i \neq 0$.

Se definește \tilde{H} ca la demonstrația de la lema 1B. Pentru că latura i nu este critică, H și \tilde{H} sunt de rang egal. Ordonând măsurătorile astfel încât H să poată fi partiționat ca în rel. (7.3), iar liniile din \tilde{H} și M pot fi grupate similar, ca și liniile și respectiv și coloanele din W .

Acum lema de inversare a matricilor devine:

$$H_1^{-1} = \tilde{H}_1^{-1} - (1/\tau) \tilde{H}_1^{-1} m_{1i} a_i^T \tilde{H}_1^{-1}$$

unde $\tau = 1/y_i + a_i^T \tilde{H}_1^{-1} m_{1i}$, m_{1i} fiind porțiunea din m_i corespunzând măsurătorilor din H_1 .

Se definește G ca în (7.4). Pentru că și G^T și $(GG^T)^{-1}$ sunt de ordin complet, $W m_i \neq 0$ dacă $G m_i \neq 0$. Un calcul direct conduce la

$$G m_i = 1/\tau y_i \tilde{G} m_i, \quad \tilde{G} \text{ este definit de (7.4) cu } \tilde{H} \text{ în locul lui } H.$$

Deci, cu excepția unei valori de admitanță care duce la $\tau=0$, este suficient să se arate că $\tilde{G} m_i \neq 0$.

Să observăm că

$$\tilde{G} m_i = -\tilde{H}_2^{-1} \tilde{H}_1^{-1} m_{1i} + m_{2i}.$$

În continuare, $\tilde{W} \tilde{H} = 0$ conduce la:

$$\tilde{W}_{11} \tilde{H}_i + \tilde{W}_{12} \tilde{H}_2 = 0$$

și

$$\tilde{W}_{12} \tilde{H}_2 + \tilde{W}_{22} \tilde{H}_1 = 0$$

unde \tilde{W} este definit de (7.5) cu \tilde{H} în locul lui H .

Acum să presupunem că $\tilde{G}m_i = 0$. Din (7.3), (7.4) și (7.5) se obține că $\tilde{W}m_i = 0$.

Dar $\pm \tilde{W}m_i$ este coloana singulară nenulă din \tilde{W} corespunzătoare măsurătorii necritice la care latura i este incidentă. Această contradicție conduce la concluzia că $\tilde{G}m_i \neq 0$ și completează demonstrația.

Lema 2. Fie \tilde{H} matricea jacobian ale cărei linii corespund eliminării măsurătorii i , adică $H = \tilde{H} + e_i h^i$, unde h^i este linia din H corespunzând măsurătorii i . Se definește \tilde{W} prin relația (7.5) cu \tilde{H} în locul lui H . Fie $\tilde{C} = (\tilde{H}^T \tilde{H})^{-1}$. Atunci pentru orice i , $1 \leq i \leq m$,

$$W = W\tilde{W} - w_i h^i \tilde{C}^{-1} \tilde{H}^T$$

Demonstrație: Concretizând valoarea i și dezvoltând $(H^T H)^{-1}$ utilizând lema de inversare a matricelor, cu considerarea liniei nule i din \tilde{H} se obține:

$$W = W + \beta H \tilde{C}^{-1} h^{iT} h^i \tilde{C}^{-1} H^T - (k_i e_i^T + e_i k_i^T) - \alpha_i e_i e_i^T$$

unde s-a considerat $k_i = \tilde{H} \tilde{C}^{-1} h^{iT}$,

$$\alpha_j = h^i \tilde{C}^{-1} h^{jT} \quad (7.6)$$

și $\beta = 1 / (1 + \alpha_i)$. Pentru că $WH = 0$

$$W\tilde{H} = -W e_i h^i = -w_i h^i$$

și $Wk_i = -\alpha_i w_i$. Aceste relații și $W^2 = W$ reduc în final relația din lemă la

$$W = W\tilde{W} - w_i k_i^T,$$

care reprezintă relația dorită.

Lema 3. Coloanele din W corespunzătoare unei perechi critice de măsurători sunt coliniare. În particular, dacă măsurătorile i și j formează o pereche de măsurători critice, atunci $w_j = -\alpha_j w_i$, unde α_i este definit la (7.6).

Demonstrație: Pentru că măsurătoarea j este critică când măsurătoarea i este eliminată din sistem, a j -a coloană a lui \tilde{W} conține numai zerouri conform lemei 1A. Atunci rezultă că, din lema 2, avem:

$$w_j = We_j = -(h^i \tilde{C}^{-1} \tilde{H}^T e_j) w_i = -\alpha_j w_i$$

Lema 4. Dacă laturile p și q sunt incidente numai la măsurători critice când măsurătoarea i este eliminată din rețea, atunci Wm_p și Wm_q sunt coliniare. În particular,

$$Wm_r = -\mu_r w_i, \quad r = p, q$$

unde $\mu_r = h^i \tilde{C}^{-1} \tilde{H}^T m_r$.

Demonstrație: Pentru că orice măsurătoare incidentă la o latură p este critică odată ce măsurătoarea i este eliminată $\tilde{W}m^p = 0$ prin lema 1A. Apoi lema 2 conduce exact la rezultatul dorit. Același argument se aplică și laturii q .

Conținutul lemei 4 este simplu. Prin lema 3, coloanele din \mathbf{W} corespunzătoare perechilor critice de măsurători sunt coliniare. Pentru că laturile p și q sunt incidente numai la măsurători care formează perechi critice cu măsurătoarea comună, Wm_p și Wm_q sunt combinații liniare ale unor multipli scalari ai lui w_i , coloana din \mathbf{W} corespunzătoare măsurătorii comune perechilor critice de măsurători menționate.

Rezultatul 4 este o consecință imediată a lemelor 3 și 4.

Cu scopul de identificare a unei erori singulare de structură este necesar să se calculeze cosinusul unghiului dintre vectorul reziduu Δz și coloanele din \mathbf{WM} . Pentru a j -a coloană din \mathbf{WM} , acest calcul, dat în (7.2), este repetat mai jos:

$$\cos \theta_j = \frac{m_j^T W \Delta z}{\sqrt{(m_j^T W m_j)(\Delta z^T \Delta z)}}$$

Atâta timp cât matricea \mathbf{R} care apare în (4) este pozitiv definită, se poate presupune fără a restrânge generalitatea, că aceasta este o matrice unitară, pentru că măsurătorile pot fi scalate cu $R^{-1/2}$. Expresia pentru matricea de sensibilitate a reziduurilor devine în acest caz:

$$W = I - \tilde{H}(\tilde{H}^T \tilde{H})^{-1} \tilde{H}^T$$

Fie:

$$\tilde{H}^T \tilde{H} = U^T D U.$$

Factorii triunghiulari \mathbf{U} și \mathbf{D} pot fi în general deja disponibili ca produs intermediar din calculul estimării. Astfel că $m_j^T W m_j$ poate fi scris ca:

$$m_j^T W m_j = m_j^T m_j - m_j^T H U^{-1} D^{-1} U^{-1T} H^T m_j$$

sau:

$$m_j^T W m_j = m_j^T m_j - v_j^T D^{-1} v_j$$

unde v_i se calculează prin rezolvarea:

$$U^T v_j = H^T m_j$$

prin substituire inversă. Este necesară câte o rezolvare prin substituire inversă pentru fiecare v_i , dar trebuie observat că membrul drept al ecuației precedente este practic lacunar pentru că $H^T m_j$ conține foarte puțini termeni nenuli. În consecință această ecuație poate fi rezolvată foarte eficient prin utilizarea metodelor lacunare descrise în [68].

Pentru a calcula termenul $m_j^T W \Delta z$ trebuie notat că, deoarece W este o matrice idempotentă,:

$$W \Delta z = W^2 \varepsilon = W \varepsilon = \Delta z$$

și deci:

$$m_j^T W \Delta z = m_j^T \Delta z.$$

Pe scurt, problema majoră a calculului în identificarea unei erori singulare de structură printr-o astfel de metodă este calculul lui v_i pentru fiecare latură a rețelei testate. Oricum însă, calculul lui v_i poate fi realizat foarte rapid prin utilizarea metodelor lacunare descrise în [68] la realizarea procesului de substituții inverse. Pentru că W variază în mod normal foarte puțin cu starea estimată, se poate accepta utilizarea unei valori precalculate pentru $m_j^T W m_j$ folosind o aproximare "flat-start" la calculul lui H .

Abordarea geometrică din [19] pentru detectarea și identificarea erorilor multiple de măsură se poate extinde ușor la erori multiple de structură.

Fie S setul de laturi suspectate de a conține erori de structură. fie M_S submatricea din matricea de incidență măsurători-laturi ale cărei coloane sunt indexate de laturile din S . Fie T notația pentru subspațiul din \mathbf{R}^m descris de coloanele din $W M_S$.

Spațiul T este descris de coloanele din W corespunzătoare măsurătorilor indicate de laturile din S . Să presupunem că există d astfel de măsurători și că nu există două laturi incidente la același set de măsurători. Dacă acest set de măsurători conține k -seturi

necritice de măsurători, $0 \leq k \leq d$ (adică dacă rețeaua rămâne observabilă după eliminarea tuturor acestor d măsurători), atunci aceste coloane din \mathbf{W} sunt liniar independente [19, Lema4]. Mai mult, să presupunem că fiecare din subrețele formate de laturile din S este observabilă utilizând măsurătorile incidente acestor laturi. Atunci \mathbf{M}_S este de ordin complet și deci și \mathbf{WM}_S este de ordin complet.

Fie p proiecția vectorului reziduu Δz pe spațiul T :

$$p = \mathbf{WM}_S \left(\mathbf{M}_S^T \mathbf{WM}_S \right)^{-1} \mathbf{M}_S^T \mathbf{W} \Delta z.$$

Dacă o latură cu eroare a fost omisă din setul S al laturilor suspectate atunci $p \neq 0$. Altfel spus, se poate calcula unghiul dintre vectorul reziduu și subspațiul T , ceea ce înseamnă de fapt unghiul dintre vectorul reziduu Δz și p . Notând acest unghi cu θ_T găsim:

$$\cos \theta_T = \left(p^T p / \Delta z^T \Delta z \right)^{1/2}$$

Această relație se restrânge la relația (7.2) când T este spațiul monodimensional descris de o singură coloană din \mathbf{Wm}_j .

Pentru că \mathbf{W} este o proiecție, $\mathbf{W} \Delta z = \Delta z$, și expresia pentru $\cos \theta_T$ se simplifică astfel:

$$\cos \theta_T = \left(\Delta z^T \mathbf{M}_S \left(\mathbf{M}_S^T \mathbf{WM}_S \right)^{-1} \mathbf{M}_S \Delta z^T / \Delta z^T \Delta z \right)^{1/2}$$

Deci aplicând o asemenea metodă de identificare a erorilor de structură este necesar să se testeze o ipoteză ca "Setul S include toate laturile cu erori de structură", ceea ce înseamnă că se testează de fapt ipoteza $\cos \theta_T = 1$.

Chiar cu simplificările descrise aplicate metoda prezentată se axează pe identificarea laturilor eronate, etapa de detecție fiind inclusă în cea de identificare ceea ce presupune parcurgerea acestei proceduri complexe practic la fiecare estimare care are indicii de calitate afectați.

Pentru a nu fi necesar acest lucru (cu consecințe asupra vitezei de calcul, asupra utilizării echipamentului de calcul etc.) este necesar a se găsi și aplica un criteriu simplu de decelare a prezenței erorilor de structură de tipul celui propus în cele ce urmează.

O etapă necesară, dar practic neabordată până în prezent este cea a detecției prezenței erorilor de structură.

7.4.2. Criteriu de detecție a erorilor de structură.

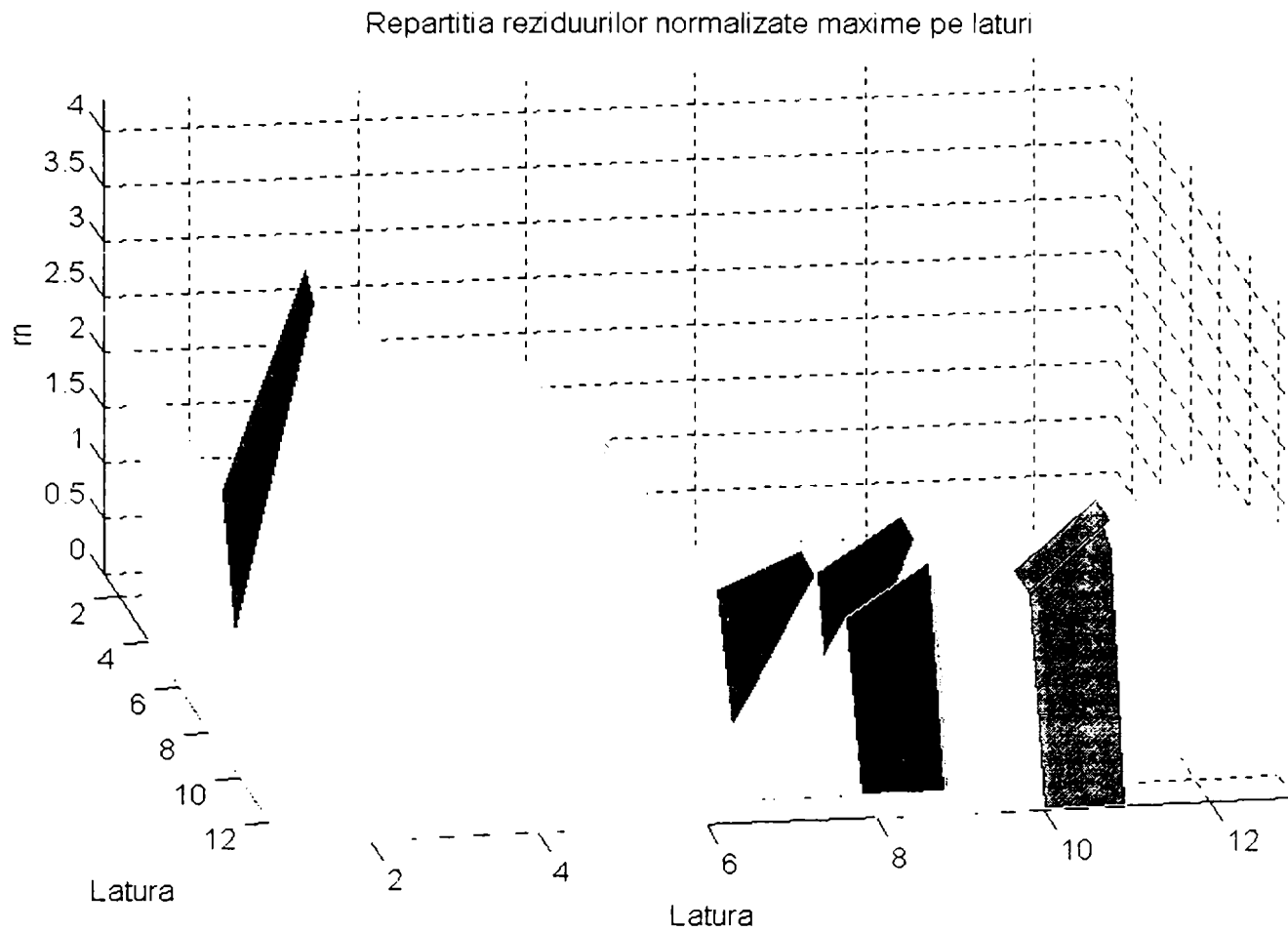
Având în vedere că atât prezența erorilor de măsură, cât și a celor de structură conduce în general, așa cum s-a văzut, la reziduuri normalizate mai mari decât o valoare de prag (în general $r_{nprag} = 3$) se pune problema depistării categoriei de erori care stă la originea deteriorării indicilor de calitate a estimării stării statice.

Având în vedere acest lucru, autorul introduce ca un element original *testul de detecție al erorilor de structură*, un astfel de test nemaifiind propus încă (în conformitate cu literatura parcursă de autor). Acest test este propus de autor ca urmare a studiului extrem de vast realizat prin utilizarea pachetului de programe EstAll (prezentat în cap.6), pe mai multe sisteme test și cu mai multe seturi de date.

Autorul a realizat studiul distribuției reziduurilor normate pe laturi, categorii de măsurători (P, Q-U), respectiv al distribuției ca magnitudine în șirul ordonat al valorii absolute al reziduurilor normate și a calculat pentru fiecare caz o serie de parametri caracteristici.

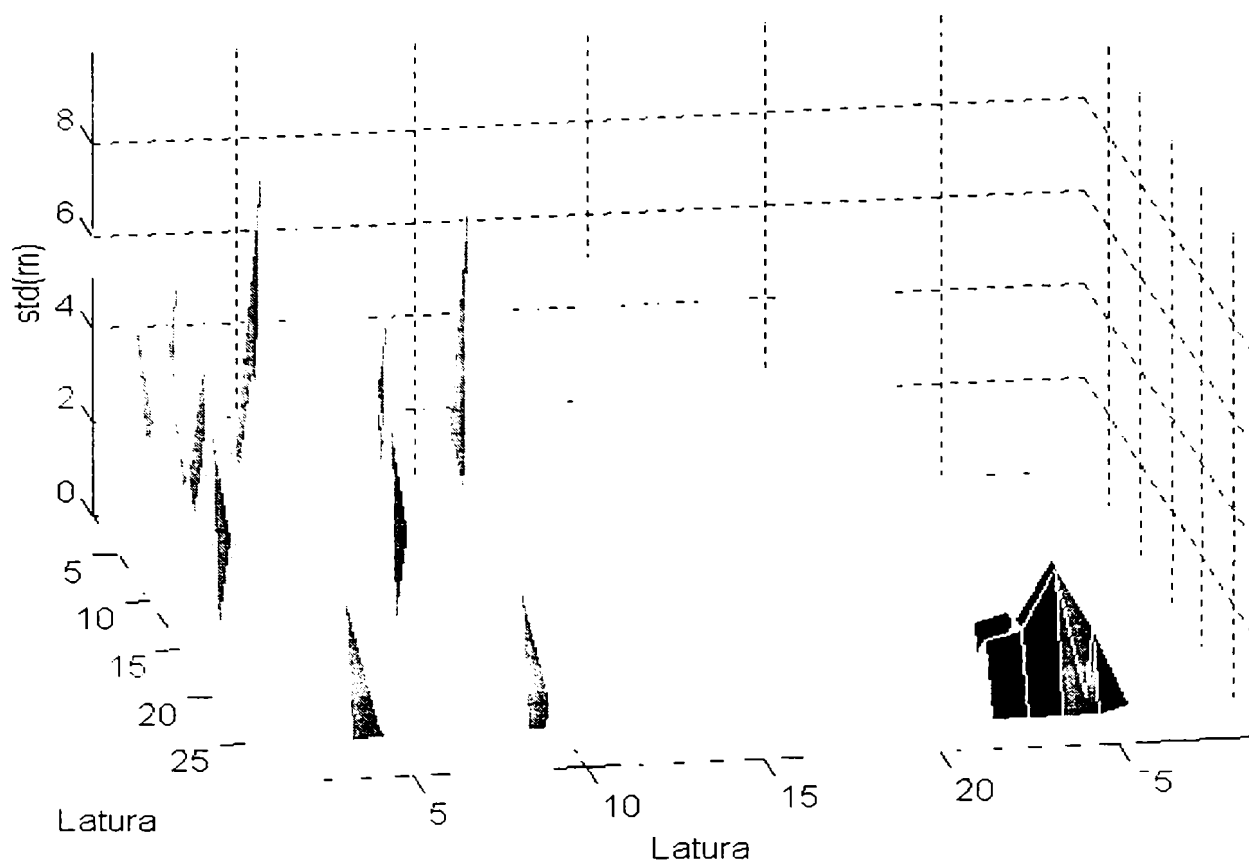
Au fost urmărite o serie de elemente caracteristice pentru variabile statistice care ar fi putut pune în evidență diferențe între existența erorilor de măsură și existența erorilor de structură. Aceste elemente au fost alese în așa fel încât să fie legate de faptul că, în urma serii de teste realizate de autor pentru diverse categorii de erori de măsură și respectiv de structură, precum și a argumentelor teoretice din capitolul dedicat erorilor de măsură s-a evidențiat că erorile de măsură conduc la reziduuri normate mult mai mari pentru măsurătorile eronate și eventual a unui număr redus din măsurătorile legate ceea ce nu este valabil și în cazul erorilor de structură.

În figura următoare este prezentată repartiția reziduurilor normalizate maxime ale măsurătorilor asociate laturilor în situația unei erori de modelare pentru latura 5 a sistemului TEST11 și fără erori de măsurare. Se observă că având reprezentate inclusiv reziduurile normalizate maxime ale laturilor imediat învecinate pentru fiecare latură a sistemului test nu se poate decide din aceste informații că latura 5 este cea eronată.



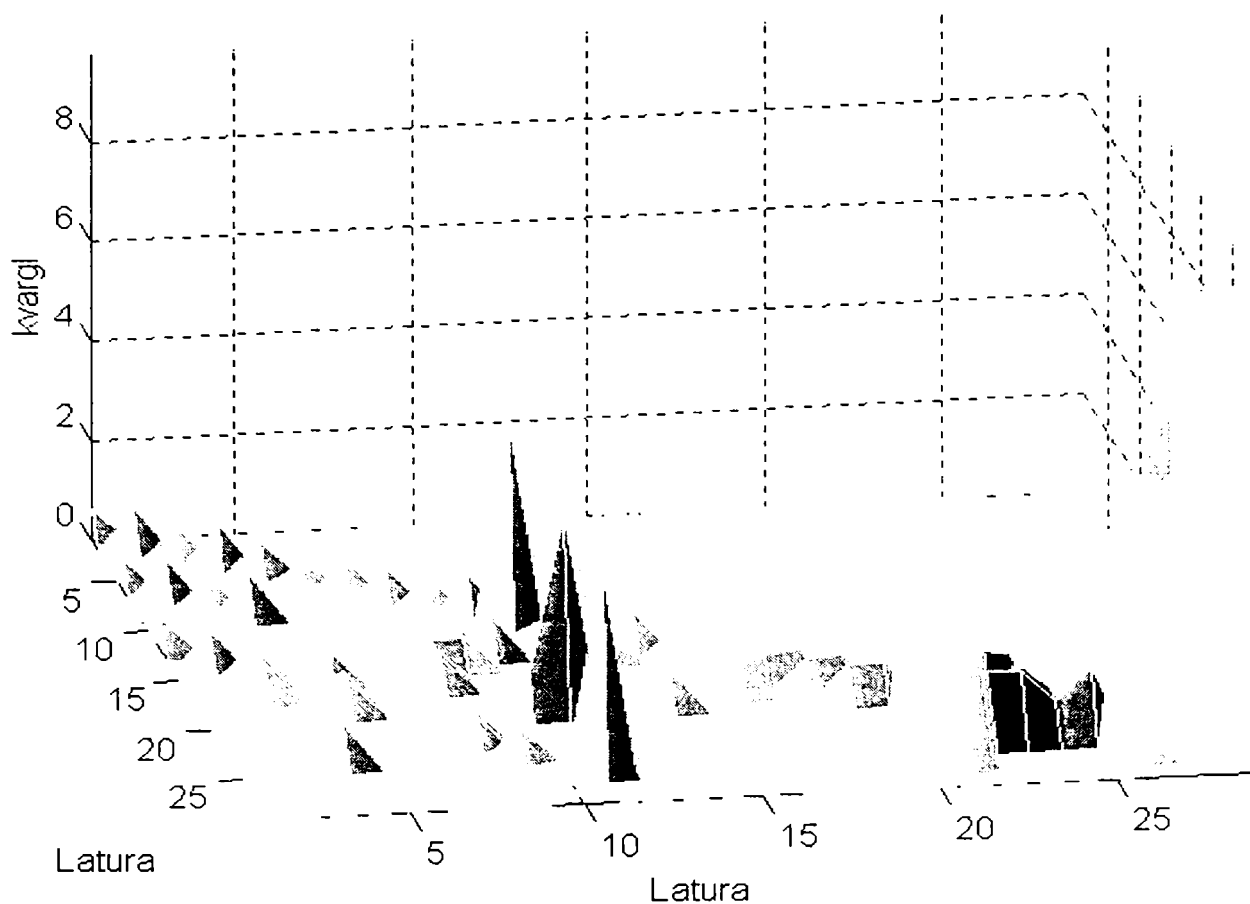
În figura următoare s-a reprezentat repartiția dispersiei reziduurilor normale ale măsurătorilor asociate laturilor sistemului TEST25 și respectiv a dispersiei măsurătorilor asociate laturilor imediat conexe pentru o eroare de modelare a laturii 11. Nici în acest caz nu se poate concluziona din aceste informații că latura respectivă este cea eronată.

Repartitia dispersiilor reziduurilor normate de pe laturi



Pentru același sistem test TEST25 s-a reprezentat în același mod (pentru laturile sistemului test și pentru cele imediat conexe) coeficientul de variabilitate a reziduurilor normate ale măsurătorilor utilizat în statistică pentru evidențierea diferenței între două populații. Concluzia este însă aceeași, și anume că din aceste informații nu se poate concluzia care este categoria de erori care conduce la deteriorarea factorilor de calitate a estimării și cu atât mai puțin care este latura eronat modelată.

Repartitia coeficientilor de variabilitate a reziduurilor normate de pe laturi



Investigația realizată urmărind un număr foarte mare de cazuri de erori atât de măsurare, cât și de structură (cu o gamă largă de magnitudini ale acestor erori), a evidențiat că distribuția reziduurilor normate pentru cele două mari categorii de erori permite evidențierea caracterului erorii prin raportul:

$$Kes = \frac{\sigma_{r_n > r_{nprag}}^2}{\sigma_{rn_nr.mas.leg.}^2} \quad (7.7)$$

Acest raport are valori mai mari (mult mai mari) de 1 în cazul prezenței erorilor de structură și va avea valori apropiate mai mici în cazul erorilor de măsurare. În studiile numerice efectuate de autor s-a considerat ca valoare de delimitare valoarea:

$$Kes_{prag} = 1,2$$

depinzând de dimensiunile sistemului test. În tabelul următor sunt redade câteva rezultate obținute pe sistemul test TEST11.

	$Z_{11} =$	$Z_{21} =$	$Z_{31} =$	$Z_{14} =$	$Z_{15} =$	$Z_{16} =$	$Z_{17} =$
	$2Z_{11real}$	$2Z_{21real}$	$2Z_{13real}$	$2Z_{14real}$	$2Z_{15real}$	$2Z_{16real}$	$2Z_{17real}$
	9,657	5,843		3,039			3,035
	10,403	6,007		3,072			3,085
	14,247	6,461		3,087			3,231
	15,005	6,651		3,676			3,264
	17,016	6,882	3,247	3,998			3,520
	18,362	7,264	3,255	4,096	1,867	3,220	3,614
	18,713	7,358	3,392	4,524	1,902	3,769	3,627
	18,735	8,475	3,669	4,868	2,402	4,848	4,319
	19,084	9,848	3,822	5,575	2,604	5,078	4,587
	23,288	10,561	4,107	5,745	3,032	5,868	4,984
	27,053	11,438	4,474	5,900	5,044	7,156	5,834
$\sigma_{r_n > r_{nprog}}^2$	6,942	2,418	0,461	1,083	1,422	1,422	0,901
$\sigma_{m_nr.mas.leg}^2$	3,543	1,728	0,453	0,731	1,179	1,422	0,848
Kes:	1,959	1,399	1,017	1,481	1,205	1,000	1,062

După cum se poate constata din exemplele oferite în tabelul de mai sus testul propus pentru detecția erorilor de structură este funcțional cu precădere pentru erorile de structură care conduc la o degradare mai pronunțată a estimării stării statice ceea ce este încurajator, având o relevanță mai scăzută în cazurile erorilor de structură cu o influență mai scăzută asupra estimării. O aprofundare a studiului asupra criteriului de detecție a erorilor de structură se impune chiar dacă autorul a realizat și o verificare a acestuia pentru situații în care apar erori de structură multiple sau erori de structură combinate cu erori de măsurare, situații în care eficacitatea testului se dovedește mai scăzută pentru erori de structură combinate cu erori de măsurare.

În cele ce urmează sunt prezentate câteva rezultate obținute în situații când s-au simulat erori de măsură și apoi erori de structură combinate cu erori de măsură.

Tabelul următor prezintă 3 din situații de erori grosiere (măsurători eronate de circulație de 10 ori mai mari de cât cele reale) și o parte din reziduurile normate mai mari decât pragul.

	25_p11-7	25_p17-9	25_q11-7
	16,7480	3,0911	5,2106
	17,3553	3,3990	5,2966
	18,4398	3,5539	6,6941
	18,9103	4,0941	7,0037
	19,7764	4,7653	7,2659
	27,6141	5,0236	8,3091
	30,1617	5,1791	9,2043
	31,7955	5,3446	10,3294
	43,5048	5,7755	10,9824
	43,6147	5,8844	11,0225
	43,7998	7,9352	12,7339
	48,1759	9,1253	13,7190
	51,1909	9,2786	14,2000
	56,2968	11,5727	15,4687
	66,2570	12,2794	20,1712
	72,0992	12,4010	22,6259
	139,7106	12,5198	43,3057
	230,6820	13,6768	88,3193
	249,7210	14,0710	117,5571
$\sigma_{r_n > r_{nprog}}^2$	46,6691	3,8472	22,2371
$\sigma_{rn_nr.mas.leg.}^2$	86,2678	0,9366	42,1887
Kes:	0,5410	4,1076	0,5271

Se poate observa succesul testului de diferențiere a tipului de eroare în cazul erorii de circulație pe latura 1-7 și eșecul evident în cazul erorii de circulație de activ pe latura 7-9.

În cele ce urmează sunt prezentate rezultatele obținute cu sistemul test TEST11 și setul de măsurători MAS11_0. Sunt redată din aceleași motive ca mai sus doar valorile mai mari ale reziduurilor normate, ordonate crescător. Au fost considerate, în ordine, următoarele erori:

laturile 4-11 și 9-10 modelate cu impedanțe de 1,2 ori mai mari decât cele reale;

latura 9-10 modelată cu impedanță de 1,2 ori mai mare și eroare de +100% a puterii active de injecție din nodul 1;

latura 9-10 modelată cu impedanță de 1,2 ori mai mare și eroare de +100% a puterii active de injecție din nodul 2;

latura 9-10 modelată cu impedanță de 1,2 ori mai mare și eroare de +100% a puterii active de injecție din nodul 5;

latura 9-10 modelată cu impedanță de 1,2 ori mai mare și eroare de +100% a puterii active de injecție din nodul 6;

latura 9-10 modelată cu impedanță de 1,2 ori mai mare și eroare de +100% a puterii active de injecție din nodul 8;

	4-11+9-10	9-10+pi1	9-10+pi2	9-10+pi5	9-10+pi6	9-10+pi8
	0,8277	2,4318	3,0737	3,0745	3,3484	0,9886
	0,8378	2,4818	3,1447	3,1208	3,4865	1,0546
	0,9553	2,5286	3,2937	3,2020	3,4975	1,1382
	0,9962	2,6220	3,3193	3,6047	3,9088	1,1675
	1,0682	2,6263	3,3338	6,8554	4,7702	1,1748
	1,1424	3,4908	3,8183	7,1676	5,4669	1,2570
	1,1769	3,7879	4,8056	7,2307	5,6886	1,2659
	1,1860	3,7948	7,0076	7,9259	5,9405	1,3808
	1,2366	4,8068	7,4544	8,6253	7,0168	1,5069
	1,3416	4,9065	7,5040	10,1494	7,5824	1,5261
	1,4016	6,0027	8,6395	10,5112	8,7869	1,5670
	1,4399	6,1468	9,0500	10,7890	9,9431	1,8935
	1,5189	6,1982	10,0657	11,1629	10,3208	1,9599
	1,5376	6,5300	10,0875	11,9269	12,4921	2,0868
	1,6107	8,0222	10,3598	12,3525	12,7886	2,0879
	1,6345	8,3992	11,2741	15,7259	13,6339	2,5546
	1,6889	9,2892	12,5020	17,2359	15,1484	3,5498
	1,7966	9,5601	13,7751	19,3656	19,2290	3,6060
	1,8008	12,2425	15,2866	19,4934	19,8861	3,6877
	1,8062	12,9497	15,4241	20,1870	20,5803	3,8410
	1,9493	13,7540	17,3933	24,2575	21,3959	4,4310
	1,9922	15,5433	23,3032	30,0631	24,2850	4,8075
	2,2271	15,9600	23,4945	31,0753	24,9692	5,2734

	2,2663	23,5962	23,9911	32,6615	26,6222	5,6804
	2,2816	24,3549	27,4267	32,9764	32,8812	6,7873
	2,2989	24,5731	32,1029	37,7149	35,4742	6,8841
	2,4814	32,0692	32,1943	37,8770	36,3746	7,1211
	2,5030	33,3584	41,9715	38,6969	41,7029	7,4068
	2,7782	39,0455	45,8423	40,6080	49,8086	8,0610
	2,8189	43,5145	56,6025	45,2756	51,8991	8,1253
	2,8308	53,0940	58,0514	53,1402	55,7706	8,3238
	2,8890	53,7849	61,2077	65,7017	68,9356	9,1855
	3,2492	63,0446	76,1022	71,6316	86,1354	9,8472
	4,0073	64,9095	101,903	80,1343	93,0320	11,2260
	4,3364	66,3432	115,107	90,7053	109,068	11,8800
	4,5624	87,5199	119,368	100,119	136,621	11,9372
	5,4482	97,4565	143,713	136,092	137,788	18,0484
$\sigma_{r_n > r_{nprag}}^2$	0,8025	26,2264	36,6707	31,0233	36,6218	3,5930
$\sigma_{m_{nr.mas.leg.}}^2$	0,9257	16,6312	30,1440	25,4925	27,8957	3,1545
Kes:	0,8670	1,5769	1,2165	1,2170	1,3128	1,1390

Se poate constata succesul în cazul erorilor pe latura 9-10 și a puterilor active de injecție din nodurile 1, 2 și 6, eșecul oarecum surprinzător în cazul dublei erori de structură 4-11 cu 9-10 și semieșecul cu o valoare a mărimii test cu puțin sub pragul considerat pentru cazul erorii 9-10 cu puterea de injecție din nodul 7.

Concluzia de ansamblu asupra eficienței testului propus rămâne însă pozitivă, cu posibilități deschise de cercetare în această direcție.

7.5. Identificarea erorilor de topologie.

Atunci când pe baza testului de detecție pozitiv, se concluzionează că există erori de topologie, problema care se pune este de a identifica (localiza) aceste erori.

Identificarea erorilor de structură(topologie) este procesul prin care se identifică laturile care sunt suspecte a fi eronat modelate. În cele ce urmează se propune un algoritm bazat pe sensibilitatea reziduurilor pentru identificarea laturilor suspecte.

Când o eroare de parametru este prezentă, așa cum se arată în paragraful 7.3, valoarea așteptată a vectorului reziduu este nenulă. În [26] a fost propus un algoritm bazat pe urmărirea magnitudinii reziduurilor normalizate pentru identificarea erorilor de modelare a rețelei. Chiar dacă algoritmul duce la eșec uneori în identificarea corectă a laturilor eronat modelate, abordarea este totuși foarte utilă. Inginerii pot utiliza informațiile pentru delimitarea zonelor posibil eronat modelate sau pentru a limita numărul de laturi suspecte. În practică, un număr neașteptat de mare de reziduuri normalizate poate indica faptul că în vecinătatea acestor măsurători modelarea poate fi incorectă, în special când injecțiile zero sunt tratate ca măsurători de injecție cu valoarea zero, nu ca și restricții.

Considerând cele expuse la punctul 7.3, și neglijând erorile de măsură în raport cu cele de topologie se poate scrie că:

$$r = R \varepsilon_t \quad (7.8)$$

unde:

- R - este matricea de sensibilitate a reziduurilor;
- ε_t - este vectorul erorilor produse în valorile estimate ale măsurătorilor de erorile de topologie.

Rezultă că:

$$r = RLf(x) \quad (7.9)$$

și:

$$r_n = Sf(x) \quad (7.10)$$

unde:

- C - este matricea de covarianță a reziduurilor.

Analiza sensibilității reziduurilor în raport cu circulațiile pe laturi

S-a arătat deja că valoarea așteptată pentru vectorul reziduu este:

$$E(r) = (I - M)Lf \quad (7.11)$$

Se poate borda matricea L cu coloanele corespunzătoare tuturor laturilor și să notăm matricea augmentată rezultantă cu L_A . Fie F_A vectorul augmentat al modificării circulațiilor de latură. Un element din f_A este zero dacă el corespunde unei laturi fără eroare de parametru

și este modificarea valorii circulației datorată erorii de parametru dacă ea corespunde unei laturi cu eroare de parametru.

Astfel, (7.11) devine:

$$E(r) = (I - M)L_A f_A \quad (7.12)$$

Definind $S = (I - M)L_A$ (7.12'), matricea **S** este matricea de sensibilitate ale cărei elemente notate (i,j) reprezintă sensibilitatea rezidului r_i în raport cu modificarea circulației de putere de pe latura j , f_j . Dacă $S_{ij}=0$ eroarea de parametru a laturii j nu va afecta rezidul i . Din această legătură, relație procesul de identificare a erorii de parametru poate fi ilustrat astfel: dându-se vectorul reziduu r și matricea de sensibilitate S să se determine care elemente din vectorul f sunt nenule. Laturile corespunzătoare acestor elemente nenule sunt cele ale căror parametri sunt suspecti a fi incorect modelați.

Algoritmul de selecție a laturilor suspecte. Un algoritm aplicabil utilizând reziduurile normalizate obținute prin estimarea stării și matricea de sensibilitate, dedus în [40] a fost aplicat pentru identificarea erorilor de topologie în [26]. Pentru că eroarea de topologie este de fapt un caz particular al erorii de parametru, concepte similare pot fi aplicate la identificarea erorilor de parametru. În cele ce urmează algoritmul prezentat în [26] este modificat și simplificat pentru a se obține algoritmul de selecție a laturilor suspecte (de a avea parametri eronați), care va avea ca rezultat obținerea eficientă a unui set de laturi suspecte. Bazându-ne pe reziduurile normalizate și pe experiența rezultată din [26] algoritmul limitează mai întâi analiza sensibilității la o zonă restrânsă a rețelei, iar apoi utilizând un test al sensibilității reziduurilor similar celui din [26] se selectează laturile suspecte. După cum s-a mai precizat scopul algoritmului de selecție este de a reduce semnificativ numărul laturilor selectate la o valoare rezonabilă pentru algoritmul de estimare a parametrilor. Acest algoritm este prezentat pe scurt în cele ce urmează:

Pasul 1: include latura l în setul de candidate , $\{c\}$ dacă una din măsurătorile ei legate i are reziduu normalizat mare, adică $|r^N_i| \geq \gamma$. Măsurătoarea i este o măsurătoare legată a laturii l dacă ea este o măsurătoare de injecție la unul din capetele laturii l sau este o circulație pe latura l .

Pasul 2: include latura în setul $\{c\}$ dacă ea împarte un același nod cu oricare din laturile incluse în $\{c\}$ la pasul 1. Setul final $\{c\}$ va fi setul de lucru pentru analiza sensibilității.

Acesta va reprezenta doar o porțiune rezonabilă din rețeaua pentru care se face estimarea stării.

Pasul 3: calculează doar acele coloane din matricea S care corespund laturilor din {c}. Calculul poate fi simplificat prin aplicarea tehnicilor lacunare prezentate în literatura de specialitate [68]

Pasul 4: se identifică un set de măsurători {E}, care are reziduuri ale măsurătorilor mai mari decât pragul acceptat, adică $i \in \{E\}$ dacă și numai dacă $|r_i| \geq \mu_0$, unde μ_0 este o toleranță stabilită de utilizator.

Pasul 5: se identifică măsurătorile sensibile pentru fiecare latură din {c}. Mai precis setul de măsurători sensibile, $\{ES_j\}$ pentru latura l_j este setul {măsurătorile i cu $|S_{ij}| \geq \mu_1$ }, unde μ_1 este o toleranță stabilită de utilizator.

Pasul 6: se examinează coerența între {E} și $\{ES_j\}$ pentru toate laturile l_j din {C}. Se folosește pentru aceasta indicele π_j :

$$\pi_j = \frac{nr. elem. din(\{E\} \cap \{ES_j\})}{nr. elem. din(\{ES_j\})} \quad (7.13)$$

pentru a stabili care din laturile l_j va fi inclusă în setul celor suspectate {P}. Dacă $\pi_j \geq \mu_2$, cu μ_2 un prag stabilit de utilizator, latura l_j va fi inclusă în {P}. În final toate laturile din setul [P] sunt considerate în etapa de verificare a corectitudinii modelării.

Influența erorilor de măsură.

Erorile de parametru și erorile de parametru introduc (ambele categorii !) termeni de deplasare în ecuațiile estimării stării statice. Diferența între cei doi vectori deplasare constă în structura lor matematică, care poate fi evidențiată clar doar printr-o succesiune de rezultate ale estimării stării (la momente de timp succesive). Un test al ipotezei secvențial a fost propus pentru a se distinge erorile de măsură de cele de parametru [14]. În cele ce urmează se deduce o reprezentare matematică a efectelor erorilor de măsură în algoritmul de estimare a parametrilor.

Dacă există măsurători eronate în (7.12) este introdus un vector de deplasare adițional nenul, η , datorat măsurătorilor eronate:

$$z = Hx + Lf + \eta \quad (7.14)$$

Vectorul η poate fi descompus în două componente:

$$\eta = \eta_1 + \eta_2,$$

astfel încât η_1 este în spațiul lui $R^{-1}A$ și η_2 este în spațiul nul al lui $A^T R^{-1}$ [15]. Atunci:

$$y \cong \left(A^T R^{-1} A \right)^{-1} A^T R^{-1} z = y + \left(A^T R A \right)^{-1} R^{-1} \eta_1 \quad (7.15)$$

pentru că $A^T R^{-1} \eta_2 = 0$.

Deci cât timp dacă

(a) măsurătorile eronate nu sunt măsurători legate ale laturilor din $\{P\}$, adică

$$L^T R^{-1} \eta = 0, \text{ și}$$

(b) măsurătorile eronate specifice și configurația măsurătorilor duc la o componentă mică în spațiul lui H ,

atunci impactul măsurătorilor eronate este mic, adică $A^T R^{-1} \eta_1$ devine mic (neglijabil în raport cu componenta corespunzătoare lui η_2).

Pentru identificarea erorilor de topologie autorul propune următoarea metodă.

Se definesc **măsurătorile legate** ca fiind acele măsurători de putere care sunt injectate în cele două noduri ale laturii și respectiv puterile de circulație de pe latura respectivă.

Se definește **setul de măsurători simptomatice SMT** ca fiind acele măsurători care în prezența erorilor de topologie sunt caracterizate ca măsurători eronate în urma aplicării testului $r_{ni} > \gamma$.

Se definește **setul de măsurători sensibile SMS** ca fiind cele ρ_{i-j} măsurători cu cele mai mari valori absolute din coloana s_{i-j} a matricei S , cu ρ_{i-j} egal cu numărul de măsurători legate de latura $i-j$, din setul de măsurători.

Se definește indicele de corelație e_{i-j} astfel:

$$e_{i-j} = \frac{|SMT \cap SMS_{l_{i-j}}|}{\rho_{(i-j)}} \quad (7.16)$$

fiind deci numărul de măsurători cuprinse și în STM și în SMS raportat la numărul de măsurători legate de elementul i-j.

Evident :

$$0 \leq e_{i-j} \leq 1 \quad (7.17)$$

O valoare apropiată de 1 va indica o mare probabilitate de reprezentare eronată a elementului i-j , iar una apropiată de 0 , dimpotrivă.

7.6. Rezultate.

Autorul a testat inițial metoda expusă pe un sistem test de 5 noduri prezentat în fig. 7.5, considerând pentru setul de măsurători puterile de injecție activă / reactivă din nodurile nepasive, circulațiile de putere activă/reactivă de pe fiecare latură și tensiunile din cele 5 noduri (deci o redundanță de 1.3 și o distribuție uniformă a măsurătorilor).

În tabelul 7.1 sunt expuse, pentru comparație, valorile reziduurilor normate pentru următoarele cazuri:

A). sistem test corect, set de măsurători corect;

B). sistem test corect, P_2 eronat ($P_2 = -200$ MW, valoarea corectă fiind $P_2 = -300$ MW) ;

C). latura 2-3 modelată cu o impedanță dublă ca valoare absolută, set de măsurători corect;

D). latura 2-3 modelată cu o impedanță cu 10% mai mare ca modul , set de măsurători corect;

E). latura 2-3 modelată cu impedanța dublă, ca modul, și P_2 eronat (vezi pct. B) .

După cum se observă din tabelul 1 , reziduurile sunt suficient de afectate în zona în care s-a produs eroarea de reprezentare (laturile 1-2 , 2-3 și 1-3), chiar și în cazul în care eroarea de reprezentare este de numai 10% (cazul D).

Se remarcă și faptul că, pentru aceeași zonă, influența este mai puternică asupra reziduurilor normate ale puterilor active, și că nu apare un reziduu normat mult mai mare decât celelalte.

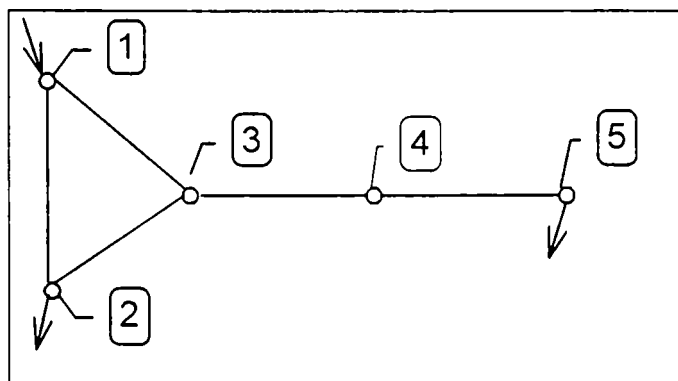


Figura 7.5.Sistemul test TEST5

Pentru situația în care apare atât eroare de topologie cât și eroare de măsură se remarcă existența a două reziduuri normate mult mai mari decât celelalte corespunzând măsurătorii eronate (cel mai mare) și respectiv puterii de circulație de pe latura afectată de eroarea de topologie, conexă cu nodul 2.

Remarcabil este faptul că programul de estimare reușește pentru acest caz, chiar cu eroarea de topologie prezentă să identifice corect măsurătoarea eronată (corectând-o însă doar la valoarea $P_2=-280$ MW), după corecție valorile reziduurilor având o distribuție apropiată de cea corespunzătoare situației când există doar eroare de topologie.

Pentru situația D, cu eroarea de reprezentare a laturii 2-3 relativ mică, pentru un prag de detecție rezonabil ($\gamma=3$), singurele măsurători care semnalizează eroarea sunt cele de circulație activă din zona buclei 1-2-3, celelalte având reziduuri normate sub prag.

Tabelul 7.1.

Măsurătoarea	r_n	r_n	r_n	r_n	r_n
	A	B	C	D	E
P_1	-0.1497	17.446	-15.002	-2.510	6.067
P_2	0.0292	73.367	-15.127	-0.211	59.945
P_5	-0.0130	-0.0136	-0.0120	-0.013	-0.013
Q_1	-0.0659	0.6845	-3.414	-0.587	-2.393
Q_2	0.0005	1.4300	-4.267	-0.297	-2.434
Q_3	-0.0068	-0.0100	0.001	-0.006	-0.004
P_{1-2}	-0.0885	20.4170	-30.050	-5.271	-1.772
P_{2-3}	-0.2335	-30.0430	-40.148	-5.659	-59.495
P_{1-3}	0.3333	-7.1890	20.179	4.052	7.804
P_{3-4}	0.0160	0.0167	0.014	0.016	0.015
P_{4-5}	-0.0258	-0.0255	-0.026	-0.026	-0.026
Q_{1-2}	-0.1302	0.8100	-7.629	-1.405	-5.883
Q_{2-3}	-0.1250	-0.1320	-7.053	-1.066	-7.136

Q_{1-3}	0.0994	-0.2980	5.296	1.059	4.339
Q_{3-4}	0.0009	0.0050	-0.009	-0.001	-0.002
Q_{4-5}	-0.0139	-0.0120	-0.018	-0.014	-0.015
U_1	0.0004	0.1910	-0.233	-0.026	0.054
U_2	0.0148	-0.2480	1.113	0.228	0.785
U_3	-0.0078	0.2450	-0.576	-0.098	-0.179
U_4	-0.0035	0.2490	-0.573	-0.094	-0.175
U_5	-0.0077	0.2460	-0.580	-0.098	-0.180

În tabelul 7.2, sunt prezentate rezultatele în ceea ce privește identificarea erorilor de topologie propuse. Se constată că metoda conduce la bune rezultate în cazul în care eroarea de reprezentare este pronunțată (beneficiind și de o bună repartizare a măsurătorilor), însă în cazul erorii de 10% asupra impedanței laturii 2-3 rezultatul obținut nu este concludent pentru a decide care din cele două elemente (laturile 1-3 și 2-3) semnalate ca suspecte este cel eronat reprezentat.

Tabelul 7.2.

CAZUL	Măsurători legate	Măsurători sensibile	Măsurători simptomatice	Elemente suspecte
C	$P_2, Q_2, P_{1-2}, Q_{1-2}$	$P_1, P_2, Q_1, Q_2,$ $P_{1-2}, P_{1-3}, P_{2-3},$ $Q_{1-2}, Q_{1-3}, Q_{2-3}$	$P_{2-3}, Q_{2-3}, P_2, Q_2,$ P_{1-3}	$l_{1-2}(0.5),$ $l_{1-3}(0.25),$ $l_{2-3}(1)$
D	idem	$P_{1-2}, P_{1-3}, P_{2-3}$	$P_{2-3}, Q_{2-3}, P_2, Q_2,$ P_{1-3}	$l_{1-3}(0.5),$ $l_{2-3}(0.5)$
E	idem	$P_1, P_2, Q_1, Q_2,$ $P_{1-2}, P_{1-3}, P_{2-3},$ $Q_{1-2}, Q_{1-3}, Q_{2-3}$	$P_{2-3}, Q_{2-3},$ $P_2, Q_2,$ P_{1-3}	$l_{1-2}(0.5),$ $l_{1-3}(0.25),$ $l_{2-3}(1)$

Studii ulterioare asupra acestei metode au condus la îmbunătățirea ei pentru cazul erorilor multiple de topologie și în ceea ce privește situațiile de tipul B.

Astfel se propune identificarea erorilor de structură pe baza analizei a doi indici de corelație definiți astfel:

$$e_1 = \frac{SMT \cap SMS}{l_{i-j}}; 0 \leq e_1 \leq 1 \quad (7.18)$$

și

$$e_2 = \frac{SMT \cap SMS_p}{l_{i-j}}; 0 \leq e_2 \leq 1 \quad (7.19)$$

în care:

SMT reprezintă grupul sau setul măsurătorilor simptomatice, adică a acelor măsurători care depășesc pragul "c" fixat pentru reziduul normal,

SMS este grupul măsurătorilor sensibile definite ca acele măsurători legate de latura dată "i-j" cu cele mai mari valori absolute din coloana matricei de covarianță a reziduurilor.

SMS_p este grupul măsurătorilor sensibile definite similar cu SMS dar depășind un anumit prag "p" desemnat de operator.

l_{i-j} reprezintă numărul măsurătorilor legate de elementul i-j, puteri de injecție sau circulație și tensiuni în noduri.

Cei doi indici stabilesc verosimilitatea identificării printr-o evaluare locală a elementului sau elementelor eronate considerate sau printr-o evaluare extinsă, de vecinătate. Pentru exemplificare se consideră situația din figura următoare.

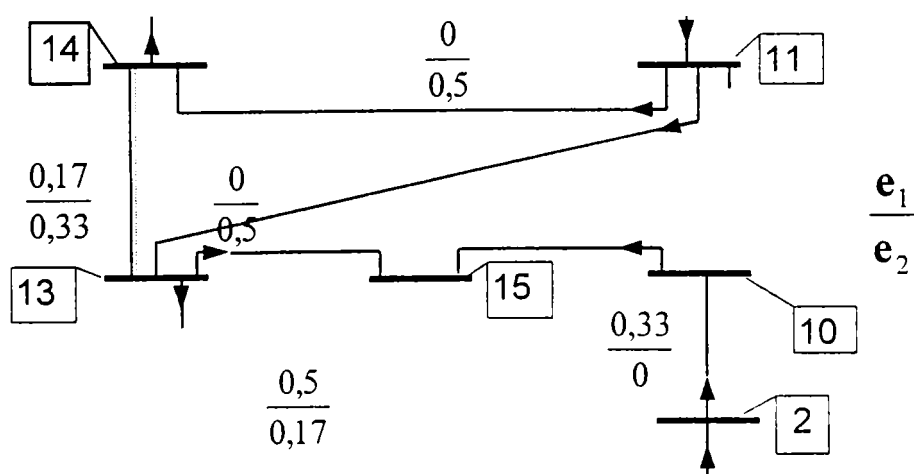


Fig.8.7. Eroare de incluziune, latura 13-14.

În fig. de mai sus s-au precizat rapoartele e_1/e_2 rezultate în urma estimării pentru laturile cu cel puțin un indice diferit de zero. Aparent, admitând maximul sumei celor doi indici drept criteriu de identificare, latura eronat exclusă ar trebui să fie 13-15. Deoarece latura marginală 15-10 are ambii indici nuli, în timp ce latura 13-14 are laturile marginale 13-11, 13-15 și 14-11 cu valori mari a cel puțin unuia dintre indici, decizia corectă de identificare este pentru latura 13-14. Analiza valorii reziduurilor normate nu a condus la o posibilitate de identificare pentru erori de incluziune sau de excluziune. În lucrarea [83], Wu și Liu dezvoltă o metodă de identificare pe baza reziduurilor normate cu același efect pentru erori de incluziune sau excluziune.

În continuare sunt prezentate rezultatele testării celor doi indici utilizați pentru identificarea erorilor de structură pe sistemul test TEST25.

Prima serie de aplicații au avut ca obiect erori de incluziune pentru o latură cu simplu circuit sau un circuit al acesteia dacă latura avea dublu circuit sau multiplu (laturi transformator).

O identificare netă a laturii 5-21 este prezentată în tabelul 7.3.

Tabelul 7.3.

e_1	Latura	e_2	Latura
0,17	18-12		
0,17	9-12		
0,17	13-14		
0,17	21-25	0,17	21-25
0,33	21-22	0,17	23-25
0,50	5-21	0,67	5-21

Tabelul 7.4.

e_1	Latura	e_2	Latura
0,17	1-7		
0,17	3-11		
0,17	10-8		
0,17	15-16		
0,33	2-10		
0,33	13-14	0,17	10-8
0,33	13-15	0,17	10-15

Pentru toate aplicațiile, $I_{i,j} = 6$ (puterile active și reactive injectate în cele două noduri și cele de circulație).

Se observă clar efectul asupra laturilor din vecinătate, 21-22, 21-25, 23-25.

În tabelul 7.4 eroarea de incluziune (13-15) este mai greu de identificat deoarece această latură nu figurează ca suspectă pentru e_2 dar existența extensiilor 15-10, 10-8 și 15-16 este revelatoare.

Dacă există două erori de incluziune, identificarea acestora se poate face doar succesiv. Rezultatele din tabelul 7.5 identifică clar latura 11-12. Cea de a doua latură eronată (17-20), identificată în etapa a 2-a de calcul (tabelul 7.6), în prima etapă figurează în categoria laturilor suspecte împreună cu 3-11 și 11-17. După cum se constată din tabelul 7.6 latura 11-17 poate fi identificată fals necesitând o etapă suplimentară de calcul.

Există desigur și eșecuri la identificări ale unor duble erori de incluziune. Spre exemplu, în tabelul 7.7 se identifică imediat latura 13-15 drept eronată. În etapa imediat următoare, tabelul 7.8, decizia este bazată pe valoarea nulă a tuturor indicilor e_2 : nu mai există erori. În realitate s-a considerat un singur autotransformator în loc de două pentru latura 12-18 care nici măcar nu apare ca suspectă în cele două etape de calcul (tabelele 7.7 și 7.8).

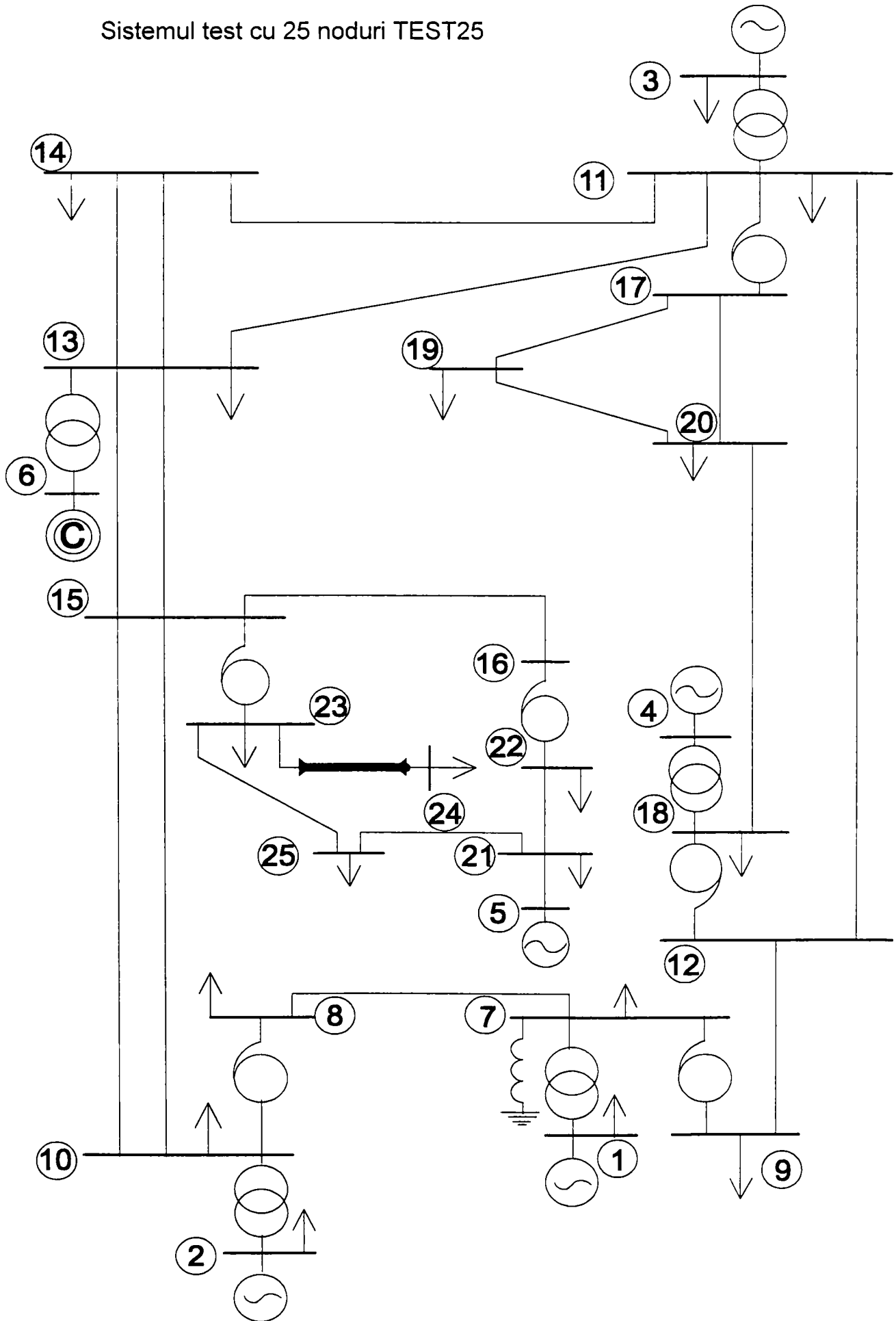
Tabelul 7.5.

e_1	Latura	e_2	Latura
0,17	1-7		
0,17	3-11		
0,17	8-10		
0,17	10-15	0,17	4-18
0,17	11-13	0,17	6-13
0,17	11-14	0,17	11-17
0,17	17-20	0,17	17-19
0,17	18-20	0,17	17-20
0,33	11-17	0,33	3-11
0,33	11-12	0,67	11-12

Tabelul 7.6.

e_1	Latura	e_2	Latura
		0,17	12-18
		0,17	18-20
		0,33	17-19
0,33	11-17	0,33	19-20
0,33	17-19	0,50	11-17
0,33	17-20	0,50	17-20

Sistemul test cu 25 noduri TEST25



Tabelul 7.7.

e_1	Latura	e_2	Latura
0,17	1-7		
0,17	8-10		
0,33	2-10	0	
0,33	13-14	0,17	10-15
0,33	13-15	0,17	13-15

Tabelul 7.7.

e_1	Latura	e_2	Latura
0,17	13-14		
0,33	2-10		
0,33	3-11		
0,33	13-15		
0,33	15-16	0	

Erorile de incluziune sunt mai ușor identificabile în general datorită faptului că informația rămâne aceeași sau crește, observabilitatea nefiind periclitată. În tabelele 7.8 și 7.10 se prezintă o dublă eroare de excluziune.

Tabelul 7.9.

e_1	Latura	e_2	Latura
0,17	17-18		
0,17	23-25		
0,17	23-24		
0,17	15-16		
0,17	11-12		
0,17	18-12		
0,17	11-17		
0,17	6-13		
0,17	4-18	0	

Tabelul 7.10.

e_1	Latura	e_2	Latura
0,17	7-9		
0,17	7-8		
0,17	11-14		
0,33	13-14	0	

Latura 17-18 existentă eronat, este identificată în etapa I, tabelul 7.9, fără ca latura 13-14 să apară ca suspectă. După eliminarea laturii 17-18 este identificată net latura eronat semnalată prin circuit dublu, 13-14. Dacă însă latura existentă eronat, 17-18, este linie cu lungime relativ mare, identificarea nu este posibilă deoarece introducerea ei modifică insignifiant regimul.

În toate cazurile, după eliminarea erorilor de incluziune sau excluziune ale laturilor, detecția și identificarea erorilor măsurătorilor s-a efectuat fără probleme indiferent de metoda acceptată, cea a indicelui de performanță, $J(x)$, a multiplului abaterii standard, \hat{b} ,

sau a ipotezei testului identificării (HTI). Evident metoda poate fi implementată într-un estimator deja existent și utilizată corelat cu acesta atunci când se suspectează prezența erorilor de structură.

Rezultate interesante, cu aceleași concluzii ca și cele obținute pentru sistemele test TEST11 și TEST25 s-au obținut pentru sistemul test TEST50.

Nod i	Nod j	$e_{i,j}$	Nod i	Nod j	$e_{i,j}$
2	10	0.17			
4	18	0.17			
9	7	0.17			
23	15	0.17			
29	47	0.17			
35	36	0.17			
8	36	0.17			
10	15	0.17			
15	16	0.17			
21	22	0.17	3	11	0.17
13	15	0.5	47	41	0.17

Rezultatele de mai sus au fost obținute după introducerea datelor sistemului TEST50 și au evidențiat existența unei erori de modelare a laturii 15 - 16, eroare nesimulată (involuntară) datorată introducerii greșite a datelor laturii respective. A fost identificată ca eronată această latură în urma analizării coeficienților de corelație $e_{i,j}$ și pentru laturile conexe.

Și rezultatele obținute pentru sistemul test TEST50 viabilitatea metodei de detecție și identificare a erorilor de structură.

Cap.8. Concluzii și contribuții personale.

În această lucrare autorul face în primele două capitole o încadrare a temei în problematica generală a conducerii sistemelor electrice de putere, prezentând și subliniind importanța pe care o are în acest sens estimarea stării statice a sistemelor electrice de putere.

Capitolul 3 al lucrării cuprinde o sinteză originală a elementelor de teorie matematică necesare fundamentării algoritmilor matematice de estimare. În acest capitol autorul propune o nouă strategie de abordare a estimării stării statice a sistemelor electroenergetice cu testarea, în faza de detecție a erorilor, a prezenței erorilor de structură și consecutiv acestei faze o eventuală corecție a acestor erori. Abia după această etapă strategia propusă continuă cu tratarea erorilor de măsură pentru finalizarea estimării.

Ca o continuare a părții teoretice prezentate în primele capitole, în capitolul 4 autorul face o comparație, teoretică și numerică a unor algoritme de calcul utilizate deja în estimarea stării statice a sistemelor electrice de putere pentru fundamentarea unei decizii de alegere a unuia din aceștia pentru aplicare practică. Sunt prezentate rezultate proprii obținute de autor în verificarea numerică a performanțelor comparative ale estimatorilor comparați.

Autorul a considerat ca fiind necesară efectuarea unui studiu numeric extins al estimatorilor stării statice a sistemelor electrice de putere prin prisma unor elemente de apreciere a performanțelor în ceea ce privește dificultățile de implementare a algoritmilor, timpii de calcul necesari în condiții comparabile și corectitudinea și eficiența în ceea ce privește procesarea erorilor de măsurare.

Pentru a realiza acest lucru autorul a pus la punct un pachet complet (dar cu largi posibilități de extindere) de programe de estimare bazate pe algoritmele care au rezultat ca fiind cei mai performanți din cei analizați din literatura de specialitate. Acest pachet de

programe a fost realizat în mediul de programare specializat pe calcule matriceale MATLAB. Rezultatele obținute sunt prezentate pe larg în capitolul 6.

În varianta prezentată el conține subrutinele necesare pentru studiul estimatorilor NE, NE/C, ORTHO și HACHTEL. Pentru detecția, identificarea și corecția erorilor s-au folosit alternative bazate pe testul J, testul b și metoda HTI și respectiv eliminarea măsurătorilor având r_n maxim sau b maxim sau corecție a măsurătorilor eronate multiple una câte una sau folosind metoda HTI.

Au fost realizate și instrumente (fișiere de tip m de prelucrare și afișare) de urmărire a unor elemente de comparație sau corectitudine a algoritmilor.

O concluzie importantă este că din punctul de vedere al stabilității cât și din punctul de vedere al timpului de calcul metodele ORTHO și HACHTEL reprezintă opțiunile cele mai bune, cu un plus din punctul de vedere al implementării și al efortului de calcul pentru metoda ORTHO.

În același timp metodele NE și NE/C prezintă o stabilitate numerică mai redusă beneficiind totuși de simplitatea implementării.

Având în vedere analiza teoretică, dar și rezultatele numerice obținute în testarea celor 4 algoritme de estimare considerate, autorul a optat pentru o dezvoltare în sensul procesării erorilor de structură pentru estimatorul ORTHO.

În ceea ce privește implementarea algoritmului de identificare și corecție a erorilor de măsură prin metoda HTI în continuare sunt prezentate în capitolele 5 și 6 o serie de rezultate obținute prin aplicarea celor două metode de detecție-identificare a erorilor de măsură utilizate cvasigeneral.

Implementarea metodei HTI de procesare a erorilor de măsură reprezintă o contribuție personală a autorului, această implementare fiind (potrivit lucrărilor din literatura de specialitate) prima implementare realizată în țara noastră.

Rezultatele au fost obținute prin estimarea unor regimuri de funcționare ale sistemelor TEST11 și TEST25.

Rezultatele obținute arată că, pentru erori de măsură singulare, metoda HTI are nevoie de un timp ceva mai mare decât testul J, fără ca diferența să fie semnificativă, avantajul metodei HTI evidențiindu-se în situațiile cu erori multiple.

În situațiile cu o singură eroare prezentă în setul de măsurători, ambele metode identifică eroarea în mod corect și o corectează la o valoare foarte apropiată de cea care este corectă.

Ceea ce apare ca un dezavantaj al metodei utilizând testul J este că, după reestimarea care se face cu măsurătoarea corectată este necesară un nou test de detecție a prezenței erorilor ceea ce nu este cazul pentru metode HTI.

Pentru situațiile cu erori multiple de măsură, metoda HTI apare clar ca fiind mai avantajoasă decât metoda care utilizează testul J, aceasta deoarece, după cum s-a văzut, metoda HTI are nevoie pentru identificarea și corectarea tuturor erorilor prezente de un timp comparabil cu cel necesar pentru o singură eroare, în timp ce metoda pas cu pas utilizând testul J are nevoie de câte două identificări și corectări ale fiecărei erori, rezultând un timp mult mai mare decât cel necesar în situația prezenței unei singure erori.

În plus după fiecare corectare este necesară reestimarea stării, ceea ce duce în final la un timp total mult mai mare pentru estimarea stării sistemului.

În ceea ce privește precizia corectării erorilor identificate se constată totuși în această situație o precizie mai bună atunci când se utilizează testul HTI.

Ca o concluzie generală se poate spune totuși că este mai avantajoasă utilizarea metodei HTI în raport cu metoda identificării-corectării pas cu pas a erorilor multiple de măsură.

Capitolul 6 are ca elemente originale pachetul de programe EstAll utilizat pentru studiul sau dezvoltarea algoritmilor implicate de estimarea stării statice a S.E.E., pachet de programe realizat de autor precum și rutine de evidențiere a performanțelor algoritmilor implementate sau realizate de autor;

Capitolul 7 cuprinde contribuțiile cele mai importante ale autorului la tema estimării stării statice, acestea fiind:

evidențierea pe baza unui studiu statistic al efectului erorilor de structură în estimarea stării statice a S.E.E.;

analiza influenței caracterului erorilor de parametru în rezultatele estimării stării statice, cu concluzii pozitive ce relevă o influență mult mai mică chiar a parametrilor cu plajă largă de modificare în timpul funcționării S.E.E.;

determinarea numerică a efectului estimării stării statice asupra setului de măsurători, cu concluzii ce relevă efectul pozitiv al acesteia;

relevarea ineficienței detecției și identificării erorilor de structură pe baza analizei clasice a testelor de calitate a estimării stării statice;

introducerea unui test simplu și eficient de evidențiere a prezenței erorilor de structură în modelarea S.E.E., contribuție de originalitate chiar și față de literatura internațională din domeniu;

introducerea unei metode proprii eficiente de identificare a erorilor de structură pe baza a doi indici de corelație definiți de rel.(7.18), (7.19).

Astfel, pe lângă noutatea adusă în preocupările din domeniu prin implementarea metodei HTI de detecție-identificare a erorilor de măsură, autorul a abordat în capitolele 6 și 7 o nouă linie de studiu mult mai dificilă și mai nouă chiar pe plan mondial și anume detecția și identificarea erorilor de structură.

Detecția și identificarea erorilor de structură determinate de transmiterea greșită uneori a stării întreruptoarelor și separatoarelor prezintă dificultăți deoarece este cel puțin la fel de probabilă producerea erorilor datelor analogice măsurate - puteri active, reactive și tensiuni.

Pentru detecția erorilor de structură autorul testează (cu titlu de noutate) cu succes un criteriu de evidențiere a prezenței erorilor de structură în baza de date a sistemului.

În lucrare se propune și se testează cu succes și utilizarea a doi indici de corelație definiți cu ajutorul mulțimii măsurătorilor simptomatice și a celor sensibile. După cum se arată în lucrare, identificarea unui element cu eroare de incluziune sau excluziune necesită deseori o analiză extinsă a vecinătăților, dacă identificarea nu este netă prin cei doi indici de corelație. Analiza erorilor de topologie exclusiv pe baza reziduurilor normate a rezultat că este neconcludentă atât ca detecție, cât și ca identificare.

O întrebare la care autorul a încercat să răspundă este care dintre parametri are o influență mai pronunțată în diferite categorii de măsurători, rezultatele conducând la concluzia că măsurătorile de circulație sunt mult mai pronunțat influențate de erorile de parametru în raport cu injecțiile de putere.

Un set final din această categorie de teste a fost realizat pentru a găsi posibilele diferențe între influența erorilor de conductanță și respectiv a celor de susceptanță. A rezultat clar că erorile de conductanțe au o influență mai mică în estimare ceea ce este un rezultat remarcabil pentru că valoarea reală a conductanțelor se modifică periodic funcție de temperatura de funcționare pentru elementele longitudinale și funcție de condițiile de mediu pentru elementele transversale.

O etapă necesară, dar practic neabordată până în prezent este cea a detecției prezenței erorilor de structură. Având în vedere acest lucru, autorul introduce ca un element original *testul de detecție al erorilor de structură* un astfel de test simplu și eficient nemaifiind propus încă în conformitate cu literatura la care a avut acces autorul. Acest test este propus de autor ca urmare a studiului extrem de vast (necesar pentru ca rezultatele obținute să aibă relevanță statistică) realizat prin utilizarea pachetului de programe EstAll, studiu din care urmărindu-se un număr foarte mare de cazuri de erori atât de măsurare, cât

și de structură (cu o gamă largă de magnitudini ale acestor erori), a rezultat că distribuția reziduurilor normale pentru cele două mari categorii de erori permite evidențierea caracterului erorii prin raportul:

$$Kes = \frac{\sigma_{r_n > r_{nproc}}^2}{\sigma_{m_nr.mas\ leg}^2}$$

Criteriul propus pentru detecția erorilor de structură s-a dovedit a fi funcțional cu precădere pentru erorile de structură care conduc la o degradare mai pronunțată a estimării stării statice ceea ce este încurajator, criteriul având o relevanță mai scăzută în cazurile erorilor de structură cu o influență mai scăzută asupra estimării. O continuare a studiului asupra criteriului de detecție a erorilor de structură se impune chiar dacă autorul a realizat și o verificare a acestuia pentru situații în care apar erori de structură duble sau erori de structură combinate cu erori de măsurare, situații în care eficacitatea testului se dovedește mai scăzută pentru erori de structură combinate cu erori de măsurare.

Exemplificarea numerică a metodei de identificare a erorilor de structură propuse s-a efectuat pe sistemul TEST25. S-a constatat că metoda conduce la bune rezultate în cazul în care eroarea de reprezentare este pronunțată (beneficiind și de o bună repartizare a măsurătorilor), însă în cazul unor erori de magnitudine mai scăzută rezultatul obținut nu este concludent pentru a decide care din elementele semnalate ca suspecte este cel eronat reprezentat.

Dacă există două erori de incluziune, identificarea acestora se poate face doar succesiv.

Au existat desigur și eșecuri la identificări ale unor duble erori de incluziune așa cum s-a arătat în capitolul 7.

Erorile de incluziune sunt mai ușor identificabile în general datorită faptului că informația rămâne aceeași sau crește, observabilitatea nefiind periclitată.

În toate cazurile, după eliminarea erorilor de incluziune sau excluziune ale laturilor, detecția și identificarea erorilor măsurătorilor s-a efectuat fără probleme indiferent de metoda acceptată, cea a indicelui de performanță, $J(\mathbf{x})$, a multiplului abaterii standard, $\hat{\mathbf{b}}$, sau a ipotezei testului identificării (HTI).

Testele efectuate în finalul redactării tezei pe sistemul test TEST50 au condus la aceleași concluzii pozitive în ceea ce privește detecția și identificarea erorilor de structură, deși în ansamblu pentru procesul de estimare au apărut probleme datorate sensibilității mărite a măsurătorilor legate de nodul 6 (nod la 10 kV, compensator sincron).

Având în vedere cele expuse mai sus autorul consideră că se deschide o cale posibilă de cercetare mai aprofundată în direcția procesului de detecție-identificare a erorilor de structură și respectiv a pasului logic următor adică identificarea-corectarea erorilor de structură. Autorul consideră că această etapă este deosebit de importantă având în vedere consecințele prezenței erorilor de structură.

BIBLIOGRAFIE

1. Aam, L. Holten, O. Gjerde - "Design of the measurement system for state estimation in the norwegian high-voltage transmission network"; *IEEE Trans. on PAS*, vol. PAS 102, Dec. 1983.
2. 7. Abur A., Celik M.K. - A fast algorithm for weighted least absolute value state estimation, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.2, 1991, p.1-8
3. 9. Abur A. - A bad data identification method for LP state estimation, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.3, 1990, p.894-901
4. 10. Abur A., Keyhani A., Bakhtiari H. - Autoregressive filters for the identification and replacement of bad data in state estimation, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.2, 1987, p.552-560
5. J. Allemong, L. Radu, A. M. Sasson - " A fast reliable state estimation algorithm for AEP's new control center"; *IEEE Trans. on PAS*, vol. PAS 98, Sep. 1979.
6. Alvarado F.I., Tinney W.F. - State estimation using augmented blocked matrices, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.3, 1990, p.911-921
7. A. Angot.- "Complemente de matematici pentru inginerii din electrotehnică și din telecomunicații"; Editura tehnică București 1966.
8. M. Assadian, R. J. Goddard, H. W. Hong, D. French - "Field operational experiences with on-line state estimator"; *IEEE Trans. on PWRS*, vol. PWRS 9, Feb. 1994.
9. M. Ayres, P. H. Haley - " Bad data groups in power system state estimation "; *IEEE Trans. on PWRS*, vol. PWRS nr.3, Aug. 1986, p.1-9
10. Bargaleta A., Irving M., Sterling M. - Observability determination in power system state estimation using a network flow technique, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.2, 1986, p.108-114
11. P. Bonanomi, G. Gramberg - "Power system data validation and state calculation by network search techniques"; *IEEE Trans. on PAS*, vol. PAS 102, Jan. 1983.
12. Celik M.K., Abur A. - A robust WLAV state estimator using transformations, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.1, 1992, p.106-113
13. Celik M.K., Abur A. - Use of scaling in WLAV estimation of power system states, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.2, 1992, p.684-692
14. G. Ciucu, V. Craiu - "Inferență statistică"; Ed. didactică și pedagogică București, 1974.
15. G. Ciucu ș.a., *Statistică matematică și cercetări operaționale*, Ed. Didactică și Pedagogică, București 1982
16. Chen R.L. - A fast integer algorithm for observability analysis using network topology, *IEEE*

- Transactions, PWRS, nr.3. 1990, p.1001-1009
- 17.K. A. Clements, P. W. Davis - "Detection and identification of topology errors in electric power systems"; *IEEE Trans. on PWRS*, vol. PWRS nr.4, Nov. 1988, p.1748-1753.
- 18.Clements K.A., Woodzell G.W., Burchett R.C. - A new method for solving equality constrained power system state estimation, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.4, 1990, p.1260-1266
- 19.K.A.Clements, P.W.Davis 1986, "Multiple bad data detectability and identifiability: a geometric approach"; *IEEE Trans. on Power Delivery, PWRD-1(3)*, 335-360
- 20.Contaxis G.C., Korres G.N. - A reduced model for power system observability analysis and restoration, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.4, 1988, p.1411-1417
- 21.Crainic F.D., Horisberger H.P., Do X.D., Mukhedkar D. - Power network observability: the assesement of the measurement system strength, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.4, 1990, p.1267-1285
- 22.V. Craiu - "Probleme de decizie statistică, de estimare a parametrilor și de testare a ipotezelor statistice"; *Tipografia Universității din București*, 1977.
- 23.T. E. DyLiacco, K. A. Kamaro. A. W. Weiner - "Network status analysis for real-time systems"; 8-th PICA Conference proceedings, Iul. 1973.
- 24.P. Eykhoff - "Identificarea sistemelor"; *Ed. tehnică București*, 1977.
- 25.Eremia ș.a. - "Analiza asistată de calculator a sistemelor electroenergetice"; *Ed. tehnică București*, 1985.
- 26.Felix F. Wu, Wen-Hsing E. Liu -"Detection of topology errors by state estimation" ; *IEEE Trans. on PWRS*, vol. 4, No. 1, Feb. 1989, pp.176-183.
- 27.Falcao D.M., Assis S.M. de - Linear programming state estimation - error analysis and gross error identification, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.3, 1988, p.809-815
- 28.Garcia, A. Monticelli, P. Abreu - "Fast decoupled state estimation and bad data processing"; *IEEE Trans. on PAS*, vol. PAS 98, Sep. 1979.
- 29.Gjelsvik, S. Aam, L. Holten - " Hachtel's augmented matrix method - a rapid method improving numerical stability in power static state estimation"; *IEEE Trans. on PAS*, vol. PAS 104, Nov. 1985.
- 30.Habiballah I.O., Quintana V.H. - Exact decoupled rectangular coordinates state estimation with efficient data structure management, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.1, 1992, p.45-53
- 31.L. Holten, A. Gjelsvik, S. Aam, F. F. Wu, W.-H. E. Liu - "Comparison of different methods for state estimation"; *IEEE Trans. on PWRS*, vol. PWRS nr.4, Nov. 198,p.1798-1806..

32. Iwamoto S., Kusano M., Quintana V.H. - Hierarchical state estimation using a fast rectangular coordinate method, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.3, 1989, p.870-880
33. Șt. Kilyeni, M. Nemeș, M. Moga, A. Buta, B. Luștrea, C. Velicescu, F.D. Șurianu.- "Sistem test cu 25 noduri", *Conferința Națională de Energetică, București 1988*, vol. 5, lucr. 5.05;
34. G. N. Korres, G. C. Contaxis - "A reduced model for bad data processing on state estimation"; *IEEE Trans. on PWRS*, vol. PWRS 6, Mai 1991.
35. H. E. Liu, L. Holten, A. Gjelsvik, S. Aam - "Computational issues in the Hachtel's augmented matrix method for power system state estimation"; *Proc. 9th Power system computation conference, Lisabona, Sep. 1987*.
36. El Keib A.A., Nieplocha J., Singh H. - A decomposed state estimation technique for parallel processor implementation, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.3, 1992, p.1088-1097
37. Korres G.N., Contaxis G.C. - Identification and updating of minimally dependent sets of measurements in state estimation, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.3, 1991, p.999-1006
38. G.R. Krumpholz, K.A. Clements, P.W. Davis 1981, "Power system state estimation residual analysis: an algorithm using network topology, *IEEE Trans. PAS-100*, 1779-1787
39. W.-H. E. Liu, F. F. Wu, S.-M. Lun - "Estimation of parameter errors from measurement residuals in state estimation"; *IEEE Trans. on PWRS*, vol. PWRS nr.1, Feb. 1992, p.81-89.
40. W.-H. E. Liu, F. F. Wu - "Power system disturbances recognition"; *IEEE on Circuit and Systems*, No. 3, lun. 1989.
41. Lo K.L., Mahmood Y.M. - A decoupled linear programming technique for power system state estimation, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.1, 1986, p.154-160
42. R. L. Lugtu, D. F. Hackett, K. C. Liu, D. D. Micht - "Power system state estimation: detection of topological errors"; *IEEE Trans. on PAS*, vol. PAS 99, Nov. 1980.
43. Luștrea B. - "Aspecte ale utilizării transformărilor ortogonale la estimarea stării sistemelor electroenergetice".
44. L. Mili, Th. Van Cutsem, M. Ribbens-Pavella - "Hypothesis testing identification: a new method for bad data analysis in power system state estimation"; *IEEE Trans. on PAS*, vol. PAS 103, Nov. 1984.
45. Mili, Th. Van Cutsem - "Implementation of the hypothesis testing identification in power system state estimation"; *IEEE Trans. on PWRS*, vol. PWRS nr.3, Aug. 1988, p.887-893.
46. Mili, Th. Van Cutsem, M. Ribbens-Pavella - "Bad data identification methods in power system state estimation - a comparative study"; *IEEE Trans. on PAS*, vol. PAS 104, Nov. 1985.

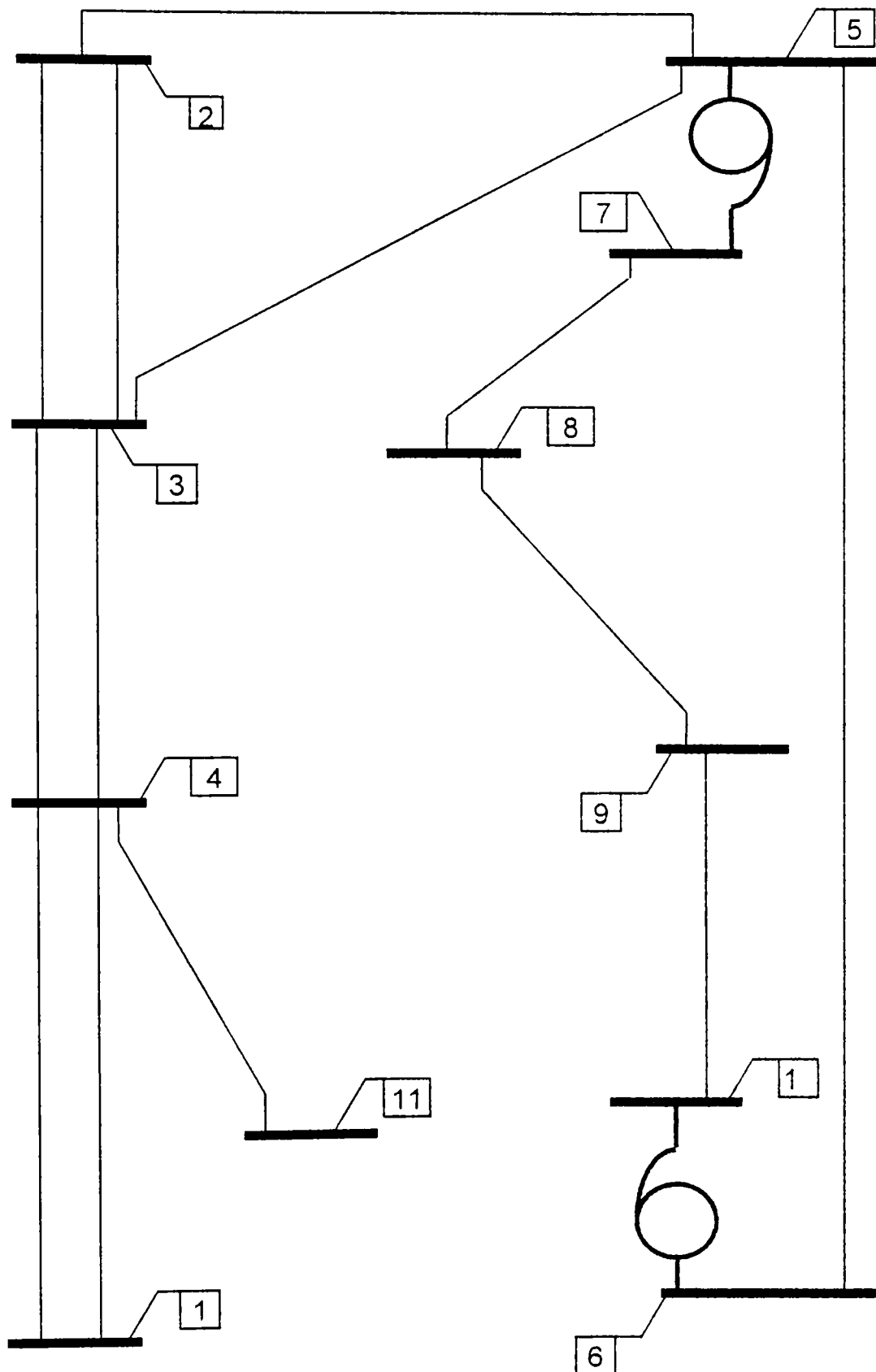
47. Mili L., Phaniraj V., Rousseeuw P.J. - *Least median of squares estimation in power systems*, IEEE Transactions, PWRS, nr.2, 1991, p.511-523
48. Monticelli, C. A. F. Murari, F. F. Wu - "A hybrid state estimator: solving normal equation by orthogonal transformations"; IEEE Trans. on PAS, vol. PAS 104, Dec. 1985.
49. Monticelli A., Wu F.F. - *Observability analysis for orthogonal transformation based state estimation*, IEEE Transactions, PWRS, nr.1, 1986, p.201-208
50. Monticelli A., Garcia A. - *Fast decoupled state estimators*, IEEE Transactions, PWRS, vol.5, nr.2, 1990, p.556-564
51. Monticelli A., Garcia A., Slutsker I.W. - *Handling discardable measurements in power system state estimation*, IEEE Transactions, PWRS, nr.3, 1992, p.1333-1340
52. Monticelli A., Garcia A. - *Modeling zero impedance branches in power system state estimation*, IEEE Transactions, PWRS, nr.4, 1991, p.1561-1570
53. Mori H., Tsuzuki S. - *A fast method for topological observability analysis using a minimum spanning tree technique*, IEEE Transactions, PWRS, nr.2, 1991, p.491-500
54. M. Nemeş - "Sisteme electrice de putere"; Ed. Politehnica 1998.
55. M. Nemeş, Gh. Vuc - *Power Systems State Estimation. Detection And Identification Of Topology Errors*. CNEE Neptun 1998.
56. R. Nucera, M. L. Gilles - "A blocked sparse matrix formulation for the solution of equality-constrained state estimation"; IEEE Trans. on PWRS, vol. PWRS nr.1, Feb. 1991, p.214-224.
57. Nucera R.R., Gilles M.L. - *Observability analysis: a new topological algorithm*, IEEE Transactions, PWRS, nr.2, 1991, p.466-75
58. Ruiz Munoz J.M., Exposito A.G., - *A line current measurement based state estimator*, IEEE Transactions, PWRS, nr.3, 1990, p.993-1000
59. Sahba M. - *A method for plausibility checks and data validation in power systems*, IEEE Transactions, PWRS, nr.1, 1988, p.267-71
60. Sasaki H., Aoki K., Yokoyama R. - *A parallel computation algorithm for static state estimation by means of matrix inversion lemma*, IEEE Transactions, PWRS, nr.3, 1987, p.331-338
61. A. M. Sasson, S. T. Ehrmann, P. Lynch, L. S. Van Slyck - "Automatic power system network topology determination"; IEEE Trans. on PAS, vol. PAS 93, Mar. 1973.
62. Schweppe, J. Wildes, D.B. Rom - "Power system static state estimation. Part I, II, III"; IEEE Trans. on PAS, vol. PAS 89, Jan. 1970.
63. Simoes-Costa, V. H. Quintana - "An orthogonal row processing algorithm for power system sequential state estimation"; IEEE Trans. on PAS, vol. PAS 100, Feb. 1981.

64. Simoes Costa A., Piazza T.S., Mandel A. - Qualitative methods to solve qualitative problems in power system state estimation, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.3, 1990, p.941-949
65. A. Simoes Costa, J. A. Leao - "Identification of topology error in power system state estimation"; *IEEE Trans. on PWRS*, vol. 8, No. 4, Nov. 1993, pp.1531-1538.
66. Singh N., Glavitsch H. - Detection and identification of topological errors in on line power system analysis, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.1, 1991, p.324-331
67. Slutsker I.W., Scudder J.M. - Network observability analysis through measurement jacobian matrix reduction, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.2, 1987, p.331-338
68. Slutsker I.W. - Bad data identification in power system state estimation based on measurement compensation and linear residual calculation, *IEEE Transactions. PWRS*, nr.1, 1989, p.53-60
69. Slyck L.S. Van, Allemong J.L. - Operating experience with the AEP state estimator, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.2, 1988, p.521-528
70. Teixeira P.A., Brammer S.R., Rutz W.L., Merritt W.C. - State estimation of voltage and phase shift transformer tap settings, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.3, 1992, p.1386-1393
71. W.F. Tinney, V. Brandwajn, S.M. Chan 1985, "Sparse vector methods"; *IEEE Trans. PAS, PAS-104*, 295-301
72. V. Vaida - Managementul regimurilor de funcționare ale sistemelor energetice informatizate - teză de doctorat, 1997.
73. Vempati N., Slutsker I.W., Tinney W.F. - Enhancements to Givens rotations for power system state estimation, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.2, 1991, p.842-849
74. Gh. Vuc - Algoritmi de estimare a stării statice a SEE. - studiu comparativ; Conferința de electroenergetică, pp.744-750, Timișoara 1994.
75. Gh. Vuc - Asupra unei metode de identificare a erorilor de topologie prin estimarea stării statice a SEE; Conferința de electroenergetică Timișoara, pp.777-784, 1994.
76. Gh. Vuc - Estimatori de stare. Performanțe. - Referat 1 doctorat. Timișoara 1995.
77. Gh. Vuc - Erori de topologie. Detecție și identificare. - Referat 2 doctorat. Timișoara 1995.
78. Gh. Vuc - EstAll, pachet de programe pentru studiul-dezvoltarea estimatorilor stării statice a SEE; *Analele Universității din Oradea*, pp. 1997
79. Gh. Vuc - Estimarea erorilor de structură în estimarea stării statice a S.E.P., *Analele Universității din Oradea*, pp. 1997
80. Gh. Vuc - Identificarea și corecția erorilor de măsură prin metoda HTI în estimarea stării statice a S.E.P. *Analele Universității din Oradea*, pp. 1997

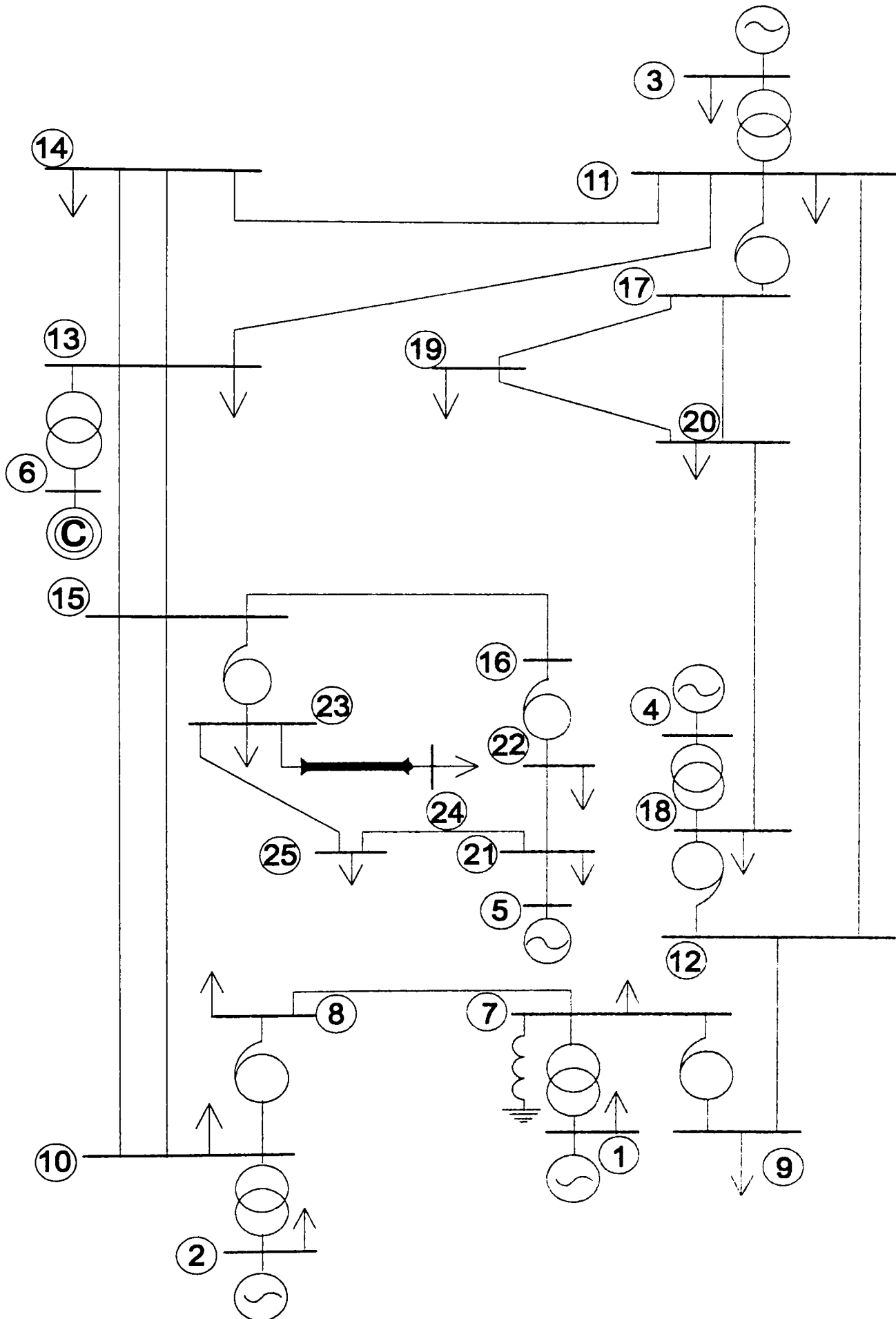
-
81. Gh. Vuc - *Considerații asupra unor condiții de încheiere a procesului de calcul iterativ în estimarea stării statice a S.E.P.*, *Analele Universității din Oradea*, pp. 1997
82. Wald A. - *Statistical Decision Functions*. Wiley New York. 1950
83. Wu F.F., Liu W.H.E., Holten L., Gjelsvik A., Aam S. - *Observability analysis and bad data processing for state estimation using Hachtel's augmented matrix method*, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.2, 1988, p.604-611
84. Wu F.F., Liu W.H.E. - *Detection of topology errors by state estimation*, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.1. 1989, p.176-183
85. Zhuang F., Balasubramanian R. - *Bad data processing in power system state estimation by direct data deletion and hypothesis tests*, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.2, 1987, p.321-330
86. Zhang B.M., Wang S.Y., Xiang N.D. - *A linear recursive bad data identification method with real time application to power system state estimation*, *IEEE Transactions, PWRS*, nr.3, 1992, p.1378-1385

Anexa 1. Sistemele test utilizate

Sistemul test TEST11



Sistemul test TEST25



Anexa 2. Programele principale ale pachetului EstAll

```

% PROGRAM ESTIMARE STARE STATICA S.E.E.
%
% prin determinarea vectorului de stare
%      X=[ del U ]
% din sistemul de ecuatii
%      deltaZ = Z-f(X)
% unde:
%      f(X) este vectorul coloana al valorilor
%      calculate din marimile de stare ale sistemului
%      pentru marimile masurate,
% iar:
%      Z este vectorul coloana
%      al valorilor masurate.

clear all

global eps1 itermax n l n1 n2 n3 n4 n5
global metoda select Y Yn itermax
global esterstruct echil

j=sqrt(-1) ;
if exist('jurnal')==2 dos('erase jurnal');
end
diary jurnal ;
format short e
format compact
clc , clg
intros=0;
while intros<=0 | intros>3
clc

% [numes, cals]=uigetfile('s*.mat','Selecteaza schema');

intros=menu('INTRODUCERE DATE SCHEMA',...
    'De la tastatura',...
    'Fisier existent nume_implicit(schema.mat)',...
    'Fisier existent nume optional');
if intros==1 estin
end
if intros==2
    load schema
end
if intros==3
    clc,clg
    disp('Tastati comanda:" load nume_fisier_schema " ');
    disp('Pentru revenire tastati: RETURN si "ENTER" ');
    disp('Fisiere existente de date: ');

```



```

        dir s*.mat ,
        keyboard
end
end
verbdsch
m=1; kmo=0;
while m==1
        clc
        format short
        matricea=' Latura      Nod i   Ri-j/Gi-0  Xi-j/Bi-0  Nod j ' ;
        disp(matricea);
        unitati='                [ohmi]   [S]';
        disp(unitati);
        for k=1:size(s,2)
                if d(k)~=n+1;
                        Yval(k)=1/(Y(k));
                        ddisp(k)=d(k);
                else Yval(k)=Y(k);
                        ddisp(k)=0;

                end
                Ydisp=sprintf('%5.2e ',k,s(k),real(Yval(k)),imag(Yval(k)),ddisp(k));
                disp(Ydisp);
        end
        m=input('Modi schema/parametri (d=1/n=*)? ');
        if m==1 modiin
                end
        end
end

if abs(sum(sum(Yn)))>1e-7
disp('      Matrice de admitanta nodala eronata !');
disp('      Apasa o tasta !');
pause
        modiin
        end
        format short
        if max(s)==n+1 | max(d)==n+1 nn=n+1;
                else nn=n;
        end
        reest=2;
        while reest~=0 n1=0 ; n2=0 ; n3=0 ; n4=0 ; n5=0 ;
                n6=0 ; n7=0 ; cx=[] ;
                tj=0 ; ts=0 ; te=0 ; th=0 ;
                p1=[] ; q1=[] ; p11=[] ; q11=[] ;
                p1zero=[] ; q1zero=[];
                pzero=[] ; qzero=[];indexs=[];
                clc,clg

% [numem, calm]=uigetfile('m*.mat','Selecteaza setul de masuratori');

```

```

introm=0;
while introm<=0 | introm>3
    clc
    introm=menu('INTRODUCERE MASURATORI',...
        'De la tastatura',...
        'Fisier existent nume_implicit(mas.mat)',...
        'Fisier existent nume optional');
if introm==1 estmas
end
if introm==2
    load mas
end
if introm==3
    clc,clg
    disp('Tastati comanda:" load nume_fisier_masuratori " ');
    disp('Pentru revenire tastati: RETURN si "ENTER" ');
    disp('Fisiere existente de date: ');
    dir m*.mat ,
    keyboard
end
end

```

```

verbdmas

```

```

    if kmo==1 | kmo==2 modiz
end
Sb=100 ; % [MVA]
Ustas=[ 6 10 20 110 220 400 750]; % [kV]
for i=1:length(Ustas)
    if round(v(1)/Ustas(i))==1 & exist('Ub')==0
        Ub=Ustas(i) ;
    end
end
clear Ustas

Yb=Sb/Ub^2 ;
    if reest~=1
        Yn=Yn/Yb ;
    end
V=v(1)/Ub ;
for i=1:n ;
    de(i)=0 ;
end
del=de.' ;
for i=1:n
    ue(i)=V ;
end
for i=1:n5
    ue(u1(i,1))=u1(i,2)/Ub ;

```

```

end
Ue=ue' ;
nmas=n1+n2+n3+n4+n5 ;
afisz1
    formz1
scal0(1:n1+n2+n3+n4)=Sb*ones(n1+n2+n3+n4,1) ;
scal0(n1+n2+n3+n4+1:n1+n2+n3+n4+n5)=Ub*ones(n5,1) ;
scal0p(1:n1+n3)=Sb*ones(n1+n3,1) ;
scal0q(1:n2+n4)=Sb*ones(n2+n4,1);
scal0q(n2+n4+1:n2+n4+n5)=Ub*ones(n5,1);
clc

% suprapunere zgomot gaussian de medie 0 si variantza 1
if exist('zgomot')==0
    zgomot=(randn(size(w)).*1./sqrt(w))./scal0; % in u.r. !%
    else disp(' Zgomot este O.K. !');
end
z1=z1+zgomot;
% sfarsit suprapunere zgomot de medie 0 si variantza 1

saveini

er=input('Modificati eroarea admisa pt. estimare U: (10^-6) (d=1/n=0) ?');
if er==1 er0=input('Valoarea dorita pentru eroarea admisa: ');
else er0=1e-6;
    clear er
    end
    test=input('Test folosit: J/1 sau b/2 ? ');
bprag=4;
echil=input('Nod echilibrare: >=1 (0 = fara nod de echilibrare) ? ');
if test==2 bprag=input('bprag= ? (3..5) ');
else jfix=input('Doriti introducerea unei valori fixe pentru Jprag ?(d=1/n=*) ');
    if jfix==1 Jprag=input('Valoarea dorita pentru Jprag= ');
    Jpragp=Jprag; Jpragq=Jprag;
    end
    end
if test==2
    select=1;
    else select=input('DICEM : one by one/1 sau set/2 ? ');
    end
itermax=input(' Nr. maxim de iteratii: ');
itermaxini=itermax;
    roprag=1e-3;
t0=clock ;
esterstruct=menu(' Erorile de structura: ', 'Identificare', 'Estimare', 'Fara');
if esterstruct==3
    rnprag=input(' rnprag= ');
    estem=1;
    else rnprag=3;

```

```

        ktopprag=3;
        estem=input(' Cu procesare erori de masura (da=1/nu=*) ? ');
    end
    metoda=menu(' Estimator utilizat: ', 'NE', 'NEC', 'ORTHO', 'HACHTEL');
    if esterstruct~=3
        if size(pl1,1)~=l | size(ql1,1)~=l
            plsup
        end
    end
    end
    if metoda==1 ne
        elseif metoda==2 nec
            elseif metoda==3 ortho
                else hachtel
            end
    end
    testim=etime(clock, t0) ;
    disptimp
    circolat
    format short
    afisrez=input('Doriti afisarea rezultatelor ? (da=1/nu=*) ');
    if afisrez==1 & test==1 estafis
        elseif afisrez==1 & test==2 estafisb
    end
    salv=input('Se salveaza rezultatele ? (d=1/n=*) ');
    if salv==1 salvrez
    end
    reest=input('Relansare estimare(d=1/n=*)? ');
    if reest==1 est1=input('Se foloseste aceeaasi retea ? (d=1/n=*) ');
        clear latid
        if est1~=1 estall
            end
        end
    end
end
end
% PROGRAM ESTIMARE STARE STATICA S.E.E.
%      METODA ORTHO

c=0 ;
k1=0 ; kj=1 ;
t0=clock ;
if exist('itjac')~=1
    itjac=input('Iteratia pina la care se recalculeaza Jacobianul : ');
end
dx=zeros(2*n,1);
X(n+1:2*n)=Ue;
olddx=zeros(size(dx),1) ;
dec=0;
zelim=[];
while kj~=0 % & size(zelim)<0.5*nmas
    ortsl

```

```

if select==2 estset
else estelim
end
if exist('corlat')==1
    if corlat==1
        reinit
    end
end
end
if exist('zelim')~=0
    if size(zelim,1)~=0 titlu=callmat('zelim');
    disp(titlu);
        for k=1:size(zelim,1)
            zelimdisp=sprintf(' %6.2e ',zelim(k,:));
            disp(zelimdisp);
        end
    end
end
end
reest=input('Doriti recalcularea J si reziduuri ? (d=1/n=*) ');
if reest==1
    ortsl
    if dec==1
        estrndec
    else estrn
    end
end
end
end

% REZOLVAREA SISTEMULUI LINIARIZAT  $W^{1/2}h*dx=W^{1/2}dz$ 

clc,format compact
if (exist('corlat'))==1
    corlat=0;
end
X=[del Ue] ; X=X(:) ;
deplU=0; depldel=0;
oldfx=zeros(1,nmas);
varfx=zeros(size(oldfx));
bprag=3;
ts=ts+1 ;
gata=input('Doriti oprirea calculelor ? (da=1/nu=*) ');
if gata==1 break
end
rezint=input('Doriti afisarea rezultatelor intermediare ? (da=1/nu=*) ');
t30=clock ;
iter1=0; eps1=.011 ;
clc
disp('      Asteptati va rog ! Rezolv sistemul de ecuatii !');
disp(' ');

```

```

disp('          Metoda ORTHO !');
if rezint~=1
  disp(' Nr.iter.    eps    varfx')
end
itermax=itermaxini;
while eps1>=er0*V & iter1<itermax
  iter1=iter1+1 ;
  if iter1<=itjac estjac
  end
bprag=3;
  X=[del Ue] ; X=X(:) ;
  estfx
  varfx=oldfx-fx;
  oldfx=fx;
  dz=z1'-fx.' ;
  ortgiv
  rezolv
  if echil>=1
    deplU=deplU+dx(n+echil);
    depldel=depldel+dx(echil);
  end
  X(1:2*n)=X(1:2*n)+dx ;
  Ue=X(n+1:2*n,:);
  del(1:n,:)=X(1:n,:);
  eps0=(olddx-dx) ;
  olddx=dx ;
  eps1=max(abs(eps0)) ;
  mesps(iter1,ts)=eps1;
  format short
  if rezint~=1
    format short e, format compact , mesps(iter1,ts)=eps1;
    disp([ iter1 eps1 max(abs(varfx))])
  end

```

% Instructiuni suplimentare pentru verificarea
 % conditiilor de terminare a calculelor iterativ

```

  [ testJ, J1] = estjst(z1,fx,scal0,w,n);
  btest
  if iter1>1
    dj=oldj-J1; db=oldb-b;
    else dj=J1; db=b ;
  end
  estfx
  if exist('termcalc')==1 contor=length(termcalc(:,1));
  else contor=0;
  end
  termcalc(contor+1,1)=eps1;
  termcalc(contor+1,2)=contr(dx,X);
  termcalc(contor+1,3)=dj;

```

```

    termcalc(contor+1,4)=contr(r,fx);
    termcalc(contor+1,5)=max(b);
    termcalc(contor+1,6)=contr(db,b);
    termcalc(contor+1,7)=max(abs(varfx));
    oldj=J1;
    oldb=b;

```

% sfarsit pachet suplimentar de instructiuni

```

    end
    format short
    if rezint==1
    itereps=[iter1 eps1 max(abs(varfx))];
    disp(' Ue[kv] dUe[kV] del[grd] ddel[grd]')
    disp([ Ue*Ub dx(n+1:2*n)*Ub del*180/pi dx(1:n)*180/pi])
    disp(' ')
    disp(' Nr.iter.     eps      varfx')
    format short e
    disp(itereps) , pause
    format short
    if size(p1)~=0 p1int=[p1(:,1) fx(1:n1)*Sb];
        lp1=length(p1(:,1));
    else lp1=0;
    end
    if size(q1)~=0 q1int=[q1(:,1) fx(n1+1:n1+n2)*Sb];
        lq1=length(q1(:,1));
    else lq1=0;
    end
    if size(pl1)~=0 pl1int=[pl1(:,1) pl1(:,2) fx(n1+n2+1:n1+n2+n3)*Sb];
        lpl1=length(pl1(:,1));
    else lpl1=0;
    end
    if size(ql1)~=0 ql1int=[ql1(:,1) ql1(:,2) fx(n1+n2+n3+1:n1+n2+n3+n4)*Sb];
        lql1=length(ql1(:,1));
    else lql1=0;
    end
    if lp1~=0 & lpl1~=0 longa=[lp1,lpl1];
        elseif lp1~=0 & lpl1==0 longa=[lp1];
        elseif lp1==0 & lpl1~=0 longa=[lpl1];
    end
    if lq1~=0 & lql1~=0 longr=[lq1,lql1];
        elseif lq1~=0 & lql1==0 longr=[lq1];
        elseif lq1==0 & lql1~=0 longr=[lql1];
    end
    sizera=1/min(ones(length(longa),1)./longa');
    sizerr=1/min(ones(length(longr),1)./longr');
    if lp1~=sizera p1int(sizera,2)=0;

```

```

end
if lpl1~=sizera pl1int(sizera,3)=0;
end
if lq1~=sizerr q1int(sizerr,2)=0;
end
if lql1~=sizerr ql1int(sizerr,3)=0;
end
injint=[p1int' q1int'];
circint=[pl1int' ql1int'];
int=[injint circint];
m1=' Injectii(A/R) ' ;
m2=' Circulatii(A/R) ' ;
matricea=[ m1 m2];
matr=int ;
displint , clear matricea , clear matr
clear m1, clear m2
end
end
    if iter1==50 break
    end
end
tsisl(ts)=etime(clock,t30) ;
iter(ts)=iter1 ;
disp(sprintf('                Eroare finala: %3.8f ,eps1)),
format short e
pause(5) , format short
if echil>=1
    echilibrareu=ones(size(dx)/2);
    echilibraredel=ones(size(dx)/2);
    echilibrareu=deplU*ones(length(dx)/2,1);
    echilibraredel=depldel*ones(length(dx)/2,1);
    echilibrare=[ echilibraredel' echilibrareu'];
    clear echilibrareu; clear echilibraredel;
    X(1:2*n)=X(1:2*n)-echilibrare ;
end
del(1:n,:)=X(1:n,:);
    Ue=X(n+1:2*n,:);
    estfx; btest
if esterstruct>=1 & esterstruct<3 ortsitp
end
end

```


Sistemul test TEST50

