

DEZVOLTAREA DE MODELE PROBABILISTICE PENTRU ESTIMAREA CONTINUITĂȚII ÎN ALIMENTAREA CONSUMATORILOR CU ENERGIE ELECTRICĂ

Teză destinată obținerii
titlului științific de doctor inginer
la
Universitatea "Politehnica" din Timișoara
în domeniul Inginerie Energetică
de către

Ing. Felicia Ionela COROIU

Conducător științific:	Prof.univ.dr.ing. Corneliu VELICESCU
Referenți științifici:	Prof.univ.dr.ing. Ioan FELEA Prof.univ.dr.ing. Florin MUNTEANU Conf.univ.dr.ing. Gheorghe VUC

Data susținerii tezei: 20.IX.2011

Seriile Teze de doctorat ale UPT sunt:

- | | |
|------------------------|---|
| 1. Automatică | 7. Inginerie Electronică și Telecomunicații |
| 2. Chimie | 8. Inginerie Industrială |
| 3. Energetică | 9. Inginerie Mecanică |
| 4. Ingineria Chimică | 10. Știința Calculatoarelor |
| 5. Inginerie Civilă | 11. Știința și Ingineria Materialelor |
| 6. Inginerie Electrică | |

Universitatea „Politehnica” din Timișoara a inițiat seriile de mai sus în scopul diseminării expertizei, cunoștințelor și rezultatelor cercetărilor întreprinse în cadrul școlii doctorale a universității. Seriile conțin, potrivit H.B.Ex.S Nr. 14 / 14.07.2006, tezele de doctorat susținute în universitate începând cu 1 octombrie 2006.

Copyright © Editura Politehnica – Timișoara, 2011

Această publicație este supusă prevederilor legii dreptului de autor. Multiplicarea acestei publicații, în mod integral sau în parte, traducerea, tipărirea, reutilizarea ilustrațiilor, expunerea, radiodifuzarea, reproducerea pe microfilme sau în orice altă formă este permisă numai cu respectarea prevederilor Legii române a dreptului de autor în vigoare și permisiunea pentru utilizare obținută în scris din partea Universității „Politehnica” din Timișoara. Toate încălcările acestor drepturi vor fi penalizate potrivit Legii române a drepturilor de autor.

România, 300159 Timișoara, Bd. Republicii 9,
tel. 0256 403823, fax. 0256 403221
e-mail: editura@edipol.upt.ro

PREFAȚĂ

Teza mea de doctorat este rezultatul activității desfășurate în perioada octombrie 2008 – septembrie 2011, în cadrul *Catedrei de Electroenergetică a Facultății de Electrotehnică și Electroenergetică* din Timișoara, sub îndrumarea permanentă, generoasă și plină de înțelegere a conducătorului științific, Prof.dr.ing. Corneliu Velicescu, căruia îi adresez cele mai respectuoase și prețioase mulțumiri.

În perioada studiilor doctorale am beneficiat de o bursă în cadrul grantului strategic POSDRU/6/1.5/S/13, ID6998, cofinanțat din Fondul Social European "Investește în oameni", în cadrul Programului Operațional Sectorial Dezvoltare Resurse Umane 2007-2013, ceea ce a făcut posibilă munca mea de cercetare și mi-a oferit oportunitatea financiară să particip la conferințe de prestigiu, unde mi-am publicat o parte din rezultatele obținute pe parcursul activității mele.

Formarea și orientarea mea în cadrul activității de cercetare am început-o în relații de colaborare deosebit de bune cu colegul meu de birou ing. Daniel Dondera și cu doamna Prof.dr.ing. Emilia Petrișor, de la Catedra de Matematică. O contribuție deosebită în evoluția mea de-a lungul celor trei ani a avut-o domnul Conf.dr.ing. Gheorghe Vuc, căruia îi adresez alese mulțumiri, pentru ajutorul permanent acordat la sistematizarea materialului și pentru observațiile și sfaturile primite, întotdeauna constructive.

Pentru condițiile de lucru create în vederea elaborării și finalizării tezei, doresc să adresez mulțumiri călduroase Decanului Facultății de Electrotehnică și Electroenergetică, Prof.dr.ing. Petru Andea, fostului Decan al Facultății, Prof.dr.ing. Dumitru Toader, domnului Prodecan Prof.dr.ing. Nicolae Munteanu și șefului Catedrei de Electroenergetică, Prof.dr.ing. Flavius Dan Șurianu.

Doresc să le mulțumesc în mod special tuturor cadrelor didactice din cadrul Catedrei de Electroenergetică, care m-au încurajat și m-au sprijinit la conturarea lucrării mele de doctorat. La elaborarea versiunii finale a tezei am ținut cont și de observațiile formulate cu diverse ocazii de către Prof.dr.ing. Bucur Luștea, Conf.dr.ing. Adrian Pană, Șl.dr.ing. Ioan Borlea, Șl.dr.ing. Ilona Bucătariu, Șl.dr.ing. Flaviu Frigură ș.a. Am primit un real ajutor moral și organizatoric din partea colegilor As.Dr.Ing. Constantin Bărbulescu și As.Dr.Ing. Alexandru Băloi, cărora le mulțumesc cu un gând ales. Doresc să remarc, alăturând recunoștința mea față de domnul Prof.Dr.ing. Ștefan Kilyeni, care mi-a oferit posibilitatea să mă implic în diferite proiecte și acțiuni desfășurate și organizate de către catedra noastră.

Îmi exprim un gând de reală bucurie și simpatie față de toți colegii mei mai tineri, alături de care am dezvoltat și o relație profesională, dar și o relație de prietenie.

Mulțumesc în mod deosebit, și pe această cale, membrilor comisiei de analiză a tezei de doctorat, Prof.dr.ing. Ioan Felea (Universitatea din Oradea), Prof.dr.ing. Florin Munteanu (Universitatea Tehnică „Gheorghe Asachi” din Iași) și Conf.dr.ing. Gheorghe Vuc (Universitatea „Politehnica” din Timișoara), pentru atenția cu care au parcurs teza de doctorat, pentru criticile și aprecierile formulate și pentru sfaturile primite.

Doresc să adresez călduroase mulțumiri părinților mei, care mi-au oferit sprijin, suport necondiționat și înțelegere în toți acești ani.

Nu în ultimul rând, doresc să mulțumesc într-un mod special și din suflet regretatului domn Prof.Dr.Ing. Dumitru Daba, care a fost, este și va fi un model de om, un model de profesor și un model de viață, pentru mine și pentru toți ceilalți colegi care îl purtăm în gândurile noastre.

Timișoara, septembrie 2011

Felicia Coroiu

Domnului Prof.Dr.Ing. Dumitru DABA

Coroiu, Felicia Ionela

Dezvoltarea de modele probabilistice pentru estimarea continuității în alimentarea consumatorilor cu energie electrică

Teze de doctorat ale UPT, Seria 13, Nr. 2, Editura Politehnica, 2011, 248 pagini, 123 figuri, 76 tabele.

ISSN: 2069-8208

ISBN: 978-606-554-333-1

Cuvinte cheie: circulație probabilistică de puteri, continuitate în alimentare, convoluție selectivă și repetată, funcție densitate de probabilitate, funcție de probabilitate cumulată, serie Gram-Charlier, simulare Monte Carlo.

Rezumat:

În condițiile actuale s-au realizat de mult sisteme electrice complexe atât ca structură, ca diversitate a consumurilor și a posibilităților de generare a energiei, cât și ca nivele multiple ale tensiunilor. Tot odată a crescut sensibil standardul nivelelor de calitate impuse furnizării energiei electrice. O exigență a acestor standarde este redată de necesitatea asigurării continuității în alimentarea cu energiei electrice, în special privind timpul mediu probabil de neacoperire a sarcinii. Există reglementări naționale și internaționale privind proiectarea și exploatarea sistemelor electrice astfel încât să nu fie periclitată funcționarea calitativă peste riscurile admise.

În aceste condiții, se impune imperios o abordare probabilistică a analizei regimurilor de funcționare având în vedere caracterul aleatoriu al nivelelor de consum din nodurile sistemului odată cu apariția neplanificată a întreruperilor localizate pe orice element al sistemului. Se poate spune că o analiză fiabilistică a funcționării sistemului se impune ca un criteriu de abordare în problemele de proiectare a extinderilor configurațiilor și în depistarea și ordonarea ca importanță a daunelor provocate de congestiile care însoțesc aceste regimuri. De abia, după ce se depășește această etapă, se va extinde studiul printr-o abordare deterministă, în speță, o circulație de puteri care să localizeze în amănunt toate problemele funcționării. Circulația probabilistică de puteri este aspectul crucial al studiului fiabilistic al sistemului având ca rezultat estimarea indicatorilor fiabilistici specifici.

CUPRINS

Acronime	8
Lista de figuri	9
Lista de tabele	15
1. INTRODUCERE	19
2. FIABILITATEA ÎN ELECTROENERGETICĂ. CONCEPTE, MODELE DE CALCUL ȘI OBIECTIVE	23
2.1. Structura și funcționarea sistemului electroenergetic	23
2.1.1. Cerințe impuse sistemelor electroenergetice	25
2.1.2. Regimurile de funcționare ale SEE	25
2.1.2.1. Regimul permanent normal	25
2.1.2.2. Regimul tranzitoriu al funcționării normale	26
2.1.2.3. Regimul de avarie	26
2.1.2.4. Regimul permanent de după avarie	27
2.1.3. Definirea noțiunilor de congestie și contingentă	28
2.2. Caracterizarea studiilor de fiabilitate	28
2.2.1. Probleme conceptuale	29
2.2.2. Probleme de modelare	30
2.2.3. Probleme legate de dificultățile de calcul ale modelelor probabilistice utilizate	31
2.2.4. Probleme legate de datele statistice necesare	33
2.3. Evaluarea cantitativă a fiabilității funcțiilor sistemului electric	34
2.3.1. Zone și nivele ierarhice de evaluare	34
2.3.2. Reglementări la nivel național privind evaluarea funcțiilor sis- temului electric	35
2.4. Concluzii	36
3. METODOLOGII CLASICE DE ABORDARE A FIABILITĂȚII FUNCȚIONĂRII SISTEMELOR ELECTROENERGETICE	37
3.1. Simularea, tehnică de modelare a unui sistem real	37
3.2. Simularea Monte Carlo	38
3.2.1. Elemente din teoria probabilităților pe care se fundamentează metoda Monte Carlo	40
3.2.2. Estimatorul Monte Carlo al mediei variabilei aleatoare $g(X)$	44
3.2.3. Caracteristicile metodelor Monte Carlo în evaluarea fiabilității	45
3.2.4. Eficiența metodelor Monte Carlo	47
3.2.5. Caracteristicile convergenței ale metodelor Monte Carlo	48
3.2.5.1. Convergența simulării	48
3.2.5.2. Precizia convergenței	48
3.2.5.3. Criterii de convergență	48
3.2.6. Generarea variabilelor aleatorii	49
3.2.6.1. Generarea numerelor pseudo-aleatoare cu distribuția uniformă	50
3.2.6.2. Generatoare de numere pseudo-aleatoare cu distribuție neunifor- mă. Metoda inversă de transformare Monte Carlo	52
3.2.6.3. Simularea unei variabile aleatoare cu repartiție exponențială	55
3.2.6.4. Simularea unei variabile aleatoare normal distribuite	56
3.2.6.5. Simularea unei variabile aleatoare după alte distribuții	56
3.2.6.5.1. Distribuția normală logaritmică sau lognormală	56
3.2.6.5.2. Distribuția Weibull	57
3.2.6.5.3. Distribuția Gama	58
3.3. Metode de simulare în evaluarea fiabilității	59
3.3.1. Simularea stării sistemului	59
3.3.2. Simularea duratei de acoperire a stării	60
3.3.3. Simularea tranzițiilor dintre stările sistemului	61

3.4. Estimarea puterii generate de un sistem	64
3.4.1. Analiza prin metoda simulării duratei de ocupare a stării prin estimarea puterii generate de un sistem cu o singură zonă	64
3.4.2. Modelarea unităților generatoare	66
3.4.3. Condițiile de oprire a simulării Monte Carlo	70
3.5. Specificul simulării Monte Carlo ca metodă de studiu a fiabilității funcțiilor sistemului electric	70
3.6. Utilizarea concretă a simulării Monte Carlo în sistemele electroenergetice ..	71
3.7. Rezultate concrete ale simulării Monte Carlo	74
3.7.1. Date inițiale și configurația modelului test	74
3.7.2. Calculul indicatorilor de fiabilitate pentru o perioadă de timp de 10 ani ..	76
3.7.3. Calculul indicatorilor de fiabilitate pentru o perioadă de timp de 35 ani ..	83
3.8. Rezultate de calcul pentru acceptarea repartiției binomiale a puterii generate	86
3.9. Simulare pe softul DIgSILENT Power Factory	89
3.9.1. Evaluarea funcțiilor de fiabilitate	90
3.9.2. Evaluarea fiabilității unei rețele electrice	90
3.9.3. Estimarea cantitativă a fiabilității funcționării	91
3.9.4. Indicatori de fiabilitate	91
3.9.4.1. Indicatori de fiabilitate pentru o sarcină sau un nod consumator ..	91
3.9.4.2. Indicatori de fiabilitate pentru sistem	92
3.9.4.3. Indicatori de fiabilitate referitori la energia probabil livrată la nivelul unui nod consumator	93
3.9.4.4. Indicatori de fiabilitate referitori la energia probabil livrată la nivel de sistem	93
3.9.5. Evaluarea indicatorilor de fiabilitate	94
3.9.5.1. Modelul stocastic	95
3.9.5.2. Lanțuri Markov omogene de parametru continuu	96
3.10. Sistem IEEE RTS 24 noduri. Aplicație	98
3.10.1. Configurația și datele nominale ale sistemului IEEE RTS 24 noduri	98
3.10.2. Exemplificări de setare a datelor probabilistice nominale în softul DigSilent	104
3.10.3. Indicatorii de fiabilitate obținuți prin simularea sistemului cu softul DigSilent	105
3.11. Concluzii și contribuții personale	106
4. METODE ȘI MODELE PENTRU CIRCULAȚIA PROBABILISTICĂ DE PUTERI ...	107
4.1. Abordarea deterministă a circulației de puteri	107
4.1.1. Considerații preliminare	107
4.1.2. Soluționarea modelului matematic cu versiunea clasică a metodei Newton ..	108
4.1.3. Adaptarea circulației deterministă de putere pentru considerarea comportării aleatorii a unor elemente de sistem	114
4.2. Circulația probabilistică de puteri	115
4.2.1. Specificul modelelor probabilistice ale circulației de puteri	115
4.2.2. Modele matematice ale circulației probabilistice de puteri menținându-se neliniaritatea ecuațiilor	116
4.2.2.1. Estimarea mediei și dispersiei variabilelor de stare	116
4.2.2.2. Estimarea mediei și dispersiei puterilor pe linie	119
4.2.3. Metoda estimării în puncte pentru circulația probabilistică de puteri	120
4.2.4. Liniarizarea ecuațiilor circulației de puteri	125
4.2.4.1. Convoluția funcțiilor prin folosirea Transformatei Rapide Fourier ..	125
4.2.4.2. Caracterizarea comportării variabilelor aleatoare prin momentele statistice și cumulanți	129
4.2.4.2.1. Definiția momentelor statistice	129

4.2.4.2.2. Definiția și proprietățile cumulanților.....	130
4.2.4.2.3. Relația dintre cumulanți și momente	132
4.2.4.3. Ipoteza dependenței liniare dintre puterile din nodurile sistemului	132
4.2.4.4. Analiza deconectării unui element longitudinal din sistem.....	136
4.2.4.5. Evaluarea unor metode de determinare a circulației probabilistice de puteri.....	138
4.2.4.5.1. Estimarea unei distribuții discrete prin momentele sale	138
4.2.4.5.2. Estimarea funcției densitate e probabilitate prin seria Gram-Charlier.....	139
4.2.4.5.3. Metode de rezolvare a circulației probabilistice de puteri	140
4.2.4.5.4. Aplicarea metodei dezvoltării în serie Gram-Charlier pentru circulația probabilistică de puteri.....	141
4.2.4.5.5. Aplicarea metodei convoluției pentru circulația probabilistică de puteri	141
4.3. Studiu de caz	143
4.3.1. Configurația și date inițiale pentru sistemul test cu 6 noduri.....	143
4.3.2. Rezultate de calcul pentru sistemul test cu 6 noduri.....	145
4.3.2.1. Considerarea defectării grupurilor generatoare	146
4.3.2.2. Considerarea defectării liniilor.....	157
4.3.2.3. Considerarea defectării liniilor și grupurilor generatoare.....	162
4.3.3. Rezultate de calcul pentru sistemul test RTS cu 24 noduri	169
4.4. Concluzii și contribuții personale.....	170
5. EVALUAREA CONGESTIILOR ȘI A CONTINUITĂȚII ÎN ALIMENTAREA CONSUMATORILOR PE BAZA CIRCULAȚIEI PROBABILISTICE DE PUTERE.....	171
5.1. Considerații introductive.....	171
5.2. Estimarea apariției unei congestii în sistem	172
5.3. Aplicație pe sistemul test cu 6 noduri a metodei estimării unei congestii în sistem:	174
5.4. Aproximarea FDP bivariată prin seria Gram-Charlier bivariată	176
5.5. Aplicație pe sistemul test cu 6 noduri a metodei seriei Gram-Charlier.....	180
5.6. Estimarea continuității în alimentarea consumatorilor prin metoda convoluției selective și repetate.....	182
5.6.1. Cazul unui nod consumator alimentat prin două linii	182
5.6.2. Cazul când există mai multe linii convergente spre un nod consumator.....	187
5.6.3. Aplicarea metodei propuse, a convoluției selective repetate pe sistemul test cu 6 noduri:.....	188
5.6.4. Metoda de estimarea a continuității în alimentarea consumatorilor pe baza circulației probabilistice de puteri	193
5.6.5. Aplicație:	195
5.6.5.1. Pentru sistemul test cu 6 noduri:.....	195
5.6.5.2. Pentru sistemul test cu 24 noduri:	198
5.6.6. Estimarea predictivă a neacoperirii sarcinii prin considerarea corelării lor...201	
5.7. Concluzii și contribuții personale.....	203
6. CONCLUZII GENERALE ȘI CONTRIBUȚII PERSONALE	205
ANEXA 1	209
ANEXA 2	217
ANEXA 3	221
ANEXA 4	223
ANEXA 5	235
BIBLIOGRAFIE	240

ACRONIME

ACCI	- media energiei nelivrată pentru toți consumatorii afectați din sistem (Average Customer Curtailment Index)
ACIF	- frecvența medie de întrerupere la consumator (Average Customer Interruption Frequency)
ACIT	- timpul medie de întrerupere la consumator (Average Customer Interruption Time)
AENS	- media energiei probabil nelivrate (Average Energy Not Supplied)
AID	- durata medie a întreruperilor (Average Interruption Duration)
ANRE	- Agenția Națională de Reglementare în domeniul Energiei
ASAI	- indicele mediu al disponibilității (Average Service Availability Index)
ASUI	- indicele mediu al indisponibilității (Average Service Unavailability Index)
CAIDI	- durata medie a întreruperilor la consumator (Customer Average Interruption Duration Index)
CAIFI	- frecvența medie a întreruperilor la consumator (Customer Average Interruption Frequency Index)
EPN	- Energie Probabil Nelivrată
FDP	- Funcția Densitate de Probabilitate
FPC	- Funcția de Probabilitate Cumulată
FFT	- transformata rapidă Fourier (Fast Fourier Transformer)
LF	- circulație de puteri (Load Flow)
LIPF	- frecvența medie de întrerupere la nodul consumator (Load Point Interruption Frequency)
LIPT	- timpul medie de întrerupere la nodul consumator (Load Point Interruption Time)
MTD	- Media Timpului de Defect
MTF	- Media Timpului de Funcționare
PLF	- circulație probabilistă de puteri (Probabilistic Load Flow)
PNS	- Probabilitatea de neacoperire a sarcinii
RTS	- Reliability Test System
SAIDI	- durata medie a întreruperilor sistemului (System Average Interruption Duration Index)
SAIFI	- frecvența medie de întreruperi într-un sistem (System Average Interruption Frequency Index)
SEAR	- energia totală corespunzătoare unui risc asumat pentru sistem (System Energy at Risk)
SEE	- Sisteme ElectroEnergetice
SES	- energia neasigurată în sistem (System Energy Shed)
SLF	- circulație stohastică de puteri (Stochastic Load Flow)
TD	- Timp de Defect
TF	- Timp de Funcționare

LISTA DE FIGURI

Nr. crt.	Numărul figurii	Titlul figurii
1.	Fig. 2.1.	Structura sistemului electroenergetic
2.	Fig. 2.2.	Schema simplificată a sistemului cu puteri injectate în nodurile de înaltă tensiune
3.	Fig. 2.3.	Modificări în circulația puterilor ca urmare a deconectării legăturii între nodurile 1 și 3
4.	Fig. 2.4.	Consecința defectării unei componente și posibilele extinderii ale urmării acesteia
5.	Fig. 2.5.	Limita superioară și inferioară a frecvenței și suprasarcinii funcție de contingențele testate, pentru sistemul test IEEE RTS cu 24 de noduri
6.	Fig. 3.1.	Procesul de convergență în simularea Monte Carlo
7.	Fig. 3.2.	Obținerea numerelor aleatoare neuniforme folosind funcția de repartiție
8.	Fig. 3.3.	Obținerea numerelor aleatoare neuniforme folosind funcția de probabilitate cumulată
9.	Fig. 3.4.	Cronologia procesului de tranziție a stărilor componentelor
10.	Fig. 3.5.	Cronologia procesului tranziției stărilor sistemului
11.	Fig. 3.6.	Explicarea tranziției stărilor sistemului
12.	Fig. 3.7.	Cronologia capacității de generare a fiecărei unități generatoare, precum și a întregului sistem
13.	Fig. 3.8.	Suprapunerea curbelor de generare 1 și de consum 2
14.	Fig. 3.9.	Modelul a două stări pentru o unitate generatoare
15.	Fig. 3.10.	Ciclu funcționare-defect-funcționare pentru un generator cu două stări de funcționare
16.	Fig. 3.11.	Diagrama celor trei stări ale unei unități generatoare
17.	Fig. 3.12.	Un ciclu de tranziții pentru modelul cu trei stări posibile
18.	Fig. 3.13.	Patru modele de stări pentru unitatea generatoare care acoperă vârful de sarcină
19.	Fig. 3.14.	Configurația de conectare a celor patru grupuri generatoare
20.	Fig. 3.15.	Curba de sarcină a consumatorului conectat pe bara A
21.	Fig. 3.16.	Schema logică a simulării Monte Carlo
22.	Fig. 3.17.	Generatorul 1 – 100 [MW] - succesiunea simulată a stărilor
23.	Fig. 3.18.	Generatorul 2 – 100 [MW] - succesiunea simulată a stărilor
24.	Fig. 3.19.	Generatorul 3 – 50 [MW] - succesiunea simulată a stărilor
25.	Fig. 3.20.	Generatorul 4 – 75 [MW] - succesiunea simulată a stărilor
26.	Fig. 3.21.	Putere totală debitată de cele 4 grupuri generatoare. Simulare
27.	Fig. 3.22.	Suprapunerea curbei de sarcină peste curba puterii totale debitate
28.	Fig. 3.23.	Energie nelivrată
29.	Fig. 3.24.	Curba clasată a consumatorului conectat pe bara A
30.	Fig. 3.25.	Diagrama de bază a procesului iterativ

Nr. crt.	Numărul figurii	Titlul figurii
31.	Fig. 3.26.	Exemplu de monitorizare a stării în timp a unei componente din sistem
32.	Fig. 3.27.	Schema de conectare a rețelei de transport în cadrul sistemului test RTS 24 noduri
33.	Fig. 3.28.	Fereastră de dialog – partea de fiabilitate a generatoarelor din cadrul softului DigSilent
34.	Fig. 3.29.	Fereastră de dialog – model stocastic din cadrul softului DigSilent
35.	Fig. 3.30.	Fereastră de dialog – curba de probabilitate din cadrul softului DigSilent
36.	Fig. 4.1.	Diagrama algoritmului de aplicare a metodei de estimare în 2 puncte
37.	Fig. 4.2.	Funcția normală echivalentă trunchiată
38.	Fig. 4.3.	Exemplu de convoluție
39.	Fig. 4.4.	Procesul de împărțire a impulsului
40.	Fig. 4.5.	Procesul de convoluție prin FFT
41.	Fig. 4.6.	Distribuția discretă a variabilelor aleatoare dependente
42.	Fig. 4.7.	Ieșirea din funcțiune a unei linii simulate prin puteri fictive injectate
43.	Fig. 4.8.	Configurația sistemului test cu 6 noduri
44.	Fig. 4.9.	FDP pentru puterea de pe Linia 2-5, realizată cu seria Gram-Charlier în Cazul 1 și pentru care se consideră termenii până la gradul V
45.	Fig. 4.10.	FPC pentru puterea de pe Linia 2-5, realizată cu seria Gram-Charlier în Cazul 1, Cazul 2 și Cazul 3 și pentru care se consideră termenii până la gradul V
46.	Fig. 4.11.	FDP pentru puterea de pe Linia 2-5, realizată cu seria Gram-Charlier în Cazul 1, Cazul 2 și Cazul 3 și pentru care se consideră termenii până la gradul V și metoda convoluției Von Mises
47.	Fig. 4.12.	FPC pentru puterea de pe Linia 2-5, realizată cu seria Gram-Charlier în Cazul 1, Cazul 2 și Cazul 3 și pentru care se consideră termenii până la gradul V și metoda convoluției Von Mises
48.	Fig. 4.13.	FDP a $f_{R_C}(\cdot)$ - impulsuri și probabilități obținute cu metoda Von Mises pentru repartiția discretă
49.	Fig. 4.14.	Convoluția dintre repartiția discretă din tabelul 4.6 și $f_{R_C}(\cdot)$ pentru puterea de pe Linia 2-5
50.	Fig. 4.15.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri comparată cu histogramele obținute prin rularea aplicației PowerWorld-Matlab
51.	Fig. 4.16.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
52.	Fig. 4.17.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri comparată cu histogramele obținute prin rularea aplicației PowerWorld-Matlab
53.	Fig. 4.18.	FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

Nr. crt.	Numărul figurii	Titlul figurii
54.	Fig. 4.19.	FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri comparată cu histogramele obținute prin rularea aplicației PowerWorld-Matlab
55.	Fig. 4.20.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
56.	Fig. 4.21.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
57.	Fig. 4.22.	FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
58.	Fig. 4.23.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
59.	Fig. 4.24.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
60.	Fig. 4.25.	FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
61.	Fig. 4.26.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
62.	Fig. 4.27.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
63.	Fig. 4.28.	FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor
64.	Fig. 4.29.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor
65.	Fig. 4.30.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor
66.	Fig. 4.31.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor
67.	Fig. 4.32.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor
68.	Fig. 4.33.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor
69.	Fig. 4.34.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor

Nr. crt.	Numărul figurii	Titlul figurii
70.	Fig. 4.35.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor
71.	Fig. 4.36.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor
72.	Fig. 4.37.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor
73.	Fig. 4.38.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor
74.	Fig. 4.39.	FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor
75.	Fig. 4.40.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor
76.	Fig. 4.41.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor
77.	Fig. 4.42.	FDP a puterii tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor
78.	Fig. 4.43.	FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor
79.	Fig. 4.44.	FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor
80.	Fig. 4.45.	FDP a tensiunii de pe Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor
81.	Fig. 4.46.	Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Liniei 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și grupurilor generatoare
82.	Fig. 4.47.	Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și grupurilor generatoare
83.	Fig. 4.48.	Funcția densitate de probabilitate a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și grupurilor generatoare
84.	Fig. 4.49.	Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri când se ia în considerare defectarea grupurilor generatoare

Nr. crt.	Numărul figurii	Titlul figurii
85.	Fig. 4.50.	Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri când se ia în considerare defectarea elementelor de transport
86.	Fig. 4.51.	Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri când se ia în considerare defectarea elementelor de transport și defectele unităților generatoare
87.	Fig. 4.52.	Funcția densitate de probabilitate a tensiunii din Nodul 4 din sistemul test RTS cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri când se ia în considerare defectarea grupurilor generatoare
88.	Fig. 5.1.	Histograma frecvențelor de apariție a puterilor pe Linia 5-2 cu 1000 simulări
89.	Fig. 5.2.	Comparația dintre histograma frecvențelor de apariție a puterilor pe Linia 5-2 cu 2000 simulări și $FDP_{P_{ij}}$, cu precizarea limitei de apariție a congestiei
90.	Fig. 5.3.	Histograma bivariată a frecvențelor de apariție simultană a valorilor puterilor care circulă pe Linia 5-2 și Linia 5-6 cu 1000 de rulări
91.	Fig. 5.4.	Funcția bivariată Gram-Charlier – vedere A.
92.	Fig. 5.5.	Funcția bivariată Gram-Charlier – vedere B.
93.	Fig. 5.6.	Cazul unui nod consumator alimentat prin două linii
94.	Fig. 5.7.	FDP bivariată $f'_j(x, y)$
95.	Fig. 5.8.	FDP bivariată $f''_j(x, y)$
96.	Fig. 5.9.	FDP bivariată $f(z)$
97.	Fig. 5.10.	Cazul unui nod consumator alimentat prin mai multe linii
98.	Fig. 5.11.	FDP a puterii de pe Linia 5-2 și de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă cu metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele grupurilor generatoare
99.	Fig. 5.12.	Curba rezultată a consumatorului din nodul 5 de repartiție $f'_5(x, y)$
100.	Fig. 5.13.	FDP $f_5(x, y)$ pentru impulsul de valoare cea mai mare
101.	Fig. 5.14.	FDP $f_5(z)$ pentru toate cele 5 impulsuri din repartiția discretă
102.	Fig. 5.15.	FDP $f_9(z)$ pentru toate cele 9 impulsuri din repartiția discretă
103.	Fig. 5.16.	Histograma bivariată a frecvențelor de apariție simultană a valorilor puterilor care circulă pe Linia 5-2 și Linia 5-6 cu 2000 de rulări
104.	Fig. 5.17.	Histograma bivariată a frecvențelor de apariție simultană a valorilor puterilor care circulă pe Linia 5-2 și Linia 5-6 cu 5000 de rulări
105.	Fig. 5.18.	Reprezentarea grafică a limitele domeniului admis al puterii vehiculate pe linia ji și jk

Nr. crt.	Numărul figurii	Titlul figurii
106.	Fig. 5.19.	Reprezentarea grafică a puterii probabil nelivrată în Nodul 5 când se consideră defectarea a câte unui generator pentru $P_{lim} = 120 [MW]$
107.	Fig. 5.20.	Curba de sarcină a consumatorului din nodul 5 și a consumatorului din nodul 4 din sistemul test cu 6 noduri

Anexe

Nr. crt.	Numărul figurii	Titlul figurii
108.	Fig. A1.1.	Generatorul 1 – 100 [MW] - succesiunea simulată a stărilor pentru o perioadă de 35 de ani
109.	Fig. A1.2.	Generatorul 2 – 100 [MW] - succesiunea simulată a stărilor pentru o perioadă de 35 de ani
110.	Fig. A1.3.	Generatorul 3 – 50 [MW] - succesiunea simulată a stărilor pentru o perioadă de 35 de ani
111.	Fig. A1.4.	Generatorul 4 – 75 [MW] - succesiunea simulată a stărilor pentru o perioadă de 35 de ani
112.	Fig. A1.5.	Putere totală debitată de cele 4 grupuri generatoare pentru o perioadă de simulare de 35 de ani
113.	Fig. A1.6.	Suprapunerea curbei de sarcină peste curba puterii totale debitate pentru o perioadă de simulare de 35 de ani
114.	Fig. A1.7.	pentru o perioadă de simulare de 35 de ani
115.	Fig. A2.1.	Fereastra de dialog a softului DigSilent pentru analiza fiabilității – opțiuni de bază
116.	Fig. A2.2.	Fereastra de dialog a softului DigSilent pentru analiza fiabilității – opțiuni FEA
117.	Fig. A2.3.	Fereastra de dialog a softului DigSilent pentru analiza fiabilității – opțiuni avansate
118.	Fig. A3.1.	FDP pentru puterea de pe Linia 1-2 cu precizarea limitei de apariție a congestiei
119.	Fig. A3.2.	FDP pentru puterea de pe Linia 1-3 cu precizarea limitei de apariție a congestiei
120.	Fig. A3.3.	FDP pentru puterea de pe Linia 2-4 cu precizarea limitei de apariție a congestiei
121.	Fig. A3.4.	FDP pentru puterea de pe Linia 3-4 cu precizarea limitei de apariție a congestiei
122.	Fig. A3.5.	FDP pentru puterea de pe Linia 4-6 cu precizarea limitei de apariție a congestiei
123.	Fig. A3.6.	FDP pentru puterea de pe Linia 5-6 cu precizarea limitei de apariție a congestiei

LISTA DE TABELE

Nr. crt.	Numărul tabelului	Titlul tabelului
1.	Tabelul 3.1.	Funcții/metode folosite pentru generare de numere-pseudo aleatoare
2.	Tabelul 3.2.	Datele caracteristice fiecărei unități generatoare
3.	Tabelul 3.3.	Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pentru grupul generator 1
4.	Tabelul 3.4.	Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pentru grupul generator 2
5.	Tabelul 3.5.	Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pentru grupul generator 3
6.	Tabelul 3.6.	Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pentru grupul generator 4
7.	Tabelul 3.7.	Puterea și energia nelivrată pentru fiecare an pe o perioadă de 10 ani
8.	Tabelul 3.8.	Puterea și energia nelivrată pentru fiecare an pe o perioadă de 35 ani
9.	Tabelul 3.9.	Eroare procentuală a simulării
10.	Tabelul 3.10.	Repartiția variabilei aleatoare, putere generată pe bara A (P_A)
11.	Tabelul 3.11.	Calculul coeficientului de acoperire a energiei
12.	Tabelul 3.12.	Amplasarea grupurile generatoare în sistemul test RTS
13.	Tabelul 3.13.	Puterea reactivă debitată de fiecare grup generator în sistemul test RTS
14.	Tabelul 3.14.	Date fiabilistice pentru grupurile generatoare în sistemul test RTS
15.	Tabelul 3.15.	Date referitoare la dispozitivele de compensare a puterii reactive în sistemul test RTS
16.	Tabelul 3.16 .	Date referitoare la puterea cerută de consumatori la vârf de sarcină în sistemul test RTS
17.	Tabelul 3.17.	Parametrii constructivi ai elementelor de transport în sistemul test RTS
18.	Tabelul 3.18.	Parametrii fiabilistici ai elementelor din rețeaua de transport în sistemul test RTS
19.	Tabelul 3.19.	Indicatorii de fiabilitate pentru nodurile sistemului test RTS
20.	Tabelul 3.20.	Indicatorii de fiabilitate pentru nodurile consumatoare ale sistemului test RTS
21.	Tabelul 3.21.	Indicatorii de fiabilitate pentru sistemul test RTS
22.	Tabelul 4.1.	Amplasarea grupurilor generatoare și capacitatea lor de generare în sistemul test cu 6 noduri
23.	Tabelul 4.2.	Probabilitatea de bună funcționare a fiecărui grup generatoare în sistemul test cu 6 noduri
24.	Tabelul 4.3.	Puterea activă și reactivă cerută de consumatori în sistemul test cu 6 noduri

Nr. crt.	Numărul tabelului	Titlul tabelului
25.	Tabelul 4.4.	Parametrii liniilor de transport în sistemul test cu 6 noduri
26.	Tabelul 4.5.	Probabilitatea de bună funcționare a liniilor de transport în sistemul test cu 6 noduri
27.	Tabelul 4.6.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5 ($f_{R_d}(\cdot)$), când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
28.	Tabelul 4.7.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
29.	Tabelul 4.8.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru Nodul 5 când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
30.	Tabelul 4.9.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
31.	Tabelul 4.10.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
32.	Tabelul 4.11.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
33.	Tabelul 4.12.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
34.	Tabelul 4.13.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
35.	Tabelul 4.14.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
36.	Tabelul 4.15.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor
37.	Tabelul 4.16.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele liniilor
38.	Tabelul 4.17.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor
39.	Tabelul 4.18.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele liniilor
40.	Tabelul 4.19.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor
41.	Tabelul 4.20.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele liniilor
42.	Tabelul 4.21.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Nr. crt.	Numărul tabelului	Titlul tabelului
43.	Tabelul 4.22.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6 , când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor
44.	Tabelul 4.23.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor
45.	Tabelul 4.24.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5 , când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor
46.	Tabelul 4.25.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6 , când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor
47.	Tabelul 4.26.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor
48.	Tabelul 4.27.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5 , când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor
49.	Tabelul 4.28.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6 , când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor
50.	Tabelul 4.29.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor
51.	Tabelul 4.30.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru Linia 2-4 din sistemul test RTS când sunt luate în considerare defectele generatoarelor
52.	Tabelul 4.31.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS, când sunt luate în considerare defectele elementelor de transport
53.	Tabelul 4.32.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS când sunt luate în considerare defectele elementelor de transport și defectele unităților generatoare
54.	Tabelul 4.33.	Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 4 din sistemul test RTS când sunt luate în considerare defectele grupurilor generatoare
55.	Tabelul 5.1.	Probabilitatea de apariție a congestiei pe liniile sistemului test cu 6 noduri
56.	Tabelul 5.2.	Aproximările repartiției discrete pentru Linia 5-2 și Linia 5-6
57.	Tabelul 5.3.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 4, pe perioada a 24 de ore, când se consideră defectarea câte unui generator pentru $P_{lim}=120$ [MW]
58.	Tabelul 5.4.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 5, pe perioada a 24 de ore, când se consideră defectarea câte unui generator pentru $P_{lim}= 120$ [MW]
59.	Tabelul 5.5.	Comparație între EPN și PNS pentru nodul consumator 4 și 5, când se consideră $P_{lim}= 120$ [MW] și $P_{lim}= 135$ [MW]
60.	Tabelul 5.6.	Curba orară de sarcină în procente pentru o zi

Nr. crt.	Numărul tabelului	Titlul tabelului
61.	Tabelul 5.7.	Energia totală cerută de fiecare nod consumator analizat în ziua pentru care se dă curba de sarcină
62.	Tabelul 5.8.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 3, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim}= 60$ [MW]
63.	Tabelul 5.9.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 4, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim}= 60$ [MW]
64.	Tabelul 5.10.	Coeficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electrică și coeficientul de acoperire a energiei cerute de nodurile consumatoare din sistemul test RTS

Anexe

Nr. crt.	Numărul tabelului	Titlul tabelului
65.	Tabelul A1.1.	Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pe o perioadă de 35 ani pentru grupul generator 1
66.	Tabelul A1.2.	Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pe o perioadă de 35 ani pentru grupul generator 2
67.	Tabelul A1.3.	Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pe o perioadă de 35 ani pentru grupul generator 3
68.	Tabelul A1.4.	Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pe o perioadă de 35 ani pentru grupul generator 4
69.	Tabelul A4.1.	Valorile puterilor care circulă pe liniile convergente în Nodul 5 și frecvența relativă de apariție
70.	Tabelul A5.1.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 5 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim}= 60$ [MW]
71.	Tabelul A5.2.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 6 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim}= 60$ [MW]
72.	Tabelul A5.3.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 8 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim}= 60$ [MW]
73.	Tabelul A5.4.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 9 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim}= 60$ [MW]
74.	Tabelul A5.5.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 10 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim}= 60$ [MW]
75.	Tabelul A5.6.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 19 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim}= 120$ [MW]
76.	Tabelul A5.7.	Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 20 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim}= 120$ [MW]

1. INTRODUCERE

Creșterea și diversificarea continuă a consumului de energie electrică și impunerea unor parametri calitativi tot mai înalți, a ridicat probleme noi de abordare a dezvoltării sistemelor electroenergetice. Noua abordare trebuia să răspundă DE CE este necesară studierea din punct de vedere fiabilistic a comportării sistemului și CUM trebuie estimate și aplicate soluțiile modelelor de calcul folosite. Prima întrebare este în corelație cu prețul mare necesar funcționării fiabile, costul de investiții care impune un anumit nivel de fiabilitate și prețului de exploatare și mentenanță ale sistemului. Toate aceste componente determină așa numitul cost total al sistemului. Încă din 1965 s-a pus problema în marile companii de electricitate de a estima impactul sau potențialul impact al ieșirilor din funcționare neplanificate a elementelor de sistem asupra funcționării sistemului și a evaluării pagubelor produse. S-a întrezărit posibilitatea ca în planificarea și dezvoltarea sistemului electroenergetic să se considere ca și criteriu adoptat, aspecte legate de frecvența, durata ieșirilor forțate din funcționare, cât și mărimea daunelor posibile de suportat.

Problema imediată a fost de a stabili CUM poate fi măsurată fiabilitatea funcționării sistemului în condițiile în care conceptele problematice indicau necesitatea definirii scopurilor studiilor, selectarea evenimentelor majore de ieșire din funcționare și acceptarea nivelului de risc asumat. Modelele de calcul trebuie să evidențieze cât mai adecvat dificultățile de modelare a evenimentelor aleatorii care definesc ieșirea din funcționare cât și natura datelor necesare ca mărimi de intrare. Aceste modele sofisticate, din punct de vedere al modelării și evaluării și-au ancorat domeniul în teoria probabilităților, a proceselor aleatoare și a șirurilor de așteptare.

Față de aceste provocări, răspunsurile nu au așteptat să apară. Încă din 1972, fostul grup de „Applications of Probabilities Methods”, înființat pe lângă IEEE Transactions on Power Systems și redenumit și dezvoltat sub titlul de Subcomitetul „Reliability, Risk and Probability Applications”, a publicat periodic un larg volum de comentarii și bibliografie pe această problemă specifică.

În ultimii ani și în prezent, au crescut semnificativ abordările și în domeniul circulației probabilistice de putere și a costurilor probabile de producere și exploatare a sistemului electroenergetic, ultimul aspect fiind în corelație cu extinderea pronunțată a pieței de energie.

Problema calității energiei în alimentarea consumatorilor este în prezent deosebit de actuală, având în vedere diversitatea tipurilor de instalații și riscurile induse – în fiecare caz în parte – de abaterile de la regimul normal de funcționare.

Problemele de calitate a energiei electrice, importante pentru funcționarea sistemelor energetice în ansamblu, au căpătat în ultimii ani o actualitate și o importanță deosebită, mai ales datorită apariției unor consumatori din ce în ce mai sensibili la perturbații.

Această situație a făcut ca din etapa actuală să existe o preocupare permanentă pentru calitatea energiei electrice, planificarea și monitorizarea acesteia, standardizarea emisiilor perturbatoare și stabilirea de niveluri de compatibilitate, atât pe plan internațional, european cât și în România.

Condițiile de calitate ale energiei furnizate implică tot mai stringent asigurarea continuității în alimentarea consumatorilor electrici din cauza daunelor

posibil a fi înregistrate prin neasigurarea în totalitate sau în limita minimă necesară a nivelului de putere solicitat. Acest nivel mărit al continuității în alimentare, contorizat de foarte mulți indicatori cu privire la numărul stărilor de nealimentare la un consumator, frecvența lor de apariție pe o perioadă determinată, durata medie și cumulată a acestor perioade, afectează costul instalațiilor de producere, transport și distribuție. Pe lângă cost mai apare și estimarea configurației acestor sisteme.

Per ansamblu, se impune estimarea aceluși cost care asigură totuși un minim al fiabilității cu privire la întregul sistem. Toată această problemă este mult complicată de caracterul aleatoriu în timp al consumului electric dictat de multitudinea tipurilor de consumatori racordați în nodurile rețelelor electrice, consumatori guvernați de procese tehnologice foarte diverse. Se adaugă acestor incertitudini și caracterul aleatoriu al apariției defectelor localizate pe unitățile furnizoare de energie electrică, cât și pe elementele rețelelor de transport și distribuție.

O abordare deterministă a acestei probleme devine nerealistă. Modelele probabilistice de reprezentare a sistemelor de producere, transport și distribuție, vis-a-vis de un consum incert, se impun ca unică soluție. Rezultatele de calcul concrete într-o astfel de abordare vor evidenția față de o anumită situație dată care este marja de risc pentru care rețelele nu mai satisfac pretențiile impuse la consum.

De asemeni, în cazul unei configurații date la un anumit moment dat a sistemului electroenergetic, se impune o analiză de amănunt asupra noilor extensii ale acestuia, determinate de creșterea consumului sau de apariția unor noi consumatori. Problema se complică în mod deosebit datorită numărului mare de noduri, respectiv configurații complexe întâlnite în sistemele electroenergetice actuale.

În aceste condiții, devin imposibile de aplicat modele care analizează comparativ situațiile discrete care pot apare, cu privire la nivelele de consum, respectiv nivelele puterii generate.

Se impun modelele probabilistice care introduc forme analitice continue ale variabilelor aleatorii menționate cu privire la producere, transport-distribuție și consum, care vor utiliza mărimi caracteristice privind comportarea statistică a acestor variabile, precum momentele statistice brute și centrate sau cumulanții acestor variabile aleatorii.

O problemă importantă devine abordarea probabilistică a circulației de puteri în rețelele sistemului electroenergetic, care să înglobeze toate incertitudinile enunțate într-un proces cu o soluție clară. Tensiunile în nodurile sistemului devin variabile aleatorii caracterizate de funcții de probabilitate exprimate analitic sau aproximate în condiții necesar cunoscute cu privire la gradul erorilor introduse. În aceste condiții, rezultatul se poate obține numai prin acceptarea unor simplificări, ca dependența liniară admisă dintre tensiunile nodurilor ca mărimi vectoriale și variația puterilor din noduri.

Ca problemă suplimentară față de aceasta supoziție, apare necesitatea impunerii unei anumite marje de modificare a acestor mărimi în jurul stării inițiale a sistemului care să nu compromită veridicitatea rezultatelor obținute.

Parametrii de intrare în utilizarea acestor modele probabilistice nu sunt întotdeauna distribuți, sau chiar de regulă după o lege normală Gauss Laplace, ci chiar după distribuții arbitrari, care descriu acest comportament aleatoriu. Suplimentar, cum studiile se întind pentru o perioadă lungă de timp, se impune și considerarea unei prognoze de dezvoltare în timp a consumului, lucru care mărește gradul de incertitudine.

Evaluarea mărimilor de ieșire prin densitatea de probabilitate, de obicei, impune utilizarea proceselor de convoluție utilizând transformata Laplace sau Transformata Fourier rapidă. Aici apar și probleme de convoluție dintr-o variabilă aleatoare continuă și una discretă. Aceasta din urmă, este cunoscută prin momentele ei statistice, impunându-se aplicarea de modele statistice extinse de transformare a momentelor în cumulanții variabilei dorite a fi exprimate, după care se obțin momentele statistice finale și distribuția clasică prin determinarea valorilor aleatorii discrete și a probabilităților lor de apariție.

În această teză s-a dorit o abordare graduală, dar cu realizare unitară în prezentarea conceptelor și filozofia studiilor de fiabilitate pentru conceperea sau extinderea unor modele probabilistice privind continuitatea alimentării consumatorilor din sistemele electrice complexe.

În cadrul capitolului 2 se prezintă problematica specifică studiilor de fiabilitate și reglementările naționale și internaționale în domeniu. Partea specifică fiabilității funcționării este analizată și sub prezentarea critică a reglementarilor existente la nivel național în domeniu, adică normativul NTE 005/06/00. După un studiu amănunțit al terminologiei utilizate, s-au enunțat 5 propuneri concrete și pertinente de corectare sau îmbunătățire a conținutului acestui normativ.

În cadrul capitolului 3 s-a dorit dezvoltarea completă ca problematică de abordare și de aplicare practică a unor modele probabilistice frecvent utilizate în domeniu. Astfel, s-a realizat abordarea analitică prin procese aleatoare continue Markov de tip lanțuri omogene și s-a ilustrat prin prezentarea și exemplificarea pe sistemul test IEEE RTS a softului DigSilent Power Factory, modulul Reliability, respectiv metoda simulării Monte Carlo cu exemplificare concretă. Simularea Monte Carlo a fost adaptată cu claritate și exactitate în analiza continuității în alimentarea cu energie electrică a consumatorilor. S-a folosit metoda suprapunerii peste cronologia simulată a puterii generate a curbei de sarcină considerată. Acest lucru oferă posibilitatea contorizării aparițiilor deficitului de sarcină, a valorii acestui deficit și a duratei și implicit a energiei electrice nefurnizată. Cu aceste valori se pot calcula statistic indicatorii continuității în alimentare. Toate aceste considerente au fost aplicate cu ajutorul unui program propriu de calcul pentru un sistem test simplu și au fost prezentate rezultatele parțiale și finale ale simulării. S-a făcut simularea pentru două perioade diferite de studiu, 10 respectiv 35 de ani pentru a se putea observa convergența rezultatelor simulate.

Abordarea modelelor de circulație probabilistică de putere este realizată în capitolul 4, prezentându-se comparativ variante ale modelelor probabilistice cu și fără considerarea neliniarităților ecuațiilor mărimilor de stare. Liniarizarea legăturilor dintre mărimile de intrare și de ieșire și tratarea acestor relații cu metode diferite, s-a realizat în jurul stării inițiale a sistemului și astfel s-a introdus noțiunea de cumulanți sau invarianți care au proprietatea că sunt aditivi față de mărimile aleatorii componente, spre deosebire de momentele statistice. S-a prezentat modul de calcul al acestor cumulanți prin adoptarea unor anumite legături cauzale, adică independența sau dependența dintre puterile nodurilor. Pentru varianta a doua, de neliniaritate s-a prezentat complet și cu exemplificări prin programe de calcul proprii, utilizarea seriei Gram-Charlier pentru aproximarea funcției densitate de probabilitate pentru circulația de puteri în comparație cu o metodă de convoluție dintre variabilele discrete, respectiv continue, constituite de puterile pe linii. S-a acceptat ca având distribuție discretă, variabilele aleatoare putere disponibilă, respectiv defectele elementelor longitudinale ale sistemului, iar drept variabile continue, s-a adoptat o lege Gauss-Laplace, privind consumul din noduri.

În capitolul 5, se dezvoltă concluziile anterioare rezultate din rezolvarea problemelor de circulație de putere, prin extinderea prezentării funcțiilor densitate de probabilitate corespondente pentru două sau mai multe linii convergente în nodurile consumatoare. Este prezentată în amănunt și aplicată concret, printr-un program de calcul propriu, utilizarea seriei Gram-Charlier bivariată pentru funcția densitate de probabilitate echivalentă a două linii convergente într-un nod. Din compararea acestor rezultate cu cele obținute printr-o metodă de circulație deterministă adoptată probabilistic, se trage concluzia necesității unor metode analitice mai complete. În consecință, se propune metoda proprie a convoluției selective și repetate pentru obținerea funcției densitate de probabilitate a puterilor pe liniile ce alimentează consumatorul. Se prezintă rezultate concrete pentru toate aceste metode enunțate, cât și un model de calcul pentru evaluarea congestiilor pe liniile sistemului, respectiv pentru estimarea unor indicatori ai continuității în alimentarea cu energie electrică a consumatorilor.

Ultimul capitol este rezervat concluziilor generale privind modul de abordare și a rezultatelor obținute, cât și de prezentare a contribuțiilor proprii. Acest ultim aspect este prezentat și în partea finală a fiecărui capitol.

2. FIABILITATEA ÎN ELECTROENERGETICĂ. CONCEPTE, MODELE DE CALCUL ȘI OBIECTIVE

Obiectivul capitolului 2 constă în introducerea noțiunilor legate de sistemul electroenergetic și de condițiile impuse funcționării lui. Fiabilitatea funcționării acestuia este relevantă prin conceptele ei caracteristice și prin indicatorii care vor caracteriza cantitativ această calitate. Se evidențiază problematica generală a studiilor de fiabilitate și se prezintă critic principalele caracteristici ale normativului intern NTE 005/06/00 care reglementează calculele de fiabilitate.

2.1. Structura și funcționarea sistemului electroenergetic

Sistemul electroenergetic (SEE) sau sistemul electric de putere reprezintă ansamblul instalațiilor electrice destinate producerii, transportului, distribuției și utilizării energiei electrice având drept scop, alimentarea consumatorilor. Evoluția sau involuția unui sistem electroenergetic este univoc determinată de dezvoltarea consumatorilor (sarcinii). Particularitatea acestei stricte dependențe este legată de anticipare, bazată pe studiile de prognoză. Deoarece investițiile în sistemul electroenergetic sunt cele mai mari din toate ramurile economiei naționale, durata de execuție ale obiectivelor variind între câteva luni și câțiva ani, dificultățile legate de dezvoltare prin incertitudinile studiilor de sarcină fac necesar și obligatoriu utilizarea unui instrument matematic foarte complex cu destinație prezentă și proiectivă în viitor.

Extinderea instalațiilor electrice ale SEE la nivelul suprafeței unui stat se datorează în primul rând neconcordanței poziției zonelor de ocurență ale purtătorilor de energie cu cele ale centrelor de consum. În al doilea rând, protecția mediului înconjurător impune amplasarea cu restricții mai ales pentru centralele nucleare-electrice și în al treilea rând, necesitatea de cooperare externă reclamă artere de interconexiune cu statele vecine.

Se pot distinge trei mari categorii de sisteme: cu dezvoltare planificată, sisteme intermediare și sisteme cu dezvoltare naturală.

Țările sărace, cu economie planificată și plan de dezvoltare economico-socială cunosc evoluția sarcinii cu suficientă precizie – firme industriale și agricole, cartiere de locuințe, obiective edilitare, etc. Componenta neprevăzută în plan, din punctul de vedere al puterii cerute de consumatori, este foarte mică. Dezvoltarea SEE a acestor țări face parte din planul de dezvoltare și bineînțeles obiectivele sunt proiectate și executate cu avansul de timp corespunzător.

Sistemele cu dezvoltare naturală sunt proprii țărilor evaluate care nu dispun de un plan de dezvoltare economico-socială, la care sarcina are o componentă planificată foarte mică, trebuind în ansamblu să fie anticipată pe baza prognozelor. Cu toate că prognozele pe durate medii sau lungi sunt efectuate cu precizie redusă sunt unicele informații primare de bază pentru proiectarea sistemului.

Sistemele electroenergetice cu dezvoltare intermediară au atât o componentă planificată de evoluție a sarcinii cât și o importantă componentă naturală, necesitând metode hibride în ceea ce privește proiectarea.

Compoziția SEE poate fi sistematizată prin: surse, rețeaua de transport, rețelele de distribuție și consumatorii (figura 2.1) [Nemeș2003]. Sursele sunt centrale termo, hidro, nucleare-electrice sau alte tipuri de centrale electrice. rețeaua de transport cuprinde stațiile de evacuare (SE), stațiile de conexiune (SC) și liniile de transport de înaltă și foarte înaltă tensiune (LT). În țara noastră transportul energiei electrice se face la tensiunile nominale de 110, 220, 400 și 750 kV. Prima arteră de 750 kV din țara noastră realizează interconexiunea între sistemul electroenergetic ucrainean, cel românesc și cel bulgar. Stația de conexiune Isaccea reprezintă primul nod al SEE românesc cu tensiune de 750 kV.

Rețelele de distribuție cuprind stațiile de distribuție (SD) IT/MT, liniile de distribuție de medie tensiune (LD), posturile de transformare (PT) și liniile de distribuție de joasă tensiune. Majoritatea consumatorilor individuali sunt alimentați la nivel de joasă tensiune. consumatorii de puteri individuale mai mari - sute kW sau de ordinul MW - au tensiunea de alimentare 6 kV. Aceștia reprezintă motoare sincrone ce antrenează pompe, compresoare sau ventilatoare.

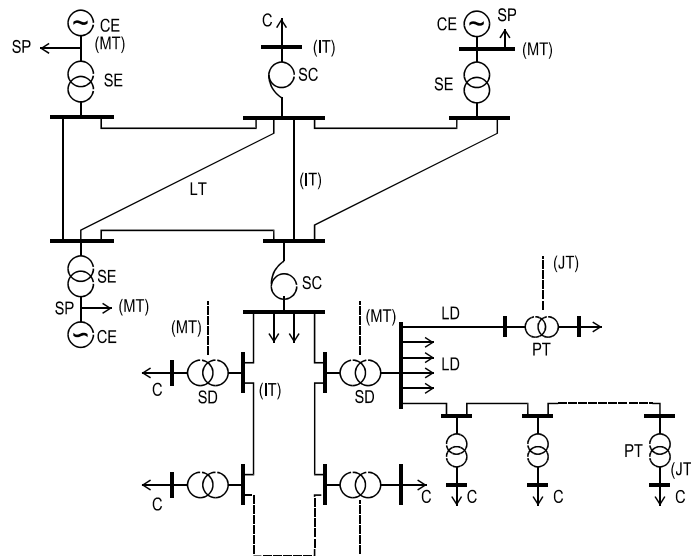


Fig. 2.1. Structura sistemului electroenergetic

În figura 2.1 se prezintă un detaliu al zonei deservite de o stație de conexiune până la nivelul liniei de joasă tensiune. Sarcina poate fi considerată la nivelul natural la care se află - joasă sau medie tensiune - respectiv, pentru mai multă concizie și simplificare, la nivel de înaltă tensiune. Dacă se analizează numai nodurile sursă și consumator la nivelul tensiunii maxime de transport, reprezentarea simplificată a sistemului din figura 2.1 poate fi acceptată sub forma din figura 2.2 [Nemeș2003].

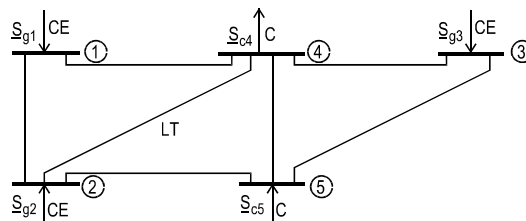


Fig. 2.2. Schema simplificată a sistemului cu puteri injectate în nodurile de înaltă tensiune

2.1.1. Cerințe impuse sistemelor electroenergetice

Proiectarea și exploatarea SEE are la bază principalele cerințe de ordin general: siguranța în alimentarea consumatorilor, calitatea energiei electrice și soluția tehnico-economică optimă.

Pretențiile consumatorilor sunt foarte diferite în legătură cu durata întreruperilor și numărul acestora. Categoriile și clasele consumatorilor precizează cu exactitate exigențele care determină soluția de alimentare, nivelul de rezervare și condițiile speciale de încadrare în sistem.

Un sistem electroenergetic trebuie astfel proiectat încât să fie puțin probabil ca un consumator să fie lăsat fără alimentare, sau sistemul să sufere o perturbație ulterioară datorită defectării unui element individual. În proiectarea sistemului, noțiunea de risc acceptat este firească și de aceea s-a făcut precizarea calitativă prin...*să fie puțin probabil...* O alimentare a unui consumator poate fi considerată sigură spre exemplu dacă se întrerupe o dată la 20 de ani.

Calitatea energiei electrice trebuie apreciată prin indicatorii integrali de calitate ai tensiunii și frecvenței, prin gradul de simetrie a tensiunilor și prin puritatea undei sinusoidale de tensiune.

Soluția tehnico-economică optimă se alege pe baza cheltuielilor totale actualizate minime. Proiectarea sistemului oferă totdeauna mai multe variante, ca și alte domenii de altfel, și este firesc să se prefere varianta cu cheltuieli minime la același serviciu tehnic.

2.1.2. Regimurile de funcționare ale SEE

Funcționarea SEE este determinată de sarcină în mod normal, perturbațiile de tip electromagnetic conducând la regimuri tranzitorii singulare cu caracter trecător. O analiză de regim specific conduce la patru categorii de regimuri distincte [Nemeș2003]:

- a) regimul permanent normal, RPN;
- b) regimul tranzitoriu al funcționării normale, RT;
- c) regimul de avarie sau de funcționare perturbată, RA;
- d) regimul permanent de după avarie, RPA.

2.1.2.1. Regimul permanent normal

Acest regim este esențial prin valori ale mărimilor electrice fundamentale - tensiuni sau puteri active și reactive - apropiate de cele nominale, cu variații lente în timp cauzate de modificarea puterii cerute de consumator. Regimul este determinant pentru proiectare și exploatare fiind regimul de durată cu implicații aproape exhaustive din punct de vedere economic global. Durata celorlalte regimuri este neglijabilă comparativ cu regimul permanent normal. Evident, circulația puterilor evoluează zilnic și sezonier între un minim și un maxim și principala restricție a acestui regim este încălzirea. Un transformator de 25 MVA, spre exemplu, poate fi încărcat cu o putere de 40 MVA dar în aceste condiții crește temperatura în înfășurări și miezul feromagnetic peste limita admisă, se produc modificări structurale ireversibile care conduc la uzura rapidă a izolației cu scurtarea drastică a duratei de viață a transformatorului. Pe de altă parte, un asemenea transformator poate funcționa și cu

o încărcare de 3 MVA dar în aceste condiții utilizarea investiției este cu totul nerentabilă. Încărcarea elementelor sistemului este dictată de solicitarea consumatorilor și de schema utilizată. Modificările în schema normală au drept scop adaptarea la o solicitare cât mai apropiată de cea optimă, solicitarea optimă fiind sinonimă cu solicitarea nominală. Desigur, este dificil să se realizeze o schemă perfect adaptabilă în condiții de economicitate dar aceasta este tendința și ca atare conlucrarea cu firmele producătoare de echipament electroenergetic este obligatorie.

2.1.2.2. Regimul tranzitoriu al funcționării normale

Regimurile tranzitorii apar pe fondul funcționării normale ca urmare a unor perturbații externe sau interne de natură electromagnetică sau materială.

Perturbațiile externe se datorează în primul rând influenței câmpului electric atmosferic și apar sub forma unor supratensiuni cu o durată de zeci de μs . Prin supratensiune se înțelege orice valoare momentană a tensiunii fazelor ce depășește amplitudinea tensiunii maxime de serviciu corespunzătoare, factorul de supratensiune (FS) fiind definit prin relația:

$$FS = \frac{u_s \sqrt{3}}{\sqrt{2} U_{max}} \quad (2.1)$$

Linile electrice de transport, distribuție sau linia de contact a căii ferate în regimuri particulare produc perturbații induse în alte linii învecinate cu o durată de zecimi de secundă până la câteva secunde.

Atingerile materiale exterioare pot avea o durată mai îndelungată și determină de regulă apariția unor supracurenți și supratensiuni.

Perturbațiile interne au următoarele cauze: comutațiile echipamentului circuitelor primare (conectări și deconectări) dictate de manevrele obișnuite de exploatare, cu durata fenomenului tranzitoriu de sute μs sau ms, rezonanța circuitelor în anumite configurații particulare, contaminarea și uzura izolației, manevrele greșite. Rezonanța circuitelor poate să determine o durată de ordinul minutelor a fenomenului tranzitoriu cu aceeași caracteristică a efectelor de creștere a curenților și tensiunilor.

Dacă solicitările pasagere ale regimului tranzitoriu nu depășesc limita de rezistență a materialelor izolatoare și a celor parcurse de curenții primari, după amortizare se revine la regimul permanent normal, anterior procesului tranzitoriu. În caz contrar, se trece în regimul de avarie.

2.1.2.3. Regimul de avarie

Străpungerea sau conturnarea izolației conduc la scurtcircuite cu consecințe de factură electrodinamică sau termică iar întreruperea căilor parcurse de curenții primari sunt perturbații cu consecințe asemănătoare. Filozofia protecției sistemului este unică în regimul de avarie și anume, izolarea cât mai rapidă a elementului cu defect, pentru ca extinderea perturbației la alte elemente să nu accentueze starea de deficiență a sistemului. Izolarea unui element poate să determine fără alimentare a unui consumator sau să reducă numărul legăturilor între două noduri, cu diminuarea calității energiei electrice. Durata regimului de avarie este determinată de protecția specializată și de regulă nu depășește o secundă, durata minimă fiind 0,1 s. În timp,

crescând puterile de scurtcircuit în sisteme s-a acționat pentru realizarea unor protecții și întreruptoare foarte rapide. Limitele inferioare ale duratelor de acționare a protecțiilor și întreruptoarelor sunt de ordinul zecilor de miimi de secundă astfel încât este foarte dificil să se reducă durata regimului de avarie sub 0,08...0,1 s.

Izolarea unui element modifică schema sistemului și regimul permanent de după avarie se deosebește de cel inițial.

2.1.2.4. Regimul permanent de după avarie

Modificarea schemei normale corespunzătoare regimului permanent inițial trece sistemul într-o stare caracterizată prin parametri diferiți, calitatea serviciului scăzând. În figura 2.3 se ilustrează acest lucru printr-o exemplificare simplă [Nemeș2003].

Consumatorul considerat în nodul 3 nu rămâne nealimentat ca urmare a unui scurtcircuit pe linia 1-3 dar modificările în ceea ce privește schema și circulația puterilor conduc la o importantă scădere a tensiunii pe barele sarcinii cu consecințe ușor de prevăzut. Este ușor de imaginat că în regimurile permanente de după avarie cresc și pierderile de putere activă dar acest lucru nu este atât de important deoarece regimul de după avarie este un regim de durată neesențială pentru ansamblu. Dacă scurtcircuitul este cu caracter trecător, după câteva zecimi de secundă linia se reconectează reușit și se revine la schema normală. Dacă nu, după încercarea de reconectare nereușită, cauzată spre exemplu de ruperea unui conductor de protecție și atingerea celor de fază sau distrugerea unui izolator, echipa de intervenție trebuie să se deplaseze la locul defectului și să execute reparația. Durata regimului permanent de după avarie poate să ajungă la câteva ore. În mare, durata RPA nu depășește 24 ore.

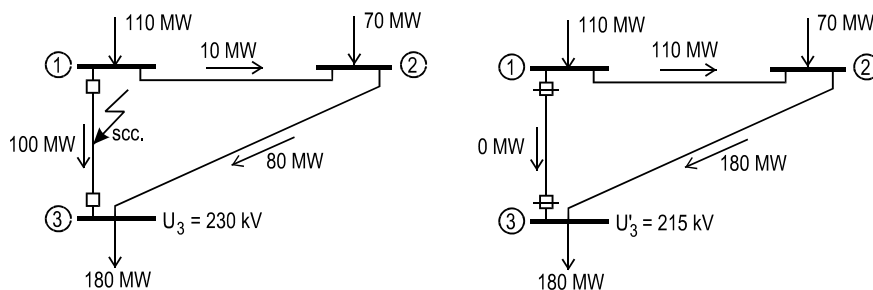


Fig. 2.3. Modificări în circulația puterilor ca urmare a deconectării legăturii între nodurile 1 și 3

Precauțiile suplimentare în ceea ce privește supravegherea sistemului sunt esențiale datorită calității diminuate a serviciului și a creșterii probabilității unei perturbații ulterioare.

În concluzie, regimul permanent normal este determinant pentru proiectare, dezvoltare și exploatare, fiind regimul de durată în funcționarea sistemului. Celelalte regimuri sunt de interval de timp redus și aleatorii în historiograma acestuia. Dacă nu sunt esențiale pentru dezvoltare și exploatare au însă o mare importanță în funcționarea perturbată a sistemului și în ceea ce privește siguranța în funcționare. Solicitățile mari, distrugerile materiale, supravegherea specială, sunt elemente care complică conducerea sistemului și amplifică investițiile în automatizări și tehnică de calcul numeric.

2.1.3. Definirea noțiunilor de congestie și contingență

Criteriul (n-1) de altfel este procedura de proiectare-verificare a sistemului. Denumirea care precizează (n-1) se referă la *contingența* simplă. Contingența înseamnă întâmplare. La nivel de sistem, contingența simplă înseamnă ieșirea din funcțiune ca urmare a unei perturbații a unui singur element care poate fi un circuit de linie, o unitate de transformare dintr-o stație electrică, un grup generator sau un consum concentrat, în condițiile funcționării corecte a protecțiilor și automatizărilor din sistemul electroenergetic [ANRE-Terminologie]. Conform CE 1228/2003, Art.2, par.2.c, congestia se poate defini ca fiind situația în care rețelele de transport nu pot pune în practica tranzacțiile internaționale solicitate de participanții la piață datorită capacității insuficiente a interconexiunilor sau a sistemului electroenergetic respectiv. După definiția Codului Rețelelor Electrice de Transport, congestiile sunt restricții de rețea – situații de funcționare în care transportul de energie între două noduri sau zone de sistem conduce la nerespectarea parametrilor de siguranță în funcționare a sistemului electroenergetic, fiind necesară abaterea de fapt a grupurilor dispecerizate.

Costurile asociate eliminării congestiilor prin mecanismele în vigoare în prezent în țara noastră sunt suportate de operatorul de transport CN Transelectrica SA, al cărui buget a fost afectat semnificativ de congestii în anul 2007.

Resursele pentru eliminarea congestiilor se pot găsi pe piața de echilibrare sau pe piața serviciilor de sistem, care pot avea acoperire națională sau regională.

În prezent, pentru rezolvarea și evitarea congestiilor funcționează ca bază legală Directiva UE 1228/2003, prin a cărei aplicare se pot evita și rezolva problemele congestiilor. Însă, pentru a cuprinde specificul rețelelor din România, este nevoie și de alte legi și normative, care se vor elabora după consultări cu specialiștii.

Aplicarea unor mecanisme coordonate de alocare și management al capacităților de transport naționale și transfrontaliere va permite creșterea gradului de utilizare a rețelelor în siguranță.

2.2. Caracterizarea studiilor de fiabilitate

Încă din anii '80 studiile de fiabilitatea funcționării părților sau întregului sistem au relevat necesitatea adoptării unei terminologii adecvate acceptate și reglementate la nivelul organismelor internaționale în corelație cu cele legiferate în unele țări.

Aria acestei preocupări se referă atât la aspectele conceptuale, de modelare și a tehnicilor de calcul, cât și la tipul datelor tehnice necesare a fi cunoscute din practica de exploatare a elementelor de sistem.

Studiile privind fiabilitatea funcționării sistemului energetic s-au extins de la faza rezultatelor deosebite obținute pentru părți ale sistemului la preocuparea abordării studiului la nivel generalizat al sistemului.

La început studiile s-au focalizat mai mult pentru estimările funcționării sistemelor de producere a puterii și pe funcționarea stațiilor electrice, apoi preocupările s-au extins la sistemele de distribuție a energiei electrice. În ultimul timp s-au publicat rezultate concrete privind conceptul de fiabilitate-preț de cost cât și cel privind dezvoltarea piețelor de energie [Endrenyi-PartI], [Endrenyi-PartII].

2.2.1. Probleme conceptuale

Dezvoltarea tehnicilor de calcul cu problemele implicate de înaltul lor nivel a trebuit mai întâi să corespundă problemelor de esență privind abordarea studiului fiabilității sistemelor electroenergetice.

De remarcat că dinamica întrebărilor ridicate și a răspunsurilor găsite este în continuă dezvoltare, în sensul că unele răspunsuri nasc noi întrebări alături de cele impuse de condițiile calitativ restrictive tot mai mari cerute funcționării sistemelor electroenergetice.

Unele dintre primele probleme abordate au fost:

- definirea scopurilor și utilizărilor studiilor de fiabilitate;
- selectarea evenimentelor care produc defecte în funcționarea sistemului și stabilirea indicilor de fiabilitate;
- adoptarea unor nivele de risc acceptate față de pretențiile impuse funcționării și admiterii unui anumit nivel de daune suportabile prin apariția nefuncționării parțiale sau totale;

S-au acceptat prin studiile de fiabilitate apărute în timp următoarele preocupări:

- adecvabilitatea funcționării sistemelor definită ca și capacitatea acestora de a acoperii cererea de putere în nodurile consumatoare cu respectarea limitelor de tensiune în toate nodurile, în orice moment al funcționării;
- securitatea funcționării sistemului percepută ca și însușirea acestuia de a face față în anumite condiții la modificările apărute brusc în configurația și în mărimea parametrilor lui.

Scopurile declarate ale studiilor de fiabilitate sunt legate de următoarele probleme:

- compararea funcțională a mai multor posibile configurații ale sistemului electroenergetic cu recomandări ale dezvoltărilor posibile;
- estimarea nivelului de fiabilitate pentru configurații și date nominale specificate față de valoarea standardizată a acestora;
- aprecierea relației cost-beneficii pentru diverse configurații ale sistemului sau posibil apărute prin extindere.

Pentru a putea exista concluzii aplicabile ale studiilor de fiabilitate a funcționării sistemelor electroenergetice a fost necesară selectarea evenimentelor care duc la defectarea sistemului și de a defini indicatorii de fiabilitate corespunzători acestor cazuri.

Defectarea unui generator provoacă reducerea sau pierdere puterii generate cu urmări directe asupra neacoperirii sarcinii sau chiar colapsul întregului sistem sau indirect poate produce supraîncărcări ale liniilor cu nivele nesatisfăcătoare ale tensiunii din noduri cu același posibil efect final.

Defectele localizate pe liniile electrice pot produce izolarea nodurilor generatoare de cele consumatoare cu aceleași efecte dăunătoare amintite anterior. Ca urmări ale acestor defecte se pot enumera reducerea redundanței funcționării sistemelor de distribuție cu amplificarea defectelor în cascadă care au ca efect același colaps al funcționării sistemului.

S-a impus deci noțiunea de pierdere a sarcinii (Loss of Load) caracterizată prin probabilitatea de neacoperire a unei părți a acesteia (Loss of Load Probability).

Când se face referire la adecvabilitatea sistemului în totalitatea lui, indicatorii primari care se evaluează sunt probabilitatea, frecvența și durata medie a acestor evenimente. Ca și indicatori complementari ai caracterizării acestor evenimente, se acceptă valorile pragului dat de gradul de supraîncărcarea liniilor și

a tensiunilor necorespunzătoare în noduri. Aceste aspecte se evaluează prin probabilitatea de depășire a anumitor valori limită acceptate.

Este important a caracteriza severitatea în manifestarea acestor avarii existând indicatori privind mărimea energiei probabil nelivrate sau mărimea sarcinii neacoperite.

În categoria a treia de indicatori care se impun sunt cei care se referă la evaluarea nealimentării cu energie electrică a fiecărui nod consumator al sistemului.

Costurile determinate prin daune la consumatori sau creșterea costurilor producerii puterii electrice și a acoperirii pierderilor prin liniile de transport și distribuție pentru fiecare congestie asociată defectelor înregistrate vor constitui a patra categorie de indicatori ai funcționării [Pop2011].

O problemă deosebită constă în stabilirea valorile standard admise pentru acești indicatori în legislația fiecărei țări. Când acest lucru nu este realizat se adoptă o comparație a alternativelor rezultatelor de calcul cu evaluare cost-beneficiu pentru a impune varianta recomandată.

În dezvoltarea sistemelor de distribuție cu energie electrică au prioritate indicatorii primari privind efectele întreruperilor, precum frecvența întreruperilor, durata întreruperii raportată la numărul acestora și frecvența timpului de întrerupere raportat la numărul consumatorilor.

2.2.2. Probleme de modelare

În modelele probabilistice utilizate în studiul fiabilității în funcționarea sistemelor electrice se urmărește introducerea cât mai corectă a cât mai multor factori aleatori reprezentativi pentru problemele studiate. Precizia acestor modele vor conferi credibilitatea rezultatelor de calcul, având în vedere că aceste rezultate nu pot fi verificate determinist, eventual doar apreciate printr-un număr foarte mare de simulări și tratate statistic.

Dintre mărimile caracteristice acestor modele se pot enumera următoarele aspecte:

- analiza modurilor de defectare a elementelor componente ale configurațiilor sistemului cu aprecierea defectelor dependente sau apărute în mod întâmplător;
- reprezentarea sarcinii electrice din noduri prin caracteristicile ei reprezentative cu specificarea nivelelor de sarcină care se supun unor anumite legi probabilistice;
- restricțiile privind pierderile de putere și energie mai ales la consumatori caracterizați și tratați în consecință diferit după importanța lor economică;
- identificarea contingențelor apărute ca urmare a unor regimuri limită cauzate de anumite defecte și specificarea răspunsului operatorilor în aceste situații;
- dispecerizarea puterii produse pe generatoare funcție de criterii specificate aplicate tipurilor de defecte posibile apărute în funcționarea sistemelor electroenergetice;
- evidențierea repartiției în timp și pe elemente ale sistemului a acțiunilor de mentenanță planificate;
- enumerarea condițiilor atmosferice și specificarea efectelor acestora asupra liniilor electrice.

Toate aceste elemente sunt foarte diverse și sensibile de modelat, modul realist de considerare fiind determinat și de scopul studiului de fiabilitate.

O posibilă succesiune a urmărilor care apar după declanșarea unui eveniment cauzat de defectele în sistem este redată în figura 2.4 [Endrenyi-PartI].

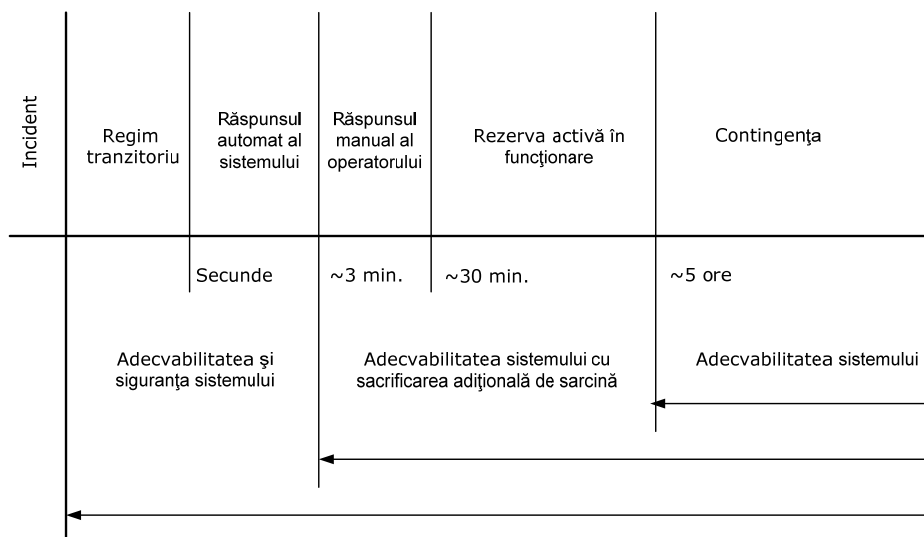


Fig. 2.4. Consecința defectării unei componente și posibilele extinderii ale urmării acesteia

2.2.3. Probleme legate de dificultățile de calcul ale modelelor probabilistice utilizate

În mod normal nivelul realizărilor actuale legate de tehnica de calcul disponibilă ar trebui să depășească eventuale inconveniente rezultate din nivelul extins al algoritmilor rezultați în urma modelelor de calcul adoptate pentru estimarea fiabilității sistemelor electroenergetice extinse.

Algoritmii de calcul din domeniul fiabilității urmăresc în general următoarele etape:

- identificarea și selectarea contingențelor;
- evaluarea individuală a contingențelor selectate;
- identificarea și evaluarea acțiunilor corective ale sistemului sau ale operatorilor de sistem;
- estimarea valorilor indicatorilor caracteristici pentru caracterizarea acestor contingențe.

Enumerarea contingențelor se realizează printr-o selectare și evaluare a factorilor perturbatori clasificați după criteriile de defectare adoptate și după urmările lor evaluate prin indicatori de fiabilitate. Tehnicile de enumerare sunt adoptate pentru a minimiza numărul factorilor perturbatori care necesită o dezvoltare de detaliu a investigației. Criteriul economic al urmărilor acestor perturbații poate fi opțional în stabilirea numărului și ordinea importanței acestor perturbații sau avarii.

Urmările apariției unor contingențe pot fi corectate prin acțiuni de remediere legate de sacrificarea unei părți a consumului. Aici se poate enumera congestia liniilor electrice și valori sub cele normale ale tensiunilor din noduri.

Alte urmări sunt fatale funcționării sistemelor electroenergetice precum oscilarea dramatică a tensiunilor și a încărcării în cascadă a liniilor ducând la instabilitatea funcționării pe porțiuni sau în totalitate.

Selectarea contingențelor presupune evaluarea posibilelor urmări ale manifestărilor acestora.

O rapidă selectare a acestor contingențe poate fi făcută prin evaluarea raportului pentru fiecare element al sistemului dintre puterea care-l străbate la apariția acestei contingențe și puterea nominală din regimul nominal de funcționare.

Se poate adopta și un criteriu de eliminare a unor contingențe nesemnificative prin urmările lor dacă se pot estima nivelele lor de probabilitate de apariție sau frecvența lor de apariție.

De multe ori viteza de estimare a indicatorilor specifici unor contingențe este mai importantă decât precizia soluției oferite de modul de calcul.

Acțiunile de remediere a urmărilor congestiei pot fi preluate automat de echipamentele sistemului sau de către acțiunile operatorilor de sistem în urma detectării anterioare a unor posibile încălcări ale restricțiilor impuse sistemului. Ulterior apariției acestor congestii acțiunile se orientează în limitarea efectelor negative și în îndepărtarea cât mai rapidă a cauzelor care au produs respectiva contingență.

Există numeroase astfel de acțiuni de remediere oferite de programe matematice care utilizează tehnici de optimizare și care oferă soluții pentru eliminarea problemelor detectate.

Programarea liniară oferă cota minimă de reducere a sarcinii pentru eliminarea congestiilor de pe linii atunci când acțiunile de remediere imediate s-au dovedit insuficiente.

Valorile indicatorilor de fiabilitate sunt funcție de numărul contingențelor considerate. Se grupează aceste contingențe după cum produc sau nu produc defecte în funcționarea sistemului.

Indicatorii de fiabilitate cumulează în definiția lor probabilitățile și frecvențele de apariție a congestiilor. Se vorbește de valoarea minimă a acestor indicatori când s-au testat toate contingențele rezultate dintr-un criteriu de defectare adoptat.

Domeniul valorilor maxime a acestor indicatori se obține când s-au testat toate contingențele care nu produc defecte în sistem, precum și cele netestate și presupuse că nu produc defecte.

Acest lucru este ilustrat în figura 2.5. Se observă că se deosebesc trei nivele de testare funcție de numărul contingențelor considerate [Endrenyi-PartII].

Limita superioară s-a obținut prin excluderea din analiză a contingențelor care au ca urmare sacrificarea consumului din noduri.

Se concluzionează că pentru sistemul test IEEE RTS cu 24 de noduri [RTS1979], frecvența supraîncărcării elementelor de sistem datorită defectării elementelor în rețeaua de transport poate fi determinată cu suficientă precizie din analiza a aproximativ 100 de contingențe.

Nivelele de contingență testate de deosebesc după numărul și tipul contingențelor:

- nivelul 1 include defectele severe ale unui singur element;
- nivelul 2 consideră combinații a două evenimente pentru probabilități de valori precizate în figura 2.5;
- nivelul 3 ia în considerare trei evenimente de defect.

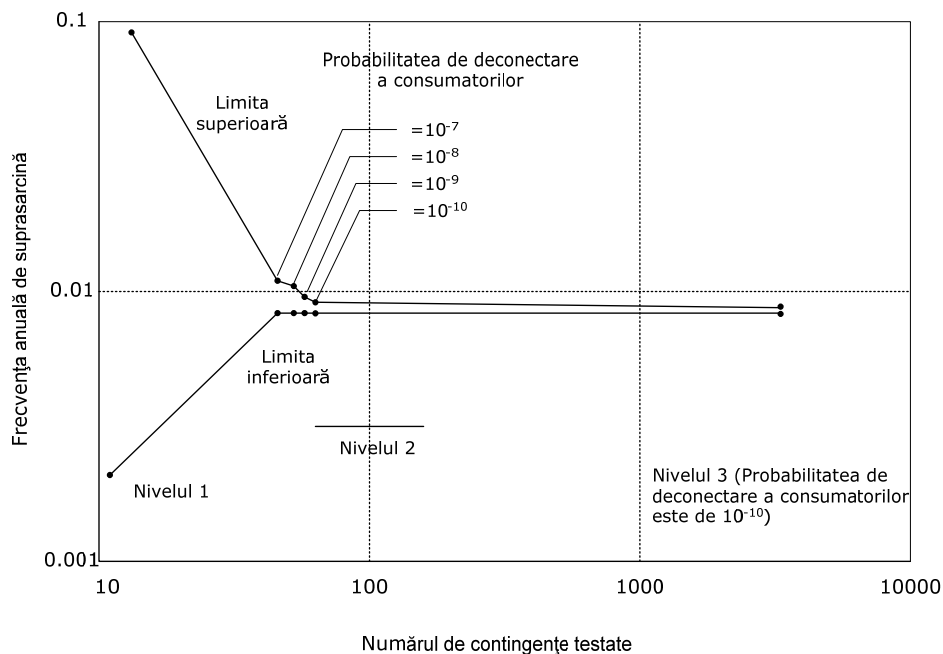


Fig. 2.5. Limita superioară și inferioară a frecvenței și suprasarcinii funcție de contingentele testate, pentru sistemul test IEEE RTS cu 24 de noduri

2.2.4. Probleme legate de datele statistice necesare

Pentru modele de calcul complexe care descriu funcționarea sistemului este necesară o gamă complexă de date de intrare referitoare la modul de defectare a tuturor elementelor componente privind legile de distribuție și parametrii acestora cât și date privind sarcina electrică.

Datele necesare ca mărimi inițiale utilizate în calcul pot fi:

- deterministe, de tipul parametrilor electrici ai sistemului, capacitățile de transfer ale liniilor, mărimile nominale ale generatoarelor; datele referitoare la sistem sunt cele care fac referire la modalitățile de răspuns al acestuia la apariția unui anumit defect;
- stocastice, atunci când se referă la caracterizarea variabilelor aleatorii; tipice sunt cele referitoare la durata stărilor de reparare și frecvența defectelor, precum și la perioadele de mentenanță; se disting datele referitoare la elementele sistemului cât și cele la sistemul însuși cu referire la defecte multiple cauzate de anumite evenimente specificate.

Trebuie specificat caracterul independent sau dependent al defectelor în funcție de natura evenimentelor care le determină. De asemenea se evidențiază defectele care au o cauză comună, adică o cauză externă ce determină ca rezultat mai multe defecte care nu sunt consecință a efectul uneia asupra celorlalte.

Este important de a evidenția impactul unui anumit mod de defectare asupra elementelor sistemului și modalitatea de tranziție de la o stare la alta.

Colectarea datelor stocastice necesită un timp îndelungat de supraveghere a funcționării sistemului, o sistematizare și sortare a lor funcție de realitățile concrete pentru identificarea cauzelor precise care au produs evenimentele considerate.

2.3. Evaluarea cantitativă a fiabilității funcțiilor sistemului electric

2.3.1. Zone și nivele ierarhice de evaluare

Tehnicile de evaluare a fiabilității funcțiilor sistemului se cantonează în domeniul adecvabilității, respectiv al securității funcționării acestuia, noțiuni introduse în capitolul 2.2.1.

Zonele funcționale ale sistemului electric se referă la etapele de producere a energiei electrice, de transport și apoi de distribuție a acesteia.

Nivelele ierarhice adoptate în studiile de fiabilitate rezultă din combinarea acestor zone astfel:

- nivelul ierarhic I se ocupă doar de funcționarea unităților generatoare;
- nivelul ierarhic II include pe lângă elementele nivelului I și funcționarea elementelor de transport a energiei electrice;

Studiile la acest nivel evaluează adecvabilitatea sistemului de transport existent și impactul unor eventuale configurații de extindere. Indicatorii de fiabilitate pot fi evaluați la locul de conectare a sarcinii, respectiv la nivelul sistemului electric. Nu există o metodă universal acceptată de studiu având în vedere complexitatea rezultată din redispecerizarea puterii generate, efectele supraîncărcării liniilor electrice și stabilirea gradului de cauzalitate a defectelor asociate sau nu cu cele localizate pe barele stațiilor electrice.

- nivelul ierarhic III include toate zonele funcționale, inclusiv elementele de distribuție a energiei electrice; studiul la acest nivel oferă evaluări la locul de conectare a consumatorului.

De obicei, zona de distribuție este analizată ca o entitate separată, urmând apoi combinarea cu indicatorii evaluați pentru zonele I și II pentru a afla indicatorii de fiabilitate la nodurile consumatoare.

La nivelul I se evidențiază modul cum puterea produsă răspunde cerinței totale de putere a sistemului electric.

În această secțiune se răspunde la întrebarea cum mentenanța preventivă și corectivă a unităților generatoare asigură satisfacerea cererii de putere a consumului din sistemul electric în condițiile specificării rezervei de putere din contractele încheiate cu consumatorii.

Tehnica de modelare în cadrul studiului la nivelul ierarhic I se referă la modelarea capacității de producere a energiei electrice prin estimarea probabilităților de acoperire a nivelelor posibile de putere oferită după considerarea defectelor la generatoare și mentenanța acestora.

Pentru a putea evalua cantitativ capacitatea sistemului de a-și acoperi cererea de putere, se dezvoltă și modelul sarcinii aleatoare. Acesta poate utiliza curba de variație a maximelor zilnice ale sarcinilor sau curba orară a sarcinii. Cele două modele, ale puterii generate, respectiv consumate sunt evaluate ca eficiență după specificarea modelului riscului de nealimentare cu putere.

2.3.2. Reglementări la nivel național privind evaluarea funcțiilor sistemului electroenergetic

Prin normativul NTE 005/06/00 înlocuind normativul PE 013/94 se definesc termenii specifici fiabilității funcționării instalațiilor electroenergetice și se recomandă metode de estimare a valorii indicatorilor definatorii acestui domeniu.

Se remarcă faptul că indicatorii domeniului au un caracter de recomandare existând posibilitatea selectării acestora pentru fiecare domeniu considerat. De asemenea nu este restricționată utilizarea altor metode sau modele de calcul în afara celor prezentate.

În domeniul rețelelor de transport și distribuție a energiei electrice sunt recomandați următorii indicatori [NTE 005/06/00]:

- a) probabilitatea de asigurare a puterii cerute;
- b) durata medie totală de nesatisfacere a puterii cerute la diferite niveluri de putere caracteristice în perioada de referință T;
- c) energia medie nelivrată în perioada de referință T;
- d) gradul de (ne)satisfacere a energiei cerute în perioada de referință T;
- e) gradul de (ne)satisfacere a alimentării consumatorilor de energie electrică în perioada de referință T.

Prevederi specifice pentru calculul indicatorilor de fiabilitate în cazul nodurilor de sistem (stații) [NTE 005/06/00-Art. 22]:

- a) probabilitatea de succes și probabilitatea de insucces;
- b) numărul mediu total de stări de insucces (de defecte) în perioada de referință;
- c) numărul mediu de stări de insucces (de defecte) eliminate prin reparații sau înlocuiri (după caz) în perioada de referință;
- d) numărul mediu de stări de insucces (de defecte) eliminate prin manevre manuale în perioada de referință;
- e) numărul mediu de stări de insucces (de defecte) eliminate prin manevre automate în perioada de referință;
- f) durata medie de restabilire (prin reparație sau prin înlocuire);
- g) durata medie totală de insucces (de nefuncționare) în perioada de referință;
- h) numărul mediu de stări de insucces induse din cauza efectuării unor manevre în schemă în perioada de referință (facultativ);
- i) riscul ca diferența între numărul de stări de insucces pentru două soluții să fie mai mică decât o anumită valoare Δk în perioada de referință, diferență care ar justifica investiții suplimentare în soluția mai sigură.

Acronimul pentru indicatorii prezentați în normativ este reprezentat de denumirea în limba engleză a acestora. Ținând cont de aceste lucruri, în prezenta lucrare se vor evidenția indicatorii specificați în acest normativ cu denumirea și sigla lor, iar în cazurile utilizării unor softuri consacrate în domeniu se vor păstra denumirile evidențiate în aceste programe, făcându-se totuși referirea suplimentară la echivalarea, dacă este cazul, cu cei din normativ.

Indicatorii de fiabilitate sunt de două categorii și anume [NTE 005/06/00]:

- a) indicatori de performanță, care se determină în baza unor înregistrări ale comportării de-a lungul unui interval de timp parcurs, și
- b) indicatori evaluați obținuți prin calcul previzionale pentru un interval de timp dat.

Prezenta lucrare este concentrată pentru domeniul indicatorilor la tipul b) menționați anterior.

Privind specificul redării studiului fiabilității instalațiilor electroenergetice remarcăm câteva observații critice privind acest normativ:

1. Analiza calitativă a fiabilității funcționării instalațiilor este axată doar pe Analiza Modurilor de Defectare și a Efectelor defectărilor [NTE 005/06/00 Art.7.(2)], lăsând impresia caracterului exclusivist al acestei metode.
2. Observații punctuale în ordinea prezentării în normativ sunt [NTE 005/06/00 Cap. III, Art. 4]:
 - În definierea **Coeficientului de disponibilitate în energie (Equivalent Availability Factor) – EAF** se utilizează pentru durata de utilizare a puterii maxime corespunzătoare curbei de sarcină, fără să fie denumită această mărime, aceeași notație T folosită anterior pentru definirea duratei totale de studiu
 - În definierea **disponibilității** prin "Probabilitatea ca la un anumit moment un dispozitiv să se găsească în stare de funcționare." Credem că trebuie adăugat "prin funcționare fără defect sau prin funcționare după repunerea în funcționare în urma unui defect".
 - În definierea **timpului mediu de funcționare neîntreruptă** $M[T_f]$ nu este explicată notarea prin $R(t)$ a funcției de fiabilitate
 - În definierea **duratei probabile de alimentare a unui consumator**, respectiv **duratei probabile de nealimentare a unui consumator**, la fel și duratei **probabile de neasigurare a unor nivele de debite critice**, cât și a încă câtorva indicatori similari se utilizează neadecvat definirea prin noțiunea „timpul mediu total” corespunzător fiecărei situații. Apare incertitudinea dintre durată cumulată și valoarea medie a acesteia.
 - La definierea **Intensității de defectare** este explicată analitic funcția densitate de probabilitate $f(t) = \frac{dF(t)}{dt}$ fără a fi specificată numirea acesteia. La fel pentru funcția de probabilitate cumulată $F(t)$.
 - Definierea **Riscului** ca fiind "Produsul dintre probabilitatea de producere a unui eveniment nedorit și consecințele asociate" este ambiguă prin nespecificarea semnificației consecințelor și modul lor de evaluare. Acceptând totuși această definiție Riscul ar fi reprezentat de valoarea medie probabilă a acestor „consecințe asociate”, ceea ce intră în contradicție cu propoziția care urmează în text care definește riscul ca o „amenințare a unui eveniment”.
 - Apreciem ca nefericită folosirea a aceleiași denumiri de Risc pentru convergența rezultatelor a două soluții analitice de estimare a stării de insucces prezentată anterior definiției noțiunii de Risc.

2.4. Concluzii

Prin noțiunile prezentate se realizează o concluzie concretă privind filozofia studiilor de fiabilitate prin identificarea conceptelor specifice utilizate, a problematicilor necesare a fi parcurse, precum și a modului de interpretare și folosire a rezultatelor estimate.

Prezentarea principalelor reglementări din domeniul fiabilității (NTE 005/06/00) oferă posibilitatea ancorării clare a abordării din capitolele următoare la nivelul studiilor previzionale pentru o perioadă de timp specificată.

3. METODOLOGII CLASICE DE ABORDARE A FIABILITĂȚII FUNCȚIONĂRII SISTEMELOR ELECTROENERGETICE

Capitolul prezent este dedicat prezentării și aplicării concrete a două tipuri complet diferite abordate în studiile de fiabilitate a funcționării sistemului electroenergetic, adică tehnica simulării cu metoda Monte-Carlo și o abordare analitică pe baza ecuațiilor stării și a matricelor de tranziție dintre stări caracteristice proceselor aleatorii Markov, tipul lanțurilor omogene. Această ultimă abordare este ancorată în pachetul software profesional de calcul DigSilent Reliability. Se concretizează ce fel de parametri pot fi calculați și se prezintă în detaliu problemele legate de simularea Monte Carlo.

3.1. Simularea, tehnică de modelare a unui sistem real

Simularea este o tehnică prin care un sistem fizic este modelat matematic (modelul matematic constă din ecuații și relații funcționale ce descriu relațiile dintre componentele sistemului), iar procesele din sistem sau comportamentul sistemului sunt imitate rulând un program pe baza unor date generate numeric. Cu alte cuvinte, comportamentul sistemului este imitat prin experimente virtuale.

Studiul unui sistem prezintă interes pentru înțelegerea relațiilor dintre componentele acestuia sau pentru precizarea modului cum va funcționa sistemul în condiții noi. Uneori este posibil să se facă experiențe cu sistemul însuși. Într-adevăr, sistemul poate să nu existe încă, ci poate fi numai în formă ipotetică sau în fază de proiectare. În consecință, studiul sistemelor se realizează deseori cu modelul sistemului.

Un sistem cuprinde multiple aspecte, de exemplu planificare, analiză, proiectare, implementare, desfășurare, structură, comportare, date de intrare și date de ieșire. Modelul unui sistem este necesar pentru a descrie și a reprezenta aceste aspecte multiple. Modelarea sistemelor constituie un principiu de bază în inginerie și în științe sociale.

Construirea unui model este subordonată unor cerințe contrare care trebuie satisfăcute în mod echilibrat. Pe de o parte, modelul trebuie să fie destul de simplu, să fie o reprezentare a sistemului real cu un anumit grad de abstractizare, iar pe de altă parte trebuie să fie o reprezentare destul de fidelă a sistemului pe care îl modelează. Există totdeauna o deosebire profundă între sistemul real și modelul acestuia. Amploarea acestei deosebiri depinde de complexitatea modelului, fidelitatea, precizia, "realismul" etc.

Scopurile construirii modelelor pot fi prezentate succint astfel:

- relevarea fenomenelor sau proceselor ce se desfășoară în interiorul sistemului real;
- prevederea consecințelor sau utilității diferitelor metode de decizie;
- descrierea elementelor componente sau a subsistemelor sistemului real [Brăgaru1996].

Realitatea este reprezentată prin modele, iar simularea le folosește pentru studiul realității.

3.2. Simularea Monte Carlo

Pentru sistemele ce conțin componente cu funcționare incertă, modelarea incertitudinii se face cu ajutorul teoriei probabilităților. Variabilele de intrare care iau valori la întâmplare, în funcție de diferite circumstanțe, sunt reprezentate de variabile aleatoare. În cursul simulării, valorile variabilelor aleatoare sunt generate pe baza unui algoritm determinist, numit generator de numere pseudo-aleatoare. Simularea sistemelor ale căror intrări sunt incerte se numește simulare Monte Carlo sau simulare stocastică. Numele de simulare Monte Carlo a fost dat de un fizician american de origine greacă, Nicholas Metropolis și a fost sugerat de faptul că se pot genera numere aleatoare în mod natural în jocurile de noroc, practicate în cazinourile din Monte Carlo.

În ultimul deceniu, modelarea și simularea numerică a înlocuit pe scară largă experimentarea fizică. În cazul în care starea unui sistem în anumite condiții este incertă, experimentarea efectivă (fizică) poate prezenta riscuri, adică există posibilitatea unei distrugerii, pierderi sau generarea unui eveniment indezirabil. Pentru a reduce riscul, adică pentru a mări probabilitatea succesului, profitului sau a oricărui alt câștig, se recurge la simulare.

Simularea Monte Carlo se aplică cu succes pentru simularea sistemelor stocastice complexe, care pot fi modelate și/sau controlate prin metode analitice. Scopul simulării este de a cuantifica efectele asupra comportamentului sistemului, a unor schimbări în interacțiunea dintre componentele sale, de a experimenta noi situații. Simularea Monte Carlo se folosește în:

- simularea proceselor de așteptare, a rețelelor de telecomunicații, rețelelor de calculatoare etc.;
- în ingineria electrică;
- simularea portofoliilor de activitate în finanțe;
- studiul stărilor staționare în sistemele fizice și economice;
- asigurări;
- compararea estimatorilor în statistică;
- ingineria industrială;
- știința calculatoarelor.

Baza oricărei simulări Monte Carlo o constituie numerele aleatoare uniform distribuite pe intervalul $[0, 1]$, care apoi prin transformări adecvate conduc la numere aleatoare, având diverse distribuții de probabilitate.

În perioada de dezvoltare a energiei atomice de după cel de al doilea război mondial s-a ajuns la necesitatea rezolvării problemei de difuzie a neutronului sau a transportului neutronului într-un mediu izotrop (mediu care are aceleași proprietăți în orice direcție). Această problemă modelată ca un sistem de ecuații diferențiale parțiale s-a dovedit foarte dificil de rezolvat prin ecuații cu diferențe [Fishman1997]. Exista însă un rezultat prin care se stabilea analogia dintre ecuațiile integro-diferențiale și procesele stocastice. În acest context, în 1947, John von Neumann și matematicianul polonez Stanislaw Marcin Ulam de la Los Alamos National Laboratory (S.U.A.) au sugerat că s-ar putea obține o aproximație utilizabilă a soluției căutate

prin realizarea de experimente bazate pe numere aleatoare efectuate pe calculatoare digitale. Astfel, simulările s-au efectuat pe calculatorul ENIAC (Electronic Numerical Integrator And Computer), construit în 1946. Acesta a fost primul calculator electronic din SUA (opus celui electromecanic), urmând lui COLOSSUS, construit în 1943 în Anglia.

O metodă Monte Carlo constă în a estima valoarea unei integrale d -dimensionale de forma:

$$I = M(g(X)) = \int_{\mathbb{R}^d} g(X)f(X)dx \text{ unde } M \text{ este simbolul mediei} \quad (3.1)$$

pe baza unui șir x_1, x_2, \dots, x_N de d -vectori pseudo-aleatori produși de un generator ce simulează distribuția de probabilitate f a vectorului aleator X . $g: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ este o funcție astfel încât variabila aleatoare $g(X)$ are medie și dispersie. Problema estimării unei astfel de integrale apare în simularea Monte Carlo a sistemelor complexe. În forma cea mai simplă, elementele de bază într-o astfel de simulare sunt următoarele:

1. Parametrii de intrare, $a_1, a_2, \dots, a_m \in \mathbb{R}$, de obicei cunoscuți și controlabili de către analistul sistemului;
2. Variabilele de intrare, X_1, X_2, \dots, X_d , ale căror valori depind de evenimente necontrolabile și pentru care se cunoaște distribuția de probabilitate;
3. Funcția de transfer g ce depinde de parametrii sistemului și variabilele de intrare și exprimă relația dintre componentele sistemului;
4. Variabila de ieșire, $Y = g(a_1, a_2, \dots, a_m, X_1, X_2, \dots, X_d)$, ce cuantifică rezultatele simulării.

Scopul simulării Monte Carlo este de a evalua incertitudinea înglobată de variabila răspuns Y sau de a investiga efectul variațiilor intrărilor asupra ieșirilor. O simulare Monte Carlo presupune a genera seturi multiple de intrări aleatoare, i.e. vectori pseudo-aleatori din legea probabilitate f , al vectorului aleator al intrărilor (X_1, X_2, \dots, X_d) , pe baza cărora se estimează incertitudinea înglobată de ieșirea Y , corespunzătoare.

Funcția de transfer poate avea diferite nivele de complexitate, în funcție de scopul studiului întreprins. Procesarea informațiilor incerte prin intermediul unei funcții de transfer poate necesita resurse profesionale și CPU (Unități Centrale de Procesare) considerabile.

Caracterizarea legii de probabilitate a ieșirii $Y = g(X)$ revine la a determina estimatori Monte Carlo ai parametrilor acestei legi. Estimatorii Monte Carlo sunt estimatori calculați după principiile statisticii, dar nu folosind observații directe, reale, asupra variabilelor de intrare, ci valori de observare artificiale, produse de generatoare de numere pseudo-aleatoare.

Pentru ca eroarea standard să fie cât mai mică, simularea Monte Carlo se repetă de zeci de ori și se ajustează rezultatele.

La ora actuală metodele Monte Carlo se aplică cu succes în diferite domenii ale științei și tehnologiei: în simularea sistemelor de transmitere a informației, simularea circuitelor electrice, în simularea proceselor de producție, în sistemele de producere a energiei electrice, a modelelor financiare și a celor de asigurări, a mișcării browniene, percolării și transportului în fizica statică, simularea transmiției

epidemiilor sau efectelor radiațiilor asupra organismelor vii. Simularea Monte Carlo se folosește cu succes și pentru studiul unor fenomene naturale: seisme, evoluția vremii, evaluarea zăcămintelor de minereuri.

Metodele Monte Carlo se folosesc pe scară largă în statistică [Chen2000], atunci când se dezvoltă noi tehnici de analiză a datelor. Pentru a evalua metodologia propusă se estimează parametrii prin metoda Monte Carlo.

3.2.1. Elemente din teoria probabilităților pe care se fundamentează metoda Monte Carlo

Când se efectuează observații repetate asupra unui element din sistem, practic se notează realizările unor valori x_1, x_2, \dots, x_n ale unei variabile aleatoare X . În ipoteza că rezultatul unei observații este independent de rezultatele celorlalte observații, se spune că x_1, x_2, \dots, x_n sunt valori ale unor variabile aleatoare X_1, X_2, \dots, X_n , independente și identic distribuite. Ele sunt identic distribuite, în sensul că au aceeași distribuție de probabilitate, deoarece practic $X_i = X, \forall i$. Indicele indică în a câtea observație se înregistrează realizarea x_i a variabilei X .

În funcționarea unor dispozitive proiectate și construite identic, chiar în condițiile supunerii la aceleași condiții de exploatare, momentul apariției defectului este întâmplător și nu poate fi determinat cu certitudine. Se poate afirma că durata de funcționare este o variabilă aleatoare (VA).

Dacă se introduce noțiunea de câmp complet de evenimente $\{\Omega, K\}$, atunci VA se definesc ca fiind o asociere la un eveniment oarecare A aparținând lui Ω a unei valori reale, notată cu $X(A) = x$. Această asociere se face prin intermediul unei probabilități $P(A)$. Dacă în urma efectuării unei experiențe, un anumit eveniment apare cu o probabilitate precizată, se afirmă că realizarea respectivului eveniment este marcată prin atașarea unei valori reale evidențiată de aceeași valoare a probabilității. Dacă se consideră că un dispozitiv poate fi numai în două stări distincte: de funcționare, respectiv de defect, celor două evenimente definite astfel și notate A și B li se pot asocia valorile reale 1, respectiv 0 cu probabilitățile $P(A) = p$, respectiv $P(B) = q$.

Cum cele două evenimente acoperă câmpul complet de evenimente, evident că $p + q = 1$, exprimând certitudinea realizării unuia din evenimentele câmpului.

Din punctul de vedere al numărului de valori reale care se pot atașa câmpului complet de evenimente, se disting VA discrete, cu valori numărabile și VA continue cărora li se atașează un număr nenumărabil de valori reale. Astfel timpul de funcționare neîntreruptă al unui dispozitiv, T_f , devine o VA continuă.

Pentru o VA discretă X căreia i se pot atașa n valori reale, se numește repartiția sau distribuția VA dubletul ordonat format din cele n valori reale atașate și probabilitățile lor de realizare, notată [Velicescu2005]:

$$X : \left(\begin{array}{cccc} x_1 & x_2 & \dots & x_n \\ P(x = x_1) & P(x = x_2) & \dots & P(x = x_n) \end{array} \right) \quad (3.2)$$

$$\text{și } \sum_{i=1}^n P(x = x_i) = 1.$$

Dacă suplimentar se dă și forma analitică prin care se poate stabili corespondența dintre valorile aleatoare x_i și probabilitățile respective, se spune că s-a definit funcția de probabilitate.

Este de interes a cunoaște cu ce probabilitate se atașează unei VA valori reale mai mici decât o anumită valoare specificată. Dacă prin $X \leq x$ se înțelege acest eveniment, atunci pentru VA discrete se definește *funcția de repartiție* (FR) sau *funcția de distribuție* ca probabilitate de atașare a unor valori mai mici decât cea curentă și notată $F(X) = \sum_{x \leq x_k} P(X = x_k)$. Când ne referim la VA continui

evenimentul $X \leq x$ se înlocuiește cu $X < x$.

Se disting următoarele proprietăți ale FR pentru o VA discretă [Velicescu2005]:

- FR este monotonă și crescătoare și mărginită având valori pozitive, proprietăți rezultând din modul ei de definiție. Pe același motiv reținem că $F(-\infty) = 0$ și $F(+\infty) = 1$.
- FR este continuă la dreapta, adică $F(x_{0+}) = F(x_0)$.
- FR este o funcție în trepte, suma salturilor fiind egală cu unitatea, valoarea unui salt fiind $F(x_{0+}) - F(x_{0-})$.

Ca și consecințe rezultă:

1. Probabilitatea de a atașa unei VA discrete valori mai mari decât o valoare precizată este dată de $P(X > x) = 1 - F(x)$ având în vedere că este o certitudine ca VA să i se atașeze valori mai mici sau mai mari decât o valoare curentă.
2. Dacă A este evenimentul de a atașa VA valori mai mici sau egale cu a și B același eveniment pentru b , atunci pentru $a < b$ rezultă că $A \subset B$ și evenimentul $B - A$ va reprezenta evenimentul ca unei VA să i se atașeze valori cuprinse pe intervalul (a, b) , iar probabilitatea lui va fi:

$$P(a < x \leq b) = P(B - A) = P(B) - P(A) = F(b) - F(a)$$

3. Se calculează FR pentru o VA prin:

$$F(x) = \sum_{x \leq x_k} P(X = x_k) \quad (3.3)$$

Pentru VA continui, deci cărora li se pot atașa toate valorile reale, FR este o funcție continuă și deci diferentiabilă. Se introduce astfel o nouă funcție probabilistică, *funcția densitate de probabilitate*, (Probabilistic Density Function – FDP) notată $f(x)$ astfel [Velicescu2005]:

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{x + \Delta x - x} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P\{x < X < x + \Delta x\}}{\Delta x} \quad (3.4)$$

Conform cu (3.4), FDP indică frecvența de apariție a unui eveniment pe un interval Δx , are dimensiunea $[x^{-1}]$, iar $f(x)dx$ reprezintă probabilitatea ca o VA să ia valori cuprinse pe intervalul $(x, x + dx)$. Deci pentru o VA continuă, evenimentul $X = x$ este posibil, dar de probabilitate nulă.

Se poate exprima acum FR pentru o VA continuă prin:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x dF(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx \quad (3.5)$$

O funcție continuă devine FDP atunci când are îndeplinită proprietatea: $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$, relație care ajută la determinarea parametrilor din expresia analitică a lui $f(x)$.

Deoarece valoarea mediei a unei variabile ce are distribuția de probabilitate dată de densitatea f este $M(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$, atunci variabilele identic distribuite X_1, X_2, \dots, X_n au aceeași medie $M(X_i) = M(X) = m$ și evident aceeași dispersie $\sigma^2(X_i) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x-m)^2 f(x) dx = \sigma^2(X) = \sigma^2, \forall i$. Media aritmetică a valorilor de observație este o realizare a variabilei aleatoare:

$$\overline{X_n} = \frac{1}{n}(X_1 + X_2 + \dots + X_n) \quad (3.6)$$

Se pune problema cât este ordinul de mărime al valorii medii a variabilei $\overline{X_n}$, atunci când $n \rightarrow \infty$. Răspunsul este dat de *legea numerelor mari*, care spune că dacă X_1, X_2, \dots, X_n sunt variabile aleatoare independente și identic distribuite având media comună m , atunci pentru orice $\varepsilon > 0$ avem:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(m - \varepsilon < \frac{1}{n}(X_1 + X_2 + \dots + X_n) < m + \varepsilon\right) = 1 \quad (3.7)$$

Cu alte cuvinte, *legea numerelor mari* afirmă practic că *aproape sigur*, adică cu probabilitatea 1,

$$\frac{1}{n}(X_1 + X_2 + \dots + X_n) \rightarrow m \quad (3.8)$$

Altfel spus, media aritmetică a valorilor de observație independente X_1, X_2, \dots, X_n , asupra variabilei X , aproximează pentru un n foarte mare, valoarea medie $m = M(X)$ a variabilei X .

În simularea Monte Carlo, *legea numerelor mari* se va aplica în următorul context: dacă X_1, X_2, \dots, X_n sunt variabile aleatoare independente și identic distribuite și $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ este funcția de transfer, atunci aproape sigur:

$$\frac{1}{n}(g(X_1) + g(X_2) + \dots + g(X_n)) \rightarrow M(g(X)) \quad (3.9)$$

În relația de mai sus se observă că avem aplicată *legea numerelor mari* șirului de variabile independente și identic distribuite ($Y_n = g(X_n)$). $M(g(X))$ este media comună a variabilelor Y_n .

Din definiția dispersiei unei variabile aleatoare X , rezultă relația:

$$\sigma^2(aX) = a^2\sigma^2(X), a \in \mathbb{R} \quad (3.10)$$

Se poate demonstra că dacă X_1, X_2, \dots, X_n sunt variabile aleatoare independente, atunci:

$$\sigma^2(a_1 \cdot X_1 + a_2 \cdot X_2 + \dots + a_n \cdot X_n) = a_1^2 \cdot \sigma^2(X_1) + a_2^2 \cdot \sigma^2(X_2) + \dots + a_n^2 \cdot \sigma^2(X_n) \quad (3.11)$$

Astfel, deoarece variabilele aleatoare independente și identic distribuite $X_n, n \in \mathbb{N}$ au dispersia comună σ^2 , atunci variabila aleatoare medie aritmetică [Petrișor2006]:

$$\overline{X_n} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \quad (3.12)$$

are dispersia:

$$D^2(\overline{X_n}) = \frac{\sigma^2}{n} \quad (3.13)$$

Într-adevăr,

$$\sigma^2\left(\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}\right) = \frac{1}{n^2}(\sigma^2(X_1) + \sigma^2(X_2) + \dots + \sigma^2(X_n)) = \frac{n\sigma^2}{n^2} = \frac{\sigma^2}{n} \quad (3.14)$$

Teorema limită centrată ne spune că dacă X_1, X_2, \dots, X_n sunt variabile aleatoare independente și identic distribuite, având media comună m și dispersia σ^2 , atunci când $n \rightarrow \infty$, funcția de repartiție $F_n(x)$ a variabilei aleatoare medie aritmetică $\overline{X_n}$ tinde la funcția de repartiție a distribuției normale $N(m, \sigma^2/n)$.

Cu alte cuvinte, pentru un n foarte mare, media aritmetică a n variabile independente și identic distribuite X_1, X_2, \dots, X_n are distribuția de probabilitate bine aproximată de distribuția normală, indiferent de distribuția comună de probabilitate a variabilelor $X_j, \forall j = \overline{1, n}$. Sau încă, dacă x_1, x_2, \dots, x_n sunt n valori de observație, independente, asupra unei variabile aleatoare X de distribuție de

probabilitate necunoscută, de medie m și abatere standard σ , atunci media eșantionului $\bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$ poate fi considerată, pentru un n foarte mare, ca valoare de observație asupra unei variabile aleatoare normal distribuită de medie m și abatere standard $D = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$. Dacă se normalizează variabila \bar{X}_n la $Z_n = \frac{\bar{X}_n - m}{\sigma / \sqrt{n}}$, rezultă că pentru n foarte mare, $\frac{\bar{X}_n - m}{\sigma / \sqrt{n}}$ poate fi privită ca valoare de observație asupra distribuției normale standard, $N(0, 1)$.

Teorema limită centrată se folosește în analiza erorii metodelor Monte Carlo.

3.2.2. Estimatorul Monte Carlo al mediei variabilei aleatoare $g(X)$

Dacă într-un experiment aleator înregistrăm valorile x_1, x_2, \dots, x_n ca valori de observație asupra unor elemente de aceeași natură ale unui sistem, atunci aceste valori sunt interpretate ca realizări ale unui șir de variabile aleatoare independente și identic distribuite, X_1, X_2, \dots, X_n , de distribuție comună necunoscută. Primele informații pe care încercăm să le extragem din aceste date sunt estimatori ai parametrilor distribuției comune, adică ai mediei, dispersiei, etc.

Un estimator al unui parametru θ al unei legi de probabilitate f_θ , dedus dintr-un set de date de observație x_1, x_2, \dots, x_n este definit de valoarea unei funcții $\hat{\theta} : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ pe aceste date: $\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$.

Un estimator $\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ este o realizare a variabilei aleatoare: $\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$.

Estimatorul $\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ se numește *estimator centrat* dacă valoarea medie a variabilei aleatoare $\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ este chiar parametrul θ : $M(\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)) = \theta$.

Parametrii care se estimează uzual în orice investigație statistică sunt media $m = M(X)$ și dispersia $\sigma^2 = \sigma^2(X)$, a distribuției de probabilitate comune a variabilelor independente și identic distribuite X_1, X_2, \dots, X_n , ce au fost observate. Un estimator centrat al mediei m este media aritmetică a valorilor de observație:

$$\hat{m} = \bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \quad (3.15)$$

iar un estimator centrat al dispersiei este:

$$s^2(x) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{m})^2 \quad (3.16)$$

Una din problemele primare ale simulării Monte Carlo, în contextul general prezentat mai sus este estimarea Monte Carlo a mediei variabilei de ieșire Y .

Ideea de bază este sugerată de *Legea numerelor mari*: dacă X_1, X_2, \dots, X_n sunt variabile aleatoare independente și identic distribuite după legea f , atunci și variabilele aleatoare transformate $g(X_1), g(X_2), \dots, g(X_n)$ sunt independente și identic distribuite și aproape sigur (adică cu probabilitatea 1) [Petrișor2006]:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} (g(X_1) + g(X_2) + \dots + g(X_n)) = M(g(X)) = \int_{\mathbb{R}^d} g(x) f(x) dx \quad (3.17)$$

Deci dacă x_1, x_2, \dots, x_n sunt numere pseudo-aleatoare (în cazul în care X este variabilă aleatoare) sau vectori pseudo-aleatori (când X este vector aleator) generați din legea f , atunci un estimator Monte Carlo al mediei variabilei aleatoare $g(X)$, adică al integralei $I = M(g(X)) = \int_{\mathbb{R}^d} g(x) f(x) dx$ este:

$$\hat{I}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n g(x_k) \quad (3.18)$$

3.2.3. Caracteristicile metodei Monte Carlo în evaluarea fiabilității

Un parametru fundamental în evaluarea fiabilității îl reprezintă indicele de fiabilitate estimat matematic. Prin urmare, caracteristicile de bază ale metodei Monte Carlo, pentru evaluarea fiabilității pot fi discutate din acest punct de vedere.

Se consideră variabila Q ca fiind probabilitatea de defect a unui sistem și x_i o variabilă care poate lua valori de 0 sau 1 în funcție de starea sistemului:

$x_i = 0$ dacă sistemul este în stare de nefuncționare

$x_i = 1$ dacă sistemul este în stare de funcționare

Valoarea estimată a stării de nefuncționare a sistemului este dată de următoarea relație:

$$\bar{Q} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \quad (3.19)$$

unde N reprezintă numărul total de eșantioane ale stărilor sistemului.

Dispersia stărilor are următoarea expresie:

$$\sigma^2(x) = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{Q})^2 \quad (3.20)$$

Dacă N este un număr suficient de mare, atunci relația de mai sus poate să aibă următoarea expresie:

$$\sigma^2(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{Q})^2 \quad (3.21)$$

Pentru că variabila x_i poate să ia doar valori de 0 sau 1, se poate considera:

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 = \sum_{i=1}^n x_i \quad (3.22)$$

Dacă se înlocuiește relația (3.19) și (3.22) în (3.21), se obține următoare relația:

$$\sigma^2(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n 2x_i \bar{Q} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \bar{Q}^2 = \bar{Q} - 2\bar{Q}^2 + \bar{Q}^2 = \bar{Q} - \bar{Q}^2 \quad (3.23)$$

Este important de subliniat faptul că în ecuația (3.19) s-a luat în considerare doar o estimare a nefuncționării sistemului. Incertitudinile în jurul valorii estimate poate fi exprimată prin dispersia estimării așteptate:

$$\sigma^2(\bar{Q}) = \frac{1}{N} \sigma^2(x) = \frac{1}{N} (\bar{Q} - \bar{Q}^2) \quad (3.24)$$

Precizia simulării Monte Carlo poate fi exprimată ca și un coeficient de variație, definit astfel:

$$a = \frac{\sqrt{\sigma^2(\bar{Q})}}{\bar{Q}} \quad (3.25)$$

Dacă se înlocuiește relația (3.24) în relația (3.25) se obține:

$$a = \sqrt{\frac{1 - \bar{Q}}{N\bar{Q}}} \quad (3.26)$$

Ecuația de mai sus mai poate fi rescrisă astfel:

$$N = \frac{1 - \bar{Q}}{a^2 \bar{Q}} \quad (3.27)$$

Această ecuație indică două lucruri importante:

1. Pentru un nivel de precizie dorit a , numărul de eșantioane N depinde de probabilitate de nefuncționare a sistemului, dar este independent de dimensiunea sistemului. Prin urmare, metodele Monte Carlo sunt în concordanță cu evaluarea

probabilității de funcționare a sistemului. Acesta este un avantaj al metodelor Monte Carlo în comparație cu tehnicile analitice de analiză a fiabilității.

2. În evaluarea sistemelor reale, probabilitatea de nefuncționare este mult mai mică decât 1. Prin urmare:

$$N \approx \frac{1}{\sigma^2 Q} \quad (3.28)$$

Aceasta înseamnă că numărul de eșantioane N este aproximativ invers proporțional cu probabilitatea de nefuncționare a sistemului. Altfel spus, pentru un sistem foarte fiabil, un număr mare de eșantioane conduce spre un nivel ridicat de precizie în simulare.

3.2.4. Eficiența metodei Monte Carlo

Deși relativ de simplă în concept, metoda Monte Carlo furnizează soluții aproximative pentru o mare varietate de probleme matematice. O caracteristică importantă a metodei Monte Carlo constă în faptul că dintre metodele numerice care se bazează pe evaluarea a n puncte într-un spațiu m dimensional pentru a obține o soluție aproximativă, metoda Monte Carlo permite estimării a căror eroare absolută descrește cu $n^{-1/2}$, pe când toate celelalte estimări au erori ce descesc cu $n^{-1/m}$ cel mult. În plus, timpul de simulare al metodei Monte Carlo crește polinomial cu numărul de variabile m , pe când la alte metode timpul de lucru crește exponențial în raport cu m .

Pentru a rezolva aceeași problemă, se pot folosi tehnici diferite ale metodei Monte Carlo. Diferențele constau în modul cum sunt generate numerele aleatoare, modul diferit de prelucrare a datelor și diferite tehnici de reducere a dispersiei rezultatelor, etc. Uneori, este necesară și compararea eficienței diferitelor tehnici de aplicare a metodei Monte Carlo.

Pentru evaluarea aceluiași sistem, să presupunem că se folosesc două metode diferite ale simulării Monte Carlo. Fie t_1 timpul necesar simulării pentru prima metodă și t_2 timpul necesar simulării celei de a doua metode, iar σ_1 și σ_2 , abaterea standard a valorilor din prima metodă, respective pentru a doua. Dacă raportul:

$$\eta = \frac{t_1 \cdot \sigma_1}{t_2 \cdot \sigma_2} < 1 \quad (3.29)$$

atunci se poate considera că prima metodă este mai eficientă decât cea de-a doua. Eficiența metodei Monte Carlo depinde nu numai de numărul valorilor generate ci și de timpul de simulare înmulțit cu dispersia valorilor.

În evaluarea fiabilității sistemelor electroenergetice prin folosirea metodei Monte Carlo, timpul de simulare și dispersia sunt direct proporțional influențate de tehnicile folosite pentru eșantionare și de cerințele de analiză ale sistemului. Tehnicile de eșantionare cuprind metodele de generare a numerelor aleatoare, metode de reducere a dispersiei și diferite tehnici de eșantionare. Scopul analizei unui sistem este de a putea analiza dacă starea lui de funcționare este bună sau rea.

3.2.5. Caracteristicile convergenței a metodei Monte Carlo

3.2.5.1. Convergența simulării

Simularea Monte Carlo reprezintă un proces convergent fluctuant, așa cum este prezentat și în figura (3.1) și nu există nici o certitudine că într-un număr suplimentar de iterații va tinde spre o valoare mai mică a erorii. Ceea ce este sigur, este că eroarea marginală și gradul de încredere scade dacă crește numărul de iterații.

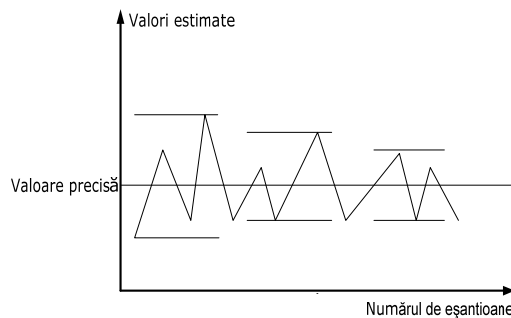


Fig. 3.1. Procesul de convergență în simularea Monte Carlo

3.2.5.2. Precizia convergenței

Abaterrea standard a valorii estimate poate fi scrisă astfel:

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2(\bar{Q})} = \sqrt{\frac{\sigma^2(x)}{N}} \quad (3.30)$$

Astfel se indică două procedee care pot fi utilizate pentru reducerea abaterii standard în simulările Monte Carlo: măbind numărul de eșantioane sau micșorând dispersia valorilor de observație x_j . Tehnicile de reducere a valorilor abaterilor standard se folosesc pentru îmbunătățirea eficienței simulării Monte Carlo. Abaterrea standard nu poate fi redusă la valoarea 0 și prin urmare, întotdeauna este necesar să se folosească un număr de eșantioane suficient de mare, dar în același timp și rezonabil.

3.2.5.3. Criterii de convergență

În analiza criteriului de convergență a simulării Monte Carlo se folosește adesea coeficientul de variație a . În analiza fiabilității sistemelor electroenergetice, se folosesc indici de fiabilitate care au viteze diferite de convergență. S-a stabilit că coeficientul de variație al indicatorului *Energie Probabil Nelivrată* (EPN) are cea mai mică viteză de convergență. Prin urmare, în analiza criteriului de convergență, în cazul în care se iau în discuție mai mulți indicatori ai fiabilității, viteza convergenței va fi stabilită de cel cu viteza de convergență cea mai mică.

3.2.6. Generarea variabilelor aleatorii

Baza oricărei simulări a unui fenomen sau proces aleator o constituie numerele uniform distribuite pe intervalul $[0, 1)$.

Aleatorul este în general greu de definit, dar cel mai adesea un fenomen este considerat aleator dacă este imprezibil și nereproductibil. Cum un algoritm determinist nu poate genera șiruri de numere cu aceste calități, numerele generate se numesc pseudo-aleatoare, nu aleatoare. Algoritmii folosiți în simularea variabilelor aleatoare se numesc generatori de numere pseudo-aleatoare [Petrișor2008].

Conceperea unui generator de numere aleatoare reprezintă o problemă care a evoluat în strânsă legătură cu progresul din domeniul tehnologiei calculatoarelor.

Generarea numerelor aleatoare care pot fi folosite în aplicații software este cu atât mai importantă în prezent, în condițiile în care computerele sunt mult mai rapide decât în trecut, constrângerile generale sunt mai puțin severe, iar analiza asistată de calculator reprezintă principalul instrument de cercetare a diferitelor fenomene.

În general, numerele aleatoare pot fi generate folosind metode software, surse fizice sau din mecanica cuantică.

Metodele software folosesc algoritmi determiniști, care nu pot genera numere aleatoare veritabile, ci numere pseudo-aleatoare care, în cele mai bune condiții sunt predictibile și reproductibile, iar în cele mai rele condiții au caracteristici statice proaste. Din aceste motive generatoarele software sunt denumite și generatoare de numere pseudo-aleatoare.

Un generator de numere pseudo-aleatoare trebuie să satisfacă anumite cerințe:

- să fie simplu și rapid;
- să producă șiruri de numere de lungime arbitrară care să nu conțină repetiții. Deoarece un calculator nu poate genera decât numere mai mici decât un număr dat, nu se poate construi un generator cu perioadă infinită. Generatorul trebuie să aibă totuși o perioadă cât mai mare.
- să producă numere independente unul de altul (sau cu o corelare cât mai vagă).
- să genereze numere cu o repartiție uniformă.

O idee mai veche a fost să fie extrase și folosite cifrele cele mai puțin semnificative alei orei indicate de către ceasul calculatorului, drept variabilă aleatoare. Dar dacă programele care utilizează aceste valori sunt prea sincronizate, secvența de calcul poate degenera într-un ciclu. O idee alternativă a fost folosirea acestor valori numai pentru inițializarea generatorului de numere aleatoare existent în majoritatea limbajelor de programare.

Majoritatea limbajelor de programare au funcții care generează numere pseudo-aleatoare.

În tabelul (3.1) sunt prezentate funcțiile/metodele folosite pentru generarea de numere pseudo-aleatoare în câteva limbaje sau medii de programare.

Majoritatea implementărilor de algoritmi Monte Carlo folosesc secvențe de numere pseudo-aleatoare, deci secvențe de numere care par a fi aleatoare.

Există două caracteristici importante ale secvențelor de numere pseudo-aleatoare:

- corelație serială nulă;
- frecvența corectă a valorilor.

Tabelul 3.1. Funcții/metode folosite pentru generare de numere-pseudo aleatoare

Nr. Crt.	Limbaj de programare	Explicație	Funcția
1	Pascal, Delphi	Se apelează <i>Randomize</i> o singură dată la începutul programului, apoi se folosește funcția <i>Random</i> sau <i>Random()</i>	Random Random()
2	C++	Funcția de sistem <i>srand</i> setează valoarea cu care se inițializează generatorul de numere pseudo-aleatoare. Funcția de bibliotecă <i>rand</i> generează numere întregi 0 și <i>RAND_MAX</i> .	Rand()
3	Foxpro	Returnează un număr pseudo-aleatoriu între 0 și 1. <i>nSeedValue</i> se folosește pentru a seta secvența de numere pseudo-aleatoare care va fi generată.	RAND(nSeedValue)
4	Java	<i>public class Random extends Object implements Serializable</i> O instanță a acestei clase este folosită pentru a genera un șir de numere pseudo-aleatoare.	Constructors: Random() Random(long seed)
5	Matlab	Există două funcții care se folosesc pentru a genera numere pseudo-aleatoare.	rand() randn()

Proprietățile privind corelația serială sunt proprietăți liniare. Analiza frecvențelor valorilor permit studiul unor aspecte neliniare privind secvențele de numere pseudo-aleatoare.

Pentru a concluziona, nici o secvență de numere pseudo aleatoare nu satisface toate proprietățile unui generator de numere pseudo-aleatoare veritabile.

Ținând cont de aceste aspecte, este tolerată și denumirea de *generatoare de numere aleatoare* pentru generator de numere pseudo-aleatoare.

Procedeele de obținere a numerelor pseudo-aleatoare sunt foarte diverse, dintre care se disting:

- folosire generatoarelor de numere aleatoare fizice;
- folosirea unei rulete electronice;
- utilizarea unui algoritm de calcul.

3.2.6.1. Generarea numerelor pseudo-aleatoare cu distribuția uniformă

Metoda de generare de numere aleatoare uniform distribuite, cel mai frecvent folosită până de curând, este metoda liniar congruențială. Generatorul liniar congruențial a fost introdus de Lehmer, fost profesor la Universitatea Berkeley, care a fost și unul dintre fondatorii teoriei computaționale a numerelor.

O astfel de metodă generează numere în inelul, \mathbb{Z}_p , al claselor de resturi modulo p , unde p este un număr natural fixat, numit modul. Dacă $n \in \mathbb{Z}$, $n(\text{mod } p)$ este restul împărțirii lui n la p . Teorema împărțirii cu rest din aritmetică, asigură că pentru $n \in \mathbb{Z}$, $p \in \mathbb{N}^*$ există $q \in \mathbb{Z}$ și $r \in \mathbb{N}$ astfel încât $n = q \cdot p + r$, $r \in \{0, 1, 2, \dots, p-1\}$. Prin urmare inelul \mathbb{Z}_p conține clasele de resturi $\{0, 1, 2, \dots, p-1\}$.

Generatorul liniar congruențial produce un șir de numere x_1, x_2, \dots, x_N din \mathbb{Z}_p printr-o formulă recursivă:

$$x_n = ax_{n-1} + b \pmod{p} \quad (3.31)$$

unde parametrii a, b sunt fixați în \mathbb{Z}_p , iar x_0 se numește valoare inițială sau *seed*.

Cu alte cuvinte x_n este restul împărțirii numărului $ax_{n-1} + b$ la modulul p . Cum elementele șirului (x_n) aparțin mulțimii $\{0, 1, 2, \dots, p-1\}$, șirul asociat (u_n), cu

$u_n = \frac{x_n}{p}$, este un șir de numere din intervalul $[0, 1)$ [Petrișor 2008].

Numerele pseudo-aleatoare obținute astfel au o oarecare periodicitate care însă nu constituie un impediment major, deoarece riscul ca această periodicitate să se sincronizeze cu evoluția procesului, este foarte mic.

Atât periodicitatea, cât și apropierea repartiției numerelor aleatoare de repartiția teoretică corespunzătoare, depind de alegerea numerelor întregi b, x_0 și p .

Riscul ca perioada secvenței să se sincronizeze cu evoluția procesului simulat, este foarte mic. Se poate demonstra că perioada generatorului există întotdeauna, că este un număr natural și că depinde de numerele întregi b, x_0 și p . Se aleg aceste numere astfel încât, valoarea de start să fie maximă. Deoarece perioada generatorului depinde de clasa de resturi aleasă, se poate afecta lui p cel mai mare întreg pozitiv din calculator.

Se prezintă în continuare aplicarea metodelor de generare a numerelor pseudo-aleatoare în studiul evoluției unui sistem electroenergetic.

Timpii de funcționare neîntreruptă și timpii de reparare ai elementelor componente reprezintă variabile aleatoare. Estimând funcțiile de repartiție ale variabilelor aleatoare, se poate modela funcționarea sistemului, și anume:

- se formează valorile posibile ale variabilelor aleatoare (timpii de funcționare și de reparație ai generatorului);
- se reproduce modelul funcționării sistemului pentru a se preciza timpii de funcționare și de reparare ai sistemului;
- se calculează indicatorii de fiabilitate ai sistemului.

Sistemele fizice reale conțin elemente reparabile. Acestea implică simularea atât a timpilor de funcționare, cât și a timpilor de reparare. Pentru sistemele în care elementelor li se asociază variabile aleatoare de distribuție exponențială (cum este cazul sistemului electroenergetic), se disting două metode de simulare a funcționării sistemului și anume:

- cu ajutorul matricei intensităților tranzițiilor dintre stări $[q_{ij}]$;
- cu ajutorul metodelor de simulare a sistemelor de așteptare.

Cea de a doua variantă reprezintă avantajul de a nu prezenta dificultăți de stocare a matricei $[q_{ij}]$ (ce are dimensiuni mari și necesită o zonă mare de memorie), motiv pentru care este mai des folosită. Metoda necesită următoarele date inițiale: numărul de elemente din sistem, funcțiile de repartiție ale timpilor de funcționare neîntreruptă, mulțimea stărilor de succes S și de refuz R . Cu ajutorul metodei de simulare se face o estimare a timpilor de funcționare neîntreruptă și a timpilor de reparare ai elementelor din sistem, după care se formează stările x_i ale sistemului realizat în momentele t_i . Trecerea dintre o stare în alta se realizează prin verificarea stării x_i dacă aparține mulțimii S sau R .

După definirea anterioară a succesului, respectiv insuccesului funcționării sistemului, cu ajutorul metodei Monte Carlo se pot calcula următorii indicatori de fiabilitate ai sistemului studiat:

- durata medie totală cumulată de ocupare a unei anumite stări;
- $M[\lambda_i(T_p)]$ pe perioada T_p cât ținem sub observație sistemul;
- durata medie totală cumulată de succes $M[\lambda(T_p)]$;
- durata medie totală cumulată de insucces $M[\beta(T_p)]$;
- numărul mediu de treceri în stările de refuz $M[\gamma(T_p)]$;
- durata medie de funcționare neîntreruptă a sistemului $M[T_f]$ și respectiv de nefuncționare $M[T_d]$;
- probabilitatea de succes a sistemului $P_S[T_p]$ și probabilitatea de insucces $P_R[T_p]$.

3.2.6.2. Generatoare de numere pseudo-aleatoare cu distribuție neuniformă. Metoda inversă de transformare Monte Carlo

Perioadele de funcționare și de reparare din ciclurile unei instalații energetice sunt variabile aleatoare repartizate exponențial astfel:

$$F(t) = P\{T_f \leq t\} = 1 - e^{-\lambda t} \quad (3.32)$$

$$G(t) = P\{T_d \leq t\} = 1 - e^{-\mu t} \quad (3.33)$$

unde $F(t)$ și $G(t)$ sunt funcțiile de repartiție cumulate ale perioadelor de funcționare T_f , respectiv defect T_d , iar λ și μ intensitatea de defectare, respectiv de reparare.

Se deduc probabilitățile de schimbare de stare:

- probabilitatea a ca instalația să se defecteze într-un interval de timp elementar Δt

$$a = P\{t < T_f \leq t + \Delta t\} = F(t + \Delta t) - F(t) = dF(t) = \lambda \Delta t + O(\Delta t) \quad (3.34)$$

- probabilitatea c ca instalația să se repare într-un interval de timp elementar Δt

$$c = P\{t < T_d \leq t + \Delta t\} = G(t + \Delta t) - G(t) = dG(t) = \mu \Delta t + O(\Delta t) \quad (3.35)$$

Cu ajutorul probabilităților a și c se pot simula stările de funcționare sau avarie ale instalațiilor sistemului energetic la momentele succesive t_j , având proprietatea că:

$$t_{i+1} = t_i + \Delta t \quad (3.36)$$

Se generează pentru fiecare instalație un număr pseudo-aleatoriu u_i repartizat uniform în intervalul $[0, 1)$ și se fac următoarele raționamente:

- dacă instalația electrică a fost în stare de avarie la momentul t_i , iar la momentul t_{i+1} avem satisfăcută relația $0 \leq u_i \leq c$ se consideră că ea s-a reparat în intervalul $t_{i+1} - t_i = \Delta t$ și dacă $c \leq u_i < 1$ se consideră că instalația rămâne în stare de avarie în intervalul $t_{i+1} - t_i = \Delta t$.

- dacă instalația electrică a fost în stare de funcționare la momentul t_i , iar la momentul t_{i+1} avem satisfăcută relația $0 \leq u_i \leq a$ se consideră că ea s-a avariat în intervalul $t_{i+1} - t_i = \Delta t$ și dacă $a \leq u_i < 1$ se consideră că instalația rămâne în stare de funcționare în intervalul $t_{i+1} - t_i = \Delta t$.

Starea inițială poate fi, după caz, cea cu toate instalațiile în funcțiune sau o stare probabilă obținută prin procedeul simulării la un moment dat.

Pornind de la relația:

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{a}{a+c} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\lambda \Delta t + O(\Delta t)}{(\lambda + \mu) \Delta t + O(\Delta t)} = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}. \quad (3.37)$$

În practică, nu este obligatorie cunoașterea probabilităților de schimbare de stare a și c . Ele pot fi alese arbitrar cu condiția ca pe ansamblul schimbărilor să fie respectată valoarea mediei probabilității de defectare q .

Un mod rațional de alegere al probabilităților a și c este:

- dacă $q \geq \frac{1}{2}$ se consideră $a = 1$ și din relația de mai sus rezultă:

$$c = \frac{1-q}{q} \quad (3.38)$$

- dacă $q \leq \frac{1}{2}$ se consideră $c = 1$ și din relația de mai sus rezultă:

$$a = \frac{q}{1-q} \quad (3.39)$$

Probabilitatea de defect q este o estimare cu atât mai bună a raportului $\frac{a}{a+c}$ cu cât Δt este mai mic, adică numărul de simulări este mai mare.

Dacă o variabilă aleatoare urmează o repartiție uniformă în intervalul $[0, 1)$, iar F este o funcție de repartiție continuă și strict crescătoare, atunci variabila aleatoare $x = F^{-1}(u)$ are o funcție de repartiție F .

Dacă $x = F^{-1}(u)$ atunci $P(X \leq x) = P(F^{-1}(u) \leq x)$. Asta implică următoarea relație:

$$P(F^{-1}(u) \leq x) = P(u \leq F(x)) \quad (3.40)$$

Pentru că u este o variabilă aleatoare de repartiție uniformă:

$$P[u \leq F(x)] = F(x) \quad (3.41)$$

altfel:

$$P(X \leq x) = F(x) \quad (3.42)$$

Această proprietate a repartiției uniforme pe intervalul $[0,1]$ face posibilă utilizarea sa în metoda Monte Carlo, pentru a genera numere aleatoare repartizate după o funcție de repartiție oarecare F .

Astfel, știind că valorile oricărei funcții de repartiție $F(x)$ sunt uniform distribuite pe intervalul $[0,1]$, ele sunt asimilate drept valori ale unei variabile aleatoare u . Se obține egalitatea $u = F(x)$, ceea ce implică:

$$X = F^{-1}(u) = \min\{x : F(x) \geq u\} \quad (3.43)$$

Rezultă astfel că variabila aleatoare X este caracterizată de numere aleatoare proprii distribuției sale, urmând distribuția sa, dată de funcția de repartiție corespunzătoare F , figura 3.2.

În practică pot să apară două cazuri:

a. funcția de repartiție și funcția sa inversă sunt cunoscute, ca de exemplu în cazul repartiției exponențiale și în acest caz orice număr se obține prin calcul direct, utilizând un număr aleatoriu uniform, figura 3.2.

b. funcția de repartiție sau funcția inversă este necunoscută, iar în acest caz se folosește funcția densitate de probabilitate, figura 3.3.

Algoritmul de calcul pentru generarea variabilelor aleatoare folosind metoda directă de transformare inversă cuprinde următorii pași:

Pasul 1: Generarea unui număr de secvențe aleatoare distribuite uniform pe intervalul $[0,1]$ ale lui u .

Pasul 2: Calculul variabilei aleatoare care are funcția $F(X)$ de repartiție de probabilitate cumulată $X = F^{-1}(u)$.

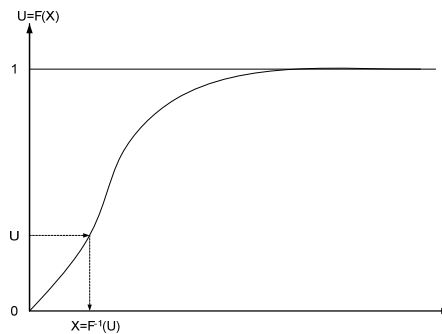


Fig. 3.2. Obținerea numerelor aleatoare neuniforme folosind funcția de repartiție

Generarea variabilelor aleatoare pe baza metodei transformării inverse reprezintă o tehnică aproximativă de calcul, dar simplă, cu un timp e calcul mai mic decât metoda directă de transformare. Valorile unei funcții cumulate de distribuție se află în intervalul $[0, 1)$. Acest interval se împarte în k intervale, care au aceeași lungime $1/k$ (de exemplu $k = 500$). Folosind metoda inversă de transformare, valorile k ale unei variabile aleatoare pot fi calculate astfel:

$$x_i = F^{-1}\left(\frac{i-0.5}{k}\right) \quad i = \overline{1, k} \quad (3.44)$$

Această relație este exemplificată în figura 3.3.

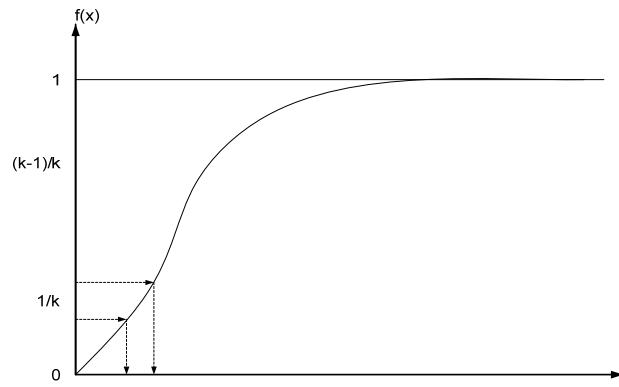


Fig. 3.3. Obținerea numerelor aleatoare neuniforme folosind funcția de probabilitate cumulată

3.2.6.3. Simularea unei variabile aleatoare cu repartiție exponențială

Metoda transformării inverse: Funcția densitate de probabilitate pentru repartiția exponențială are următoarea expresie [Billinton1994], [Velicescu2005]:

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \quad (3.45)$$

Funcția de repartiție corespunzătoare este:

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda x} \quad (3.46)$$

Prin metoda transformării inverse avem:

$$U = F(x) = 1 - e^{-\lambda x} \quad (3.47)$$

și prin urmare:

$$X = F^{-1}(U) = -\frac{1}{\lambda} \ln(1-U) \quad (3.48)$$

Atâta timp cât $(1-U)$ este uniform distribuit, la fel ca și U pe intervalul $[0, 1)$, rezultând:

$$X = -\frac{1}{\lambda} \ln U \quad (3.44)$$

unde U este un număr aleatoriu uniform distribuit și X repartizat după o distribuție exponențială.

3.2.6.4. Simularea unei variabile aleatoare normal distribuite

Metoda Box-Muller: Această metodă de simulare este cea mai performantă metodă de a genera numere aleatoare normal distribuite și se bazează pe următoarea proprietate, și anume: Dacă U_1 și U_2 sunt două numere aleatoare independente și uniform distribuite pe intervalul $[0, 1)$, atunci:

$$\begin{aligned} X_1 &= \sqrt{-2 \ln U_1} \cos(2\pi U_2) \\ X_2 &= \sqrt{-2 \ln U_1} \sin(2\pi U_2) \end{aligned} \quad (3.49)$$

sunt doi vectori aleatori independenți uniform distribuiți.

Algoritmul de generare a două distribuții normale simultane este următorul:

Pasul 1: Se generează două numere aleatoare uniform distribuite pe intervalul $[0, 1)$,

Pasul 2: Se calculează X_1 și X_2 cu relația (3.49).

3.2.6.5. Simularea unei variabile aleatoare după alte distribuții

Se vor prezenta în continuare algoritmi de generare a distribuțiilor normale logaritmice, Weibull și Gama pentru numere aleatoare, care sunt utilizate, de asemenea, în evaluarea fiabilității sistemelor electroenergetice.

3.2.6.5.1. Distribuția normală logaritmică sau lognormală

În evaluarea fiabilității, timpul de reparare a unei componente este uneori considerat ca fiind o variabilă aleatoare distribuită după o lege normal logaritmică, având următoarea formă a funcției densitate de probabilitate:

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma y}} e^{\left[\frac{-(\ln y - \mu)}{2\sigma^2} \right]} & (0 < y < \infty) \\ 0 & (y \leq 0) \end{cases} \quad (3.50)$$

Dacă X este o variabilă distribuită normal, atunci $Y = e^X$ are o distribuție normal logaritmică. Acest lucru este valabil pentru că relația (3.50) poate fi obținută relația generală dintre funcțiile densitate de probabilitate ale variabilelor X și Y .

$$f(Y) = f(X) \left| \frac{dX}{dY} \right| \quad (3.51)$$

Trebuie menționat că μ și σ nu sunt media și dispersia distribuției normal logaritmice. Ele sunt media și dispersia distribuției normale corespunzătoare distribuției normal logaritmice. Media și dispersia distribuției normal logaritmice, trebuie calculate cu următoarele relații:

$$\begin{aligned} E(t) &= e^{\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)} \\ V(t) &= e^{(2\mu + \sigma^2)} \left[e^{\sigma^2} - 1 \right] \end{aligned} \quad (3.52)$$

Algoritmul de generare a unei distribuții normal logaritmice este următorul:

Pasul 1: Se generează o variabilă aleatoare Z după o distribuție normală.

Pasul 2: $X = \mu + \sigma Z$, unde μ și σ sunt parametrii din relația (3.50). Dacă media și dispersia distribuției normal logaritmice se cunosc, parametrii μ și σ pot fi calculați cu ajutorul relațiilor:

$$\begin{aligned} \mu &= \ln \left[\frac{E^2}{(V + E^2)^{1/2}} \right] \\ \sigma^2 &= \ln \left(\frac{V + E^2}{E^2} \right) \end{aligned} \quad (3.53)$$

unde E și V sunt media și dispersia distribuției normal logaritmice.

Pasul 3: $Y = e^X$ unde Y este o variabilă aleatoare cu o distribuție normal logaritmice.

3.2.6.5.2. Distribuția Weibull

Această distribuție are expresia funcției densitate de probabilitate [Wenyuan2011], [Velicescu2005]:

$$f(x) = \frac{\beta}{a^\beta} x^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x}{a}\right)^\beta} \quad (3.54)$$

unde $0 \leq x < \infty$, $a > 0$ și $\beta > 0$. a este parametru de scară și β este parametru de formă. Funcția de repartiție corespunzătoare este:

$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{a}\right)^\beta} \quad (3.55)$$

Prin metoda transformării inverse avem:

$$U = F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{a}\right)^\beta} \quad (3.56)$$

și

$$X = a - [-\ln(1-U)]^{1/\beta} \quad (3.57)$$

unde U este o variabilă aleatoare uniform distribuită pe intervalul $[0, 1)$. Atâta timp cât $(1-U)$ este uniform distribuit, la fel ca și U pe intervalul $[0, 1)$, (3.57) devine:

$$X = a - [-\ln(U)]^{1/\beta} \quad (3.58)$$

Algoritmul de generare a unei distribuții Weibull este următorul:

Pasul 1: Se generează un număr U aleator uniform distribuit pe intervalul $[0, 1)$.

Pasul 2: Se calculează X din (3.58).

3.2.6.5.3. Distribuția Gama

Această distribuție are expresia funcției densitate de probabilitate:

$$f(x) = \frac{x^{\beta-1}}{a^\beta \Gamma(\beta)} e^{-\left(\frac{x}{a}\right)} \quad (3.59)$$

unde $0 \leq x < \infty$, $a > 0$ și $\beta > 0$ și sunt date de $G(\beta, a)$. Dacă $\beta = 1$ distribuția Gama devine o distribuție exponențială cu parametru $1/a$. Dacă β este un număr întreg, distribuția Gama este cunoscută ca și o distribuție Erlangian. Se demonstrează în [Rubinstein 1981] ca dacă $X_i (i = 1, \dots, n)$ este un vector aleator

independent cu o distribuție $G(\beta, a)$, atunci $X = \sum_{i=1}^n X_i$ este o variabilă aleatoare cu

o distribuție $G(\beta, a)$, unde $\beta = \sum_{i=1}^n \beta_i$. Distribuția Erlangian cu parametru $\beta = n$ se

poate obține prin însumarea a n exponențiale aleatoare cu parametru $1/a$, care este:

$$X = a \sum_{i=1}^n (-\ln U_i) = -a \ln \prod_{i=1}^n U_i \quad (3.60)$$

Algoritmul de generare a unei distribuții Gama este următorul:

Pasul 1: Se generează un vector $U_i (i = 1, \dots, n)$ cu n numere aleatoare independente, distribuite uniform pe intervalul $[0, 1]$, unde n este un număr întreg β .

Pasul 2: Se calculează X din (3.60).

3.3. Metode de simulare în evaluarea fiabilității

3.3.1. Simularea stării sistemului

Starea unui sistem depinde de starea tuturor componentelor și starea fiecărei componente poate fi determinată prin simularea stării componente prin probabilitatea acestei stări [Henley 1992], [Billinton1991].

Comportamentul fiecărei componente poate fi descris cu ajutorul unei distribuții uniforme pe intervalul $[0, 1]$. Pentru fiecare componentă se consideră că pot apărea doar două stări, de succes în funcționare și de defect, iar defectările sunt considerate ca evenimente independente. Fie S_i starea caracteristică componente i și PD_i probabilitatea de defect a componente respective. Pentru fiecare componentă i se generează aleator un număr N_i distribuit uniform pe intervalul $[0, 1]$:

$$S_i = \begin{cases} 0 \text{ (stare de succes)} & \text{dacă } N_i \geq PD_i \\ 1 \text{ (stare de defect)} & \text{dacă } 0 \leq N_i < PD_i \end{cases} \quad (3.61)$$

Dacă sistemul este compus din m componente, atunci starea sistemului este exprimată cu ajutorul vectorului S , care cuprinde starea fiecărei componente:

$$S = (S_1, \dots, S_i, \dots, S_m) \quad (3.62)$$

Presupunând că probabilitatea unei stări a sistemului este $P(S)$ și funcția de fiabilitate este $F(S)$, media ei pentru toate stările sistemului este dată de următoare relația [Billinton1994]:

$$E(F) = \sum_{S \in G} F(S)P(S) \quad (3.63)$$

unde G reprezintă setul de valori al stărilor unui sistem.

Dacă se înlocuiește probabilitatea stării fiecărui sistem $P(S)$ cu frecvența relativă de apariție a stării S , se obține:

$$E(F) = \sum_{S \in G} F(S) \frac{n(S)}{N} \quad (3.64)$$

unde N reprezintă numărul total de stări evaluate și $n(S)$ reprezintă frecvența de apariție a stării S în cadrul eșantionului.

Avantajele acestei metode sunt:

1. Eșantionarea este relativ simplă. Este necesar numai să se genereze numere uniform distribuite pe intervalul $[0, 1)$. Nu este necesar să se aleagă o funcție de distribuție.
2. Se cer puține date de fiabilitate a sistemelor. Se cer doar probabilitățile stărilor componentelor.
3. Se poate aplica pentru componente ale sistemului care au funcții de probabilitate analitice diferite.
4. Această metodă se poate aplica nu numai pentru evenimentele de nefuncționare a componentelor unui sistem, ci ea poate fi generalizată pentru eșantionarea stărilor altor parametri care pot fi luați în calcul în evaluarea fiabilității unui sistem electroenergetic, ca de exemplu sarcina de la consumatori, starea vremii sau volumul hidrografic, etc.

Dezavantajele acestei metode constau în faptul că nu poate fi folosită pentru calculul indicilor de frecvență.

3.3.2. Simularea duratei de acoperire a stării

Această metodă se bazează pe eșantionarea distribuției de probabilitate a duratei stării unei componente. În această abordare procesele de tranziție dintre stările sistemului se simulează începând cu simularea tranzițiilor pentru toate componentele. Combinarea cronologică a acestora determină cronologia stărilor sistemului [Endrenyi1978], [Kleijnen1975].

Dacă se consideră numai două stări a fiecărei componente cu acceptarea legii exponențiale pentru repartițiile timpilor de funcționare și de reparare, rezultă succesiunea simulării.

Această metodă poate fi rezumată în câțiva pași:

Pasul 1: Se specifică starea inițială a fiecărei componente. În general, se presupune că inițial toate componentele se află în stare de funcționare sau în stare de succes.

Pasul 2: Pentru fiecare componentă se reține durata stării prezente. De exemplu, dacă avem o distribuție exponențială, valoarea duratei unei stări se poate calcula astfel:

$$T_i = -\frac{1}{\lambda_i} \ln(U_i) \quad (3.65)$$

unde U_i este un număr generat aleator, uniform distribuit pe intervalul $[0, 1)$, corespunzător unei componente i . Dacă starea prezentă este caracterizată de succes, atunci λ_i reprezintă intensitatea de defect a acelei componente. Dacă starea prezentă este de nefuncționare, atunci λ_i reprezintă intensitatea de reperare a acelei componente.

Pasul 3: Se repetă *Pasul 2* un interval de timp stabilit și se înregistrează eșantionul de valori pentru durata fiecărei stări a tuturor componentelor. În intervalul de timp considerat, se poate obține pentru fiecare componentă, cronologia tranzițiilor stărilor și care au aliorile reprezentate în figura 3.4.

Pasul 4: Cronologia proceselor de tranziție a stării sistemului pot fi obținute prin combinarea cronologică a proceselor de tranziție a stărilor componente pentru toate componentele sistemului, după cum este prezentat și în figura 3.5.

Pasul 5: Analiza sistemului conduce la obținerea indicelui de fiabilitate $F(S)$, care este folosit apoi pentru calculul $E(F)$, pentru fiecare stare diferită a sistemului.

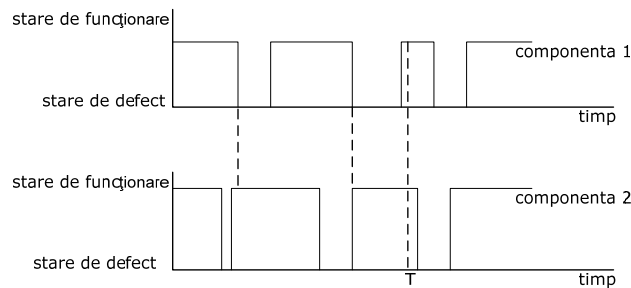


Fig. 3.4. Cronologia procesului de tranziție a stărilor componentelor

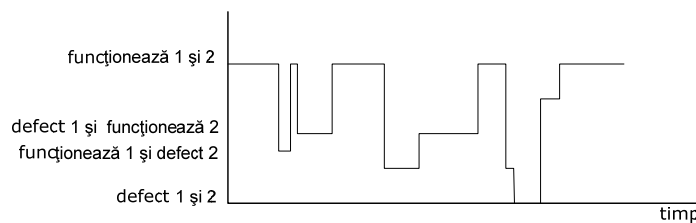


Fig. 3.5. Cronologia procesului tranziției stărilor sistemului

Avantajele acestei metode sunt:

1. Este ușor de folosit pentru a calcula indicele frecvențelor stărilor.
2. Se poate considera ușor distribuția duratei oricărei stări.
3. Se poate calcula adițional distribuțiile statistice ale indicilor de fiabilitate ale sistemului.

Dezavantajele acestei metode sunt:

1. În comparație cu cealaltă metodă prezentată anterior, timpul de calcul este mai mare pentru că după ce se generează un număr aleator urmează asocierea unei distribuții pentru fiecare componentă și reținerea informației pentru cronologia tranzițiilor stărilor componentelor pentru toate componentele pe întregul interval de timp considerat.
2. Sunt necesari parametrii pentru toate duratele stărilor tuturor componentelor. Acest lucru poate fi complicat pentru cazul componentelor cu mai multe stări posibile.

3.3.3. Simularea tranzițiilor dintre stările sistemului

Se consideră un sistem care are m componente și că durata stării fiecărei componente este repartizată după o distribuție exponențială. Se mai consideră că sistemul poate să treacă prin mai multe stări, $\{S^{(1)}, \dots, S^{(n)}\} = G$, unde G reprezintă spațiul stărilor. Se presupune că starea prezentă a sistemului este $S^{(k)}$ și

intensitatea de tranziție a fiecărei componente în raport cu $S^{(k)}$ este $\lambda_i (i = \overline{1, m})$. T_i reprezintă durata stării componente i corespunzătoare stării sistemului $S^{(k)}$ și prin urmare, avem relația funcției densitate de probabilitate: $f_i(t) = \lambda_i e^{-\lambda_i \cdot t}$. Schimbarea stării sistemului depinde aleatoriu de durata stării componente care își părăsește cel mai repede starea prezentă. De exemplu durata T a stării sistemului $S^{(k)}$ este o variabilă aleatoare care poate fi exprimată astfel:

$$T = \min_i \{T_i\} \quad (3.66)$$

Se poate demonstra [Henley1992], [Billinton1993] că dacă durata stării fiecărei componente T_i este repartizată după o lege exponențială cu parametru λ_i , atunci și variabila aleatoare T este distribuită după o lege exponențială cu parametru $\lambda = \sum_{i=1}^m \lambda_i e^{-\sum_{i=1}^m \lambda_i \cdot t}$. De exemplu, variabila aleatoare T are funcția densitate de probabilitate:

$$f(t) = \sum_{i=1}^m \lambda_i e^{-\sum_{i=1}^m \lambda_i \cdot t} \quad (3.67)$$

Dacă se presupune că starea sistemului $S^{(k)}$ începe de la valoarea 0 și tranziția sistemului la starea $S^{(k+1)}$ are loc la momentul t_0 , probabilitatea acestei tranziții este influențată de probabilitatea condiționată a părăsirii stării prezente a componente j : $P_j = P(T_j = t_0 / T = t_0)$. Dacă se ține cont de definiția probabilității condiționate și de ecuația (3.66), atunci:

$$\begin{aligned} P_j &= P(T_j = t_0 / T = t_0) = P(T_j = t_0 \cap T = t_0) / P(T = t_0) \\ &= P[T_j = t_0 \cap (T_i \geq t_0, i = \overline{1, m})] / P(T = t_0) \\ &= P(T_j = t_0) \prod_{i=1, i \neq j}^m P(T_i \geq t_0) / P(T = t_0) \end{aligned} \quad (3.68)$$

Pentru că $T_i (i = \overline{1, m})$ și T sunt repartizate după o lege exponențială, atunci:

$$P(T_i \geq t_0) = \int_{t_0}^{\infty} \lambda_i e^{-\lambda_i \cdot t} dt = e^{-\lambda_i \cdot t_0} \quad (3.69)$$

$$P(T_j = t_0) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left(\lambda_j e^{-\lambda_j \cdot t_0} \right) \Delta t \quad (3.70)$$

$$P(T = t_0) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left(\sum_{i=1}^m \lambda_i e^{\left(-\sum_{i=1}^m \lambda_i \cdot t_0 \right)} \right) \Delta t \quad (3.71)$$

Dacă se înlocuiesc relațiile (3.69), (3.70) și (3.71) în relația (3.67) se va obține:

$$P_j = P(T_j = t_0 / T = t_0) = \lambda_j / \sum_{i=1}^m \lambda_i \quad (3.72)$$

Trecerea la o altă stare a oricărei componente din sistem conduce la modificarea stării sistemului. Drept consecință, pornind de la starea $S^{(k)}$, dacă sistemul conține m componente atunci el poate avea m posibilități de a ajunge la o anumită stare prezentă. Probabilitatea ca sistemul să ajungă la una din aceste stări posibile este redată în relația (3.72) și este evident că:

$$\sum_{j=1}^m P_j = 1 \quad (3.73)$$

Prin urmare, următoarea stare a sistemului poate fi determinată prin următoarea simplă simulare. Probabilitățile celor m stări posibile sunt plasate succesiv în intervalul $[0, 1)$, după cum este reprezentat în figura 3.6.

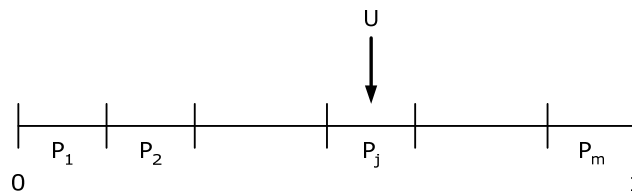


Fig. 3.6. Explicarea tranziție stărilor sistemului

Se generează un număr aleatoriu U uniform distribuit pe intervalul $[0, 1)$. Dacă valoarea lui U se află în intervalul corespunzător lui P_j , aceasta înseamnă că modificarea stării componente j conduce la următoare stare în care se va afla sistemul. Printr-un astfel de procedeu se poate obține o secvență lungă de stări diferite ale sistemului și se poate evalua probabilitatea fiecărei din aceste stări.

Avantajele acestei metode constau în:

1. Se poate calcula indici de frecvență ai stărilor fără a fi nevoie de funcții de distribuție și de stocarea informațiilor cronologice ca și în cazul simulării duratei stărilor.

2. Față de prima metodă, care necesită m numere aleatoare pentru a se obține starea sistemului care are m componente, această metodă necesită un singur număr aleatoriu pentru a stabili starea sistemului.

Dezavantajul acestei metode îl reprezintă faptul că duratele stărilor componentelor sunt repartizate doar după o distribuție exponențială. Dar trebuie subliniat și faptul că distribuția exponențială este distribuția cea mai folosită în procesul de analiza a fiabilității unui sistem.

3.4. Estimarea puterii generate de un sistem

Această estimare este utilă și necesară pentru a se evalua dacă un sistem are capacitatea de generare necesară pentru a satisface consumul de putere. Estimarea se poate face prin metode analitice sau cu ajutorul metodei Monte Carlo. O serie de metode analitice folosite în estimarea capacității de generare sunt prezentate în următoarea listă de referință: [Allan 1984], [Allan1988], [Billinton1966], [Billinton1972], [Billinton1984], [Billinton1988], [IEEE Committee Report 1978], [Wenyuan2011]. În continuare, nu se vor prezenta metodele analitice de estimare, ci aplicarea metodei Monte Carlo în evaluarea estimării putere generate de un sistem.

Există câteva situații când este mai preferabil folosirea metodei Monte Carlo decât a metodelor analitice:

1. Când se iau în considerare rezultate care depind de ordinea lor de apariție și de timp.
2. Modelarea încărcării unităților generatoare care acoperă vârful de sarcină.
3. Când se iau în considerare distribuții care nu sunt exponențiale pentru timpul de ocupare a unei stări a unei componente din sistem.
4. Când se cer indicatori fiabilistici în sistemele electrice de distribuție.
5. În considerarea în sistemele extinse a unui număr mare de stări neadekvate.

Estimarea corespunzătoare a puterii generate se referă la două tipuri de analizări: pe sisteme cu o singură zonă și pe sisteme cu mai multe zone interconectate. Analiza făcută pe un sistem cu o singură zonă reprezintă baza de analiză și pentru sistemele cu mai multe zone interconectate. Există două metode fundamentale pentru această analiză: modelarea duratei stării și modelarea stării sistemului.

În continuare se va descrie și exemplifica prima metodă de analiză, pentru un sistem cu o singură zonă.

3.4.1. Analiza prin metoda simulării duratei de ocupare a stării prin estimarea puterii generate de un sistem cu o singură zonă

Așa cum s-a descris anterior, există trei metode de simulare de bază pentru analiza fiabilității. Metodele de modelare a duratei stării și de modelare a stării sistemului sunt considerate adesea ca fiind metode secvențiale, pentru că se realizează în timp sau pentru că stările sistemului sunt considerate în ordinea lor de apariție. În mod corespunzător, metoda modelării stării sistemului este nesecvențială pentru că se consideră fiecare moment de timp sau pentru că stările sistemului sunt considerate independente unele de altele.

În această parte se va analiza estimarea puterii generate pe un sistem cu o singură zonă cu metoda modelării duratei stării. Principalele avantaje ale acestei metode sunt:

1. Frecvența de apariție a stărilor poate fi ușor calculată.
2. Se poate considera distribuția duratei unei sări ca fiind neexponențială.
3. Se modelează ușor ciclul unității generatoare de acoperire a vârfului de sarcină.

Principali pași de calcul

Metoda modelării duratei stării se aplică după următorul algoritm [Gan1991]:

Primul pas: într-o perioadă de timp, considerată de studiu, se generează pentru fiecare unitate de generare o succesiune de valori, care constau din timpul de funcționare (TF), când se produce putere și timpul de defect (TD), când unitatea nu este în funcțiune. Cu aceste valori se realizează, pentru fiecare unitate de generare, un grafic în două axe de coordonate și apoi se obține graficul corespunzător combinării lor, așa cum este reprezentat în figura 3.7.

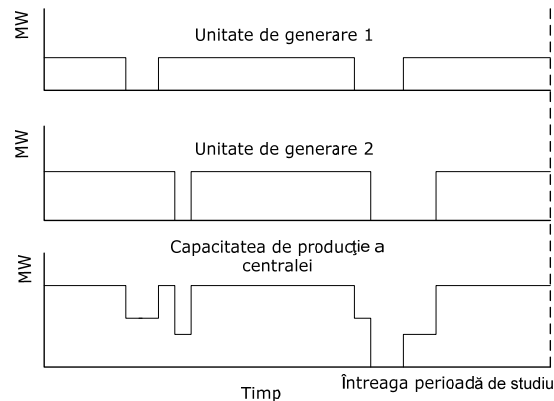


Fig. 3.7. Cronologia capacității de generare a fiecărei unități generatoare, precum și a întregului sistem

Al doilea pas: peste graficul care indică capacitatea de producție se suprapune curba orară de sarcină pentru a se determina zonele orare unde generarea este mai scăzută decât cererea. Acest lucru este prezentat grafic în figura 3.8.

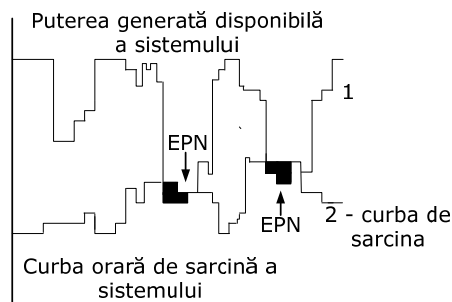


Fig. 3.8. Suprapunerea curbelor de generare 1 și de consum 2

Al treilea pas: se calculează indicatorii de fiabilitate. Pentru fiecare set de valori monitorizat pe perioada unui an de zile, de exemplu pentru anul i , indicatorii

de fiabilitate: *perioada de neacoperire a sarcinii* (PNS_i), exprimată în ore, *sarcină neacoperită* (SN_i) și *energia nelivrată* (EN_i), exprimată în *MWh* se pot calcula din graficele de mai sus în zonele unde cererea este mai mare decât oferta.

Dacă numărul de valori monitorizate într-un an de zile este N , atunci indicatorii de fiabilitate se vor calcula astfel:

(1) Durata de neacoperire a sarcinii (DNS), exprimată în h/an :

$$DNS = \frac{\sum_{i=1}^N PNS_i}{N} \quad (3.74)$$

(2) Energia probabil nelivrată (EPN), exprimată în MWh/an :

$$EPN = \frac{\sum_{i=1}^N EN_i}{N} \quad (3.75)$$

(3) Frecvența de neacoperire a sarcinii (FNS), exprimată în *aparitii/an*:

$$FNS = \frac{\sum_{i=1}^N SN_i}{N} \quad (3.76)$$

3.4.2. Modelarea unităților generatoare

După cum se poate observa din pașii algoritmului prezentat anterior, cel mai important factor îl reprezintă modelarea unității generatoare, după care nu rămâne altceva de făcut decât să se combine secvențele de funcționare și să se obțină graficul care indică capacitatea sistemului de a genera. Peste acest grafic se suprapune curba orară de sarcină și apoi se pot calcula indicatorii de fiabilitate.

Unitățile generatoare pot să fie de două tipuri: cele care acoperă baza consumului și cele care acoperă vârful de sarcină. Generatoarele care acoperă baza consumului au un timp de funcționare mai lung, deci pot să aibă mai multe cicluri în care se poate modifica starea de la funcționare la defect, decât generatoarele care acoperă vârful de sarcină și care au un timp mai redus de funcționare. Dar pentru ambele tipuri de generatoare se pot folosi astfel de diagrame care arată starea lor pe durata unui timp de funcționare.

a) Modelul cu două stări posibile pentru unitățile generatoare de bază

În figura 3.9. se prezintă un model a unui generator cu două stări posibile: de funcționare și de defect. Pentru ambele stări, durata uneia este repartizată după o distribuție exponențială. În această figură, MTF reprezintă media timpului de funcționare și MTD reprezintă media timpului de defect.

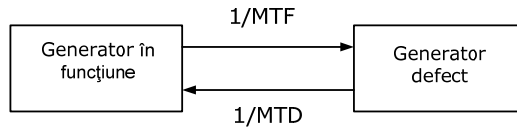


Fig. 3.9. Modelul a două stări pentru o unitate generatoare

Eșantionul de valori al timpilor de funcționare TF și al timpilor de defect TD se poate obține prin generarea de valori aleatoare după o distribuție exponențială, cu parametrii $\lambda = 1/MTF$ și $\mu = 1/MTD$:

$$TF = -MTF \ln(U) \tag{3.77}$$

și

$$TD = -MTD \ln(U') \tag{3.78}$$

unde U și U' sunt seturi de valori generate aleator și uniform distribuite pe intervalul $[0, 1)$.

Ciclul funcționare-defect al unităților cu două stări poate fi generat prin simularea de valori pentru TF și TD ca în figura 3.10:

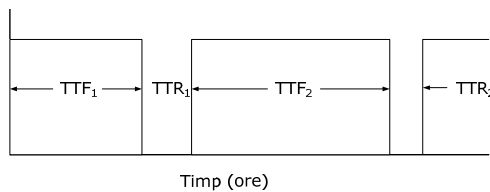


Fig.3.10. Ciclu funcționare-defect-funcționare pentru un generator cu două stări de funcționare

b) Modelul cu o stare suplimentară de funcționare la putere redusă generată de o unitate generatoare de bază

Un generator poate să funcționeze la o capacitate de generare mai mică decât cea maximă pentru care a fost proiectat. Diagrama pentru cele trei stări posibile în care se poate afla un generator este reprezentată în figura 3.11, unde λ_{ij} reprezintă intensitatea tranziției de la starea i la starea j .

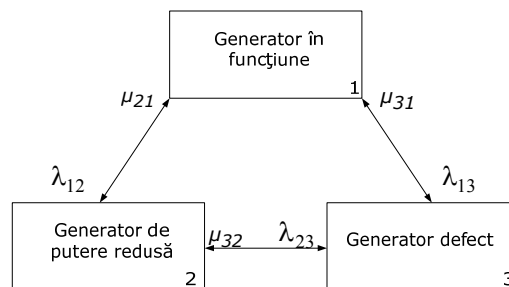


Fig. 3.11. Diagrama celor trei stări ale unei unități generatoare

Dacă generatorul este în stare de funcționare la începutul simulării, atunci când își modifică starea el poate să ajungă în stare de defect sau în starea în care

este redusă cantitatea de putere generată. Dacă generatorul tranzitează spre starea cu reducere a puterii generate, atunci timpul stării de funcționare se va calcula:

$$T_{funcționare_1} = -\frac{1}{\lambda_{12}} \ln(U_1) \quad (3.79)$$

Dacă tranziția se face spre starea de defect, atunci timpul stării de funcționare se va calcula astfel:

$$T_{funcționare_2} = -\frac{1}{\lambda_{13}} \ln(U_2) \quad (3.80)$$

unde U_1 și U_2 sunt două numere aleator generate uniform distribuite pe intervalul $[0, 1)$. Valoarea timpului pentru starea de funcționare este:

$$T_{funcționare} = \min\{T_{funcționare_1}, T_{funcționare_2}\} \quad (3.81)$$

Din relația (3.81) se poate determina și următoarea stare spre care tranzitează generatorul. Dacă $T_{funcționare} = T_{funcționare_1}$ starea următoare va fi o stare în care puterea generată va fi redusă. Dacă $T_{funcționare} = T_{funcționare_2}$ starea următoare va fi starea de defect. Așadar, se poate obține un eșantion prin simulări ale timpilor fiecărei stări, așa cum este prezentat și în figura 3.12. Această tehnică de simulare se poate generaliza pentru cazuri când avem mai multe stări cu diferite reduceri a puterii generate.

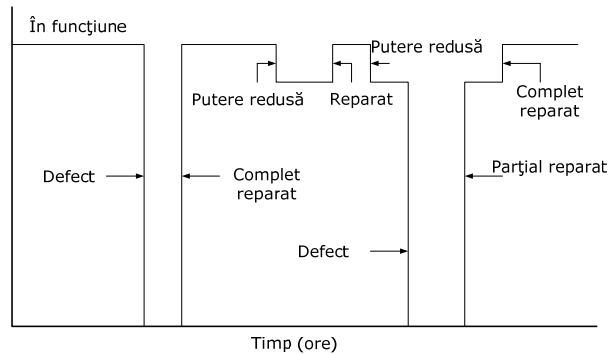


Fig. 3.12. Un ciclu de tranziții pentru modelul cu trei stări posibile

c) Modelul unității generatoare care acoperă vârful de sarcină

Tehnica prin care se modelează un generator de bază nu este adecvată pentru modelarea unui generator care acoperă vârful de sarcină. Acest lucru se datorează faptului că în situația unui generator acoperitor de vârf de sarcină poate să existe situația când nu este în funcționare, dar sistemul să nu aibă nevoie de el sau să fie în stare de funcționare, dar să intre în funcțiune numai când este nevoie

de putere generată. IEEE Task Group au propus patru modele de stare pentru unitățile generatoare care acoperă vârful de sarcină, prezentate în figura 3.13. [IEEE Task Group]

Parametrii din figura 3.13 au următoarele semnificații: T reprezintă media timpului de ocupare a stării de rezervă, între două perioade când este necesară puterea debitată de acel generator, excluzându-se perioada de revizie programată; S reprezintă media timpului a stării de funcționare când există solicitare din partea sarcinii; m reprezintă media timpului de funcționare între două defecte, excluzându-se perioada de nefuncționare din cauza unui defect din start; r reprezintă media timpului de reparare pentru un defect curent; P_S reprezintă probabilitatea unui defect la start, rezultat din imposibilitatea acoperirii sarcinii pe perioada totală sau parțială a cererii.

Procedeul de simulare pentru o unitate generatoare care acoperă vârful de sarcină se poate explica astfel: Prima oară se obține modelul capacității marginale, prezentat în figura 3.8, fără a se considera unitățile generatoare care acoperă vârful de sarcină. Momentele de start și timpii în funcționare ceruți, corespunzători lui S ai unităților generatoare solicitate de vârful de sarcină, pot fi determinați din acest model (a se vedea părțile hașurate din figură). Atunci se pot introduce unitățile generatoare solicitate de vârful de sarcină, pentru a modifica modelul capacității marginale a sistemului. De fiecare dată când este necesară o unitate generatoare care acoperă vârful de sarcină se generează un număr uniform distribuit pe intervalul $[0, 1)$. Dacă acest număr este mai mic decât P_S atunci se simulează faptul că generatorul nu poate intra în starea de funcționare, altfel generatorul intră în stare de funcționare. Dacă generatorul intră în stare de funcționare, atunci se atribuie o valoare variabilei m . Dacă generatorul nu mai este necesar, înainte de a apărea starea de defect (când de exemplu timpul de funcționare este mai mic decât timpul de defect), atunci se află în acea stare în perioada timpului de funcționare. Dacă generatorul se defectează în timpul perioadei de funcționare, se va atribui o valoare variabilei r . Dacă în sistem nu mai este nevoie de acel generator, după ce este reparat, el intră în stare de rezervă. Această analiză se aplică tuturor momentelor când în sistem este nevoie de putere oferită de unitățile generatoare care acoperă vârful de sarcină.

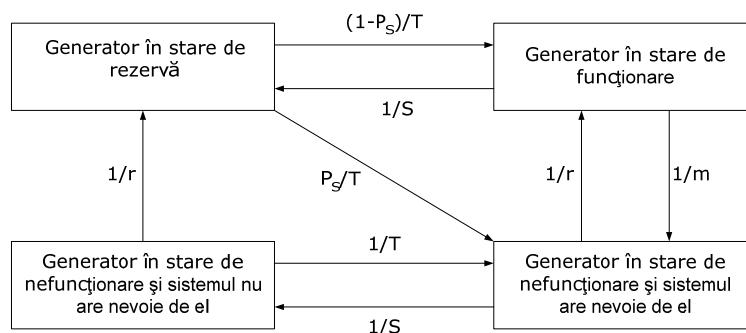


Fig. 3.13. Patru modele de stări pentru unitatea generatoare care acoperă vârful de sarcină

3.4.3. Condițiile de oprire a simulării Monte Carlo

Convergența procesului de simulare Monte Carlo este fluctuantă. Dacă simularea converge, atunci indicatorii estimați se vor apropia de valorile lor „reale”. Simularea ar trebui să se termine când indicatorii de fiabilitate estimați îndeplinesc un anumit grad de siguranță. Condițiile de oprire se impun pentru a se realiza un compromis între nivelul de acuratețe dorit al rezultatelor și timpul de simulare.

Coeficientul de variație este un coeficient folosit adesea în criteriul de convergență al simulării Monte Carlo. Coeficientul de variație a unei mărimi se definește astfel:

$$a = \frac{\sigma}{E(X)} \quad (3.82)$$

unde $E(X)$ reprezintă media acelei mărimi și σ reprezintă dispersia. O serie de evaluări au demonstrat că coeficientul de variație al mărimii EPN are viteza de convergență cea mai scăzută în comparație cu alte mărimi. Prin urmare, când este nevoie să se calculeze mai mulți indicatori fiabilistici, printre care și EPN , criteriul de convergență va fi stabilit de coeficientul de variație al acestuia.

Se pot folosi două condiții de oprire:

1. Simularea se oprește când coeficientul de variație este mai mic decât o valoare impusă ca toleranță.
2. Simularea se oprește după un anumit număr de iterații impus, după care de verifică dacă coeficienții de variație sunt acceptabili ca valoare. Dacă nu, se crește numărul de iterații.

Aceste două condiții sunt general valabile.

3.5. Specificul simulării Monte Carlo ca metodă de studiu a fiabilității funcțiilor sistemului electroenergetic

Studiile de fiabilitate sunt motivate de necesitatea de evaluare a costului total în sistem pentru variantele posibile de extindere ale acestuia, considerând nivelele de fiabilitate impuse și riscuri asumate. Se poate discuta de valoarea unei unități de energie nelivrată [u.m./kWh] acceptată să apară pentru un nivel de fiabilitate specificat.

Metoda de simulare Monte Carlo este acceptată în general pentru zona generării și transportului energiei electrice. Ea poate fi aplicată într-o secvență orară cronologică pentru o perioadă precizată, de obicei anuală, sau pentru o perioadă considerată aleatorie selectată din perioada totală de studiu.

Metoda Monte Carlo oferă numeroase avantaje:

- poate examina posibilități multiple de extindere ale sistemelor complexe;
- admite simpla modificări ale variabilelor aleatorii de intrare;
- oferă posibilități de sinteză a rezultatelor finale cu păstrarea descrierilor de detaliu privind evenimentele care influențează aceste rezultate.

Dezavantajele simulării Monte Carlo constă în timpul mare de calcul necesar determinat de numărul mare de simulări necesare asigurării convergenței rezultatelor de calcul.

Modelele utilizate se referă la modelul sarcinii, al modurilor de defectare acceptate pentru generatoare și elementelor de transport, cât și acceptarea influențelor atmosferice asupra funcționării tuturor elementelor din sistem. Se pot evidenția modelele unor politici de optimizare a costurilor pentru nivele de fiabilitate acceptate.

În simularea Monte Carlo se parcurg următoarele trepte de estimare:

- se interpune necesarul de sarcină electrică cu puterea totală disponibilă;
- dacă se adoptă o politică de „cost-fiabilitate” se trece la încărcarea generatoarelor din noduri pe baza unei liste de priorități a costurilor specifice;
- se estimează circulația de puteri pe elementele componente ale sistemului;
- la apariția unei congestii se apelează la politica de încărcare a generatoarelor și liniilor pentru limitarea efectelor;
- dacă limitele de supraîncărcare sunt depășite, se acceptă o sacrificare a sarcinii pentru aducerea acestor supraîncărcări la valorile acceptate;

Evaluarea adecvabilității și a securității funcționării urmărește evaluarea probabilistică a cazurilor periculoase care pot fi eventual examinate prin alte criterii.

Rezultatele finale ale simulării prin metoda Monte Carlo fundamentează alegerea structurii optime viitoare a sistemului cu posibilitatea comparării fiabilității mărite obținută printr-o dezvoltare a sistemului de transport și distribuție în comparație cu creșterea costurilor echipamentelor adiționale necesare a fi achiziționate datorită creșterii curenților de scurtcircuit.

3.6. Utilizarea concretă a simulării Monte Carlo în sistemele electroenergetice

Simularea Monte Carlo, datorită gradului mare de generalizare, în sensul că poate modela repartiții de variabile aleatorii de legi de probabilitate diferite, este folosită în studiul funcționării sistemelor electrice, atât ca metodă în sine individualizată cât și ca posibilitate de validare prin comparare a unor modele probabilistice, utilizând concepte analitice proprii.

Unele din problemele abordate în simularea funcționării sistemelor electrice ar fi următoarele:

a) Estimarea variațiilor capacităților de transfer de putere din rețelele electrice datorită fluctuațiilor de sarcină și a avarierii echipamentelor [Aselmo2007]. Toate comportările aleatorii se simulează prin metoda Monte Carlo, pentru fiecare stare generată a sistemului se utilizează o circulație liniarizată optimă de putere. Sarcina electrică pentru un palier este simulată prin metoda Box-Muller [Petrișor2006] [Billinton1994], utilizând media sarcinii și a abaterii cunoscute din prognoză.

Capacitățile puterilor de transfer pe linii sunt simulate după o lege exponențială în timp [Billinton1994], rezultând cronologia capacității de transfer de putere după considerarea curbei de sarcină anterior simulată. Se utilizează mai apoi media estimată pentru capacitatea de transport a rețelei.

Evaluarea capacităților de transfer ajută la abordarea economică a vânzării și achiziționării puterii în nodurile rețelei prin asocierea cu contractele bilaterale de tranzacție [Aselmo2007].

b) În [Goswami2007], [Zhang2002] simularea Monte Carlo este utilizată pentru validarea estimării valorii marginale a puterii de transfer din rețelele electrice. În prealabil se definește incertitudinea globală a puterii de transfer funcție de numărul de incertitudini acceptat legat de incertitudinile puterii generate, puterea aleatoare cerută de consumatori și topologia sistemului electric.

Modelul analitic propus estimează valoarea marginală a puterii transferate după adoptarea unei probabilități acceptate pentru domeniul puterilor transferate considerate repartizate Gauss-Laplace. Rezultatul este validat folosind 10.000 de simulări Monte Carlo pentru configurația aleasă.

c) Modelarea sarcinilor electrice rezidențiale din rețelele de joasă tensiune și impactul acestora asupra problemei reglajului tensiunii, se realizează tot prin simularea Monte Carlo [McQueen2005]. În prima fază se utilizează un model de simulare Monte Carlo pentru sarcina rezidențială pentru centre rezidențiale tipice, pentru perioade specifice ale curbei de sarcină [McQueen2004] adoptându-se o distribuție Gama. Simularea Monte Carlo pentru căderile de tensiune consideră domeniile minime și maxime ale temperaturii sezoniere, echivalează consumul de energie pentru tipuri de rezidențe prin medie și dispersie și evidențiază mărimea căderilor de tensiune simulate cu cele anterior măsurate pentru aceleași condiții.

d) Estimarea eficienței maxime a repartizării distribuite în rețeaua electrică a generatoarelor de putere mică, până la 100 KW, pentru obținerea la consumatori a unui grad optim de acoperire a sarcinii [Barker2000], [Edwards2000], [Hadjsaid1999], [Hegazy2003]. Se utilizează uzual modelul cu 2 stări pentru funcționarea generatoarelor peste care se suprapune ciclic curba de sarcină. Se estimează energia neacoperită la consumator, numărul total al acestor cazuri și valoarea medie a energiei nelivrate, respectiv numărul mediu probabil al acestor situații. Algoritmii specifici de calcul pentru generarea distribuită privesc tipul de surse (eoliene, fotovoltaice, turbine mici de gaz) și modul de simulare a sarcinii și a funcționării surselor [Ameer2010], [Bucatariu2011], [Jikeng2010], [Guindo2005], [Guoquan2008], [Hadian2009], [Hadian2010], [Hlatshwayo2010], [Rocha2010], [Tautiva2008], [Xiangyu2010].

e) Simularea Monte Carlo este frecvent utilizată și în rețelele de distribuție pentru separarea configurațiilor optime precum și a modului de echipare, de exemplu cu siguranțe fuzibile sau întrerupătoare [Balijepalli1992], [Liang 1997]. Situația optimă separată este cea care oferă indicatorii de fiabilitate esențiali la valorile impuse pentru nodurile consumatoare.

f) Algoritmi prezenți pentru simulări Monte Carlo sunt utilizați în evaluarea fiabilistică a sistemelor electroenergetice de foarte înaltă tensiune în curent continuu pentru evidențierea configurației optime. Partea fiabilistică privește numărul de amplasare a convertoarelor și a reactoarelor pentru configurații diverse ale sistemului adoptat [Jing 2007], [Wang 2009], [Wei 2007]. Se elaborează indici de fiabilitate specifici funcționării sistemelor de curent continuu, precum timpul de funcționare la tensiunea înjumătățită prin defectarea unui convertor. Capacitatea de transfer de putere în sistemele hibride CA/CC împreună cu indicii de fiabilitate ai sistemului hibrid sunt elaborate prin pachete de programe folosindu-se metode deterministe MatPower cu validare prin simulări Monte Carlo [Gao2005], [Huang2009], [Liu2008], [Wei2010].

g) În rețelele de distribuție, metodele analitice complexe de evaluare probabilistică sunt validate prin simulare Monte Carlo [Brown 2003], [Coelho 2004], [Vitorino2009]. Aceste metode sunt de tipul algoritmilor genetici aplicați pentru stabilirea deciziei de reconfigurare a rețelelor de distribuție determinată de nivelul de fiabilitate dorit și de eficiența investiției impuse. Fiabilitatea configurației și

mărima pierderilor de putere sunt ponderate de coeficienți de importanță a acestora, rezultând funcția obiectiv de minimizat. Fiabilitatea rețelei este considerată prin energia probabil nelivrată și este estimată prin simularea Monte Carlo. În [Helton2003], [Jirutitijaroen2008], [Jirutitijaroen2006], [Samaan2004], [Singh2006] simularea Monte Carlo validează „simularea hipercubului Latin discret” în analiza fiabilității rețelei de distribuție. Acest instrument analitic de studiu este o funcție care estimează gradul de incertitudine când variabilele de interes sunt variabile aleatorii. Aceste variabile aleatorii pot fi energia nelivrată consumatorului datorită avariilor elementelor de sistem, respectiv timpul probabil de neacoperire a sarcinii.

h) Simularea Monte Carlo este integrată abordării fiabilității sistemelor prin utilizarea combinată cu metoda lanțurilor Markov [Ghaderi2010], [Karki2004], [Papaefthymiou2008]. Esența metodei constă din construirea matricei de tranziție dintre stări conform metodei lanțurilor Markov și apoi calculul probabilității cumulate de părăsire a stărilor. Apoi prin generări de numere aleatorii pe intervalul $[0, 1]$ pentru fiecare stare se evidențiază dacă respectiva stare de funcționare a fost simulată apoi se contorizează frecvența de apariție a tuturor stărilor și durata lor de ocupare. Procesul de simulare al ocupării fiecărei stări este oprit la atingerea unei valori impuse pentru criteriul de precizie determinat de abaterea, respectiv media probabilității stării [Karki2004]. Rezultatele finale se referă la obținerea probabilității de ocupare a stării sistemului și a indicilor de fiabilitate, în special energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii. În [Luickx2004], [Pudaruth2008], [Voorspools2006] această metodă hibrid, lanțuri Markov și Monte Carlo este aplicată pentru evaluarea pe termen lung a eficacității investițiilor în integrarea surselor eoliene într-un sistem electric. Se definește un indicator numit capacitatea de credit pentru a estima nivelul puterii generate convențional, care poate fi înlocuită prin generatoare eoliene păstrând valorile indicatorilor de fiabilitate, energia probabil nelivrată, probabilitatea pierderii sarcinii, frecvența probabilă de neacoperire a sarcinii și costul estimat al întreruperilor în nealimentare.

i) Simularea Monte Carlo, împreună cu teoria jocurilor sunt utilizate frecvent în ultimii ani în problemele de regularizare a sistemelor electroenergetice și crearea și extinderea piețelor energiei electrice [Haronabadi2010], [Haronabadi2009], [Meziane2005]. Scopul jucătorilor din piața de energie este de maximizare a profitului propriu. Aceasta depinde însă de cele patru tipuri de piață, adică piața cu competiție deschisă, piața monopol, monopolistică sau oligopolistică. Caracteristicile economice ale acestor tipuri de piețe le corespund algoritmi diferiți de evaluare a indicatorilor de fiabilitate. În [Haronabadi2010] se prezintă astfel de tehnici aplicate în IEEE-RTS [RTS1979] pentru estimarea evoluției probabilității de neacoperire a sarcinii în legătură cu costul marginal, cu așa numitul „preț elastic al sarcinii”, respectiv rezerva marginală de putere în sistem.

j) Indicatorii de securitate în funcționarea grupurilor de putere mare, adică posibilitatea de acoperire a sarcinii, respectiv de adecvabilitate, adică cuprinzând și rețeaua de transmisie, sunt în centrul atenției cercetării în domeniu din dorința de a oferi metode integrate de calcul [Lin2003], [Yunting2010], [Yunting2003]. Principiile simulării Monte Carlo sunt integrate în evaluarea fiabilității prin algoritmi și metode de accelerare a acestei evaluări, prin parcurgerea a trei etape:

- selectarea stărilor incluzând informațiile despre defecte, acțiunea protecțiilor și caracteristicile sarcinilor și generatoarelor;
- analiza stărilor sistemului electric;
- calculul indicatorilor de securitate și adecvabilitate.

Dintre acești indici se remarcă:

- probabilitatea de pierdere a acoperirii sarcinii;
- frecvența probabilă a stărilor de acoperire a sarcinii;

- durata probabilă totală și medie a tipului de acoperire a sarcinii;
- energia probabil nelivrată.

3.7. Rezultate concrete ale simulării Monte Carlo

3.7.1. Date inițiale și configurația modelului test

Se consideră un consumator P_C , de putere maximă $P_{C_{max}} = 280 [MW]$ alimentat de pe o bară pe care debitează patru grupuri generatoare, figura 3.14. Curba de sarcină a consumatorului este dată conform figurii 3.15 și pentru fiecare generator se cunoaște puterea disponibilă, probabilitatea de funcționare, precum și intensitatea de defectare, tabelul 3.2.

Tabelul 3.2. Datele caracteristice fiecărei unități generatoare

Unitate generatoare	Putere disponibilă [MW]	Probabilitate de funcționare (p_i)	Probabilitate de nefuncționare (q_i)	Intensitate de defectare [h^{-1}]
1	100	0.95	0.15	$2 \cdot 10^{-4}$
2	100	0.90	0.10	$3 \cdot 10^{-4}$
3	50	0.90	0.10	$3 \cdot 10^{-4}$
4	75	0.92	0.18	$2 \cdot 10^{-4}$

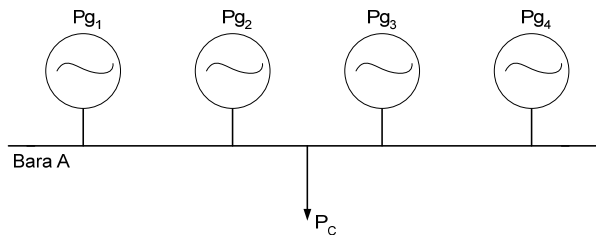


Fig. 3.14. Configurația de conectare a celor patru grupuri generatoare

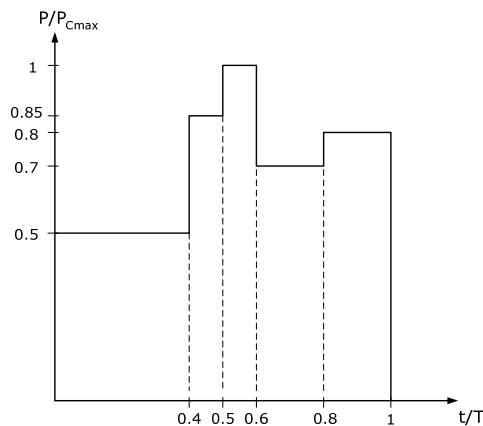


Fig. 3.15. Curba de sarcină a consumatorului conectat pe bara A

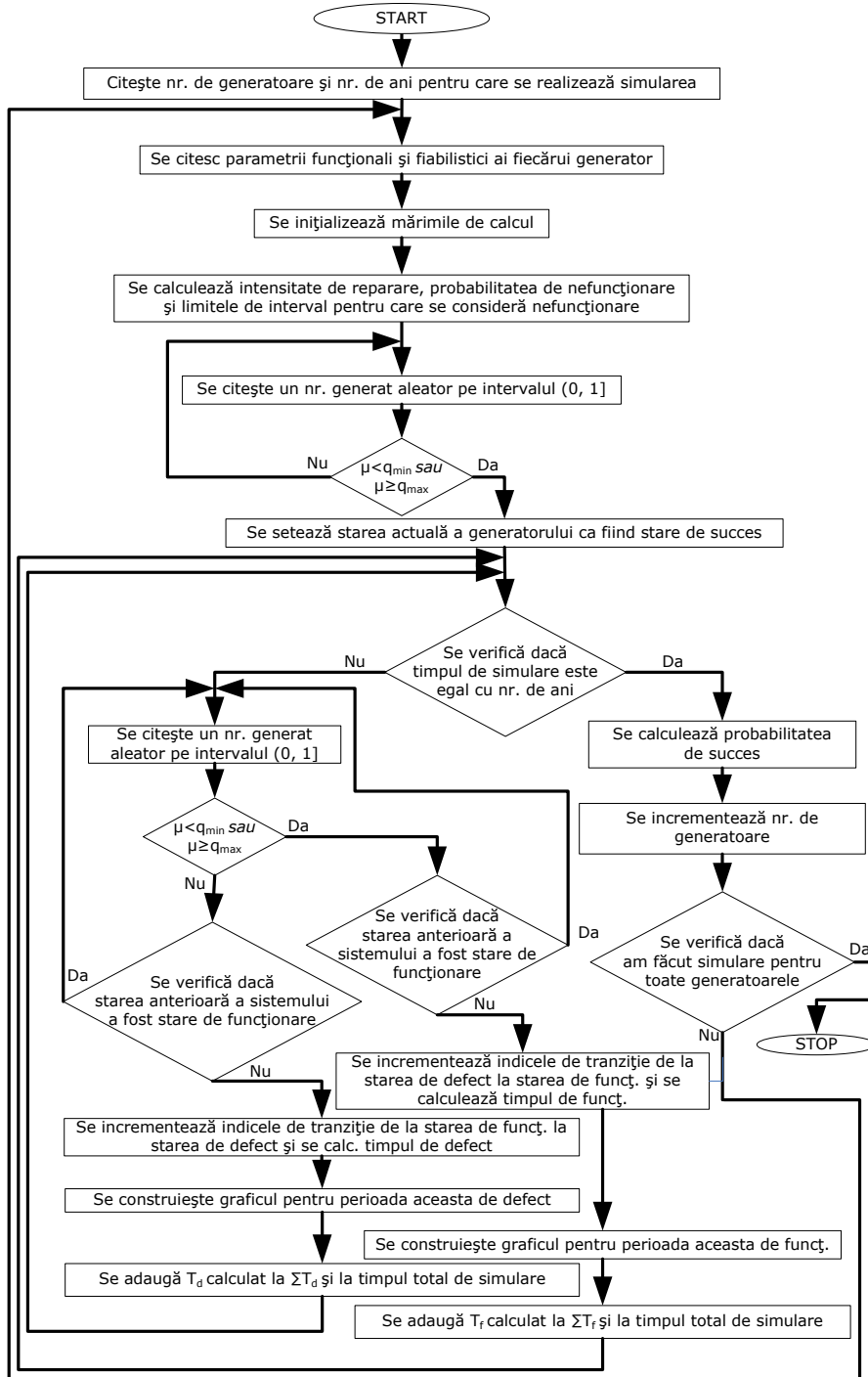


Fig. 3.16. Schema logică a simulării Monte Carlo

Pentru aplicarea metodei Monte Carlo s-a realizat un program în limbajul de programare Matlab, care constă în generarea unor secvențe de numere pseudo aleatorii în intervalul $[0,1)$. Schema logică este prezentată în figura 3.16. După inițializarea variabilelor pentru fiecare grup generator, se calculează pentru fiecare număr generat timpii de funcționare $(T_{f_1}, T_{f_2}, T_{f_3}, T_{f_4})$, respectiv timpii de defect $(T_{d_1}, T_{d_2}, T_{d_3}, T_{d_4})$. Pentru fiecare an se calculează probabilitatea de funcționare și se compară cu probabilitatea de funcționare impusă, apoi se contorizează stările de funcționare, respectiv defect. Acestea ne ajută la calculul următorilor parametri:

- durata timpilor de funcționare, respectiv defect
- probabilitatea de apariție a stărilor
- energia nelivrată.

3.7.2. Calculul indicatorilor de fiabilitate pentru o perioadă de timp de 10 ani

Simularea cronologică a stărilor de funcționare, respectiv de defect, pentru fiecare generator este reprezentată în figurile 3.17-3.20. Pentru fiecare simulare reprezentată se citesc numărul și duratele stărilor de funcționare, respectiv defect și se calculează valorile simulate anual, respectiv pentru întreaga perioadă $T=10$ ani și se calculează mărimile de interes în tablele 3.3-3.6. Prin suprapunerea cronologică a succesiunii stărilor de funcționare, respectiv defect, pentru cele 4 generatoare, s-a obținut evoluția în timp a puterii disponibile generate reprezentată în figura 3.21.

Generatorul 1 – 100 [MW]

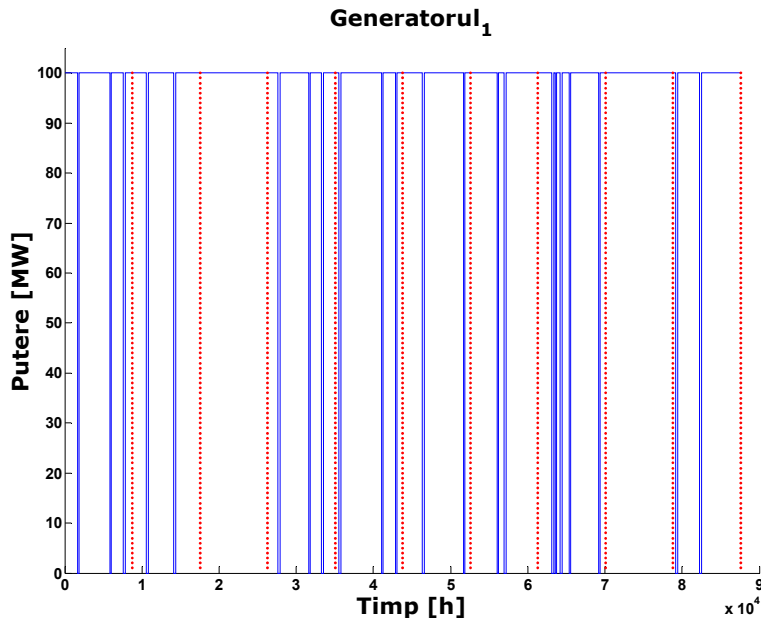


Fig. 3.17. Generatorul 1 – 100 [MW] - succesiunea simulată a stărilor

Tabelul 3.3. Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pentru grupul generator 1

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
1	8010.9	749.1	8760	4	3	7	0.9145	0.0855	2002.73	249.70
2	8288.4	471.6	8760	3	2	5	0.9462	0.0538	2762.80	235.80
3	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
4	8022.7	737.3	8760	4	3	7	0.9158	0.0842	2005.68	245.767
5	8045.7	714.3	8760	4	3	7	0.9185	0.0815	2011.43	238.10
6	8286.9	473.1	8760	3	2	5	0.9460	0.0540	2762.30	236.55
7	8269.7	490.3	8760	3	2	5	0.9440	0.0560	2756.57	245.15
8	7530.7	1229.3	8760	6	5	11	0.8597	0.1403	1255.12	245.86
9	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
10	8279.1	480.9	8760	3	2	5	0.9451	0.0549	2759.70	240.45
$\Sigma=82254.1$			$\Sigma=87600$				0.9389	$\Sigma=35836.31$	$\Sigma=1937.38$	

Generatorul 2 – 100 [MW]

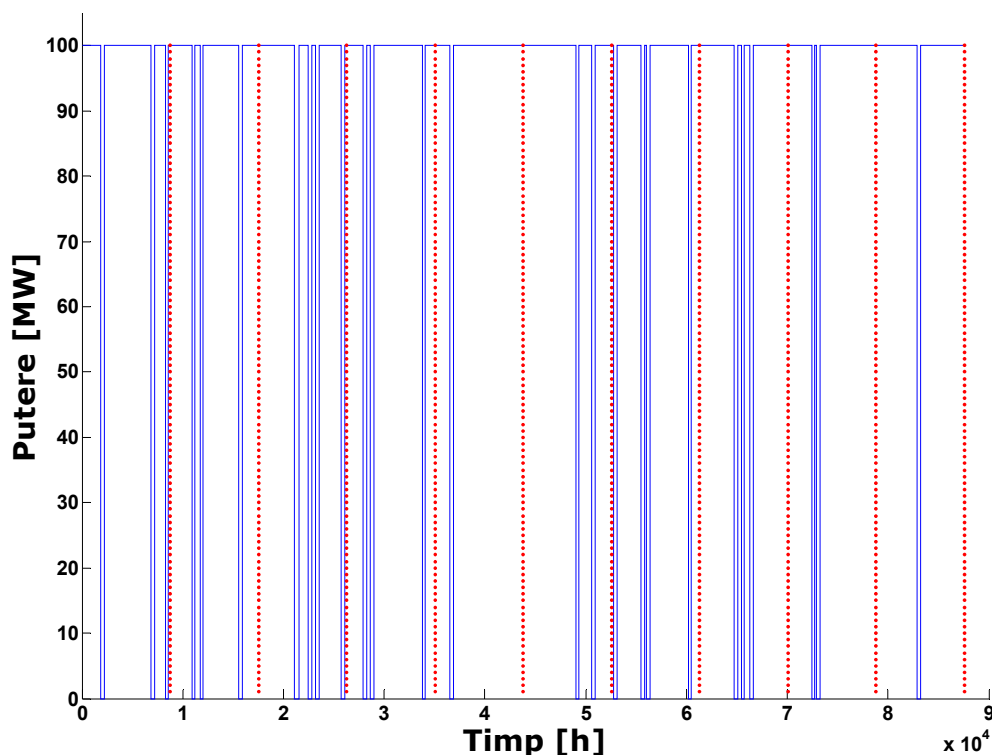
Generatorul₂

Fig. 3.18. Generatorul 2 – 100 [MW] - succesiunea simulată a stărilor

Tabelul 3.4. Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pentru grupul generator 2

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
1	7751.8	1008.2	8760	4	3	7	0.8849	0.1151	1937.95	336.07
2	7758.5	1001.5	8760	4	3	7	0.8857	0.1143	1939.63	333.83
3	7346.2	1413.8	8760	5	4	9	0.8386	0.1614	1469.24	353.45
4	7718.9	1041.1	8760	4	3	7	0.8812	0.1188	1929.73	347.03
5	8399.2	360.8	8760	2	1	3	0.9588	0.0412	4199.60	360.80
6	8103.3	656.7	8760	3	2	5	0.9250	0.0750	2701.10	328.35
7	7373.4	1386.6	8760	5	4	9	0.8417	0.1583	1474.68	346.65
8	7773.3	986.7	8760	4	3	7	0.8874	0.1126	1943.33	328.90
9	8081.7	678.3	8760	3	2	5	0.9226	0.0774	2693.90	339.15
10	8434.4	325.6	8760	2	1	3	0.9628	0.0372	4217.20	325.60
$\Sigma=78740.7$			$\Sigma=87600$				0.8988	$\Sigma=24506.35$	$\Sigma=3399.83$	

Generatorul 3 – 50 [MW]

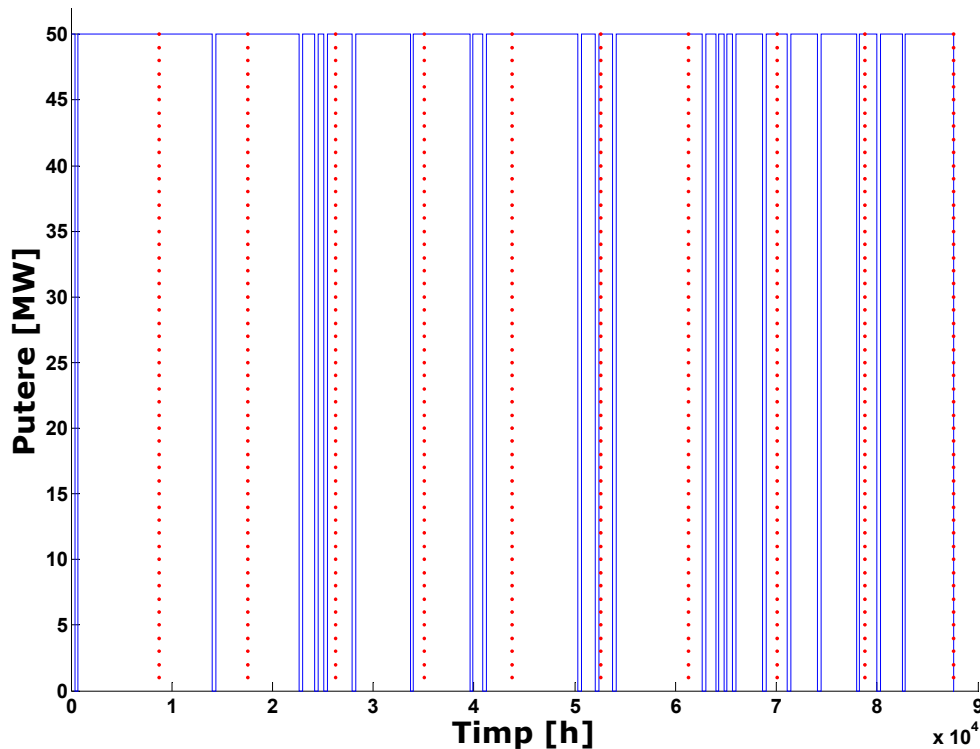
Generatorul₃

Fig. 3.19. Generatorul 3 – 50 [MW] - succesiunea simulată a stărilor

Tabelul 3.5. Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pentru grupul generator 3

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
1	8451.7	308.3	8760	3	2	5	0.9648	0.0352	2817.23	154.15
2	8384.8	375.2	8760	2	1	3	0.9572	0.0428	4192.40	375.20
3	7734.7	1025.3	8760	4	3	7	0.8830	0.1170	1933.68	341.77
4	8073	687	8760	3	2	5	0.9216	0.0784	2691.00	343.50
5	8140.9	619.1	8760	3	2	5	0.9296	0.0707	2713.63	309.55
6	8073.1	686.9	8760	2	1	3	0.9216	0.0784	4036.55	686.90
7	8426.1	333.9	8760	3	2	5	0.9619	0.0381	2808.70	166.95
8	7020.9	1739.1	8760	6	5	11	0.8015	0.1985	1170.15	347.82
9	7698.7	1061.3	8760	4	3	7	0.8788	0.1212	1924.68	353.77
10	8090.6	669.4	8760	3	2	5	0.9236	0.0764	2696.87	334.70
$\Sigma=80094.5$			$\Sigma=87600$				0.9143	$\Sigma=26984.88$	$\Sigma=3414.30$	

Generatorul 4– 75 [MW]

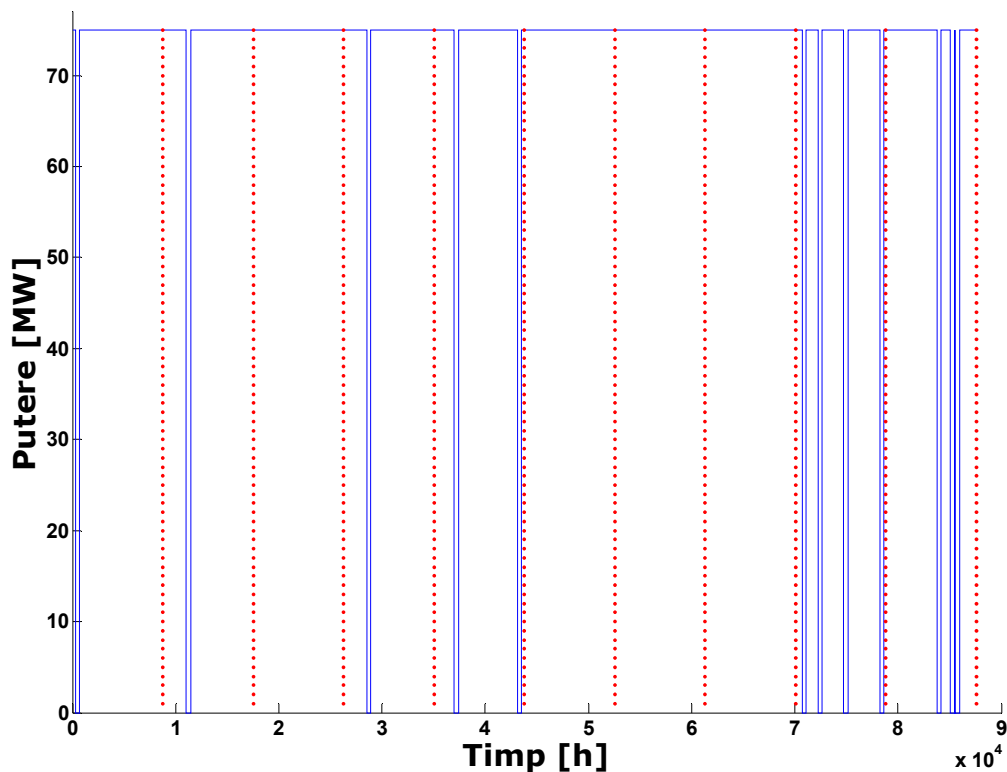
Generatorul₄

Fig. 3.20. Generatorul 4 – 75 [MW] - succesiunea simulată a stărilor

Tabelul 3.6. Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pentru grupul generator 4

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
1	8398.9	361.1	8760	2	1	3	0.9588	0.0412	4199.45	361.10
2	8341.8	418.2	8760	2	1	3	0.9523	0.0477	4170.90	418.20
3	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
4	8321.1	438.9	8760	2	1	3	0.9499	0.0501	4160.55	438.90
5	7935.6	824.4	8760	3	2	5	0.9059	0.0941	2645.20	412.20
6	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
7	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
8	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
9	7200	1560	8760	5	4	9	0.8219	0.1781	1440.00	390.00
10	7569	1191	8760	4	3	7	0.8640	0.1360	1892.25	397.00
$\Sigma=82806.4$			$\Sigma=87600$				0.9452	$\Sigma=53548.35$	$\Sigma=2417.40$	

Conform celor prezentate teoretic s-a suprapus puterea generată cu variația sarcinii considerată aceeași pe o perioadă de un an. A rezultat figura 3.22 unde se evidențiază succesiunea, durata și numărul perioadelor când datorită defectelor, puterea generată nu acoperă puterea cerută de consumator. Această ultimă situație este redată în figura 3.23.

Identificarea și contorizarea duratelor și mărimii deficitelor de putere sunt prezentate sub forma cuprinsă în tabelul 3.7.

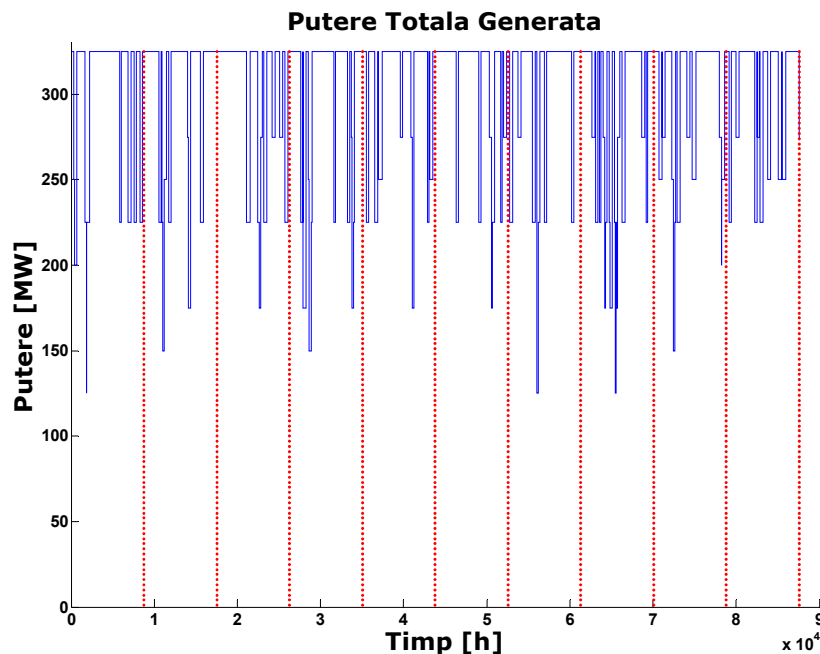


Fig. 3.21 Putere totală debitată de cele 4 grupuri generatoare. Simulare

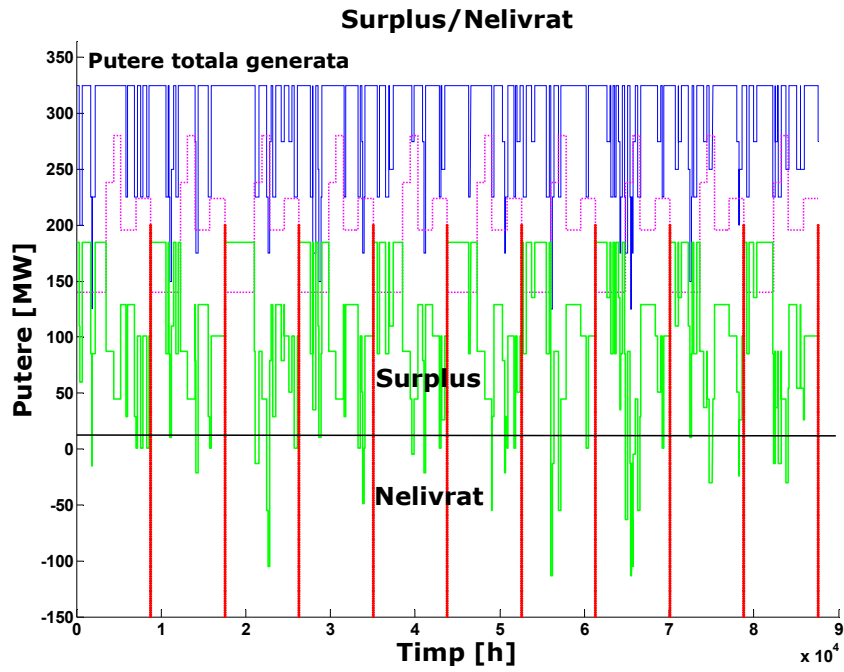


Fig. 3.22. Suprapunerea curbei de sarcină peste curba puterii totale debitate

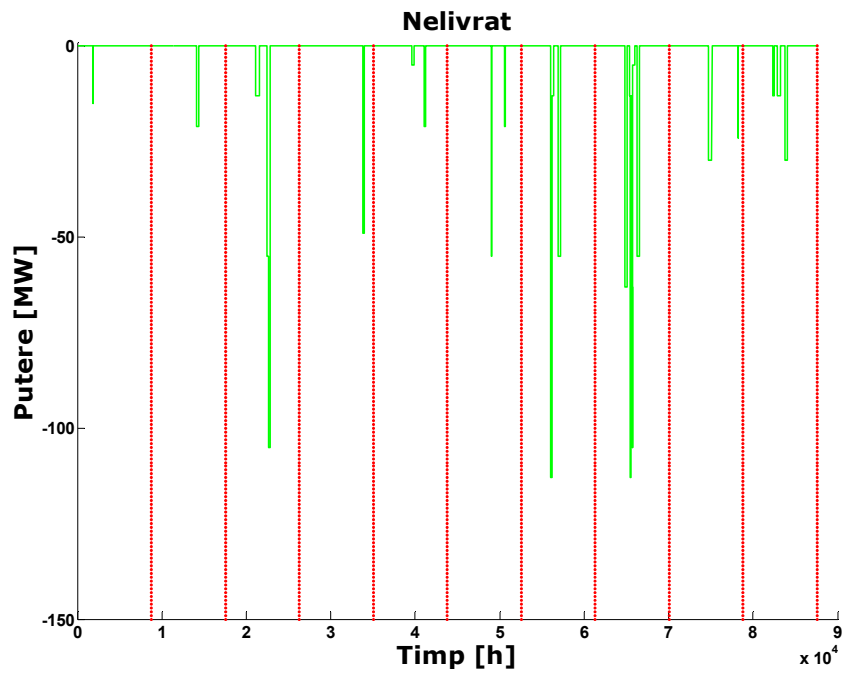


Fig. 3.23. Energie nelivrată

Tabelul 3.7. Puterea și energia nelivrată pentru fiecare an pe o perioadă de 10 ani

An	Deficit putere [MW]	Durata deficitului T_{def_i} [h]	Energie nelivrată/an ENS_i [MWh]	Puterea medie a deficitului [MW]	Energie nelivrată/nr. Întrerupere [MWh/întrerupere]
1	15	38	570	15	570
2	21	228	4788	21	4788
3	13	380	29758	41.27	7439.5
	57	215			
	108	111			
	23	15			
4	49	225	11025	49	11025
5	5	296	5932	11.68	2966
	21	212			
6	55	45	2727	47.84	1363.5
	21	12			
7	15	58	33943	55.55	8485.75
	110	157			
	12	139			
	55	257			
8	63	238	59646	48.81	8520.86
	9	137			
	106	108			
	61	92			
	102	88			
	4	262			
9	30	402	12516	29.73	6258
	24	19			
10	13	167	16699	19.97	5566.33
	13	326			
	30	343			
		$\Sigma=4867$	$\Sigma=177604$		

Coeficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electric este:

$$C = 1 - \frac{\left(\sum_{i \in NA} T_{def_i} \right) / NA}{8760} = 0.9444 \quad (3.83)$$

Energia totală cerută de consumator este:

$$E_{ceruta_cons} = (280 \cdot 0.1 + 238 \cdot 0.1 + 224 \cdot 0.2 + 196 \cdot 0.2 + 140 \cdot 0.4) \cdot 8760 = 1680168 \text{ [MWh]} \quad (3.84)$$

Coeficientul de acoperire a energiei cerute este:

$$G = 1 - \frac{\left(\sum_{i \in NA} ENS_i \right) / NA}{E_{ceruta_cons}} = 0.989429 \quad (3.85)$$

3.7.3. Calculul indicatorilor de fiabilitate pentru o perioadă de timp de 35 ani

Pentru a asigura o convergență mai mare a mărimilor simulate s-a mărit perioada de studiu la 35 de ani.

Graficele și tabelele referitoare la puterea generată de fiecare grup generator în fiecare an pe perioada de 35 de ani, precum și graficele cu energia nelivrată consumatorului sunt prezentate în Anexa 1.

În tabelul 3.8 sunt prezentate datele referitoare la deficitul de putere și durata lui în ore în fiecare an, precum și date referitoare la energia nelivrată în fiecare an.

Tabelul 3.8. Puterea și energia nelivrată pentru fiecare an pe o perioadă de 35 ani

An	Deficit putere [MW]	Durata deficitului T_{def_i} [h]	Energie nelivrata/an ENS_i [MWh]	Puterea medie a deficitului [MW]	Energie nelivrată/nr. întrerupere [MWh/întrerupere]
1	12	183	45575	40.30	6510.71
	56	150			
	120	29			
	155	27			
	55	150			
	5	348			
2	71	244	14245	55	14245
	55	259			
3	13	20	25120	38.53	8373.33
	55	236			
	30	396			
4	46	229	10534	46	10534
5	5	153	11475	22.5	5737.5
	30	357			
6	13	246	22553	28.95	5410.6
	46	195			
	71	34			
	49	27			
	24	277			
7	55	255	36817	65.39	18408.5
	74	308			
8	13	269	51559	41.15	8593.17
	63	104			
	5	236			
	30	62			

An	Deficit putere [MW]	Durata deficitului T_{def_i} [h]	Energie nelivrată/an ENS_i [MWh]	Puterea medie a deficitului [MW]	Energie nelivrată/nr. întrerupere [MWh/întrerupere]
	74	340			
	55	242			
9	24	294	7056	24	7056
10	38	36	1368	38	1368
11	88	239	41595	38.13	10398.75
	30	381			
	21	92			
	19	379			
12	14	158	45129	63.47	11282.25
	86	438			
	46	114			
	5	1			
13	46	238	17180	42.74	8590
	38	164			
14	55	377	42434	74.32	10608.5
	30	24			
	130	151			
	71	19			
15	46	255	11730	46	11730
16	15	146	20352	27.14	5088
	5	304			
	46	242			
	95	58			
17	0	0	0	0	0
18	13	195	54294	59.80	9049
	5	62			
	105	237			
	5	63			
	99	181			
	49	170			
19	113	240	44881	70.46	8976.20
	13	77			
	105	60			
	55	140			
	23	120			
20	15	223	87951	87.86	10993.88
	13	302			
	5	70			
	80	62			
	180	78			
	280	101			
	230	116			
	130	49			
21	30	150	39520	64.36	9880

An	Deficit putere [MW]	Durata deficitului T_{def_i} [h]	Energie nelivrată/an ENS_i [MWh]	Puterea medie a deficitului [MW]	Energie nelivrată/nr. întrerupere [MWh/întrerupere]
	5	94			
	105	284			
	55	86			
22	55	361	25343	53.58	12671.50
	49	112			
23	47	234	20050	56.01	10025
	73	124			
24	55	49	12209	66.72	6104.5
	71	134			
25	13	354	31796	37.23	7949
	55	250			
	55	241			
	21	9			
26	30	371	26586	37.60	13293
	46	336			
27	80	88	8265	24.82	4132.5
	5	245			
28	43	77	17306	55.83	4326.5
	98	94			
	23	78			
	49	61			
29	13	288	10279	21.64	2569.75
	83	20			
	25	27			
	30	140			
30	55	299	21060	57.86	10530
	71	65			
31	14	51	32977	72.96	8244.25
	63	89			
	105	203			
	49	109			
32	13	181	17798	22.53	5932.67
	5	361			
	55	248			
33	14	253	31863	57.41	7965.75
	63	167			
	162	61			
	107	74			
34	0	0	0	0	0
35	40	56	18495	73.69	6165
	99	73			
	74	122			
		$\Sigma=18751$	$\Sigma=905395$		

Coefficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electrică este:

$$C = 1 - \frac{\left(\sum_{i \in NA} T_{def_i} \right) / NA}{8760} = 0.9388 \quad (3.86)$$

față de 0.9474 obținut pentru simularea de 10 ani.

Coeficientul de acoperire a energiei cerute este:

$$G = 1 - \frac{\left(\sum_{i \in NA} ENS_i \right) / NA}{E_{ceruta_cons}} = 0.9846 \quad (3.87)$$

față de 0.9894 obținut pentru simularea de 10 ani.

În tabelul 3.9 se prezintă valorile simulate medii pentru 10 ai, respectiv 35, a probabilităților de funcționare a generatoarelor și erorile față de valorile considerate ca mărimi inițiale.

Se observă valorile erorilor mai mici în ansamblu pentru simularea pe perioada de 35 de ani.

Tabelul 3.9. Eroare procentuală a simulării

Perioada de totală de simulare	Probabilitatea de succes nominală (P_{S_n})				Probabilitatea de succes simulată ($P_{S_{simulat}}$)							
	Gen_1	Gen_2	Gen_3	Gen_4	Gen_1	ε %	Gen_2	ε %	Gen_3	ε %	Gen_4	ε %
10 ani	0.95	0.90	0.90	0.92	0.9390	1.16	0.8989	0.13	0.9143	1.59	0.9453	2.73
35 ani					0.9477	0.39	0.8944	2.46	0.9221	0.62	0.9165	0.24

3.8. Rezultate de calcul pentru acceptarea repartiției binomiale a puterii generate

În calculele de continuitate a alimentării cu energie electrică, consumatorul electric intervine de obicei prin curba clasată a puterii active, figura 3.24 obținută din curba de sarcină figura 3.15. Această curbă clasată este interpretată ca și complementul funcției de repartiție cumulată a puterii generate.

Semnificația unui punct curent al curbei arată că puterea consumată corespunzătoare acestui punct este depășită cu probabilitatea abscisei lui.

Deficitul de putere se stabilește pe baza calcului probabilității evenimentelor independente constând din oferirea pe bara consumatorului a unei puteri și solicitarea din partea consumatorului a unei puteri strict mai mare. Acest lucru se evidențiază prin relația (3.88).

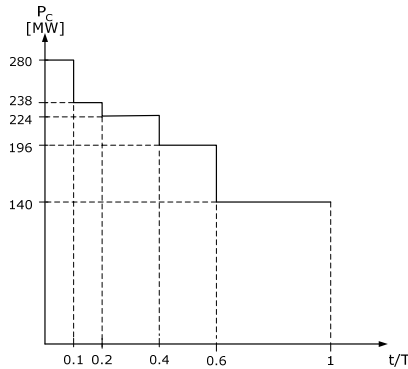


Fig. 3.24. Curba clasată a consumatorului conectat pe bara A

Probabilitatea deficitului de sarcină $M^*(t)$ se calculează ca sumă a probabilităților evenimentelor, ca pentru un nivel de putere P_{A_j} oferit consumatorului, acesta să solicite o putere P_C strict mai mare:

$$M^*(t) = \sum pr\{P_A = P_{A_j}\} \cdot pr\{P_C > P_{A_j}\} = pr_{A_j}^*(t_j / T) \quad (3.88)$$

unde t_j reprezintă durata din curba de sarcină corespunzătoare unei puteri solicitate mai mare decât nivelul oferit P_{A_j} .

Puterea generată se consideră distribuită după o lege de distribuție Bernoulli. Rezultatele de calcul sunt prezentate în tabelul de mai jos:

Tabelul 3.10. Repartiția variabilei aleatoare, putere generată pe bara A (P_A)

Nr.	Puterea debitată de generatoare [MW] (P_{A_j})	Probabilitate (pr_{A_j})	t/T ($P_C > P_g$)	$Q_K = pr_{A_j}^*(t / T)$
1	325	$p_1 \cdot p_2 \cdot p_3 \cdot p_4 = 0.70794$	0	0
2	275	$p_1 \cdot p_2 \cdot q_3 \cdot p_4 = 0.07866$	0.1	0.007866
3	250	$p_1 \cdot p_2 \cdot p_3 \cdot q_4 = 0.06156$	0.1	0.006156
4	225	$q_1 \cdot p_2 \cdot p_3 \cdot p_4 + p_1 \cdot q_2 \cdot p_3 \cdot p_4 = 0.11592$	0.2	0.023184
5	200	$p_1 \cdot p_2 \cdot q_3 \cdot q_4 = 0.00684$	0.4	0.002736
6	175	$q_1 \cdot p_2 \cdot q_3 \cdot p_4 + p_1 \cdot q_2 \cdot q_3 \cdot p_4 = 0.01288$	0.6	0.007728
7	150	$q_1 \cdot p_2 \cdot p_3 \cdot q_4 + p_1 \cdot q_2 \cdot p_3 \cdot q_4 = 0.01008$	0.6	0.006048

Nr.	Puterea debitată de generatoare [MW] (P_{A_j})	Probabilitate (pr_{A_j})	t/T ($P_c > P_g$)	$Q_K = pr_{A_j} * (t / T)$
8	125	$q_1 \cdot q_2 \cdot p_3 \cdot p_4 = 0.00414$	1	0.00414
9	100	$q_1 \cdot p_2 \cdot q_3 \cdot q_4 + p_1 \cdot q_2 \cdot q_3 \cdot q_4 = 0.00112$	1	0.00112
10	75	$q_1 \cdot q_2 \cdot q_3 \cdot p_4 = 0.00046$	1	0.00046
11	50	$q_1 \cdot q_2 \cdot p_3 \cdot q_4 = 0.00036$	1	0.00036
12	0	$q_1 \cdot q_2 \cdot q_3 \cdot q_4 = 0.00004$	1	0.00004
		$\Sigma=1$		$\Sigma=0.059838$

$$\Delta W = \sum_j (P_C - P_{A_j}) \cdot (t / T) \cdot pr_{A_j} \quad (3.89)$$

Tabelul 3.11. Calculul coeficientului de acoperire a energiei

Nr.	Puterea debitată de generatoare [MW] P_{A_j}	Probabilitate pr_{A_j}	ΔW_j	$pr_{A_j} * \Delta W_j$
1	325	0.70794	0	0
2	275	0.07866	$(280-275) \cdot 0.1=0.5$	0.03933
3	250	0.06156	$(280-250) \cdot 0.1=3$	0.18468
4	225	0.11592	$(280-225) \cdot 0.1+(238-225) \cdot 0.1=6.8$	0.788256
5	200	0.00684	$(280-200) \cdot 0.1+(238-200) \cdot 0.1+(224-200) \cdot 0.2=16.6$	0.113544
6	175	0.01288	$(280-175) \cdot 0.1+(238-175) \cdot 0.1+(224-175) \cdot 0.2+(196-175) \cdot 0.2=30.8$	0.396704
7	150	0.01008	$(280-150) \cdot 0.1+(238-150) \cdot 0.1+(224-150) \cdot 0.2+(196-150) \cdot 0.2=45.8$	0.461664
8	125	0.00414	$(280-125) \cdot 0.1+(238-125) \cdot 0.1+(224-125) \cdot 0.2+(196-125) \cdot 0.2+(140-125) \cdot 0.4=66.8$	0.276552
9	100	0.00112	$(280-100) \cdot 0.1+(238-100) \cdot 0.1+(224-100) \cdot 0.2+(196-100) \cdot 0.2+(140-100) \cdot 0.4=91.8$	0.102816
10	75	0.00046	$(280-75) \cdot 0.1+(238-75) \cdot 0.1+(224-75) \cdot 0.2+(196-75) \cdot 0.2+(140-75) \cdot 0.4=116.8$	0.053728
11	50	0.00036	$(280-50) \cdot 0.1+(238-50) \cdot 0.1+(224-50) \cdot 0.2+(196-50) \cdot 0.2+(140-50) \cdot 0.4=141.8$	0.051048
12	0	0.00004	$(280-0) \cdot 0.1+(238-0) \cdot 0.1+(224-0) \cdot 0.2+(196-0) \cdot 0.2+(140-0) \cdot 0.4=191.8$	0.007672
		$\Sigma=1$		$\Sigma=2.47599$

$$\sum_j pr_{A_j} \cdot \Delta W_j = \Delta W \quad (3.90)$$

Numărul total de ore când probabil nu se acoperă sarcina pe perioada $T = 8760$ [h] este:

$$M(t) = M^*(t) \cdot T = 524.1809[\text{h}] \quad (3.91)$$

Coeficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electric este:

$$C = \frac{T - M(t)}{T} = 1 - \frac{M(t)}{T} = 1 - M^*(t) = 0.940162 \quad (3.92)$$

Energia probabil nelivrată pe perioada $T = 8760$ [h] este:

$$\Delta W \cdot T = 21689.71 [\text{MWh}] \quad (3.93)$$

Coeficientul de acoperire a energiei cerute este:

$$G = 1 - \frac{\Delta W}{E_{\text{ceruta}_{\text{cons}}}} = 0.987091. \quad (3.94)$$

Valorile obținute pentru cei doi coeficienți $C=1-0.059838=0.940162$, respectiv $G=0.987091$ sunt apropiate de cele obținute prin simularea Monte Carlo redate în relațiile (3.86) și (3.87).

Pentru validarea gradului de satisfacere în acoperirea puterii cerute pentru un anumit tip de consumator bine precizat prin puterea instalată și nivelul de fiabilitate impus, se compară aceste valori ale lui C și G cu cele impuse prin normative specifice.

3.9. Simulare pe softul DIgSILENT Power Factory

Programul de calcul **DIgSILENT Power Factory** („Program de Simulare Digitală și Calcul de Rețele Electrice”) (License Number: 13.1:71533914), a stabilit standarde și tendințe în modelarea sistemelor de mai bine de 25 de ani. Este un instrument ingineresc care facilitează analiza utilităților industriale și a sistemelor electrice de mare putere. Programul este proiectat cu un bogat pachet software dedicat sistemelor de mare putere pentru analiză de control în scopul îndeplinirii obiectivelor planificate și a operațiilor de optimizare. Programul include o vastă gamă de caracteristici de analiză care sunt necesare pentru a planifica, opera și analiza orice aspect al sistemelor electrice de putere.

Pachetul **Power Factory** prezintă următoarele caracteristici:

- funcțiile de bază **Power Factory**: definirea, modificarea de cazuri, rutinele numerice de bază, documentația și afișarea funcțiilor;
- afișare grafică integrată și manipularea cazurilor de date,
- elementele sistemelor de putere și baza de date aferente cazului;
- funcții de calcul integrate;

- configurații de rețele ale sistemelor electroenergetice cu acces interactiv sau online la sistemele Scada.

În program sunt încorporate urătoarele posibilități de simulare:

- calculul circulației de puteri și calculul curenților de scurtcircuit a unui sistem electric trifazat, bifazat sau monofazat de curent continuu sau alternativ;
- analiza rețelei de joasă tensiune;
- optimizarea rețelei de distribuție;
- dimensionarea cablurilor IEC;
- simulare dinamică;
- analiza de protecții, armonici, fiabilitate, congestii;
- modelarea dispozitivelor electronice de putere;
- interfețe pentru SCADA/GIS/NIS;
- baze de date multi-utilizator și conturi de utilizatori;
- instrumente avansate: circulație optimă de puteri și planificarea producției.

3.9.1. Evaluarea funcțiilor de fiabilitate

În general, indicii de evaluare a fiabilității a unei rețele sau a unei părți dintr-o rețea electrică reprezintă de fapt evaluarea capacității rețelei de a asigura continuitatea în alimentare cu energie electrică a tuturor consumatorilor, ca un aspect al calității energiei.

Sunt luate în considerare trei funcții diferite de analiză:

1. Analiza contingențelor: reprezintă evaluarea non-probabilistă (deterministă) a efectelor avariilor provenite în urma contingențelor din sistem;
2. Evaluarea fiabilității rețelei: reprezintă evaluarea fiabilistică a duratei întreruperilor în timpul viitoarelor operațiuni din sistem;
3. Evaluarea golurilor de tensiune: reprezintă evaluarea fiabilistică a frecvenței și gravitatea golurilor de tensiune în timpul unei avarii în sistem.

Fiecare din aceste metode de evaluare are propriul model de aplicații. Analiza contingențelor poate fi folosită pentru determinarea puterilor marginale transferate sau pentru determinarea riscurilor inerente în asigurarea continuității în alimentare. Metoda evaluării fiabilității unei rețele se folosește pentru a calcula frecvențele întreruperilor și costul anual al întreruperilor sau pentru a se compara alternative ale proiectelor de rețea. Metoda de evaluare a golurilor de tensiune se aplică în determinarea numărului de echipamente afectate de această cauză ce se poate produce într-un sistem.

3.9.2 Evaluarea fiabilității unei rețele electrice

Această opțiune a softului permite utilizatorului/proiectantului să facă o analiză automată a tuturor contingențelor posibile din sistem, fără să fie nevoie de o predefinire a lor în prealabil. Relevanța fiecărei contingențe se determină prin analiza datelor statistice, frecvența și durata ieșirii din funcțiune a fiecărei tip de componentă. De asemenea, efectul fiecărei contingențe este analizat în mod automat, ceea ce înseamnă că softul simulează acțiunea sistemului de protecții și acțiunile operatorului de rețea pentru realimentarea consumatorilor.

Opțiunile de calcul ale softului DigSilent sunt prezentate în Anexa 2. Fereastra de dialog pentru analiza fiabilității este prezentată în Fig. A2.1. Pentru a lansa opțiunea de analiză a fiabilității se apasă butonul „Execute”. Timpul necesar acestei analize poate dura de la câteva secunde, pentru o rețea cu o configurație simplă și cu considerarea unei singure ieșiri din funcțiune posibile o dată, până la câteva ore, dacă configurația rețelei este complicată și sunt luate în considerare mai multe contingente simultan. Rularea unei analize de fiabilitate poate fi întreruptă prin simpla apăsare a butonului „Break” din bara meniului principal.

3.9.3. Estimarea cantitativă a fiabilității regimurilor de funcționare

Analiza fiabilității unei rețele oferă două seturi de indici:

- indici referitori la puterea cerută de consumatori
- indici referitori la întregul sistem.

Indicii referitori la puterea cerută de consumatori sunt calculați pentru fiecare nod consumator în parte. O parte din indicii referitori la sistem sunt calculați din acești indici. Această parte de soft oferă utilizatorului principalele ecuații pentru diverși indici de fiabilitate. Acest soft folosește uneori metode mai complexe de calcul. Cu toate acestea, principalele ecuații pot fi folosite și la calculele manuale sau pentru o mai bună înțelegere a rezultatelor obținute în urma analizei de fiabilitate.

Parametrii folosiți pentru definirea indicatorilor de fiabilitate:

C_i - reprezintă numărul de consumatori dintr-un nod consumator i ;

A_i - reprezintă numărul de consumator dintr-un nod consumator i afectați

de o deconectare din sistem;

F_{r_k} - reprezintă frecvența cu care apare o contingentă k ;

p_{r_k} - reprezintă probabilitatea de apariție a contingenței k ;

C - reprezintă numărul total de consumatori;

A - reprezintă numărul total de consumatori afectați de o deconectare din sistem.

3.9.4. Indicatori de fiabilitate

3.9.4.1. Indicatori de fiabilitate pentru o sarcină sau un nod consumator:

ACIF (Average Customer Interruption Frequency) - Frecvența medie de întrerupere la consumator:

$$ACIF_i = \sum_k F_{r_k} \cdot frac_{i,k} [1/a] \quad (3.95)$$

ACIT (Average Customer Interruption Time) - Timpul mediu de întrerupere la consumator:

$$ACIT_i = \sum_k p_{r_k} \cdot frac_{i,k} [h/a] \quad (3.96)$$

LPIF (Load Point Interruption Frequency) - Frecvența medie de întrerupere la nodul consumator:

$$LPIF_i = ACIF_i \cdot C_i [1/a] \quad (3.97)$$

LPIT (Load Point Interruption Time) - Timpul mediu de întrerupere la nodul consumator:

$$LPIT_i = ACIT_i \cdot C_i [h/a] \quad (3.98)$$

$$AID_i = \frac{ACIT_i}{ACIF_i} \quad (3.99)$$

unde i reprezintă indicele nodului consumator, k reprezintă indicele contingenței și $frac_{i,k}$ reprezintă partea din sarcina conectată în nodul consumator i care rămâne nealimentată din cauza contingenței k . Pentru o sarcină care rămâne complet nealimentată, $frac_{i,k} = 1$. Pentru o sarcină care este parțial alimentată, $0 < frac_{i,k} < 1$.

3.9.4.2. Indicatori de fiabilitate pentru sistem [Balijepalli1992], [Goswami2007]

SAIFI (System Average Interruption Frequency Index) - Frecvența medie de întreruperi într-un sistem și reprezintă frecvența medie a întreruperilor pe numărul total de consumatori din întregul sistem analizat.

$$SAIFI = \frac{\sum ACIF_i \cdot C_i}{\sum C_i} [1/C/a] \quad (3.100)$$

CAIFI (Customer Average Interruption Frequency Index) - Frecvența medie a întreruperilor la consumator și reprezintă frecvența medie a întreruperilor per numărul total de consumatori afectați; de exemplu toți consumatorii care vor fi deconectați în timpul unei analize de sistem.

$$CAIFI = \frac{\sum ACIF_i \cdot C_i}{\sum A_i} [1/A/a] \quad (3.101)$$

SAIDI (System Average Interruption Duration Index) - Durata medie a întreruperilor sistemului și reprezintă timpul medie dintr-un an în care consumatorii sunt nealimentați împărțit la numărul total de consumatori.

$$SAIDI = \frac{\sum ACIT_i \cdot C_i}{\sum A_i} [h/C/a] \quad (3.102)$$

CAIDI (Customer Average Interruption Duration Index) - Durata medie a întreruperilor la consumator și reprezintă media duratei întreruperilor.

$$CAIDI = \frac{SAIDI}{SAIFI} [h] \quad (3.103)$$

ASUI (Average Service Unavailability Index) - Indicele mediu al indisponibilității și reprezintă probabilitatea de a avea toți consumatorii nealimentați.

$$ASUI = \frac{\sum ACIT_i \cdot C_i}{8760 \cdot \sum C_i} \quad (3.104)$$

ASAI (Average Service Availability Index) – Indicele mediu al disponibilității și reprezintă probabilitatea de a avea unul sau mai mulți consumatori alimentați.

$$ASAI = 1 - ASUI \quad (3.105)$$

3.9.4.3. Indicatori de fiabilitate referitori la energia probabil livrată la nivelul unui nod consumator

LPENS (Load Point Energy Not Supplied) – Energia probabilă nelivrată într-un nod consumator al sistemului:

$$ENS = \sum LPENS_i [MWh / a] \quad (3.106)$$

LPES (Load Point Energy Shed) – Energia probabilă parțial nelivrată într-un nod consumator:

$$LPES_i = ACIT_i \cdot Ps_i [MWh / a] \quad (3.107)$$

$$LPEAR_i = ACIT_i \cdot Pr_i [MWh / a] \quad (3.108)$$

unde:

- Pd_i este media ponderată a nivelelor de putere deconectate;
- Pr_i este media ponderată a nivelelor de putere la risc;
- Ps_i este media ponderată a nivelelor de putere nealimentate din nodul consumator i .

3.9.4.4. Indicatori de fiabilitate referitori la energia probabil livrată la nivel de sistem

ENS (Energy Not Supplied) – Energia nelivrată din sistem și reprezintă cantitatea totală de energie care se estimează să nu fie furnizată la consumatori:

$$LPENS_i = ACIT_i \cdot (Pd_i + Ps_i) [MWh / a] \quad (3.109)$$

SEAR (System Energy at Risk) – Energia totală corespunzătoare unui risc asumat pentru sistem:

$$SEAR = \sum LPEAR_i [MWh / a] \quad (3.110)$$

SES (System Energy Shed) – Energia neasigurată în sistem și reprezintă totalul energiei estimate a nu fi asigurată în sistem:

$$SES = \sum LPES_i [MWh / a] \quad (3.111)$$

AENS (Average Energy Not Supplied) – Media energiei probabil nelivrate și reprezintă media energie nelivrată la toți consumatorii din sistem:

$$AENS = \frac{ENS}{\sum C_i} [MWh / C / a] \quad (3.112)$$

ACCI (Average Customer Curtailment Index) – și reprezintă media energiei nelivrată pentru toți consumatorii afectați din sistem;

$$ACCI = \frac{ENS}{\sum A_i} [MWh / A / a] \quad (3.113)$$

La cerere, pachetul de programe are o extensie pentru evaluarea economică a costurilor la consumatori, datorită întreruperilor în alimentarea cu energie electrică.

Indici adiționali pentru barele stațiilor:

AID- Durata medie a întreruperilor [h]

LPIF- Frecvența anuală a întreruperilor [1/a]

LPIT- Timpul anual a întreruperilor [h/a]

3.9.5. Evaluarea indicatorilor de fiabilitate

Evaluarea indicilor fiabilității sau „analiza fiabilistică” cuprinde următorii pași:

- Modelarea defectului
- Modelarea sarcinii
- Starea sistemului de producere a energiei electrice
- Analiza efectelor defectelor
- Analiza statistică
- Raportul final al rezultatelor.

În figura 3.25 se prezintă sub formă de diagramă procesul de calcul iterativ:

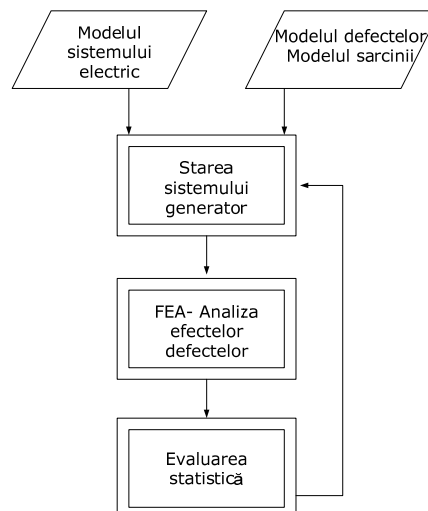


Fig. 3.25. Diagrama de bază a procesului iterativ

Modelul defectelor descrie modul în care componentele sistemului se pot defecta, cât de des apare defectul și cât timp durează remedierea lui. Modelul sarcinii poate să constă în moduri diferite de solicitări din partea consumatorului sau poate fi bazat pe prognoze de sarcină sau scenarii de creștere economică.

Combinarea a unui defect sau mai multor defecte produse simultan cu un model specific de sarcină, se numește „starea sistemului”. Starea sistemului de producție va folosi modelul defectelor și a sarcinilor pentru a stabili o listă cu cele mai relevante stări ale sistemului. Fiecare din aceste stări ale sistemului pot să conțină unul sau mai multe defecte. Aceasta este problema modulului FEA să analizeze și să stabilească starea de defect a unui sistem, prin imitarea comportării sistemului la aceste defecte, având în vedere și solicitările de sarcină. Principala sarcină a funcțiilor FEA este de a stabili dacă defectele dintr-un sistem lasă consumatori nealimentați și când este cazul, analizează care consumatori rămân nealimentați și pentru cât timp. Rezultatele oferite de modulul FEA sunt combinate cu datele provenite din modulul de analiză a stării sistemului de producție pentru a fi adaptată baza de date a evaluării statistice. Datele referitoare la starea sistemului descriu frecvența de apariție a unei stări, precum și durata ei. Durata unei stări nu trebuie confundată cu durata întreruperii. O stare a sistemului cu o linie scoasă din funcțiune din cauza unui scurtcircuit va avea durata egală cu timpul necesar repunerii în funcțiune a acelei linii, pentru că în cazul în care linia este dublu circuit, nici unul dintre consumatorii alimentați prin acea cale nu va avea de suferit nici o întrerupere. În cazul în care consumatorii sunt întrerupți în urma unei deconectări, puterea poate fi restaurată prin reconfigurare. Durata întreruperii va fi egală cu durata de restabilire a conexiunii și nu cu timpul de remediere a defectului, care este egal cu durata stării sistemului.

3.9.5.1. Modelul stocastic

Un model stocastic descrie cum și cât de des se schimbă starea unui anumit obiect. O linie, de exemplu, poate fi scoasă din funcțiune în urma unui scurt circuit. După acest eveniment va începe procesul de remediere și apoi repunerea ei în funcțiune după ce defectul a fost înlăturat. Dacă se definesc două stări „funcționare” și „reparare” pentru linia „A”, monitorizarea acestei linii poate fi transpusă într-un graf, figura 3.26.

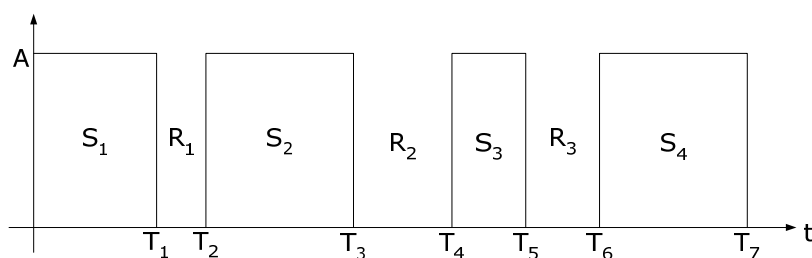


Fig. 3.26. Exemplu de monitorizare a stării în timp a unei componente din sistem

În acest exemplu, linia „A” se defectează la momentul T_1 , după care se repară și este repusă în funcțiune la momentul T_2 . Se defectează din nou la momentul T_3 după care se repară din nou, ș.a.m.d. Durata de reparare este

$R_1 = T_2 - T_1$, $R_2 = T_4 - T_3$, ș.a.m.d., este puțin exagerată în acest exemplu. Durata de reparare se mai numește și „*Timp de reparare*” și se notează cu T_d . Durata de funcționare $S_1 = T_1$, $S_2 = T_3 - T_2$, etc. se mai numește și „*Timp de funcționare*” sau „*Timp până la defectare*” și se notează cu T_f . T_d și T_f sunt mărimi stocastice. Dacă se înregistrează un volum mare de date despre defectele ce apar în sistem la un grup mare de echipamente similare, pentru T_d și T_f se pot calcula media și dispersia. Aceste informații statistice se pot utiliza pentru definirea unui model stocastic.

Sunt mai multe posibilități de a defini un model stocastic. Modelul lanțurilor Markov omogene este unul din modele simple, dar des utilizate pentru a defini un model stocastic, pentru că au o importanță majoră în fiabilitate pentru procesele aleatorii.

Modelul lanțurilor Markov este bine cunoscut din punct de vedere matematic, este relativ simplu și descrie fidel procesele fizice.

Se numește proces Markov un proces aleatoriu de parametru discret $\{x(t), t = 0, 1, \dots, n\}$, pentru care toate valorile ordonate $\{t_0, t_1, \dots, t_n\}$ au probabilitatea condiționată, adică se poate realiza evenimentului $x(t_n)$ numai dacă se realizează anterior evenimentele $x(t_{n-1})$, adică:

$$\begin{aligned} P\{x(t_n) = x_n / x(t_{n-1}) = x_{n-1} / \dots / x(t_1) = x_1 / x(t_0) = x_0\} = \\ = P\{x(t_n) = x_n / x(t_{n-1}) = x_{n-1}\} \end{aligned} \quad (3.114)$$

Acest lucru revine la a considera că întreaga evoluție viitoare a sistemului este influențată numai de starea lui prezentă, sau altfel spus întreaga istorie a succesiunilor stărilor anterioare este înglobată, transmisă în starea lui prezentă. Dacă parametrul t variază continuu pe $(0, T)$, deci ia un număr nelimitat de valori, procesul Markov este de parametru continuu.

După spațiul stărilor procesele Markov pot fi discrete sau continue.

3.9.5.2. Lanțuri Markov omogene de parametru continuu

Procesele Markov de tip continuu după parametru și discret după spațiul stărilor se numesc lanțuri Markov. Ele modelează corect funcționarea multor sisteme fizice din energetică.

Lanțurile Markov se caracterizează prin:

- Matricea probabilităților absolute de stare, matrice coloană de ordin egal cu numărul stărilor sistemului, $P_j(t)$. Un termen oarecare al matricei $P_j(t)$ reprezintă probabilitatea ca la un anumit moment t sistemul să se găsească în starea i .
- Matricea probabilităților de tranziție dintre stări, un termen $p_{ij}(t_i, t_j)$ reprezentând probabilitatea ca sistemul aflat la momentul t_i în starea i să treacă în starea j la momentul t_j . Atunci când aceste probabilități de tranziție nu depind de valorile momentelor t_i , t_j și numai de diferența $\Delta t = t_j - t_i$, se spune că procesul Markov este omogen.

$$p_{ij}(t_i, t_j) = P\{x(t) = j, t = t_j / x(t) = i, t = t_i\} = p_{ij}(\Delta t) \quad (3.115)$$

Se poate scrie probabilitatea de tranziție din starea i spre starea j printr-o stare intermediară k astfel:

$$p_{ij}(t_i, t_j) = \sum_k p_{ik}(t_i, t_k) p_{kj}(t_k, t_j) \quad (3.116)$$

Aflându-se într-o anumită stare j sistemul poate ajunge în starea i după o tranziție. Se poate scrie:

$$P_i(t) = \sum_j P_j(t_j) p_{ij}(t_j, t_i) \quad (3.117)$$

Dacă s-a evidențiat corect spațiul complet al stărilor, pe baza certitudinii că pe un interval de timp Δt sistemul fizic nu poate decât să-și păstreze starea i de la momentul t sau să tranziteze spre una din celelalte stări j , $j = 0, 1, \dots, n$ $j \neq i$ ale sistemului, se poate scrie:

$$\sum_{j=1}^n p_{ij} = 1 \text{ sau } \sum_{i=1}^n p_{ij} = 1 \quad (3.118)$$

c) Intensitatea de tranziție q_{ij} dintre două stări.

Pe baza probabilității de tranziție p_{ij} se definește intensitatea de tranziție ca valoarea pentru $t = 0$ a derivatei $p_{ij}(\Delta t)$ în raport cu timpul:

$$q_{ij} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P\{x(t) = j, t + \Delta t / x(t) = i, t\}}{\Delta t} = \left. \frac{dp_{ij}(\Delta t)}{dt} \right|_{t=0} \quad (3.119)$$

Dacă $p_{ij}(\Delta t)$ se referă la trecerea din starea de funcționare i la cea de defect j , atunci probabilitățile de tranziție au semnificația funcțiilor de repartiție a timpului de funcționare T_f , respectiv a celui de defect T_d pentru tranziția de la j la i . Ele vor reprezenta atunci funcțiile de fiabilitate, respectiv de defectare introduse anterior. Dacă se notează cu 0 starea de funcționare și cu 1 cea de defect, în cazul sistemului format dintr-un singur element caracterizat de intensitățile de defectare și repunere în funcționare respectiv λ și μ , rezultă:

$$\begin{aligned} p_{00}(0, t) &= P\{T_f > t\} = e^{-\lambda t} \\ p_{01}(0, t) &= P\{T_f < t\} = 1 - e^{-\lambda t} \\ p_{11}(0, t) &= P\{T_d > t\} = e^{-\mu t} \\ p_{10}(0, t) &= P\{T_d < t\} = 1 - e^{-\mu t} \end{aligned} \quad (3.120)$$

În relația (3.120) se observă că se verifică relația (3.118). Pe baza relației (3.119) rezultă intensitățile de tranziție care verifică condiția următoare:

$$\begin{aligned}
 q_{00}(0,t) &= \left. \frac{dp_{00}(0,t)}{dt} \right|_{t=0} = -\lambda \\
 q_{01}(0,t) &= \left. \frac{dp_{01}(0,t)}{dt} \right|_{t=0} = \lambda \\
 q_{11}(0,t) &= \left. \frac{dp_{11}(0,t)}{dt} \right|_{t=0} = -\mu \\
 \sum_{j=1}^n q_{ij} &= 0 \text{ și } \sum_{i=1}^n q_{ij} = 0
 \end{aligned}
 \tag{3.121}$$

3.10. Sistem IEEE RTS 24 noduri. Aplicație

Sistemul test cu 24 de noduri – *IEEE Reliability Test System (RTS)* – este un sistem conceput de *Reliability Test System Task Force of Application of Probability methods Subcommittee* și prezentat pentru prima dată la IEEE PES Winter Meeting, New York, în 4 februarie 1979 [IEEE-RTS1979], dar el este folosit și astăzi ca sistem test pentru diferite validări de rezultate și metode. Sistemul propus în 1979 nu conține date despre:

- configurația stațiilor de evacuare sau de distribuție;
- configurația rețelei de distribuție;
- modul de interconectare cu alte sisteme;
- configurația releelor de protecție;
- viitoare extinderi, ca de exemplu expansiunea consumului, alte modele noi de generatoare, cu alte dimensiuni și altă fiabilitate;

pentru că acest sistem a fost conceput doar ca un „miez” pe care fiecare utilizator să îl poată adapta cerințelor metodei studiate.

În literatura de specialitate sistemul RTS apare în studii realizate pentru evaluarea fiabilistică a impactului energiei eoliene asupra sistemelor clasice, uneori modificat și adaptat pentru a se evidenția metoda propusă [Saboori2010], [Shu2011], [Yi Ding2011], [Yi Zhang2011]. Tot pe acest sistem este testată și metoda Monte Carlo [Pindoriya2011], [Shu2011], se fac analize de congestii [Rocco2011], se fac teste pentru a se verifica temperatura unui conductor la diferite valori ale circulației de puteri [Schlapfer2011], precum și alocări de costuri [Cheng2011], [Ghayeni2011], [Limbu2011].

3.10.1. Configurația și datele nominale ale sistemului RTS 24 noduri

Sistemul RTS conține 24 de noduri, la nivelul de 138 și 230 kV, 32 de grupuri generatoare cu puteri cuprinse între 12 și 400 MW, 17 consumatori, precum și o rețea de transport formată din linii aeriene și cabluri. În tabele de mai jos sunt prezentate datele și parametrii pentru fiecare element al sistemului.

Tabelul 3.12. Amplasarea grupurile generatoare în sistemul test RTS

Nod	Grup 1 [MW]	Grup 2 [MW]	Grup 3 [MW]	Grup 4 [MW]	Grup 5 [MW]	Grup 6 [MW]
1	20	20	76	76		
2	20	20	76	76		
7	100	100	100			
13	197	197	197			

15	12	12	12	12	12	155
16	155					
18	400					
21	400					
22	50	50	50	50	50	50
23	155	155	350			

Tabelul 3.13. Puterea reactivă debitată de fiecare grup generator în sistemul test RTS

Putere activă generată [MW]	Putere reactivă generată [MVar]	
	Minim	Maxim
12	0	6
20	0	10
50	-10	16
76	-25	30
100	0	60
155	-50	80
197	0	80
350	-25	150
400	-50	200

Tabelul 3.14. Date fiabilistice pentru grupurile generatoare în sistemul test RTS

Putere activă generată [MW]	Număr de grupuri	Probabilitatea de defect	Media timpului de funcționare [h]	Media timpului de defect [h]	Timp de reparare [săptămâni/ an]
12	5	0.02	2940	60	2
20	7	0.10	450	50	2
50	6	0.01	1980	20	2
76	4	0.02	1960	40	3
100	3	0.04	1200	50	3
155	4	0.04	960	40	4
197	3	0.05	950	50	4
350	1	0.08	1150	100	5
400	2	0.12	1100	150	6

Pe nodurile 6 și 14 sunt instalate două elemente de compensare a puterii reactive pentru reglajul tensiunii. Puterea reactivă debitată de aceste dispozitive este redată în tabelul 3.15.

Tabelul 3.15. Date referitoare la dispozitivele de compensare a puterii reactive în sistemul test RTS

Dispozitiv	Nodul	Puterea reactivă debitată [MVar]
Compensator sincron	14	50 Reactiv
		200 Capacitiv
Baterie de condensatoare	6	100 Reactiv

Valorile puterii cerute de consumatori sunt cele de la vârf de sarcină, iar factorul de putere considerat este de 98%, pentru toți consumatorii.

Tabelul 3.16. Date referitoare la puterea cerută de consumatori la vârf de sarcină în sistemul test RTS

Nod	Putere activă cerută [MW]	Putere reactivă cerută [MVar]	Valoarea procentuală din totalul cerut [%]
1	108	22	3.8
2	97	20	3.4
3	180	37	6.3
4	74	15	2.6
5	71	14	2.5
6	136	28	4.8
7	125	25	4.4
8	171	35	6.0
9	175	36	6.1
10	195	40	6.8
13	265	54	9.3
14	194	39	6.8
15	317	64	11.1
16	100	20	3.5
18	333	68	11.7
19	181	37	6.4
20	128	26	4.5
Total	2850	580	100.0

Rețeaua de transport este reprezentată în figura 3.27. Elementele de transport sunt conectate la nivelul de 138kV și 230kV. Legătura dintre nodurile 1 și 2, precum și între 6 și 10, este realizată printr-un cablu de 138kV. În tabelul 3.17. sunt dați parametrii constructivi ai liniilor, cablurilor și transformatoarelor: rezistența, reactanța, susceptanța, precum și trei capacități de transport: normală, termen scurt de funcționare și termen lung. Capacitatea de transport normală se referă la regimurile normale de funcționare, chiar și la vârf de sarcină. Capacitatea de transport cu referire la termen lung se referă la faptul că linia poate să transporte timp de 24 ore putere în regim de contingență, iar în regim de termen scurt, poate să transporte putere în regim de contingență numai 15 minute.

Tabelul 3.17. Parametrii constructivi ai elementelor de transport în sistemul test RTS

Nod început	Nod sfârșit	Parametrii liniei P.U./100 MVA Base			Capacitate de transport [MVA]			Tipul
		R	X	B	Normală	Termen scurt	Termen lung	
1	2	0.0026	0.0139	0.4611	175	200	193	138 kV cablu
1	3	0.0546	0.2112	0.0572	175	220	208	138 kV linie
1	5	0.0218	0.0845	0.0229	175	220	208	138 kV linie
2	4	0.0328	0.1267	0.0343	175	220	208	138 kV linie
2	6	0.0497	0.1920	0.0520	175	220	208	138 kV linie
3	9	0.0308	0.1190	0.0322	175	220	208	138 kV linie
3	24	0.0023	0.0839		400	600	510	Transformator
4	9	0.0268	0.1037	0.0281	175	220	208	138 kV linie
5	10	0.0228	0.0883	0.0239	175	220	208	138 kV linie
6	10	0.0139	0.0605	2.459	175	200	193	138 kV cablu

Nod început	Nod sfârșit	Parametrii liniei P.U./100 MVA Base			Capacitate de transport [MVA]			Tipul
		R	X	B	Normală	Termen scurt	Termen lung	
7	8	0.0159	0.0614	0.0166	175	220	208	138 kV linie
8	9	0.0427	0.1651	0.0447	175	220	208	138 kV linie
8	10	0.0427	0.1651	0.0447	175	220	208	138 kV linie
9	11	0.0023	0.0839		400	600	510	Transformator
9	12	0.0023	0.0839		400	600	510	Transformator
10	11	0.0023	0.0839		400	600	510	Transformator
10	12	0.0023	0.0839		400	600	510	Transformator
11	13	0.0061	0.0476	0.0999	500	625	600	230 kV linie
11	14	0.0054	0.0418	0.0879	500	625	600	230 kV linie
12	13	0.0061	0.0476	0.0999	500	625	600	230 kV linie
12	23	0.0124	0.0966	0.2030	500	625	600	230 kV linie
13	23	0.0111	0.0865	0.1818	500	625	600	230 kV linie
14	16	0.0050	0.0389	0.0818	500	625	600	230 kV linie
15	16	0.0022	0.0173	0.0364	500	625	600	230 kV linie
15	21	0.0063	0.0490	0.1030	500	625	600	230 kV linie
15	21	0.0063	0.0490	0.1030	500	625	600	230 kV linie
15	24	0.0067	0.0519	0.1091	500	625	600	230 kV linie
16	17	0.0033	0.0259	0.0545	500	625	600	230 kV linie
16	19	0.0030	0.0231	0.0485	500	625	600	230 kV linie
17	18	0.0018	0.0144	0.0303	500	625	600	230 kV linie
17	22	0.0135	0.1053	0.2212	500	625	600	230 kV linie
18	21	0.0033	0.0259	0.0545	500	625	600	230 kV linie
18	21	0.0033	0.0259	0.0545	500	625	600	230 kV linie
19	20	0.0051	0.0396	0.0833	500	625	600	230 kV linie
19	20	0.0051	0.0396	0.0833	500	625	600	230 kV linie
20	23	0.0028	0.0216	0.0455	500	625	600	230 kV linie
20	23	0.0028	0.0216	0.0455	500	625	600	230 kV linie
21	22	0.0087	0.0678	0.1424	500	625	600	230 kV linie

În tabelul 3.18 sunt dați parametrii pentru ieșirile din funcțiune ale echipamentelor de transport. Pentru ieșirile din funcțiune permanente, sunt date și rata de defect și timpul de reperare, iar pentru ieșirile din funcțiune tranzitorii, este dată doar rata de defect, pentru că timpul de repunere în funcțiune este foarte mic. Termenul de rată de defect pentru echipamentele de transport înseamnă numărul de întreruperi în unitatea de timp considerată.

Rata de defect pentru ieșirile din funcțiune permanente a fost calculată astfel:

$$\text{Linie de 138kV} \quad \lambda_p = 0.52 \cdot L + 0.22$$

$$\text{Linie de 230kV} \quad \lambda_p = 0.34 \cdot L + 0.29$$

$$\text{Cablu de 138kV} \quad \lambda_p = 0.62 \cdot L + 0.226$$

unde L reprezintă lungimea liniei sau a cablului în 100 mile.

Rata de defect pentru ieșirile din funcțiune tranzitorii a fost calculată astfel:

$$\text{Linie de 138kV} \quad \lambda_t = 5.28 \cdot L$$

Linie de 230kV $\lambda_t = 2.46 \cdot L$

Tabelul 3.18. Parametrii fiabilistici ai elementelor din rețeaua de transport în sistemul test RTS

Nod început	Nod sfârșit	Lungime [mile]	Permanent		Tranzitorie
			Rată de defectare [1/an]	Timpul de reparare [h]	Rata de defect [1/an]
1	2	3	0.24	16	0.0
1	3	55	0.51	10	2.9
1	5	22	0.33	10	1.2
2	4	33	0.39	10	1.7
2	6	50	0.48	10	2.6
3	9	31	0.38	10	1.6
3	24	0	0.02	768	0.0
4	9	27	0.36	10	1.4
5	10	23	0.34	10	1.2
6	10	16	0.33	35	0.0
7	8	16	0.30	10	0.8
8	9	43	0.44	10	2.3
8	10	43	0.44	10	2.3
9	11	0	0.02	768	0.0
9	12	0	0.02	768	0.0
10	11	0	0.02	768	0.0
10	12	0	0.02	768	0.0
11	13	33	0.40	11	0.8
11	14	29	0.39	11	0.7
12	13	33	0.40	11	0.8
12	23	67	0.52	11	1.6
13	23	60	0.49	11	1.5
14	16	27	0.38	11	0.7
15	16	12	0.33	11	0.3
15	21	34	0.41	11	0.8
15	21	34	0.41	11	0.8
15	24	36	0.41	11	0.9
16	17	18	0.35	11	0.4
16	19	16	0.34	11	0.4
17	18	10	0.32	11	0.2
17	22	73	0.54	11	1.8
18	21	18	0.35	11	0.4
18	21	18	0.35	11	0.4
19	20	27.5	0.38	11	0.7
19	20	27.5	0.38	11	0.7
20	23	15	0.34	11	0.4
20	23	15	0.34	11	0.4
21	22	47	0.45	11	1.2

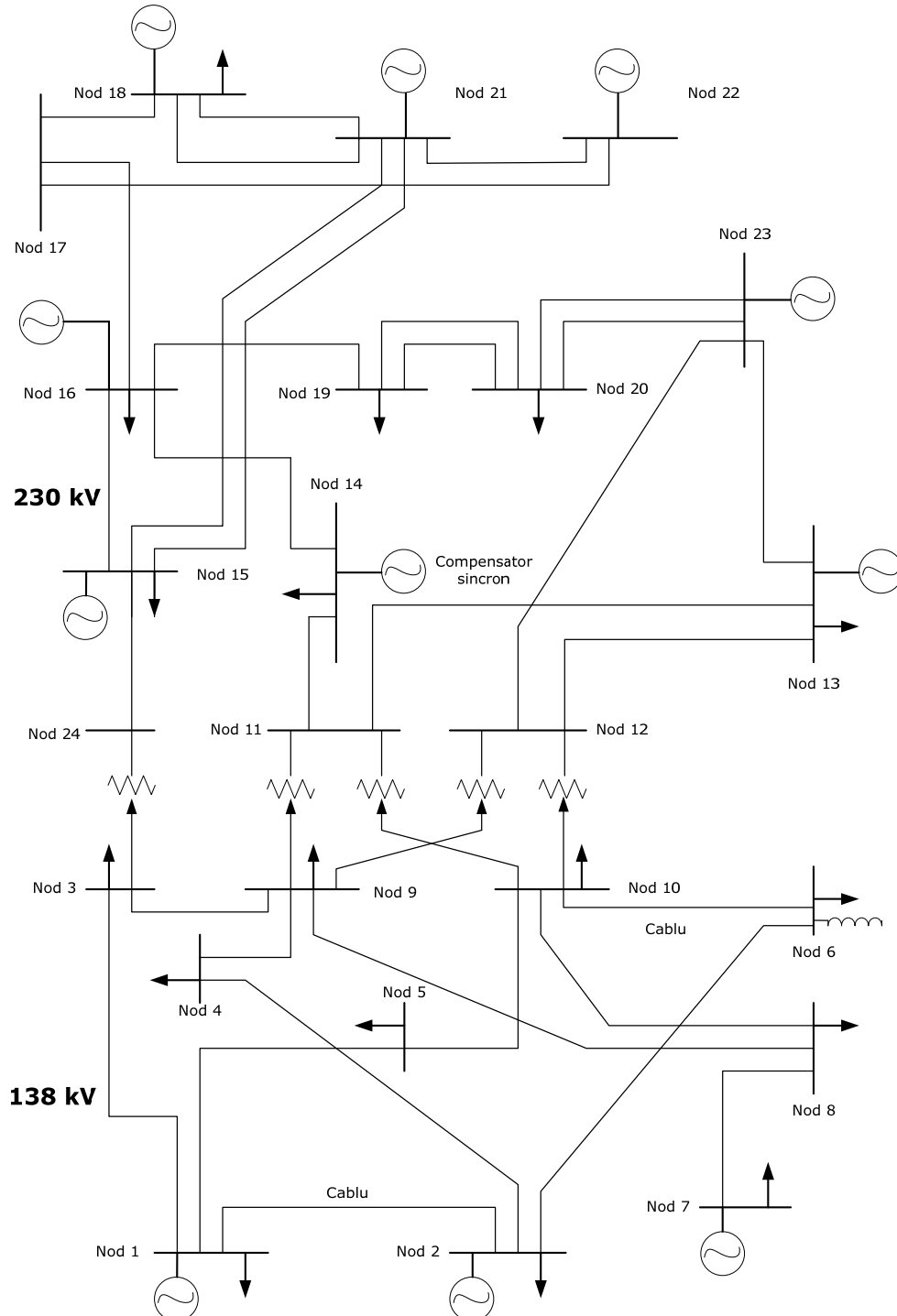


Fig. 3.27. Schema de conectare a rețelei de transport în cadrul sistemului test RTS 24 noduri

3.10.2. Exemplificări de setare a datelor probabilistice nominale în softul DigSilent

Setările necesare sunt logice și accesibile, lucru evidențiat și din figurile 3.28-3.30:

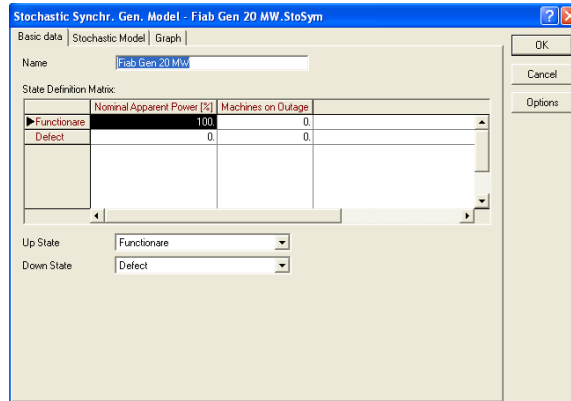


Fig. 3.28. Fereastră de dialog – partea de fiabilitate a generatoarelor din cadrul softului DigSilent

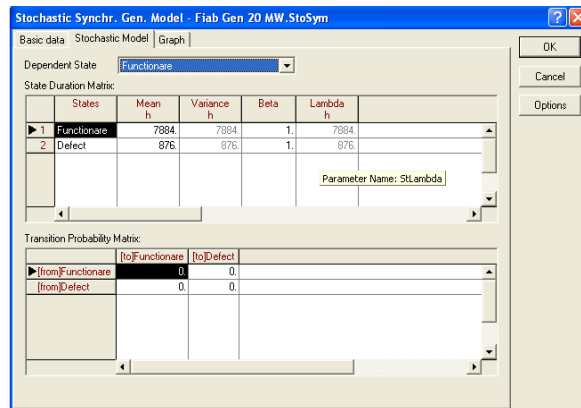


Fig. 3.29. Fereastră de dialog – model stocastic din cadrul softului DigSilent

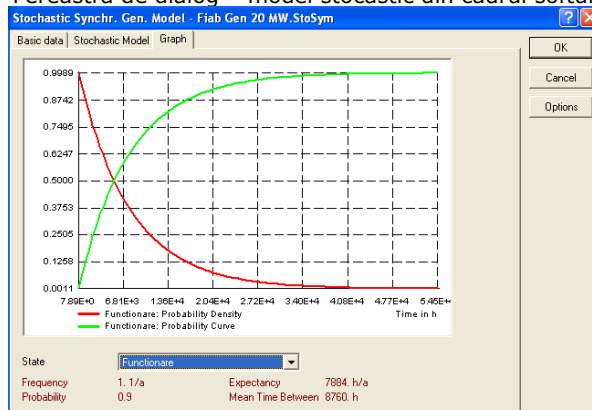


Fig. 3.30. Fereastră de dialog – curba de probabilitate din cadrul softului DigSilent

3.10.3. Indicatorii de fiabilitate obținuți prin simularea sistemului test RTS cu softul DigSilent

Tabelul 3.19 Indicatorii de fiabilitate pentru nodurile sistemului test RTS

Nod	AIT [h/a]	AIF [1/a]	AID [h]
22	28.05	4.83	5.81
2	27.31	4.43	6.30
1	27.30	4.33	6.30
21	24.29	4.25	5.71
9	23.72	3.90	6.08
20	22.46	4.06	5.54
18	22.40	3.98	5.63
7	21.94	3.65	6.02
19	20.58	3.76	5.48
14	20.56	3.71	5.54
6	20.24	3.49	5.80
3	20.22	3.47	5.83
8	20.19	3.45	5.86
17	18.66	3.39	5.50
4	18.43	3.26	5.65
5	18.43	3.25	5.68
24	16.82	3.14	5.36
10	13.19	2.34	5.63
11	13.13	2.33	5.64
23	13.13	2.39	5.50
15	13.13	2.30	5.70
12	13.11	2.30	5.71
16	13.10	2.29	5.72
13	13.10	2.28	5.75

Tabelul 3.20 Indicatorii de fiabilitate pentru nodurile consumatoare ale sistemului test RTS

Nod consumator	TCIT [Ch/a]	TCIF [C/a]	AID [h]	LPENS [MWh/a]	ACIF [1/a]	ACIT [h/a]
2	59.15	5.48	6.28	3339.88	5.48	59.15
1	59.14	5.48	6.28	3718.01	5.48	59.14
9	53.00	5.06	6.08	5399.21	5.06	53.00
20	50.83	5.21	5.68	3786.73	5.21	50.83
18	50.72	5.13	5.76	9833.40	5.13	50.72
7	49.94	4.80	6.06	3633.76	4.80	49.94
19	47.60	4.91	5.65	5014.88	4.91	47.60
14	47.57	4.87	5.65	5372.48	4.87	47.57
3	47.01	4.64	5.83	4923.80	4.64	47.01
8	46.94	4.61	5.91	4671.94	4.61	46.94
4	43.93	4.42	5.74	1891.85	4.42	43.93
5	43.92	4.42	5.77	1814.82	4.42	43.92
6	39.75	3.95	5.95	3145.59	3.95	39.75
10	34.95	3.51	5.79	3963.25	3.51	34.95
15	34.79	3.47	5.84	6418.17	3.47	34.79
16	34.76	3.46	5.85	2023.08	3.46	34.76
13	34.75	3.44	5.84	5359.32	3.44	34.75

Tabelul 3.21 Indicatorii de fiabilitate pentru sistemul test RTS

System Average Interruption Frequency Index:	SAIFI: = 4.520555 [1/Ca]
Customer Average Interruption Frequency Index:	CAIFI: = 4.520555 [1/Ca]
System Average Interruption Duration Index:	SAIDI: = 45.809 [h/Ca]
Customer Average Interruption Duration Index:	CAIDI: = 10.133 [h]
Average Service Availability Index:	ASAI: = 0.9947706857
Average Service Unavailability Index:	ASUI: = 0.0052293143
Energy Not Supplied:	ENS: =74310.179 [MWh/a]
Average Energy Not Supplied:	AENS: = 4371.187 [MWh/Ca]
Average Customer Curtailment Index:	ACCI: = 3.240 [MWh/Ca]
System energy shed:	SES: =19737.763 [MWh/a]

3.11. Concluzii și contribuții personale

S-a prezentat și aplicat pe o configurație simplă simularea Monte Carlo. Se concluzionează caracterul general aplicabil al acestei metode cu inconvenientul unui timp necesar de calcul extrem de mare datorită numărului mare de simulări necesare asigurării convergenței valorilor simulate.

Metoda analitică oferită de DigSilent Reliability este exactă ca tratare analitică în condițiile proceselor aleatorii Markov și oferă o multitudine de indicatori fiabilistici atât la nivelul nodurilor sistemului cât și la întregul sistem. Inconvenientul constă din faptul că sarcina este modelată la o valoare constantă, de obicei valoarea de vârf și se necesită numeroase rulări de circulație de putere deterministă pentru toate elementele considerate a se defecta în cazuri corespunzătoare criteriilor N-1, respectiv N-2.

Ca și contribuții personale se pot remarca:

- sistematizarea materialului bibliografic existent în literatura de specialitate și prezentarea sa într-o formă adaptată pentru obiectul tezei;
- identificarea direcțiilor de cercetare care trebuie abordate în cadrul tezei prin sesizarea aspectelor mai puțin tratate în literatura de specialitate privind continuitatea în alimentarea cu energie electrică a consumatorilor;
- prezentarea completă pentru toate etapele simulării Monte Carlo cu soluții concrete de rezolvare;
- scrierea și aplicarea unui program propriu de aplicare a simulării Monte Carlo aplicat concret pe o configurație test aleasă;
- identificarea tuturor elementelor sistemului test de 24 de noduri IEEE RTS și implementarea lui în pachetul software DigSilent Power Factory, modulul Reliability;
- obținerea de rezultate concrete interpretate adecvat.

4. METODEDE ȘI MODELE PENTRU CIRCULAȚIA PROBABILISTICĂ DE PUTERI

Capitolul este destinat prezentării aspectelor teoretice și aplicative a metodelor de abordare a circulației probabilistice de puteri. Se prezintă în detaliu două metode care păstrează caracterul neliniar dintre mărimile de intrare, puterile în noduri și sarcinile nodale, față de cele de ieșire, tensiunile în noduri și puterile pe linie. Se dezvoltă în continuare, detaliat, metologia de abordare a circulației probabiliste de putere bazată pe liniarizarea ecuațiilor de stare. Se prezintă aplicarea concretă a utilizării seriei Gram-Charlier, respectiv a convoluției pentru obținerea funcției densitate de probabilitate pentru puterile de pe linii.

4.1. Abordarea deterministă a circulației de puteri

4.1.1. Considerații preliminare

Analiza regimului permanent normal (calculul circulației de puteri) pentru SEE complexe înseamnă, în esență, determinarea valorilor tensiunilor în nodurile sistemului (modul și fază – vectorul de stare), a circulației de puteri pe laturile sistemului și a pierderilor de putere pe diversele elemente de rețea și pe ansamblul sistemului, pentru anumite condiții la borne date.

Modelul matematic care descrie regimul permanent normal al unui SEE complex constă, în principiu, dintr-un sistem de ecuații neliniare, de foarte mari dimensiuni, cu o pronunțată structură lacunară a matricelor de coeficienți [Kilyeni2008], [Eremia2006], [Bergen2000], [Momoh2001], [El-Hawary2008], [Eremia1985], [Glover2006].

Soluționarea unor asemenea sisteme de ecuații se poate realiza eficient numai cu metode de tip Newton – metode care utilizează derivatele parțiale ale funcțiilor care definesc ecuațiile sistemului. Elementul cel mai important al unor asemenea metode îl reprezintă rezolvarea, la fiecare pas al procesului iterativ de soluționare, a sistemului de ecuații liniar în corecții. În condițiile date, soluționarea acestui sistem se realizează cu metodele directe de rezolvare a sistemelor de ecuații liniare. Aceste metode directe folosesc tehnicile numerice de factorizare a matricelor sau alte tehnici asemănătoare (diagonalizare sau triunghiularizare) [Kilyeni2004], [Gavrilaș1999], [Năslău1999], [Precup2002], [Precup2007], [Micu2007], [Năslău2005].

În cele ce urmează, se consideră un SEE care cuprinde n noduri (N – mulțimea nodurilor), notațiile fiind $i \in N$ sau $i = \overline{1, n}$, și r elemente de rețea (R – mulțimea elementelor de rețea), dintre care n_ℓ sunt linii electrice (L – submulțimea corespunzătoare) și n_t sunt transformatoare și autotransformatoare (T – submulțimea corespunzătoare).

Din punctul de vedere al circulației de puteri, făcând abstracție de nodurile pasive (considerate noduri consumatoare cu consum nul de putere activă și reactivă), există două tipuri mari de noduri [Kilyeni2008], [Eremia2006], [El-Hawary2008]:

- noduri generatoare (unde există surse de putere activă și / sau reactivă), în număr de g (G - submulțimea nodurilor generatoare), notațiile fiind $i \in G$ sau $i = \overline{1, g}$;

- noduri consumatoare (unde nu există surse de putere activă sau reactivă), în număr de c (C - submulțimea nodurilor consumatoare), notațiile fiind $i \in C$ sau $i = \overline{1, c}$.

Evident, $n = g + c$ sau $N = G \cup C$.

Unul dintre nodurile generatoare este considerat nod de echilibrare (cel cu indicele e , $e \in G$ (pot exista mai multe noduri de echilibrare, de exemplu E submulțimea nodurilor de echilibrare, $E \subset G$, dar pentru simplificarea scrierii relațiilor, fără a altera gradul de generalitate a prezentării, se consideră un singur nod de echilibrare).

Pentru diversele tipuri de noduri, condiții la borne date înseamnă următoarele:

- noduri consumatoare - se cunosc puterea activă (P) și puterea reactivă (Q) injectate în nod, evident sub formă de putere activă și reactivă consumată (P_c , respectiv Q_c), necunoscutele fiind modulul și faza tensiunii (U , respectiv δ), cu eventuală plajă de valori admise pentru modul;

- noduri generatoare - se cunosc puterea activă (P) injectată în nod (cu alte cuvinte, atât puterea activă generată P_g , cât și cea consumată P_c) și modulul tensiunii (U), necunoscutele fiind faza tensiunii (δ) și puterea reactivă (Q) injectată (cu observația că puterea reactivă consumată Q_c se cunoaște, necunoscuta efectivă fiind cea generată Q_g , cu eventuală plajă de valori admise);

- nodul de echilibrare - se cunosc modulul și faza tensiunii (U , respectiv δ), necunoscutele fiind puterea activă (P) și puterea reactivă (Q) injectate în nod, evident sub formă de putere activă și reactivă generată (P_g , respectiv Q_g), cele consumate (P_c , respectiv Q_c) fiind cunoscute.

Se menționează că toate relațiile care apar în acest capitol sunt exprimate în unități relative. Convențiile de semn pentru puterile nodale și cele care circulă prin elementele de rețea, sunt cele uzuale, precizate în [Kilyeni2008], la fel ca și mărimile de bază pentru sistemul de unități relative.

4.1.2. Soluționarea modelului matematic cu versiunea clasică a metodei Newton

Conform [Kilyeni2008], [Eremia2006], [Momoh2001], [El-Hawary2008], modelul matematic al regimului permanent normal constă, în esență, dintr-un sistem neliniar de $2n$ ecuații, definite de bilanțurile de putere activă și reactivă în cele n noduri:

$$\left\{ \begin{array}{l} f_{P_i} = U_i^2 \cdot G_{ii} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n U_j \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) + B_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j)] - (P_{g_i} + P_{c_i}) = 0, \quad i = \overline{1, n} \\ f_{Q_i} = -U_i^2 \cdot B_{ii} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n U_j \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j) - B_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j)] - (Q_{g_i} + Q_{c_i}) = 0, \quad i = \overline{1, n} \end{array} \right. \quad (4.1)$$

unde: $U_i, i \in N$; $\delta_i, i \in N$; $P_{g_i}, i \in G$; $Q_{g_i}, i \in G$.

- elementele diagonale $Y_{ii} = G_{ii} + j \cdot B_{ii}, i = \overline{1, n}$, reprezintă admitanțele proprii sau de intrare, valorile lor rezultând prin însumarea admitanțelor tuturor laturilor incidente la nodul i ;
- elementele nediagonale $Y_{ij} = G_{ij} + j \cdot B_{ij}, i = \overline{1, n}, j = \overline{1, n}, i \neq j$, reprezintă admitanțele de legătură sau de transfer, valorile lor rezultând prin însumarea cu semn schimbat a admitanțelor tuturor laturilor care leagă nodul i de nodul j .

Cele $2n$ necunoscute sunt, în principiu, componentele vectorului de stare (tensiunile, ca modul și fază), cu următoarele precizări de detaliu:

- $U_i, i \in C$ – c necunoscute;
- $Q_i (Q_{g_i}), i \in G$ – g necunoscute;
- $\delta_i, i \in N \setminus e$ – $(n-1)$ necunoscute;
- $P_i (P_{g_i}), i = e$ – 1 necunoscută;

Total: $c + g + (n-1) + 1 = n + n = 2n$

Se observă că cele $g+1$ necunoscute de tip P_{g_i} și Q_{g_i} rezultă direct din ecuația corespunzătoare, dar pentru uniformitatea scrierii relațiilor și a structurii formale a matricelor de coeficienți se preferă lucrul cu toate cele $2n$ ecuații.

Dacă se cunoaște vectorul de stare, circulațiile de puteri prin elementele de rețea, se pot calcula direct [Kilyeni2008]:

$$\begin{cases} P_{ij} = U_i^2 \cdot (G_{\ell ij} + G_{\ell i0}) - U_i \cdot U_j \cdot [G_{\ell ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) + B_{\ell ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j)] \\ Q_{ij} = -U_i^2 \cdot (B_{\ell ij} + B_{\ell i0}) - U_i \cdot U_j \cdot [G_{\ell ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j) - B_{\ell ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j)] \end{cases} \quad (4.2)$$

$$S_{ij} = \sqrt{P_{ij}^2 + Q_{ij}^2} \quad (4.3)$$

$$\begin{cases} P_{ji} = U_j^2 \cdot (G_{\ell ij} + G_{\ell j0}) - U_i \cdot U_j \cdot [G_{\ell ij} \cdot \cos(\delta_j - \delta_i) + B_{\ell ij} \cdot \sin(\delta_j - \delta_i)] \\ Q_{ji} = -U_j^2 \cdot (B_{\ell ij} + B_{\ell j0}) - U_i \cdot U_j \cdot [G_{\ell ij} \cdot \sin(\delta_j - \delta_i) - B_{\ell ij} \cdot \cos(\delta_j - \delta_i)] \end{cases} \quad (4.4)$$

$$S_{ji} = \sqrt{P_{ji}^2 + Q_{ji}^2} \quad (4.5)$$

unde: $G_{\ell ij}$ și $B_{\ell ij}$ reprezintă conductanța, respectiv susceptanța longitudinală a elementului de rețea ij ; $G_{\ell i0}$, $B_{\ell i0}$ reprezintă conductanța, respectiv susceptanța transversală corespunzătoare nodului i (considerând pentru elementele de rețea scheme echivalente în π , simetrice pentru liniile electrice, respective nesimetrice pentru transfor-matoare și autotransformatoare); iar $G_{\ell j0}$, $B_{\ell j0}$ reprezintă conductanța, respectiv susceptanța transversală corespunzătoare nodului j .

Situația este similară și în ceea ce privește pierderile de putere pe elementele de rețea [Kilyeni2008]:

$$\begin{cases} \Delta P_{ij} = P_{ij} + P_{ji} = U_i^2 \cdot G_{\ell i0} + U_j^2 \cdot G_{\ell j0} + G_{\ell ij} \cdot (U_i^2 + U_j^2) - 2 \cdot U_i \cdot U_j \cdot G_{\ell ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) \\ \Delta Q_{ij} = Q_{ij} + Q_{ji} = -U_i^2 \cdot B_{\ell i0} - U_j^2 \cdot B_{\ell j0} - B_{\ell ij} \cdot (U_i^2 + U_j^2) + 2 \cdot U_i \cdot U_j \cdot B_{\ell ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) \end{cases} \quad (4.6)$$

cât și pe ansamblul SEE (sau zone ale SEE):

$$\begin{cases} \Delta P = \sum_{ij \in R} \Delta P_{ij} = \sum_{i \in N} P_i = \sum_{i \in G} P_{gi} + \sum_{i \in N} P_{ci} \\ \Delta Q = \sum_{ij \in R} \Delta Q_{ij} = \sum_{i \in N} Q_i = \sum_{i \in G} Q_{gi} + \sum_{i \in N} Q_{ci} \end{cases} \quad (4.7)$$

Dacă interesează și defalcarea pierderilor pe componente, atunci se utilizează relațiile [Kilyeni2008]:

$$\begin{cases} \Delta P_{ij\text{transv}} = U_i^2 \cdot G_{\ell i0} + U_j^2 \cdot G_{\ell j0} \\ \Delta Q_{ij\text{transv}} = -U_i^2 \cdot B_{\ell i0} - U_j^2 \cdot B_{\ell j0} \end{cases} \quad (4.8)$$

$$\begin{cases} \Delta P_{ij\text{long}} = G_{\ell ij} \cdot (U_i^2 + U_j^2) - 2 \cdot U_i \cdot U_j \cdot G_{\ell ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) \\ \Delta Q_{ij\text{long}} = -B_{\ell ij} \cdot (U_i^2 + U_j^2) + 2 \cdot U_i \cdot U_j \cdot B_{\ell ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) \end{cases} \quad (4.9)$$

Soluționarea sistemului linear de ecuații (4.1) cu versiunea clasică a metodei Newton [Kilyeni20004] se poate sintetiza după cum urmează [Kilyeni20008].

a) se inițializează soluția (componentele vectorului de stare), de regulă cu valorile „flat” (sau cu orice alte valori convenabil alese):

$$\begin{aligned} U_i^0 &= 1, \quad i \in C \\ \delta_i^0 &= 0(\delta_e), \quad i \in N \setminus e \end{aligned} \quad (4.10)$$

b) la un pas oarecare k al procesului iterativ de calcul, $k = 1, 2, 3 \dots$, se calculează noile valori ale funcțiilor $f_{pi}, i \in N \setminus e, f_{qi}, i \in C$ (folosind valorile curente ale variabilelor), care sunt de fapt termenii liberi ai sistemului de ecuații în corecții (4.1);

c) la același pas k se calculează coeficienții sistemului liniar în corecții

$$\mathbf{J} \cdot \Delta \mathbf{x} = -\mathbf{f} \quad (4.11)$$

unde $\Delta \mathbf{x}$ este vectorul corecțiilor,

$$\Delta \mathbf{x} = \begin{bmatrix} \Delta \delta \\ \Delta \mathbf{U} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta \delta_1 \\ \Delta \delta_2 \\ \vdots \\ \Delta \delta_n \\ \Delta U_1 \\ \Delta U_2 \\ \vdots \\ \Delta U_n \end{bmatrix} \quad (4.12)$$

\mathbf{f} este vectorul valorilor funcțiilor (4.1),

$$\mathbf{f} = \begin{bmatrix} \mathbf{f_P} \\ \mathbf{f_Q} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{P1} \\ f_{P2} \\ \vdots \\ f_{Pn} \\ f_{Q1} \\ f_{Q2} \\ \vdots \\ f_{Qn} \end{bmatrix} \quad (4.13)$$

iar \mathbf{J} este matricea jacobiană, partiționată corespunzător: $\mathbf{J1}$ (corespunde derivatelor parțiale ale funcțiilor de putere activă în raport cu fazele tensiunilor), $\mathbf{J2}$ (corespunde derivatelor parțiale ale funcțiilor de putere activă în raport cu modulele tensiunilor), $\mathbf{J3}$ (corespunde derivatelor parțiale ale funcțiilor de putere reactivă în raport cu fazele tensiunilor) și $\mathbf{J4}$ (corespunde derivatelor parțiale ale funcțiilor de putere reactivă în raport cu modulele tensiunilor):

$$\mathbf{J} = \begin{bmatrix} \mathbf{J1} & \mathbf{J2} \\ \mathbf{J3} & \mathbf{J4} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{f_P}}{\partial \delta} & \frac{\partial \mathbf{f_P}}{\partial U} \\ \frac{\partial \mathbf{f_Q}}{\partial \delta} & \frac{\partial \mathbf{f_Q}}{\partial U} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial f_{P1}}{\partial \delta_1} & \frac{\partial f_{P1}}{\partial \delta_2} & \dots & \frac{\partial f_{P1}}{\partial \delta_n} & \frac{\partial f_{P1}}{\partial U_1} & \frac{\partial f_{P1}}{\partial U_2} & \dots & \frac{\partial f_{P1}}{\partial U_n} \\ \frac{\partial f_{P2}}{\partial \delta_1} & \frac{\partial f_{P2}}{\partial \delta_2} & \dots & \frac{\partial f_{P2}}{\partial \delta_n} & \frac{\partial f_{P2}}{\partial U_1} & \frac{\partial f_{P2}}{\partial U_2} & \dots & \frac{\partial f_{P2}}{\partial U_n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial f_{Pn}}{\partial \delta_1} & \frac{\partial f_{Pn}}{\partial \delta_2} & \dots & \frac{\partial f_{Pn}}{\partial \delta_n} & \frac{\partial f_{Pn}}{\partial U_1} & \frac{\partial f_{Pn}}{\partial U_2} & \dots & \frac{\partial f_{Pn}}{\partial U_n} \\ \frac{\partial f_{Q1}}{\partial \delta_1} & \frac{\partial f_{Q1}}{\partial \delta_2} & \dots & \frac{\partial f_{Q1}}{\partial \delta_n} & \frac{\partial f_{Q1}}{\partial U_1} & \frac{\partial f_{Q1}}{\partial U_2} & \dots & \frac{\partial f_{Q1}}{\partial U_n} \\ \frac{\partial f_{Q2}}{\partial \delta_1} & \frac{\partial f_{Q2}}{\partial \delta_2} & \dots & \frac{\partial f_{Q2}}{\partial \delta_n} & \frac{\partial f_{Q2}}{\partial U_1} & \frac{\partial f_{Q2}}{\partial U_2} & \dots & \frac{\partial f_{Q2}}{\partial U_n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial f_{Qn}}{\partial \delta_1} & \frac{\partial f_{Qn}}{\partial \delta_2} & \dots & \frac{\partial f_{Qn}}{\partial \delta_n} & \frac{\partial f_{Qn}}{\partial U_1} & \frac{\partial f_{Qn}}{\partial U_2} & \dots & \frac{\partial f_{Qn}}{\partial U_n} \end{bmatrix} \quad (4.14)$$

elementele submatricelor jacobiene având expresiile:

- elementele submatricii $\mathbf{J1}$:

➤ elementele diagonale:

$$\frac{\partial f_{Pi}}{\partial \delta_i} = - \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n U_i \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j) - B_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j)], \quad i \in N \setminus e \quad (4.15)$$

$$\frac{\partial f_{Pe}}{\partial \delta_e} = 1 \quad (\text{valoare fictivă, } f_{Pe} = 0) \quad (4.16)$$

➤ elementele nediagonale:

$$\frac{\partial f_{Pi}}{\partial \delta_j} = U_i \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j) - B_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j)], \quad i \in N \setminus e, j \in N \setminus e, j \neq i \quad (4.17)$$

$$\frac{\partial f_{pe}}{\partial \delta_j} = 0, \quad j \in N \setminus e \quad (\text{valori fictive, } f_{pe} = 0) \quad (4.18)$$

$$\frac{\partial f_{pi}}{\partial \delta_e} = 0, \quad i \in N \setminus e \quad (\text{valori fictive, } \delta_e = 0) \quad (4.19)$$

- elementele submatricei **J2**:
 - elementele diagonale:

$$U_i \cdot \frac{\partial f_{pi}}{\partial U_i} = 2 \cdot U_i^2 \cdot G_{ii} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n U_i \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) + B_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j)], \quad i \in C \quad (4.20)$$

$$U_i \cdot \frac{\partial f_{pi}}{\partial U_i} = 0, \quad i \in G \quad (\text{valori fictive, } U_i = \text{const.}) \quad (4.21)$$

- elementele nediagonale:

$$U_j \cdot \frac{\partial f_{pi}}{\partial U_j} = U_i \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) + B_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j)], \quad i \in N \setminus e, j \in C, j \neq i \quad (4.22)$$

$$U_j \cdot \frac{\partial f_{pe}}{\partial U_j} = 0, \quad j \in N, j \neq e \quad (\text{valori fictive, } f_{pe} = 0) \quad (4.23)$$

$$U_j \cdot \frac{\partial f_{pi}}{\partial U_j} = 0, \quad i \in N \setminus e, j \in G, j \neq i \quad (\text{valori fictive, } U_j = \text{const.}) \quad (4.24)$$

- elementele submatricei **J3**:
 - elementele diagonale:

$$\frac{\partial f_{Qi}}{\partial \delta_i} = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n U_i \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) + B_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j)], \quad i \in C \quad (4.25)$$

$$\frac{\partial f_{Qi}}{\partial \delta_i} = 0, \quad i \in G \quad (\text{valori fictive, } f_{Qi} = 0, i \in G) \quad (4.26)$$

- elementele nediagonale:

$$\frac{\partial f_{Qi}}{\partial \delta_j} = -U_i \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j) + B_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j)], \quad i \in C, j \in N \setminus e, j \neq i \quad (4.27)$$

$$\frac{\partial f_{Qi}}{\partial \delta_j} = 0, \quad i \in G, j \in N \setminus e, j \neq i \quad (\text{valori fictive, } f_{Qi} = 0, i \in G) \quad (4.28)$$

$$\frac{\partial f_{Qi}}{\partial \delta_e} = 0, \quad i \in C \quad (\text{valori fictive, } \delta_e = 0) \quad (4.29)$$

- elementele submatricei **J4**:
 - elementele diagonale:

$$U_i \cdot \frac{\partial f_{Qi}}{\partial U_i} = -2 \cdot U_i^2 \cdot B_{ii} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n U_i \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j) - B_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j)], \quad i \in C \quad (4.30)$$

$$U_i \cdot \frac{\partial f_{Qi}}{\partial U_i} = 0, \quad i \in G \quad (\text{valori fictive, } f_{Qi} = 0, U_i = \text{const.}, i \in G) \quad (4.31)$$

- elementele nediagonale:

$$U_j \cdot \frac{\partial f_{Qi}}{\partial U_j} = U_i \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j) - B_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j)], \quad i \in C, j \in C, j \neq i \quad (4.32)$$

$$U_j \cdot \frac{\partial f_{Qi}}{\partial U_j} = 0, \quad i \in G, j \in C, j \neq i \quad (\text{valori fictive, } f_{Qi} = 0, i \in G) \quad (4.33)$$

$$U_j \cdot \frac{\partial f_{Qi}}{\partial U_j} = 0, \quad i \in C, j \in G, j \neq i \quad (\text{valori fictive, } U_j = \text{const.}, j \in G) \quad (4.34)$$

d) se soluționează sistemul liniar în corecții (4.11), rezultând valorile curente ale corecțiilor efective de modul și unghi ($\Delta \delta_i^{k-1}$, $i \in N \setminus e$, $(\Delta U_i / U_i)^{k-1}$, $i \in C$);

e) se calculează noile valori ale variabilelor:

$$\begin{cases} \delta_i^k = \delta_i^{k-1} + \Delta \delta_i^{k-1}, & i \in N \setminus e \\ U_i^k = U_i^{k-1} + U_i^{k-1} \cdot \left(\frac{\Delta U_i}{U_i} \right)^{k-1} = U_i^{k-1} \cdot \left[1 + \left(\frac{\Delta U_i}{U_i} \right)^{k-1} \right], & i \in C \end{cases} \quad (4.35)$$

f) se calculează puterile reactive generate Q_{gi} , $i \in G$, din condițiile $f_{qi} = 0$, $i \in G$ (4.1):

$$Q_{gi} = -U_i^2 \cdot B_{ii} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n U_i \cdot U_j \cdot [G_{ij} \cdot \sin(\delta_i - \delta_j) - B_{ij} \cdot \cos(\delta_i - \delta_j)] - Q_{ci}, \quad i \in G \setminus e \quad (4.36)$$

g) se verifică respectarea limitelor impuse pentru puterile reactive generate la nodurile generatoare ($i \in G$) și eventuala „revenire” a unui nod generator, anterior trecut în rândul nodurilor consumatoare, conform [Kilyeni2008]. Orice modificare, într-un sens sau altul, atrage după sine schimbarea corespunzătoare a structurii submatricelor jacobiene **J1** și **J4**;

h) se verifică îndeplinirea condițiilor de terminare a procesului de calcul:

$$\begin{aligned} \text{Max}_i \left\{ \left| f_{pi}^k \right| \right\} &\leq \varepsilon, \quad i \in N \setminus e \\ \text{Max}_i \left\{ \left| f_{qi}^k \right| \right\} &\leq \varepsilon, \quad i \in C \end{aligned} \quad (4.37)$$

Dacă sunt îndeplinite condițiile de terminare, calculul iterativ este încheiat și se trece la punctul i). În caz contrar calculul nu este terminat și se trece la iterația următoare (se sare la punctul b). Practic, această verificare se face imediat după punctul b);

i) se calculează puterile activă și reactivă generată în nodul de echilibrare, P_{ge}, Q_{ge} , din condițiile $f_{pe} = 0, f_{qe} = 0$:

$$\begin{cases} P_{ge} = U_e^2 \cdot G_{ee} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n U_e \cdot U_j \cdot [G_{ej} \cdot \cos(\delta_e - \delta_j) + B_{ej} \cdot \sin(\delta_e - \delta_j)] - P_{ce} \\ Q_{ge} = -U_e^2 \cdot B_{ee} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n U_e \cdot U_j \cdot [G_{ej} \cdot \sin(\delta_e - \delta_j) - B_{ej} \cdot \cos(\delta_e - \delta_j)] - Q_{ce} \end{cases} \quad (4.38)$$

j) se calculează circulațiile de puteri pe elementele de rețea (4.2) - (4.5), pierderile de putere pe elementele de rețea (4.6), (4.8), (4.9), bilanțurile de puteri pe zone și pe ansamblul sistemului (4.7).

Observații practice privind aplicarea versiunii clasice a metodei Newton și caracteristicile sale principale sunt precizate în [Kilyeni2008], impunând utilizarea unor versiuni mai eficiente, din punctul de vedere al timpului total de calcul și al memoriei necesare, pentru SEE de mari dimensiuni: Newton decuplat, Newton decuplat rapid și ultrarapid.

Dintre acestea se prezintă în continuare versiunea Newton decuplat ultrarapid, utilizată în pachetul de programe de calcul POWER [Kilyeni2008].

4.1.3. Adaptarea circulației deterministe de putere pentru considerarea comportării aleatorii a unor elemente de sistem

Aplicația software PowerWorld-Matlab a fost dezvoltată în mediul Matlab, utilizându-se din plin facilitățile de interfață specifice sistemelor de operare Microsoft Windows. Ea este interfațată cu programul Powerworld, de unde se obțin toate datele referitoare la topologia, parametrii și regimul de funcționare a SEE.

După lansarea în execuție a aplicației, utilizatorul specifică fișierul care conține baza de date Powerworld corespunzătoare SEE și regimului analizat. Apoi se creează fișierul Matlab de tip script, care conține numele fișierului *.pwb corespunzător și o serie de elemente care permit extragerea diverselor tipuri de informații din fișierul *.pwb. Rularea fișierului script are ca efect încărcarea în Powerworld a fișierului *.pwb corespunzător, calculul circulației de puteri pentru datele inițiale cuprinse în fișierul *.pwb și extragerea, în fișiere text (meniul *Fișier*, opțiunea *Creare fișier script*), a tuturor informațiilor necesare pentru calculele ulterioare. Vizualizarea rezultatelor se poate efectua selectând opțiunea *Afișare rezultat*, din cadrul meniului *Vizualizare* [Bărbulescu2009].

În urma rulării acestei aplicații, se pot obține date referitoare la circulația de puteri pe laturile sistemului, în cazul în care se consideră defectarea pe rând a câte unui grup generator, a câte unui element de transport sau a câte unui grup generator și a câte unui element de transport simultan.

4.2. Circulația probabilistică de puteri

4.2.1. Specificul modelelor probabilistice ale circulației de puteri

Principalul obiectiv al acestui capitol este de a prezenta comparativ problemele care apar în abordarea circulației de puteri probabilistică, influența scoaterii din funcțiune a unor elemente asupra circulației de puteri și interdependența dintre puterile injectate în noduri. Aceste metode se pot clasifica ca metode de simulare, metode analitice sau o combinație între cele două, folosite pentru a se obține media și dispersia puterilor vehiculate pe linie [Coroiu2009].

Circulația de puteri deterministă (Deterministic Load Flow - DLF) este folosită pentru analiza, evaluarea și planificarea funcționării zi de zi a sistemelor electroenergetice. În circulația de puteri deterministă trebuie să se cunoască valoarea puterii generate și sarcina cerută de o anumită configurație de rețea pentru a calcula parametrii sistemului și circulația de puteri. Prin urmare, în circulația de puteri deterministă se elimină anumite incertitudini din sistemele electroenergetice, ca de exemplu rata de defect a generatoarelor, schimbarea configurației rețelelor și variația sarcinilor cerute, mai mult, sistemele electroenergetice moderne cu producere de generare distribuită, ca de exemplu eolienele și panourile fotovoltaice, introduc în plus fluctuații de putere în sistem datorate faptului că sursa lor de energie nu poate fi controlabilă. Prin urmare, abordarea deterministă nu este suficientă pentru analiza sistemelor electroenergetice moderne, rezultatele oferite de o circulație de putere deterministă pot da o evaluare nerealistă a performanțelor sistemelor, având mărimi aleatorii în componență. Deci pentru a lua în considerare incertitudinile pot fi folosite diferite abordări matematice pentru analiza incertitudinilor, cum ar fi abordarea probabilistică, seturi fuzzy [Wang2011] și analiza de interval [Alvarado1992]. Abordarea probabilistică are un fundal matematic solid și a fost aplicată la sisteme electroenergetice în diferite modele [Anders1990], [Borkowska1974], [Zechun2006], [Zhang2004].

Circulația de puteri probabilistă (Probabilistic Load Flow - PLF) a fost propusă pentru prima dată în 1974 și a fost dezvoltată în continuare și aplică în sisteme electroenergetice cu funcționare normală, la planificării pe termen scurt/lung precum și în alte domenii [Allan1974], [Borkowska1974], [Silva1990]. PLF necesită pentru mărimile de intrare funcția cumulativă de distribuție (Cumulative Distribution Function - FPC) și funcția densitate de probabilitate (Probabilistic Density Function - FDP). O circulație de puteri probabilistică poate fi rezolvată numeric, de exemplu utilizând metoda Monte Carlo (MC) sau analitic, de exemplu utilizând o metodă de convoluție, sau o combinație a acestora [Allan1976], [Jorgensen1998], [Silva1990]. Principalul dezavantaj al metodei Monte Carlo reprezintă necesitatea unui număr mare de simulări, ceea ce reprezintă un consum mare de timp, deoarece abordările analitice sunt complicate din punct de vedere al calculului matematic și al preciziei, datorită diferitelor aproximări. În paralel, o tehnică similară, denumită circulație de puteri stocastică (Stochastic Load Flow - SLF) [Dopazo1975], a fost dezvoltată pentru a face față aceleiași probleme [Anders1990]. Această metodă se bazează pe ipoteza că distribuțiile probabilistice ale mărimilor de intrare care determină circulația de puteri, sunt distribuite după o lege cunoscută. Aceasta presupunere, deși reprezintă o metodă simplificatoare a calculului matematic, prin adoptarea de obicei a unei legi normale, se demonstrează a fi fiabilă [Allan1974]. Prin urmare, punerea în aplicare a unei circulații de puteri stocastică este limitată și nu va fi discutată în continuare. Literatura de specialitate acordă o

importanță deosebită liniarizării ecuațiilor circulației de puteri (Load Flow - LF), ieșirea din funcțiune din cauza unui defect și interdependența dintre puterile injectate în fiecare nod. Cu toate acestea, există numeroase abordări din 1989 până în prezent în care se tratează circulația de puteri probabilistică din punct de vedere al eficienței unor algoritmi, din punct de vedere al planificării funcționării sistemului și din punct de vedere al includerii unor dispozitive de control a tensiune [Dong2011] [Hatziaargyriou2004], [Silva1990], [Su2005], [Villanueva2011].

Metodele de abordare pot fi clasificate ca metode de simulare, metode analitice, sau o combinație a acestora. Cea mai simplă evaluare a unei probleme dintr-o circulație de puteri probabilistică poate fi reprezentată printr-o metodă de simulare Monte Carlo. Această metodă presupune ca datele de intrare să aibă o distribuție probabilistică, ceea ce caracterizează o variație posibilă a parametrilor. Valorile aleatoare ale distribuției sunt selectate și utilizate pentru a se ajunge la estimarea unei circulații de puteri. Pentru această metodă este nevoie de un efort mare de calcul și pentru unele cazuri, procesul iterativ utilizat pentru rezolvarea ecuațiilor neliniare ale unei circulații de puteri pot chiar să nu convergă.

În scopul reducerii efortului de calcul s-au implementat alte metode de analiză [Allan1981], [Dimitrovski2004], [Dopazo1975], [Silva1981], [Zhang2004], [Wang1992]. O circulație de puteri în curent continuu a fost propusă în [Borkowska1974] și s-a luat în considerare incertitudinile din noduri pentru a găsi distribuția circulației pe laturi. O abordare directă bazată pe principiul de estimare statistică prin metoda celor mai mici pătrate calculează efectele datelor incerte de intrare pentru toate mărimile de ieșire pentru a obține valoarea medie și variația soluției în problema unei circulații de puteri [Dopazo1975]. Frecvent se utilizează liniarizarea ecuațiilor circulației de puteri și o tehnică de convoluție a domeniului discret de frecvențe prin aplicarea transformărilor rapide Fourier pentru a crește precizia calculului și pentru a se găsi funcția densitate de probabilitate pentru toate mărimile de ieșire [Allan1981]. Modelul circulației de puteri combinat cu conceptul de cumulați și teoria lui Gram-Charlier pentru a considera incertitudinile injecțiilor de putere din noduri estimează cu suficiența precizie și timp de calcul redus o circulație probabilistică de puteri precum și funcțiile de distribuție cumulative pentru fiecare putere vehiculată pe o latură [Zhang2004]. O nouă metodă bazată pe fuzzy/interval în care se folosește principiul sarcina de frontieră este propusă în referința [Dimitrovski2004] pentru a se găsi soluții corecte pentru limita unei circulații de puteri. Un nou algoritm pentru circulația de puteri probabilistică bazat pe modele liniarizate, dar care țin cont de ecuațiile rețelei, pentru a calcula distribuția mărimilor de ieșire a fost dezvoltat în [Silva1981]. Pentru a considera incertitudinile din noduri și pentru a se găsi toate soluțiile posibile cuprinse între limitele acestui interval în [Wang1992] se introduce noțiunea de interval matematic. Principalul avantaj al metodelor de analiză menționate mai sus este de a evita simulările pe calculator, dar sunt necesare mai multe ipoteze matematice și algoritmi complecși pentru rezolvarea lor.

4.2.2. Modele matematice ale circulației probabilistice de puteri menținându-se neliniaritatea ecuațiilor

În acest subcapitol se prezintă abordarea circulației probabiliste de puteri, prin considerarea dezvoltării seriei Taylor a puterilor pe linii și reținerea termenilor neliniari.

4.2.2.1. Estimarea mediei și dispersiei variabilelor de stare

Ecuațiile tradiționale ale puterilor în noduri în coordonate carteziane sunt [Bergen1986]:

$$P_i = \sum_{j \in i} [e_i (G_{ij} e_j - B_{ij} f_j) + f_i (G_{ij} f_j + B_{ij} e_j)] \quad (4.39)$$

$$Q_i = \sum_{j \in i} [f_i (G_{ij} e_j - B_{ij} f_j) - e_i (G_{ij} f_j + B_{ij} e_j)] \quad (4.40)$$

Pentru nodurile PU, în locul ecuației de putere reactivă se poate scrie ecuație tensiunii:

$$U_i^2 = e_i^2 + f_i^2 \quad (4.41)$$

unde

- P_i și Q_i reprezintă variabilele de intrare, putere activă și reactivă pentru nodul i ;
- e_i și f_i reprezintă partea reală și imaginară a tensiunii în nodul i ;
- e_j și f_j reprezintă partea reală și imaginară a tensiunii în nodul j care are legătură cu nodul i ;
- G_{ij} și B_{ij} reprezintă partea reală și imaginară a elementului (i, j) din matricea admitanțelor.

Ecuțiile (4.39), (4.40), (4.41) pot fi scrise condensate în felul următor:

$$Y = f(X) \quad (4.42)$$

unde

- Y reprezintă variabila de intrare a nodurilor, o matrice coloană formată din puteri active și reactive;
- X reprezintă un vector coloană, format din variabile de stare care reprezintă părțile reale și imaginare ale tensiunilor din noduri.

Se dezvoltă ecuația (4.41) într-o serie Taylor în jurul valorii inițiale X^0 a variabilei de stare. Pentru că ecuația (4.41) este un set de ecuații algebrice pătratice, se pot folosi trei termeni ai dezvoltării în serie Taylor pentru a indica cu precizie ecuația (4.41), ca de exemplu:

$$Y = f(X^0) + \left. \frac{\partial f(X)}{\partial X} \right|_{X=X^0} \Delta X + \frac{1}{2} \cdot \Delta X^T \left. \frac{\partial^2 f(X)}{\partial X^2} \right|_{X=X^0} \Delta X \quad (4.43)$$

Notă:

$$J_i = \left. \frac{\partial f(X)}{\partial X} \right|_{X=X^0} \quad \text{este matricea Jacobian a funcției } f_i(X)$$

$$H^i = \left. \frac{\partial^2 f(X)}{\partial X^2} \right|_{X=X^0} \quad \text{este matricea Hessian a funcției } f_i(X)$$

Se obține:

$$\Delta Y - \frac{1}{2} \begin{bmatrix} \Delta X^T & H^1 & \Delta X \\ \Delta X^T & H^2 & \Delta X \\ \dots & \dots & \dots \\ \Delta X^T & H^n & \Delta X \end{bmatrix} = J \cdot \Delta X \quad (4.44)$$

În ecuația (4.44), $n = 2(N - 1)$, unde N reprezintă numărul de noduri. Elementul matricei H^i este $h_{jk} = \frac{\partial^2 f_i}{\partial x_j \partial x_k}$, deoarece se acceptă scrierea ecuațiilor circulației de puteri în coordonate carteziane, iar h_{jk} sunt coeficienți invariabili. Astfel, $\Delta Y = Y - Y^0$, $\Delta X = X - X^0$ și $Y^0 = f(X^0)$. H^i reprezintă matricea coeficient, elementele ei reprezintă derivate parțiale de ordinal I a funcției f_i pentru variabile de stare X , iar elementul următor reprezintă derivate de ordinal II pentru f_i pentru variabila de stare X .

Y^0 este variabila care se obține din funcția f care are ca argument pe X^0 . Dacă se înlocuiește media lui Y pentru a înlocui pe Y^0 și se realizează o circulație de puteri deterministă, atunci X^0 corespunde valorii medii ca răspuns a valorilor medii a puterilor în noduri.

Y^0 se poate obține din datele inițiale, de asemenea se poate determina X^0 , apoi J^0 și H^i . Se consideră deviația aproximativă ΔX ca fiind $\Delta X = S_0 \cdot \Delta Y$, în care $S_0 = (J^0)^{-1}$ și dacă se înlocuiește această expresie în expresia (4.44), se obține:

$$\Delta X = S_0 \cdot \Delta Y - \begin{bmatrix} \Delta Y^T & B^1 & \Delta Y \\ \Delta Y^T & B^2 & \Delta Y \\ \dots & \dots & \dots \\ \Delta Y^T & B^n & \Delta Y \end{bmatrix} \quad (4.45)$$

unde $B^i = \frac{1}{2} S_0^T \left(\sum s_{ij} H^j S_0 \right)$.

Prin dezvoltarea ecuației (4.45) se obține:

$$\Delta X_i = \sum_j s_{ij} \Delta Y_j - \sum_j \sum_k b_{jk}^i \Delta Y_j \Delta Y_k \quad (4.46)$$

unde b_{jk}^i este element al lui B^i .

După ce se introduce media lui Y în locul lui Y^0 , se poate observa că momentul de ordinal I al lui ΔY este echivalent cu momentul centrat propriu, și echivalent cu momentul centrat al lui Y . Pe baza definiției momentului se poate obține orice moment centrat al lui Y din datele inițiale, deci și momentul de orice ordin al lui ΔY . În același timp, S_0 și B^i fiind cunoscute, se poate determina momentul de orice ordin al lui ΔX din relația (4.46).

Momentul de ordinul I are forma [Li2002], [Coroiu2011]:

$$M_I(\Delta X_i) = \sum_p s_{ip} M_I(\Delta Y_p) - \sum_p \sum_q b_{pq}^i M_I(\Delta Y_p \Delta Y_q) \quad (4.47)$$

Momentul de ordinul II are forma:

$$M_2(\Delta X_i \Delta X_j) = \sum_p \sum_q s_{ip} s_{jq} M_2(\Delta Y_p \Delta Y_q) - \sum_p \sum_q \sum_r (s_{ip} b_{qr}^j + s_{jq} b_{qr}^i) M_2(\Delta Y_p \Delta Y_q \Delta Y_r) + \sum_p \sum_q \sum_r \sum_t M_2(\Delta Y_p \Delta Y_q \Delta Y_r \Delta Y_t) \quad (4.48)$$

După ce se obține momentul de orice ordin al lui ΔX , se poate calcula momentul de orice ordin al lui X cu ajutorul relației dintre X și ΔX : $X = X^0 + \Delta X$, care fiind o relație liniară permite acest lucru.

$$M_1(X_i) = X_i^0 + M_1(\Delta X_i) \quad (4.49)$$

$$M_1(X_i X_j) = X_i^0 X_j^0 + X_i^0 M_1(\Delta X_j) + X_j^0 M_1(\Delta X_i) + M_1(\Delta X_i \Delta X_j) \quad (4.50)$$

Din relațiile (4.49), (4.50) se poate obține momentul de ordinul I și ordinul II al variabilelor de stare. Deoarece media variabilelor de stare reprezintă momentul de ordinul I și dispersia reprezintă momentul centrat de ordinul II , se poate lucra și fără media și dispersia variabilelor de stare.

4.2.2.2. Estimarea mediei și dispersiei puterilor pe linie

Prin intermediul calculelor de mai sus, se poate obține media și dispersia variabilelor de stare, astfel încât se poate calcula în continuare media și dispersia circulației de puteri pe linie.

La început, se scriu circulațiile de puteri pe linie în coordonate polare:

$$P_{ij} = -G_{ij} U_i^2 + U_i U_j (G_{ij} \cos \theta_{ij} + B_{ij} \sin \theta_{ij}) \quad (4.51)$$

$$Q_{ij} = B_{ij} U_i^2 - \frac{1}{2} b_{ij} U_i^2 + U_i U_j (G_{ij} \cos \theta_{ij} - B_{ij} \sin \theta_{ij}) \quad (4.52)$$

Relația strânsă dintre puterile active și unghiul tensiunii din noduri este evidentă într-un sistem cu sarcina redusă și cu un raport R/X redus în rețeaua de transport. În același mod, circulația de putere reactivă este în strânsă legătură cu tensiunea din noduri. Astfel ecuațiile (4.51), (4.52) pot fi decuplate. Dacă se folosește tehnica de dezvoltare în serie Taylor a relațiilor (4.51), (4.52) și se reține doar primul termen, adoptându-se tehnica decuplării, în care U este constant în formula (4.51) iar θ variabil, iar în formula θ (4.52) constant și U variabil:

$$\Delta P_{ij} = a_{ij} (\Delta \theta_i - \Delta \theta_j) \quad (4.53)$$

$$\Delta Q_{ij} = c_{ij} \Delta U_i + d_{ij} \Delta U_j \quad (4.54)$$

unde:

- $\Delta P_{ij} = P_{ij} - P_{ij}^0$
- $\Delta Q_{ij} = Q_{ij} - Q_{ij}^0$

- $a_{ij} = \frac{\partial \Delta P_{ij}}{\partial \theta_i} = -\frac{\partial P_{ij}}{\partial \theta_j} = -U_i U_j (G_{ij} \sin \theta_{ij} - B_{ij} \cos \theta_{ij})$
- $c_{ij} = \frac{\partial \Delta Q_{ij}}{\partial U_i} = 2 \left(B_{ij} - \frac{b_{ij}}{2} \right) U_i + U_j (G_{ij} \sin \theta_{ij} - B_{ij} \cos \theta_{ij})$
- $d_{ij} = \frac{\partial \Delta Q_{ij}}{\partial U_j} = U_i (G_{ij} \sin \theta_{ij} - B_{ij} \cos \theta_{ij})$

Cât timp variabilele a_{ij} , c_{ij} , d_{ij} se obțin din datele inițiale dintr-o circulație de puteri, ele rămân constante. Aceste constante poartă denumirea de coeficienți de sensibilitate.

Dacă se folosesc formulele (4.53), (4.54) se pot obține orice ordin al momentelor lui P_{ij} și Q_{ij} .

$$M_1(\Delta P_{ij}) = a_{ij} [M_1(\Delta \theta_i) - M_1(\Delta \theta_j)] \quad (4.55)$$

$$M_2(\Delta P_{ij}) = a_{ij}^2 [M_2(\Delta \theta_i) + M_2(\Delta \theta_j) - 2M_1(\theta_i)M_1(\theta_j)] \quad (4.56)$$

$$M_1(\Delta Q_{ij}) = c_{ij}M_1(\Delta U_i) + d_{ij}M_1(\Delta U_j) \quad (4.57)$$

$$M_2(\Delta Q_{ij}) = c_{ij}^2M_2(\Delta U_i) + d_{ij}^2M_2(\Delta U_j) + 2c_{ij}d_{ij}M_1(U_i)M_1(U_j) \quad (4.58)$$

Neglijând caracterul probabilistic al mărimilor de stare se obține valoare inițială P_{ij}^0 , Q_{ij}^0 din circulația de puteri. Media și dispersia a puterilor pe linie se obține folosind (4.53), (4.54) [Li2002]:

$$P_{ij} = \Delta P_{ij} + P_{ij}^0 \quad (4.59)$$

$$Q_{ij} = \Delta Q_{ij} + Q_{ij}^0 \quad (4.60)$$

4.2.3. Metoda estimării în puncte pentru circulația probabilistică de puteri

Eficiența calculului și acuratețea rezultatelor constituie în mod deosebit criterii de departajare a metodelor de estimare a circulației de puteri.

Cum metodele probabilistice utilizate în circulația de puteri nu pot reproduce exact ecuațiile dintre puteri și mărimile de intrare, au fost necesare dezvoltări matematice complicate pentru obținerea de rezultate performante.

În acest considerent, metoda de estimare prin puncte se folosește pentru a evidenția interferențele statistice în obținerea distribuțiilor probabilistice ale circulației de puteri doar prin considerații de calcul destul de simple.

Problema constă în estimarea funcției densitate de probabilitate pentru variabile aleatorii exprimate ca funcție de alte n variabile aleatoare de forma:

$$Z = h(X, L) \quad (4.61)$$

unde X reprezintă vectorul variabilelor aleatoare de intrare, constând din puterile electrice injectate în noduri, mărimi aleatoare datorită modificării sarcinii și posibilelor defecte ale generatoarelor; L este vectorul corespunzător parametrilor liniilor; Z este vectorul format din variabile aleatoare, mărimi de ieșire, corespunzând puterilor pe liniile electrice. Un termen al lui Z se poate exprima prin funcția neliniară de parametrii aleatori p_i care induc modificări în puterea vehiculată pe linie, adică $Z_i = F_i(p_1, p_2, \dots, p_n)$.

Dintre metodele de aproximare folosite se remarcă utilizarea seriei Taylor trunchiată cu marele dezavantaj al necesității de evaluare a derivatelor lui $h(X)$ în raport cu toți parametrii x . Acest impediment este depășit prin metode de discretizare în estimarea distribuțiilor continue [Kurh1985], [Hong1998], dar cu dezavantajul introdus de numărul foarte mare de estimări necesare. Astfel, dacă în $h(X)$ sunt n variabile aleatoare și dacă se folosesc doar 3 valori discrete pentru estimarea fiecărei V.A. atunci vor fi necesare 3^{20} estimări pentru $h(X)$ [Hong1998].

Metoda estimării punctuale folosește metode numerice pentru calculul momentelor statistice ale lui Z și nu necesită iterații sau derivate pentru $h(X)$ [Harr1989], [Lind1983], [Rosenblueth1975], [Rosenblueth1981].

Metoda de estimare în două puncte oferă momentele statistice pentru Z calculate din cele ale lui X , fiecare V.A. având cunoscută FDP $f(X)$ corespunzătoare sarcinilor, respectiv generatoarelor electrice. Metoda va utiliza 2^n valori pentru estimarea funcției densitate de probabilitate a lui Z prin identificarea momentelor de ordinul al doilea și al treilea ale lui X , ponderate de coeficienții de sensibilitate din expresia lui $h(X)$.

Când n devine mare ca valoare, nu mai este eficientă folosirea a 2^n valori pentru estimarea momentelor statistice mai mici decât ordinul al treilea [Lind1983].

Notând cu μ_x , σ_x și γ_x media, abaterea standard și coeficientul de variație ale lui X , se poate scrie pentru momentul centrat de ordinul i relația:

$$M_i'(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_x)^i f_x(x) dx \quad (4.62)$$

Fie raportul $\lambda_{x,i} = M_i'(x) / \sigma_x^i$, $i = 1, 2, 3, \dots$ cu valorile $\lambda_{x,1} = 0$, $\lambda_{x,2} = 1$ și $\lambda_{x,3}$ și $\lambda_{x,4}$ coeficienții „skewness” și „kurtosis” ai lui X .

O dezvoltare în serie Taylor în jurul mediei pentru $h(X)$ poate estima apoi media lui Z astfel:

$$\begin{aligned} \mu_z = E(h(x)) &= \int_{-\infty}^{+\infty} h(x) f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[h(\mu_x) + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{i!} h^{(i)}(\mu_x) \cdot (\mu_x) \cdot (x - \mu_x)^i \right] dx = \\ &= h(\mu_x) + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{i!} h^{(i)}(\mu_x) \cdot \lambda_x \cdot \sigma_x^i \end{aligned} \quad (4.63)$$

Dacă p_j este probabilitatea valorii lui x_j pentru $i = 1, 2$ și notând $x_i = \mu_X + \zeta_i \cdot \sigma_X$, $i = 1, 2$ cu valorile ζ_i ce vor fi determinate, se poate scrie:

$$p_1 \cdot h(x_1) + p_2 \cdot h(x_2) = h(\mu_X) \cdot (p_1 + p_2) + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{i!} h^i(\mu_X) \cdot (p_1 \cdot \zeta_1^i + p_2 \cdot \zeta_2^i) \cdot \sigma_X^i \quad (4.64)$$

Pentru a aproxima valoarea exactă a mediei lui Z din ecuația (4.63) prin $p_1 \cdot h(x_1) + p_2 \cdot h(x_2)$, din (4.64) este necesar pentru primii 4 termeni din (4.63) să existe din comparația cu (4.64) următoarea relație:

$$\sum_{j=1}^k p_j \cdot \zeta_j^i = \frac{M_i'(x)}{\sigma_X^i} = \lambda_{X,i} \text{ pentru } i = 0, \dots, 3 \quad (4.65)$$

Soluția sistemului de 4 ecuații dat de relația (4.65) este:

$$\zeta_j = \frac{\lambda_{X,3}}{2} + (-1)^{3-j} \sqrt{1 + \left(\frac{\lambda_{X,3}}{2}\right)^2} \quad (4.66)$$

$$p_j = \frac{(-1)^j \zeta_{3-j}}{\eta}, \quad j = 1, 2$$

unde $\eta = \zeta_1 - \zeta_2 = 2 \sqrt{1 + \left(\frac{\lambda_{X,3}}{2}\right)^2}$.

De notat că $\mu_Z = p_1 \cdot h(x_1) + p_2 \cdot h(x_2)$ este o aproximare prin neglijarea termenilor din (4.63) cu $i > 4$, dar poate să devină o valoare exactă pentru cazul când $h(X)$ este un polinom de gradul al treilea.

În mod similar [Hong1998] momentul de ordinul doi al lui Z se aproximează prin:

$$E(Z^2) \cong p_1 \cdot (h(x_1))^2 + p_2 \cdot (h(x_2))^2 \quad (4.67)$$

Se poate extinde aproximarea utilizând m puncte de calcul prin identificarea a $2m - 1$ moment statistice ale FDP cu relația corespunzătoare (4.65).

Când X este n dimensional și acceptând că nu există o corelație între elementele lui, toate considerentele anterioare se extind pentru $j = 1, 2, \dots, 2m - 1$ și $k = 1, 2, \dots, n$ corespunzătoare lui (4.65) și (4.66), obținându-se suplimentar:

$$\sum_{k=1}^n \sum_{i=1}^m p_{k,i} = 1 \quad (4.68)$$

Pentru $m = 2$, soluția sistemului este:

$$\begin{cases} \zeta_{k,i} = \frac{\lambda_{k,3}}{2} + (-1)^{3-i} \sqrt{n + \left(\frac{\lambda_{k,3}}{2}\right)^2} \\ p_{k,i} = \frac{1}{n} (-1)^i \frac{\zeta_{k,3-i}}{\eta_k} \end{cases} \quad \begin{matrix} i = 1, 2 \\ k = 1, 2, \dots, n \end{matrix} \quad (4.69)$$

unde $\eta_k = 2 \sqrt{n + \left(\frac{\lambda_{k,3}}{2}\right)^2}$.

Aproximările pentru momentele statice de ordinul j sunt:

$$E(Z^j) \cong \sum \sum p_{k,i} (h(m_1, m_2, \dots, x_{k,i}, \dots, m_{n-1}, m_n))^j \quad (4.70)$$

Abaterea standard a lui Z_i este:

$$\sigma_{Z_i} = \sqrt{E(Z_i^2) - [E(Z_i)]^2} \quad (4.71)$$

Metoda estimării în două puncte [Su2005] calculează momentele statistice ale mărimii aleatorii exprimată ca funcție de mai multe variabile aleatorii.

Se utilizează două probabilități concentrate pentru a aproxima FDP a unei V.A., notată $f(X_i)$, prin identificarea primelor 3 momente statistice ale acesteia, figura 4.1.

Pentru două valori $x_{i,1}$ și $x_{i,2}$ ale V.A. x_i , având FDP $f(X_i)$ cunoscută statistic anterior, prin intermediul relației (4.61) se vor estima două valori pentru Z , adică $z_{i,1}$ și $z_{i,2}$. Celelalte argumente în afara V.A. x_i se consideră prin valoarea medie a repartițiilor μ_x . Cu (4.65), după obținerea anterioară a lui ζ_1 și ζ_2 se obțin p_1 și p_2 și apoi din (4.64) rezultă media lui Z .

Similar cu (4.67) se calculează momentul de ordinul al doilea a lui z_i , rezultând în final abaterea standard din (4.71).

În [Morales2007] se prezintă patru scheme diferite privind numărul de puncte folosite pentru scheme diferite privind numărul de puncte folosite pentru aproximarea FDP a lui Z , adică $k = 2$, respectiv $k = 3$, rezultând $k \cdot n$ scheme cu $2 \cdot n$ aproximări, respectiv pentru $k \cdot (n + 1)$ scheme.

Observații:

1. Pentru fiecare punct z_i de argumente $(\mu_{x_1}, \dots, p_i, \dots, \mu_{x_n})$ este necesară rularea unei circulații deterministe de puteri pentru conservarea caracterului neliniar al dependenței (4.61). Numărul total al rulărilor circulațiilor deterministe de putere este impus de tipul schemei de calcul aleasă privind valorile lui k . Cu valorile astfel obținute pentru $z_i(\mu_{x_1}, \dots, x_i, \dots, \mu_{x_n})$ se calculează iterativ momentul de ordinul j al lui Z . Pentru $k = 2$ sunt necesare $2 \cdot n$ rulări de circulație deterministă de putere.
2. Metoda estimării prin două puncte este exactă când dependența neliniară $h(X)$ este un polinom de gradul al treilea.
3. Acuratețea rezultatelor crește când se mărește numărul punctelor de estimare, dar crește mult timpul necesar calculului.

Sucesiunea aparițiilor pe logica adoptată explicării figurii 4.1 este următoarea:

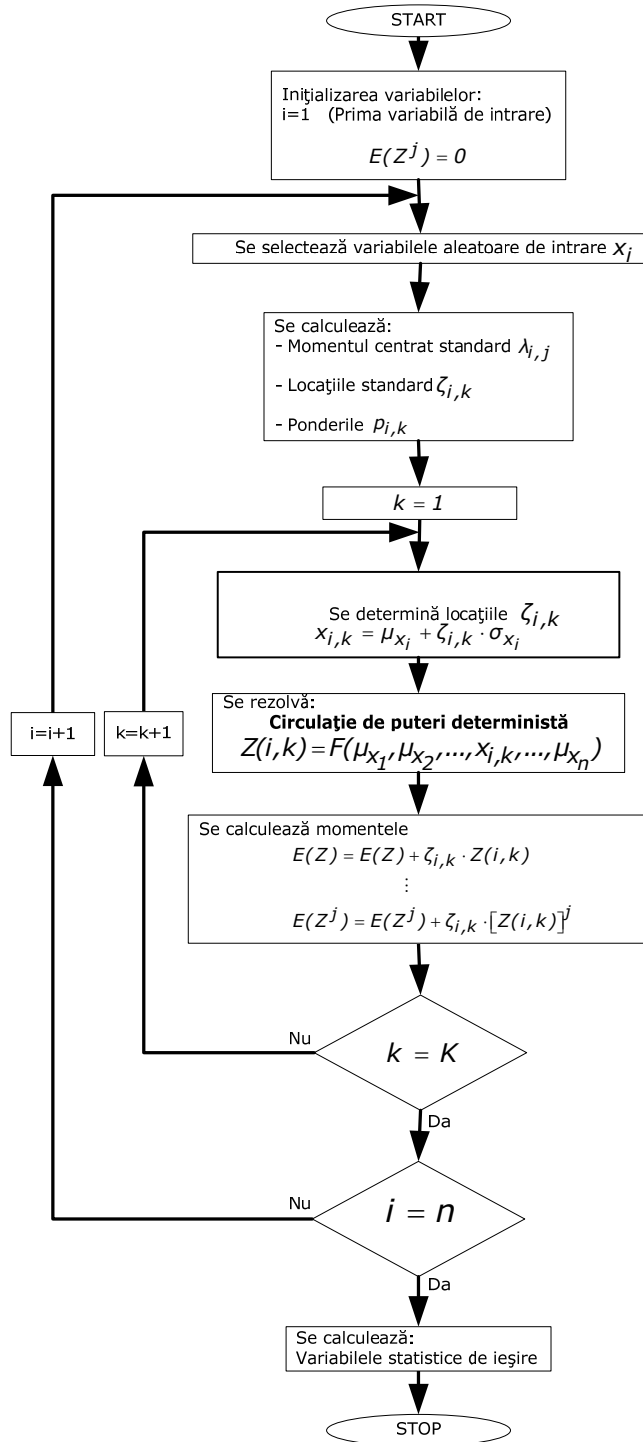


Fig. 4.1. Diagrama algoritmului de aplicare a metodei de estimare în 2 puncte

4.2.4. Liniarizarea ecuațiilor circulației de puteri

Expresiile neliniare ale ecuațiilor circulației de puteri se pot scrie astfel [Dimitrovski2004], [Mamandur1982], [Zechun2006]:

$$Y = f(X) \quad (4.72)$$

$$Z = h(X) \quad (4.73)$$

unde Y reprezintă vectorul de intrare al puterilor aleatorii active și reactive injectate, X reprezintă vectorul de stare al tensiunilor (amplitudine și unghiuri) din noduri, Z reprezintă vectorul de ieșire al circulațiilor de puteri aleatorii pe linii, iar f și h reprezintă dependența dintre putere pe noduri și puterile pe linii.

Presupunând că circulația de puteri determinată se calculează folosind valoarea medie a lui Y ca mărime de intrare. Vectorii soluție X și Z se determină cu ajutorul următoarelor formule :

$$\bar{Y} = f(\hat{X}) \quad (4.74)$$

$$\hat{Z} = h(\hat{X}) \quad (4.75)$$

Vectorii \hat{X} și \hat{Z} sunt aproximații ale vectorilor \bar{X} și \bar{Z} datorită neliniarității funcțiilor circulației de puteri; diferența fiind legată de momentele statistice de ordin superior ale mărimilor de intrare și de sistem.

Liniarizând ecuațiile (4.72) și (4.73) în jurul punctelor (\hat{X}, \bar{Y}) și (\hat{X}, \hat{Z}) , se obține:

$$X \cong \hat{X} + S_0 \Delta Y \quad (4.76)$$

$$Z \cong \hat{Z} + L_0 \Delta Y \quad (4.77)$$

unde $L_0 = \left[\frac{\partial h(X)}{\partial X} \right]_{X=\hat{X}^0} \cdot S_0$ și $\Delta Y = Y - \bar{Y}$.

Dacă puterile injectate în noduri sunt independente, se poate obține tensiunea în noduri și circulația de puteri pe linii, ca o combinație liniară a variabilelor de intrare. Când variația sarcinilor incerte nu este foarte mare, eroarea introdusă de liniarizare poate fi acceptabilă. Pe de altă parte, perturbațiile discrete pot avea o influență mai mare asupra variabilelor de stare și de ieșire, de aceea, erorile introduse prin liniarizare trebuie studiate cu atenție [Coroiu2009a].

În ecuațiile (4.76) și (4.77) se arată că fiecare element aleator al vectorilor X și Z pot fi calculați din suma ponderată a elementelor aleatoare din vectorul $S_0 \Delta Y$. Ponderile coeficienților sunt definite în referințele [Allan1974], [Allan1976], [Borkowska1974], [Sauer1978], ca și coeficienți de sensibilitate. Aceasta sumă de variabile aleatoare independente (sau în unele cazuri linear dependente) se poate obține [Allan1976] matematic prin tehnici de convoluție.

4.2.4.1. Convoluția funcțiilor prin folosirea Transformatei Rapide Fourier

Ipoteza de independență, fie statistică, fie liniară este fundamentală pentru această abordare. Acest fenomen se poate observa frecvent în disponibilitatea de

generare și în eroarea de prognoza a cererii. În cazul în care în mărimile de intrare este inclusă și variația în timp a cererii, valoarea medie și toate valorile predictibile ar trebui să fie filtrate înainte de a constitui distribuțiile. Partea pur stocastică care rămâne în urma acestui proces va demonstra independența sau dependența liniară. Convoluția ecuațiilor (4.76) și (4.77) poate fi scrisă astfel:

$$f(X_i) = f(Y'_1) * f(Y'_2) * \dots * f(Y'_n) \quad (4.78)$$

unde

- f reprezintă funcția densitate de probabilitate,
- Y'_k calculat prin $(Y_k - \widehat{Y}_k) s_{ik}$,
- $*$ reprezintă convoluția,
- s_{ik} este un element al matricei S_0 .

Sunt multe moduri în care fiecare ecuație (4.78) poate fi rezolvată. Una dintre metode o reprezintă metoda numerică bazată pe transformatele Laplace, care reprezintă o metodă convențională. O alta metodă este transformarea ecuațiilor în domeniul - frecvență prin folosirea tehnicii transformatei rapide Fourier (FFT) [Cooley1969].

Vectorul aleator $S_0 \Delta Y$ constă din distribuții normale și discrete care reprezintă variații aleatorii sau incertitudini ale sarcinii și generării din sistem. Toate funcțiile distribuite normal pot fi grupate ușor într-o singură funcție normală echivalentă pentru că numai valoarea medie și dispersia sunt necesare pentru a defini această funcție. Astfel, ecuația (4.78) conține funcții discrete și echivalența ei normală.

Aplicarea tehnicilor Transformatei Rapide Fourier (Fast Fourier Transformer - FFT) în problemele unei circulații probabiliste de puteri implică patru pași, după cum urmează [Allan1981]:

1. Discretizarea funcției densitate de probabilitate normal echivalentă:
 - Principiul de baza al discretizării unei funcții normale este explicat mai jos, cu referire și la figura 4.2.

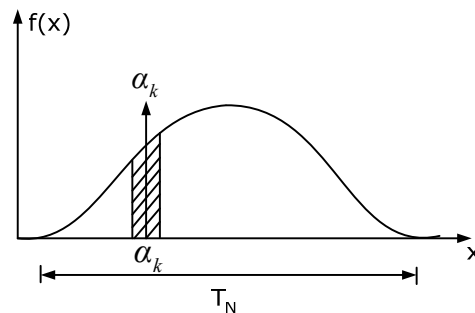


Fig. 4.2. Funcția normală echivalentă trunchiată

- Funcția echivalentă normală este trunchiată la un număr predeterminat de abateri standard, pentru a se obține intervalul T_N . În general, se folosește valoarea $\pm 3\sigma$.

- Fiecare valoare a_k este împărțită cu $(1-\varepsilon)$, unde ε reprezintă aria neglijabilă prin trunchierea funcțiilor de repartiție. Acest lucru garantează că funcția densitate de probabilitate trunchiată are aria unitară și se evită erorile numerice ulterioare.

2. Convoluțiile intermediare:

Convoluția intermediară a funcțiilor densitate de probabilitate a două variabile aleatorii este y_i și y_j :

$$f_{ij} = f(y_i') * f(y_j') \quad (4.79)$$

unde $y_i' = s_i(y_i - \widehat{y}_i)$.

Procesul de convoluție este ilustrat în Figura 4.3. Intervalul T_{ij} în care funcția f_{ij} care se va obține va fi calculată din:

$$T_{ij} = s_i T_i + s_j T_j \quad (4.80)$$

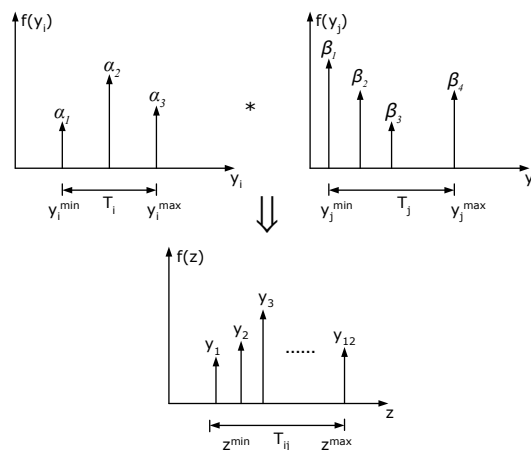


Fig. 4.3. Exemplu de convoluție

Intervalul T_{ij} este divizat în N_{ij} puncte și fiecare funcție discretă este reprezentată în acest interval. Fiecare funcție care urmează să fie supusă convoluției este mutată la începutul acestui interval, pentru confort și pentru a facilita abordarea pozițiilor relative a impulsurilor. Trebuie menționat că această schimbare presupune modificări de poziție a funcției de semnal și nu de formă. Poziția finală a funcției poate fi evaluată în prealabil și repositionată după convoluție.

În cazul în care un impuls se află între două puncte predeterminate, acesta se va împărți între ele cu ajutorul mediei ponderate. Acest lucru este ilustrat în figura 4.4. Impulsurile reprezentative se află acum la distanțe egale, ceea ce este fundamental pentru cele mai multe metode care utilizează transformata rapidă Fourier.

Trebuie specificat faptul că majoritatea algoritmilor care utilizează transformata rapidă Fourier necesită un număr de puncte N_{ij} pentru a se îndeplini condiția ca

$N_{ij} = 2^M$, unde M este un număr întreg.

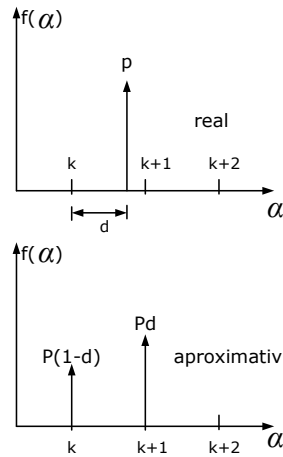


Fig. 4.4. Procesul de împărțire a impulsului

3. Abordarea optimă și dinamică a aproximărilor

Fie N funcții pentru care se poate obține convoluția, fiecare având perioada $T_1, T_2, \dots, T_i, \dots, T_j, \dots, T_N$. Aceste perioade reprezintă funcții individuale discrete și funcții echivalente normale discrete. Să presupunem ca funcțiile au fost deja ponderate prin coeficienții de sensibilitate corespunzători. Prin urmare perioada finală T va fi data de următoarea relație:

$$T = \sum_{i=1}^N T_i \quad (4.81)$$

Se consideră 2^M puncte necesare pentru reprezentarea funcției finale. Procesul de convoluție se va exemplifica mai departe prin convoluția a două funcții pas cu pas prin folosirea metodei transformatei rapide Fourier. Din punct de vedere matematic funcțiile pot fi supuse procesului de convoluție în orice ordine. Se consideră astfel convoluția funcțiilor f_i și f_j care au perioadelor T_i și T_j .

Convoluția finală va avea perioada:

$$T_{ij} = T_i + T_j \quad (4.82)$$

Numărul de puncte M_{ij} necesar pentru reprezentarea intervalului de timp, iar punctele 2^M care sunt necesare pentru a reprezenta funcția finală, pot fi deduse după cum urmează:

$$M'_{ij} = \log_2 \left(2^M \cdot \frac{T_{ij}}{T} \right) \quad (4.83)$$

$$M_{ij} = \text{int eger} (M'_{ij}) + 1$$

Numărul punctelor necesare pentru reprezentarea convoluției funcțiilor f_i și f_j este dat de relația (4.80), o valoare care descrește dacă descesc perioadele T_i și T_j . Eficiența crește și timpul de execuție scade pe măsură ce scade numărul de puncte utilizate în algoritmul FFT. Prin urmare, este mult mai eficientă punerea în convoluție, funcțiile în ordine crescătoare a perioadei T_i și de a utiliza un proces dinamic, astfel încât numărul de puncte utilizat pentru a reprezenta fiecare pas al procesului de convoluție să crească, în conformitate cu ecuația (4.83).

4. Convoluția utilizând FFT

Se consideră două funcții discrete $f_i(k)$ și $f_j(k)$ cu N impulsuri fiecare. Una din aceste funcții poate fi evaluată ca fiind o funcție echivalentă discretă normală. Folosind algoritmul FFT [Brigham1974], [Cooley1969], [Stockman1966], aceste funcții pot fi transformate în domeniul frecvență. Se notează aceste transformări cu $S_i(n)$ și $S_j(n)$. În domeniul frecvență, procesul de convoluție este pur și simplu unul din termenii înmulțiți pe un termen lung. Cele două transformate sunt prin urmare înmulțite, termen cu termen, obținându-se în final funcția $G(n)$ în domeniul frecvență. În final, printr-un algoritm de inversare al FFT se transformă $G(n)$ în funcția $f(k)$, astfel încheindu-se procesul de convoluție. Aceasta tehnică este ilustrată în figura 4.5.

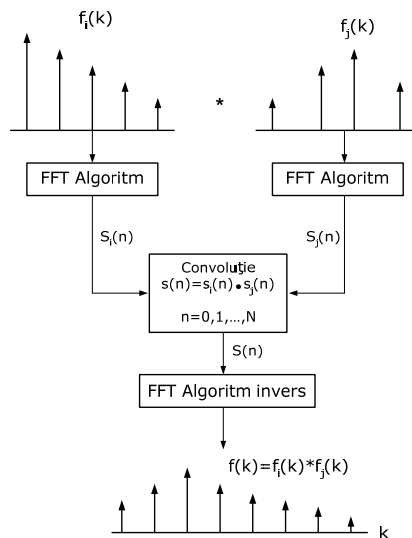


Fig. 4.5. Procesul de convoluție prin FFT

4.2.4.2. Caracterizarea comportării variabilelor aleatoare prin momentele statistice și cumulanți

4.2.4.2.1. Definiția momentelor statistice

Pentru o variabilă aleatoare ξ cu o distribuție continuă $F_\xi(x)$, definiția momentului brut de ordinul r este dată de relația [Kendall1977], [Zhang2004]:

$$M_r = E(\xi^r) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^r dF_\xi(x) \quad (4.84)$$

unde $E(\cdot)$ este operatorul matematic estimat.

Momentul centrat de ordin r :

$$MC_r = E[(\xi - m)^r] = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - m)^r dF_\xi(x) \quad (4.85)$$

În cazul în care o variabilă aleatoare ξ are o distribuție discretă și fiecare punct posibil x_i și probabilitatea corespunzătoare p_i sunt cunoscute, definiția momentului de ordinul r este:

$$M_r = E(\xi^r) = \sum_i p_i x_i^r \quad (4.86)$$

4.2.4.2.2. Definiția și proprietățile cumulanților

Pentru o variabilă aleatoare ξ , funcția sa caracteristică este definită ca [Zhang2004]:

$$\varphi_\xi(t) = E(e^{it\xi}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF_\xi(x) \quad (4.87)$$

unde $i = \sqrt{-1}$

Dacă pentru o distribuție există momentul de ordinul s , atunci funcția caracteristică se poate dezvolta printr-o serie Maclaurin pentru o valoare mică t :

$$\varphi_\xi(t) = 1 + \sum_{r=1}^s \frac{M_r}{r!} (it)^r + o(t^s) \quad (4.88)$$

$$\ln \varphi_\xi(t) = \sum_{r=1}^s \frac{k_r}{r!} (it)^r + o(t^s) \quad (4.89)$$

Coeficienții k_r au fost introduși de către Thiele și sunt numiți semi-invarianți sau cumulanți ai distribuției, iar $o(t^s)$ reprezintă eroarea dezvoltării.

Proprietatea 1: În cazul în care ξ este suma unor variabile aleatoare independente ξ_j , atunci cumulantul de ordinul r al ei este egal cu suma de cumulanților de ordinul r al tuturor variabilelor.

Presupunând că ξ este suma a două variabile aleatoare independente ξ_1 și ξ_2 , cu funcțiile de repartiție F_1 și F_2 , atunci funcția de repartiție $F(x)$ a sumei are expresia:

$$F(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} F_1(x-z) dF_2(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} F_2(x-z) dF_1(z) \quad (4.90)$$

$$F(x) = F_1(x) * F_2(x) \quad (4.91)$$

Pentru suma $\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n$ a n variabile independente, funcția de repartiție este:

$$F(x) = F_1(x) * F_2(x) * \dots * F_n(x) \quad (4.92)$$

Fie $\varphi_{\xi_1}(t)$, $\varphi_{\xi_2}(t)$ și $\varphi_{\xi}(t)$ funcțiile caracteristice ale lui ξ_1 , ξ_2 și respective ale lui $\xi_1 + \xi_2$.

$$\varphi_{\xi}(t) = E\left[e^{it(\xi_1 + \xi_2)}\right] = E\left[e^{it\xi_1}\right] \cdot E\left[e^{it\xi_2}\right] = \varphi_{\xi_1}(t) \cdot \varphi_{\xi_2}(t) \quad (4.93)$$

Prin urmare:

$$\ln \varphi_{\xi}(t) = \ln \varphi_{\xi_1}(t) + \ln \varphi_{\xi_2}(t) \quad (4.94)$$

Din relațiile (4.89) și (4.94) se poate observa că convoluția a două variabile aleatoare independente se poate transforma în însumare de cumulanți [Dondera2009a].

Dacă $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ sunt variabile aleatoare independente cu funcțiile de repartiție $\varphi_{\xi_1}(t), \varphi_{\xi_2}(t), \dots, \varphi_{\xi_n}(t)$, funcția de repartiție $\varphi_{\xi}(t)$ a sumei $\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n$ are expresia [Zhang2004]:

$$\varphi_{\xi}(t) = \varphi_{\xi_1}(t) * \varphi_{\xi_2}(t) * \dots * \varphi_{\xi_n}(t) \quad (4.95)$$

Teorema de multiplicare pentru funcțiile caracteristice ne dă următoarea expresie:

$$\ln \varphi_{\xi}(t) = \ln \varphi_{\xi_1}(t) + \ln \varphi_{\xi_2}(t) + \dots + \ln \varphi_{\xi_n}(t) \quad (4.96)$$

Prin urmare:

$$k_r = k_r^1 + k_r^2 + \dots + k_r^n \quad (4.97)$$

Proprietatea 2: Dacă $\xi' = a\xi$, atunci cumulantul de ordinul r a lui ξ' este egal cu cumulantul de ordinul r al lui ξ înmulțit cu a^r .

Presupunând că $\xi' = a\xi + b$, funcția caracteristică a lui ξ' este:

$$\varphi_{\xi'}(t) = e^{itb} \varphi_{\xi}(at) \quad (4.98)$$

$$\ln \varphi_{\xi'}(t) = (itb) + \ln \varphi_{\xi}(at) = \sum_{r=1}^s \frac{k_r'}{r!} (it)^r + o(t^s) \quad (4.99)$$

unde k'_r este cumulantul de ordinul r a lui ξ' . Conform relației (4.89), se poate observa că:

$$\sum_{r=1}^S \frac{k'_r}{r!} (it)^r + o(t^S) = (itb) + \sum_{r=1}^S \frac{k'_r}{r!} (iat)^r + o(at^S) \quad (4.100)$$

Prin urmare,

$$k'_r = \begin{cases} a^r k_r + b & r = 1 \\ a^r k_r & r > 1 \end{cases} \quad (4.101)$$

4.2.4.2.3. Relația dintre cumulanți și momente

Cumulanții diferă de momente prin faptul că ei, nu se pot obține în mod direct prin procese de integrare. Pentru a se determina cumulanții ele găsi este necesar, de obicei, să se găsească primul moment.

Relația dintre momente și cumulanți se poate deduce prin înlocuirea lui $\varphi(t)$ din (4.88) în (4.89) [Zhang2004]:

$$\ln \left(1 + \sum_{r=1}^S \frac{M_r}{r!} (it)^r \right) = \sum_{r=1}^S \frac{k_r}{r!} (it)^r + o(t^S) \quad (4.102)$$

Sunt foarte utile și următoarele relații de recurență [Zechun2006]:

$$k_1 = m_1 \quad (4.103)$$

$$k_{r+1} = m_{r+1} - \sum_{j=1}^r C_r^j m_j k_{r-j+1} \quad (4.104)$$

$$m_1 = k_1 \quad (4.105)$$

$$m_{r+1} = k_{r+1} + \sum_{j=1}^r C_r^j m_j k_{r-j+1} \quad (4.106)$$

unde C_r^j sunt coeficienții binomiali.

4.2.4.3. Ipoteza dependenței liniare dintre puterile din nodurile sistemului

Se consideră două variabile aleatorii X și Y liniar dependente care au media μ_X și μ_Y și abaterea standard σ_X și σ_Y și între care există următoarea relație:

$$Y = aX + b \quad (4.107)$$

$$\mu_Y = a\mu_X + b \quad (4.108)$$

$$\sigma_x^2 = E\{(X - \mu_x)^2\} = E\{X^2\} - \mu_x^2 \quad (4.109)$$

$$\sigma_y^2 = E\{(Y - \mu_y)^2\} \quad (4.110)$$

a și b sunt două constant și $E\{\}$ reprezintă valoarea așteptată.

Dacă se înlocuiesc relațiile (4.107) și (4.108) în relația (4.110), se obține:

$$\sigma_y^2 = E\{(aX + b - a\mu_x - b)^2\} = E\{(aX - a\mu_x)^2\} = a^2 E\{(X - \mu_x)^2\} = a^2 \sigma_x^2 \quad (4.111)$$

Dacă ambele abateri standard σ_x și σ_y sunt positive, atunci:

$$\begin{aligned} \sigma_y &= +a\sigma_x \\ \sigma_y &= -a\sigma_x \end{aligned} \quad (4.112)$$

Pentru produsul XY , prin folosirea relației (4.107) se obține:

$$E\{XY\} = E\{aX^2 + bX\} = aE\{X^2\} + b\mu_x \quad (4.113)$$

Prin înlocuirea relației (4.109) în relația (4.113), se obține:

$$E\{XY\} = a\sigma_x^2 + a\mu_x^2 + b\mu_x = a\sigma_x^2 + \mu_x(a\mu_x + b) \quad (4.114)$$

Din relațiile (4.108) și (4.114) se obține:

$$E\{XY\} = a\sigma_x^2 + \mu_x\mu_y \quad (4.115)$$

Se definesc două funcții: covarianța și corelația, care reprezintă doi parametri care indică măsura dependenței liniare dintre variabile.

Covarianța cov_{xy} dintre variabilele X și Y se definește astfel:

$$cov_{xy} = E\{(X - \mu_x)(Y - \mu_y)\} \quad (4.116)$$

Relația (4.116) se mai poate exprima astfel:

$$\begin{aligned} cov_{xy} &= E\{XY - X\mu_y - Y\mu_x + \mu_x\mu_y\} = E\{XY\} - \mu_y E\{X\} - \mu_x E\{Y\} + \mu_x\mu_y = \\ &= E\{XY\} - \mu_y\mu_x - \mu_x\mu_y + \mu_x\mu_y = E\{XY\} - \mu_y\mu_x \end{aligned} \quad (4.117)$$

Prin înlocuirea relației (4.115) în relația (4.117) se obține:

$$cov_{xy} = a\sigma_x^2 = \sigma_x(a\sigma_x) \quad (4.118)$$

Din relațiile (4.112) și (4.118) rezultă:

$$\begin{aligned} \text{cov}_{XY} &= \sigma_X \sigma_Y \text{ pentru o corelație pozitivă} \\ \text{cov}_{XY} &= -\sigma_X \sigma_Y \text{ pentru o corelație negativă} \end{aligned} \quad (4.119)$$

Coeficientul de corelație ρ_{XY} dintre variabilele X și Y se definește astfel:

$$\rho_{XY} = \frac{\text{cov}_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y} \quad (4.120)$$

și se poate demonstra că $-1 \leq \rho_{XY} \leq 1$ [Allan1977]. Dacă coeficientul de corelație $\rho_{XY} = 0$ atunci variabilele X și Y sunt independente, iar dacă $|\rho_{XY}| = 1$ atunci variabilele X și Y sunt liniar dependente [Allan1977].

Acum se consideră cazul când avem două variabile aleatoare X și Y , care au distribuții discrete și care prin combinarea lor se obține o a treia variabilă aleatoare Z :

$$Z = cX + eY + d \quad (4.121)$$

unde c , e și d sunt constant. Dacă X ia valorile x_i cu probabilitatea p_i , atunci Y ia valorile y_i tot cu probabilitatea p_i și Z ia valorile z_i tot cu probabilitatea p_i . Acest lucru este reprezentat schematic în figura 4.6, pentru o distribuție cu 5 impulsuri.

$$z_i = cx_i + ey_i + d \quad (4.122)$$

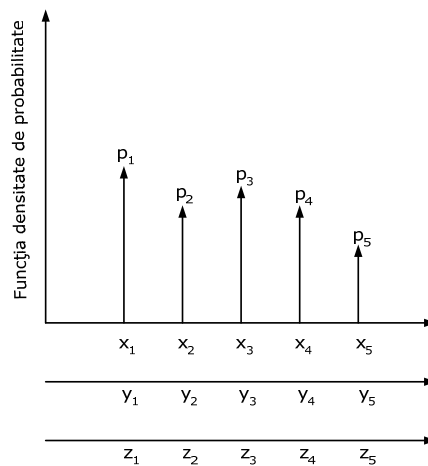


Fig. 4.6. Distribuția discretă a variabilelor aleatoare dependente

Media variabilei Z se definește astfel:

$$\mu_Z = \sum_i p_i z_i = \sum_i p_i (cx_i + ey_i + d) \quad (4.123)$$

Dacă $\mu_X = \sum_i p_i x_i$ și $\mu_Y = \sum_i p_i y_i$, atunci relația (4.123) devine:

$$\mu_z = c\mu_x + e\mu_y + d \quad (4.124)$$

Abaterile standard ale variabilelor X , Y și Z sunt definite astfel:

$$\sigma_x^2 = \sum_i p_i (x_i - \mu_x)^2 \quad (4.125)$$

$$\sigma_y^2 = \sum_i p_i (y_i - \mu_y)^2 \quad (4.126)$$

$$\sigma_z^2 = \sum_i p_i (z_i - \mu_z)^2 \quad (4.127)$$

Dacă se introduc relațiile (4.122) și (4.124) în (4.127), se obține:

$$\begin{aligned} \sigma_z^2 &= \sum_i p_i (cx_i + ey_i + d - c\mu_x - e\mu_y - d)^2 = \sum_i p_i [c(x_i - \mu_x) + e(y_i - \mu_y)]^2 = \\ &= \sum_i p_i [c^2(x_i - \mu_x)^2 + e^2(y_i - \mu_y)^2 + 2ce(x_i - \mu_x)(y_i - \mu_y)] \end{aligned} \quad (4.128)$$

Dacă se introduc relațiile (4.125) și (4.126) în (4.128), se obține:

$$\sigma_z^2 = c^2\sigma_x^2 + e^2\sigma_y^2 + 2ce \sum_i p_i (x_i - \mu_x)(y_i - \mu_y) \quad (4.129)$$

Din relația (4.116) avem:

$$cov_{xy} = \sum_i p_i (x_i - \mu_x)(y_i - \mu_y) \quad (4.130)$$

și dacă se înlocuiește relația (4.130) în relația (4.129), avem:

$$\sigma_z^2 = c^2\sigma_x^2 + e^2\sigma_y^2 + 2ce \cdot cov_{xy} \quad (4.131)$$

Din relația (4.119) și (4.131) rezultă:

$$\sigma_z^2 = c^2\sigma_x^2 + e^2\sigma_y^2 \pm 2ce\sigma_x\sigma_y = (c\sigma_x \pm e\sigma_y)^2 \quad (4.132)$$

Deci:

$$\sigma_z = c\sigma_x + e\sigma_y \text{ pentru o corelație pozitivă} \quad (4.133)$$

$$\sigma_z = c\sigma_x - e\sigma_y \text{ pentru o corelație negativă} \quad (4.134)$$

Raționamentul se poate extinde la orice număr de variabile aleatoare. Deci, dacă [Allan1977]:

$$\mu_z = c_1\mu_1 + c_2\mu_2 + \dots + c_i\mu_i + \dots + c_n\mu_n + c_{n+1} \quad (4.135)$$

$$\sigma_z = c_1\sigma_1 \pm c_2\sigma_2 \pm \dots \pm c_i\sigma_i \pm \dots \pm c_n\sigma_n \quad (4.136)$$

4.2.4.3. Analiza deconectării unui element longitudinal din sistem

Simularea ieșirii din funcțiune a liniilor și transformatoarelor constituie o parte importantă din problema evaluării securității sistemului. O serie de astfel de simulări ar trebui efectuate în mod regulat pentru a se asigura funcționarea în siguranță a sistemului electroenergetic. De asemenea, în planificarea pe termen lung a rețelei de transport starea rețelei respective este asigurată prin evaluarea stărilor sistemului la anumite situații de contingență. Astfel în simularea eficientă a acestor elemente (linie sau transformator), întreruperile sunt importante în ambele din aceste probleme.

Dacă perturbațiile discrete aleatoare și incertitudinile sarcinilor cu distribuție continuă sunt independente, atunci influența lor asupra tensiunilor din noduri și circulației de puteri pe linii pot fi considerate separat. Variațiile lui X și Z , produse de distribuția continuă a lui Y , în această lucrare se numesc părți continue. Variația discretă a lui X și Z , obținute din X_0 și Z_0 , produse prin perturbații discrete, se numesc părți discrete.

a) *Ieșirea din funcțiune a liniilor: Pentru diferite puteri aleatoare injectate configurația rețelei de transport se schimbă la scoaterea din funcțiune a unei linii.* Prin folosirea ecuațiilor liniare (4.76) și (4.77), fiecare ieșire din funcțiune a unei linii este simulată prin puteri fictive injectate la începutul și sfârșitul liniei respective. Atunci când puterile injectate sunt egale cu puterile care pleacă de la fiecare capăt al liniei, starea sistemului este echivalentă cu starea din momentul ieșirii din funcțiune a liniei, figura 4.7 [Berg1986], [Mănescu2002], [Zechun2006].

Presupunem că puterile care pleacă din cele două capete, înainte ca linia să iasă din funcțiune sunt $P_{ij} + jQ_{ij}$ și $P_{ji} + jQ_{ji}$. Puterile fictive injectate sunt $\Delta P_i + j\Delta Q_i$ și $\Delta P_j + j\Delta Q_j$, figura 4.7. Sistemul cu linia scoasă din funcțiune corespunde următoarelor ecuații:

$$\Delta P_i + j\Delta Q_i = (P_{ij} + \Delta P_{ij}) + j(Q_{ij} + \Delta Q_{ij}) \quad (4.137)$$

$$\Delta P_j + j\Delta Q_j = (P_{ji} + \Delta P_{ji}) + j(Q_{ji} + \Delta Q_{ji}) \quad (4.138)$$

Ele pot fi rescrise sub formă matriceală astfel:

$$\begin{bmatrix} P_{ij} \\ Q_{ij} \\ P_{ji} \\ Q_{ji} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta P_i \\ \Delta Q_i \\ \Delta P_j \\ \Delta Q_j \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \Delta P_{ij} \\ \Delta Q_{ij} \\ \Delta P_{ji} \\ \Delta Q_{ji} \end{bmatrix} = [I_{4 \times 4} - L'_{4 \times 4}] \begin{bmatrix} \Delta P_i \\ \Delta Q_i \\ \Delta P_j \\ \Delta Q_j \end{bmatrix} \quad (4.139)$$

unde $I_{4 \times 4}$ reprezintă matricea unitate și

$$L'_{4 \times 4} = \begin{bmatrix} \frac{\partial P_{ij}}{\partial P_i} & \frac{\partial P_{ij}}{\partial Q_i} & \frac{\partial P_{ij}}{\partial P_j} & \frac{\partial P_{ij}}{\partial Q_j} \\ \frac{\partial Q_{ij}}{\partial P_i} & \frac{\partial Q_{ij}}{\partial Q_i} & \frac{\partial Q_{ij}}{\partial P_j} & \frac{\partial Q_{ij}}{\partial Q_j} \\ \frac{\partial P_{ji}}{\partial P_i} & \frac{\partial P_{ji}}{\partial Q_i} & \frac{\partial P_{ji}}{\partial P_j} & \frac{\partial P_{ji}}{\partial Q_j} \\ \frac{\partial Q_{ji}}{\partial P_i} & \frac{\partial Q_{ji}}{\partial Q_i} & \frac{\partial Q_{ji}}{\partial P_j} & \frac{\partial Q_{ji}}{\partial Q_j} \end{bmatrix} \quad (4.140)$$

Rezultă că:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_i \\ \Delta Q_i \\ \Delta P_j \\ \Delta Q_j \end{bmatrix} = \left[I_{4 \times 4} - L'_{4 \times 4} \right]^{-1} \begin{bmatrix} P_{ij} \\ Q_{ij} \\ P_{ji} \\ Q_{ji} \end{bmatrix} \quad (4.141)$$

$L'_{4 \times 4}$ este o submatrice a matricii L_0 , lucru valabil după liniarizarea ecuațiilor circulației de puteri. Când $\Delta P_i + j\Delta Q_i$ și $\Delta P_j + j\Delta Q_j$ se rezolvă cu ajutorul relației (4.141). Defectarea aleatoare a liniei poate fi simulată prin două puteri fictive aleatoare, injectate la fiecare capăt al liniei, cu o distribuție 0-1. Astfel, se pot folosi ecuațiile liniare ale circulației de puteri. Se pot simula într-un mod asemănător și scoaterea simultană din funcțiune a mai multor linii [Coroiu2010].

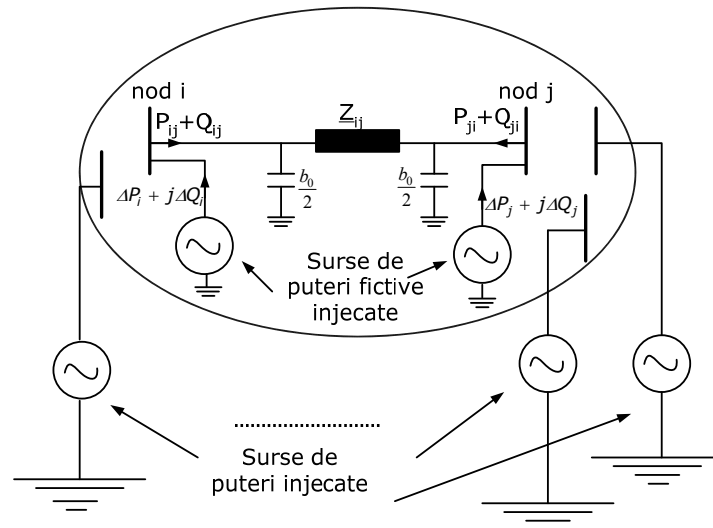


Fig. 4.7. Ieșirea din funcțiune a unei linii simulate prin puteri fictive injectate

Metoda de simulare de mai sus se bazează pe relațiile liniare dintre vectorii de intrare și cei de ieșire. Unele linii scoase din funcțiune au o mare influență asupra stării sistemului și erorile introduse de liniarizarea ecuațiilor (4.76) și (4.77) nu mai pot fi neglijate. Pentru obținerea unui echilibru între timpul de simulare și acuratețea rezultatelor, se definește un prag ΔC_f . După ce se obțin puterile fictive injectate, relația (4.76) se folosește pentru a calcula variația unghiului tensiunii din ambele capete ale liniei, $\Delta\theta_i$ și $\Delta\theta_j$. Dacă valoarea absolută a unghiului $\Delta\theta_i$ sau $\Delta\theta_j$ este mai mare decât pragul ΔC_f , atunci trebuie rulată o circulație de puteri cu toate puterile injectate în noduri setate la valoarea lor medie [Zechun2006].

b) *Ieșirea din funcțiune a Generatoarelor și incertitudinea sarcinii:* Ieșirea aleatoare din funcțiune a unor generatoare este considerată în general, în formularea problemei circulației de puteri probabiliste, ca o putere incertă injectată. Pentru a reduce eroarea introdusă de liniarizare, scoaterea din funcțiune a unui generator poate fi tratată în aceeași manieră ca și scoaterea din funcțiune a unei linii, dacă nu se ia în considerare limitele de reactiv și bilanțul puterilor. Pentru

fiecare generator scos din funcțiune, se calculează cu relația (4.74) variația unghiului tensiunii nodale, care rezultă în urmă scoaterii din funcțiune. Dacă variația este mai mică decât pragul ΔC_f , se pot folosi ecuațiile liniarizate ale circulației de puteri și nodul de echilibrare va fi responsabil pentru bilanțul puterilor. Pe de altă parte, se va rula o circulație de puteri exactă, pentru a se obține starea sistemului după scoaterea din funcțiune. Puterea „pierdută” este compensată de către alte unități generatoare. Se poate încorpora, de asemenea în această teorie și strategii de disperecerizare. Se mai poate considera, de asemenea și ieșirea din funcțiune totală a unei centrale, dar care nu are de două grupuri generatoare.

Un nod cu câteva paliere de sarcină discretă este similar cu un nod cu câteva grupuri generatoare, deoarece și într-un caz și în altul, există câteva paliere diferite de puteri injectate. Astfel, sarcinile incerte cu distribuții discrete pot fi tratate în același mod ca și unitățile generatoare aleatoare ieșite din funcțiune.

În concluzie, se poate folosi o singură abordare a problemei, în care să fie cuprinse și distribuțiile discrete ale sarcinii incerte și scoaterea din funcțiune a unităților generatoare și a liniilor.

4.2.4.5. Evaluarea unor metode de determinare a circulației probabilistice de puteri

În problema fiabilității sistemului electric de putere și a dezvoltării acestuia la nivelul dorit de fiabilitate circulația de puteri și câteva aspecte economice de bază, cum ar fi predicția costurilor de producere, conducere și de mentenanță, sunt cele mai importante elemente de estimat.

Pentru a rezolva toate aceste probleme sunt dezvoltate aplicații sofisticate și de înaltă performanță, dar este posibil ca acestea să aibă unele probleme cu timpul de calcul. Simularea Monte Carlo și aplicații ale unor metode statistice sunt alternativele.

Metoda de dezvoltare în serie Gram-Charlier [Zhang2004] are o precizie acceptabilă și reduce timpul de calcul prin tehnica de convoluție convențională luând în considerare toate variabilele, cum ar fi capacitatea de generare, puterea tranzitată pe linii și nivelurile sarcinii ca fiind variabile aleatoare independente. În acest caz, este posibil să se adune cumulanții statistici ai variabilelor independente și dezvoltarea în serie Gram-Charlier va oferi o bună aproximare a FDP a variabilelor aleatoare, care sunt necesare [Dondera2009a].

Principala problemă a metodei Gram-Charlier este de convergență a seriei, și, de asemenea, faptul că o precizie mai bună este obținută cu ajutorul cumulanților de ordin mai mare și, astfel, apar dificultăți de calcul. Toate aceste probleme sunt rezolvate prin altă metodă dezvoltată în acest paragraf, dezvoltarea Von Mises [Mises1946]. Această metodă oferă suplimentar o estimare statistică a unghiului și a valorii absolute a tensiunii nodale.

4.2.4.5.1. Estimarea unei distribuții discrete prin momentele sale

Von Mises a propus o metodă pentru a determina o distribuție discretă cu r impulsuri cu ajutorul primelor $2r - 1$ momente în [Mises1964].

Se definesc următorii determinanți, după cum urmează:

$$D_0 = m_0$$

$$D_1 = \begin{vmatrix} m_0 & m_1 \\ m_1 & m_2 \end{vmatrix} \dots \quad (4.142)$$

$$D_{r-1} = \begin{vmatrix} m_0 & m_1 & \dots & m_{r-1} \\ m_1 & m_2 & \dots & m_r \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{r-1} & m_r & \dots & m_{2r-2} \end{vmatrix}$$

unde m_i este momentul brut statistic.

Se poate demonstra că D_0 până la D_{r-1} sunt toate mai mari decât 0 pentru o distribuție discretă, cu nu mai puțin de r impulsuri. Rădăcinile din următoarea ecuație sunt egale cu coordonatele celor r puncte:

$$x^r + c_{r-1}x^{r-1} + \dots + c_1x + c_0 = 0 \quad (4.143)$$

Coeficienții c_j sunt determinați cu ajutorul ecuațiilor liniare:

$$[D_{r-1}][c] = [B] \quad (4.144)$$

unde $[D_{r-1}]$ este o matrice cu aceleași elemente ca și determinantul D_{r-1} , și:

$$[B] = [-m_r, -m_{r+1}, \dots, -m_{2r-1}]^T \quad (4.145)$$

Se poate demonstra că rădăcinile ecuației (4.143) sunt numere reale și diferite unele de altele. Atunci când fiecare dintre punctele x_i ale unei distribuții discrete este cunoscut, probabilitatea corespunzătoare p_i poate fi calculată prin ecuația liniară dată în (4.146) bazat pe definiția momentului (4.90).

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ x_1 & x_2 & \dots & x_r \\ x_1^2 & x_2^2 & \dots & x_r^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_1^{r-1} & x_2^{r-1} & \dots & x_r^{r-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ \vdots \\ p_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_0 \\ m_1 \\ m_2 \\ \vdots \\ m_{r-1} \end{bmatrix} \quad (4.146)$$

Acum, cu o distribuție discretă cu r impulsuri este complet determinată. În cazul în care o distribuție are mai mult de r puncte discrete, distribuția calculată cu r puncte discrete o aproximează pentru că au aceleași prime $2r-1$ momente [Kendall1967].

4.2.4.5.2. Estimarea funcției densitate e probabilitate prin seria Gram-Charlier

Se consideră o variabilă aleatoare ξ cu o distribuție de tip continuu cu media m și abatere standard σ . Pentru variabila aleatoare standardizată $\frac{\xi - m}{\sigma}$, funcția sa de repartiție este $F(x)$ și funcția de densitate este $f(x)$.

În conformitate cu dezvoltarea în serie Gram-Charlier, funcția de densitate și cea de repartiție pot fi scrise ca [Cramer1946]:

$$F(x) = \Phi(x) + \frac{gr_1}{1!} \Phi'(x) + \frac{gr_2}{2!} \Phi''(x) + \frac{gr_3}{3!} \Phi^{(3)}(x) + \dots \quad (4.147)$$

$$f(x) = \varphi(x) + \frac{gr_1}{1!} \varphi'(x) + \frac{gr_2}{2!} \varphi''(x) + \frac{gr_3}{3!} \varphi^{(3)}(x) + \dots \quad (4.148)$$

unde $\Phi(x)$ și $\varphi(x)$ reprezintă funcția de repartiție (FPC) și densitate de probabilitate (FDP) a unei distribuții normale cu $m=0$ și $\sigma=1$, iar gr_i sunt coeficienți constanți.

$$gr_0 = 1$$

$$gr_1 = gr_2 = 0 \quad (4.149)$$

$$gr_i = (-1)^i \frac{k_i}{\sigma^i}$$

4.2.4.5.3. Metode de rezolvare a circulației probabilistice de puteri

În ecuațiile (4.72) și (4.73) se cunosc puterile active și reactive injectate în noduri, în timp ce restul elementelor trebuie determinate. Dacă se consideră mediile mărimilor, atunci ecuațiile (4.71) și (4.73) devin:

$$\Delta X = X - X^0 = \left[\frac{\partial f(X)}{\partial X} \Big|_{X=X^0} \right]^{-1} \cdot \Delta Y \quad (4.150)$$

$$\Delta Z = Z - Z^0 = \left[\frac{\partial h(X)}{\partial X} \Big|_{X=X^0} \right] \cdot \left[\frac{\partial f(X)}{\partial X} \Big|_{X=X^0} \right]^{-1} \cdot \Delta Y \quad (4.151)$$

Dacă starea inițială a puterii active transmise pe linia $i-j$ este determinată printr-o circulație deterministă de puteri, atunci valoarea ei din ecuația (4.150), poate fi exprimată astfel:

$$P_{ij} = P_{ij0} + \sum_{k=1}^N a_k (P_k - P_{k0}) \quad (4.152)$$

unde:

- a_k sunt coeficienți obținuți din variațiile lui f și h , numiți și coeficienți de sensivitate corespunzătoare;
- P_k sunt puterile injectate în noduri;
- elementele notate cu indicele 0 sunt puterile stării inițiale.

În continuare, dacă puterea injectată este considerată ca fiind rezultat al puterilor generate P_{g_k} și sarcinilor din nodurile consumatoare P_{c_k} , atunci ecuația (4.152) devine:

$$P_{ij} = P_{ij0} + \sum_{k=1}^N a_k (P_{g_k} - P_{c_k}) - \sum_{k=1}^N a_k (P_{g_{k0}} - P_{c_{k0}}) \quad (4.153)$$

În ecuația (4.153), problema este modul în care sunt luate în considerare puterile generate și consumate în noduri. În această lucrare sunt luate în considerare două categorii de variabile aleatoare: ieșirile din funcționare ale generatoarelor (cu distribuții discrete) și sarcinile (cu distribuții continue). Dacă sarcini sunt considerate cu distribuții normale atunci doar primii doi cumulanți trebuie calculați, pentru că în rest toți ceilalți sunt nuli [Dondera2009].

Pentru a rezolva această problemă sunt folosite trei metode: una cu care FDP a liniilor este calculată direct folosind dezvoltarea în serie Gram-Charlier, și considerându-se puterea generată în nod ca pe un generator cu mai multe stări, prin metoda estimării în puncte și cealaltă metodă, care separă părțile continue și discrete ale ecuației (4.153).

4.2.4.5.4. Aplicarea metodei dezvoltării în serie Gram-Charlier pentru circulația probabilistică de puteri

Pașii necesari pentru determinarea puterilor vehiculate pe linii sunt:

1. Pentru că se cunoaște descrierea probabilistică a puterii generate și a sarcinii, se calculează momentele puterilor active generate și consumate, conform relației (4.90):
2. Se calculează cumulanții puterilor consumate și generate conform relației dintre cumulanți și momente (4.103), (4.104).
3. Se calculează cumulanții circulațiilor de puteri de pe linii, din relația:

$$P_{Linie_i} = h_{i1}P_1 + h_{i2}P_2 + \dots + h_{in}P_n \quad (4.154)$$

Relația dintre cumulanți este:

$$k_r = h_{i1}^r k_r^{(1)} + h_{i2}^r k_r^{(2)} + \dots + h_{in}^r k_r^{(n)} \quad (4.155)$$

unde $r = 1, 2, \dots, 9$ este ordinal cumulantului considerat.

4. Pentru fiecare linie se calculează momentele centrate, cu relația (4.89).
5. Se calculează coeficienții dezvoltării în serie Gram-Charlier conform relație (4.149).
6. Pentru fiecare circulație de puteri de pe o linie se pot obține funcția de repartiție (FPC) și funcția densitate de probabilitate (FDP) cu ajutorul relațiilor (4.147), respectiv (4.148).

4.2.4.5.5. Aplicarea metodei convoluției pentru circulația probabilistică de puteri

Partea continuă și partea discretă a fiecărei variabile aleatoare dorite sunt tratate separat în acest paragraf. O variabilă aleatoare dorită este suma unei variabile aleatorii distribuită normal R_c și o variabilă aleatoare distribuită discret R_d :

$$R = R_C + R_D \quad (4.156)$$

Distribuția continuă luată în considerare aici este distribuția normală. Având în vedere că rezultatul convoluției unor distribuții normale este tot o distribuție normală părțile continue a tensiunilor și a puterilor vehiculate pe linie sunt distribuite în mod normal.

Pentru a determina complet distribuția părții discrete a fiecărei variabile dorite cu r impulsuri, primele $2r - 1$ momente ar trebui să fie calculate. Dacă există un număr mare de impulsuri, dificultatea de calcul va fi foarte mare. O distribuție discretă cu $\tilde{r} (\tilde{r} < r)$ impulsuri obținute prin metoda Von Mises poate servi ca o aproximare [Mises1946]. Dacă \tilde{r} este egal cu 5, doar primele nouă momente sunt necesare. Acest lucru este similar cu dezvoltarea Gram-Charlier cu ajutorul mai multor termeni. Diferența este că precizia va fi îmbunătățită prin utilizarea mai multe momente când se folosește metoda von Mises, în timp ce dezvoltarea Gram-Charlier nu asigură o mai mare acuratețe cu mai mulți termeni. De asemenea, trebuie remarcat faptul că variabilele aleatorii dorite pot avea cumulanții divergenți atunci când se consideră întreruperile aleatorii ale unor linii de transport. Erorile introduse de dezvoltarea Gram-Charlier pot fi semnificative.

Conform definiției convoluției, funcția densitate de probabilitate (FDP) a lui R este:

$$f_R(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{R_C}(x - x_d) f_{R_D}(x_d) dx_d = \sum_{i=1}^{\tilde{r}} p_i f_{R_C}(x - x_i) \quad (4.157)$$

unde p_i , x_i și $f_{R_D}(\cdot)$ sunt probabilitățile, impulsurile (valorile variațiilor) și respectiv FDP pentru funcția discretă R_D , iar $f_{R_C}(\cdot)$ este FDP pentru funcția continuă normal distribuită R_C de forma:

$$f_{R_C}(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (4.158)$$

unde μ și σ sunt media și abaterea standard ale repartiției R_C :

Funcția de repartiție (FPC) a unei distribuții normale este:

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (4.159)$$

Astfel, FPC a unei variabile de ieșire sau de stare este:

$$F_R(x) = \sum_{i=1}^{\tilde{r}} p_i \Phi\left(\frac{x - (x_{d,i} + \mu)}{\sigma}\right) \quad (4.160)$$

Distribuțiile finale ale variabilelor aleatoare dorite pot fi obținute în conformitate cu (4.157) și (4.160). Datele de ieșire includ valorile medii, abaterile standard și funcțiile de distribuție a tensiunilor nodale și a puterilor vehiculate pe linii.

4.3. Studiu de caz

Sistemul test cu 6 noduri a fost conceput pe baza sistemului test cu 24 noduri - IEEE Reliability Test System (RTS) – pentru a se putea verifica mai ușor unele calcule și metode de lucru. Generatoarele și liniile din sistemul test cu 6 noduri au parametrii preluați din sistemul RTS, dar configurația, nivelul de tensiune de 220kV și valorile puterilor consumatorilor sunt alese astfel încât să fie acoperite cât mai multe cazuri particulare de studiu. Există noduri mixte cu consum și generare, există nod consumator alimentate din două părți, nodul 5 și nod consumator alimentat din trei părți, nodul 4. Liniile sunt considerate a fi simplu circuit. Nodul de echilibrare este nodul generator 1. Configurația sistemului este prezentată în figura 4.8, iar parametrii elementelor componente sunt descriși în tabelele de mai jos [Coroiu2011].

Sucesiunea problemelor abordate va fi:

- Exemplificarea sistemului test cu 6 noduri;
- Utilizarea pentru sistemul test cu 6 noduri a circulației probabilistice de puteri folosind succesiv:
 - a) metoda seriei Gram-Charlier prezentate în 3 ipoteze de folosire.
 - b) metoda convoluției prezentată în subcapitolul 4.2.4.5.5. utilizând un număr variabil de impulsuri în aproximarea Von-Mises;
- Se validează metoda convoluției cu rezultatele obținute dintr-o circulație deterministă adoptată cu caracter probabilistic al sarcinii, PowerWorld-Matlab;
- Se exploatează concluziile pentru studiul pe sistemul IEEE RTS.

4.3.1. Configurația și date inițiale pentru sistemul test cu 6 noduri

Datele nominale ale generatoarelor și caracteristicile lor statistice sunt prezentate în tabele 4.1 și 4.2.

Tabelul 4.1. Amplasarea grupurilor generatoare și capacitatea lor de generare în sistemul test cu 6 noduri

Nod	Grup 1			Grup 2			Grup 3		
	[MW]	[MVA _r]		[MW]	[MVA _r]		[MW]	[MVA _r]	
		Min	Max		Min	Max		Min	Max
1	100	0	60	50	-10	16			
2	76	-25	30	76	-25	30			
3	50	-10	16	50	-10	16	50	-10	16
6	100	0	60	100	0	60			

Tabelul 4.2. Probabilitatea de bună funcționare a fiecărui grup generatoare în sistemul test cu 6 noduri

Grup generator	Probabilitatea de bună funcționare
Gen. de 100 MW	0.90
Gen. de 50 MW	0.98
Gen. de 76 MW	0.95

Un palier al curbei de sarcină din noduri are caracteristicile din tabelul 4.3. Pentru aceste situații sunt prezentate rezultatele concrete de calcul.

Tabelul 4.3. Puterea activă și reactivă cerută de consumatori în sistemul test cu 6 noduri

Consumator	Putere activă [MW]	Putere reactivă [MVar]
Nod 2	65	16
Nod 3	80	16
Nod 4	180	40
Nod 5	50	12
Nod 6	130	32

Pentru elementele de transport s-a considerat parametrii unitari rezistența pe unitatea de lungime ca fiind egală cu $R_0 = 0.089459 [\Omega / Km]$ și reactanța pe unitatea de lungime ca fiind egală cu $X_0 = 0.698170 [\Omega / Km]$. Rezistența și reactanța au fost calculate și în unități relative pentru a se simplifica efortul de calcul, iar pentru aceasta s-a considerat $S_{bază} = 100 [MVA]$ și s-a calculat impedanța de bază $Z_{bază} = 484 [\Omega]$. Rezultatele sunt redade în tabelul 4.4. Ca și o ipoteză simplificatoare nu s-au mai luat în calcul elementele transversale ale liniilor. Nodul de echilibrare este considerat nodul 1.

Tabelul 4.4. Parametrii liniilor de transport în sistemul test cu 6 noduri

Nod început	Nod sfârșit	Lungime [Km]	Rezistența $[\Omega]$	Reactanța $[\Omega]$	Rezistența u.r.	Reactanța u.r.
1	2	60	5.367540	41.890200	0.011090	0.086550
1	3	100	8.945900	69.817000	0.018483	0.144250
2	4	75	6.709425	52.362750	0.013862	0.108188
2	5	75	6.709425	52.362750	0.013862	0.108188
3	4	50	4.472950	34.908500	0.009242	0.072125
4	6	65	5.814835	45.381050	0.012014	0.093763
5	6	40	3.578360	27.926800	0.007393	0.057700

Funcția intensitate de defectare pentru o linie de 220 kV se consideră $\lambda = 4.281 \cdot 10^{-8} [s^{-1} / km]$ și funcția intensitate de reparare se consideră $\mu = 2100 \cdot 10^{-8} [s^{-1}]$. Probabilitatea de bună funcționare se calculează astfel:

$p = \frac{\mu}{\lambda + \mu}$. În tabelul 4.5 se prezintă probabilitatea de bună funcționare pentru fiecare linie din sistemul test cu 6 noduri prezentat în figura 4.8.

Tabelul 4.5. Probabilitatea de bună funcționare a liniilor de transport în sistemul test cu 6 noduri

Nod început	Nod sfârșit	Lungime [Km]	λ [s^{-1}]	p
1	2	60	$0.2569 \cdot 10^{-5}$	0.8910
1	3	100	$0.4281 \cdot 10^{-5}$	0.8307
2	4	75	$0.3211 \cdot 10^{-5}$	0.8674
2	5	75	$0.3211 \cdot 10^{-5}$	0.8674
3	4	50	$0.2140 \cdot 10^{-5}$	0.9075
4	6	65	$0.2783 \cdot 10^{-5}$	0.8830
5	6	40	$0.1712 \cdot 10^{-5}$	0.9246

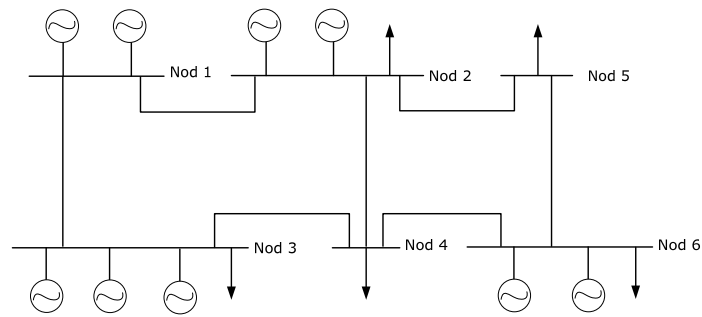


Fig. 4.8. Configurația sistemului test cu 6 noduri

4.3.2. Rezultate de calcul pentru sistemul test cu 6 noduri

În relația (4.161) se dau valorile circulației inițiale de puteri de pe laturile sistemului, când se rulează o circulație de puteri cu toate elementele în funcțiune cu softul de simulare PowerWorld:

$$P_{ij0} = \begin{bmatrix} P_{1-20} \\ P_{1-30} \\ P_{2-40} \\ P_{2-50} \\ P_{3-40} \\ P_{460} \\ P_{560} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.0079 \\ 0.0536 \\ 0.5792 \\ 0.2816 \\ 0.7538 \\ -0.4776 \\ -0.2195 \end{bmatrix} \quad (4.161)$$

În relația (4.162) se dau valorile tensiunii în unități relative obținute în urma rulării inițiale, cu toate elementele în funcțiune, cu același soft de simulare:

$$U_{i_0} = \begin{bmatrix} U_{1_0} \\ U_{2_0} \\ U_{3_0} \\ U_{4_0} \\ U_{5_0} \\ U_{6_0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 0.9795 \\ 0.9927 \\ 1 \end{bmatrix} \quad (4.162)$$

4.3.2.1. Considerarea defectării grupurilor generatoare:

Se prezintă rezultatele funcțiilor FDP și FPC obținute cu metoda Gram-Charlier pentru puterile de pe Linia 2-5 din sistemul test cu 6 noduri. Se iau în discuție 3 cazuri pentru metoda Gram-Charlier:

- Caz 1: se consideră independente și puterile consumatorilor între ele și față de puterile generate.
- Caz 2: se consideră dependente liniar puterile consumatorilor, dar independente față de puterile generate.
- Caz 3: se consideră dependente liniar puterile consumatorilor și dependente liniar și față de puterile generate.

În figura 4.9 se prezintă funcția densitate de probabilitate pentru puterea de pe Linia 2-4 pentru cazul 1 al metodei Gram-Charlier, împreună cu primii cinci termeni ai seriei. Termenul de gradul zero, unu și doi sunt nuli (4.149).

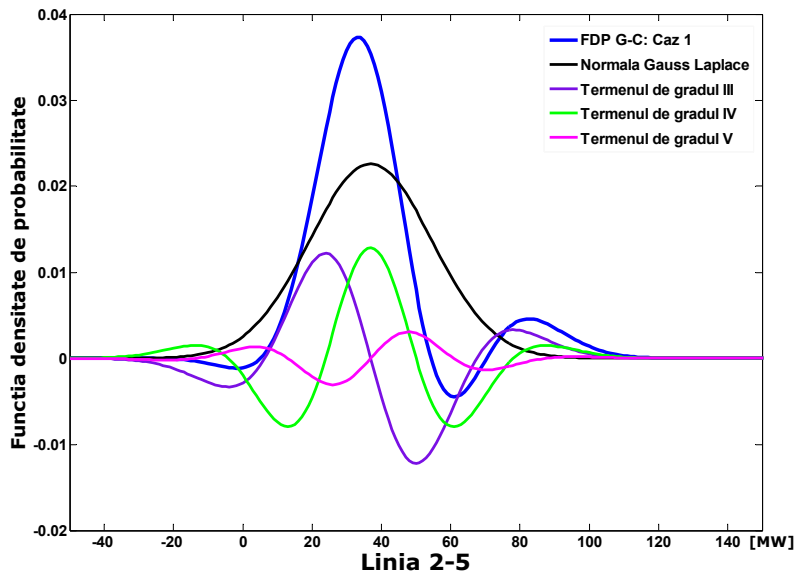


Fig. 4.9. FDP pentru puterea de pe Linia 2-5, realizată cu seria Gram-Charlier în Cazul 1 și pentru care se consideră termenii până la gradul V

În figura 4.10 se prezintă funcția densitate cumulată pentru cele trei cazuri considerate pentru seria Gram-Charlier pentru puterea de pe Linia 2-5.

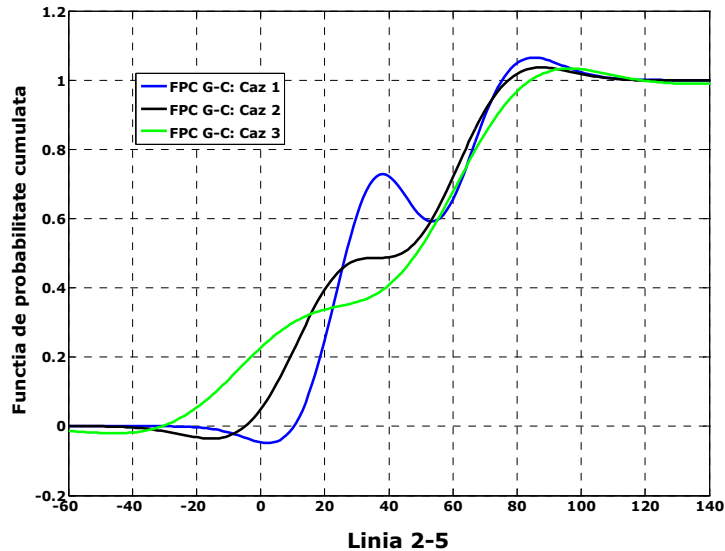


Fig. 4.10. FPC pentru puterea de pe Linia 2-5, realizată cu seria Gram-Charlier în Cazul 1, Cazul 2 și Cazul 3 și pentru care se consideră termenii până la gradul V

În figurile 4.11 și 4.12 se prezintă o comparație între funcțiile FDP și FPC obținute cu metoda Gram-Charlier și metoda convoluției Von Mises.

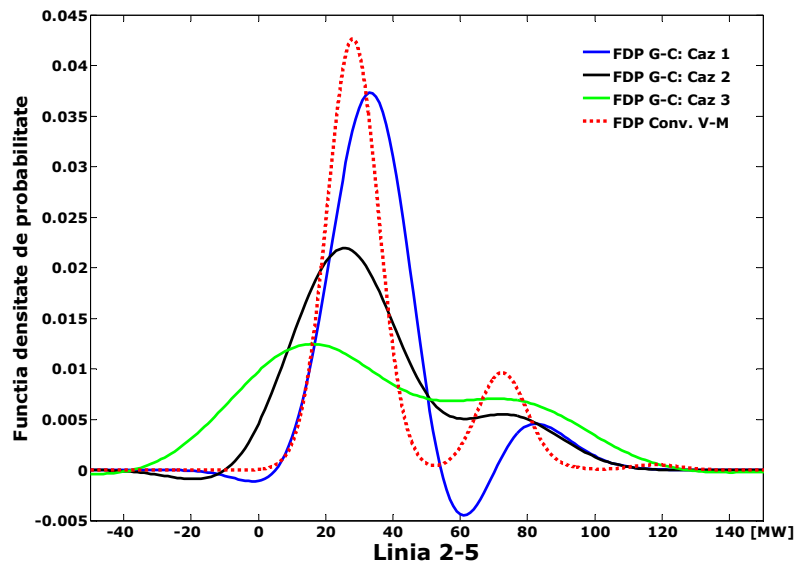


Fig. 4.11. FDP pentru puterea de pe Linia 2-5, realizată cu seria Gram-Charlier în Cazul 1, Cazul 2 și Cazul 3 și pentru care se consideră termenii până la gradul V și metoda convoluției Von Mises

Nu sunt erori majore între rezultatele obținute pentru cele două metode pentru FPC, vezi figura 4.12, cu observația că metoda convoluției oferă rezultate medii ca valori față de celelalte cazuri.

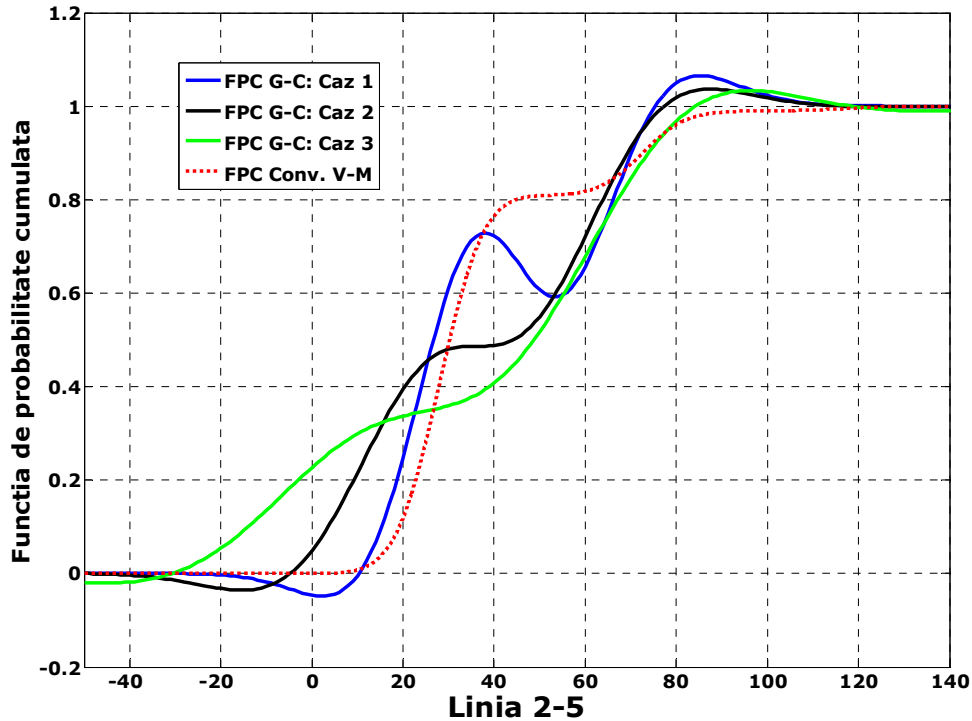


Fig. 4.12. FPC pentru puterea de pe Linia 2-5, realizată cu seria Gram-Charlier în Cazul 1, Cazul 2 și Cazul 3 și pentru care se consideră termenii până la gradul V și metoda convoluției Von Mises

Datorită inadverențelor semnalate pentru utilizarea seriei Gram-Charlier observate din rezultatele obținute reprezentate de porțiuni negative nemotivate teoretic se va adopta în continuare utilizarea metodei de convoluție folosind și aproximarea Von Mises.

În continuare se prezintă grafic etapele de convoluție pentru funcția FDP pentru puterea de pe Linia 2-5, între partea continuă normal distribuită $f_{R_c}(\cdot)$, pentru care se consideră media și dispersia de la consumatori și distribuția discretă $f_{R_d}(\cdot)$ obținută cu metoda Von Mises a puterilor generate.

În figura 4.13 este reprezentată grafic FDP pentru partea continuă corespunzătoare consumului și distribuția discretă (impulsuri și probabilități) obținută cu metoda Von Mises. Valorile impulsurilor și probabilităților corespunzătoare aproximării prin tehnica Von Mises sunt prezentate în tabelul 4.6.

Tabelul 4.6. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5 ($f_{R_d}(\cdot)$), când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	0.9003	0.6055	0.4431	-0.0383	0.0088
Probabilitatea	0.0095	0.0044	0.1763	0.1828	0.6269

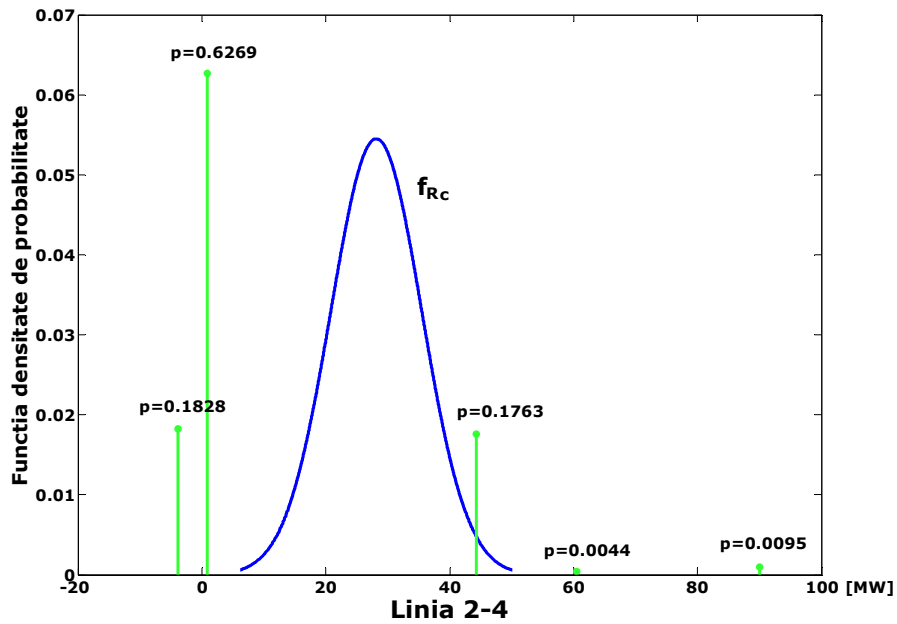


Fig. 4.13. FDP a $f_{R_C}(\cdot)$ - impulsuri și probabilități obținute cu metoda Von Mises pentru repartiția discretă

În figura 4.14 este redat grafic rezultatul convoluției dintre repartiția discretă și $f_{R_C}(\cdot)$ pentru puterea de pe Linia 2-5, conform lui (4.157), obținându-se FDP a puterii de pe linie.

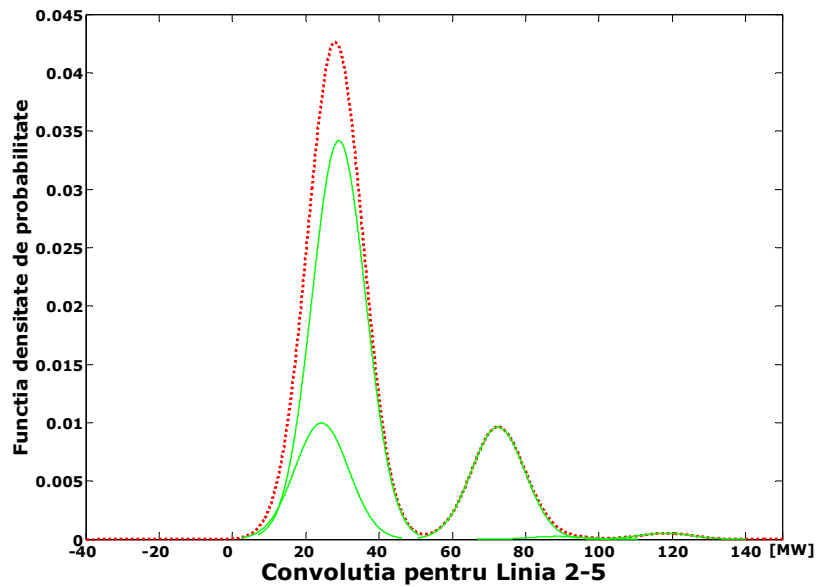


Fig. 4.14. Convoluția dintre repartiția discretă din tabelul 4.6 și $f_{R_C}(\cdot)$ pentru puterea de pe Linia 2-5

În figura 4.15 se prezintă comparativ FDP pentru puterea de pe Linia 2-5 obținută cu metoda convoluției și histograma puterii pentru aceeași linie obținută din rularea aplicației PowerWorld-Matlab cu 1000 de simulări. Se observă o bună corelare a rezultatelor ceea ce validează metoda convoluției prezentată.

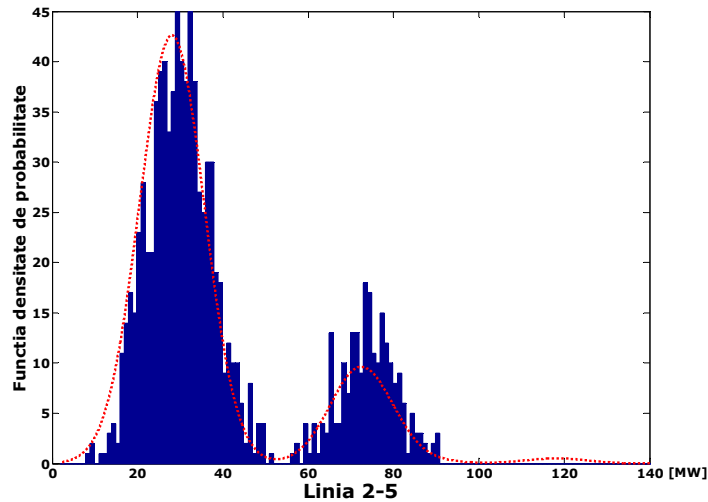


Fig. 4.15. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri comparată cu histogramele obținute prin rularea aplicației PowerWorld-Matlab

În figura 4.16 se prezintă FDP pentru puterea de pe Linia 5-6 după convoluția cu repartiția discretă dată și în tabelul 4.7 sunt valorile impulsurilor și probabilităților distribuției discrete aproximată cu metoda Von Mises.

Tabelul 4.7. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6 , când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	0.9003	0.6055	0.4431	-0.0383	0.0088
Probabilitatea	0.0095	0.0044	0.1763	0.1828	0.6269

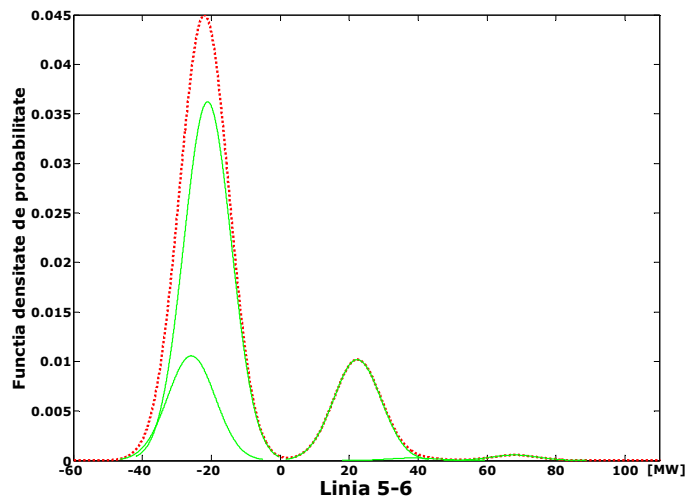


Fig. 4.16. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

În figura 4.17 se prezintă comparativ *FDP* pentru puterea de pe Linia 5-6 obținută cu metoda convoluției și histograma puterilor pentru aceeași linie obținută din rularea aplicației PowerWorld-Matlab cu 2000 de simulări.

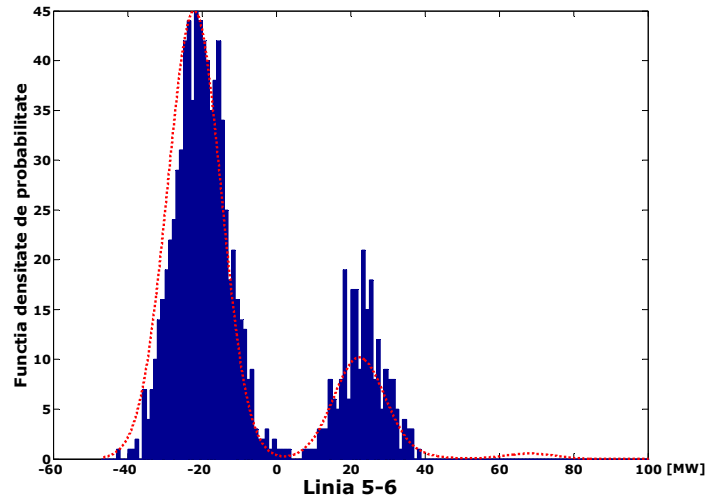


Fig. 4.17. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri comparată cu histogramele obținute prin rularea aplicației PowerWorld-Matlab

S-au comparat rezultatele obținute prin rularea aplicației PowerWorld-Matlab de 1000 ori, respectiv 2000 și nu s-au observat modificări sesizabile, lucru ce dovedește că un număr de 1000 de rulări asigură configurația histogramei valorilor puterilor pe linii.

În figura 4.18 se prezintă FDP pentru tensiunea din Nodul 5 și în tabelul 4.8 sunt valorile impulsurilor și probabilităților distribuției discrete aproximată cu metoda Von Mises.

Tabelul 4.8. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru Nodul 5 când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	-0.0689	-0.0558	-0.0317	-0.0097	-0.0001
Probabilitatea	0.0034	0.0112	0.1736	0.1067	0.7052

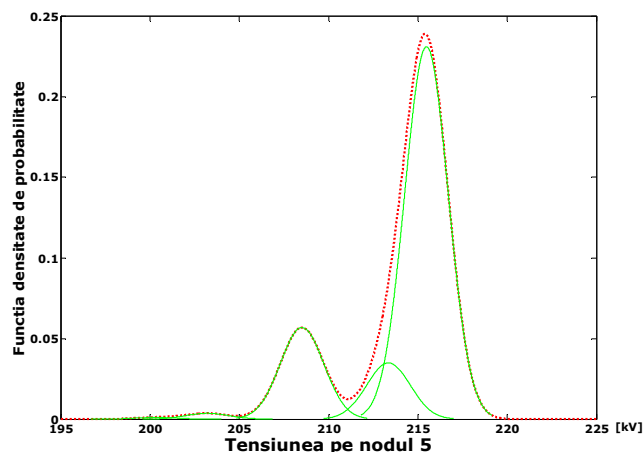


Fig. 4.18. FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

O comparație a FDP pentru tensiunea nodului 5 obținută prin metoda convoluției și histograma tensiunii din același nod obținută prin rularea aplicației PowerWorld-Matlab cu 1000 de simulări, este redată în figura 4.19.

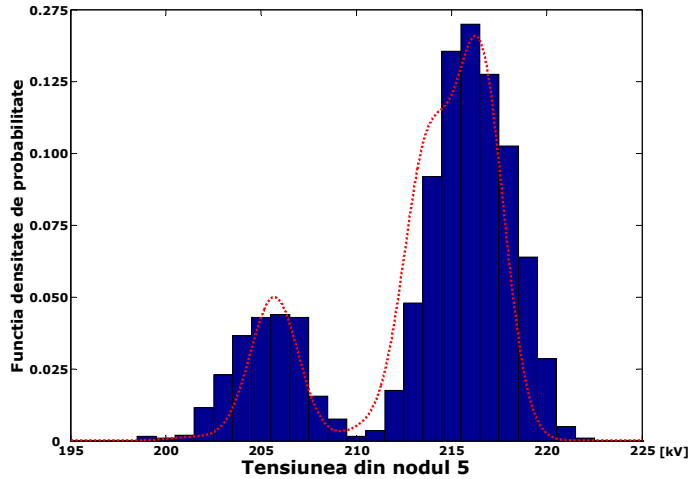


Fig. 4.19. FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri comparată cu histogramele obținute prin rularea aplicației PowerWorld-Matlab

În continuare se vor prezenta FDP pentru puterea de pe Linia 2-5, Linia 5-6 și pentru tensiunea din Nodul 5 pentru o distribuție aproximată cu metoda von Mises cu 7 și 9 impulsuri, când se ia în considerare posibilitatea defectării grupurilor generatoare.

- Rezultate pentru o distribuție cu 7 impulsuri
 - Linia 2-5

Tabelul 4.9. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	0.9400	0.8881	0.4821	0.4358	-0.0630	0.0556	-0.0021
Probabilitatea	0.0013	0.0086	0.0418	0.1380	0.0463	0.0540	0.7099

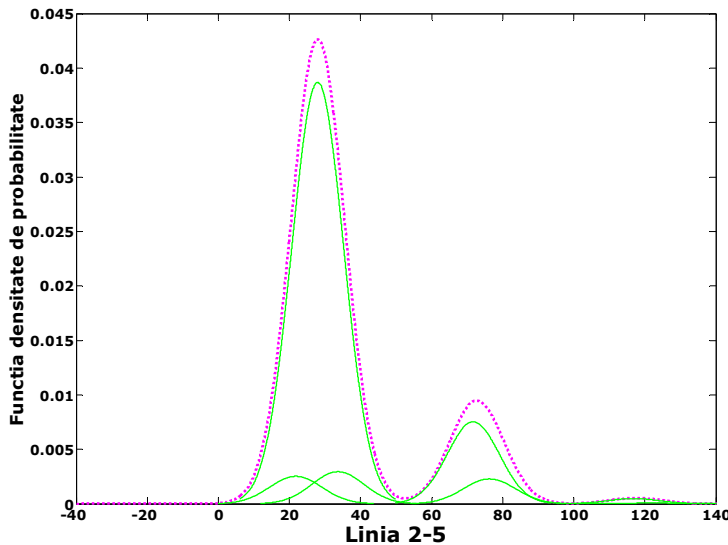


Fig. 4.20. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

- *Linia 5-6*

Tabelul 4.10. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	0.9400	0.8881	0.4821	0.4358	-0.0630	0.0556	-0.0021
Probabilitatea	0.0013	0.0086	0.0418	0.1380	0.0463	0.0540	0.7099

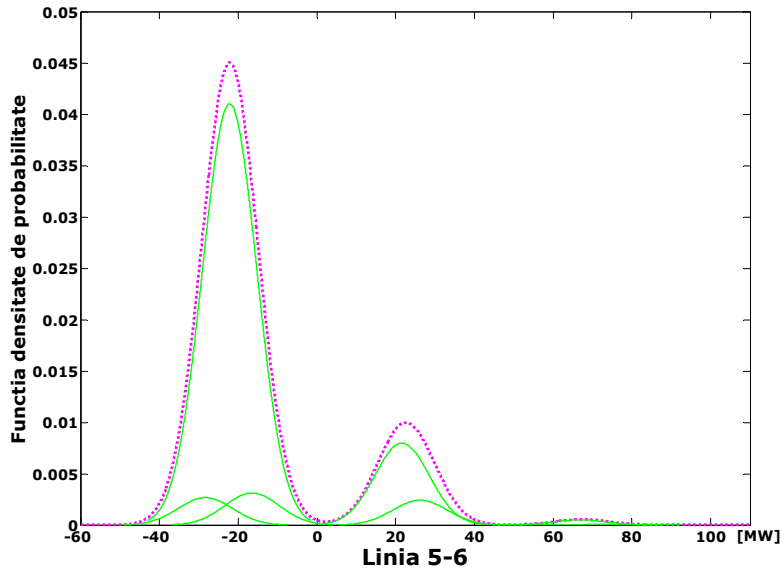


Fig. 4.21. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

- *Nodul 5*

Tabelul 4.11. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	-0.0767	-0.0638	-0.0492	-0.0322	-0.0221	-0.0082	-0.0001
Probabilitatea	0.0003	0.0078	0.0079	0.1577	0.0261	0.1065	0.6937

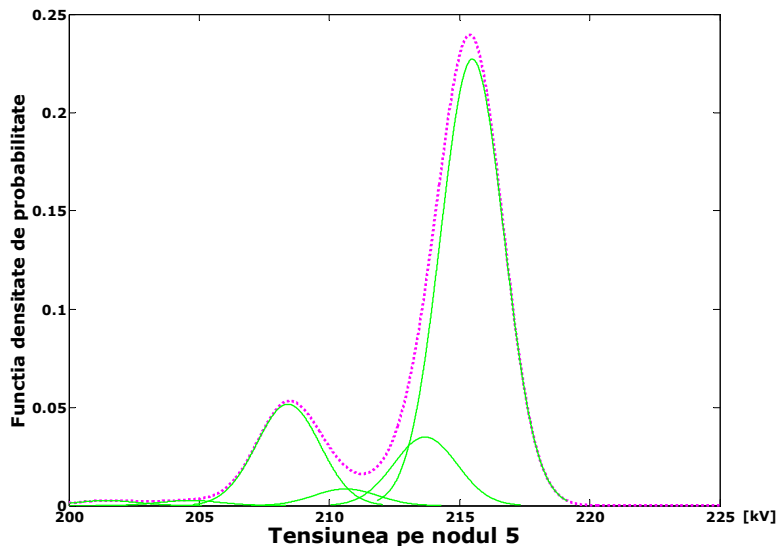


Fig. 4.22. FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

- *Rezultate pentru o distribuție cu 9 impulsuri*
 - *Linia 2-5*

Tabelul 4.12. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5 , când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	0.9657	0.8975	0.8372	0.4720	0.4320	0.1105	-0.0778	-0.0217	0.0097
Probabilitatea	0.0003	0.0088	0.0009	0.0651	0.1146	0.0071	0.0161	0.2716	0.5155

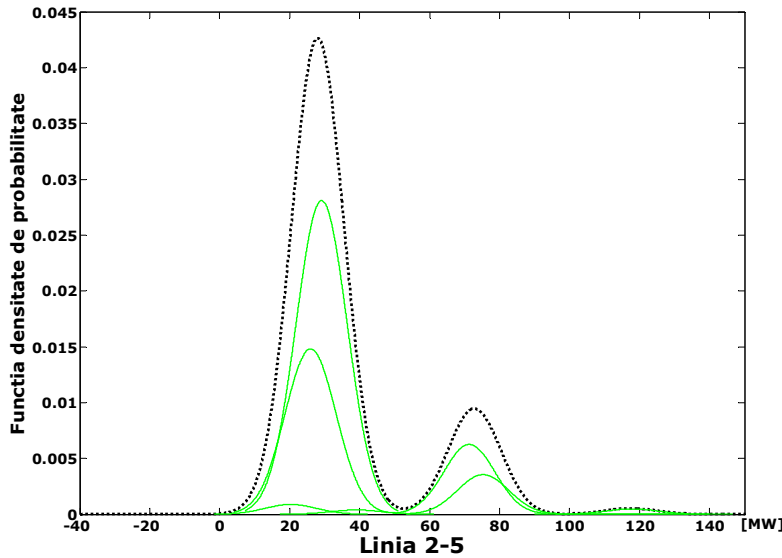


Fig. 4.23. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

- *Linia 5-6*

Tabelul 4.13. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6 , când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	0.9657	0.8975	0.8372	0.4720	0.4320	0.1105	-0.0778	-0.0217	0.0097
Probabilitatea	0.0003	0.0088	0.0009	0.0651	0.1146	0.0071	0.0161	0.2716	0.5155

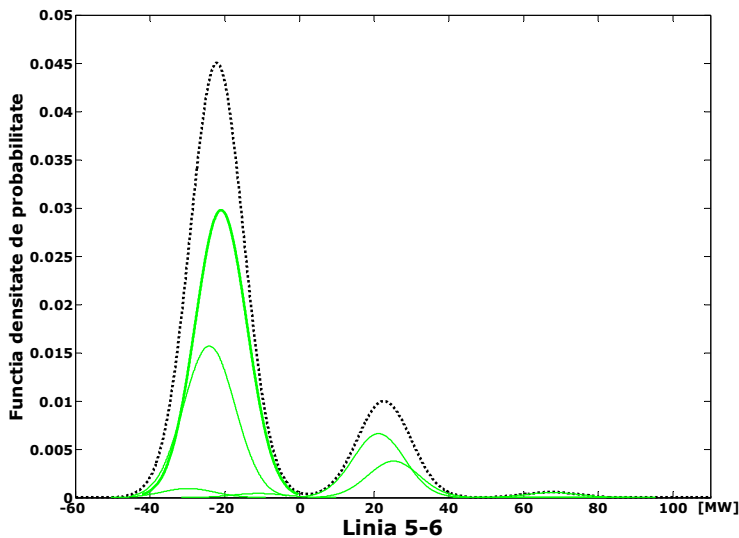


Fig. 4.24. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

- *Nodul 5*

Tabelul 4.14. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	-0.0832	-0.0723	-0.0621	-0.0478	-0.0375	-0.0304	-0.0107	-0.0062	$1 \cdot 10^{-6}$
Probabilitatea	$1 \cdot 10^{-6}$	0.0009	0.0087	0.0037	0.0312	0.1471	0.0613	0.0583	0.6888

Toate aceste rezultate obținute pentru *FDP* a puterilor de pe linii se acceptă ca valabile și vor fi considerate în calculele următoare.

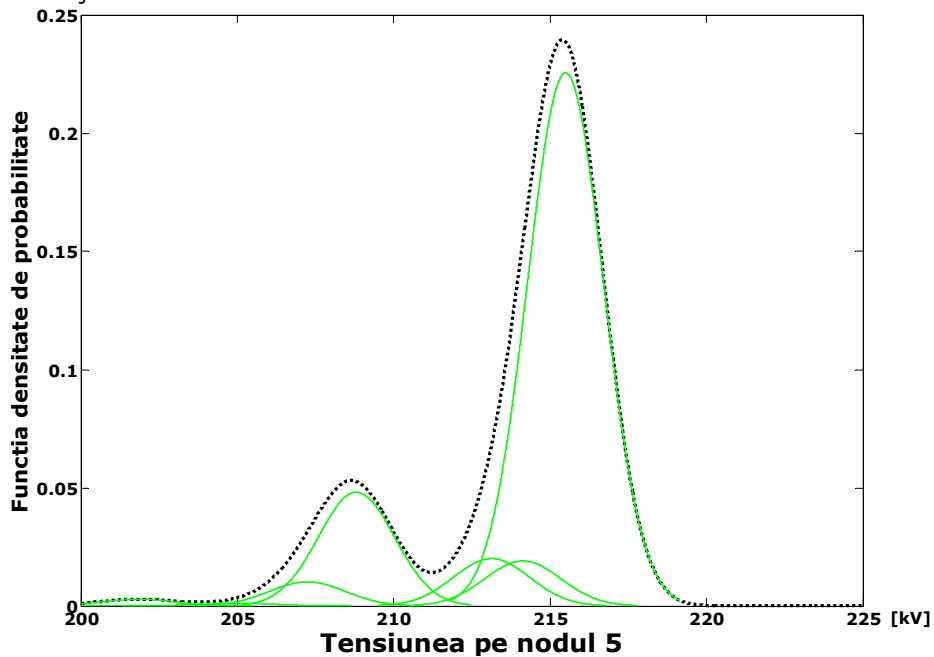


Fig. 4.25. FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

În figurile 4.26, 4.27 și 4.28 sunt reprezentate graficele suprapuse ale *FDP* pentru puterea de pe Linia 2-5, Linia 5-6 și pentru tensiunea din Nodul 5 pentru distribuțiile aproximată cu metoda von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri.

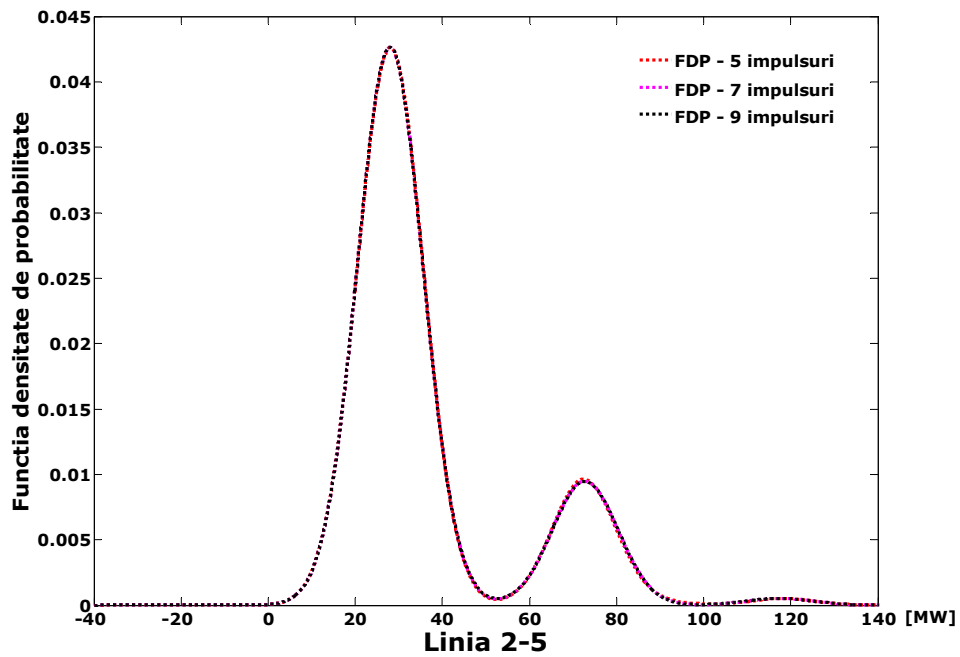


Fig. 4.26. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

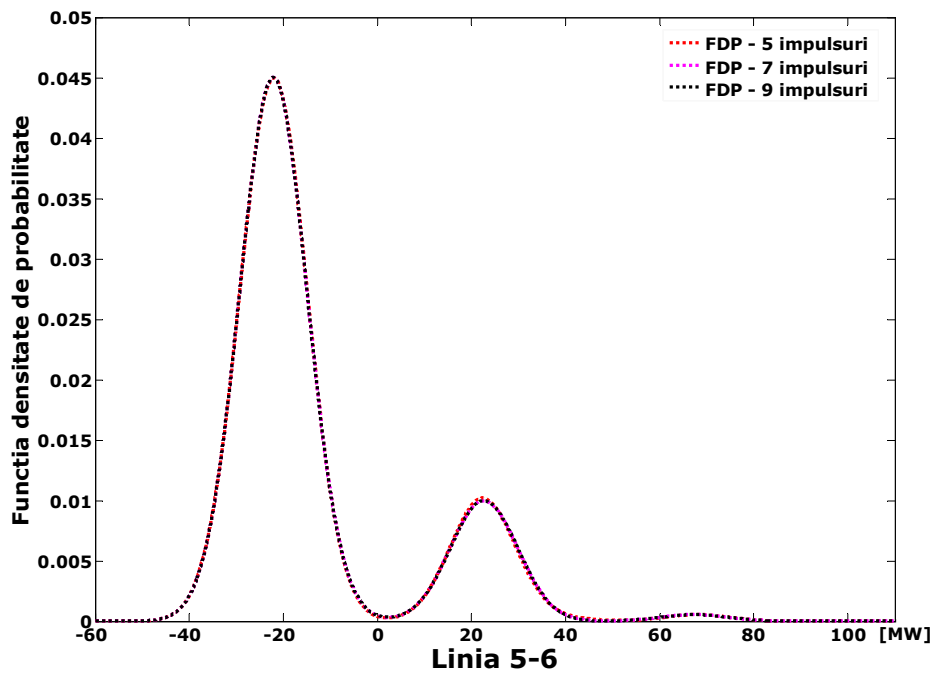


Fig. 4.27. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

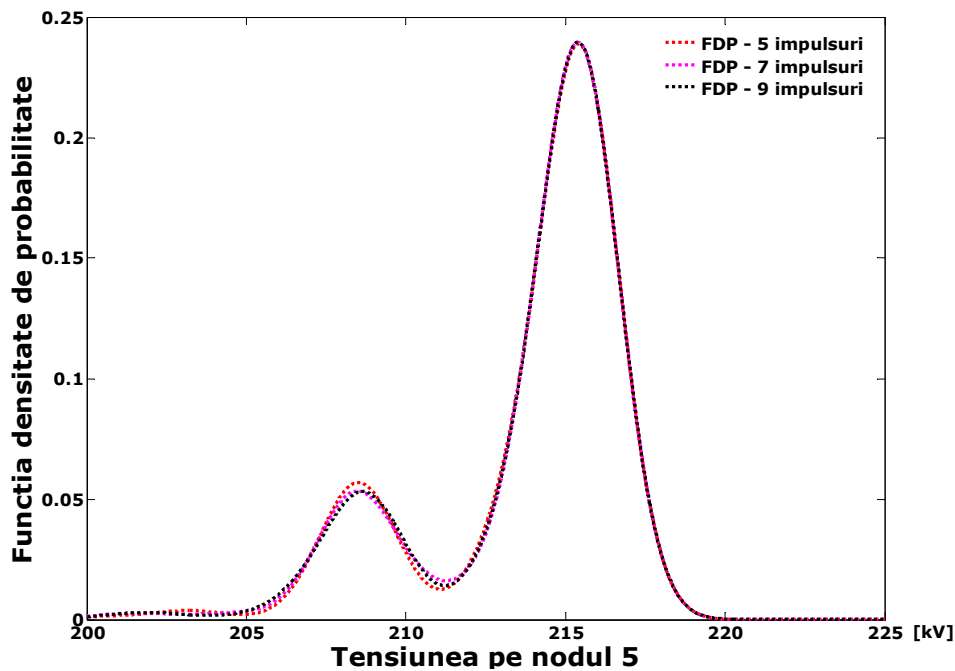


Fig. 4.28. FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele generatoarelor

După cum se poate observa din figurile 4.26, 4.27 și 4.28 nu există diferențe sesizabile între rezultatele obținute în cazul FDP cu distribuția aproximată cu metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, ceea ce denotă că un număr de 5 sau 7 impulsuri este suficient în considerațiile prezentate. În cazul sistemului test RTS cu 24 noduri, se va utiliza aproximarea cu 7 impulsuri.

4.3.2.2. Considerarea defectării liniilor

În tabelele și graficele de mai jos sunt prezentate rezultatele obținute în urma regimurilor de funcționare când se iau în considerare posibilitatea de defect a liniilor, conform 4.2.4.3. În acest caz, probabilitatea de bună funcționare a grupurilor generatoarelor se consideră egală cu 1, adică se exclude posibilitatea de apariție a unui defect în cadrul lor.

În figura 4.29 se prezintă FDP pentru puterea de pe Linia 2-5 și în tabelul 4.15 sunt valorile impulsurilor și probabilităților distribuției discrete aproximată cu metoda Von Mises.

Tabelul 4.15. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor

Impulsuri u.r.	-0.6042	0.3630	-0.3254	0.1305	-0.0723
Probabilitatea	0.0074	0.0354	0.1598	0.2158	0.5816

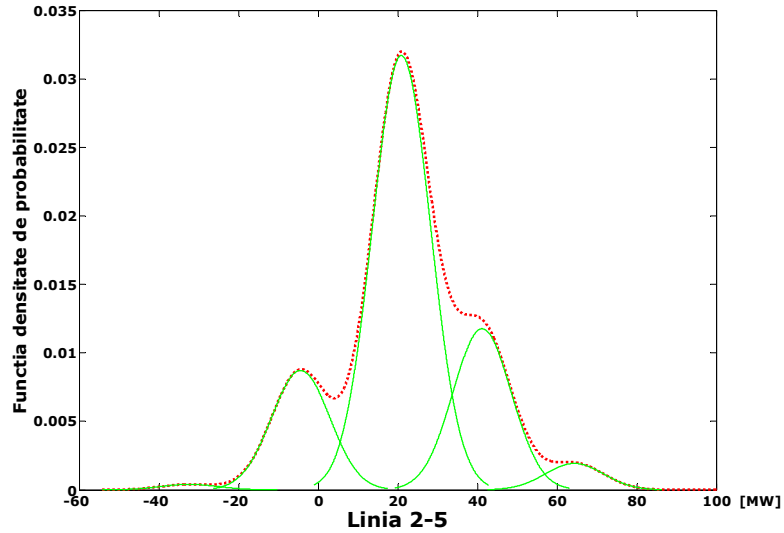


Fig. 4.29. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor

În figura 4.30 se prezintă FDP pentru puterea de pe Linia 5-6 și în tabelul 4.16 sunt valorile impulsurilor și probabilităților distribuției discrete aproximată cu metoda Von Mises.

Tabelul 4.16. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele liniilor

Impulsuri u.r.	0.5217	-0.3530	0.2897	-0.1414	0.0384
Probabilitatea	0.0096	0.0181	0.1292	0.2864	0.5567

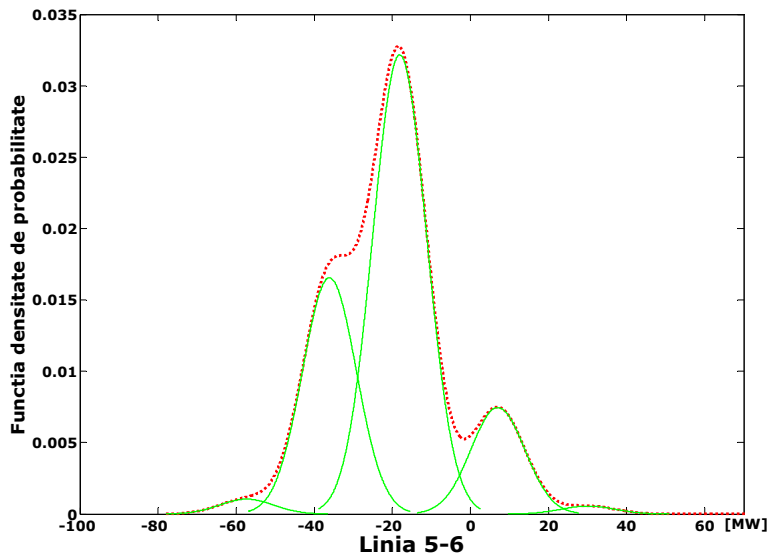


Fig. 4.30. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor

În continuare se vor prezenta FDP pentru puterea de pe Linia 2-5 și Linia 5-6 pentru o distribuție aproximată cu metoda von Mises cu 7 și 9 impulsuri, când se ia în considerare posibilitatea defectării liniilor.

- Rezultate pentru o distribuție cu 7 impulsuri
 - Linia 2-5

Tabelul 4.17. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor

Impulsuri u.r.	-0.7581	-0.5228	0.4460	0.2916	-0.3043	-0.1020	0.0503
Probabilitatea	0.0004	0.0175	0.0048	0.0690	0.1515	0.4093	0.3474

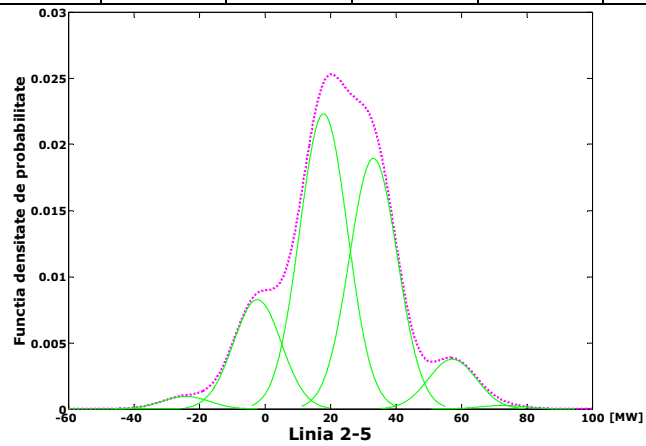


Fig. 4.31. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor

- Linia 5-6

Tabelul 4.18. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele liniilor

Impulsuri u.r.	0.6325	-0.4420	0.4462	-0.2645	0.2566	-0.0979	0.0465
Probabilitatea	0.0008	0.0022	0.0233	0.0592	0.1311	0.3282	0.4552

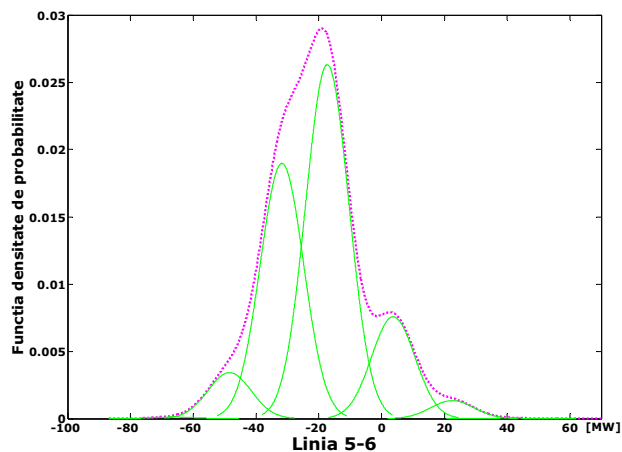


Fig. 4.32. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor

- Rezultate pentru o distribuție cu 9 impulsuri
 - Linia 2-5

Tabelul 4.19. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor

Impulsuri u.r.	-0.8541	-0.6598	-0.4705	0.4937	0.3599	0.2346	-0.2867	-0.1186	0.0231
Probabilitatea	0.0001	0.0018	0.0276	0.0010	0.0248	0.0721	0.1455	0.3151	0.4120

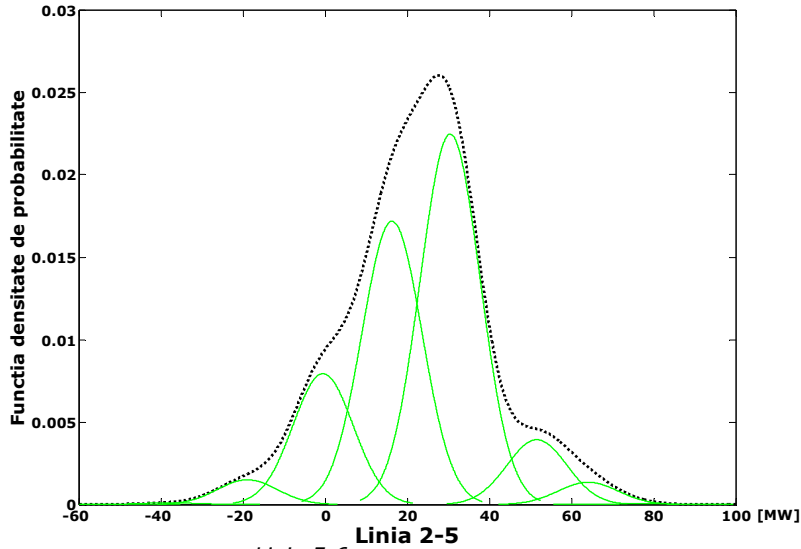


Fig. 4.33. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor

- Linia 5-6

Tabelul 4.20. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele liniilor

Impulsuri u.r.	0.7116	0.5547	-0.4888	0.4019	-0.3495	0.2427	-0.2004	0.0663	-0.0526
Probabilitatea	0.0001	0.0035	0.0005	0.0327	0.0123	0.1189	0.1188	0.3268	0.3865

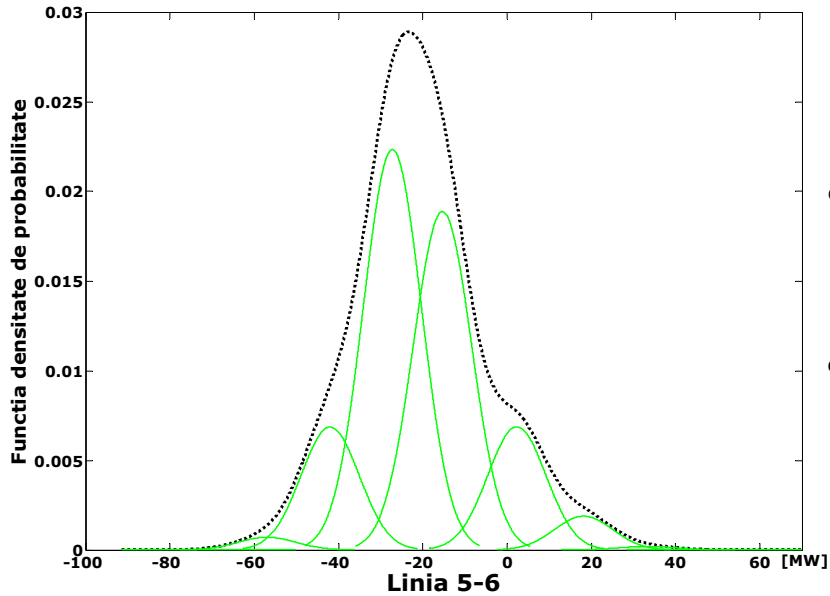


Fig. 4.34. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor

În figurile 4.35 și 4.36 sunt reprezentate graficele suprapuse a FDP pentru puterea de pe Linia 2-5 și Linia 5-6 pentru distribuțiile aproximată cu metoda von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se ia în considerare posibilitatea defectării liniilor.

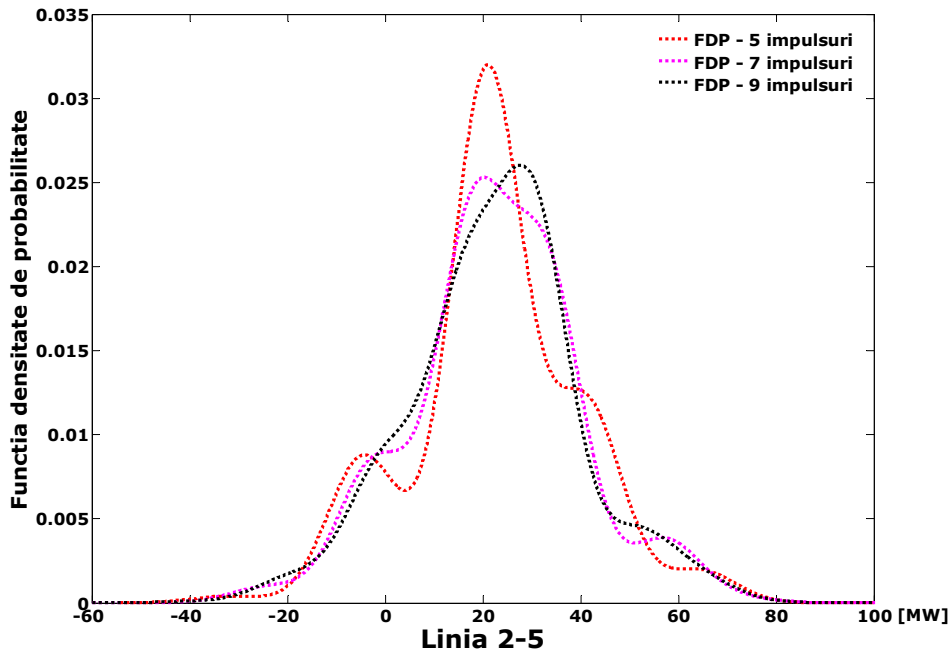


Fig. 4.35. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor

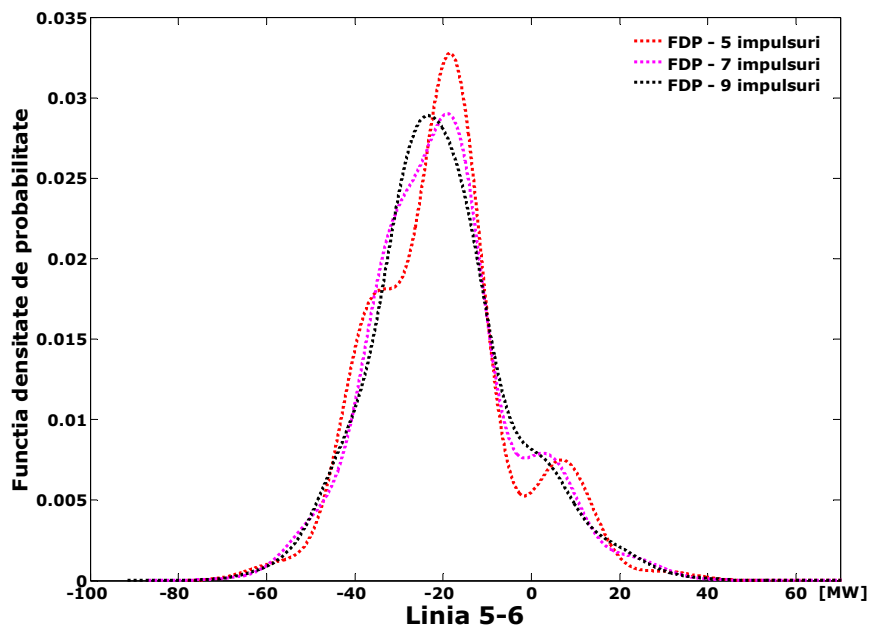


Fig. 4.36. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor

Din figurile 4.35 și 4.36 se observă că în cazul defectărilor probabile ale liniilor apar deosebiri legate de numărul de impulsuri considerate, motivate de efectul mai mare al deconectării liniilor asupra circulației de puteri. Se vor adopta efectuarea calculelor cu un număr de impulsuri cât mai mare.

4.3.2.3. Considerarea defectării liniilor și grupurilor generatoare

În tabelele și graficele de mai jos sunt prezentate rezultatele obținute în urma regimurilor de funcționare când se iau în considerare posibilitatea de defect atât a grupurilor generatoare cât și a liniilor.

În figura 4.37 se prezintă FDP pentru puterea de pe Linia 2-5 și în tabelul 4.21 sunt valorile impulsurilor și probabilităților distribuției discrete aproximată cu metoda Von Mises.

Tabelul 4.21. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Impulsuri u.r.	1.0564	0.5654	-0.4874	-0.1556	0.1472
Probabilitatea	0.0044	0.0998	0.0360	0.4615	0.3983

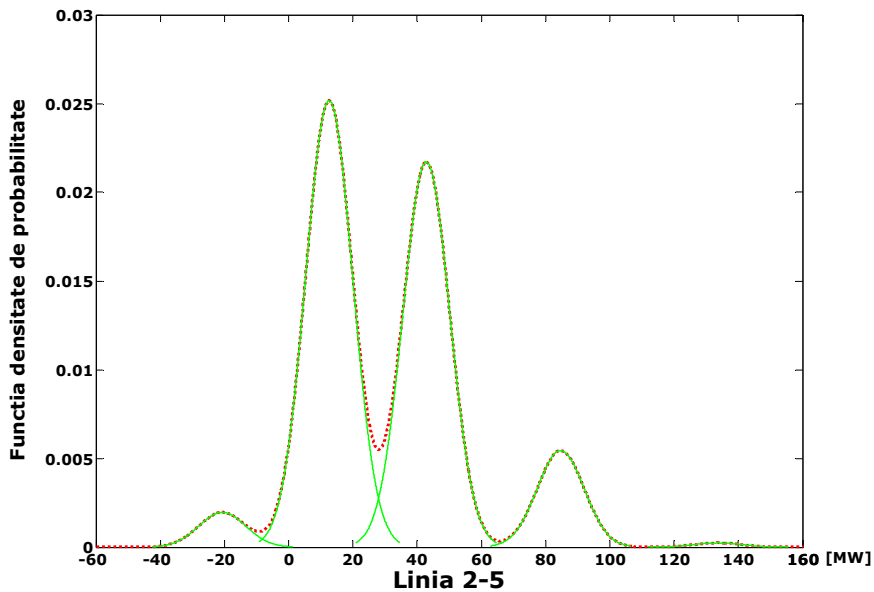


Fig. 4.37. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor

În figura 4.38 se prezintă FDP pentru puterea de pe Linia 5-6 și în tabelul 4.22 sunt valorile impulsurilor și probabilităților distribuției discrete aproximată cu metoda Von Mises.

Tabelul 4.22. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Impulsuri u.r.	1.1731	0.7095	0.3206	-0.2709	-0.0233
Probabilitatea	0.0028	0.0614	0.2841	0.0721	0.5797

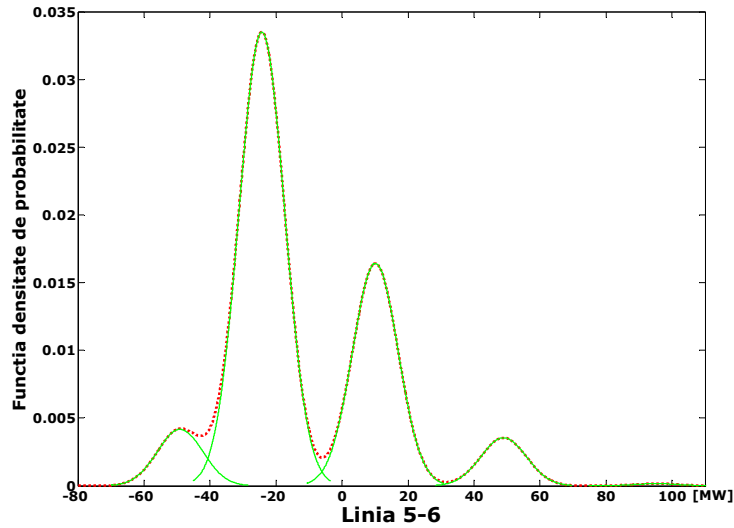


Fig. 4.38. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor

În figura 4.39 se prezintă FDP pentru tensiunea din Nodul 5 și în tabelul 4.23 sunt valorile impulsurilor și probabilităților distribuției discrete aproximată cu metoda Von Mises.

Tabelul 4.23. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 5 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Impulsuri u.r.	-0.0689	-0.0558	-0.0317	-0.0097	-0.0001
Probabilitatea	0.0034	0.0112	0.1736	0.1067	0.7052

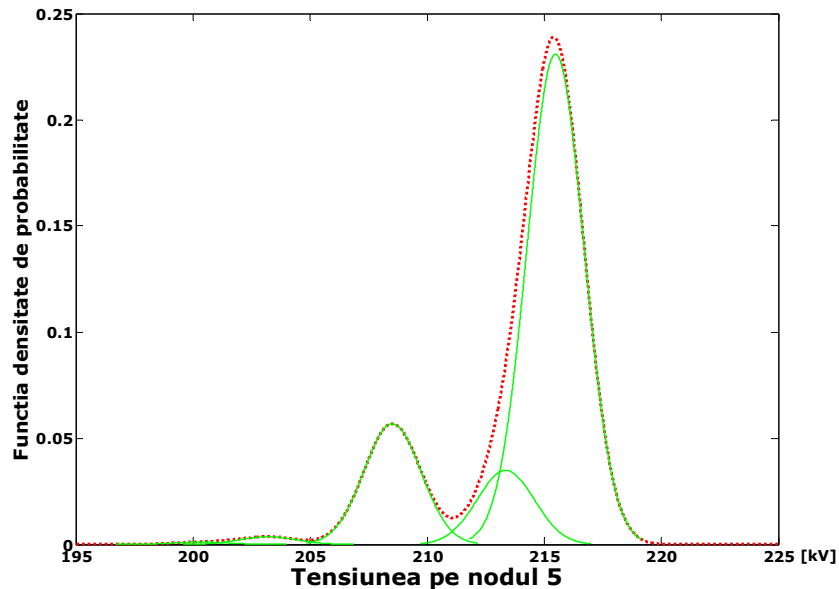


Fig. 4.39. FDP a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor

În continuare se vor prezenta FDP pentru puterea de pe Linia 2-5, Linia 5-6 și pentru tensiunea din Nodul 5 pentru o distribuție aproximată cu metoda von Mises cu 7 și 9 impulsuri, când se ia în considerare posibilitatea defectării liniilor și grupurilor generatoare.

- Rezultate pentru o distribuție cu 7 impulsuri
 - Linia 2-5

Tabelul 4.24. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Impulsuri u.r.	1.2252	0.8598	-0.6523	0.4803	-0.3698	0.1520	-0.1008
Probabilitatea	0.0006	0.0142	0.0030	0.1216	0.0941	0.2886	0.4779

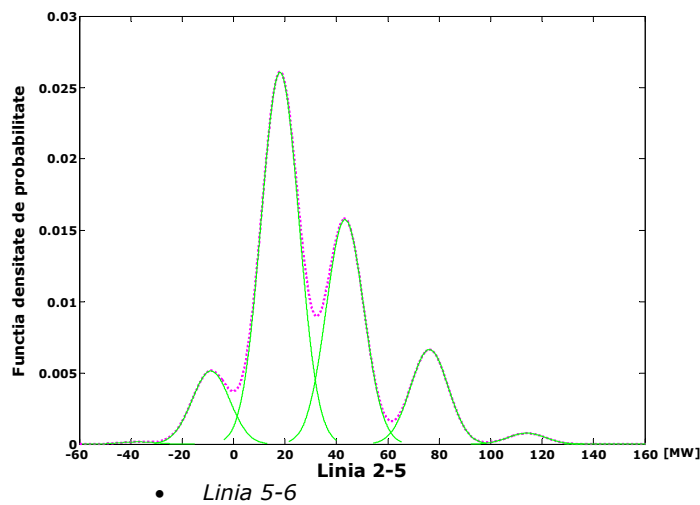


Fig. 4.40. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Tabelul 4.25. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Impulsuri u.r.	1.3534	1.0119	0.6672	-0.3794	0.3594	-0.1612	0.0347
Probabilitatea	0.0003	0.0073	0.0581	0.0099	0.2182	0.2088	0.4974

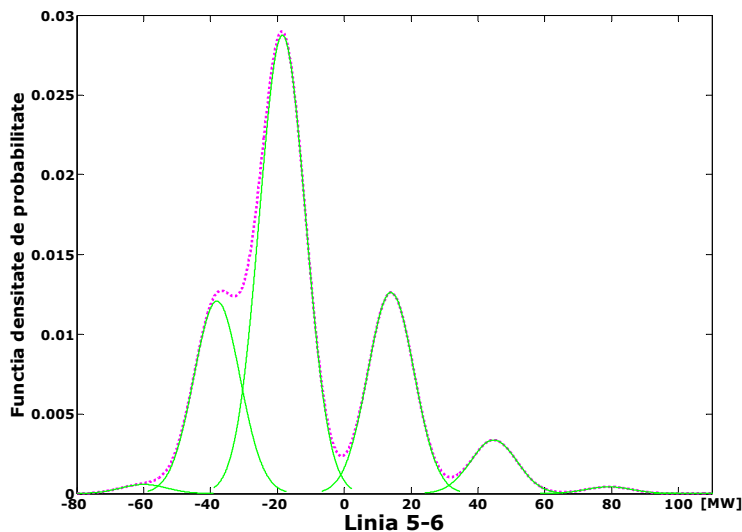


Fig. 4.41. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor

- *Nodul 5*

Tabelul 4.26. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Impulsuri u.r.	-0.0767	-0.0638	-0.0492	-0.0322	-0.0221	-0.0082	-0.0001
Probabilitatea	0.0003	0.0078	0.0079	0.1577	0.0261	0.1065	0.6937

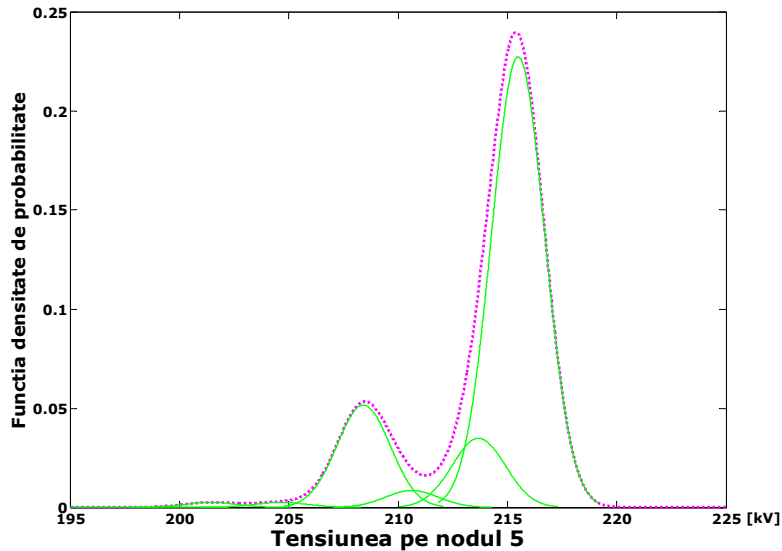


Fig. 4.42. FDP a puterii tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor

➤ *Rezultate pentru o distribuție cu 9 impulsuri*

- *Linia 2-5*

Tabelul 4.27. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Impulsuri u.r.	1.2958	1.0830	0.7900	-0.7710	-0.5255	0.4545	-0.2903	0.1776	-0.0571
Probabilitatea	0.0002	0.0017	0.0191	0.0003	0.0153	0.1233	0.1530	0.2087	0.4784

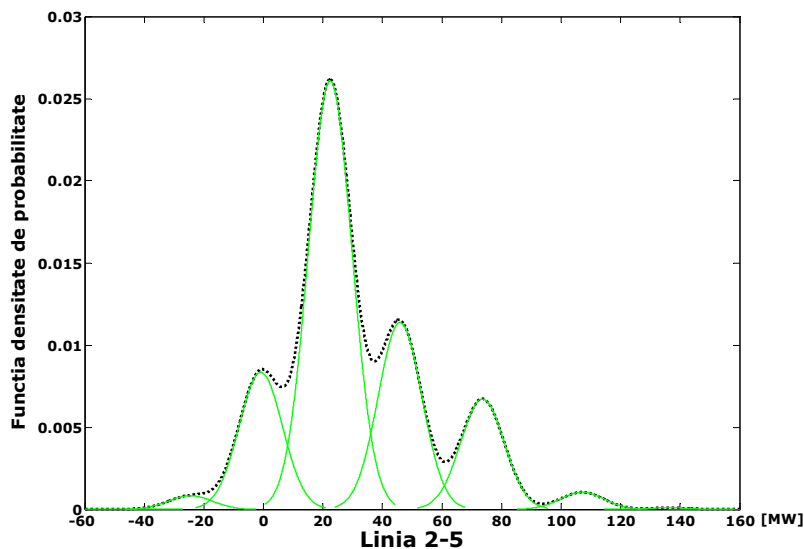


Fig. 4.43. FDP a puterii de pe Linia 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor

• *Linia 5-6*

Tabelul 4.28. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru puterea de pe Linia 5-6, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Impulsuri u.r.	1.4669	1.2295	0.9269	0.6387	-0.4512	0.3819	-0.2620	0.0940	-0.0772
Probabilitatea	0.0001	0.0010	0.0113	0.0543	0.0017	0.1827	0.0570	0.3369	0.3550

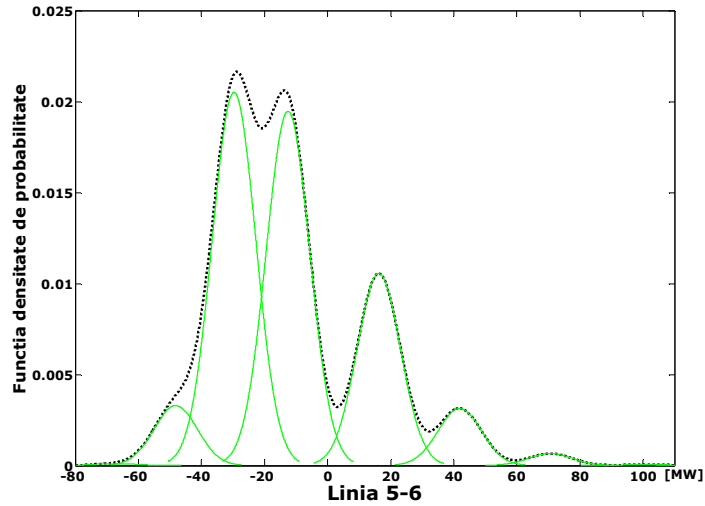


Fig. 4.44. FDP a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor

• *Nodul 5*

Tabelul 4.29. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 9 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 5, când sunt luate în considerare defectele liniilor și generatoarelor

Impulsuri u.r.	-0.0832	-0.0723	-0.0621	-0.0478	-0.0375	-0.0304	-0.0107	-0.0062	-0.0001
Probabilitatea	0.0001	0.0009	0.0086	0.0037	0.0312	0.1471	0.0613	0.0583	0.6888

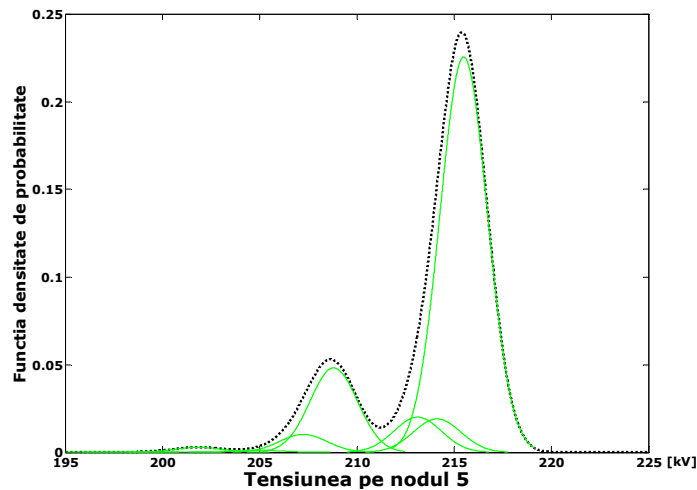


Fig. 4.45. FDP a tensiunii de pe Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și generatoarelor

În figurile 4.46, 4.47 și 4.48 sunt reprezentate graficele suprapuse a FDP pentru puterea de pe Linia 2-5, Linia 5-6 și pentru tensiunea din Nodul 5 pentru distribuțiile aproximată cu metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se ia în considerare posibilitatea defectării liniilor și grupurilor generatoare.

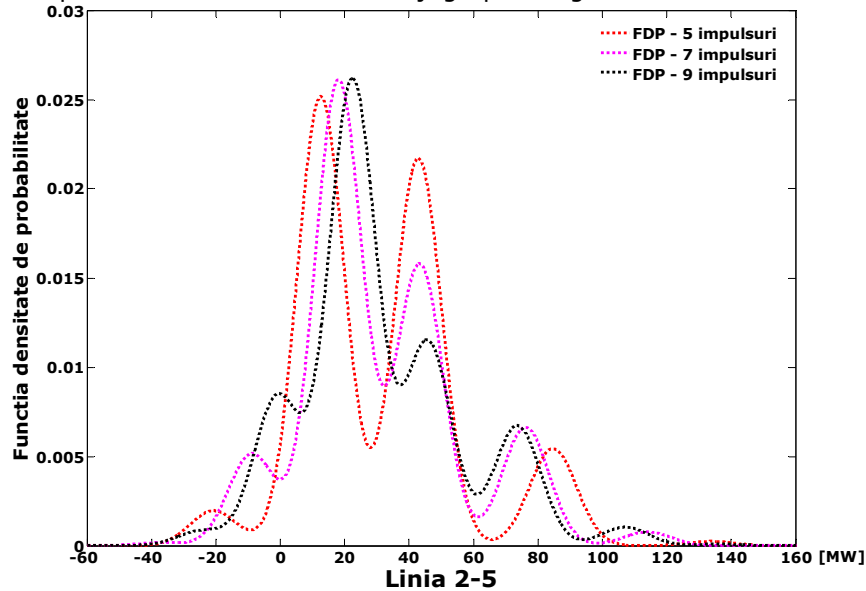


Fig. 4.46. Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Liniei 2-5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și grupurilor generatoare

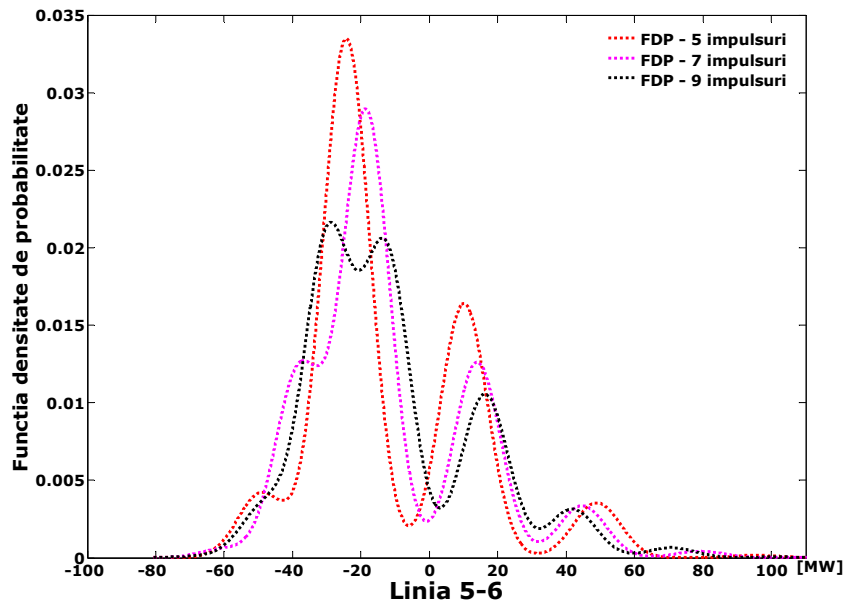


Fig. 4.47. Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se iau în considerare defectele liniilor și grupurilor generatoare

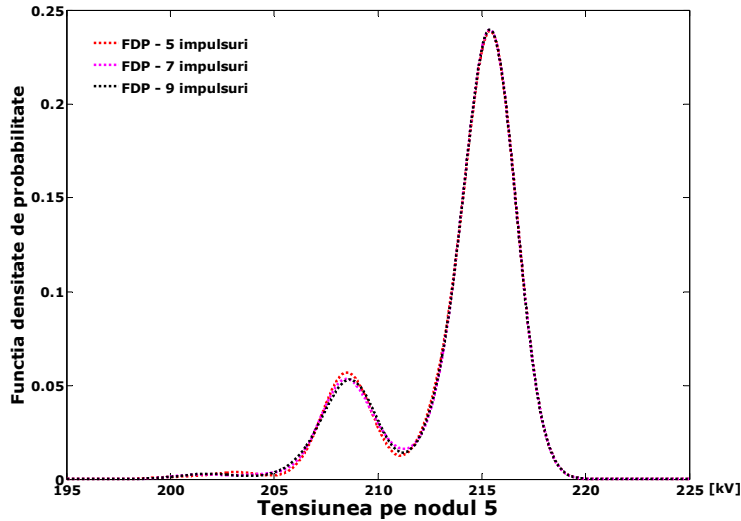


Fig. 4.48. Funcția densitate de probabilitate a tensiunii din Nodul 5 cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 5, 7 și 9 impulsuri, când se ia în considerare defectele liniilor și grupurilor generatoare

Se concluzionează că pentru defectele liniei sau liniei și unui generator, se vor alege un număr de impulsuri de aproximare a distribuției discrete cât mai mare, limitat de timpul necesar rulării programelor pentru cazul sistemelor extinse.

4.3.3. Rezultate de calcul pentru sistemul test RTS cu 24 noduri

Din configurația sistemului prezentată în capitolul 3, s-a selectat pentru prezentarea rezultatelor nodul consumator 4 și una din liniile adiacente lui, Linia 2-4.

Tabelul 4.30. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru Linia 2-4 din sistemul test RTS când sunt luate în considerare defectele generatoarelor

Impulsuri u.r.	-0.5519	-0.4207	-0.2884	-0.1684	-0.1431	-0.0140	-0.0009
Probabilitatea	0.0001	0.0005	0.0162	0.0303	0.1751	0.2296	0.5482

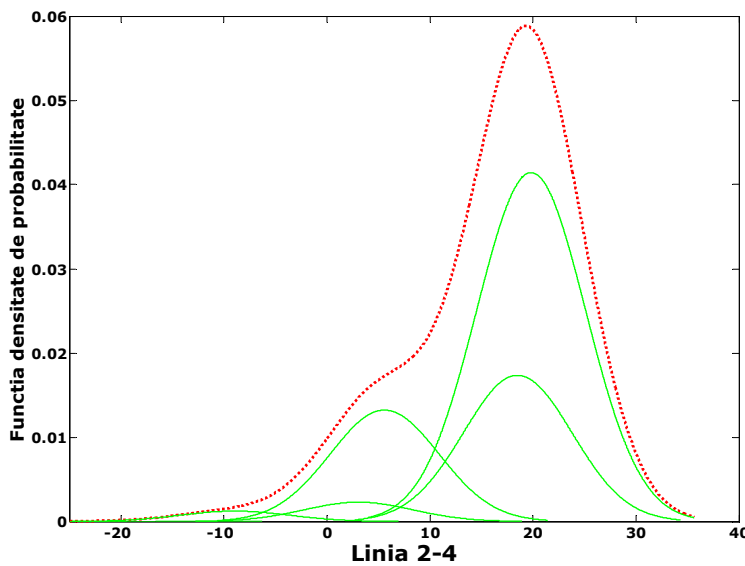


Fig. 4.49. Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri când se ia în considerare defectarea grupurilor generatoare

Tabelul 4.31. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS, când sunt luate în considerare defectele elementelor de transport

Impulsuri u.r.	-0.5220	-0.3976	-0.2793	0.2125	0.1111	-0.0942	0.0109
Probabilitatea	0.0007	0.0169	0.0656	0.0051	0.1046	0.2115	0.5956

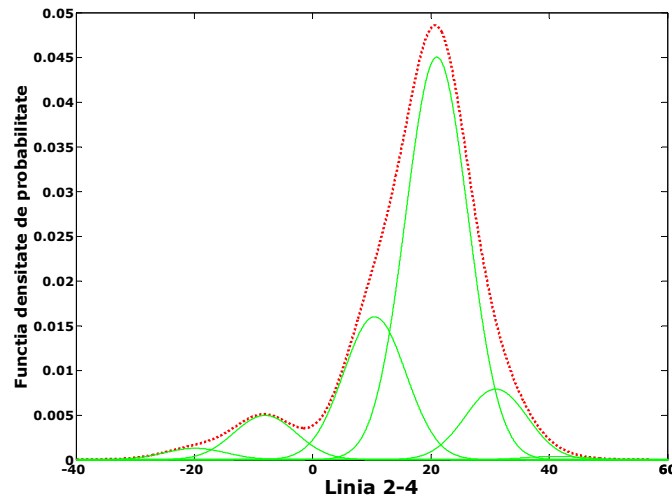


Fig. 4.50. Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri când se ia în considerare defectarea elementelor de transport

Tabelul 4.32. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru puterea de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS când sunt luate în considerare defectele elementelor de transport și defectele unităților generatoare

Impulsuri u.r.	-0.7779	-0.5681	-0.3806	0.1834	-0.1965	0.0614	-0.0386
Probabilitatea	0.0001	0.0055	0.0544	0.0119	0.1983	0.2395	0.4902

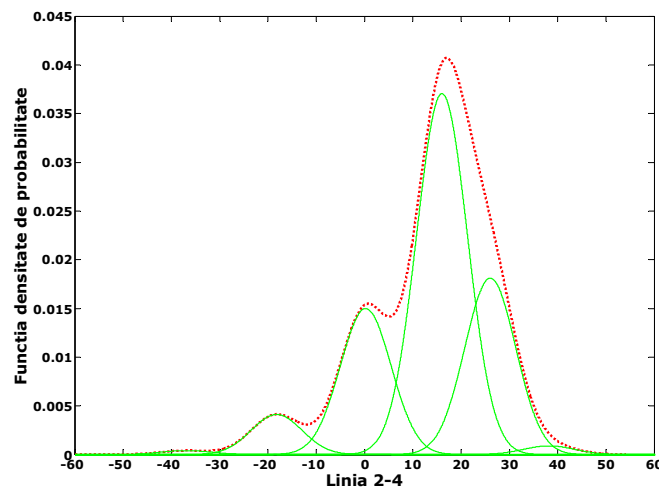


Fig. 4.51. Funcția densitate de probabilitate a puterii de pe Linia 2-4 din sistemul test RTS cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri când se ia în considerare defectarea elementelor de transport și defectele unităților generatoare

Tabelul 4.33. Distribuția discretă aproximată cu metoda Von Mises – 7 impulsuri pentru tensiunea din Nodul 4 din sistemul test RTS când sunt luate în considerare defectele grupurilor generatoare

Impulsuri u.r.	-0.0531	-0.0383	-0.0258	-0.0150	0.0061	-0.0064	-0.0001
Probabilitatea	0.0001	0.0011	0.0218	0.1444	0.0524	0.3110	0.4692

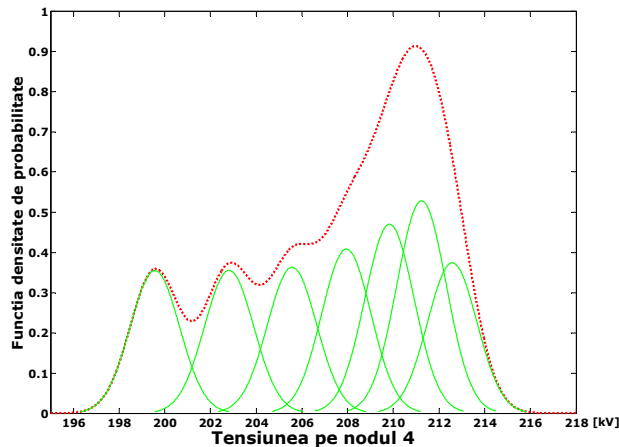


Fig. 4.52. Funcția densitate de probabilitate a tensiunii din Nodul 4 din sistemul test RTS cu aproximarea discretă prin metoda Von Mises cu 7 impulsuri când se ia în considerare defectarea grupurilor generatoare

4.4. Concluzii și contribuții personale

Pe baza prezentării și a rezultatelor concrete obținute, se concluzionează limitele aplicării aproximării funcției densitate de probabilitate prin seria Gram-Charlier, datorită porțiunilor cu valori negative care apar în această aproximare, apariții care nu pot fi detectate anterior, cât și datorită problemelor de convergență a acestei serii. Convergența nu este asigurată de creșterea numărului de termeni considerați.

Metoda de convoluție dintre repartiția discretă corespunzătoare considerării defectelor elementelor longitudinale ale sistemului sau ale generatoarelor și partea continuă, introdusă de repartiția Gauss Laplace adoptată pentru sarcini, este fundamentată în detaliu. Se concluzionează asupra preciziei aproximării repartiției discrete prin tehnica Von Mises pe baza echivalării momentelor statistice brute. Aceasta metodă de convoluție este validată prin rezultatele de calcul obținute din circulația de puteri deterministă adaptată caracterului aleatoriu al sarcinilor și cu considerarea defectelor în sistem.

Metoda convoluției este recomandată în final de a fi folosită la extinderile din capitolul următor.

În continuare se prezintă o sinteză a contribuțiilor proprii:

- concluzionarea asupra metodologiei de aplicare concretă a metodelor prezentate în cazurile considerării sau nu a neliniarităților dintre mărimile de stare;
- prezentarea schemelor logice de scriere a programelor pentru aplicarea metodelor, cu considerarea neliniarităților și conceperea și aplicarea de programe proprii de calcul pentru utilizarea seriei Gram-Charlier, respectiv metoda convoluției prezentate și adoptate;
- validarea rezultatelor de calcul prin confruntarea cu cele obținute prin metoda determinist probabilistică alternativ prezentată;
- implementarea tuturor aspectelor de calcul pe sistemul test de 24 de noduri IEEE RTS și obținerea rezultatelor de calcul concret.

5. EVALUAREA CONGESTIILOR ȘI A CONTINUITĂȚII ÎN ALIMENTAREA CONSUMATORILOR PE BAZA CIRCULAȚIEI PROBABILISTICE DE PUTERE

Conținutul capitolului se concentrează pe extinderea la mai multe variabile corespunzătoare puterilor pe liniile convergente în nodurile consumatoare a formelor analitice pentru funcția densitate de probabilitate a puterii pe linii. În prima fază se fac toate dezvoltările matematice extinse și complexe pentru obținerea expresiei seriei Gram-Charlier bivariante. Astfel, coeficienții termenilor seriei, se obțin din polinoamele Hermite bivariante ponderate de expresii specifice care se pot calcula din momentele statistice centrate mixte înmulțite cu derivatele mixte de ordin superior ale funcției densitate Gauss Laplace bivariată.

A doua direcție a problematicii constă din dezvoltarea unei metode proprii pentru obținerea funcției densitate de probabilitate a puterilor pe linii, metoda numită a convoluțiilor succesive și selective. Se dezvoltă apoi, o metodă proprie de depistare a congestiilor apărute pe linii și de apreciere probabilistică a rezolvării acestora prin sacrificarea unei cote părți a consumului în nodul din aval, cu estimarea energiei probabil nelivrate și a timpului probabil de neacoperire a consumului.

5.1. Considerații introductive

Având în vedere că nodurile sistemului electroenergetic, cu referire specială la cele consumatoare, au mai multe linii care le alimentează devine necesară extinderea rezultatelor privind circulația probabilistică de putere de pe linii în sensul obținerii funcției densitate de probabilitate a puterii convergente acestor noduri pentru o linie electrică echivalentă fictivă aferentă nodurilor. În acest fel, prin acest concept realizat se încercă extinderea unor metode de estimare a continuității de alimentare cu energie electrică a nodurilor.

Există încercări de utilizare a seriei Gram-Charlier bivariante pentru subsistemele interconectate în abordarea unor probleme de exploatare optimă a încărcării generatoarelor aparținând celor două subsisteme pentru acoperirea sarcinilor electrice corelate [Rau1982]. Funcția obiectiv este cea a costurilor de producere și transferare a puterii între cele două subsisteme în condițiile asigurării unei fiabilități optime a alimentării. Sau, în aceleași condiții ale definirii funcției obiectiv, se determină capacitatea optimă de transfer a liniilor de interconectare care asigură nivelul de fiabilitate impus sistemului.

În capitolul prezent se dezvoltă pentru funcția densitate de probabilitate bivariată, adică pentru variabilele aleatoare constând din puterile care circulă pe două linii convergente în nod, aproximarea prin seria Gram-Charlier bivariată. Se prezintă compararea în cazul unui sistem test, a rezultatelor obținute prin această metodă cu histogramele obținute din circulația de puteri deterministe adaptate caracterului aleatoriu al unor mărimi electrice.

Având în vedere problemele de convergență a seriei Gram-Charlier funcție de domeniul de valori a variabilelor aleatoare puteri pe linii cât și a numărului de

termeni reținut în această dezvoltare, se impune dezvoltarea unor metode mai sigure pentru a putea evalua congestiile pe linii și continuitatea în alimentare a nodurilor consumatoare.

De asemenea este foarte problematică utilizarea dezvoltării seriei Gram-Charlier pentru mai mult de două argumente corespunzătoare considerării unui număr de linii mai mare de două convergente în nod.

În [Mihăilă1968] sunt redată expresiile de calcul pentru dezvoltarea în serie Gram-Charlier trivariate cu posibilități teoretice la patru argumente.

5.2. Estimarea apariției unei congestii în sistem

Apariția congestiilor în funcționarea sistemelor pentru regimuri cu contingente ale unităților generatoare necesită și estimarea probabilității lor de apariție pentru a putea evalua riscul unor urmări grave. Cum utilizarea seriei Gram-Charlier are inconvenientele prezentate anterior, s-a propus dezvoltarea unei metode analitice care să depășească aceste inconveniente și totodată să permită un calcul acceptabil a probabilității de apariție a congestiei.

Fie (5.1) ecuațiile matriceale ce exprimă legătura dintre tensiunile nodale X , respectiv puterile pe linii Z , ca mărimi de ieșire și Y ca mărimi de intrare, puteri active și reactive din noduri.

$$Y = g(h), \quad Z = h(X) \quad (5.1)$$

Liniarizarea în jurul valorilor puterilor pe linii, corespunzătoare stării inițiale Z_0 obținute dintr-o circulație de puteri deterministă, oferă expresia analitică a puterilor aleatorii care circulă pe linii:

$$Z = Z_0 + L_0 \cdot \Delta Y \quad (5.2)$$

unde L_0 este inversa matricei Iacobianului pentru funcția h .

Se adoptă, pentru puterile generate în noduri, o lege de probabilitate binomială, iar pentru consumul nodal o lege de probabilitate Gauss-Laplace de medie m și abatere σ , adoptate din datele statistice înregistrate la consumatori.

Pentru puterea activă care circulă între nodurile i și j , dacă se extrage linia corespunzătoare din matricea Z , aferentă ecuației (5.2), se obține:

$$P_{ij} = P_{ij0} + \sum_{k=1}^n a_{ik} [P_{gk} - P_{ck}] \quad \begin{array}{l} i = \overline{1, n} \\ j = \overline{1, n} \\ i \neq j \end{array} \quad (5.3)$$

unde P_{gk} este matricea coloană a puterilor nodale generate, respective consumate P_{ck} , având $k = \overline{1, n}$, unde n este egal cu numărul nodurilor din sistem, după eliminarea nodului de echilibrare.

În ecuația (5.2), se separă partea corespunzătoare variabilelor aleatorii discrete P_{gk} , de variabilele aleatorii continue P_{ck} , corespunzătoare consumatorilor și astfel se obține în final FDP pentru P_{ij} , notată $f_{P_{ij}}$ printr-o convoluție între FDP

corespunzătoare evoluției părții discrete din (5.3), notată $f_{dP_{ij}}$ și FDP datorate variabilelor continui ale consumului, notată $f_{cP_{ij}}$.

Pașii concreți ai metodei de calcul propusă vor fi:

1. Pentru estimarea lui $f_{dP_{ij}}$:

Se consideră pentru cazul defectării a câte unui generator, tehnica din [Zechun2006], calculând pentru fiecare nod momentele statistice ale variabilelor aleatorii putere generată, apoi cumulanții corespunzători și din care se obțin cumulanții pentru P_{ij} , din ecuația (5.3) și din proprietățile de calcul ale cumulanților de ordinul k pentru dependențe liniare, corespunzător obținute din (5.3).

Se convertesc acești cumulanți de ordinul k în momentele statistice de același ordin cu relațiile cunoscute [Zhang2004].

Se aproximează repartiția, partea discretă, a lui P_{ij} pe baza modului Von Mises [Zechun2006]. Numărul r al impulsurilor acceptate pentru această repartiție dictează ordinul maxim al momentelor statistice necesare, adică $2r - 1$, [Zechun2006].

2. Pentru estimarea lui $f_{cP_{ij}}$:

Se separă din produsul ultimei părți a ecuației (5.3), partea consumatorilor, obținându-se astfel o relație liniară $\sum_{k=1}^n a_{ik} \cdot P_{ck}$ care are numai cumulanți de ordinul unu și doi, P_{ck} fiind repartizat după o lege Gauss-Laplace.

Se obține:

$$m_{ij} = \sum_{k=1}^n a_{ik} \cdot m_{P_{ck}} \quad \text{și} \quad \sigma_{ij}^2 = \sum_{k=1}^n a_{ik}^2 \cdot \sigma_{P_{ck}}^2 \quad (5.4)$$

unde $m_{P_{ck}}$ și $\sigma_{P_{ck}}^2$ sunt mediile, respective dispersiile consumatorilor din nodurile variabilelor aleatorii considerate independente.

Aceste valori vor reprezenta media și dispersia pentru $f_{cP_{ij}}$.

3. Estimarea lui $f_{P_{ij}}$

Problema se reduce la convoluția dintre o repartiție discretă având r impulsuri cu $f_{cP_{ij}}$ de repartiție normală cu media și dispersia cunoscute.

Se obține conform celor discutate în capitolul 4, relația (4.157):

$$f_{P_{ij}}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{dP_{ij}}(r_k) \cdot f_{cP_{ij}}(x - r_k) \cdot dr_k = \sum_{k=1}^r p_k f_{cP_{ij}}(x - r_k) \quad (5.5)$$

unde r_k și p_k sunt termenii aproximării repartiției discrete obținute prin tehnica Von Mises [Zechun2006] prezentată la pasul 1.

FDP pentru fiecare linie din sistemul considerat se va obține ca o însumare dintre repartiții normale de medii diferite după înmulțirea ordonatelor cu probabilitatea p_k . Numărul termenilor sumei este dat de numărul r al impulsurilor de aproximare prin tehnica Von Mises [Zechun2006].

Toată metoda prezentată corespunde unui criteriu N-1, atunci când se consideră succesiv defectarea unui generator sau a unei linii.

Dacă P_{lim} este puterea limitată pe o linie dintre nodurile i și j , din considerente de suprasarcină a liniei sau din considerente de limitare a tensiunii din noduri, se poate calcula probabilitatea de apariție a unei congestii din această cauza (5.6) sau cu (5.7) din testarea stocastică a puterii.

$$P(\text{cong}) = \int_{-\infty}^{-P_{lim}} f_{P_{ij}}(P) dP + \int_{P_{lim}}^{\infty} f_{P_{ij}}(P) dP \quad (5.6)$$

$$P(\text{cong}) = \sum f_{rP_{ij}} \cdot \Delta P_{ij} \quad (5.7)$$

În cea de-a doua relație, însumarea se face pentru toate intervalele ΔP_{ij} care corespund puterilor pe linie mai mici decât P_{lim} , respectiv mai mari decât P_{lim} .

5.3. Aplicație pe sistemul test cu 6 noduri a metodei estimării unei congestii în sistem

Se consideră configurația și datele sistemului test cu 6 noduri.

Aplicând pas cu pașii de calcul 1, 2 și 3 considerentele prezentate, se exemplifică pentru o linie FDP obținută.

Pentru comparație și validare a metodei, se folosesc datele obținute din rularea aplicației PowerWorld-Matlab, pentru circulația de putere, considerând aceleași condiții de simulare, adică puterea generată este repartizată binomial și cea consumată, repartizată după o lege Gauss-Laplace.

În figura 5.1 se redă histograma frecvențelor de apariție a puterilor pe Linia 5-2 obținute după o 1000 de simulări cu aplicația PowerWorld-Matlab, iar în figura 5.2 se reprezintă același caz, utilizând 2000 de simulări, în comparație directă cu funcția continuă a $FDP_{P_{ij}}$, obținută din considerentele prezentate mai sus. Se

observă o bună corelare a rezultatelor când numărul de simulări a crescut.

Comparația dintre histograma frecvențelor de apariție a puterilor pe celelalte linii ale sistemului test cu 6 noduri, cu 2000 simulări și $FDP_{P_{ij}}$ sunt prezentate în figurile A3.1, A3.2, A3.3, A3.4, A3.5 și A3.6 din Anexa 3.

Se calculează probabilitatea de apariție a congestiei pentru o limită impusă, $P_{lim} = 120 [MW]$ pentru cazul când aproximarea părții discrete a $FDP_{P_{ij}}$ are cinci impulsuri și apoi comparativ pentru cazul când $P_{lim} = 135 [MW]$. Rezultatele de calcul sunt redate în Tabelul 5.1.

Tabelul 5.1 Probabilitatea de apariție a congestiei pe liniile sistemului test cu 6 noduri

Linia		Probabilitatea de apariție a congestiei	
Nod început	Nod sfârșit	$P_{lim} = 120 [MW]$	$P_{lim} = 135 [MW]$
1	2	0.0185	0.0112
1	3	$1.87 \cdot 10^{-4}$	$3.65 \cdot 10^{-5}$
2	4	$9.39 \cdot 10^{-5}$	$2.44 \cdot 10^{-7}$

2	5	0.0041	$1.20 \cdot 10^{-4}$
3	4	0.0533	0.0132
4	6	0	0
5	6	0	0

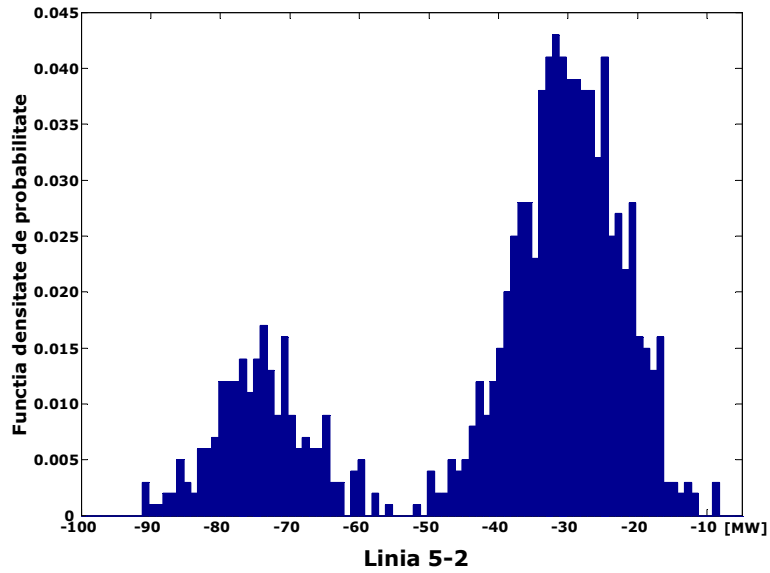


Fig. 5.1. Histograma frecvențelor de apariție a puterilor pe Linia 5-2 cu 1000 simulări

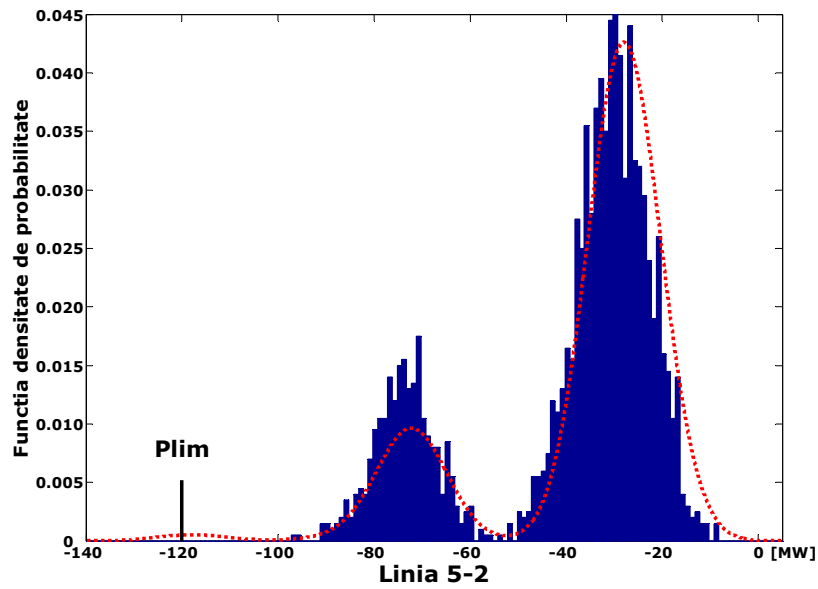


Fig. 5.2. Comparația dintre histograma frecvențelor de apariție a puterilor pe Linia 5-2 cu 2000 simulări și $FDP_{P_{ij}}$, cu precizarea limitei de apariție a congestiei

5.4. Aproximarea FDP bivariată prin seria Gram-Charlier bivariată

În [Mihăilă1968] se prezintă dezvoltarea în serie pentru funcția densitate de probabilitate trivariată utilizând funcția densitate de probabilitate pentru normala Gauss-Laplace și derivatele ei cu variabilele corelate. Coeficienții acestor funcții sunt polinoamele Hermite. Se prezintă și o teoremă de demonstrare a convergenței acestei dezvoltări.

Pentru a nu complica prezentarea și extinderea considerațiilor teoretice se prezintă în continuare formele obținute pentru cazul bivariat al funcției de frecvență corespunzător existenței cazului concret a două linii electrice convergente nodului din sistemul electric.

Forma funcției de frecvență, corespunzătoare funcției densitate de probabilitate, este:

$$\varphi(X_1, X_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho_{12}^2}} e^{-\frac{1}{2}(a_{11}X_1^2 + a_{12}X_1X_2 + a_{22}X_2^2)} \quad (5.8)$$

unde:

- σ_1 și σ_2 sunt dispersiile marginale;
- $\rho_{12} = \frac{\text{cov}(X_1, X_2)}{\sigma_1\sigma_2}$ este coeficientul de corelație a variabilei aleatoare

normal normate X_1 și X_2 definite $X_i = \frac{x_i - \bar{x}_i}{\sigma_i}$;

- $a_{ij} = \frac{R_{ij}}{1 - \rho_{ij}^2}$, $i = 1, 2$ și $R_{ij} = \begin{cases} 1 & i = j \\ -2\rho_{ij} & i \neq j \end{cases}$

Covarianța variabilelor aleatoare X_1 și X_2 este momentul centrat de ordinul I notat $\mu_{11} = \sum_i \sum_j (x_{1i} - \bar{x}_1)(x_{2j} - \bar{x}_2) p(x_{1i}, x_{2j})$, iar mediile celor două

repartiții sunt notate \bar{x}_i , $i = 1, 2$.

Dezvoltarea în serie bivariată Gram-Charlier are forma (5.9) pentru funcția densitate de probabilitate:

$$f(X_1, X_2) = \sum_0^{+\infty} D_{n_1 n_2} \cdot H_{n_1 n_2} \cdot \varphi(X_1, X_2) \quad (5.9)$$

Polinoamele Hermite de ordin (n_1, n_2) se calculează din definiția lor [Mihăilă]:

$$H_{n_1 n_2} = (-1)^{n_1 + n_2} e^{\frac{1}{2}(a_{11}X_1^2 + a_{12}X_1X_2 + a_{22}X_2^2)} \frac{\partial^{n_1 + n_2}}{\partial X_1^{n_1} \partial X_2^{n_2}} e^{-\frac{1}{2}(a_{11}X_1^2 + a_{12}X_1X_2 + a_{22}X_2^2)} \quad (5.10)$$

Coeficienții $D_{n_1 n_2}$ sunt obținuți din:

$$D_{n_1 n_2} = \frac{(-1)^{n_1+n_2}}{n_1! n_2!} \int_{-\infty}^{+\infty} \int G_{n_1 n_2}(X_1, X_2) \cdot f(X_1, X_2) dX_1 dX_2 \quad (5.11)$$

unde $G_{n_1 n_2}(X_1, X_2)$ au expresia:

$$G_{n_1 n_2}(\xi_1, \xi_2) = (-1)^{n_1+n_2} e^{\frac{1}{2}\gamma(\xi_1, \xi_2)} \cdot \frac{\partial^{n_1+n_2}}{\partial \xi_1^{n_1} \partial \xi_2^{n_2}} e^{-\frac{1}{2}\gamma(\xi_1, \xi_2)} \quad (5.12)$$

unde pentru variabilele $\xi_j = \frac{1}{2} \frac{\partial \sum a_{ij} X_i X_j}{\partial X_j}$ de forma $\xi_1 = \frac{X_1 - \rho_{12} X_2}{1 - \rho_{12}^2}$ și

$\xi_2 = \frac{X_2 - \rho_{12} X_1}{1 - \rho_{12}^2}$ funcția $\gamma(\xi_1, \xi_2)$ este:

$$\gamma(\xi_1, \xi_2) = \sum \frac{A_{ij}}{i \det(a_{ij})} \xi_i \xi_j \quad (5.13)$$

$$A_{ij} = \begin{cases} 0, & i \neq j \\ 1, & i = j \end{cases}$$

Relațiile (5.12) și (5.13) fac calculabili coeficienții $D_{n_1 n_2}$ funcție de momentele centrate $\mu_{n_1 n_2}$.

Expresiile finale pentru $D_{n_1 n_2}$ și $H_{n_1 n_2}$ sunt obținute sub forma:

$$\begin{aligned} D_{00} &= 1 \\ D_{01} &= 0 \\ D_{02} &= 0 \\ D_{03} &= -\frac{1}{6} \left(\frac{\mu_{03}}{\sigma_2^3} \right) \\ D_{04} &= \frac{1}{24} \left(\frac{\mu_{04}}{\sigma_2^4} - 3 \right) \\ D_{05} &= -\frac{1}{120} \left(\frac{\mu_{05}}{\sigma_2^5} - 10 \frac{\mu_{03}}{\sigma_2^3} \right) \\ D_{06} &= \frac{1}{720} \left(\frac{\mu_{06}}{\sigma_2^6} - 15 \frac{\mu_{04}}{\sigma_2^4} + 30 \right) \\ D_{10} &= 0 \\ D_{11} &= 0 \\ D_{12} &= -\frac{1}{2} \left(\frac{\mu_{12}}{\sigma_1 \sigma_2^2} \right) \\ D_{13} &= \frac{1}{6} \left(\frac{\mu_{13}}{\sigma_1 \sigma_2^3} - 3\rho \right) \end{aligned} \quad (5.14)$$

$$D_{14} = -\frac{1}{24} \left(\frac{\mu_{14}}{\sigma_1 \sigma_2^4} - 3 \frac{\mu_{12}}{\sigma_1 \sigma_2^2} - 4\rho \frac{\mu_{03}}{\sigma_2^3} \right)$$

$$D_{15} = \frac{1}{120} \left(\frac{\mu_{15}}{\sigma_1 \sigma_2^5} - 10 \frac{\mu_{13}}{\sigma_1 \sigma_2^3} - \rho \frac{\mu_{04}}{\sigma_2^4} + 30\rho \right)$$

$$D_{20} = 0$$

$$D_{21} = -\frac{1}{2} \left(\frac{\mu_{12}}{\sigma_1^2 \sigma_2} \right)$$

$$D_{22} = \frac{1}{4} \left(\frac{\mu_{22}}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} - 2\rho^2 - 1 \right)$$

$$D_{23} = -\frac{1}{12} \left(\frac{\mu_{23}}{\sigma_1^2 \sigma_2^3} - 3 \frac{\mu_{21}}{\sigma_1^2 \sigma_2} - \frac{\mu_{03}}{\sigma_2^3} - 6\rho \frac{\mu_{12}}{\sigma_1 \sigma_2^2} \right)$$

$$D_{24} = \frac{1}{48} \left(\frac{\mu_{24}}{\sigma_1^2 \sigma_2^4} - 6 \frac{\mu_{22}}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} - \frac{\mu_{04}}{\sigma_2^4} - 8\rho \frac{\mu_{13}}{\sigma_1 \sigma_2^3} + 24\rho^2 + 6 \right)$$

$$D_{30} = -\frac{1}{6} \left(\frac{\mu_{30}}{\sigma_1^3} \right)$$

$$D_{31} = \frac{1}{6} \left(\frac{\mu_{31}}{\sigma_1^3 \sigma_2} - 3\rho \right)$$

$$D_{32} = -\frac{1}{12} \left(\frac{\mu_{32}}{\sigma_1^3 \sigma_2^2} - \frac{\mu_{30}}{\sigma_1^3} - 3 \frac{\mu_{12}}{\sigma_1 \sigma_2^2} - 6\rho \frac{\mu_{21}}{\sigma_1^2 \sigma_2} \right)$$

$$D_{33} = \frac{1}{36} \left(\frac{\mu_{33}}{\sigma_1^3 \sigma_2^3} - \frac{\mu_{30}}{\sigma_1^3} - 3 \frac{\mu_{31}}{\sigma_1^3 \sigma_2} - 3 \frac{\mu_{13}}{\sigma_1 \sigma_2^3} - 9\rho \frac{\mu_{22}}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} + 12\rho^3 + 18\rho \right)$$

$$D_{40} = \frac{1}{24} \left(\frac{\mu_{40}}{\sigma_1^4} - 3 \right)$$

$$D_{41} = -\frac{1}{24} \left(\frac{\mu_{41}}{\sigma_1^4 \sigma_2} - 6 \frac{\mu_{21}}{\sigma_1^2 \sigma_2} - 4\rho \frac{\mu_{30}}{\sigma_1^3} \right)$$

$$D_{42} = \frac{1}{48} \left(\frac{\mu_{42}}{\sigma_1^4 \sigma_2^2} - 6 \frac{\mu_{22}}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} - \frac{\mu_{40}}{\sigma_1^4} - 8\rho \frac{\mu_{31}}{\sigma_1^3 \sigma_2} + 24\rho^2 + 6 \right)$$

$$D_{50} = -\frac{1}{120} \left(\frac{\mu_{50}}{\sigma_1^5} - 10 \frac{\mu_{30}}{\sigma_1^3} \right)$$

$$\begin{aligned}
D_{51} &= \frac{1}{120} \left(\frac{\mu_{51}}{\sigma_1^5 \sigma_2} - 10 \frac{\mu_{31}}{\sigma_1^3 \sigma_2} - 5\rho \frac{\mu_{40}}{\sigma_1^4} + 30\rho \right) \\
D_{60} &= \frac{1}{720} \left(\frac{\mu_{60}}{\sigma_1^6} - 15 \frac{\mu_{40}}{\sigma_1^4} + 30 \right) \\
H_{00} &= 1 \\
H_{01} &= \xi_2 \\
H_{02} &= \xi_2^2 - a_{22} \\
H_{03} &= \xi_2^3 - 3a_{22}\xi_2 \\
H_{04} &= \xi_2^4 - 6a_{22}\xi_2^2 + 3a_{22}^2 \\
H_{05} &= \xi_2^5 - 10a_{22}\xi_2^3 + 15a_{22}^2\xi_2 \\
H_{06} &= \xi_2^6 - 15a_{22}\xi_2^4 + 45a_{22}^2\xi_2^2 - 15a_{22}^3 \\
H_{10} &= \xi_1 \\
H_{11} &= \xi_1\xi_2 - a_{12} \\
H_{12} &= \xi_1\xi_2^2 - a_{22}\xi_1 - 2a_{12}\xi_2 \\
H_{13} &= \xi_1\xi_2^3 - 3a_{22}\xi_1\xi_2 - 3a_{12}\xi_2^2 + 3a_{12}a_{22} + 3a_{12}a_{22} \\
H_{14} &= \xi_1\xi_2^4 - 6a_{22}\xi_1\xi_2^2 - 4a_{12}\xi_2^3 + 3a_{12}a_{22} + 12a_{12}a_{22}\xi_2 + 3a_{22}^2\xi_1 \\
H_{15} &= \xi_1\xi_2^5 - 10a_{22}\xi_1\xi_2^3 + 15a_{22}^2\xi_1\xi_2 - 5a_{12}\xi_2^4 + 30a_{12}a_{22}\xi_2^2 + 15a_{12}a_{22}^2 \\
H_{20} &= \xi_1^2 - a_{11} \\
H_{21} &= \xi_1^2\xi_2 - a_{11}\xi_2 - 2a_{12}\xi_1 \\
H_{22} &= \xi_1^2\xi_2^2 - a_{11}\xi_2^2 - a_{22}\xi_1^2 - 4a_{12}\xi_1\xi_2 + 2a_{12}^2 + a_{12}a_{22} \\
H_{23} &= \xi_1^2\xi_2^3 - 6a_{12}\xi_1\xi_2^2 - 3a_{22}\xi_1^2\xi_2 - a_{11}\xi_2^3 + 6a_{12}a_{22}\xi_1 + 3a_{11}a_{22}\xi_2 + 6a_{12}^2\xi_2 \\
H_{24} &= \xi_1^2\xi_2^4 - 8a_{12}\xi_1\xi_2^3 - 6a_{22}\xi_1^2\xi_2^2 + 24a_{12}a_{22}\xi_1\xi_2 - a_{11}\xi_2^4 + 12a_{12}^2\xi_2^2 \\
&\quad + 6a_{11}a_{22}\xi_2^2 + 3a_{22}^2\xi_1^2 - 12a_{12}^2a_{22} - 3a_{11}a_{22} \\
H_{30} &= \xi_1^3 - 3a_{11}\xi_1 \\
H_{31} &= \xi_1^3\xi_2 - 3a_{11}\xi_1\xi_2 - 3a_{12}\xi_1^2 + 3a_{12}a_{22} + 3a_{11}a_{12} \\
H_{32} &= \xi_1^3\xi_2^2 - 6a_{12}\xi_1^2\xi_2 - a_{22}\xi_1^3 + 6a_{12}^2\xi_1 + 3a_{11}a_{22}\xi_1 + 6a_{11}a_{12}\xi_2 - 3a_{11}\xi_1\xi_2^2 \\
H_{33} &= \xi_1^3\xi_2^3 - 9a_{12}\xi_1^2\xi_2^2 - 3a_{22}\xi_1^2\xi_2 + 18a_{12}^2\xi_1\xi_2 + 9a_{12}a_{22}\xi_1^2 + 9a_{11}a_{22}\xi_1\xi_2 + \\
&\quad + 9a_{11}a_{12}\xi_2^2 - 3a_{11}\xi_1\xi_2^3 - 6a_{12}^3 + 9a_{11}a_{12}a_{22} \\
H_{40} &= \xi_1^4 - 6a_{11}\xi_1^2 + 3a_{11}^2 \\
H_{41} &= \xi_1^4\xi_2 - 6a_{11}\xi_1^2\xi_2 - 4a_{12}\xi_1^3 + 12a_{11}a_{12}\xi_1 + 3a_{11}^2\xi_2
\end{aligned} \tag{5.15}$$

$$\begin{aligned}
H_{42} &= \xi_1^4 \xi_2^2 - 8a_{12} \xi_1^3 \xi_2 - 6a_{11} \xi_1^2 \xi_2^2 + 24a_{12} a_{11} \xi_1 \xi_2 - a_{22} \xi_1^4 + 12a_{12}^2 \xi_1^2 + \\
&\quad + 6a_{11} a_{22} \xi_1^2 + 3a_{11}^2 \xi_2^2 - 12a_{11} a_{12}^2 - 3a_{11}^2 a_{22} \\
H_{50} &= \xi_1^5 - 10a_{11} \xi_1^3 + 15a_{11}^2 \xi_1 \\
H_{51} &= \xi_1^5 \xi_2 - 10a_{11} \xi_1^3 \xi_2 - 5a_{12} \xi_1^4 + 30a_{11} a_{12} \xi_1^2 + 15a_{11}^2 \xi_1 \xi_2 - 15a_{11}^2 a_{12} \\
H_{60} &= \xi_1^6 - 15a_{11} \xi_1^4 + 45a_{11}^2 \xi_1^2 - 15a_{11}^3
\end{aligned}$$

Acum este disponibilă metoda de calcul a acestei serii bivariante.

Pașii de calcul ai seriei bivariante Gram-Charlier sunt:

- se construiește histograma bivariată a frecvențelor de apariție simultană a valorilor puterilor pe liniile convergente într-un nod;
- se calculează momentele brute și centrate corespunzător gradului termenilor ce vor fi calculați în seria Gram-Charlier;
- se calculează covarianța și coeficientul de corelație;
- se calculează coeficienții $D_{n_1 n_2}$ pentru variabilele normalizate a liniilor convergente în nod cu (5.14);
- pe domeniul (x, y) delimitat cu un pas de calcul ales pentru x și y prin intermediul variabilei ξ , se calculează polinoamele Hermite în fiecare punct al domeniului cu (5.15);
- se construiește funcția bivariată Gram-Charlier.

5.5. Aplicație pe sistemul test cu 6 noduri a metodei seriei Gram-Charlier

Se consideră configurația și datele sistemului test cu 6 noduri. Pentru aplicarea pașilor de calcul ai seriei Gram-Charlier se consideră Nodul consumator 5 și liniile convergente ale acestui nod, respectiv Linia 5-2 (vectorul x) și Linia 5-6 (vectorul y).

Valorile puterilor care circulă pe cele două linii, împreună cu frecvența lor de apariție sunt preluate din rularea aplicației PowerWorld-Matlab [Bărbulescu2009], în cazul când se consideră defectarea câte unui grup generator. Frecvențele relative ale apariției perechilor de valori pentru puterile de pe liniile adiacente Nodului 5 sunt redată în tabelul A4.1 din Anexa 4. Pasul de calcul considerat are valoarea 1 MW.

În graficul din figura 5.3 este reprezentată histograma bivariată a frecvențelor de apariție simultană a valorilor puterilor care circulă pe Linia 5-2 și pe Linia 5-6.

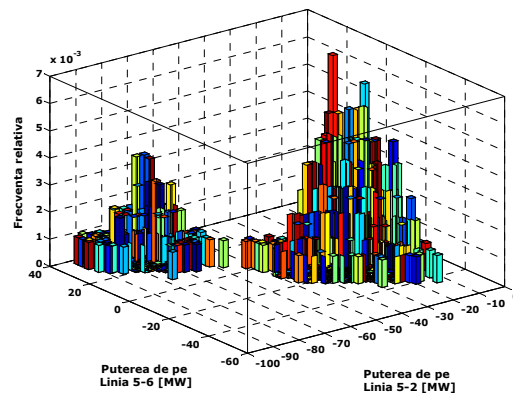


Fig. 5.3. Histograma bivariată a frecvențelor de apariție simultană a valorilor puterilor care circulă pe Linia 5-2 și Linia 5-6 cu 1000 de rulări

5.5 – Aplicație pe sistemul test cu 6 noduri a metodei seriei Gram-Charlier 181

Pentru un număr mare de simulări ale circulației de puteri cu aplicația PowerWorld-Matlab, se observă în figura 5.1 că pot apărea și frecvențe reduse ale valorilor de la extremitatea domeniului.

Acest lucru va conduce la scăderea frecvenței de apariție a valorilor uzuale corespunzătoare regimurilor de funcționare, cele mai probabile pe motivarea proprietății de normare a FDP, adică volumul egal cu unitatea sub suprafața FDP.

În acest fel se concluzionează o alură asemănătoare și cu valori apropiate a volumelor din figurile 5.3 și 5.4.

Funcția bivariată Gram-Charlier este în figura 5.4, pentru a se evidenția alura funcției și în figura 5.5 pentru a se evidenția și faptul caracteristic acestei serii că pot apărea domenii cu valori negative, fără semnificație fizică pentru FDP.

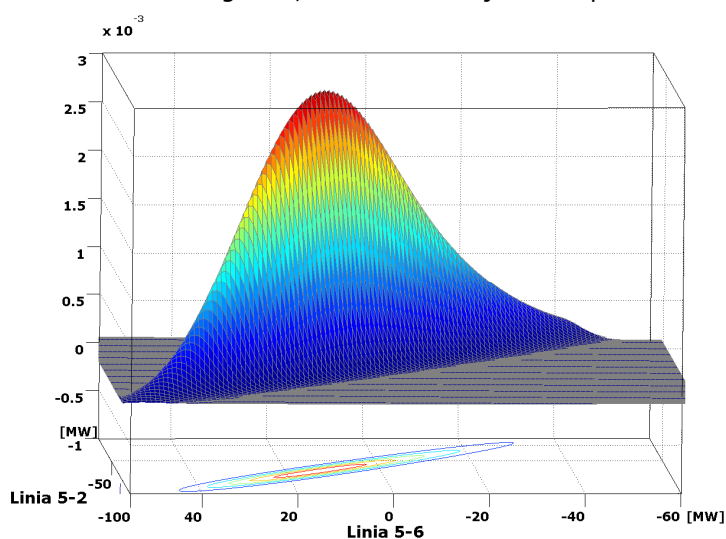


Fig. 5.4. Funcția bivariată Gram-Charlier – vedere A.

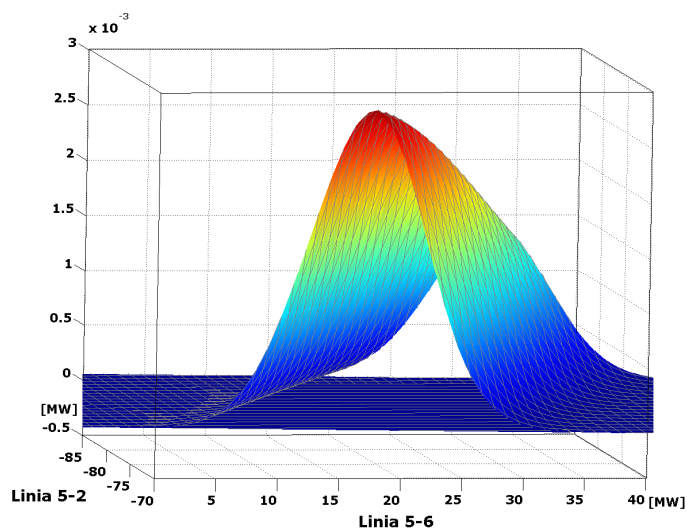


Fig. 5.5. Funcția bivariată Gram-Charlier – vedere B.

Pentru a scoate în evidență repartiția volumetrică sub curba FDP aproximată prin seria G-C, în figura 5.5 s-a reprezentat la o scară convenabilă volumul obținut prin secționare volumului din figura 5.4 cu doua plane verticale la valori ale puterilor ilustrate pe cele două axe.

5.6. Estimarea continuității în alimentarea consumatorilor prin metoda convoluției selective și repetate

Se propune o metodă proprie de evaluare analitică a FDP pentru puterile liniilor convergente în nodul consumator, numită metoda convoluției selective repetate.

5.6.1. Cazul unui nod consumator alimentat prin două linii

Estimarea continuității în alimentare se va rezuma la aprecierea timpului mediu probabil când nu se acoperă consumul din noduri, respectiv a energiei medii probabile neasigurate consumului. Aceste valori, cât și probabilitățile lor de apariție se estimează considerând simultan consumul din fiecare nod evaluând aleatoriu, după o lege Gauss-Laplace, în condițiile apariției unui defect al unui generator sau a unei linii, respectiv a apariției unui dublu defect localizat pe o linie sau pe un generator.

Pentru acest ultim aspect aleatoriu se adoptă o repartiție binomială cu date probabilistice pentru intensitatea de defectare sau de reparare estimate din exploatare.

A. Cazul unui nod consumator alimentat prin două linii, figura 5.6:

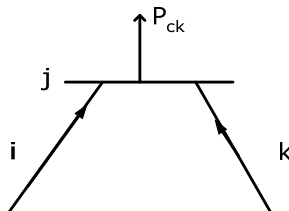


Fig. 5.6. Cazul unui nod consumator alimentat prin două linii

Fie un nod j dintr-un sistem electric căruia i se cunosc toate datele privind starea lui inițială, adică puterile care circulă pe liniile lui convergente, precum și tensiunea, obținute dintr-o circulație deterministă de puteri, considerând în același timp și valorilor medii ale consumurilor din celelalte noduri.

Cu cele prezentate la subcapitolul 5.2, conform relației (5.3), se cunosc expresiile puterilor aleatoare P_{ji} și P_{jk} , puteri ce pleacă din nodul j . În acest fel se poate considera și pierderea de putere pe linie în bilanțul de puteri din nodul j .

Metoda propusă va parcurge etapele:

Etapa 1. – se estimează pentru fiecare linie contribuția consumului din nodul j studiat, în FDP a puterilor de pe liniile convergente, notate f'_{Cji} , respectiv f'_{Cjk} .

S-a considerat sensul pozitiv pentru puterile liniilor care intră în nod, conform figurii 5.6.

Evidențierea contribuției consumului propriu din nodul j în FDP a liniei se face prin izolarea termenului linear $a_{ij} \cdot P_{C_j}$ din (5.3), respectiv cel similar scris pentru linia kj , adică $a_{kj} \cdot P_{C_j}$. Variabilei aleatoare, putere consumată, i s-a atribuit o repartiție normală cu media și dispersia cunoscute, $m_{P_{C_j}}$, respectiv $\sigma_{P_{C_j}}$. Combinațiile liniare $a_{ij} \cdot P_{C_j}$, respectiv $a_{kj} \cdot P_{C_j}$ vor avea o distribuție tot după legea Gauss-Laplace [Allan1977] cu media $a_{ji} \cdot m_{P_{C_j}}$, respectiv $a_{jk} \cdot m_{P_{C_j}}$ și dispersiile $a_{ji}^2 \cdot \sigma_{P_{C_j}}^2$, respectiv $a_{jk}^2 \cdot \sigma_{P_{C_j}}^2$ (4.111). Fie aceste FDP parțiale $f'_{C_{ji}}$, respectiv $f'_{C_{jk}}$.

Etapa 2. – se estimează pentru fiecare linie, aproximarea repartiției discrete a puterii vehiculate, datorită variabilelor aleatoare discrete: generator defect în noduri sau linie defectă. Acest lucru înseamnă obținerea a r_i impulsuri de probabilitate p_i .

Partea conținând variabilele aleatoare discrete din expresia de tipul (5.3) scrisă pentru fiecare linie este supusă procedurii Von Mises [Mises1946], rezultând repartiții discrete cunoscute, de impulsuri r_{ij_n} și r_{kj_n} și probabilitățile corespunzătoare p_{ij_n} , respectiv p_{kj_n} . Numărul n reprezintă extinderea aleasă pentru aproximația Von Mises.

De reținut că metoda Von Mises oferă pentru cazul a două linii convergente într-un nod, impulsuri diferite ca mărime, dar cu aceeași probabilitate de apariție și care închid bilanțul puterilor în nod pentru valoarea medie a consumului din nodul respectiv [Zechun2006].

Etapa 3. – pentru fiecare linie, convoluția dintre FDP $f'_{C_{ji}}$, respectiv $f'_{C_{jk}}$ cu repartițiile discrete de valori r_i și probabilitățile p_i de pe liniile respective, are ca rezultat funcțiile FDP f'_{ji} și f'_{jk} , relația (5.16).

$$\begin{aligned} f'_{ji}(x) &= f'_{P_{ji}}(x) = \sum_{s=1}^n p_s \cdot f'_{C_{ij}}(x - r'_s) \\ f'_{jk}(y) &= f'_{P_{jk}}(y) = \sum_{s=1}^n p_s \cdot f'_{C_{kj}}(y - r''_s) \end{aligned} \quad (5.16)$$

unde n este numărul de impulsuri a repartiției discrete, valorile impulsurilor pe cele două linii fiind r'_s , respectiv r''_s .

Rezultatul convoluției este o FDP de forma (5.3) pentru că această convoluție se face între o repartiție discretă, pentru care se cunosc numărul de impulsuri precum și probabilitatea lor de apariție, cu o FDP de repartiție Gauss-Laplace anterior estimată, adică $f'_{C_{ij}}$, respectiv $f'_{C_{kj}}$. Semnificația considerentelor este ilustrată în figura 5.7.

Etapa 4. - convoluția dintre f'_{ji} și f'_{jk} oferă FDP bivariată $f'_j(x, y)$, adică se estimează valorile x , respectiv y , care sunt puterile de pe liniile ji , respectiv jk care alimentează nodul j . Această circulație de puteri nu se datorează decât consumului aleatoriu din nodul j .

Această convoluție, $f'_j(x, y)$ reprezentată grafic în figura 5.7 are media egală cu suma mediilor și respectiv, dispersia sumă a dispersiilor celor două funcții inițiale (5.17), pentru că este o convoluție dintre FDP normale cu perechile de termeni din (5.16) de aceeași probabilitate de apariție p_s .

$$f'_j(x, y) = \sum_{s=1}^n p_s \cdot f'_c(x - r'_s, y - r''_s) \quad (5.17)$$

$f'_j(x, y)$ se reprezintă grafic în planul xOy , și este FDP a consumatorului din nodul j .

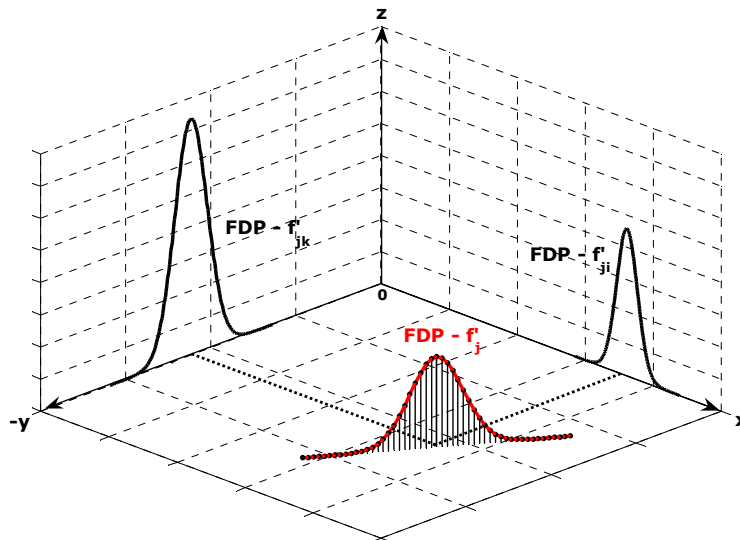


Fig. 5.7. FDP bivariată $f'_j(x, y)$

Dacă se notează argumentul funcției cu $u = x - r'_s + y - r''_s$, se obține funcția $f'_c(u)$ care este tot FDP a consumatorului din nodul j , reprezentată perpendicular pe planul xOy de-a lungul dreptei $u = x - r'_s + y - r''_s$.

Etapa 5. - se estimează FDP corespunzătoare contribuției celorlalte noduri decât nodul k , la circulația puterilor de pe liniile ji , respectiv jk și se obține astfel funcția $f''_j(x, y)$ din convoluția componentelor sale f''_{ji} și f''_{jk} , reprezentate grafic în figura 5.8.

Se observă că variabilele aleatorii continui din (5.3), rămase în afara discuției până acum, corespunzătoare celor două linii ji , respectiv jk , de forma $-\sum a_{ji_p} \cdot P_{C_p}$ și $-\sum a_{jk_p} \cdot P_{C_p}$ cu $p \neq j$, au suma nulă în bilanțul nodului j . Astfel convoluția FDP $f_j''(x)$ va reprezenta o variabilă aleatoare continuă repartizată după o lege Gauss Laplace având, media nulă (5.18) și dispersia dată de relația (5.19).

$$m = -\left(\sum_{p=1}^n a_{ji_p} + \sum_{p=1}^n a_{jk_p} \right) \cdot m_{P_{C_p}} = 0 \tag{5.18}$$

$$p \neq j$$

$$\sigma_{cechiv}^2 = \left(\sum_{p=1}^n a_{ji_p}^2 + \sum_{p=1}^n a_{jk_p}^2 \right) \cdot \sigma_{P_{C_p}}^2 \tag{5.19}$$

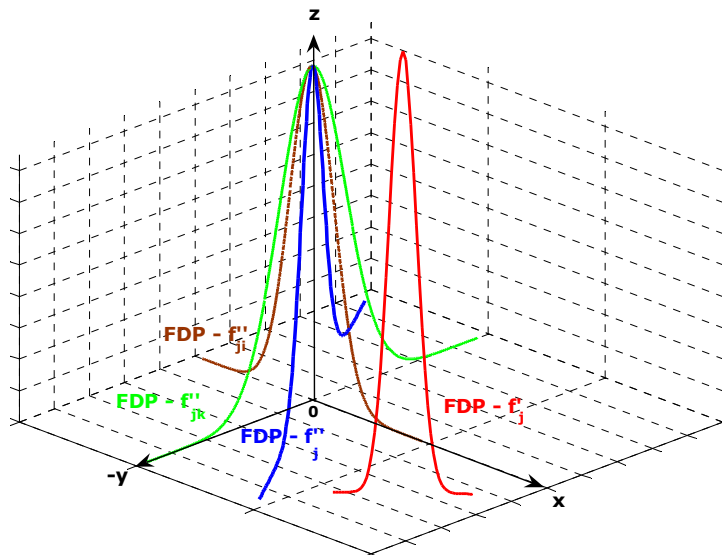


Fig. 5.8. FDP bivariată $f_j''(x, y)$

Observație importantă:

FDP $f_j''(x, y)$ reprezentând contribuția în circulația de puteri pe liniile convergente nodului j , a consumatorilor sistemului, cu excepția celui din nodul j , va fi orientată perpendicular pe planul xOy de-a lungul bisectoarei a II-a a planului, figura 5.8. Se ilustrează astfel că orice cantitate de putere determinată de consumatori, cu excepția celui din nodul j , care sosește în nod, adică P_{ji} , se va găsi cu aceeași mărime în P_{jk} . Orientarea de-a lungul bisectoarei a doua asigură suma nulă a perechilor de puteri discutate.

Etapa 6. – convoluția dintre $f'_j(x, y)$ și $f''_j(x, y)$ conduce la obținerea FDP bidimensională $f_j(x, y)$, cunoscându-se astfel toate perechile de valori simultane x și y a puterilor ce converg în nodul k și putând aprecia și probabilitățile lor de apariție.

Se realizează convoluția dintre două repartiții corespunzătoare a două variabile independente, una este a consumatorului din nodul j , adică $f'_j(x, y)$ și cealaltă $f''_j(x, y)$ care este o combinație liniară a consumatorilor aleatorii ai sistemului, care afectează circulația pe liniile convergente în nodul j , dar care nu conțin mărimea consumului din nodul j . Această FDP rezultată în urma convoluției este perpendiculară pe planul xOy și va avea mărimea reprezentată paralelă cu dreapta Oz și se notează $f(z)$, figura 5.9. Această convoluție va fi efectuată prin discretizarea lui $f'_j(x, y)$ pentru fiecare termen al sumei din relația (5.17). Acest lucru se scrie pentru o pereche de impulsuri $r'(s)$ și $r''(s)$ astfel:

$$\begin{aligned} f_s(z) &= \iint f'_j(x, y) \cdot f''_j(x - \Delta x'', y - \Delta y'') \cdot dx \cdot dy = \\ &= \iint \sum f'_j(x + \Delta x', y + \Delta y') \cdot \Delta x' \cdot \Delta y' \cdot f''_j(x - \Delta x'', y - \Delta y'') \cdot dx \cdot dy \end{aligned} \quad (5.20)$$

unde $\Delta x'$ și $\Delta y'$ sunt pașii de discretizare ai lui f'_j

Considerând toate impulsurile pereche $r'(s)$ și $r''(s)$ care apar cu probabilitatea $p(s)$, (5.17), va rezulta FDP $f(z)$ de forma:

$$f(z) = \sum_{s=1}^n f_s(z) \quad (5.21)$$

unde n este numărul de impulsuri al repartiției inițiale discrete aproximată prin metoda Von Mises [Mises1946].

Proprietatea de normalitate a FDP se regăsește astfel:

$$\iiint_s f(z) = \int \sum_s f_s(x, y) \cdot dx \cdot dy = \sum_{s=1}^n p_s = 1 \quad (5.22)$$

Concluzionând, fiecărei perechi de impulsuri $r'(s)$, $r''(s)$ de probabilitate $p(s)$ îi corespunde în FDP globală (5.20) câte un volum. Fiecare volum reprezintă probabilitatea cunoscută $p(s)$.

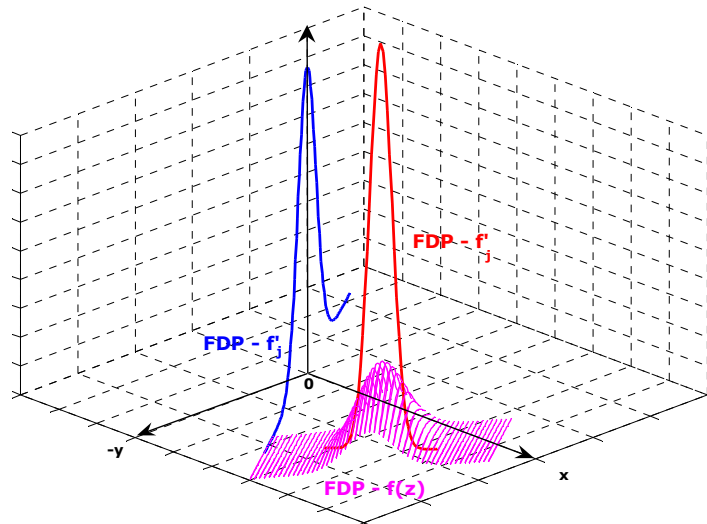


Fig. 5.9. FDP bivariată $f(z)$

Fiecărui termen din relația (5.17) îi corespunde frecvența de apariție a consumului din nodul j pentru fiecare pereche de impulsuri $r'(s)$, $r''(s)$ cu proprietatea de normare a FDP pentru consumator, adică:

$$\iint f'_s(x, y) \cdot dx \cdot dy = \sum_{s=1}^n p_s \iint f''_s(x - r'_s, y - r''_s) \cdot dx \cdot dy = \sum_{s=1}^n p_s = 1 \quad (5.23)$$

5.6.2. Cazul când există mai multe linii convergente spre un nod consumator

Cazul nodurilor consumatoare alimentate prin mai multe linii electrice:

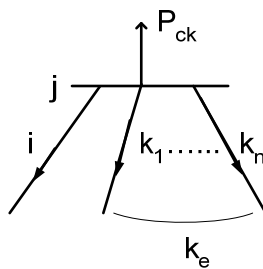


Fig. 5.10. Cazul unui nod consumator alimentat prin mai multe linii

Metoda de estimare propusă, dorește să reducă situația concretă redată în figura 5.10, la situația prezentată anterior în subcapitolul 5.6.1. Pentru acest lucru se parcurg următorii pași:

- se identifică din toate liniile aferente nodului j , linia căreia îi corespunde cea mai mare valoare a puterii convergente în acest nod;

- se identifică în matricea de sensibilitate $[a_{ip}]$, relația (5.3), liniile matricei care corespund liniilor electrice i, k_1, \dots, k_n ;
- se adună toți termenii corespunzători liniilor k_1, \dots, k_n obținându-se o linie echivalentă a matricei de sensibilitate numită k_e ;
- din matricea de sensibilitate astfel obținută se rețin cele două linii corespunzătoare liniei electrice ji și jk_e , ambele linii ale matricei vor avea numărul de termeni egal cu numărul de noduri ale sistemului, după eliminarea nodului de echilibrare.

În continuare, pentru aceste două linii electrice, ji și jk_e , se aplică metodologia de estimare a FDP prezentată în subcapitolul 5.6.1 Etapa 1-Etapa 6.

În cazul când există mai multe linii convergente nodului j alimentând acest consumator, procedeul de mai sus se aplică pentru fiecare dintre aceste linii.

5.6.3. Aplicarea metodei propuse, a convoluției selective repetate pe sistemul test cu 6 noduri:

Procedurile succesive de calcul, corespunzătoare metodei de evaluare probabilistică a puterilor de pe liniile sistemului test cu 6 noduri sunt prezentate în capitolul 4.

Pentru exemplificarea metodei prezentată în subcapitolul 5.6.1, se consideră nodul consumator 5 al sistemului test cu 6 noduri. Liniile convergente acestui nod sunt liniile 5-2 și 5-6. În figura 5.11 se reprezintă FDP a acestor linii cu aproximarea discretă cu metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele grupurilor generatoare.

Pentru liniile aferente nodului 5, L_{52} și L_{56} , aproximările repartiției discrete pe aceste linii datorită defectărilor a câte unui generator din sistem, estimate prin procedura Von Mises sunt redată în tabelul 5.2.

Tabelul 5.2. Aproximările repartiției discrete pentru Linia 5-2 și Linia 5-6

Impulsuri pe Linia 5-2 u.r.	-1.1779	-0.8835	-0.7219	-0.2418	-0.2892
Impulsuri pe Linia 5-6 u.r.	0.6808	0.3859	0.2236	-0.2578	-0.2108
Probabilitatea	0.0095	0.0044	0.1763	0.1828	0.6269

Se observă că suma perechilor de impulsuri este cea a mediei consumatorului din nodul 5, $P_{C_5} = 50[MW]$ și că cele două valori din pereche apar cu aceeași probabilitate.

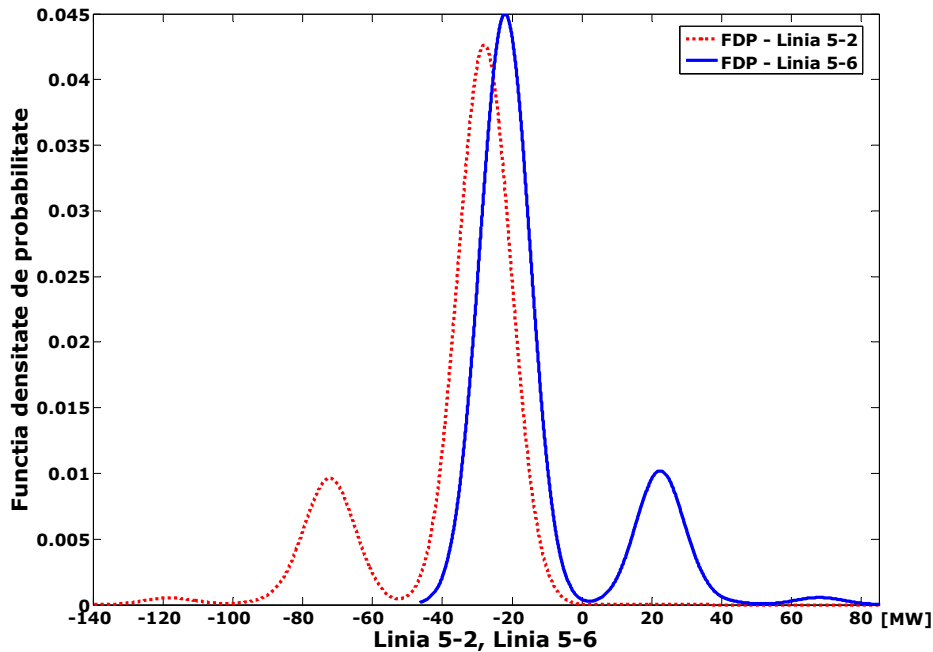


Fig. 5.11. FDP a puterii de pe Linia 5-2 și de pe Linia 5-6 cu aproximarea discretă cu metoda Von Mises cu 5 impulsuri, când se iau în considerare defectele grupurilor generatoare

Pentru puterile consumatorilor s-a adoptat intervalul de variație pe domeniul $(m_c - 3\sigma_c, m_c + 3\sigma_c)$, unde m_c reprezintă media consumului și σ_c reprezintă dispersia repartițiilor Gauss-Laplace ale consumatorilor. Eroare de trunchiere care rezultă este:

$$\begin{aligned}\varepsilon &= 1 - Pr(m_c - 3\sigma_c < P_c < m_c + 3\sigma_c) = 1 - [\Phi(3) - \Phi(-3)] = \\ &= 1 - [0.99865 - 0.00135] = 0.0027\end{aligned}$$

unde $\Phi(y)$ este funcția integrală Gauss-Laplace pentru o variabilă normal. Această eroare de trunchiere a repartiției normale la valoarea de 0.27 % este acceptabilă.

Convoluțiile numerice pentru obținerea lui $f'_j(x, y)$ au fost efectuate cu pași de calcul diferiți pentru cele două axe și anume: $\Delta x' = 0.62[MW]$, respectiv $\Delta y' = 0.38[MW]$. Valorile corespund termenilor identificați din matricea de sensibilitate. Pentru abaterea standard de 10 % a consumatorului cu media $m_{c5} = 50[MW]$, au rezultat numeric valorile $\sigma'_x = 0.62 \cdot 5 = 3.1[MW]$, respectiv $\sigma'_y = 0.38 \cdot 5 = 1.9[MW]$. Valorile au fost alese pentru a rezulta o discretizare egală cu unitatea, $0.38 + 0.62 = 1$, corespunzătoare curbei rezultate a consumatorului din nodul 5, de repartiție $f'_j(x, y)$. Pentru exemplificarea grafică a funcției $f'_j(x, y)$, se alege impulsul de cea mai mare valoare de pe fiecare linie, adică impulsul pe Linia 5-2 de valoare -1.1779 și impulsul pe Linia 5-6 de valoare 0.6808, figura 5.12.

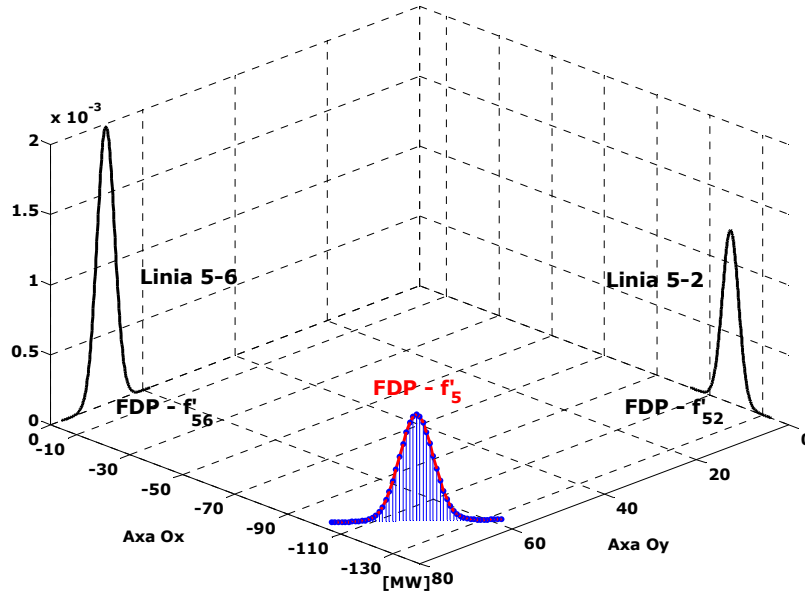


Fig. 5.12. Curba rezultată a consumatorului din nodul 5 de repartiție $f'_5(x, y)$

Convoluția numerică din relația (5.18) a fost efectuată numeric cu pași de calcul independenți, $\Delta x'' = \Delta y'' = 1 [MW]$ pe motivul că variabilele aleatoare în discuție sunt independente.

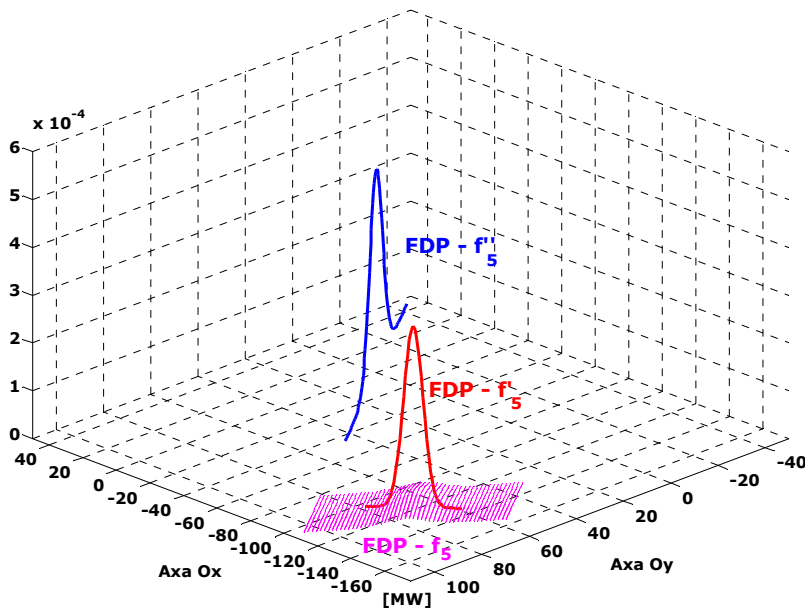


Fig. 5.13. FDP $f_5(x, y)$ pentru impulsul de valoare cea mai mare

În figura 5.14 se prezintă $f_5(x, y)$ pentru toate cele cinci impulsuri ale repartiției discrete.

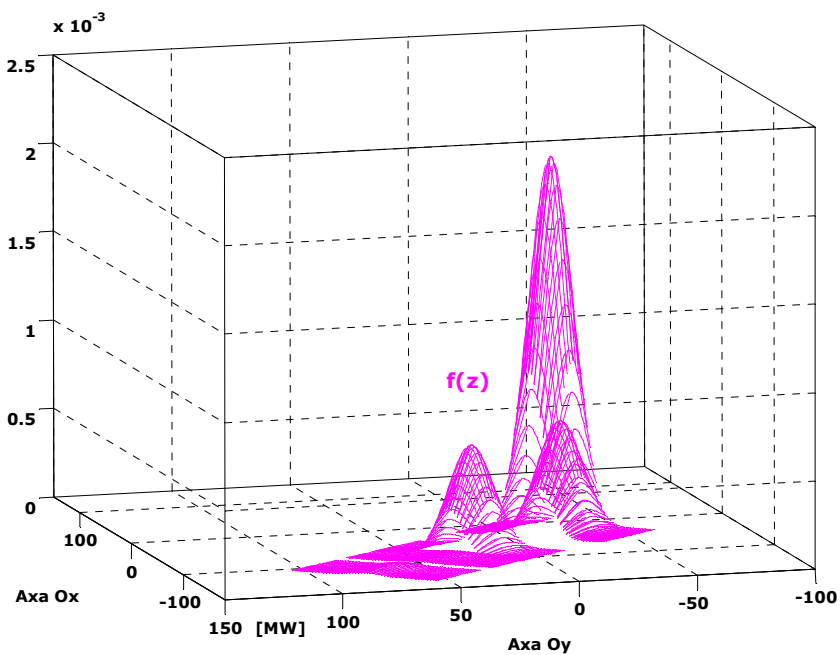


Fig. 5.14. FDP $f_5(z)$ pentru toate cele 5 impulsuri din repartiția discretă

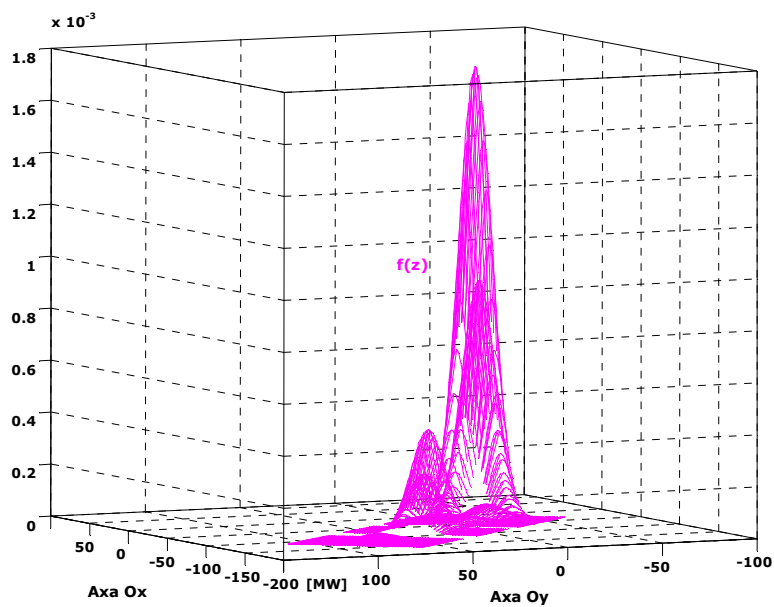


Fig. 5.15. FDP $f_9(z)$ pentru toate cele 9 impulsuri din repartiția discretă

Pentru validarea rezultatelor se prezintă FDP pentru 9 impulsuri din repartitia discretă în figura 5.15 și histograma bivariată a frecvențelor de apariție simultană a valorilor puterilor care circulă pe Linia 5-2 și Linia 5-6 cu 2000 și 5000 de rulări în figurile 5.16 și 5.17.

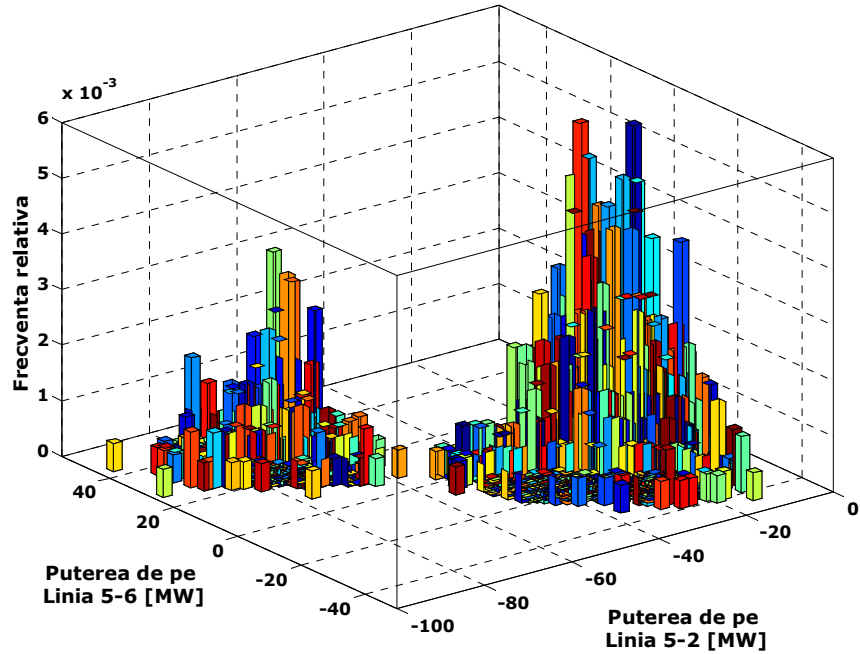


Fig. 5.16. Histograma bivariată a frecvențelor de apariție simultană a valorilor puterilor care circulă pe Linia 5-2 și Linia 5-6 cu 2000 de rulări

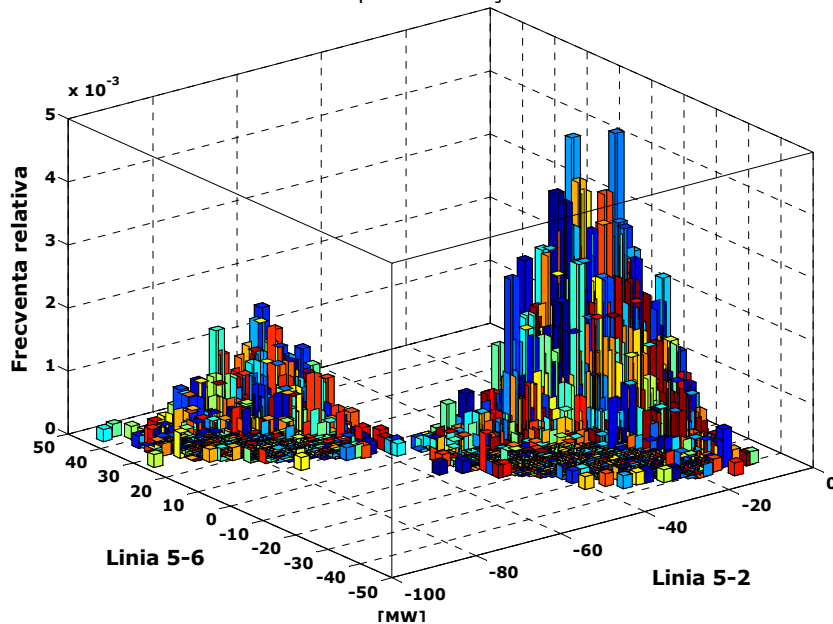


Fig. 5.17. Histograma bivariată a frecvențelor de apariție simultană a valorilor puterilor care circulă pe Linia 5-2 și Linia 5-6 cu 5000 de rulări

5.6.4. Metoda de estimarea a continuității în alimentarea consumatorilor pe baza circulației probabilistice de puteri

Problemele legate de neasigurarea nivelelor de putere cerute de consumatorul privit ca o mărime aleatoare de FDP acceptată cu parametrii ei estimați anterior din comportarea lui statistică, în condițiile apariției aleatoare, după legi de probabilitate acceptate, a unor defecte simple sau duble localizate pe unitățile generatoare sau liniile sistemului, pot apare la ivirea unor limitări impuse circulației de puteri. Adică, în unele din cazurile, circulația de puteri impune valori care depășesc fie capacitatea de încărcare a liniilor, fie nivelul minim de tensiune acceptabil în nodurile sistemului.

Metodologia prezentată anterior, în subcapitolul 5.6, are marele avantaj că poate distinge aceste situații concrete cu precizarea probabilității lor de apariție. În aceste condiții, estimările făcute asupra continuității în alimentare devin realiste fiind posibile ordonări ale acestor situații funcție de riscul estimat al producerilor. Se poate oferi astfel un tablou posibil al situațiilor limită care pot afecta consumatorii, iar în cazul unui risc prea mare pentru a fi asumat, se poate interveni concret și precis asupra modificărilor necesare de efectuat fie în configurația sistemului electric, fie în componența ca număr sau putere a surselor sau asupra liniilor uzate sau cu o capacitate de transport redusă.

În cazul existenței a două linii convergente nodului consumator se impune parcurgerea unor etape de analiză a rezultatelor privind FDP obținută, $f_S(z)$, relația (5.20) constând din:

- identificarea valorilor puterilor limită admise pe fiecare linie, cunoscând caracteristicile lor electrice, cât și nivelul de tensiune rezultat în noduri după o circulație de puteri probabilistice. Fie valoarea minimă a puterii aduse pe fiecare linie, din aceste considerente notată P_{lim} .
- se identifică în domeniile de existență a FDP acel domeniu care cuprinde valoarea P_{lim} pentru liniile aferente nodului consumator studiat.
- se aleg valorile limită de integrare cât și pașii de calcul acceptabile pentru erori admisibile ce vor rezulta din integrările numerice necesare.
- se acceptă că pentru un nod consumator studiat se aplică restricția la valoarea maximă P_{lim} doar pentru linia convergentă nodului. Dacă această problemă există și pe linia care pleacă din nod, procedura de restricție se va aplica la studiul continuității nodului consumator adiacent acestei linii.

Pentru fiecare pereche de puteri (x, y) apărute pe liniile aferente nodului studiat, se cunoaște, din considerentele anterioare în subcapitolul 5.6.1, valoarea $f_S(x, y)$.

Acest lucru estimează probabilitatea de apariție a acestei situații la valoarea $f_S(x, y) \cdot dx \cdot dy$.

Fie valorile P_{miny} și P_{maxy} , care limitează domeniul admis al puterii vehiculate pe linia y care converge în nodul studiat, valori rezultate din trunchierea FDP, respectiv P_{minx} și P_{maxx} pentru linia x care pleacă din nod, figura 5.15.

În aceste condiții, volumul limitat de intersecția planurilor perpendiculare pe xOy și având $y = P_{limy}$, $y = P_{maxy}$ și $x = P_{minx}$, $x = P_{maxx}$ va reprezenta probabilitatea de neacoperire a sarcinii PNS_{ℓ} pentru treapta de putere orară ℓ a consumatorului, având curba de sarcină prognozată ca medie și dispersie pentru fiecare palier.

Acest volum se calculează:

$$PNS_{\ell_s} = \int_{P_{minx}}^{P_{maxx}} \int_{P_{limy}}^{P_{maxy}} f_s(x, y) \cdot dx \cdot dy \cdot P(L = \ell) \quad (5.24)$$

unde $P(L = \ell)$ este probabilitatea de apariție a nivelului ℓ din curba de sarcină a consumatorului.

Probabilitatea de neacoperire a sarcinii pe întreaga durată T a curbei de sarcină pentru toate domeniile S care apar în domeniile limitate de P_{minx} , P_{maxx} , P_{limy} și P_{maxy} va fi:

$$PNS = \sum_{s=1}^k \sum_{l=1}^{\ell_{max}} PNS_{\ell_s} \quad (5.25)$$

unde k este numărul de domenii vizat și ℓ_{max} numărul maxim al palierelor curbei de sarcină.

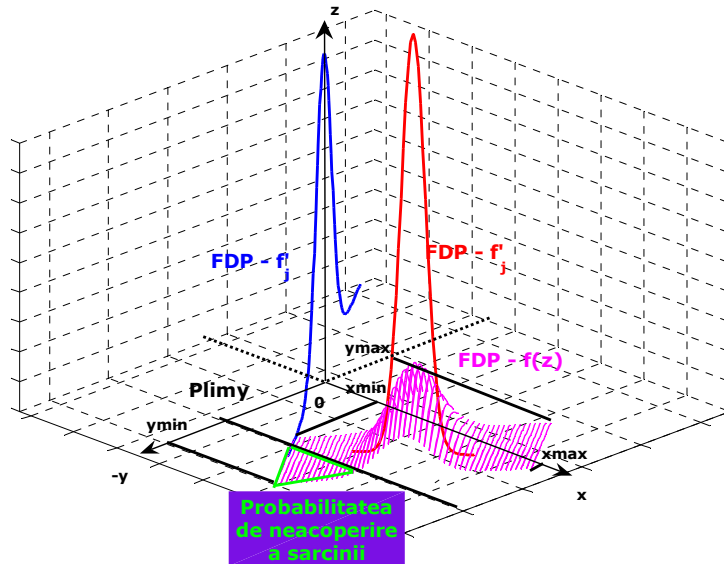


Fig. 5.18. Reprezentarea grafică a limitele domeniului admis al puterii vehiculate pe linia ji și jk

Energia probabil nelivrată, EPN , va fi dată de diferența puterii cerute de consumator față de limita impusă P_{limy} pe durata t_{ℓ} a curbei de sarcină corespunzătoare palierului ℓ . Acest lucru se calculează:

$$EPN = \sum_{\ell=1}^{\ell_{max}} \sum_{i=1}^{i_{max}} \sum_{y_i=P_{miny}}^{P_{maxy}} i \cdot \Delta x \cdot f_S(x_i, y_i) \cdot t_{\ell} \quad (5.26)$$

unde $i_{max} = \frac{P_{maxx} - P_{limx}}{\Delta x}$, iar Δx este pasul de calcul adoptat.

5.6.5. Aplicație

5.6.5.1. Pentru sistemul test cu 6 noduri:

Pentru sistemul test cu 6 noduri, de configurație și date inițiale prezentate în capitolul 4, se consideră o curbă de sarcină cu puterea aleatorie în noduri repartizată după o lege Gauss-Laplace.

Pentru estimarea probabilității de neacoperire a sarcinii și a energiei probabil nelivrate, se parcurg următorii pași:

1. se alege tipul de defecte care apar în sistem și anume:
 - a. defectarea a câte unui generator;
 - b. defectarea a câte unei linii electrice;
 - c. defecte duble localizate pe câte o combinație linie și generator defect;
2. pentru cazul selectat anterior se estimează pentru fiecare linie electrică FDP a puterii vehiculate pe linie, parcurgând următoarele etape pentru un nivel al curbei de sarcină:
 - a. estimarea repartiției discrete datorită defectului prin metoda Von Mises;
 - b. estimarea FDP datorate nivelului continuu reprezentate de consumurile din noduri;
 - c. se obține prin convoluție FDP a puterii electrice pentru fiecare linie.
3. pentru fiecare nod, funcție de caracterul lui electric, adică nod consumator sau consumator generator, se aplică procedura de estimare a FDP bivariată a puterilor din nod după ce s-au echivalat, după caz, liniile electrice existente.
 - a. se estimează probabilitatea de neacoperire a sarcinii;
 - b. se estimează energia probabil nelivrată;

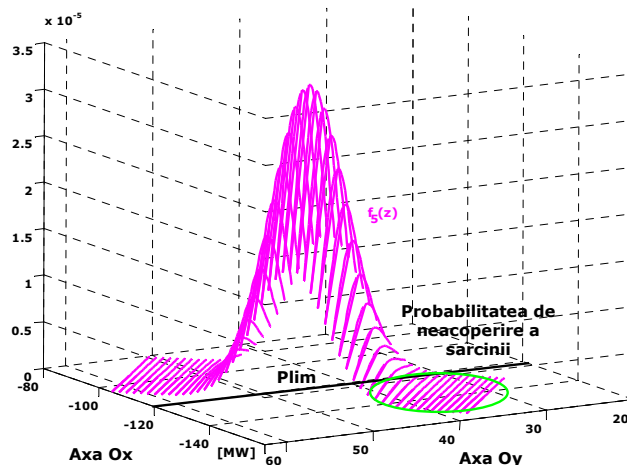


Fig. 5.19. Reprezentarea grafică a puterii probabil nelivrată în Nodul 5 când se consideră defectarea a câte unui generator pentru $P_{lim} = 120 [MW]$

4. se repetă procedura de la punctele 2-3 pentru fiecare nivel al puterii consumate în noduri din curba de sarcină acceptată.
5. se estimează valorile globale ale indicatorilor de continuitate în alimentare.
6. se ordonează nodurile sistemului funcție de mărimea riscului în alimentarea cu energie electrică.
7. se fac recomandări privind măsuri de reducere a acestui risc prin înlocuirea liniilor electrice uzate, mărirea capacității lor de transport sau intervenția în numărul și puterea surselor generatoare.
8. Se repetă estimările de la 2-6 și se evidențiază efectul cantitativ asupra mărimii riscului de nealimentare.

În figura 5.20 este trasată o curbă de sarcină pentru consumatorul din nodul 4 și nodul 5 din sistemul test cu 6 noduri. Pentru fiecare palier de sarcină se determină energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii. Valorile mărimilor calculate se află în tabelele 5.3 și 5.4.

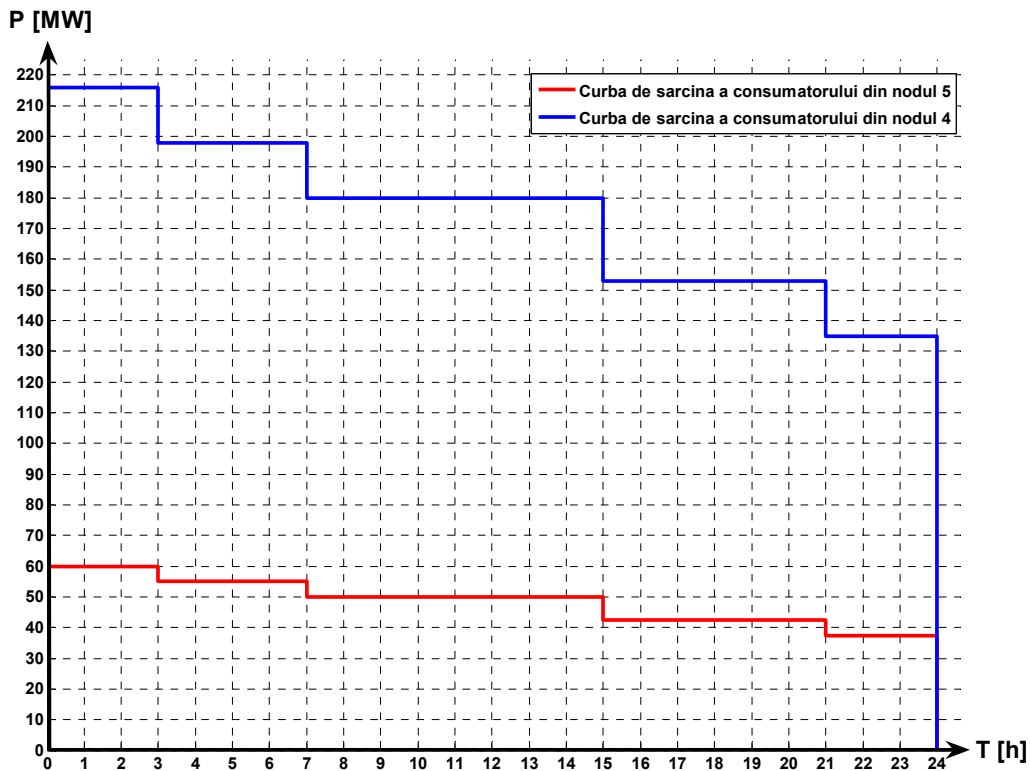


Fig. 5.20. Curba de sarcină a consumatorului din nodul 5 și a consumatorului din nodul 4 din sistemul test cu 6 noduri

Energia totală cerută de consumatorul din nodul 4 este de 4203 MW și energia totală cerută de consumatorul din nodul 5 este de 1167.5 MW.

Tabelul 5.3. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 4, pe perioada a 24 de ore, când se consideră defectarea câte unui generator pentru $P_{lim}=120$ [MW]

Putere cerută de nodul consumator 4 repartizată după o lege normală [MW]		Δt_i [h]	EPN' _i într-o oră [MWh]	EPN _i [MWh]	PNS _i
Media	Dispersia				
216	21.6	3	5.2354	15.7062	0.01984375
198	19.8	4	1.6609	6.6436	0.01043550
180	18	8	0.269	2.152	0.00414867
153	15.3	6	0.00314	0.01884	0.00006775
135	13.5	3	0.00004	0.00012	0.00000075
		$T_{total}= 24$		EPN _{zi} =24.52076	PNS _{zi} =0.034496

Coeficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electrică a nodului consumator 4 din sistemul test cu 6 noduri este:

$$C = \frac{T - PNS_{zi} \cdot T}{T} = 1 - PNS_{zi} = 0.965504$$

Coeficientul de acoperire a energiei cerute de nodul consumator 4 din sistemul test cu 6 noduri este:

$$G = 1 - \frac{EPN}{E_{ceruta_cons}} = 0.994165.$$

Tabelul 5.4. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 5, pe perioada a 24 de ore, când se consideră defectarea câte unui generator pentru $P_{lim}= 120$ [MW]

Putere cerută de nodul consumator 5 repartizată după o lege normală [MW]		Δt_i [h]	EPN' _i într-o oră [MWh]	EPN _i [MWh]	PNS _i
Media	Dispersia				
60	6	3	0.2526	0.7578	0.00178213
55	5.5	4	0.1818	0.7272	0.00153300
50	5	8	0.0190	0.152	0.00107900
42.5	4.25	6	0.000004	0.000024	0.00000075
37.5	3.75	3	0	0	0
		$T_{total}= 24$		EPN _{zi} =1.637024	PNS _{zi} =0.004395

Coeficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electrică a nodului consumator 5 din sistemul test cu 6 noduri este:

$$C = \frac{T - PNS_{zi} \cdot T}{T} = 1 - PNS_{zi} = 0.995605$$

Coeficientul de acoperire a energiei cerute de nodul consumator 5 din sistemul test cu 6 noduri este:

$$G = 1 - \frac{EPN}{E_{ceruta_cons}} = 0.998597.$$

Pentru comparația influenței valorii puterii limită pe liniile convergente nodurilor consumatoare asupra rezultatelor finale privind continuitatea în alimentare în timp și energie s-a considerat și valoare $P_{lim}=135$ [MW]. Rezultatele comparative sunt date în tabelul 5.5:

Tabelul 5.5. Comparație între EPN și PNS pentru nodul consumator 4 și 5, când se consideră $P_{lim}=120$ [MW] și $P_{lim}=135$ [MW]

Nod consumator	$P_{lim}=120$ [MW]		$P_{lim}=135$ [MW]	
	EPN_{zi}	PNS_{zi}	EPN_{zi}	PNS_{zi}
4	24.52076	0.034496	5.52891	0.010329
5	1.637024	0.004395	0.583507	0.002029

Celelalte noduri au probabilitatea de neacoperire a sarcinii egală cu 0, în acest caz, pentru că au generatoare proprii conectate în noduri și capacitatea de transport pe linii nu este depășită.

5.6.5.1. Pentru sistemul test cu 24 noduri:

Pentru sistemul test RTS cu 24 noduri, prezentat pe larg în subcapitolul 3.10.1, se prezintă în tabelul 3.16 datele referitoare la puterea cerută de consumatori la vârf de sarcină. În tabelul 5.6 se prezintă datele referitoare la curba orară de sarcină, pentru o zi, în procente.

Tabelul 5.6. Curba orară de sarcină în procente pentru o zi

Ora	Procentajul [%]
24-01	67
01-02	63
02-03	60
03-04	59
04-05	59
05-06	60
06-07	74
07-08	86
08-09	95
09-10	96
10-11	96
11-12	95
12-13	95
13-14	95
14-15	93
15-16	94
16-17	99
17-18	100
18-19	100
19-20	96
20-21	91
21-22	83
22-23	73
23-24	63

Se va calcula energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii pentru nodurile consumatoare 3, 4, 5, 6, 8, 9, 10, 19 și 20, iar apoi se va determina pentru fiecare nod și coeficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electric, precum și coeficientul de acoperire a energiei cerute de nodul consumator.

Energia totală cerută de fiecare nod consumator analizat pentru 24 de ore se prezintă în tabelul 5.7 corespunzătoare valorilor vârfului de sarcină pentru fiecare nod:

Tabelul 5.7. Energia totală cerută de fiecare nod consumator analizat în ziua pentru care se dă curba de sarcină

Nod consumator analizat	Puterea cerută de consumator la vârf de sarcină		Energia totală cerută în ziua pentru care este dată curba de sarcină [MWh]
	Medie [MW]	Dispersie	
3	180	18	3585.60
4	74	7.4	1474.08
5	71	7.1	1414.32
6	136	13.6	2709.12
8	171	17.1	3406.32
9	175	17.5	3486
10	195	19.5	3884.40
19	181	18.1	3605.52
20	128	12.8	2549.76

Tabelul 5.8. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 3, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim} = 60$ [MW]

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
24-01	0	0
01-02	0	0
02-03	0	0
03-04	0	0
04-05	0	0
05-06	0	0
06-07	0	0
07-08	0.00004807	0.00000114
08-09	0.00024432	0.00000454
09-10	0.00035993	0.00000659
10-11	0.00035993	0.00000659
11-12	0.00024432	0.00000464
12-13	0.00024432	0.00000464
13-14	0.00024432	0.00000464
14-15	0.00023330	0.00000461
15-16	0.00023475	0.00000443
16-17	0.00041064	0.00000707
17-18	0.00042165	0.00000710
18-19	0.00042165	0.00000710
19-20	0.00035993	0.00000659
20-21	0.00013672	0.00000285

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
21-22	0.00000001	0.00000029
22-23	0	0
23-24	0	0
	EPN _{zi} =0.00396386	PNS _{zi} =0.00007282

Coeficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electrică a nodului consumator 3, din sistemul test RTS este:

$$C = \frac{T - PNS_{zi} \cdot T}{T} = 1 - PNS_{zi} = 0.999927$$

Coeficientul de acoperire a energiei cerute de nodul consumator 3 din sistemul test RTS este:

$$G = 1 - \frac{EPN}{E_{ceruta_cons}} = 0.999999$$

Tabloul 5.9. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 4, pe perioada a 24 de ore pentru P_{lim} = 60[MW]

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
24-01	0	0
01-02	0	0
02-03	0	0
03-04	0	0
04-05	0	0
05-06	0	0
06-07	0	0
07-08	0.0000004	0.00000005
08-09	0.0000865	0.00000826
09-10	0.0001572	0.00001548
10-11	0.0001572	0.00001548
11-12	0.0000865	0.00000826
12-13	0.0000865	0.00000826
13-14	0.0000865	0.00000826
14-15	0.0000576	0.00000536
15-16	0.0000657	0.00000592
16-17	0.0004142	0.00004302
17-18	0.0005109	0.00004856
18-19	0.0005109	0.00004856
19-20	0.0001572	0.00001548
20-21	0.0000192	0.00000182
21-22	0.00000003	0.00000001
22-23	0	0
23-24	0	0
	EPN _{zi} =0.00239653	PNS _{zi} =0.00023278

Rezultatele finale pentru sistemul test RTS privind indicatorii de fiabilitate sunt prezentate în subcapitolul 3.10.3 (tabelele 3.19, 3.20, 3.21) și corespund cazului considerării defectării a câte unui element din categoria bare colectoare, linii electrice, transformatoare electrice, respectiv generatoare. Această situație explică valorile mai mari comparativ cu cele din tabelele 5.8, 5.9, A5.1... A5.7, care corespund considerării numai a defectării unui generator. Aceste ultime rezultate sunt acceptate pe ideea validării anterioare a metodei convoluției selective repetate din comparația cu rezultatele obținute utilizând programul PowerWorld-Matlab, subcapitolul 5.6.3, figurile 5.14, 5.15, 5.16, 5.17.

Coeficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electrică a nodului consumator 4, din sistemul test RTS este:

$$C = \frac{T - PNS_{zi} \cdot T}{T} = 1 - PNS_{zi} = 0.999767$$

Coeficientul de acoperire a energiei cerute de nodul consumator 4 din sistemul test RTS este:

$$G = 1 - \frac{EPN}{E_{ceruta_cons}} = 0.999999$$

Pentru nodurile consumatoare 5, 6, 8, 9, 10, 19 și 20 tabelele cu energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii sunt prezentate în Anexa 5.

În tabelul 5.10 sunt prezentați coeficienții de continuitate în timp a alimentării cu energie electrică și coeficienții de acoperire a energiei cerute de nodurile consumatoare din sistemul test RTS.

Tabelul 5.10. Coeficientul de continuitate în timp a alimentării cu energie electrică și coeficientul de acoperire a energiei cerute de nodurile consumatoare din sistemul test RTS

Nod consumator	C	G
3	0.999927	0.999999
4	0.999767	0.999999
5	0.999895	0.999999
6	0.999694	0.999996
8	0.869447	0.999991
9	0.999893	0.999993
10	0.992312	0.999984
19	0.986775	0.999866
20	0.990217	0.999945

5.6.6. Estimarea predictivă a neacoperirii sarcinii prin considerarea corelării lor

Este important a avea o predicție a modificării sarcinii la un moment următor față de valorile acesteia măsurate la un moment prezent.

Adică, dacă din prognozele de sarcină efectuate s-au estimat mediile și dispersiile pentru fiecare palier al curbei de sarcină este de urmărit cum se modifică aceste valori la momentul următor k dacă se înregistrează la momentul prezent i o valoare a sarcinii ℓ_i [Breipohl1992], existând estimarea mediei μ_i și abaterii standard σ_i .

Se vor estima pentru medie și abatere noile valori condiționate $\mu_{k/i}$ și $\sigma_{k,k/i}$ reprezentate de (5.27):

$$\begin{aligned}\mu_{k/i} &= E_{L_k/L_i}[L_k/\ell_i] = \mu_k + \frac{\sigma_{k,i}}{\sigma_{i,i}}(\ell_i - \mu_i) = \mu_k + \rho_{k,i} \sqrt{\frac{\sigma_{k,i}}{\sigma_{i,i}}}(\ell_i - \mu_i) \\ \sigma_{k,k/i} &= \sigma_{k,k} - \frac{\sigma_{k,i}^2}{\sigma_{i,i}^2} = \sigma_{k,k}(1 - \rho_{k,i}^2)\end{aligned}\quad (5.27)$$

unde:

- E este simbolul pentru valoarea estimată;
- L_k/ℓ_i este sarcina estimată la momentul k condiționată de valoarea ei la momentul i ;
- $\sigma_{k,i} = E\{(L_k - \mu_k)(L_i - \mu_i)\}$ este covarianța sarcinii la momentul k și i ;
- $\sigma_{k,j/i} = E_{L_k,L_j/L_i}\{(L_k - \mu_{k/i})(L_j - \mu_{j/i})\}$ este covarianța sarcinii la momentul k și cu cea de la momentul j cu $L_j = \ell_j$;
- $\rho_{k,i} = \frac{\sigma_{k,i}}{\sqrt{\sigma_{k,k} \cdot \sigma_{i,i}}}$ este coeficientul de corelație dintre sarcina la momentul k cu cea de la momentul anterior i .

Estimările (*-*) sunt bazate pe un model Gaussian, adică se estimează doar media și dispersia cu acceptarea proprietăților modelului Markov, adică se acceptă că valorile de predicție sunt influențate doar de cele prezente, cele trecute fiind fără influență.

Pentru valorile mediei și abaterii standard se utilizează estimările standard:

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_k &= E_{L_k/L_i}[L_k/\ell_i] = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \ell_k(j) \\ \hat{\sigma}_{k/i} &= \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n [\ell_k(j) - \hat{\mu}_k][\ell_i(j) - \hat{\mu}_i]\end{aligned}\quad (5.28)$$

unde $\ell_k(j)$ este sarcina la momentul k pentru zilele $j = 1, \dots, n$.

Adaptarea considerentelor prezentate anterior la modelul adoptat al estimării neacoperirii sarcinii pentru sisteme complexe, presupune rezolvarea următoarelor etape:

- stabilirea statisticii sarcinilor la aceeași oră pentru toate zilele cuprinse în perioada de studiu;

- estimarea cu (5.28) a mediei pentru fiecare oră și a covarianțelor între orele aceleiași zile;
- calculul coeficientului de corelație între sarcinile estimate la ore diferite ale curbei de sarcină zilnică;
- calculul mediilor și abatelor condiționate pentru orele de interes ale curbei de sarcină din (5.27);
- pentru momentul zilei când din calculele anterioare de estimare a continuității în alimentare s-au obținut valori periculoase, se urmăresc valorile sarcinii curente măsurate la momentul anterior și se parcurg treptele de calcul anterioare;
- se refac calculele de estimare a continuității în alimentare predictive având la dispoziție valorile estimate viitoare pentru medie și abaterea standard.

Dacă această succesiune de calcule este realizată pentru o perioadă de predicție de 4-5 ore, este posibil ca în cazul noii estimări a unor valori de risc mărit și neacceptat al pierderii alimentării sarcinii, să se ia măsuri concrete de micșorare a acestui risc prin conectarea locală a unor surse suplimentare sau sacrificarea unei părți a consumului ne semnificativ ca importanță economică a daunelor realizate prin nealimentare.

5.7. Concluzii și contribuții personale

Concluziile acestui capitol sunt următoarele:

- utilizarea seriei bivariate Gram-Charlier introduce anumite complicații referitoare la expresiile extinse pentru termenii ei în condiția când apar necontrolat în domenii diferite valori negative pentru densitatea de probabilitate. Corectitudinea rezultatelor obținute cu această metodă este relevantă de caracterul aproape liniar al repartiției puterilor pe linii;
- rezultatele obținute din rularea de un număr semnificativ de ori, 1000 respectiv 2000, a circulației deterministe în condițiile introducerii caracterului probabilistic al sarcinii și considerarea defectelor elementelor sistemului, pot fi considerate corecte cu reținerea că sunt influențate de numărul de rulări și necesită apoi aplicarea unor teste probabilistice neparametrice și parametrice pentru a valida o forma analitică posibil utilizată în continuarea aplicației;
- metoda propusă, cea a convoluției succesive și selective, oferă rezultate de calcul validate de metoda anterior amintită cu observația necesității asigurării aproximării corecte a distribuției discrete datorată defectelor elementelor prin metoda Von Mises. Se observă o bună corelație pentru cazul când acest număr de aproximări este $r=9$ cu rezultatele simulării de 5000 de ori a circulației de putere deterministă adoptată probabilistic;
- avantajul metodei constă din obținerea funcției densitate de probabilitate ca o sumă de repartiții normale de parametri diferiți, ponderate cu probabilitățile aproximării repartiției discretă obținută cu metoda Von Mises;
- se remarcă un avantaj major al utilizării metodei propuse pentru obținerea funcției FDP printr-un timp de calcul necesar net inferior metodelor clasice. Astfel pentru sistemul test cu 6 noduri rularea a 5000 de simulări ale circulației de putere clasice a necesitat circa 4 ore în timp ce metoda propusă necesită, pentru același caz doar câteva secunde;
- metoda propusă poate ordona într-un sistem complex, clasarea nodurilor consumatoare funcție de riscul de neacoperire a sarcinii sau a mărimii energiei probabil nelivrate.

În continuare se prezintă o sinteză a contribuțiilor proprii:

- analiza de detaliu a metodelor analitice abordate cu concluzii directe privind aplicativitatea lor;
- prezentarea de rezultate de calcul obținute prin două metode diferite, cea a utilizării seriei bivariante Gram-Charlier și a metodei mixte deterministo-probabilistice pentru validarea rezultatelor proprii;
- conceperea unei metode de convoluție succesivă și selectivă de estimare a funcției densitate de probabilitate a puterilor de pe linii fără evidențierea explicită a corelației dintre mărimile aleatorii componente;
- conceperea unui model de calcul pentru evaluarea continuității în alimentarea nodurilor consumatoare prin estimarea timpului probabil de neacoperire a sarcinii și a energiei probabil nelivrate pentru cazul nelimitării numărului de linii convergente în nod;
- implementarea unui model de calcul pentru estimarea preventivă a probabilității de neacoperire a sarcinii în noduri funcție de mărimile măsurate concret în nod la un moment anterior celui de calcul.

6. CONCLUZII GENERALE ȘI CONTRIBUȚII PERSONALE

Conținutul și redactarea prezentei teze de doctorat au urmărit o logică clară de explicitare a modului de abordare a studiilor de fiabilitate a funcționării sistemului electroenergetic, a principalelor modele probabilistice posibil de abordat cu enumerarea concretă a problemelor de interes. S-a reușit dezvoltarea unor metode proprii de evaluare a continuității în alimentarea cu energie electrică pentru configurații dezvoltate ale sistemului electroenergetic.

Se prezintă rezolvări concrete cu evaluarea rezultatelor și semnificația lor.

În etapele acestei abordări se desprind următoarele concluzii:

➤ în domeniul de abordare specifică a modelelor probabilistice:

- Modelele probabilistice se aleg și se dezvoltă în strânsă legătură cu scopul studiului definit, domeniul general al studiilor de fiabilitate constând din analiza unor configurații viitoare de dezvoltare a sistemului electroenergetic cu evaluarea costului acestor variante;

- Specificul modelelor constă în acceptarea comportării aleatorii a principalelor mărimi de intrare în funcționare, adoptându-se legi de repartiție probabilistice fundamentate pe comportarea anterioară în timp a elementelor de sistem și a consumului. Ca rezultat final, se oferă prin funcții fiabilistice, ca densitatea de probabilitate sau probabilitatea cumulate, comportarea mărimilor de interes. Este posibilă caracterizarea cantitativă a calității serviciului asigurat funcționării;

- Este de o importanță deosebită acceptarea datelor stocastice disponibile privind funcționarea elementelor de sistem;

- Funcție de scopul studiului se aleg corespunzător indicatorii de fiabilitate adecvați care să exprime cantitativ calitatea serviciului asigurat de configurațiile studiate. Se apreciază că legislația internă în acest domeniu este acoperitoare pentru problematica fiabilității funcționării sistemului electroenergetic și este în concordanță cu reglementările internaționale;

➤ în domeniul modelelor probabilistice utilizate:

- Modelele probabilistice curent utilizate folosesc domenii specifice ale proceselor aleatorii sau domenii ale analizei statistico-probabilistice;

- Se prezintă cu exemplificări concrete aplicarea proceselor aleatorii de tip Markov sub forma lanțurilor omogene în cadrul pachetului de program DigSilent și a simulării de tip Monte Carlo, cu prezentarea extinsă a tuturor aspectelor analitice ale acestei metode; Softul creat pentru exemplificarea simulării Monte Carlo s-a realizat pe un sistem test mic, deoarece s-a dorit scoaterea în evidență a caracterului greu de atins al convergenței și s-a folosit doar pentru a se putea face o comparație de abordare care să permită ulterior compararea cu modelele probabilistice care s-au dezvoltat în capitolul următor.

- În final se detaliază specificul metodelor de circulație probabilistică a puterilor, prezentându-se rezultate comparative. Se detaliază caracteristica metodelor probabilistice care păstrează caracterul nelinier al ecuațiilor, respectiv metode de analiză probabilistică bazată pe acceptarea liniarizării acestor ecuații;
- Rezultatele de calcul concrete pentru un sistem test simplu oferă obținerea de concluzii comparative de amănunt privind metodele utilizate. Acest aspect oferă posibilitatea adoptării metodei de convoluție dintre aproximarea unei repartiții discrete, obținută cu metoda Von Mises, cu repartiția continuă adoptată pentru evoluția aleatorie a consumului. Această metodă este validată prin rezultatele alternative obținute prin metode mixte determinist-probabilistice;
- Metoda astfel validată este extinsă la un sistem test IEEE RTS cu 24 de noduri folosit uzual în literatura de specialitate, la recomandarea organismelor din domeniu;
- Toate concluziile obținute anterior, pas cu pas sunt înglobate într-o metoda proprie, cea a convoluțiilor repetate și selective, pentru a putea evalua cantitativ continuitatea alimentării nodurilor consumatoare;
- Se prezintă și o modalitate de evaluare preventivă a continuității în alimentare pe baza constatării consumului la o anumită oră față de cel prognozat cu modificarea mediei și dispersiei corespunzătoare a consumul la un moment ulterior.

Toate considerentele teoretice prezentate și exemplificate pe modele acceptate sau dezvoltate într-o manieră proprie în această teză, întăresc și exemplifică concluzia necesității și eficienței modelelor probabilistice în studiile de dezvoltare ulterioară și de departajare a variantei optime fiabilistice a configurației sistemelor electroenergetice.

Domeniul necesită însă acceptarea și însușirea unui mod de gândire specific, a metodelor analitice probabilistice mai puțin folosite în inginerie, precum și la acceptarea ulterioară și interpretarea corectă a rezultatelor obținute. Varianta care se va distinge spre adoptare, poate fi ulterior analizată în amănunt prin metodele deterministe clasice.

Se remarcă existența unor aplicații software concrete obținute atât cu utilizarea unor programe de calcul din pachetul Reliability DigSilent, cât și a numeroaselor programe proprii care permit analiza rezultatelor diferitelor modele probabilistice, validarea lor și folosirea finală într-un program de calcul extins.

Dintre contribuțiile proprii ale prezentei teze de doctorat se pot reține următoarele:

- Dezvoltarea și redactarea concisă a conceptelor globale ale fiabilității în funcționarea sistemului electroenergetic, rezultând o filozofie a abordării domeniului atât ca metode analitice utilizate, cât și ca interpretare probabilistică a rezultatelor de calcul. Acest lucru a fost posibil doar în urma cercetării de amănunt a bibliografiei domeniului și a însușirii domeniului proceselor aleatorii și al probabilităților;
- Analiza critică a conținutului normativului NTE 005/06/00 și propunerea de introducere complementară a unor precizări concrete privind definirea unor indicatori de fiabilitatea a funcționării sistemului electroenergetic;
- Prezentarea concisă, rezumativă și în totalitate a tuturor etapelor procesului de simulare prin metoda Monte Carlo. Se prezintă în capitolul al 3-lea, în amănunt, atât etapele de generare de valori ale variabilelor aleatorii funcție de legea de probabilitate acceptată cât și problemele specifice legate de convergența simulării. Se prezintă clar specificul și domeniile de utilizare în electroenergetică a simulării Monte

Carlo cu trimeri clare la bibliografie. Se elaborează un program propriu de calcul pentru aplicarea simulării Monte Carlo pentru o configurație adoptată de surse și consumatori;

- Folosirea pachetului de programe DigSilent concret pentru configurația sistemului test IEEE RTS cu 24 de noduri cu evidențierea specificului utilizării rezolvării ecuațiilor de stare rezultate din aplicarea procesului aleatoriu Markov sub forma lanțurilor omogene;

- Prezentarea în capitolul 4-lea în detaliu și comparativ a două metode de estimare a circulației probabilistice a puterilor cu păstrarea neliniarităților dintre mărimile stării și cu concluzia oportunității utilizării metodelor probabilistice, folosind liniarizarea ecuațiilor;

- Dezvoltarea cu aplicație concretă a estimării funcției densitate de probabilitate a puterii pe linii prin seria Gram-Charlier cu evidențierea neajunsurilor concrete a acestei metode în condițiile considerării independenței, respectiv a dependenței dintre mărimile aleatorii considerate;

- Dezvoltarea și concretizarea metodei convoluției dintre distribuția variabilelor discrete ale puterilor pe linii, rezultată din considerarea defectelor liniilor sau a generatoarelor sau a defectelor combinate ale acestora, cu repartiția după o lege Gauss Laplace a consumurilor din noduri;

- Utilizarea alternativă pentru validarea rezultatelor obținute a metodelor deterministe de circulație de putere, adaptate caracterului aleatoriu al mărimilor, sarcina în noduri și defecte ale elementelor de sistem;

- Dezvoltarea în capitolul al 5-lea, în totalitate original, a unei metode proprii de calcul, numită metoda convoluțiilor repetate și succesive pentru obținerea funcțiilor densitate de probabilitate bivariată, cu privire la puterile convergente în nodurile consumatoare;

- Validarea considerentelor de calcul ale metodei propuse prin utilizarea unui program propriu de calcul folosind dezvoltarea seriei Gram-Charlier bivariată, respectiv a unui program de calcul, utilizând o metodă deterministică-probabilistică independentă;

- Dezvoltarea unei metode proprii de estimare a continuității în alimentare pe baza metodei convoluțiilor repetate și selective dezvoltate anterior;

Cea mai mare parte a rezultatelor obținute în cadrul tezei au fost publicate și sunt în curs de publicare. Se menționează faptul că din nouă lucrări proprii, cinci au fost publicate și prezentate în volumele unor manifestări științifice de prestigiu din străinătate: [Coroiu2010], [Bucatariu2011], [Coroiu2011], [Coroiu2011a], [Pop2011]. Celelalte patru lucrări au fost publicate în volumele conferințelor organizate la noi în țară: [Coroiu2009], [Coroiu2009a], [Dondera2009], [Dondera2009a]

Analizele teoretice și practice realizate în cadrul tezei de doctorat, precum și rezultatele obținute, deschid o serie de perspective și direcții de continuare și aprofundare ulterioară a cercetărilor în domeniu:

- aplicația software de estimare a apariției congestiei poate fi extinsă pentru sisteme reale și se poate crea un sistem expert, care să fie capabil să sugereze utilizatorului posibile soluții de remediere a situațiilor speciale care se vor identifica;

- extinderea aplicației software de estimare a energiei probabil nelivrate și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în sisteme reale, pentru a identifica nodurile consumatoare cu posibilitatea cea mai mare de a nu se asigura sarcina cerută;
- extinderea estimării continuității în alimentarea consumatorilor prin prezentarea unei posibile estimări predictive legate de constatări concrete ale unor mărimi de calcul care modifică pe cele prognozate.
- crearea unui soft de analiză pe baza celor prezentate în teză, pentru estimarea costurilor nodale marginale datorate nealimentării consumatorului cu sarcină electrică.

Anexa 1. REZULTATELE OBȚINUTE CU METODA MONTE CARLO PENTRU O PERIOADĂ DE SIMULARE DE 35 ANI

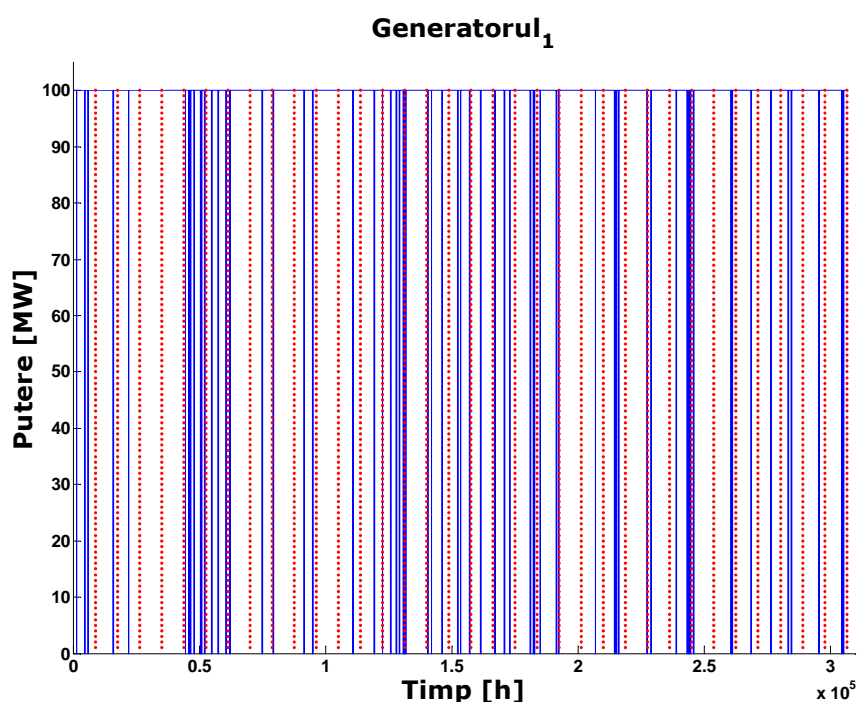


Fig. A1.1. Generatorul 1 – 100 [MW] - succesiunea simulată a stărilor pentru o perioadă de 35 de ani

Tabelul A1.1. Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pe o perioadă de 35 ani pentru grupul generator 1

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
1	8019.2	740.79	8760	4	3	7	0.9154	0.0846	2004.80	246.93
2	8523.1	236.93	8760	2	1	3	0.9730	0.0270	4261.55	236.93
3	8504.5	255.54	8760	2	1	3	0.9708	0.0292	4252.25	255.54
4	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
5	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
6	7108.1	1651.9	8760	8	7	15	0.8114	0.1886	888.51	235.99
7	8031.6	728.44	8760	4	3	7	0.9168	0.0832	2007.90	242.81
8	8520.6	239.39	8760	2	1	3	0.9727	0.0273	4260.30	239.39
9	8517.6	242.44	8760	2	1	3	0.9723	0.0277	4258.80	242.44
10	8507.7	252.3	8760	2	1	3	0.9712	0.0288	4253.85	252.30
11	8282.1	477.95	8760	3	2	5	0.9454	0.0546	2760.70	238.98
12	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
13	8521.8	238.22	8760	2	1	3	0.9728	0.0272	4260.90	238.22
14	8391.3	368.69	8760	2	2	4	0.9579	0.0421	4195.65	184.35
15	7445.3	1314.7	8760	5	6	11	0.8499	0.1501	1489.06	219.12
16	8478.6	281.36	8760	2	2	4	0.9679	0.0321	4239.30	140.68
17	8003.2	756.8	8760	2	3	5	0.9136	0.0864	4001.60	252.27
18	8046.2	713.81	8760	4	3	7	0.9185	0.0815	2011.55	237.94
19	8508.2	251.81	8760	2	1	3	0.9713	0.0287	4254.10	251.81
20	8029.5	730.48	8760	4	3	7	0.9166	0.0834	2007.38	243.49
21	8044.5	715.51	8760	4	3	7	0.9183	0.0817	2011.13	238.50
22	8008.3	751.67	8760	4	3	7	0.9142	0.0858	2002.08	250.56
23	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
24	8530.7	229.29	8760	2	1	3	0.9738	0.0262	4265.35	229.29
25	8012.5	747.48	8760	4	3	7	0.9147	0.0853	2003.13	249.16
26	8522.9	237.06	8760	2	1	3	0.9729	0.0271	4261.45	237.06
27	8528.6	231.37	8760	2	1	3	0.9736	0.0264	4264.30	231.37
28	7543.1	1216.9	8760	6	5	11	0.8611	0.1389	1257.18	243.38
29	8523.2	236.76	8760	2	1	3	0.9730	0.0270	4261.60	236.76
30	8276.9	483.1	8760	3	2	5	0.9449	0.0551	2758.97	241.55
31	8530	229.96	8760	2	1	3	0.9737	0.0263	4265.00	229.96
32	8512	248.03	8760	2	1	3	0.9717	0.0283	4256.00	248.03
33	8263	497.03	8760	3	2	5	0.9433	0.0567	2754.33	248.52
34	8508.4	251.58	8760	2	1	3	0.9713	0.0287	4254.20	251.58
35	8282.2	477.78	8760	3	2	5	0.9455	0.0545	2760.73	238.89
$\Sigma=290564.9$			$\Sigma=306600$						$\Sigma=135823.64$ $\Sigma=7333.78$	

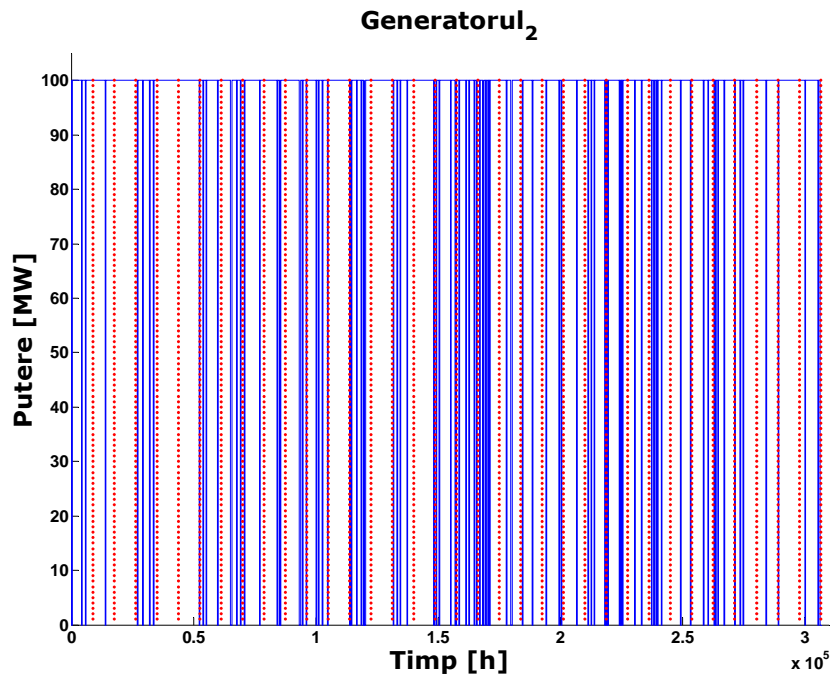


Fig. A1.2. Generatorul 2 – 100 [MW] - succesiunea simulată a stărilor pentru o perioadă de 35 de ani

Tabelul A1.2. Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pe o perioadă de 35 ani pentru grupul generator 2

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
1	7743.2	1016.8	8760	4	3	7	0.8839	0.1161	1935.80	338.93
2	8416.8	343.2	8760	2	1	3	0.9608	0.0392	4208.40	343.20
3	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
4	7353.7	1406.3	8760	5	4	9	0.8395	0.1605	1470.74	351.58
5	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
6	8537.3	222.66	8760	1	1	2	0.9746	0.0254	8537.30	222.66
7	7545.2	1214.8	8760	4	4	8	0.8613	0.1387	1886.30	303.70
8	7695.3	1064.7	8760	4	3	7	0.8785	0.1215	1923.83	354.90
9	8061	699.02	8760	3	2	5	0.9202	0.0798	2687.00	349.51
10	7801.9	958.05	8760	4	3	7	0.8906	0.1094	1950.48	319.3
11	7746.5	1013.5	8760	3	3	6	0.8843	0.1157	2582.17	337.83
12	7345.2	1414.8	8760	4	5	9	0.8385	0.1615	1836.30	282.96
13	8582.7	177.26	8760	1	2	3	0.9798	0.0202	8582.70	88.63
14	6609.7	2150.3	8760	6	6	12	0.7545	0.2455	1101.62	358.38
15	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
16	7379.4	1380.6	8760	5	4	9	0.8424	0.1576	1475.88	345.15

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
17	8453.3	306.7	8760	2	1	3	0.9650	0.0350	4226.65	306.70
18	7174.1	1585.9	8760	5	5	10	0.8190	0.1810	1434.82	317.18
19	7019.9	1740.1	8760	6	6	12	0.8014	0.1986	1169.98	290.02
20	6835.2	1924.8	8760	7	6	13	0.7803	0.2197	976.46	320.80
21	8024.9	735.1	8760	3	2	5	0.9161	0.0839	2674.97	367.55
22	8013.4	746.6	8760	3	2	5	0.9148	0.0852	2671.13	373.30
23	7701.8	1058.2	8760	4	3	7	0.8792	0.1208	1925.45	352.73
24	8381.7	378.3	8760	2	1	3	0.9568	0.0432	4190.85	378.30
25	7268.7	1491.3	8760	5	5	10	0.8298	0.1702	1453.74	298.26
26	7174.5	1585.5	8760	5	5	10	0.8190	0.1810	1434.90	317.10
27	8083.4	676.6	8760	3	2	5	0.9228	0.0772	2694.47	338.30
28	7051.3	1708.7	8760	6	5	11	0.8049	0.1951	1175.22	341.74
29	8062.1	697.9	8760	3	2	5	0.9203	0.0797	2687.37	348.95
30	8101.1	658.9	8760	3	2	5	0.9248	0.0752	2700.37	329.45
31	7168.4	1591.6	8760	5	5	10	0.8183	0.1817	1433.68	318.32
32	7950.2	809.8	8760	3	3	6	0.9076	0.0924	2650.07	269.93
33	8403.9	356.1	8760	2	2	4	0.9593	0.0407	4201.95	178.05
34	8388.1	371.9	8760	1	1	2	0.9575	0.0425	8388.10	371.90
35	7881.5	878.5	8760	3	3	6	0.8997	0.1003	2627.17	292.83
$\Sigma=274235.4$			$\Sigma=306600$						$\Sigma=117175.83$	$\Sigma=10108.20$

Generatorul₃

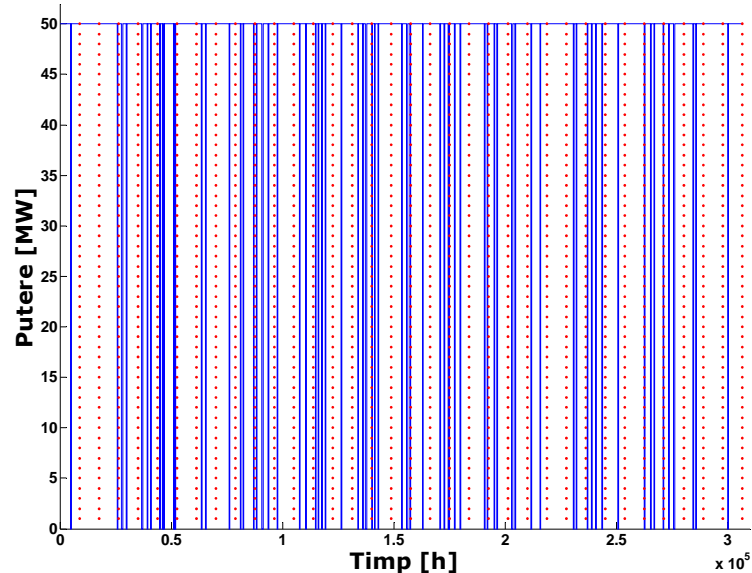


Fig. A1.3. Generatorul 3 – 50 [MW] - succesiunea simulată a stărilor pentru o perioadă de 35 de ani

Tabelul A1.3. Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pe o perioadă de 35 ani pentru grupul generator 3

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
1	8395.3	364.67	8760	2	1	3	0.9584	0.0416	4197.65	364.67
2	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
3	8433.3	326.73	8760	2	1	3	0.9627	0.0373	4216.65	326.73
4	8090.9	669.11	8760	3	2	5	0.9236	0.0764	2696.97	334.56
5	7737.3	1022.7	8760	4	3	7	0.8833	0.1167	1934.33	340.90
6	7121.6	1638.4	8760	6	5	11	0.8130	0.1870	1186.93	327.68
7	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
8	7995.5	764.5	8760	3	2	5	0.9127	0.0873	2665.17	382.25
9	8403.4	356.6	8760	2	1	3	0.9593	0.0407	4201.70	356.60
10	7776.4	983.6	8760	4	3	7	0.8877	0.1123	1944.10	327.87
11	7650.8	1109.2	8760	4	3	7	0.8734	0.1266	1912.70	369.73
12	8422.7	337.3	8760	2	1	3	0.9615	0.0385	4211.35	337.30
13	8065.3	694.7	8760	3	2	5	0.9207	0.0793	2688.43	347.35
14	7308.7	1451.3	8760	5	4	9	0.8343	0.1657	1461.74	362.83
15	8439.5	320.5	8760	2	1	3	0.9634	0.0366	4219.75	320.50
16	7745	1015	8760	4	3	7	0.8841	0.1159	1936.25	338.33
17	7797.4	962.6	8760	4	3	7	0.8901	0.1099	1949.35	320.87
18	7710	1050	8760	4	3	7	0.8801	0.1199	1927.50	350.00
19	8456.3	303.7	8760	2	1	3	0.9653	0.0347	4228.15	303.70
20	7359.4	1400.6	8760	4	4	8	0.8401	0.1599	1839.85	350.15
21	8031.9	728.1	8760	3	3	6	0.9169	0.0831	2677.30	242.70
22	8063.5	696.45	8760	3	2	5	0.9205	0.0795	2687.83	348.23
23	8103.5	656.5	8760	3	2	5	0.9251	0.0749	2701.17	328.25
24	8029.9	730.1	8760	3	2	5	0.9167	0.0833	2676.63	365.05
25	8073.3	686.7	8760	3	2	5	0.9216	0.0784	2691.10	343.35
26	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
27	8143.1	616.9	8760	3	2	5	0.9296	0.0704	2714.37	308.45
28	7315.4	1444.6	8760	5	4	9	0.8351	0.1649	1463.08	361.15
29	8395.8	364.21	8760	2	1	3	0.9584	0.0416	4197.90	364.21
30	8621.5	138.51	8760	1	1	2	0.9842	0.0158	8621.50	138.51
31	7509.1	1250.9	8760	4	4	8	0.8572	0.1428	1877.28	312.73
32	8032.2	727.75	8760	3	2	5	0.9169	0.0831	2677.40	363.88
33	8075.7	684.3	8760	3	2	5	0.9219	0.0781	2691.90	342.15
34	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
35	8384.8	375.24	8760	2	1	3	0.9572	0.0428	4192.40	375.24
$\Sigma=282728.5$			$\Sigma=306600$						$\Sigma=126328.42$	$\Sigma=10355.90$

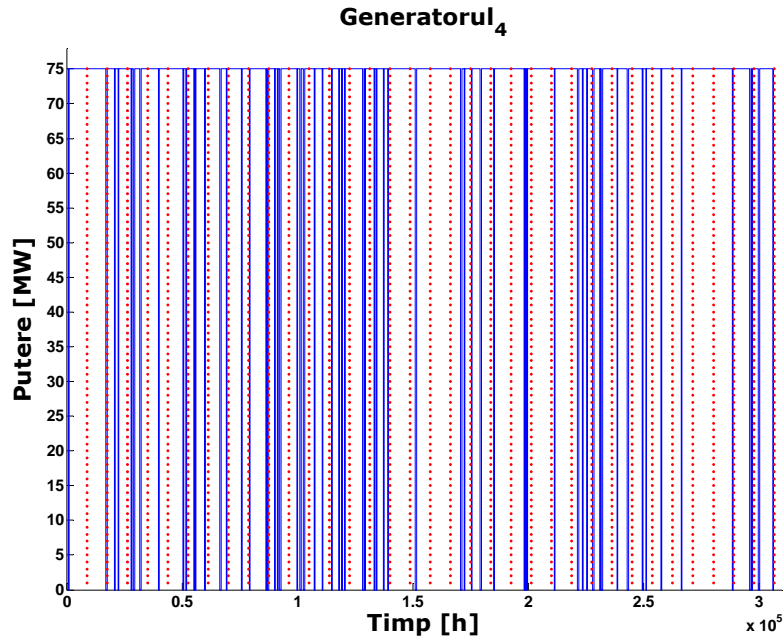


Fig. A1.4. Generatorul 4 – 75 [MW] - succesiunea simulată a stărilor pentru o perioadă de 35 de ani

Tabelul A1.4. Rezultatele obținute în urma simulării Monte Carlo pe o perioadă de 35 ani pentru grupul generator 4

An	ΣT_f [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_f+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_f(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
1	8385.9	374.1	8760	2	1	3	0.9573	0.0427	4192.95	374.10
2	8373	387	8760	1	1	2	0.9558	0.0442	8373.00	387.00
3	7949.2	810.8	8760	3	3	6	0.9074	0.0926	2649.73	270.27
4	7556.3	1203.7	8760	4	3	7	0.8626	0.1374	1889.08	401.23
5	8402.9	357.1	8760	2	1	3	0.9592	0.0408	4201.45	357.10
6	7926.4	833.6	8760	3	2	5	0.9048	0.0952	2642.13	416.80
7	7507.1	1252.9	8760	4	3	7	0.8570	0.1430	1876.78	417.63
8	7998.8	761.2	8760	3	2	5	0.9131	0.0869	2666.27	380.60
9	8358.4	401.6	8760	2	1	3	0.9542	0.0458	4179.20	401.60
10	7553.8	1206.2	8760	4	3	7	0.8623	0.1377	1888.45	402.07
11	7606.6	1153.4	8760	4	3	7	0.8683	0.1317	1901.65	384.47
12	7470.2	1289.8	8760	4	3	7	0.8528	0.1472	1867.55	429.93
13	7968.5	791.5	8760	3	2	5	0.9096	0.0904	2656.17	395.75
14	7170.7	1589.3	8760	5	4	9	0.8186	0.1814	1434.14	397.33
15	7946.3	813.69	8760	3	2	5	0.9071	0.0929	2648.77	406.85
16	7159.6	1600.4	8760	5	4	9	0.8173	0.1827	1431.92	400.10

An	ΣT_r [h]	ΣT_d [h]	$\Sigma(T_r+T_d)$ [h]	Nr. stări succes	Nr. stări refuz	Nr. stări totale	Probabilitatea stării de succes (p_s)	Probabilitatea stării de refuz (p_r)	$M[T_r(t)]$ [h]	$M[T_d(t)]$ [h]
17	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
18	8354.3	405.71	8760	2	1	3	0.9537	0.0463	4177.15	405.71
19	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
20	7987.1	772.92	8760	3	2	5	0.9118	0.0882	2662.37	386.46
21	7944.4	815.58	8760	3	2	5	0.9069	0.0931	2648.13	407.79
22	8375.9	384.08	8760	2	1	3	0.9562	0.0438	4187.95	384.08
23	7596	1164	8760	4	3	7	0.8671	0.1329	1899.00	388.00
24	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
25	8327.5	432.52	8760	2	1	3	0.9506	0.0494	4163.75	432.52
26	7580.2	1179.8	8760	4	3	7	0.8653	0.1347	1895.05	393.27
27	7513.6	1246.4	8760	4	3	7	0.8577	0.1423	1878.40	415.47
28	7940.5	819.5	8760	3	2	5	0.9064	0.0936	2646.83	409.75
29	7986.5	773.5	8760	3	2	5	0.9117	0.0883	2662.17	386.75
30	8367.4	392.6	8760	2	1	3	0.9552	0.0448	4183.70	392.60
31	8345.8	414.2	8760	2	1	3	0.9527	0.0473	4172.90	414.20
32	8760	0	8760	1	0	1	1	0	8760	0
33	8400.1	359.88	8760	2	1	3	0.9589	0.0411	4200.05	359.88
34	7922.3	837.74	8760	3	2	5	0.9044	0.0956	2640.77	418.87
35	7974.5	785.52	8760	3	2	5	0.9103	0.0897	2658.17	392.76
$\Sigma=280989.8$			$\Sigma=306600$						$\Sigma=128215.61$	$\Sigma=12210.92$

Putere totala generata

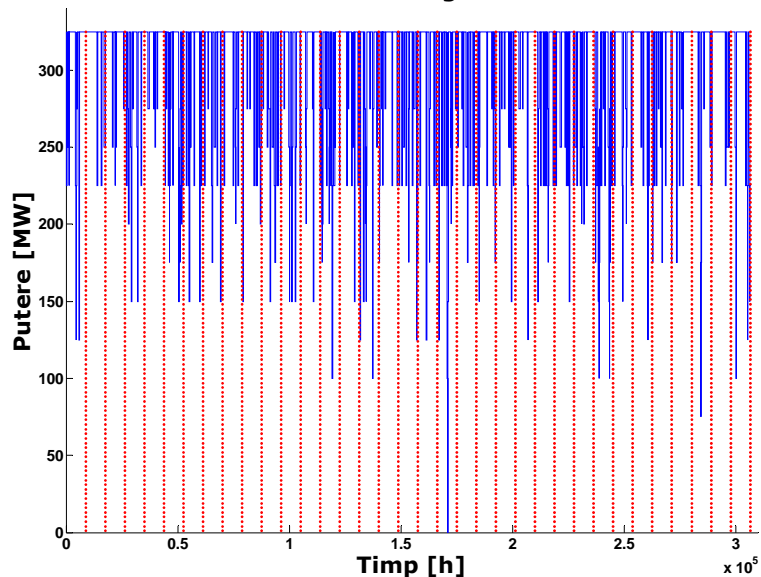


Fig. A1.5. Putere totală debitată de cele 4 grupuri generatoare pentru o perioadă de simulare de 35 de ani

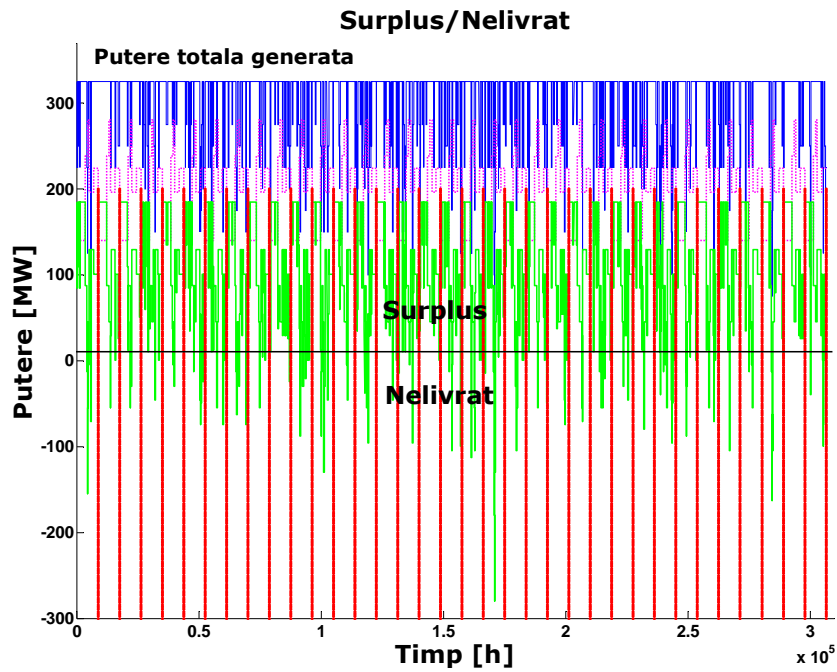


Fig. A1.6. Suprapunerea curbei de sarcină peste curba puterii totale debitate pentru o perioadă de simulare de 35 de ani

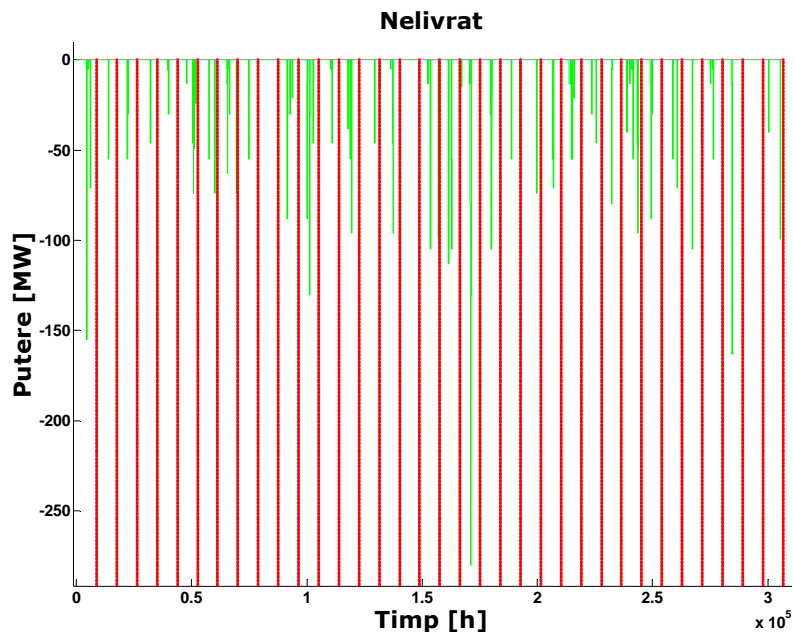


Fig. A1.7 Energie nelivrată pentru o perioadă de simulare de 35 de ani

Anexa 2. OPȚIUNI DE CALCUL A SOFTULUI DIGSILENT

A2.1. Opțiuni de bază (Basic Options)

Modele de analiză (Analysis)

Analiza de rețea și mod de conectare (Network, connectivity analysis): Prin această opțiune se poate realiza o analiză asupra întregului sistem. Se presupune că un consumator este alimentat dacă el este conectat la o sursă de putere. Supraîncărcările elementelor de sistem nu sunt luate în considerare.

Analiza circulației de puteri (Network, load-flow analysis): Prin această opțiune se va realiza o analiză în timpul căreia fiecare calcul al circulației de puteri se va realiza pentru a se verifica posibile supraîncărcări ale elementelor de rețea. Redispecerizarea puterii generate, transferul de putere și *load shedding* se vor folosi pentru a se înlătura supraîncărcările din sistem.

Sarcini (Loads)

Se consideră curba de sarcină (Consider Load Curves): Dacă această opțiune este apelată se verifică caracteristicile atribuite puterii active și reactive a unui consumator, acestea vor fi luate în calcul în timpul analizei procesului. Dacă nu se activează, atunci consumatorii vor fi considerați doar la vârf de sarcină, ceea ce presupune cel mai rău caz de estimare.

Se definesc stările sarcinilor (Define Load States): Când se consideră curba de sarcină, procesul de analiza al fiabilității nu poate să ia în considerare fiecare interval de timp al perioadei studiate. Este necesară o aproximare a orelor individuale a perioadei de studiu într-o stare reprezentativă, numită cluster. Procedura folosită în cadrul softului *Power Factory* realizează acest lucru și selectează numărul de cluster în concordanță cu caracteristicile consumului și puterii generate.

Anul de început al simulării (Start Year): Se setează începutul perioadei pentru curba de sarcină considerată.

Anul de sfârșit al simulării (End Year): Se setează sfârșitul perioadei pentru curba de sarcină considerată.

Caracteristicile stărilor de încărcare (Characteristic Load States): Se setează scara de timp pentru clusterelor fiecărei stări a curbei de sarcină. Sunt două opțiuni posibile: *Yearly*, când se consideră curba de sarcină anuală și *Complete Time Range*, când se consideră toate caracteristicile atribuite consumului.

A2.2. Contingențele (Contingencies)

Definirea contingențelor (Define Contingencies): Dacă se activează această opțiune, atunci softul va realiza o baza de date cu toate contingențele posibile din sistem care se doresc a fi luate în considerare, împreună cu efectele lor asupra continuității în alimentare. Dacă această opțiune nu este activă, atunci vor fi luate în considerare și analizate doar contingențele existente.

Anularea contingențelor (Delete Contingencies): Dacă se apasă acest buton, toate contingențele existente în baza de date a softului vor fi șterse, pentru a se putea crea o nouă bază de date cu alte contingențe care se doresc a fi analizate.

Definirea contingenței (Contingency Definition)

Selectarea (Selection): În analiza fiabilității unui sistem, este caracteristic să se ia în considerare ieșirile din funcțiune într-o anumită parte a rețelei, ca de exemplu în zona cu același nivel de tensiune, dar consecințele trebuie studiate în întregul sistem. Această opțiune permite limitarea ieșirilor din funcțiune studiate pentru anumite părți din sistem. Opțiunile posibile sunt: *Whole System*, adică se consideră că pot ieși din funcțiune toate elementele din sistem, *One Grid*, adică se consideră doar o porțiune de sistem și *User Defined*, adică se definește un criteriu de selecție a elementelor care pot fi scoase din funcțiune.

Nod (Busbars/Terminals): se consideră ca elemente care pot ieși din funcțiune: barele colectoare.

Line/Cablu (Lines/Cables): se consideră ca elemente care pot ieși din funcțiune: liniile sau cablurile supraîncărcate.

Transformator(Transformers): se consideră ca elemente care pot ieși din funcțiune: transformatoarele.

Generator (Generators/External Grids): se consideră ca elemente care pot ieși din funcțiune: sursele de putere.

Mod Comun (Common Mode): se consideră modul general de ieșiri din funcțiune, adică se grupează toate elementele care sunt topologic sau funcțional în vecinătate. Prin urmare, toate elementele din acest grup pot fi afectate de un singur eveniment de deconectare. Modul general de deconectare tratează defectele ca pe un singur element.

Mentenanță (Maintenance): în evaluarea fiabilității se pot lua în considerare atât deconectările stocastice, cât și cele determinate în mod voit. Deconectările determinate în mod voit sunt cunoscute în prealabil și pot fi luate în considerare separat de cele stocastice, doar dacă ele nu conduc la o serie de alte întreruperi și la slăbirea structurii rețelei, ceea ce, în acest caz trebuie luate în considerare în studiul de fiabilitate.

A2.3. Rezultate (Results)

Evaluarea bazei de date (Perform Evaluation of Result File): Când se începe un studiu de fiabilitate, toate contingențele studiate sunt scrise într-o bază de date. În mod normal, această bază de date se va analiza la următorul pas, unde contingențele mai pot fi filtrate și rezultatele pot fi analizate mai în detaliu. Reevaluarea bazei de date existente începe de la acest punct.

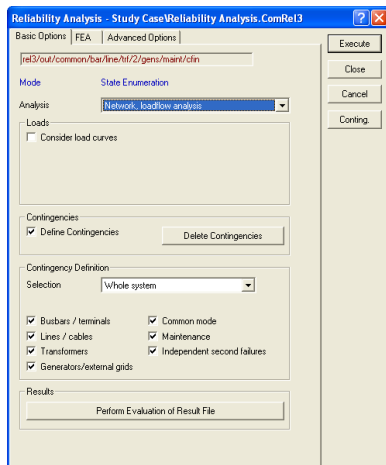


Fig. A2.1. Fereastra de dialog a softului DigSilent pentru analiza fiabilități – opțiuni de bază

Opțiuni ale analizei efectelor unui defect (Fea Options)

Analiza efectelor unui defect (FEA) se realizează pentru fiecare stare a sistemului care poate să apară de-a lungul unui șir de stări.

Contingențe (Switch Events)

Anularea contingențelor existente (Clear existing switch events): După ce se analizează care este efectul produs de o contingență în sistem, softul salvează această secvență și o va refolosi în momentul în care trebuie analizată din nou aceeași contingență. Aceasta este o metodă eficientă pentru a se optimiza timpul de calcul când se efectuează o analiză pe aceeași topologie de rețea, dar pentru alte date ale elementelor scoase din funcțiune. Oricum, evenimentele ar trebui resetate după ce se realizează modificări în topologia rețelei sau când acțiunile de remediere a defectelor sunt posibile, astfel încât noile posibilități de realimentare a consumatorilor vor fi verificate.

Definirea contingențelor (Define Switch Events): Cu această opțiune se verifică dacă softul salvează orice acțiune folosită pentru realimentarea consumatorilor pentru a permite mai târziu opțiunii FEA să verifice detaliile.

Restaurarea automată a sistemului (Automatic System Restoration): Dacă această opțiune nu este activă, opțiunea FEA se va opri după ce se declanșează protecțiile și nu va verifica nici o acțiune de remediere a problemei. Acest mod de acțiune conduce spre cel mai rău caz de analiză, în special pentru sistemele de distribuție, unde realimentarea prin comutare este cea mai uzuală acțiune.

Izolarea defectului pentru a reduce zona afectată (Separate Fault to minimize faulted area): Orice element din sistem afectat de o avarie, va fi în mod automat izolat prin sistemul de protecții de restul sistemului, astfel încât partea „sănătoasă” a rețelei să poată fi folosită pentru alimentarea cu energie electrică a consumatorilor. În cadrul acestei opțiuni se poate alege ca toate întrerupătoarele să intervină pentru a deconecta o componentă defectă sau doar întrerupătoarele care verifică o anumită proprietate.

Suprasarcină (Overloading): Această opțiune este activă în momentul când opțiunea „Analysis” din opțiunile de bază este setată pe „Network, Load Flow Analysis”.

Comanda circulației de puteri (Load-Flow Command): Definește setarea comenzii circulației de puteri pentru analiza de contingențe. Această opțiune poate avea efect asupra setării automate a comutatorului de ploturi sau asupra metodei de calcul a circulației de puteri când nu se atinge convergența.

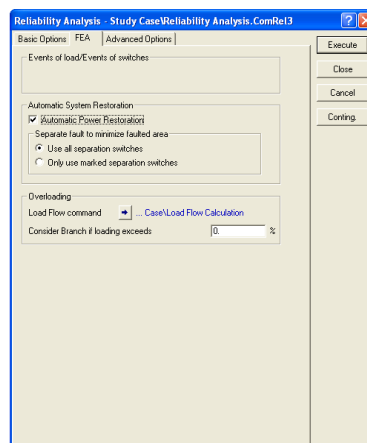


Fig. A2.2. Fereastra de dialog a softului DigSilent pentru analiza fiabilități – opțiuni FEA

Opțiuni suplimentare (Advanced Options)

Opțiunile care sunt valabile în această fereastră sunt:

Rezultate (Results): Această opțiune permite utilizatorului selectarea unui element din rețea pentru care rezultatul analizei fiabilistice trebuie reținut în mod expres. În mod normal, softul creează un fișier cu rezultate pentru cazul prezent studiat.

Rezultate de calcul (Output of Results): Utilizatorul poate să aleagă între diferite forme ale raportului rezumativ care va fi afișat după ce se încheie analiza fiabilității asupra sistemului studiat.

Setări de culori (Colors for the „Isolated Grids” Coloring Mode): Se pot vizualiza secvențele evenimentelor de-a lungul procesului de analiză a efectelor care apar în schemă în momentul producerii unei contingente. Această opțiune permite afișarea în diferite culori a zonelor care sunt selectate pentru realimentarea cu energie electrică a consumatorilor.

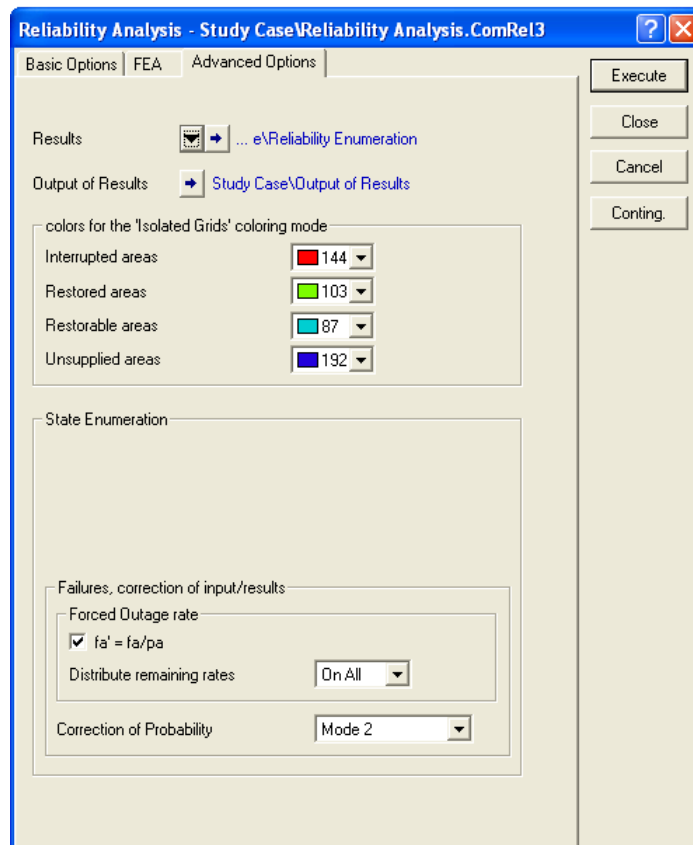


Fig. A2.3. Fereastra de dialog a softului DigSilent pentru analiza fiabilități – opțiuni avansate

Anexa 3. FDP A PUTERILOR DE PE LINIILE SISTEMULUI TEST CU 6 NODURI

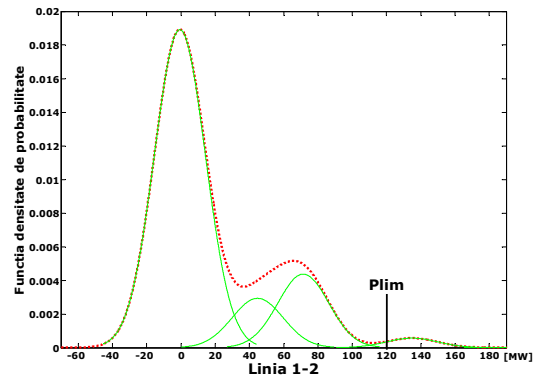


Fig. A3.1. FDP pentru puterea de pe Linia 1-2 cu precizarea limitei de apariție a congestiei

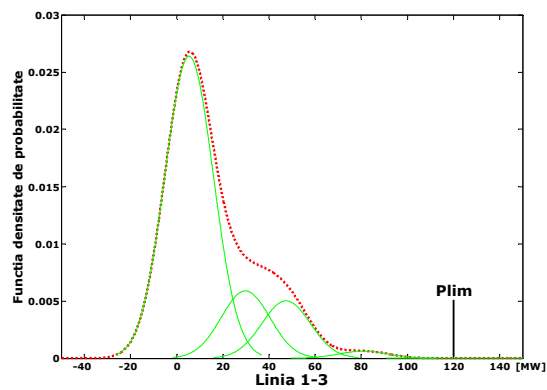


Fig. A3.2. FDP pentru puterea de pe Linia 1-3 cu precizarea limitei de apariție a congestiei

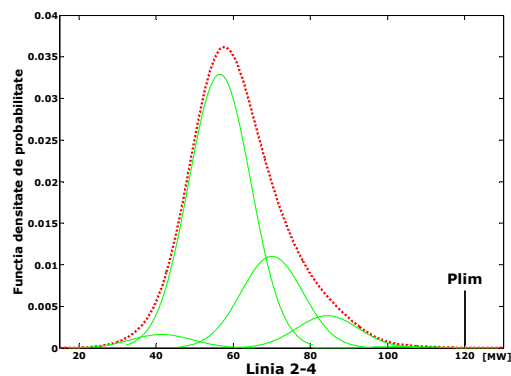


Fig. A3.3. FDP pentru puterea de pe Linia 2-4 cu precizarea limitei de apariție a congestiei

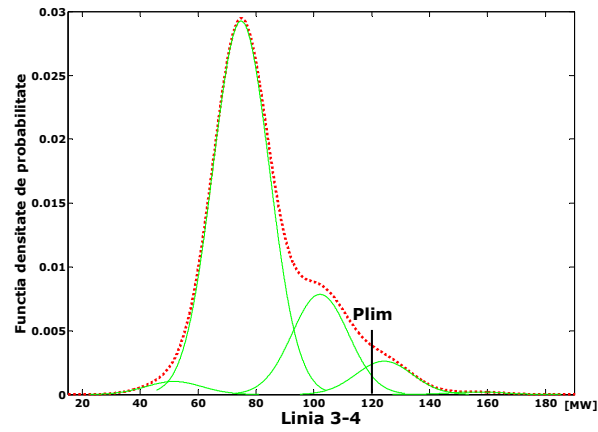


Fig. A3.4. FDP pentru puterea de pe Linia 3-4 cu precizarea limitei de apariție a congestiei

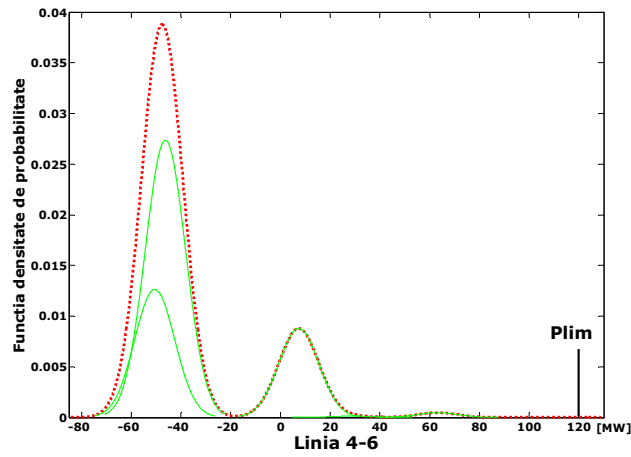


Fig. A3.5. FDP pentru puterea de pe Linia 4-6 cu precizarea limitei de apariție a congestiei

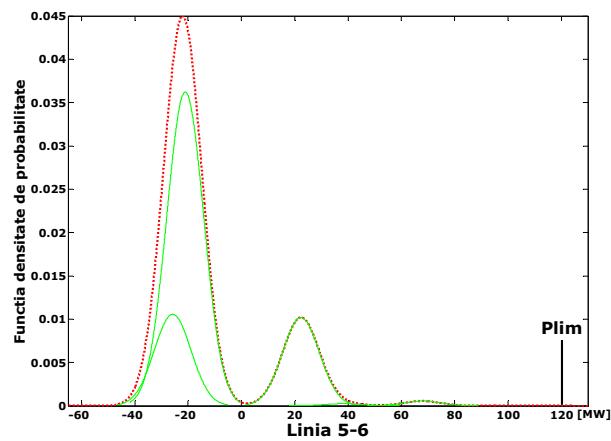


Fig. A3.6. FDP pentru puterea de pe Linia 5-6 cu precizarea limitei de apariție a congestiei

Anexa 4. PUTERILOR CARE CIRCULĂ PE CELE DOUĂ LINII CONVERGENTE ÎN NODUL 5, ÎMPREUNĂ CU FRECVENȚA LOR DE APARIȚIE

Tabelul A4.1. Valorile puterilor care circulă pe liniile convergente în Nodul 5 și frecvența relativă de apariție

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-83.50	32.50	0.001
-21.50	-15.50	0.001
-41.50	-5.50	0.001
-22.50	-28.50	0.004
-40.50	-12.50	0.004
-30.50	-10.50	0.001
-24.50	-26.50	0.005
-14.50	-32.50	0.001
-27.50	-26.50	0.004
-31.50	-23.50	0.004
-75.50	21.50	0.004
-30.50	-27.50	0.001
-38.50	-18.50	0.003
-82.50	25.50	0.001
-75.50	23.50	0.001
-18.50	-36.50	0.003
-21.50	-24.50	0.002
-29.50	-19.50	0.006
-39.50	-22.50	0.001
-21.50	-30.50	0.003
-66.50	17.50	0.002
-18.50	-34.50	0.001
-46.50	-7.50	0.001
-25.50	-29.50	0.002
-74.50	17.50	0.001
-25.50	-24.50	0.003
-29.50	-22.50	0.003
-69.50	17.50	0.002
-80.50	23.50	0.001
-41.50	-15.50	0.001
-29.50	-23.50	0.005
-81.50	22.50	0.001
-45.50	-11.50	0.001
-20.50	-25.50	0.001
-34.50	-16.50	0.002
-76.50	24.50	0.002
-38.50	-12.50	0.004
-19.50	-30.50	0.003
-28.50	-33.50	0.001
-67.50	22.50	0.001

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-30.50	-15.50	0.002
-34.50	-15.50	0.005
-28.50	-26.50	0.001
-21.50	-33.50	0.003
-26.50	-20.50	0.004
-38.50	-7.50	0.001
-33.50	-16.50	0.008
-40.50	-20.50	0.001
-72.50	25.50	0.001
-37.50	-22.50	0.003
-26.50	-27.50	0.005
-33.50	-25.50	0.003
-79.50	18.50	0.001
-85.50	23.50	0.002
-38.50	-15.50	0.002
-34.50	-14.50	0.005
-71.50	24.50	0.001
-33.50	-15.50	0.004
-81.50	21.50	0.002
-31.50	-22.50	0.003
-26.50	-23.50	0.007
-27.50	-18.50	0.003
-29.50	-18.50	0.004
-35.50	-19.50	0.004
-22.50	-24.50	0.004
-27.50	-28.50	0.004
-78.50	18.50	0.001
-42.50	-7.50	0.002
-76.50	23.50	0.002
-26.50	-24.50	0.004
-44.50	-20.50	0.001
-37.50	-17.50	0.004
-33.50	-26.50	0.001
-18.50	-29.50	0.004
-35.50	-20.50	0.004
-30.50	-24.50	0.004
-69.50	19.50	0.001
-80.50	27.50	0.001
-52.50	2.50	0.001
-30.50	-25.50	0.004
-31.50	-25.50	0.002
-69.50	15.50	0.001
-78.50	30.50	0.001
-31.50	-21.50	0.003
-79.50	29.50	0.002
-44.50	-7.50	0.001
-77.50	18.50	0.001
-29.50	-26.50	0.001
-23.50	-29.50	0.003

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-32.50	-14.50	0.003
-25.50	-27.50	0.005
-37.50	-15.50	0.002
-41.50	-7.50	0.001
-36.50	-16.50	0.002
-30.50	-19.50	0.002
-39.50	-13.50	0.002
-27.50	-24.50	0.002
-72.50	12.50	0.001
-32.50	-17.50	0.005
-81.50	31.50	0.002
-35.50	-14.50	0.002
-48.50	-9.50	0.001
-81.50	20.50	0.001
-35.50	-15.50	0.001
-18.50	-27.50	0.003
-20.50	-32.50	0.002
-34.50	-12.50	0.001
-74.50	25.50	0.004
-43.50	-10.50	0.002
-28.50	-17.50	0.003
-75.50	20.50	0.002
-38.50	-8.50	0.001
-71.50	12.50	0.001
-82.50	30.50	0.002
-71.50	25.50	0.001
-22.50	-29.50	0.002
-77.50	19.50	0.001
-49.50	-1.50	0.001
-19.50	-29.50	0.002
-43.50	-9.50	0.002
-27.50	-21.50	0.006
-73.50	24.50	0.001
-74.50	21.50	0.001
-26.50	-18.50	0.001
-31.50	-17.50	0.003
-40.50	-8.50	0.002
-33.50	-18.50	0.004
-73.50	22.50	0.002
-44.50	-15.50	0.001
-81.50	34.50	0.001
-25.50	-18.50	0.001
-39.50	-14.50	0.001
-15.50	-32.50	0.001
-37.50	-21.50	0.003
-28.50	-24.50	0.004
-36.50	-26.50	0.001
-32.50	-21.50	0.003
-36.50	-19.50	0.001

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-9.50	-24.50	0.001
-31.50	-26.50	0.002
-36.50	-18.50	0.006
-32.50	-15.50	0.002
-25.50	-21.50	0.006
-27.50	-27.50	0.003
-71.50	23.50	0.003
-26.50	-22.50	0.002
-30.50	-26.50	0.001
-26.50	-30.50	0.001
-30.50	-11.50	0.002
-43.50	-16.50	0.002
-44.50	-3.50	0.001
-31.50	-14.50	0.002
-25.50	-25.50	0.004
-30.50	-16.50	0.003
-20.50	-29.50	0.001
-18.50	-31.50	0.001
-82.50	24.50	0.002
-32.50	-20.50	0.004
-19.50	-32.50	0.001
-34.50	-19.50	0.003
-38.50	-16.50	0.005
-77.50	25.50	0.004
-20.50	-30.50	0.002
-33.50	-11.50	0.003
-24.50	-23.50	0.002
-72.50	23.50	0.002
-27.50	-16.50	0.001
-32.50	-25.50	0.003
-23.50	-22.50	0.003
-22.50	-26.50	0.002
-25.50	-28.50	0.003
-40.50	-15.50	0.002
-31.50	-24.50	0.005
-30.50	-17.50	0.002
-38.50	-9.50	0.001
-31.50	-15.50	0.003
-29.50	-36.50	0.001
-69.50	18.50	0.003
-67.50	16.50	0.001
-18.50	-28.50	0.002
-17.50	-39.50	0.001
-38.50	-19.50	0.005
-23.50	-20.50	0.001
-34.50	-23.50	0.001
-35.50	-17.50	0.004
-34.50	-22.50	0.002
-50.50	-1.50	0.001

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-18.50	-32.50	0.002
-10.50	-30.50	0.001
-19.50	-28.50	0.001
-28.50	-22.50	0.003
-69.50	14.50	0.001
-22.50	-27.50	0.001
-88.50	38.50	0.001
-80.50	25.50	0.001
-49.50	-10.50	0.001
-23.50	-24.50	0.002
-27.50	-22.50	0.005
-33.50	-21.50	0.004
-34.50	-20.50	0.006
-66.50	21.50	0.002
-30.50	-22.50	0.005
-79.50	30.50	0.001
-21.50	-31.50	0.005
-91.50	34.50	0.001
-38.50	-22.50	0.001
-14.50	-33.50	0.002
-71.50	21.50	0.002
-23.50	-33.50	0.001
-39.50	-16.50	0.003
-28.50	-14.50	0.001
-31.50	-19.50	0.002
-28.50	-31.50	0.001
-80.50	26.50	0.002
-36.50	-21.50	0.002
-91.50	36.50	0.001
-72.50	20.50	0.003
-75.50	26.50	0.001
-32.50	-22.50	0.004
-75.50	22.50	0.002
-25.50	-32.50	0.002
-24.50	-25.50	0.003
-30.50	-21.50	0.003
-25.50	-20.50	0.002
-70.50	27.50	0.001
-23.50	-25.50	0.004
-32.50	-13.50	0.002
-85.50	35.50	0.001
-66.50	11.50	0.001
-42.50	-19.50	0.001
-66.50	23.50	0.002
-65.50	32.50	0.001
-37.50	-16.50	0.001
-41.50	-8.50	0.001
-85.50	21.50	0.001
-34.50	-11.50	0.002

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-80.50	20.50	0.001
-76.50	8.50	0.001
-34.50	-10.50	0.002
-17.50	-27.50	0.001
-77.50	27.50	0.001
-44.50	1.50	0.001
-76.50	25.50	0.001
-26.50	-25.50	0.001
-73.50	25.50	0.002
-78.50	19.50	0.001
-25.50	-26.50	0.004
-34.50	-21.50	0.004
-33.50	-17.50	0.002
-22.50	-22.50	0.001
-39.50	-15.50	0.003
-28.50	-19.50	0.003
-40.50	-21.50	0.001
-36.50	-20.50	0.001
-44.50	-17.50	0.001
-23.50	-31.50	0.001
-31.50	-16.50	0.003
-32.50	-10.50	0.001
-83.50	30.50	0.001
-85.50	31.50	0.001
-70.50	18.50	0.002
-36.50	-10.50	0.002
-20.50	-28.50	0.003
-69.50	11.50	0.001
-65.50	11.50	0.001
-26.50	-26.50	0.003
-78.50	23.50	0.003
-27.50	-20.50	0.002
-37.50	-19.50	0.003
-21.50	-23.50	0.001
-88.50	24.50	0.001
-87.50	27.50	0.001
-26.50	-31.50	0.003
-35.50	-21.50	0.002
-64.50	14.50	0.001
-23.50	-34.50	0.001
-42.50	-9.50	0.002
-32.50	-24.50	0.001
-23.50	-27.50	0.001
-22.50	-34.50	0.001
-27.50	-23.50	0.001
-30.50	-18.50	0.003
-70.50	19.50	0.001
-33.50	-12.50	0.002
-34.50	-25.50	0.001

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-41.50	-11.50	0.003
-28.50	-30.50	0.002
-28.50	-25.50	0.002
-21.50	-22.50	0.001
-34.50	-17.50	0.003
-16.50	-34.50	0.001
-39.50	-5.50	0.001
-45.50	-14.50	0.002
-35.50	-8.50	0.001
-68.50	17.50	0.001
-72.50	28.50	0.001
-33.50	-20.50	0.003
-78.50	26.50	0.001
-21.50	-29.50	0.002
-22.50	-20.50	0.002
-40.50	-19.50	0.001
-81.50	27.50	0.001
-40.50	-11.50	0.001
-74.50	29.50	0.001
-20.50	-34.50	0.002
-13.50	-43.50	0.001
-33.50	-24.50	0.005
-40.50	-13.50	0.002
-28.50	-16.50	0.002
-20.50	-27.50	0.001
-22.50	-31.50	0.002
-27.50	-25.50	0.005
-23.50	-26.50	0.003
-21.50	-28.50	0.002
-31.50	-20.50	0.002
-22.50	-36.50	0.001
-20.50	-38.50	0.001
-37.50	-7.50	0.001
-28.50	-21.50	0.003
-36.50	-15.50	0.004
-70.50	15.50	0.001
-38.50	-10.50	0.002
-34.50	-24.50	0.002
-66.50	14.50	0.001
-23.50	-23.50	0.001
-47.50	-9.50	0.001
-35.50	-25.50	0.002
-68.50	20.50	0.001
-66.50	26.50	0.001
-28.50	-23.50	0.001
-35.50	-12.50	0.002
-29.50	-15.50	0.001
-43.50	-7.50	0.001
-41.50	-13.50	0.001

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-75.50	16.50	0.002
-32.50	-8.50	0.001
-46.50	-14.50	0.001
-74.50	23.50	0.003
-36.50	-12.50	0.001
-70.50	28.50	0.001
-37.50	-10.50	0.001
-72.50	24.50	0.001
-34.50	-9.50	0.001
-76.50	18.50	0.001
-43.50	-6.50	0.001
-23.50	-28.50	0.001
-78.50	32.50	0.001
-18.50	-30.50	0.001
-76.50	32.50	0.001
-44.50	-8.50	0.001
-17.50	-30.50	0.002
-31.50	-27.50	0.003
-76.50	28.50	0.001
-75.50	25.50	0.001
-17.50	-32.50	0.002
-71.50	30.50	0.001
-79.50	27.50	0.002
-37.50	-14.50	0.001
-47.50	-10.50	0.001
-58.50	17.50	0.001
-29.50	-14.50	0.001
-27.50	-19.50	0.001
-21.50	-26.50	0.001
-68.50	23.50	0.001
-75.50	17.50	0.001
-69.50	24.50	0.001
-35.50	-26.50	0.001
-80.50	30.50	0.001
-60.50	18.50	0.001
-79.50	25.50	0.001
-63.50	22.50	0.001
-71.50	20.50	0.001
-33.50	-19.50	0.003
-30.50	-29.50	0.001
-36.50	-17.50	0.001
-73.50	20.50	0.002
-67.50	18.50	0.001
-74.50	15.50	0.002
-22.50	-25.50	0.003
-44.50	-16.50	0.001
-20.50	-33.50	0.001
-29.50	-30.50	0.001
-24.50	-35.50	0.001

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-29.50	-28.50	0.001
-81.50	28.50	0.001
-74.50	18.50	0.002
-77.50	34.50	0.001
-24.50	-22.50	0.001
-36.50	-13.50	0.002
-39.50	-24.50	0.001
-45.50	-19.50	0.001
-44.50	-4.50	0.001
-81.50	29.50	0.001
-60.50	14.50	0.001
-72.50	21.50	0.001
-74.50	26.50	0.001
-28.50	-18.50	0.001
-86.50	29.50	0.001
-30.50	-23.50	0.004
-20.50	-23.50	0.001
-70.50	20.50	0.001
-61.50	14.50	0.001
-20.50	-35.50	0.001
-42.50	-17.50	0.001
-40.50	-16.50	0.001
-12.50	-38.50	0.001
-17.50	-34.50	0.001
-26.50	-28.50	0.001
-34.50	-18.50	0.001
-86.50	34.50	0.001
-29.50	-16.50	0.002
-74.50	24.50	0.001
-28.50	-20.50	0.001
-28.50	-13.50	0.001
-50.50	0.50	0.001
-60.50	12.50	0.001
-25.50	-22.50	0.002
-29.50	-17.50	0.004
-19.50	-27.50	0.001
-47.50	-4.50	0.001
-61.50	15.50	0.001
-61.50	18.50	0.001
-87.50	24.50	0.001
-78.50	21.50	0.001
-15.50	-36.50	0.001
-78.50	31.50	0.001
-23.50	-30.50	0.001
-64.50	18.50	0.001
-36.50	-22.50	0.001
-47.50	-17.50	0.001
-39.50	-9.50	0.001
-37.50	-11.50	0.001

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-79.50	21.50	0.002
-30.50	-20.50	0.004
-16.50	-32.50	0.001
-38.50	-13.50	0.001
-19.50	-18.50	0.001
-80.50	29.50	0.001
-42.50	-13.50	0.001
-43.50	-17.50	0.001
-37.50	-23.50	0.002
-49.50	-11.50	0.001
-84.50	35.50	0.001
-44.50	-12.50	0.001
-45.50	-3.50	0.001
-21.50	-25.50	0.002
-58.50	20.50	0.001
-76.50	29.50	0.002
-29.50	-25.50	0.002
-46.50	-6.50	0.001
-24.50	-20.50	0.002
-75.50	24.50	0.002
-73.50	13.50	0.001
-36.50	-6.50	0.001
-40.50	-9.50	0.001
-80.50	21.50	0.001
-72.50	27.50	0.001
-22.50	-30.50	0.001
-45.50	-12.50	0.001
-78.50	25.50	0.001
-37.50	-12.50	0.001
-31.50	-18.50	0.002
-34.50	-27.50	0.001
-62.50	19.50	0.001
-78.50	20.50	0.002
-19.50	-40.50	0.001
-24.50	-21.50	0.003
-37.50	-13.50	0.003
-68.50	16.50	0.001
-35.50	-18.50	0.001
-80.50	24.50	0.001
-66.50	18.50	0.001
-12.50	-28.50	0.001
-78.50	22.50	0.001
-35.50	-22.50	0.002
-25.50	-33.50	0.001
-71.50	22.50	0.001
-83.50	26.50	0.002
-40.50	-17.50	0.001
-17.50	-22.50	0.001
-22.50	-23.50	0.001

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-33.50	-29.50	0.001
-71.50	18.50	0.001
-32.50	-23.50	0.002
-66.50	16.50	0.001
-73.50	27.50	0.001
-50.50	-3.50	0.001
-27.50	-17.50	0.001
-65.50	18.50	0.001
-79.50	33.50	0.001
-41.50	-18.50	0.001
-38.50	-14.50	0.002
-29.50	-21.50	0.001
-22.50	-32.50	0.001
-41.50	-23.50	0.001
-23.50	-19.50	0.001
-88.50	29.50	0.001
-45.50	-16.50	0.001
-30.50	-12.50	0.002
-24.50	-36.50	0.001
-19.50	-33.50	0.001
-86.50	36.50	0.001
-42.50	-16.50	0.001
-29.50	-20.50	0.002
-32.50	-26.50	0.001
-25.50	-15.50	0.001
-39.50	-11.50	0.001
-39.50	-17.50	0.002
-32.50	-16.50	0.002
-36.50	-14.50	0.001
-90.50	32.50	0.001
-16.50	-27.50	0.001
-71.50	14.50	0.001
-67.50	14.50	0.001
-30.50	-14.50	0.001
-57.50	7.50	0.001
-40.50	-14.50	0.002
-78.50	24.50	0.001
-31.50	-9.50	0.001
-29.50	-27.50	0.001
-49.50	-9.50	0.001
-37.50	-8.50	0.001
-32.50	-18.50	0.001
-28.50	-27.50	0.001
-74.50	14.50	0.001
-25.50	-23.50	0.002
-50.50	3.50	0.001
-35.50	-9.50	0.001
-74.50	27.50	0.001
-69.50	13.50	0.001

Puterea de pe Linia 5-2	Puterea de pe Linia 5-6	Frecvența relativă de apariție a puterilor
-27.50	-10.50	0.001
-79.50	31.50	0.001
-19.50	-31.50	0.001
-29.50	-29.50	0.001
-90.50	27.50	0.001
-42.50	-2.50	0.001
-25.50	-19.50	0.002
-19.50	-24.50	0.001
-75.50	19.50	0.001
-91.50	31.50	0.001
-83.50	35.50	0.001
-21.50	-35.50	0.001
-83.50	36.50	0.001
-26.50	-16.50	0.001
-78.50	28.50	0.001
-18.50	-24.50	0.001
-62.50	18.50	0.001
-73.50	30.50	0.001
-75.50	31.50	0.001
-64.50	20.50	0.001
-37.50	-18.50	0.001
-24.50	-28.50	0.001
-47.50	-12.50	0.001
-72.50	15.50	0.001
-24.50	-24.50	0.001
-60.50	10.50	0.001
-43.50	-13.50	0.001
-9.50	-32.50	0.001
-29.50	-24.50	0.001
-66.50	20.50	0.001
-15.50	-29.50	0.001
-39.50	-12.50	0.001
-47.50	-7.50	0.001
-40.50	-22.50	0.001
-66.50	9.50	0.001
-15.50	-31.50	0.001
-82.50	27.50	0.001
-63.50	14.50	0.001
-25.50	-13.50	0.001
-25.50	-30.50	0.001
-21.50	-19.50	0.001
-77.50	24.50	0.001
-29.50	-13.50	0.001
-27.50	-29.50	0.001
-28.50	-34.50	0.001
-31.50	-11.50	0.001
-17.50	-31.50	0.001
-86.50	31.50	0.001
-24.50	-29.50	0.001

Anexa 5. ENERGIA PROBABIL NELIVRATĂ ȘI PROBABILITATEA DE NEACOPERIRE A SARCINII PENTRU NODURILE CONSUMATOARE ALE SISTEMULUI TEST RTS

Tabelul A5.1. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 5 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim} = 60$ [MW]

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
24-01	0	0
01-02	0	0
02-03	0	0
03-04	0	0
04-05	0	0
05-06	0	0
06-07	0	0
07-08	0.00000182	0.00000060
08-09	0.00003527	0.00000343
09-10	0.00004122	0.00000394
10-11	0.00004122	0.00000343
11-12	0.00003527	0.00000343
12-13	0.00003527	0.00000343
13-14	0.00003527	0.00000343
14-15	0.00002323	0.00000251
15-16	0.00003869	0.00000406
16-17	0.00006851	0.00000640
17-18	0.00029424	0.00003393
18-19	0.00029424	0.00003393
19-20	0.00004122	0.00000274
20-21	0	0
21-22	0	0
22-23	0	0
23-24	0	0
	EPN _{zi} =0.00098547	PNS _{zi} =0.00010526

Tabelul A5.2. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 6 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru $P_{lim} = 60$ [MW]

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
24-01	0	0
01-02	0	0
02-03	0	0
03-04	0	0
04-05	0	0
05-06	0	0
06-07	0	0
07-08	0.00000295	0.00000009
08-09	0.00037171	0.00001022
09-10	0.00057062	0.00001614
10-11	0.00057062	0.00001614
11-12	0.00037171	0.00001022

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
12-13	0.00037171	0.00001022
13-14	0.00037171	0.00001022
14-15	0.00015758	0.00000421
15-16	0.00025047	0.00000678
16-17	0.00139	0.00004037
17-18	0.00245	0.00008143
18-19	0.00245	0.00008143
19-20	0.00057062	0.00001614
20-21	0.00009105	0.00000248
21-22	0.00000078	0.00000003
22-23	0	0
23-24	0	0
	EPN _{zi} =0.00999153	PNS _{zi} =0.00030612

Tabelul A5.3. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 8 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru P_{lim}= 60[MW]

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
24-01	0.00000136	0.00000034
01-02	0.00000033	0.00000015
02-03	0	0
03-04	0	0
04-05	0	0
05-06	0	0
06-07	0.00000198	0.00000008
07-08	0.00251660	0.00004153
08-09	0.024930	0.00419640
09-10	0.030133	0.00532890
10-11	0.030133	0.00532890
11-12	0.024930	0.00419640
12-13	0.024930	0.00419640
13-14	0.024930	0.00419640
14-15	0.016828	0.00310680
15-16	0.021524	0.00401140
16-17	0.050443	0.00858480
17-18	0.314600	0.039886
18-19	0.314600	0.039886
19-20	0.030133	0.00532890
20-21	0.011462	0.00224730
21-22	0.00088914	0.00001536
22-23	0.00001807	0.00000043
23-24	0.00000033	0.00000015
	EPN _{zi} =0.92300381	PNS _{zi} =0.13055264

Tabelul A5.4. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 9 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru P_{lim}= 60[MW]

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
24-01	0	0
01-02	0	0
02-03	0	0
03-04	0	0
04-05	0	0
05-06	0	0

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
06-07	0	0
07-08	0.0013528	0.00000728
08-09	0.0013460	0.00000647
09-10	0.0015072	0.00000717
10-11	0.0015072	0.00000717
11-12	0.0013460	0.00000647
12-13	0.0013460	0.00000647
13-14	0.0013460	0.00000647
14-15	0.0013819	0.00000684
15-16	0.0015501	0.00000655
16-17	0.0019574	0.00000902
17-18	0.0028255	0.00001036
18-19	0.0028255	0.00001036
19-20	0.0015072	0.00000717
20-21	0.0012237	0.00000623
21-22	0.0004625	0.00000268
22-23	0.0000223	0.00000016
23-24	0	0
	EPN _{zi} =0.02350730	PNS _{zi} =0.00010687

Tabelul A5.5. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 10 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru P_{lim} = 60[MW]

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
24-01	0	0
01-02	0	0
02-03	0	0
03-04	0	0
04-05	0	0
05-06	0	0
06-07	0	0
07-08	0.00002234	0.00000412
08-09	0.00367150	0.00002233
09-10	0.00631200	0.00005282
10-11	0.00631200	0.00005282
11-12	0.00367150	0.00002233
12-13	0.00367150	0.00002233
13-14	0.00367150	0.00002233
14-15	0.00127360	0.00002004
15-16	0.00214070	0.00002109
16-17	0.00653100	0.00005324
17-18	0.00869000	0.00006820
18-19	0.00869000	0.00006820
19-20	0.00631200	0.00005282
20-21	0.00036170	0.00000678
21-22	0.00000176	0.00000033
22-23	0	0
23-24	0	0
	EPN _{zi} =0.06133310	PNS _{zi} =0.00768815

Tabelul A5.6. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 19 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru P_{lim} = 120[MW]

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
24-01	0.00000021	0.00000002
01-02	0.00000018	0.00000001

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
02-03	0	0
03-04	0	0
04-05	0	0
05-06	0	0
06-07	0.00000091	0.00000032
07-08	0.0001944	0.00000471
08-09	0.025982	0.00010219
09-10	0.033466	0.00013027
10-11	0.033466	0.00013027
11-12	0.025982	0.00010219
12-13	0.025982	0.00010219
13-14	0.025982	0.00010219
14-15	0.013945	0.00055730
15-16	0.018327	0.00070886
16-17	0.078103	0.00292980
17-18	0.080211	0.00396130
18-19	0.080211	0.00396130
19-20	0.033466	0.00013027
20-21	0.0072054	0.00028996
21-22	0.0003086	0.00001128
22-23	0.00000084	0.00000023
23-24	0	0
	EPN _{zi} =0.48283354	PNS _{zi} =0.01322466

Tabelul A5.7. Energia probabil nelivrată și probabilitatea de neacoperire a sarcinii în Nodul 20 din sistemul RTS, pe perioada a 24 de ore pentru P_{lim} = 120[MW]

Ora	EPN _i [MWh]	PNS _i
24-01	0	0
01-02	0	0
02-03	0	0
03-04	0	0
04-05	0	0
05-06	0	0
06-07	0	0
07-08	0.00000173	0.00000057
08-09	0.00055680	0.00013126
09-10	0.00114230	0.00027918
10-11	0.00114230	0.00027918
11-12	0.00055680	0.00013126
12-13	0.00055680	0.00013126
13-14	0.00055680	0.00013126
14-15	0.00011029	0.00002891
15-16	0.00015858	0.00004158
16-17	0.030402	0.00190180
17-18	0.052285	0.00322220
18-19	0.052285	0.00322220
19-20	0.00114230	0.00027918
20-21	0.00001170	0.00000291
21-22	0	0
22-23	0	0
23-24	0	0
	EPN _{zi} =0.14090840	PNS _{zi} =0.00978275

BIBLIOGRAFIE

1. [Allan1974] Allan R.N., Borkowska B., Grigg C.H., Probabilistic analysis of power flows, Proceedings of the Institution of Electrical Engineers (London), vol. 121, no. 12, Dec. 1974, pp. 1551-1556.
2. [Allan1976] Allan R.N., Grigg C.H., Al-Shakarchi M.R.G., Numerical techniques in probabilistic load flow problems," International Journal for Numerical Methods in Engineering, vol. 10, Mar. 1976, pp 853-860
3. [Allan1977] Allan R.N., Al-Shakarchi M.R.G., Linear Dependence Between Nodal Powers in Probabilistic a.c. Load Flow, Proceedings of the Institute of Electrical Engineers, Vol. 124, No. 6, June 1977, pp. 529-534.
4. [Allan1981] Allan R.N., Leite Da Silva A.M., and Burchett R.C., Evaluation methods and accuracy in probabilistic load flow solutions, IEEE Trans. on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-100, No. 5, May 1981, pp. 2539-2546
5. [Allan1984] Allan R.N., Billinton R. and Lee S.H., Bibliography on the Application of Probability Methods in Power System Reliability Evaluation, 1977-1982, IEEE Trans. on PAS, Vol. 103, 1984, p. 275-282.
6. [Allan1988] Allan R.N., Billinton R., Shahidehpour S.M. and Singh C., Bibliography on the Application of Probability Methods in Power System Reliability Evaluation, 1982-1987, IEEE Trans. on Power System, Vol. 13, No. 4, 1988, p. 1555-1564.
7. [Alvarado1992] Alvarado F., Hu Y., Adapa R., Uncertainty in power system Modelling and computation, IEEE International Conference on Systems, Man and Cybernetics, vol. 1, 1992.
8. [Ameer2010] Ameer A.-A, Nagle M and Zhu J., Utilizing Reliability Indices to Study Generation Adequacy, Transmission and Distribution Conference and Exposition, 2010 IEEE PES, 19-22 April 2010.
9. [Anders1990] Anders G.J., Probability Concepts in Electric Power Systems, New York: Wiley, 1990.
10. [ANRE-Terminologie] Terminologie utilizată în reglementările emise în domeniul energiei electrice și al energiei termice.
11. [Aselmo2007] Aselmo B., Rodrigues and Maria G. Da Silva, Probabilistic Assessment of Available Transfer Capability Based on Monte Carlo Method With Sequential Simulation, IEEE Transaction On Power System, Vol. 22, No. 1, February 2007, pp. 484-492.
12. [Balijepalli1992] Balijepalli N., Venkata S. S. and Christie R. D., Modeling and Analysis of Distribution Reliability Indices, IEEE Trans. Power Systems, vol. 7, No. 1, pp. 694-697, February 1992.
13. [Bărbulescu2009] Bărbulescu C., Managementul congestiilor în condițiile pieței libere a energiei, Editura Politehnica, 2009, ISBN:978-973-625-893-0, pp. 119-137.
14. [Barker2000] Barker P.P., Determining the impact of distributed generation on power systems: Part 1 – Radial distribution systems, Proc. IEEE Power Eng., Soc. Summer Meeting, pp. 1645-1656, 2000
15. [Bergen1986] Bergen A.R., Power System Analysis, Prentice Hall, New Jersey, 1986, ISBN 0-13-687864-4, pp. 150-230.
16. [Bergen2000] Bergen A.R., Vittal V., Power Systems Analysis, Prentice Hall, 2000.

17. [Billinton1966] Billinton R., Bibliography on Application of Probability Methods in the Evaluation of Generating Capacity Requirements, IEEE/PES Winter Meeting, 1966, paper 31 CP 66-62.
18. [Billinton1972] Billinton R., Bibliography on the Application of Probability Methods in Power System Reliability Evaluation, IEEE Trans. on PAS, Vol. 91, 1972, pp. 649-660.
19. [Billinton1984] Billinton R. and Allan R.N., Reliability Evaluation on Power Systems, Plenum, New York, 1984.
20. [Billinton1988] Billinton R. and Allan R.N., Reliability Assessment of Large Electric Power Systems, Kluwer, Dordrecht, 1988.
21. [Billinton1991] Billinton R. and Li W., Hybrid Approach for Reliability Evaluation of Composite Generation and Transmission Systems Using Monte Carlo Simulation and Enumeration Technique, IEE Proc. C, Vol. 138, No. 3, 1991, pp. 233-241.
22. [Billinton1993] Billinton R. and Li W., A System Transition Sampling Method for Composite System Reliability Evaluation, IEEE Trans. On Power System, Vol. 8, No. 3, 1993, pp. 761-770.
23. [Billinton1994] Billinton R. and Wenzuan L., Reliability Assessment of Electric Power Systems Using Monte Carlo Methods, ISBN 0-306-44781-9.
24. [Borkowska1974] Borkowska B., Probabilistic load flow, IEEE Trans. on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-93, No. 3, May/June 1974, pp. 752-759.
25. [Brăgaru1996] Brăgaru A., Optimizarea proceselor și echipamentelor tehnologice, Editura Didactică și Pedagogică, R.A., București, 1996.
26. [Breipohl1992] Breipohl A.M., Lee F.N., Zhai D., Adapa R., A Gauss-Markov Load Model for Application in Risk Evaluation and Production Simulation, Transaction on Power Systems, Vol. 7, No. 4, November 1992, pp. 1493-1499.
27. [Brigham1974] Brigham E.D., The Fast Fourier Transform, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N.J. (1974)
28. [Brown 2003] Brown R.E., Network reconfiguration for improving reliability in distribution systems, IEEE Power Engineering Society General Meeting, vol. 4, pp. 2419-2424, Jul. 2003
29. [Bucataru2011] Bucataru I, **Coroiu F.**, Optimal Location of series Capacitor in radial distribution Networks with Distributed Load, International Conference on Environment and electrical Engineering 2011, Rome, Italy, ISBN: 978-1-4244-8782-0, May 8-11, 2011.
30. [Chen2000] Chen M.H., Shao Q.M., Ibrahim J.B., Monte Carlo methods in Bayesian statistics, Springer-Verlag, 2000.
31. [Cheng2011] Cheng Huang, Bin Zou, An Electricity Market Model Based on Extended Probabilistic Power System Production Simulation, Power and Energy Engineering Conference (APPEEC), 2011 Asia-Pacific, 25-28 March 2011
32. [Coelho 2004] Coelho A., Rodrigues A.B. and Da Silva M.G., Distribution network reconfiguration with reliability constraints, 2004 International Conference on Power System Technology - PowerConf 2004, vol. 2, pp.1600-1606, Nov. 2004.
33. [Cooley1969] Cooley J.W., Lewis P.A.W., Welch P.D., Fast Fourier Transform and its Applications, Trans. - Education, Vol. 12, No. 1, March pp. a/-34. The IEEE 1969
34. [Coroiu2009] **Coroiu F.**, Probabilistic load flow. Evaluation methods and models. Part I, Buletinul Științific al Universității "Politehnica" din Timișoara, Seria Energetică, ISSN: 1582-7194, Ed. Politehnica Timișoara, Romania, vol. 54(68), Special Issue, Nov. 2009, pp. 115-121.

35. [Coroiu2009a] **Coroiu F.**, Probabilistic load flow. Evaluation methods and models. Part II, Buletinul Științific al Universității "Politehnica" din Timișoara, Seria Energetică, ISSN: 1582-7194, Ed. Politehnica Timișoara, Romania, vol. 54(68), Special Issue Nov. 2009, pp. 123-132.
36. [Coroiu2010] **Coroiu F.**, Velicescu C., Dondera D., Vuc G., Power Systems Reliability Evaluation Using Probabilistic Load Flow Methods, Universities Power Engineering Conference (UPEC) 2010, 45th International Cardiff, Wales, Aug. 31-Sept. 3, 2010, ISBN 978-1-4244-7667-1, pp 1-5.
37. [Coroiu2011] **Coroiu F.**, Velicescu C., Bărbulescu C., Probabilistic and Deterministic Load Flow Methods in Power Systems Reliability Estimation, IEEE Eurocon 2011 – International Conference on Computer As a Tool, Lisbon Portugal, Apr. 22-Apr. 29, 2011, ISBN: 978-1-4244-7486-8.
38. [Cramer1946] Cramer H., Numerical Methods of Statistics, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1946
39. [Dimitrovski2004] Dimitrovski A., Tomsovic K., Boundary Load flow Solution, IEEE Transaction on Power Systems, Vol. 19, No. 1, February 2004, pp. 348-355.
40. [Dondera2009] Dondera D., **Coroiu F.**, Velicescu C., Probabilistic load flow methods evaluation, Buletinul Științific al Universității "Politehnica" din Timișoara, Seria Energetică, ISSN: 1582-7194, Ed. Politehnica Timișoara, Romania, vol. 54(68), Special Issue Nov. 2009, pp. 133-140.
41. [Dondera2009a] Dondera D., **Coroiu F.**, Probabilistic load flow using Gram-Charlier and Von Mises Expansion, Proceedings of the XIth International Symposium, Association for Multidisciplinary Research of the West Zone of Romania, ISSN 1843-6609, Nov 12-13, 2009, Timișoara, România, pp 9-14.
42. [Dong2011] Dong Lei, Lao Liyuan, Yang Yihan, Luo Jing, Probabilistic Load Flow Analysis Considering Power System Random Factors and Their Relevance, Power and Energy Engineering Conference (APPEEC), 2011 Asia-Pacific, 25-28 March 2011
43. [Dopazo1975] Dopazo J.F., Klitin O.A., Sasson A.M., Stochastic load flows, IEEE Trans. on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-94, No. 2, March/April 1975, pp. 299-309
44. [Edwards2000] Edwards F. V., Dudgeon G. J., McDonald J. R. and Leithead W.E., Dynamics of distribution networks with distributed generation, Proc. IEEE Power Eng. Soc. Summer Meeting, pp. 1032-1037, 2000
45. [El-Hawary2008] El-Hawary M.E., Introduction to electrical power systems, John Wiley & Sons, IEEE Press, 2008.
46. [Endrenyi1978] Endrenyi J., Reliability Modelling in Electric Power Systems, Wiley, New York, 1978.
47. [Endrenyi-PartI] Endrenyi J., Albrech P.F., Billinton R., Marks G.E., Reppen N.D., Salvaderi L., Bulk Power System Reliability Assessment – Why and How? Part I: Why, IEEE Transaction on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-101, No. 9, September 1982, pp. 3439-3445
48. [Endrenyi-PartII] Endrenyi J., Albrech P.F., Billinton R., Marks G.E., Reppen N.D., Salvaderi L., Bulk Power System Reliability Assessment – Why and How? Part II: How, IEEE Transaction on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-101, No. 9, September 1982, pp. 3446-3456
49. [Eremia1985] Eremia M., Crișciu H., Ungureanu B., Bulac C., Analiza asistată de calculator a regimurilor sistemelor electroenergetice, Editura Tehnică, București, 1985.
50. [Eremia2006] Eremia M., Electric Power Systems. Vol I: Electric networks, Editura Academiei Române, București, 2006.

51. [Fishman1997] Fishman S.G., Monte Carlo: concepts, algorithms, and applications, Springer-Verlag New York Berlin Heidelberg, 1997, pag. 1-4.
52. [Gan1991] Gan L., Multi-Area Generating System Adequacy Assessment by Monte Carlo Simulation, M. Sc. Thesis, University of Saskatchewan, 1991.
53. [Gao2005] Gao Y. J., Zhou M., Li G. Y., Huang Y. K., Xiao L. M. and Li R., Monte Carlo simulation based available transmission capability calculation, 2005 IEEE/PES Transmission and Distribution Conference & Exhibition: Asia and Pacific, Dalian, China, Aug. 2005.
54. [Gavrilaş1999] Gavrilaş M., Calcul numeric cu aplicații în Turbo Pascal, Editura Gh. Asachi, Iași, 1999.
55. [Ghaderi 2010] Ghaderi A., Haghifam M.R. and Abedi S. M., Application of Monte Carlo Simulation in Markov Process for Reliability Analysis, Probabilistic Methods Applied to Power Systems (PMAPS), 2010 IEEE 11th International Conference on 14-17 June 2010
56. [Ghayeni2011] Ghayeni M., Ghazi R., Transmission network cost allocation with nodal pricing approach based on Ramsey pricing concept, Generation, Transmission & Distribution, IET, March 2011, pp. 384-388
57. [Glover2006] Glover J.D., Sarma M.S., Power system analysis and design, Fourth Edition, Prentice Hall, 2006.
58. [Goswami2007] Goswami P. K., Chowdhury S. P., Song Y. H. and Song Y. H., Reliability Evaluation of Distribution System, Universities Power Engineering Conference, 2007. UPEC 2007. 42nd International , 4-6 Sept. 2007.
59. [Guindo2005] Guindo M., Chengshan W., Reliability analysis on the integration of wind/PV hybrid distributed generation in distribution system, Automation of Electric Power System, 2005, 29(23): 33-38
60. [Guoquan2008] Guoquan W., Zongqi L., Nian L., Reliability evaluation of distribution system with distribution generation based on islanding algorithm, Third International Conference on Electric Utility Deregulation and Restructuring and Power Technologies 2008 6-9 Nanjing China: 2697-2700.
61. [Hadian2009] Hadian A. and Haghifam, Risk based DG placement with Consideration of Uncertainties in Generation, Load and Market Regulation, in Proc., 2009 CIRED, Pruge, Czech, 2009
62. [Hadian2010] Hadian A. and Haghifam M-R., Placement of DG with Stochastic Generation, Transmission and Distribution Conference and Exposition, 2010 IEEE PES, 19-22 April 2010
63. [Hadjsaid1999] Hadjsaid N., Canard J. and Dumas F., Dispersed generation increases the complexity of controlling and maintaining the distribution systems, IEEE Comp. Appl. Power, vol. 12, pp. 23-28, Apr. 1999
64. [Haroonabadi 2009] Haroonabadi H. and Haghifam M.-R., Generation Reliability Evaluation in Power Markets Using Monte Carlo Simulation and Neural Networks, in: Proc. 15th international conference on Intelligent System Applications to Power Systems (ISAP 09), 2009, pp. 1-6
65. [Haroonabadi 2010] Haroonabadi H., Generation Reliability Assessment in Power Markets Using Game Theory and MCS, Power and Energy (PECon), 2010 IEEE International Conference on Nov. 29 2010-Dec. 1 2010
66. [Harr1989] Harr M.E., Probabilistic estimates for multivariate analyses, Application Mathematical Modeling, Vol. 13, 1989, pp. 313-318
67. [Hatziargyriou2004] Hatziargyriou N.D., Karakatsanis T.S. and Lorentzou M.I., Voltage control settings to increase wind power based on probabilistic load flow, 8th International Conference on Probabilistic Methods Applied to Power Systems, Ames, Iowa, 2004
68. [Hegazy2003] Hegazy Y. G., Salama M. M. A. and Chikhani A. Y., Adequacy Assessment of Distributed Generation Systems Using Monte Carlo Simulation

69. [Helton 2003] Helton J. C. and Davis F. J., Latin hypercube sampling and the propagation of uncertainty in analyses of complex systems, *Reliab. Eng. Syst. Safety*, vol. 81, pp. 23–69, 2003
70. [Henley1992] Henley E.J. and Kumamoto H., *Probabilistic Risk Assessment: Reliability Engineering, Design and Analysis*, IEEE Press, New York, 1992.
71. [Hlatshwayo2010] Hlatshwayo M., Chowdhury S., Chowdhury S.P. and Awodele K.O., Reliability Enhancement of Radial Distribution Systems with DG Penetration, *Universities Power Engineering Conference (UPEC)*, 2010, 45th International, Aug. 31 2010–Sept. 3 2010.
72. [Hong1998] Hong H.P., An efficient point estimate method for probabilistic analysis, *Reliability Engineering and System Safety*, Elsevier, Vol. 59, 1998, pp. 261–267
73. [Huang2009] Huang D.C., Shu Y.B., Ruan J.J. and Hu Y., Ultra high voltage transmission in China: developments, current Status and future prospects, *Proceedings of IEEE*, vol. 97, no. 3, pp. 555–583, March 2009.
74. [IEEE Committee Report 1978] IEEE Committee Report, Bibliography on the Application of Probability Methods in Power System Reliability Evaluation, 1971–1977, *IEEE Trans. on PAS*, Vol. 97, 1978, pp. 2235–2242.
75. [IEEE Task Group] IEEE Task Group, A Four-State Model for estimation of Outage Risk for Units in Peaking Service, *IEEE Trans. on PAS*, Vol. 91, 1972, pp. 618–627.
76. [IEEE-RTS1979] IEEE Reliability test System, *IEEE Transaction on Power Apparatus and Systems*, Vol. PAS-98 No. 6, Nov./Dec. 1979, pp. 2047–2054
77. [Jikeng2010] Jikeng L., Xudong W., Reliability Evaluation for Distribution System with Distributed Generation, *Power and Energy Engineering Conference (APPEEC)*, 2010 Asia-Pacific, 28–31 March 2010
78. [Jing2007] Jing Z., Wei-min M., Yan S. and Wei H., Study on Reliability of ± 800 kV UHVDC Power Transmission and Its Improvement Measures, *Power Syst. Tech.*, vol.31, pp. 7–12, 2007.
79. [Jirutitijaroen 2006] Jirutitijaroen P. and Singh C., Reliability and cost trade-off in multiarea power system generation expansion using dynamic programming and global decomposition, *IEEE Trans. Power Syst.*, vol. 21, no. 3, pp. 1432–1441, Aug. 2006
80. [Jirutitijaroen 2008] Jirutitijaroen P. and Singh C., Comparison of Simulation Methods for Power System Reliability Indexes and Their Distributions, *IEEE Transactions On Power Systems*, Vol. 23, No. 2, May 2008.
81. [Jorgensen1998] Jorgensen P., Christensen J.S., Tande J.O., Probabilistic load flow calculation using Monte Carlo techniques for distribution network with wind turbines, *8th International Conference on Harmonics and Quality of Power*, vol. 2, 1998, pp.1146–1151
82. [Karki 2004] Karki R. and Billinton R., Risk Based Equivalent Wind Capacity in Power Generating Systems, *8th International conference on Probabilistic Methods Applied to Power Systems*, Iowa State University, Sept. 2004, pp. 463–469
83. [Kendall1977] Kendall M., Stuart A., *The Advanced Theory of Statistics*, 4th ed. London, U.K.: C. Griffin, 1977, vol. I
84. [Kilyeni2004] Kilyeni Șt., Metode numerice. Algoritme, programe de calcul, aplicații în energetică, Ed. A 4-a, Orizonturi Universitare, Timișoara, 2004.
85. [Kilyeni2008] Kilyeni Șt., Tehnice numerice de analiză asistată de calculator a regimurilor de funcționare a sistemelor electroenergetice, Ed. a 2-a, Editura Orizonturi Universitare, Timișoara, 2008.
86. [Kleijnen1975] Kleijnen J., *Statistical Techniques in Simulation: Part I and II*, Marcel Dekker, New York, 1975.

87. [Kurth1985] Kurth R.E. & Cox, D.C. Discrete probability distribution for probabilistic fracture mechanics, *Risk Analysis*, 1985, 5(1), 235-240
88. [Li2002] Li X., Chen X., Yin X., Xiang T., Liu H., The algorithm of probabilistic load flow retaining nonlinearity, *International Conference on Power System Technology*, vol. 4, 2002, pp 2111-2115
89. [Liang1997] Liang X. and Goel L., Distribution system reliability evaluation using the Monte Carlo simulation method, *Electric Power Systems Research*, Vol. 40, No. 2, pp. 75-83, February 1997.
90. [Limbu2011] Limbu T.R., Saha T.K., McDonald J.D.F., Value-based allocation and settlement of reserves in electricity markets, *Generation, Transmission & Distribution, IET*, Vol. 5, Issue: 4, April 2011, pp. 489-492.
91. [Lin 2003] Lin C, Yunting S and Guo Y, Monte-Carlo simulation to adequacy evaluation for large-scale generation and transmission system, *Power system technology*, 2003, 27(8): 24-28
92. [Lind1983] Lind N.C., Modeling of uncertainty in discrete dynamic system, *Application Mathematical Modeling*, Vol. 7, 1983, pp. 146-152
93. [Liu2008] Liu W.J., Wang L. and Wan Q.L., Calculation of available transfer capability considering economic and emission dispatch., *The 3rd Int. Conf. on Electric Utility Deregulation, Reconstructing and Power Technologies, DRPT 2008*, Nanjing, China, April 6-9, 2008.
94. [Luickx 2009]. Luickx P, Vandamme W., Souto Pérez P., Driesen J. and D'haeseleer W., Applying Markov ChainS For The Determination Of The Capacity Credit Of Wind Power, *Energy Market, EEM 2009*, 6th International Conference on the European, 27-29 May 2009
95. [Mamandur1982] Mamandur K.R.C., Berg G.J., Efficient Simulation of Line and Transformer Outages in Power Systems, *IEEE Transaction on Power Apparatus and Systems*, Vol. PAS-101, No. 10, October 1982, 3733-3741.
96. [Mănescu2002] Mănescu L.G., *Sisteme electroenergetice*, Editura Universitaria Craiova, 2002, ISBN: 973-8043-181-1.
97. [McQueen2004] McQueen D. H. O., Hyland P.R. and Watson S.J., Monte Carlo Simulation of residential electricity demand for forecasting maximum demand on distribution network, *IEEE Transaction On Power System*, Vol. 19, No. 3, August 2004, pp. 1685-1689
98. [McQueen2005] McQueen D. H. O., Hyland P.R. and Watson S.J., Application of a Monte Carlo Simulation Method for Predicting Voltage Regulation on Low-Voltage Networks, *IEEE Transaction On Power Systems*, Vol. 20, No. 1, February 2005, pp. 279-284
99. [Meziane 2005] Meziane R., Massim Y., Zeblah A., Ghoraf A. and Rahli R., Reliability Optimization Using Ant Colony Algorithm Under Performance and Cost Constraints, *Electric Power System Research journal*, doi: 10.1016/j.epr.2005.02.008, Vol. 76, 2005, pp. 1-8
100. [Micu2007] Micu D.D., Ceclan A., Metode numerice. Aplicații în ingineria electrică. Programe și algoritmi Mathcad, Editura Mediamira.
101. [Mihăilă1968] Mihăilă I.M., Development of the Trivariate Frequency Function in Gram-Charlier Series, *Rev. Romaine Mathematical Pures et Applicatons*, Vol. 13, No. 6, 1986, pp. 808-813.
102. [Mises1946] Von Mises R., *Mathematical Theory of Probability and Statistics*, New York: Academic, 1946, pp. 384-396;
103. [Momoh2001] Momoh J.A. James, *Electric power system applications and optimization*, Publisher Marcell Dekker, New York, 2001.
104. [Morales2007] Morales J.M., Perez-Ruiz J., Point Estimate Schemes to Solve the Probabilistic Power Flow, *IEEE Transaction on Power Systems*, Vol. 22, No. 4, November 2007, pp. 1594-1601.

105. [Năslău1999] Năslău P., Metode numerice, Editura Politehnica, Timișoara, 1999.
106. [Năslău2005] Năslău P., Negrea R., Cădariu L., Căruntu B., Popescu D., Balmez M., Dumitrașcu C., *Matematici asistate de calculator*, Politehnica, Timișoara, 2005.
107. [Nemeș2003] Nemeș M., *Sisteme Electrice de Putere – Probleme actuale*, Editura Orizonturi Universitare, Timișoara, 2003.
108. [Papaefthymiou 2008] Papaefthymiou G. and Klockl B., MCMC for Wind Power Simulation, *IEEE Trans. On Energy Conversation*, Vol. 23, Issue 1, March 2008, pp. 234-240
109. [Petrișor2008] Petrișor E., *Modele probabiliste și statistice în știința și ingineria calculatoarelor*, Editura Politehnica Timișoara 2008.
110. [Pindoriya2011] Pindoriya N.M., Jirutitijaroen P., Srinivasan D., Singh C., *Composite Reliability Evaluation Using Monte Carlo Simulation and Least Squares Support Vector Classifier*, *IEEE Transactions on Power Systems*, Issue: 99, 14 March 2011
111. [Pop2011] Pop O., Bărbulescu C., Andea P., Jigorea-Oprea D., **Coroiu F.**, Tirian O., *Comparison of Power System Tracing Cost Allocation Methods*, Eurocon 2011 – International Conference on Computer As a Tool, Lisbon Portugal, Apr. 22-Apr. 29, 2011, ISBN: 978-1-4244-7486-8.
112. [Precup2002] Precup R.E., Dragomir L., Bulavițchi I., *Matematici asistate de calculator. Aplicații*, Editura Politehnica, Timișoara, 2002.
113. [Precup2007] Precup R.E., *Matematici asistate de calculator. Algoritmuri*, Orizonturi Universitare, Timișoara, 2007.
114. [Pudaruth 2008] Pudaruth G. R. and Li F., *Capacity credit evaluation: A literature review*, in *Electric Utility Deregulation and Restructuring and Power Technologies, 2008, DRPT 2008. Third International Conference on*, 2008, pp. 2719-2724
115. [Rau1982] Rau N.S., Necșulescu C., Schenk K.F., Misra R.B., *Reliability Of Interconnected Power System With Correlated Demands*, *IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems*, Vol. PAS-101, No. 9, September 1982, pp. 3421-3430.
116. [Rocco2011] Rocco C.M., Ramirez-Marquez J.E., Salazar D.E., Yajure C., *Assessing the Vulnerability of a Power System Through a Multiple Objective Contingency Screening* *IEEE Transactions on Approach Reliability*, June 2011, Vol. 60, pp. 394-398
117. [Rocha2010] Rocha L. F. and Borges C. L. T., *Probabilistic Generation and Interruption Costs and Other Economic Aspects Related to Distributed Generation Integration*, *Power and Energy Society General Meeting, 2010 IEEE*, 25-29 July 2010.
118. [Rosenblueth1975] Rosenblueth E., *Point estimate for probability moments*, *Proc. Nat. Acad. Science U.S.A.*, Vol. 72, 1975, pp. 3812-3814
119. [Rosenblueth1981] Rosenblueth E., *Two-point estimate in probability*, *Application Mathematical Modeling*, 1981, pp. 329-335
120. [RTS1979] *Reliability Test System Task Force of The IEEE Subcommittee on the application of probability Methods*, *IEEE Reliability Test System*, *IEEE Transactions*, Pas-98, No.6, Nov/Dec 1979, pp. 2047-2054
121. [Rubinstein1981] Rubinstein R. Y., *Simulation and the Monte Carlo Method*, Wiley, New York, 1981
122. [Saboori2010] Saboori H., Mohammadi M., Taghe R., *Composite Generation and Transmission Expansion Planning Considering the Impact of Wind Power Penetration*, *Power and Energy Engineering Conference (APPEEC), 2011 Asia-Pacific*, 25-28 March 2011
123. [Samaan 2004] Samaan N., *Reliability assessment of electric power systems using genetic algorithms*, Ph.D. dissertation, Texas A&M Univ., College Station, TX, Aug. 2004

124. [Sauer1978] Sauer P.W., Heydt G.T., A Generalized Stochastic Power Flow Algorithm, IEEE PES Summer Meeting, A78-544-9, July, 1978
125. [Schlapfer2011] Schlapfer M., Mancarella P., Probabilistic Modeling and Simulation of Transmission Line Temperatures Under Fluctuating Power Flows, IEEE Transactions on Power Delivery, Issue: 99, 02 June 2011
126. [Shu2011] Shu Z., Jirutitijaroen P., Latin Hypercube Sampling Techniques for Power Systems Reliability Analysis With Renewable Energy Sources, IEEE Transactions on Power Systems, Issue: 99, 10 March 2011
127. [Silva1981] Liete da Silva A.M., Allan R.N., Probabilistic load flow using multilinearizations, IEE Proc. C: Generation, Transmission, Distribution, Vol. 128, No. 5, 1981, pp. 280-287
128. [Silva1990] Leite da Silva A.M., Arienti V.L., Probabilistic load flow by a multilinear simulation algorithm, IEE Proc. Part C: Generation, Transmission and Distribution, vol. 137, no. 4, Jul. 1990, pp. 276-282
129. [Silva1990] Leite da Silva A.M., Ribeiro S.M.P, Arienti V.L., Allan R.N., Do Coutto Filho M.B., Probabilistic load flow techniques applied to power system expansion planning, IEEE Trans. Power Systems, vol.5, no.4, Nov. 1990, pp.1047-1053
130. [Singh 2006] Singh C and Jirutitijaroen P., Multi-area generation adequacy planning using stochastic programming, in Proc. 2006 IEEE Power Eng. Soc. Power Systems Conf. Expo., Atlanta, GA, Oct. 2006
131. [Stockman1966] Stockman T.G., High-Speed Convolution and Correlation, 1966 Joint Computer Conference, AFIPS Proc., Vol. 28, pp. 229-233
132. [Su2005] Su C.L., "Probabilistic load-flow computation using point estimate method," IEEE Trans. Power Systems, vol. 20, no. 4, pp. 1843-1851, Nov. 2005
133. [Su2005] Su Chun-Lien, Lu Chan-Nan, Two-Point Estimate Method for Quantifying Transfer Capability Uncertainty, IEEE Transaction on Power Systems, Vol. 20, No. 2, May 2005, pp. 573-579
134. [Tautiva2008] Tautiva C. and Cadena A., Optimal placement of distributed generation on distribution networks, in Proc. 2008 IEEE/PES, Trans. and Dist. Conf., 2008, pp. 1-5.
135. [Velicescu2005] Velicescu C., Oprea L., Fiabilitatea Sistemelor Energetice, Editura Politehnica Timișoara, ISBN 973-9389-27-9, 2005
136. [Villanueva2011] Villanueva D., Pazos J.L., Feijoo A., Probabilistic Load Flow Including Wind Power Generation, IEEE Transaction on Power Systems, Issue 99, 06 January 2011, pp. 1-9.
137. [Vitorino 2009] Vitorino R. M., Neves L. P. and Jorge H. M., Network Reconfiguration to Improve Reliability and Efficiency in Distribution Systems, PowerTech Conference, 2009 IEEE Bucharest, June 28th-July 2nd, Bucharest, Romania
138. [Voorspools 2006] Voorspools K. R. and D'haeseleer W. D., An analytical formula for the capacity credit of wind power, Renewable Energy, vol. 31, pp. 45-54, Jan 2006
139. [Wang 2009] Wang L. and Wang G., Reliability Evaluation of UHVDC Systems Using Monte Carlo Simulation, Power & Energy Society General Meeting, 2009, PES '09, IEEE 26-30 July 2009.
140. [Wang1992] Wang Z., Alvarado F.L., Interval arithmetic power flow analysis, IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 7, No. 3, August 1992, pp. 1341-1349
141. [Wang2011] Wang A., Optimization of Fuzzy Power System for Distributed Generation System Using Genetic Algorithm, 2011 International Conference on Computer Distributed Control and Intelligent Environmental Monitoring (CDCIEM), 19-20 Feb. 2011, pp. 537-541.

142. [Wei2007] Wei-min M., Ya-nan L. and Jing Z., Reliability and Availability Index Study of UHVDC System, *Elec. Equip.*, vol. 8, pp.85-88, 2007.
143. [Wei2010] Wei J., Li G., Zhou M. and Lo K. L., Monte Carlo Simulation Based Assessment of Available Transfer Capability in AC-DC Hybrid Systems, *Critical Infrastructure (CRIS)*, 2010 5th International Conference on 20-22 Sept. 2010
144. [Wenyuan2011] Wenyuan L., *Probabilistic Transmission System Planning*, IEEE Pres, Wiley, New Jersey 2011, ISBN 978-0-470-63001-3.
145. [Xiangyu2010] Xiangyu K., Kai C. and Hongjie J., Capacity Credit Evaluation of Wind power with Sequential Monte Carlo Method, *International Conference on E-Product E-Service and E-Entertainment (ICEEE)*, 7-9 Nov. 2010.
146. [Yi Ding2011] Yi Ding, Peng Wang, Goel L., Poh Chiang Loh, Qiuwei Wu, Long-Term Reserve Expansion of Power Systems With High Wind Power Penetration Using Universal Generating Function Methods, *IEEE Transactions on Power Systems*, May 2011.
147. [Yi Zhang2011] Yi Zhang, Chowdhury A.A., Koval D.O., Probabilistic Wind Energy Modeling in Electric Generation System Reliability Assessment, *IEEE Transactions on Industry Applications*, May-June 2011, Vol. 47, pp. 1507-1510
148. [Yunting 2003] Yunting S., A study on models and algorithms for comprehensive probabilistic reliability evaluation of composite power systems using artificial intelligence techniques, Beijing: Tsinghua University, 2003.
149. [Yunting 2010] Yunting S., Quan W, Bing F, Xiyang C and Yuanyuan L., Integrated Evaluation of Probabilistic Security and Probabilistic Adequacy of Bulk Power System based on Monte-Carlo Simulation, *Power System Technology (POWERCON)*, 2010 International Conference on 24-28 Oct. 2010
150. [Zechun2006] Zechun Hu, Xifan Wang, A Probabilistic Load Flow Method Considering Branch Outages, *IEEE Transaction on Power Systems*, Vol. 21, No. 2, May 2006, pp. 507-513.
151. [Zhang2002] Zhang J., Dobson I. and Alvarado F.L., Quantifying Transmission Reliability Margin, Submitted to *IEEE Transaction On Power System*, February 2002, pp. 1-5.
152. [Zhang2004] Zhang P., Lee S.T., Probabilistic load flow computation using the method of combined Cumulants and Gram-Charlier expansion, *IEEE Trans. on Power Systems*, Vol. 19, No. 1, February 2004, pp. 676-682.

SINTEZĂ PRIVIND LUCRĂRILE PROPRII

1. [Coroiu2009] **Coroiu F.**, Probabilistic load flow. Evaluation methods and models. Part I, Buletinul Științific al Universității "Politehnica" din Timișoara, Seria Energetică, ISSN: 1582-7194, Ed. Politehnica Timișoara, Romania, vol. 54(68), Special Issue, Nov. 2009, pp. 115-121.
2. [Coroiu2009] **Coroiu F.**, Probabilistic load flow. Evaluation methods and models. Part I, Buletinul Științific al Universității "Politehnica" din Timișoara, Seria Energetică, ISSN: 1582-7194, Ed. Politehnica Timișoara, Romania, vol. 54(68), Special Issue, Nov. 2009, pp. 115-121.
3. [Coroiu2010] **Coroiu F.**, Velicescu C., Dondera D., Vuc G., Power Systems Reliability Evaluation Using Probabilistic Load Flow Methods, Universities Power Engineering Conference (UPEC) 2010, 45th International Cardiff, Wales, Aug. 31-Sept. 3, 2010, ISBN 978-1-4244-7667-1, pp 1-5.
4. [Coroiu2011] **Coroiu F.**, Velicescu C., Bărbulescu C., Probabilistic and Deterministic Load Flow Methods in Power Systems Reliability Estimation, IEEE Eurocon 2011 – International Conference on Computer As a Tool, Lisbon Portugal, Apr. 22-Apr. 29, 2011, ISBN: 978-1-4244-7486-8.
5. [Coroiu2011a] **Coroiu F.**, Băloi A, Velicescu C., Methods and Model Evaluation for probabilistic Load Flow Used in electrical Engineering Education, Proceedings of the 8th WSEAS International Conference on Engineering Education (EDUCATION' 11), Corfu Island, Greece, ISBN: 978-1-61804-021-3, pp. 215-220, July 14-16, 2011.
6. [Bucataru2011] Bucataru I, **Coroiu F.**, Optimal Location of series Capacitor in radial distribution Networks with Distributed Load, International Conference on Environment and electrical Engineering 2011, Rome, Italy, ISBN: 978-1-4244-8782-0, May 8-11, 2011.
7. [Dondera2009] Dondera D., **Coroiu F.**, Velicescu C., Probabilistic load flow methods evaluation, Buletinul Științific al Universității "Politehnica" din Timișoara, Seria Energetică, ISSN: 1582-7194, Ed. Politehnica Timișoara, Romania, vol. 54(68), Special Issue Nov. 2009, pp. 133-140.
8. [Dondera2009a] Dondera D., **Coroiu F.**, Probabilistic load flow using Gram-Charlier and Von Mises Expansion, Proceedings of the XIth International Symposium, Association for Multidisciplinary Research of the West Zone of Romania, ISSN 1843-6609, Nov 12-13, 2009, Timișoara, România, pp 9-14.
9. [Pop2011] Pop O., Bărbulescu C., Andea P., Jigorea-Oprea D., **Coroiu F.**, Tirian O., Comparison of Power System Tracing Cost Allocation Methods, Eurocon 2011 – International Conference on Computer As a Tool, Lisbon Portugal, Apr. 22-Apr. 29, 2011, ISBN: 978-1-4244-7486-8.