

თეიმურაზ ტაბატაძე

ელექტრონულ კომპონენტთა საიმედოობაზე დაჩქარებული
გამოცდების შემუშავება და კვლევა

წარმოდგენილია დოქტორის აკადემიური ხარისხის
მოსაპოვებლად

საქართველოს ტექნიკური უნივერსიტეტი
თბილისი, 0175, საქართველო
ივნისი, 2008 წელი

საავტორო უფლება © 2008, ტაბატაძე თეიმურაზი, 2008წ.

საქართველოს ტექნიკური უნივერსიტეტი

ინფორმატიკისა და მართვის სისტემების ფაკულტეტი

ჩვენ, ქვემოთ ხელისმომწერი ვადასტურებთ, რომ გავაცანით თეიმურაზ ტაბატაძის მიერ შესრულებულ სადისერტაციო ნაშრომს დასახელებით: „ელექტრონულ კომპონენტთა საიმედოობაზე დაჩქარებული გამოცდების შემუშავება და კვლევა“ და ვაძლევთ რეკომენდაციას საქართველოს ტექნიკური უნივერსიტეტის ინფორმატიკისა და მართვის სისტემების ფაკულტეტის სადისერტაციო საბჭოში მის განხილვას დოქტორის აკადემიური ხარისხის მოსაპოვებლად.

თარიღი

ხელმძღვანელი: **ოლეგ ნამიჩეიშვილი**

რეცენზენტი: **ილია მიქაძე**

რეცენზენტი: **სერგო ცირამუა**

რეცენზენტი:

საქართველოს ტექნიკური უნივერსიტეტი

2008 წ.

ავტორი: **თეიმურაზ ტაბატაძე**
დასახელება: **ელექტრონულ კომპონენტთა საიმედოობაზე
დაჩქარებული გამოცდების შემუშავება და კვლევა**
ფაკულტეტი : **ინფორმატიკისა და მართვის სისტემების
ფაკულტეტი**
ხარისხი: **დოქტორი**

სხდომა ჩატარდა:

ინდივიდუალური პიროვნებების ან ინსტიტუტების მიერ შემომოყვანილი დასახელების დისერტაციის გაცნობის მიზნით მოთხოვნის შემთხვევაში მისი არაკომერციული მიზნებით კოპირებისა და გავრცელების უფლება მინიჭებული აქვს საქართველოს ტექნიკურ უნივერსიტეტს.

ავტორის ხელმოწერა

ავტორი ინარჩუნებს დანარჩენ საგამომცემლო უფლებებს და არც მთლიანი ნაშრომის და არც მისი ცალკეული კომპონენტების გადაბეჭდვა ან სხვა რაიმე მეთოდით რეპროდუქცია დაუშვებელია ავტორის წერილობითი ნებართვის გარეშე.

ავტორი ირწმუნება, რომ ნაშრომში გამოყენებული საავტორო უფლებებით დაცული მასალებზე მიღებულია შესაბამისი ნებართვა (გარდა ის მცირე ზომის ციტატებისა, რომლებიც მოითხოვენ მხოლოდ სპეციფიურ მიმართებას ლიტერატურის ციტირებაში, როგორც ეს მიღებულია სამეცნიერო ნაშრომების შესრულებისას) და ყველა მათგანზე იღებს პასუხისმგებლობას.

რეზიუმე

თეიმურაზ ტაბატაძის სადისერტაციო ნაშრომი “ელექტრონულ კომპონენტთა საიმედოობაზე დაჩქარებული გამოცდების შემუშავება და კვლევა” ეხება საიმედოობის წინასწარმეტყველობის აქტუალურ პრობლემას. დისერტაცია შედგება 135 გვერდისგან და დოქტორის აკადემიური ხარისხის მოსაპოვებლად წარდგენილი დისერტაციის გაფორმების ინსტრუქციის მიხედვით მოიცავს: ტიტულის გვერდს, ხელმოწერების გვერდს, საავტორო უფლებების გვერდს, რეზიუმეს (ორ ენაზე ქართულ-ინგლისური), შინაარსს (სარჩევს), ცხრილების და ნახაზების ნუსხას. ძირითადი ტექსტი შედგება შესავლის, ლიტერატურის მიმოხილვის, სამი თავის, დასკვნის და გამოყენებული ლიტერატურის სიისა და დანართსაგან.

შესავალში განხილულია **თემის აქტუალურობა**, რომელიც მდგომარეობს იმაში, რომ თანამედროვე რადიოელექტრონული თუ სხვა საინფორმაციო ტექნოლოგიური მოწყობილობების ეფექტიანობის უზრუნვესაყოფად საჭიროა გამოყენებული იქნას მაღალი საიმედოობის ელექტრონული კომპონენტები. ტრადიციული მეთოდებით კი ასეთი კომპონენტების მუშაუნარიანობის განსაზღვრა დიდ დროსა და ეკონომიკურ დანახარჯებს მოითხოვს, ამის გამო აქტუალურია ის, რომ შევიმუშავოთ საიმედოობის პროგნოზირების დაჩქარებული მეთოდები, რომლებიც საშუალებას მოგვცემს შედარებით მცირე დროში და გამოსაცდელ ელემენტთა ნაკლები რაოდენობის პირობებში საკმარისი სიზუსტითა და სანდოობით დავადგინოთ საიმედოობის სხვადასხვა მახასიათებლები. შესაბამისად **ნაშრომის მიზანია**: იმ მეთოდების შემუშავება, რომლებიც საშუალებას იძლევა ფორსირებული გამოცდების ჩატარების შედეგად განისაზღვროს რადიოელექტრონულ ელემენტთა და მოწყობილობების საიმედოობის ისეთი მახასიათებლები, როგორცაა უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ფუნქცია, მისი მათემატიკური ლოდინი, დისპერსია და სხვ.; რეალური ობიექტების დამველებისა და საიმედოობის რესურსის გახარჯვის კანონზომიერებათა შესწავლა; აგრეთვე იმ სტატისტიკური მეთოდების კვლევა, რომელთა საშუალებითაც მცირე ანაკრებთა რიცხვის შემთხვევაში საკმარისი სიზუსტით შეიძლება დავადგინოთ საჭირო შემთხვევითი სიდიდის განაწილება და მისი პარამეტრები.

ნაშრომში მიღებული შედეგების **მეცნიერული სიახლე** მეთოდურ ასპექტში მდგომარეობს იმაში, რომ:

- მიღებულია საიმედოობის წინასწარმეტყველების ალბათური მოდელები ფორსირებული გამოცდებისათვის როგორც საფეხურებიანი, ასევე უწყვეტი დატვირთვის რეჟიმის შემთხვევაში;

- ჩამოყალიბებულია და დამტკიცებულია თეორემა ე.წ. დაჩქარების ფუნქციის წრფივობის კრიტერიუმის შესახებ.

- საიმედოობის ფიზიკურ პრინციპზე დაყრდნობით შემუშავებულია დატვირთვის ზედა საზღვრის დადგენის მეთოდი ფორსირებული გამოცდებისათვის;

- მიღებულია მასალათა დამველების დეტერმინისტული და სტოქასტიკური ქიმიურ-კინეტიკური მოდელები ობიექტზე მოქმედ სხვადასხვა ფაქტორების გათვალისწინებით;

- ჩატარებულია შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის განსაზღვრის არაკლასიკური მეთოდების შედარებითი ანალიზი.

გამოყენებით ასპექტში:

- ნაკეთობათა უმტყუნო მუშაობის დროის განსაზღვრისათვის შემუშავებულია დაჩქარებული გამოცდების მეთოდები როგორც ე.წ. "მოტეხვის მეთოდით", ასევე უწყვეტად ზრდადი დატვირთვის პირობებში;

- მასალათა ტემპერატურული დამველებისათვის, არენიუსის მოდელის საფუძველზე, ასევე შემუშავებულია განმსაზღვრელი ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდები;

- არენიუსის მოდელისათვის, ორსაფეხურიანი ე.წ. "მოტეხვის" მეთოდის საშუალებით, მიღებულია აქტივაციის ენერჯის განსაზღვრის ფორმულა;

- შემუშავებულია უცნობი შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის აგების პროგრამული კომპლექსი წინასწარი აპრიორული ინფორმაციისა და ანაკრებთა მცირე რიცხვის გამოყენებით.

სადისერტაციო ნაშრომის **მეცნიერული ღირებულება** მდგომარეობს იმაში, რომ მასში მიღებული შედეგები შეიძლება ჩაითვალოს ახალ, განსხვავებულ მიდგომად საიმედოობის პროგნოზირების დაჩქარებული მეთოდებისადმი.

პირველ თავში მოცემულია საიმედოობაზე ფორსირებული გამოცდების ამოცანათა ფორმულირება და ძირითადი განმარტებანი, შემოტანილია ე.წ. დაჩქარების ფუნქციის ცნება რომლის განსაზღვრითაც, წრფივი მოდელის შემთხვევაში, დგინდება ელემენტის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ინტეგრალური ფუნქცია. ჩამოყალიბებულია დაჩქარების ფუნქციის წრფივობის კრიტერიუმი და მაინერის თანაფარდობის განზოგადოებული პრინციპის თანაფარდობის საფუძველზე შემუშავებულია ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდიკა საიმედოობის განსაზღვრისათვის უწყვეტი და საფეხურიანი დატვირთვის შემთხვევაში.

მეორე თავში განხილულია მასალათა დამველების დეტერმინისტული და სტოქასტიკური მოდელები (ფენომენოლოგიური მიდგომის საფუძველზე, იმ მეთოდებით, რომლებითაც ხდება ქიმიურ რეაქციათა კინეტიკის შესწავლა.), პირველი მიდგომისას ნივთიერებათა კონცენტრაციები მოცემულია დროის უწყვეტი, ნამდვილი ფუნქციების სახით,

რომლებიც განისაზღვრება რეაქციის მექანიზმის აღმწერი ინტეგრალური და დიფერენციალური განტოლებებით. ალბათური მიდგომის შემთხვევაში კი აღნიშნული კონცენტრაციები ხასიათდება როგორც შემთხვევითი პროცესები, რომელთა განაწილებების დადგენაა განსასაზღვრავი. თითოეული მათგანისათვის მიღებულია კონცენტრაციის განსაზღვრის ფორმულები, რის შედეგადაც შემოთავაზებულია ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდიკა.

ნაჩვენებია, რომ W აქტივიზაციის ენერჯის ცოდნა მთლიანად წყვეტს ფორსირებული ამოცანის პრობლემას დამველების ქიმიურ-კინეტიკური მოდელებისას და მისი განსაზღვრა ორსაფეხურიანი აჩქარებული გამოცდებითაა შესაძლებელი.

მესამე თავში განხილულია შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის აგების არაკლასიკური გზები მართკუთხა წვლილთა, აპრიორულ-ემპირიული და განუზღვრელობის შემცირების მეთოდთა საფუძველზე. მანქანური ექსპერიმენტის საშუალებით გამოკვლეულია თითოეულის ეფექტურობა და ჩამოყალიბებულია მათი გამოყენების რეკომენდაციები. მიღებულია უცნობი შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ამგები პროგრამული კომპლექსი.

დასკვნაში ნაჩვენებია, რომ დისერტაციაში შესწავლილია საკითხები, რომლებიც დაკავშირებულია ელექტრონული კომპონენტების საიმედოობის დადგენის დაჩქარებულ მეთოდებთან. სახელდობრ:

ჩამოყალიბებულია და აგებულია საიმედოობის წინასწარმეტყველების ალბათური მოდელი ფორსირებული გამოცდების შედეგების მიხედვით;

ამ მოდელის საფუძველზე შემუშავებულია განმსაზღვრელი ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდები როგორც საფეხურებიანი, ასევე უწყვეტი დატვირთვის შემთხვევაში;

შესწავლილია ის პირობები, რომლის დროსაც ე.წ დაჩქარების ფუნქცია წრფივია;

აგებულია ობიექტების დამველებისა და მუშაუნარიანობის რესურსის გახარჯვის ქიმიურ-კინეტიკური მოდელი და მის საფუძველზე შემუშავებულია დაჩქარებული გამოცდების ჩატარების მეთოდიკა;

შედგენილია არაკლასიკური მეთოდების გამოყენებით შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის აგებისა და საკუთრივ ამ მეთოდების საკვლევი პროგრამული კომპლექსი.

Abstract

A thesis of Mr. Teimuraz Tabatadze entitled “Development and research methods of Accelerated Testing for Reliability of Electronic Component ” is concerned with an active problem of reliability forecast. The thesis consists of 170 pages and pursuant to the Doctoral Thesis compilation instruction comprises the following items: a title page, a signatures’ page, a copy-right page, two annotations (in Georgian and English languages), a summary, a list of tables and drawings. The general text consists of an introduction, a special literature survey, tree chapters, a conclusion and a reference list and an appendix. .

In the introduction the thesis subject actuality value has been discussed, which underscores that for efficiency providing in contemporary radio-electronic or information technology devices it is crucial to utilize high reliable electric components.

Traditional methods for testing efficiency of such components need considerable time and economic expenses. Therefore, it is necessary to develop the accelerated methods for their reliability forecast that would suggest different features of reliability

relatively fast, using less amount of test elements, with enough precision and reliability.

Consequently, the **Goal of Thesis** is elaboration the methods, that allow using accelerated testing to determine reliability features for radio-electronic elements and devices such is Time of non-failure operation Mathematical expectation, Dispersion, etc.

Study of aging of real objects and regularity of resources consumption; Investigation of statistic methods which application, in the case of the minor election, allows to determine the random quantity distribution and its parameters with high precision.

From the methodological point of view **the Scientific Novelty** of achieved outcomes are as follows :

- Has been received reliability forecast probabilistic models for an enforced testing as for tree-step, as well as for uninterrupted regimes.
- A theorem of so called Acceleration Function Linear Criterion has been outlined and proved.
- Based upon reliability physical principle a method has been developed for an extreme margin identification in enforced testing.
- Taking into consideration different circumstances exposed to the objects, deterministic and stochastic chemical-kinetic models of the materials aging had been elaborated.
- Nonclassic methods of comparative analyses for a random quantity distribution function analyses has been carried out.

Applied Aspects:

For products reliable working capability resource time determination has been developed the accelerated test methods as for so called «break off method», as well as for the continuously growing load circumstances.

For an empirical aging on the bases of the Arrhenius model it is also developed a determinative enforced testing provision method.

Having utilized so called two-step «break off method», a formula for activation of the energy measuring for the Arrhenius model is worked out.

A programming complex is worked out for building a random quantity distribution function with a preliminary information and using a small number of selection application.

As a *Scientific Value* of the thesis should be considered the results achieved that anticipates a different approach to the reliability forecast accelerated methods.

In the **First chapter** the tasks concerned with the reliability forecast testing are outlined. Here are introduced also the main definitions, such is so called acceleration function. As a result of its definition in the case of a Linear Model of nonfailure working capability resource consumption distribution integral function is determined. A definition of the acceleration function linearity criterion has been offered. On the ground of Mainer's correlation generalized principle a reliability enforced test performing methodic is developed for the continuous and the step-by-step load options.

In the **Second chapter** deterministic and stochastic models (on the basis of the Phenomenological approach) are considered, by which the kinetics of chemical reaction is explored.

In the first approach material's concentrations are given as a temporal, real functions that are determined by virtue of integral and differential equations of a mechanism reactions description.

For a probabilistic approach the mentioned concentrations are characterized as random processes, distribution of which is to be determined. For each of them the formulas for concentration measuring is found. Using the achieved results a methodic for application of enforced testing is suggested.

It is proved that W activation energy awareness fully resolves an enforced task problem in the case of chemical-kinetic models and its determination is possible using two-step accelerated testing.

In the **Third chapter** is considered random value distribution function building nonclassic ways on the ground of rectangular pulse, a priori-empiric and lowering of uncertainty) methods. By means of computer experiments is explored efficiency each of them and their application recommendations are outlined. A programme complex for building of random quantity distribution has been created.

In the **Conclusion part** in the theses explored issues are described. They are concerned with the electronic components' reliability determination accelerated methods. Namely:

Taking into account the results of the enforced testing a probabilistic model of reliability has been outlined and compiled.

On the ground of the mentioned model the deterministic enforced testing methods application is developed as for step-by-step as well as for continuous load options. The circumstances are studied, when so called acceleration function is linear.

A chemical-kinetic model of the object aging and working capability resource consumption is created and on its ground accelerated test provision methodic is developed.

For applying nonclassic methods for a random quantity distribution function building and for those methods investigation a program complex is compiled.

შინაარსი

ნახაზების ნუსხა	13
ნახაზების ნუსხა	13
შესავალი	13
ლიტერატურის მიმოხილვა	19
შედეგები და მათი განსჯა	26
თავი 1. ფორსირებული გამოცდები საიმედოობის განსაზღვრისათვის	26
1.1 საიმედოობაზე ფორსირებული გამოცდების ამოცანათა ფორმულირება და ძირითადი განმარტებანი	26
1.2 დაჩქარების ფუნქცია ზოგიერთი განაწილებისათვის	28
1.3 დაჩქარების წრფივი ფუნქციის თვისებები	30
1.4 ფორსირებული გამოცდები დაჩქარების ფუნქციის წრფივობისას.	31
1.5 დაჩქარების ფუნქციის წრფივობის კრიტერიუმი	36
1.6 მტყუნებათა წრფივი აჯამვის მაინერის თანაფარდობა	41
1.7 საიმედოობის რესურსის ზოგიერთი თვისება.....	44
1.8 მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობა საიმედოობის ზოგიერთი მოდელისათვის.	49
1.9 უწყვეტი დატვირთვის მეთოდი.....	50
1.10 ფორსირებული დატვირთვის ზედა საზღვრის განსაზღვრა.....	57
1.11 შედეგების მოკლე შეჯამება და დასკვნები	60
თავი 2. საიმედოობის წინასწარმეტყველების ქიმიურ-კინეტიკური მოდელები	65
2.1 მოკლე მიმოხილვა	65
2.2 დაძველებათა მარკოვის მოდელები.....	67
2.3. დაჩქარების ფუნქცია დაძველებათა მარკოვის მოდელებისათვის	73
2.4. შედეგების მოკლე შეჯამება და დასკვნები	77
თავი 3. მცირე ანაკრებთა საშუალებით შემთხვევითი სიდიდის განაწილების კანონის განსაზღვრის მანქანური ანალიზი	82
3.1 მოკლე მიმოხილვა	82
3.2. მართკუთხა წვლილთა მეთოდი.	84
3.3 განუზღვრელობის შემცირების მეთოდი.....	87
3.4 აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდი	88
3.5 მცირე ანაკრებთა მეთოდის თავისებურებების გამოკვლევა სტატისტიკური მოდელირებით ეგმ-ზე.	91
3.6 მანქანური ექსპერიმენტით მიღებული შედეგები და დასკვნები	99
3.7 გამოყენებითი პროგრამის აღწერა	107
3.8 მესამე თავის შეჯამება და დასკვნები.....	109
დასკვნა	112
გამოყენებული ლიტერატურა	113
დანართი.....	118

ცხრილების ნუსხა

ცხრილი 1.4.1 $f(m, \gamma)$ ფუნქციის მნიშვნელობები $\gamma=0.80, 0.90, 0.95, 0.99$ ნდობის ალბათობებისას m სიდიდის ზოგიერთი მნიშვნელობისათვის.	35
ცხრილი 3.6.1 $M[D_m]$ და $\sigma[D_m]$ მნიშვნელობები მართკუთხა წვლილთა მეთოდის შემთხვევაში.	100
ცხრილი 3.6.2 $M[D_m]$ და $\sigma[D_m]$ მნიშვნელობები განუზღვრელობის შემცირების მეთოდის შემთხვევაში.	104
ცხრილი 3.6.3 $M[D_m]$ და $\sigma[D_m]$ მნიშვნელობები აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდის შემთხვევაში.	105
ცხრილი დანართი ბ) 1. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება თანაბარი განაწილებისათვის.	126
ცხრილი დანართი ბ) 2. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება ექსპონენციალური განაწილებისათვის.	126
ცხრილი დანართი ბ) 3. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება რელეის განაწილებისათვის.	127
ცხრილი დანართი ბ) 4. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება ნორმალური განაწილებისათვის.	127
ცხრილი დანართი ბ) 5. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება ლოგარითმულად ნორმალური განაწილებისათვის.	128

ნახაზების ნუსხა

ნახაზი 1.1.1 ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ფუნქციები X და Y დატვირთვაზე.....	27
ნახაზი 1.4.1. (1.4.5) თანაფარდობის გრაფიკული ინტერპრეტაცია.....	33
ნახაზი 1.5.1 სედიაკინის პრინციპის გრაფიკული წარმოდგენა.....	37
ნახაზი 1.5.2 ნაკეთობათა ანარჩევის გამოცდა თანმიმდევრობით X და Y ($Y > X$) დატვირთვაზე.....	38
ნახაზი 1.5.3 ნაკეთობათა ანარჩევის გამოცდა თანმიმდევრობით Y და X ($X < Y$) დატვირთვაზე.....	39
ნახაზი 1.6.1 მაინერის ჰიპოთეზის გრაფიკული ინტერპრეტაცია.....	43
ნახაზი 1.7.1 საიმედოობის საშუალო რესურსის ცნების გრაფიკული წარმოდგენა.....	46
ნახაზი 1.7.2 უწყვეტი დატვირთვა.....	47
ნახაზი 1.7.3 საფეხურებიანი დატვირთვა.....	48
ნახაზი 1.9.4 ცდის მონაცემების გრაფიკული წარმოდგენა.....	54
ნახაზი 1.10.1 ფორსირების ზღვრული დატვირთვის განსაზღვრა.....	59
ნახაზი 3.2.1 X შემთხვევითი სიდიდის აპრიორული განაწილების ფუნქცია როცა $n=0$	85
ნახაზი 3.2.2 X შემთხვევითი სიდიდის აპრიორული განაწილების ფუნქცია როცა $n=1$	86
ნახაზი 3.3.1 განაწილების ფუნქციის შეფასება განუზღვრელობის მეთოდით სამი რეალიზაციის მიხედვით.....	87
ნახაზი 3.4.1 განაწილების ფუნქციის შეფასება აპრიორულემპირიული ფუნქციის მეთოდით სამი რეალიზაციის მიხედვით.	90
ნახაზი 3.5.1 x_i ფსევდოშემთხვევითი რიცხვების მიღების ილუსტრაცია.....	94
ნახაზი 3.6.1 $M[D_m]$ სიდიდის დამოკიდებულება წვლილის d სიგანეზე $n=20$ ანაკრებისათვის ექსპონენციალური განაწილებისთვის.....	101
ნახაზი 3.6.2-ა – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე თანაბარი განაწილებისთვის.....	101
ნახაზი 3.6.2-ბ – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე ექსპონენციალური განაწილებისთვის.....	102
ნახაზი 3.6.2-გ – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე რელეის განაწილებისთვის.	102
ნახაზი 3.6.2-დ – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე ნორმალური განაწილებისთვის.	102
ნახაზი 3.6.2-ე – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე ლოგარითმულ-ნორმალური განაწილებისთვის.	102
ნახაზი 3.7.1 გამოყენებითი პროგრამის ინტერფეისული ნაწილი.....	108

შესავალი

თემის აქტუალობა. მეცნიერების, ტექნიკისა და მრეწველობის განვითარების მიმდინარე ეტაპზე განსაკუთრებულ როლს იძენს სხვადასხვა სახის მოწყობილობათა და სისტემების ეფექტიანობის გზების ძიება. აქედან გამომდინარე, რადიოელექტრონულ მოწყობილობებს, რომლებიც გამოიყენება მანქანა-დანადგარებში, კავშირგაბმულობაში, კვლევით ცენტრებში თუ მეცნიერებისა და ტექნიკის სხვადასხვა დარგებში, მოეთხოვება მაღალი საიმედოობა. როგორც ცნობილია, საიმედოობა არის ნაკეთობის თვისება შეინარჩუნოს თავისი საექსპლუატაციო მაჩვენებლები მოცემულ საზღვრებში მოთხოვნილი დროის ან განსაზღვრული სამუშაოს შესრულების განმავლობაში [1]. რადიოელექტრონული მოწყობილობებისათვის საიმედოობა განისაზღვრება როგორც შერჩეული, ოპტიმიზებული პრინციპული სქემით, ასევე მასში შემავალი ელემენტების ხარისხით. ამ ელემენტების რიცხვი ზოგიერთ შემთხვევაში შეიძლება რამდენიმე ათეულ ათასს აღწევდეს. ასეთი რთული მოწყობილობისათვის მაღალი საიმედოობის უზრუნველყოფა საკმაოდ ძნელი მისაღწევია. ამ პრობლემის გადაჭრის ერთ-ერთ გზას წარმოადგენს მაღალი საიმედოობის მქონე რადიოელექტრონული ელემენტების გამოყენება.

ცნობილია, რომ რაც მეტია ელემენტის (ან საერთოდ ნაკეთობის) საიმედოობა, მით უფრო ძნელია და დიდ დროსა და დანახარჯებს მოითხოვს მისი საიმედოობის მახასიათებლების დადგენა. ამისათვის საჭიროა ჩავატაროთ ხანგრძლივი გამოცდები ელემენტთა საკმარისად დიდ რაოდენობაზე იმ ფაქტორების ზემოქმედებისას, რომლებიც ყველაზე დიდ ზეგავლენას ახდენს მის მუშაუნარიანობაზე, ეს კი მოითხოვს დიდ დროსა და ეკონომიურ დანახარჯებს. გარდა ამისა, ასეთი გამოცდების შემდეგ მიღებული ინფორმაცია შეიძლება მოძველებულიც კი აღმოჩნდეს დღევანდელი ტექნიკისა და ტექნოლოგიის განვითარების მაღალი ტემპების გამო.

ამის გამო უფრო მიზანშეწონილია შევიმუშავოთ საიმედოობის პროგნოზირების დაჩქარებული მეთოდები, რომლებიც საშუალებას მოგვცემს შედარებით მცირე დროში და გამოსაცდელ ელემენტთა ნაკლები რაოდენობის პირობებში საკმარისი სიზუსტითა და სანდოობით დავადგინოთ საიმედოობის სხვადასხვა მახასიათებლები. ასეთი გამოცდები უნდა ტარდებოდეს რაც შეიძლება მარტივი მეთოდით და მოითხოვდეს ნაკლებ ეკონომიკურ დანახარჯებს. ამავე დროს ელემენტთა გამოცდის რეჟიმი თვისობრივად არ უნდა განსხვავდებოდეს რეალური საექსპლუატაციო პირობებისაგან.

სამუშაოს მიზანი. მოცემული სამუშაოს მიზანს წარადგენს: იმ მეთოდების შემუშავება, რომლებიც საშუალებას იძლევა ფორსირებული გამოცდების ჩატარების შედეგად განისაზღვროს რადიოელექტრონულ ელემენტთა და მოწყობილობების საიმედოობის ისეთი მახასიათებლები, როგორცაა უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ფუნქცია, მისი მათემატიკური ლოდინი, დისპერსია და სხვ.; შესწავლილ იქნას რეალური ობიექტების დამველებისა და რესურსის გახარჯვის კანონზომიერებანი; აგრეთვე იმ სტატისტიკური მეთოდების კვლევა, რომელთა საშუალებითაც მცირე ანაკრებთა რიცხვის შემთხვევაში საკმარისი სიზუსტით შეიძლება დავადგინოთ საჭირო შემთხვევითი სიდიდის განაწილება და მისი პარამეტრები.

კვლევის მიზანი. რადგანაც ნაკეთობის მტყუნება წარმოადგენს შემთხვევით მოვლენას, რომელზედაც გავლენას ახდენს სხვადასხვა ფაქტორები, დასახული ამოცანის გადასაწყვეტად ძირითადად გამოყენებულია ალბათობათა თეორიისა და მათემატიკური სტატისტიკის მეთოდები. ობიექტების დამველების პროცესის შესასწავლად გამოყენებულია ფენომენოლოგიური მიდგომა, რომლის დროსაც ცვეთის პროცესების მათემატიკური მოდელი აიგება ქიმიური კინეტიკის მეთოდების საფუძველზე, როგორც დეტერმინისტული, ასევე სტოქასტიკური მიდგომის გამოყენებისას.

მცირე ანაკრებთა მეთოდით განსაზღვრული შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის კვლევისათვის გამოიყენება სტატისტიკური მოდელირების მეთოდები ეგმ-ზე.

კვლევის ამოცანები. სადისერტაციო სამუშაოს მიზნის შესაბამისად მასში დასახულია შემდეგი ძირითადი ამოცანები:

- საიმედოობის წინასწარმეტყველების ალბათური მოდელის აგება ფორსირებული გამოცდების შედეგების მიხედვით;
- ამ მოდელის საფუძველზე განმსაზღვრელი ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდების შემუშავება როგორც საფეხურებიანი, ასევე უწყვეტი დატვირთვის შემთხვევაში;
- იმ პირობების დადგენა, რომლის დროსაც ე.წ დაჩქარების ფუნქცია წრფივია;
- ობიექტების დაძველებისა და მუშაუნარიანობის რესურსის გახარჯვის ქიმიურ-კინეტიკური მოდელის აგება და მის საფუძველზე დაჩქარებული გამოცდების ჩატარება;
- არაკლასიკური მეთოდების გამოყენებით შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის აგებისა და საკუთრივ ამ მეთოდების საკვლევო პროგრამული კომპლექსის შედგენა.

მეცნიერული სიახლე. ნაშრომში მიღებული შედეგების მეცნიერული სიახლე ვლინდება როგორც მეთოდურ, ასევე გამოყენებით ასპექტებში.

მეთოდურ ასპექტში:

- მიღებულია საიმედოობის წინასწარმეტყველების ალბათური მოდელირების ფორსირებული გამოცდებისათვის როგორც საფეხურებიანი, ასევე უწყვეტი დატვირთვის რეჟიმის შემთხვევაში;
- ჩამოყალიბებულია და დამტკიცებულია თეორემა ე.წ. დაჩქარების ფუნქციის წრფივობის კრიტერიუმის შესახებ.
- საიმედოობის ფიზიკურ პრინციპზე დაყრდნობით შემუშავებულია

დატვირთვის ზედა საზღვრის დადგენის მეთოდი ფორსირებული გამოცდებისათვის;

- მიღებულია მასალათა დაძველების დეტერმინისტული და სტოქასტიკური ქიმიურ-კინეტიკური მოდელები ობიექტზე მოქმედ სხვადასხვა ფაქტორების გათვალისწინებით;

- ჩატარებულია შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის განსაზღვრის არაკლასიკური მეთოდების შედარებითი ანალიზი.

გამოყენებით ასპექტში:

- ნაკეთობათა უმტყუნო მუშაობის დროის განსაზღვრისათვის შემუშავებულია დაჩქარებული გამოცდების მეთოდები როგორც ე.წ. "მოტეხვის მეთოდით", ასევე უწყვეტად ზრდადი დატვირთვის პირობებში;

- მასალათა ტემპერატურული დაძველებისათვის, არენიუსის მოდელის საფუძველზე, ასევე შემუშავებულია განმსაზღვრელი ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდები;

- არენიუსის მოდელისათვის, ორსაფეხურიანი ე.წ. "მოტეხვის" მეთოდის საშუალებით, მიღებულია აქტივაციის ენერჯის განსაზღვრის ფორმულა;

- შემუშავებულია უცნობი შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის აგების პროგრამული კომპლექსი წინასწარი აპრიორული ინფორმაციისა და ანაკრებთა მცირე რიცხვის გამოყენებით.

ნაშრომის მეცნიერული ღირებულება. სადისერტაციო ნაშრომის მეცნიერული ღირებულება მდგომარეობს იმაში, რომ მასში მიღებული შედეგები შეიძლება ჩაითვალოს ახალ, განსხვავებულ მიდგომად საიმედოობის პროგნოზირების დაჩქარებული მეთოდებისადმი.

ძირითადი სამეცნიერო მტკიცებულებათა სანდოობა. სადისერტაციო ნაშრომში წამოყენებული ძირითადი სამეცნიერო მტკიცებულებათა და გაკეთებული დასკვნების სანდოობა უზრუნველყოფილია იმით, რომ:

- ყველა შედეგი მიღებულია იმ დაშვებებისა და მეთოდების საფუძველზე, რომლებიც სტატისტიკურ ანალიზში თუ საიმედოობის თეორიაში ჩათვლილია სამართლიანად;

- მიღებული თეორიული დასკვნები შედარებულია როგორც მანქანური, ასევე ლაბორატორიული ექპერიმენტების შედეგებთან.

პრაქტიკული მნიშვნელობა. ნაშრომის შედეგების პრაქტიკული მნიშვნელობა არის ის, რომ შესაძლებელია:

- ჩატარდეს მოცემული მომენტისათვის გამოშვებული პროდუქციისა და ახალი ტიპის ხელსაწყოების საიმედოობის შედარებითი შეფასებები;

- ჩატარდეს იმ მახასიათებლების პარამეტრების მნიშვნელობების განაწილებათა შეფასება (დროისა და დატვირთვის მიხედვით), რომელთა გასვლა წინასწარ დადგენილ საზღვრებს გარეთ ნაკეთობის მტყუნებას იძლევა;

- განისაზღვროს მტყუნებათა დამაჩქარებელი ფაქტორები და შემცირდეს მოცემული საიმედოობის დასამოწმებლად აუცილებელი გამოცდების ხანგრძლივობა;

- დადგინდეს მოსალოდნელ მტყუნებათა თავიდან აცილების ეფექტური საშუალებები;

- მოცემული მიდგომების გავრცელება (გარკვეული თავისებურებების გათვალისწინებით) ისეთ ტექნიკურ სისტემებზე, რომლებშიც წარმოიშობა მათი ეფექტიანობის უზრუნველყოფის პრობლემები.

სადისერტაციო ნაშრომი დაკავშირებულია თბილისის ივ. ჯავახიშვილის სახელმწიფო უნივერსიტეტის ფიზიკის მიკროპროცესორებისა და მიკროპროცესორული სისტემების კათედრის საბიუჯეტო თემასთან - "საიმედოობაზე დაჩქარებული გამოცდების კვლევა".

ნაშრომის აპრობაცია. დისერტაციის ცალკეული შედეგები მოსმენილ იქნა სხვადასხვა სემინარებზე და კონფერენციებზე. მათ შორის:

- სტუდენტთა და ასპირანტთა საერთაშორისო კონფერენციაზე (მოსკოვი 1995);

- თსუ ქიმიის ფაკულტეტის ქიმიური კინეტიკის კათედრის სამეცნიერო-მეთოდურ სემინარზე.

მთლიანობაში დისერტაციის განხილვა ხდებოდა თსუ რადიო-ელექტრონიკისა და მიკროპროცესორებისა და მიკროპროცესორული სისტემების კათედრის სემინარებზე.

პუბლიკაციები. სადისერტაციო ნაშრომში გადმოცემული ძირითადი შედეგები გამოქვეყნებულია შრომებში [62 - 65]

დაცვაზე გამოტანილი დებულებები. დაცვაზე გამოიტანება:

- საიმედოობაზე ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდი ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის განსაზღვრისათვის როგორც უწყვეტი, ასევე საფეხურებიანი დატვირთვის შემთხვევაში;

- მასალათა დაძველების ქიმიურ-კინეტიკური მოდელი და მასზე დაფუძნებული დაჩქარებული გამოცდების ჩატარების მეთოდი ნაკეთობათა ტემპერატურული დეგრადაციის შემთხვევაში;

- მცირე ანაკრების საფუძველზე შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის არაკლასიკური მეთოდებით აგების პროგრამული პაკეტი.

ლიტერატურის მიმოხილვა

საიმედოობის თეორიის განვითარებასთან ერთად პირველი შრომები, რომლებიც ეხებოდა დაჩქარებული გამოცდების შემუშავების პრობლემას ჩატარებული იყო ჯერ კიდევ 50-იან წლებში. მათ შორის აღსანიშნავია ს.სერენსენისა და ვ.კოზლოვის სტატია [2] რომელიც ეხება ნაკეთობათა გამოცდას ხანგამძლეობაზე ცვლადი დატვირთვის ზემოქმედებისას, ასევე ჰ.რომიჯის "დაჩქარებული გამოცდები ხანგამძლეობაზე" [3]. ეს შრომები ფაქტიურად წარმოადგენდა საიმედოობაზე ფორსირებული გამოცდების დასაწყისს, როცა რეჟიმის გამკაცრების შედეგად გამოცდების დროის შემცირება ხდება ნაკეთობაში დამაზიანებელი პროცესების ინტენსიფიკაციის ხარჯზე, ხოლო შემდეგ კი ხორციელდება მიღებული შედეგების გადათვლა ნორმალური პირობებისათვის.

ტექნიკური შესრულების მხრივ არსებობს საიმედოობაზე ფორსირებული გამოცდების ორი გზა:

- წინასწარ არჩეული, მუდმივი დატვირთვის პირობებში;
- გამოცდები საფეხურებიანი ზრდადი დატვირთვისას.

სხვათა შორის [4, 5] შრომებში მოტანილია ექსპერიმენტული მონაცემები კონდესატორების გამოცდებისა საიმედოობაზე უწყვეტად ზრდადი დატვირთვის პირობებში, მაგრამ ასეთ გამოცდებს ფართო გავრცელება ჯერ არ მიუღია.

დატვირთვის გაზრდა რაიმე კრიტიკული მნიშვნელობის ზემოთ ყველა შემთხვევაში იწვევს ისეთი ტიპის მტყუნებათა წარმოშობას, რომლებიც საექსპლუატაციო პირობებში არ დაიკვირვება. ამიტომ წინა პლანზე შეიძლება წამოიწიოს მეორეხარისხოვანმა ფიზიკურ-ქიმიურმა პროცესებმა, რომლებიც ამახინჯებენ ნამდვილ სურათს, ამის გამო დატვირთვის იმ კრიტიკული მნიშვნელობის დადგენა, რომლითაც ხდება ფორსირება, ბუნებრივია, იზიდავს მკვლევარების ყურადღებას [6]. ასევე

მეტად საინტერესოა ფორსირებული გამოცდებისას მიღებული შედეგების გადათვლა საექსპლუატაციო დატვირთვისათვის.

საფეხურებიანი დატვირთვა მოითხოვს გამოსაცდელ ობიექტთა შედარებით მცირე ანარჩევს. ასეთი გამოცდებისას ყოველ საფეხურზე ხდება დატვირთვის მნიშვნელობისა და იმ პარამეტრთა მახასიათებლების ცვლილების საზღვრების დაფიქსირება, რომლითაც განისაზღვრება მტყუნების ალბათობა. ეს მეთოდი საშუალებას იძლევა აიხსნას შიდა კავშირი ელემენტის მტყუნებასა და დატვირთვას შორის. თუმცა კი ხდება დაშვება იმისა, რომ თითოეული წინა დატვირთვის გავლენა შეგვიძლია უგულებელვყოთ.

რადგანაც დატვირთვის ყოველი საფეხური შეესაბამება განსაზღვრულ დროის მონაკვეთს, არ შეიძლება მისი გამოყენება მიღებული მტყუნების ალბათობის ექსტრაპოლაციისათვის დროის სხვა მონაკვეთზე. თუმცა ის შეიძლება გამოვიყენოთ ამა თუ იმ დატვირთვაზე სხვადასხვა კონსტრუქციის ნაკეთობათა მდგრადობის (როგორც ხარისხობრივი, ასევე რაოდენობრივი) შედარებითი ანალიზისათვის. სხვადასხვა ობიექტებზე ამგვარი გამოცდების შედეგად მიღებული ექსპერიმენტული მონაცემები ფართოდაა გაშუქებული [7,8] შრომებში. რაც შეეხება ფორსირებულ გამოცდებს მუდმივ დატვირთვაზე, პრაქტიკაში ისინი გამოიყენება მტყუნების ინტენსივობისა და დამაჩქარებელი ფაქტორების დადგენისათვის, დატვირთვის ოპტიმალური დონის განსაზღვრისათვის "ამოწვითი" დამუშავებისას, აგრეთვე ხვადახვა დატვირთვაზე ობიექტთა დამახასიათებელი პარამეტრების ცვლილების საზღვრების დასადგენად. თუმცა ასეთი გამოცდები მოითხოვს მნიშვნელოვანი მოცულობის სტატისტიკას.

ფორსირებული გამოცდებისათვის მიძღვნილ [9-24] შრომებში დასმულია ისეთი აქტუალური საკითხები, როგორცაა: ფორსირებული გამოცდების ზოგადი პრინციპები; საიმედოობის მახასიათებლების გათვლის მეთოდები ფორსირებული გამოცდების შედეგების მიხედვით,

მისი სიზუსტისა და სანდოობის შეფასება; სისტემების ფორსირებული გამოცდები; მოწყობილობების არჩევა ფორსირებული გამოცდების ჩასატარებლად; ფორსირებული გამოცდების ტექნიკურ-ეკონომიკური ასპექტები.

ამ ნაშრომების ანალიზი გვიჩვენებს, რომ ფორსირებული გამოცდების ამოცანა საკმაოდ რთულია და ჯერ კიდევ შორსაა სრული გადაწყვეტისაგან. მისი მათემატიკური თეორიის აქსიომატიკური აგების მცდელობისათვის მნიშვნელოვანია ნაშრომები [16,17,18]. სწორედ ამ შრომების განვითარების ასპექტშია აგებული დისერტაციის პირველ თავში განხილული ფორსირებული გამოცდების ალბათური მოდელები. პრობლემა განიხილება როგორც ნომინალურ დატვირთვაზე ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ინტეგრალური ფუნქციის მოძებნის ამოცანა ამ სიდიდის ცნობილი ფუნქციის საშუალებით "ფორსირებულ" დატვირთვაზე, რომლის მკაცრი განსაზღვრა წინასწარაა მოცემული. ამოცანა დაიყვანება ე.წ. დაჩქარების ფუნქციის მოძებნაზე, რომელიც თავისი არსით წარმოადგენს რეგრესიის ფუნქციას, ე.ი. დამოკიდებულებას ტოლ ალბათობათა კვანტილებს შორის ნომინალურ და ფორსირებულ დატვირთვაზე. ზოგადად ეს დამოკიდებულება არაწრფივია. ჩამოყალიბებულია და დამტკიცებულია თეორემა აჩქარების ფუნქციის წრფივობის კრიტერიუმის შესახებ.

გამოყვანილია მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობა [19] (ე.წ. მაინერის ჰიპოთეზა) და აგებულია მათემატიკური მოდელი ფორსირებული გამოცდებისათვის უწყვეტად ზრდადი დატვირთვისას. აღსანიშნავია, რომ მაინერის ჰიპოთეზაზე დამყარებულია ფორსირებული გამოცდების ისეთი ცნობილი ტესტები, როგორცაა ბონისა და ლოკატის [20], ენომოტოს [21], აგრეთვე პროს [22]. მათი კრიტიკული გარჩევა მოცემულია [23] ნაშრომში.

ფორსირებული გამოცდების შედეგების მიხედვით საიმედოობის წინასწარმეტყველების მათემატიკური მოდელების აგებისას, გარდაუვლად დგება ობიექტის დამველების კანონზომიერების შესწავლის პრობლემა

ნაკეთობაზე მოქმედ სხვადასხვა ფაქტორებთან დამოკიდებულებაში. ამ ამოცანის გადაწყვეტისას შეინიშნება ფენომენოლოგიური მიდგომა, რომლის დროსაც ცვეთის პროცესების მათემატიკური მოდელები აიგება ექსპერიმენტული კვლევების საფუძველზე მეტნაკლებად დადასტურებული ფიზიკურ-ქიმიური მოსაზრებებით [25,26,27,28,29,30]. კერძოდ რ. ჰევილენდის ნაშრომში [27] წამოყენებულია იდეა ობიექტის გარემოსთან ურთიერთქმედებისას დამკველების პროცესი შესწავლილ იქნას ქიმიური კინეტიკის მეთოდით, რომლის ძირითად არსს წარმოადგენს მორეაგირე ნივთიერებათა კონცენტრაციის დროში ცვლილების აღწერა როგორც დეტერმინისტული, ასევე სტოქასტიკური მიდგომის საფუძველზე. აღსანიშნავია, რომ ჰევილენდი იყენებს მხოლოდ დეტერმინისტულ მიდგომას.

დისერტაციაში გამოყენებულია სტოქასტიკური მიდგომაც, რომელიც პირველად მოცემულია ბართლომეის მიერ ქიმიური რეაქციების აღწერისათვის. ამ მიდგომის არსი მდგომარეობს იმაში, რომ მორეაგირე ნივთიერებების კონცენტრაციები განსაზღვრულია როგორც შემთხვევითი პროცესები, რომელთა ალბათური მახასიათებლები დადგენა ხდება რეაქციის აღმწერი მოდელების მექანიზმიდან.

ორივე ამ მიდგომის საფუძველზე, გარემოსთან ობიექტის ურთიერთქმედებიდან გამომდინარე, აგებულია დეტერმინისტული და მარკოვის სტოქასტიკური მოდელები ობიექტის დამკველების პროცესისათვის. ორივე მოდელს კიდევ ერთი გზით მივყავართ მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობამდე [19,28]. ამის საფუძველზე მოცემულია მათემატიკური მოდელი საიმედოობის წინასწარმეტყველებისათვის ფორსირებული გამოცდების შედეგების მიხედვით.

საიმედოობაზე დაჩქარებული გამოცდების პრობლემას, გარდა ფორსირებული გამოცდებისა, შეიძლება მივუდგეთ სხვაგვარადაც, თუ გამოვიყენებთ შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის აგების არაკლასიკურ გზებს. ტრადიციული სტატისტიკური ანალიზის

მათემატიკური მეთოდები საშუალებას იძლევა მივიღოთ საჭირო ინფორმაცია, როდესაც ხელთ გვაქვს საწყისი მონაცემების საკმარისად დიდი რაოდენობა, რომელიც წარმოადგენს შემთხვევით ანაკრებს უსასრულო რაოდენობის გენერალური ერთობლიობიდან. ასეთი შემთხვევისათვის შემუშავებულია ექსპერიმენტული მონაცემების დამუშავების მეთოდები და თანხმობის სხვადასხვა კრიტერიუმები, რომელთა გამოყენება საშუალებას იძლევა მივიღოთ პარამეტრთა ეფექტური და საკმარისი შეფასებები, დავადგინოთ შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის სახე და ხასიათი. იმასთან დაკავშირებით, რომ პრაქტიკაში უმთავრესად საქმე გვაქვს სასრული ანაკრების ანალიზთან, გათვლილია დიდ რიცხვთა სპეციალური ცხრილები, რომლებიც საშუალებას იძლევა დასაბუთებულად გამოვიყენოთ ტრადიციული სტატისტიკური მეთოდები ექსპერიმენტის შედეგად მიღებული სასრული რაოდენობის მონაცემებისთვის. ამ ცხრილებით განისაზღვრება ანაკრების საკმარისი და აუცილებელი მოცულობა, რათა მივიღოთ გამოსაკვლევი განაწილების პარამეტრთა შეფასებები მოცემული სანდოობით და ვიპოვოთ ის საზღვრები, რომელშიაც განსაზღვრული ალბათობით მოთავსებულია სამიხეობილი სიდიდე. იმ შემთხვევებში, როცა საქმე გვაქვს ისეთ ექსპერიმენტთან, რომელიც მიზანშეწონილია ჩავატაროთ ბევრჯერ, ეს მეთოდი საკმარისად გამოსადეგია. თუმცა საკითხის ამგვარი გადაწყვეტა აღარ აკმაყოფილებდა სპეციალისტებს და ისინი მიმართავდნენ ექსპერიმენტის შედეგების უფრო პროგრესულ შეფასებას ვალდის მიმდევრობითი ანალიზის მეთოდით [32]. მიმდევრობითი ანალიზი, რიგი უპირატესობების გამო ტრადიციულ ანალიზთან შედარებით, წარმოადგენს მომდევო საფეხურს ინფორმაციის ეფექტურად გამოყენების პრობლემის გზაზე.

როდესაც საჭიროა იმ ინფორმაციის ანალიზი, რომელიც წარმოადგენილია დაკვირვებათა მცირე რიცხვით (მაგალითად, როცა ანაკრების მოცულობა $N < 20$), ექსპერიმენტული მონაცემების სტატისტიკური ანალიზის საყოველთაოდ მიღებული მეთოდები ნაკლებად

ეფექტურია და ზოგიერთ შემთხვევაში მათი გამოყენება საკმარისად სანდო შეფასებას არ იძლევა.

როული სისტემების შემუშავება, წარმოება და მათი მუშაუნარიანობის შემოწმება, აგრეთვე ზოგიერთი ექსპერიმენტული სამუშაოების სირთულე და მაღალი ღირებულება (სწორედ მათ რიცხვს მიეკუთვნება საიმედოობაზე გამოცდების ჩატარება) მოითხოვს მცირე ანაკრების მონაცემებით მოცემული ინფორმაციის უფრო ეფექტურად გამოყენებას.

პირველად შეზღუდული მოცულობის ინფორმაციის ეფექტური გამოყენების პრობლემა ჩამოყალიბებულა და ნაწილობრივ გადაწყვეტილია ვ. ჭავჭავაძისა და ვ. ქუმსიშვილის მიერ [33]. იგი განხილულია როგორც დაკვირვებათა მცირე რიცხვის პირობებში შემთხვევითი X სიდიდის განაწილების კანონის განსაზღვრის ამოცანა. მისი გადაწყვეტის მეთოდს ავტორებმა უწოდეს მართკუთხა წვლილთა მეთოდი. მისთვის დამახასიათებელია:

1) უცნობი განაწილების $F(x)$ კანონის შესახებ დამატებითი აპრიორული ინფორმაციის გამოყენება;

2) განაწილების ემპირიული $F(x)$ ფუნქციის აგებისას შემთხვევითი X სიდიდის მნიშვნელობათა რეალიზაციის ფლუქტუაციური ხასიათის გათვალისწინება. ვ. ჭავჭავაძისა და ვ. ქუმსიშვილის ამ იდეის გასავითარებლად და დასაფუძნებლად მუშაობდნენ ი.ვ. ერიომენკო და ა.პ. სვერდლიკი [34], რომლებმაც შეიმუშავეს ე.წ. განუზღვრელობის შემცირების მეთოდი, აღსანიშნავია ასევე ო.ნ. ბერიოზინის კვლევები [35]. მნიშვნელოვნად წასწიეს წინ პრობლემის შესწავლა ი.პ. დემაკოვმა და ვ.ე. პოტეპუნმა [36,37], რომლებიც იკვლევდნენ ამ მეთოდების ეფექტურობას სხვადასხვა განაწილებებისთვის ეგმ-ის გამოყენებით.

განაწილების ემპირიული კანონის განსაზღვრის ყველა ეს ახალი, არაკლასიკური მეთოდი არსებითად ემყარება ორ ძირითად იდეას, რომელიც გამომდინარეობს [32] ნაშრომიდან, სახელდობრ:

1) გარკვეული სახით მოცემული აპრიორული ინფორმაციის გათვალისწინება უცნობი განაწილების თეორიული კანონისათვის;

2) ყოველი დაკვირვების რაციონალურად გამოყენება მისთვის აბსოლუტური მნიშვნელობის მიუნიჭებლად. შემდეგ კი რაიმე გზით ცალკეული რეალიზაციით მიღებული ინფორმაციის გადანაწილება მეზობელ არეებზე. განსხვავება მათ შორის დაიყვანება იმ ინფორმაციის გადანაწილების ხერხზე, რომელსაც მოგვაწოდებს X შემთხვევითი სიდიდის კონკრეტული რეალიზაცია.

მიუხედავად იმისა, რომ ეს მეთოდები კლასიკურ მეთოდთან შედარებით ანაკრებთა მცირე რიცხვის შემთხვევაში, უფრო ეფექტურია, მათ ჯერ კიდევ არ მიუღია ფართო პრაქტიკული გამოყენება. ამის მიზეზია ის, რომ ისინი ჯერ კიდევ არასაკმარისადაა გამოკვლეული და არაა გამომუშავებული რეკომენდაციები იმ ამოცანების სპეციფიკაზე, რომლისთვისაც უნდა იქნას თითოეული მათგანი გამოყენებული.

შედგები და მათი განსჯა

თავი 1. ფორსირებული გამოცდები საიმედოობის განსაზღვრისათვის

1.1 საიმედოობაზე ფორსირებული გამოცდების ამოცანათა ფორმულირება და ძირითადი განმარტებანი.

ვთქვათ $q_1=F_x(\Theta)$ და $q_2=F_y(\Theta)$ წარმოადგენენ რაიმე ელემენტის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ფუნქციებს შესაბამისად X და Y დატვირთვის შემთხვევაში.

დავუშვათ, რომ ყველა დადებითი Θ -თვის ადგილი აქვს უტოლობას

$$F_x(\Theta) < F_y(\Theta). \quad (1.1.1)$$

$F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ ფუნქციები აკმაყოფილებენ პირობებს:

$$F_x(0)=F_y(0)=0,$$

$$\lim_{\Theta \rightarrow \infty} F_x(\Theta) = \lim_{\Theta \rightarrow \infty} F_y(\Theta) = 1.$$

ამ შემთხვევაში Y დატვირთვას ვუწოდოთ ფორსირებული X -ის მიმართ და ეს ჩავწეროთ შემდეგი უტოლობის სახით:

$$Y > X. \quad (1.1.2)$$

(1.1.1) პირობის შესრულებას ვუწოდებთ "ფორსირების პრინციპს".

ვთქვათ t არის დროის ის მონაკვეთი, რომლის განმავლობაშიც მიიღწევა მტყუნობის ალბათობის რაიმე Q მნიშვნელობა Y რეჟიმში. τ იყოს შესაბამისი დრო X რეჟიმში. (ნახ. 1.1.1). ასეთ შემთხვევაში ცხადია, რომ t ყოველ მნიშვნელობას შეგვიძლია შევუსაბამოთ ისეთი τ დროის მნიშვნელობა, რომელიც განისაზღვრება ფუნქციით

$$\tau=g(t), \quad (1.1.3)$$

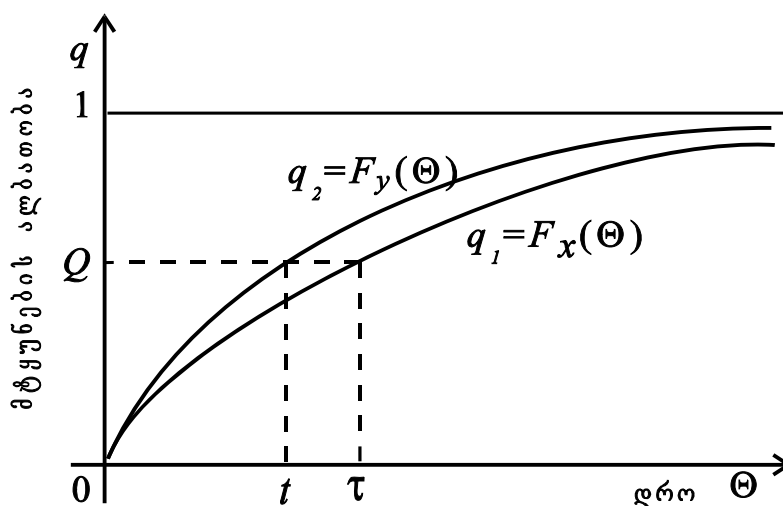
და აკმაყოფილებს ტოლობას:

$$F_y(t)=F_x(g(t)), \quad (1.1.4)$$

ასეთი სახით შემოყვანილ ფუნქციას პირობითად ვუწოდოთ "დაჩქარების ფუნქცია". ის ამყარებს კავშირს ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ინტეგრალურ ფუნქციებს შორის ორ სხვადასხვა რეჟიმში. ცხადია, რომ ფორსირების რეჟიმის პირობებში g არის t არგუმენტის არაკლებადი ფუნქცია, რომელიც აკმაყოფილებს პირობებს

$$g(0)=0,$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} g(t) = \infty.$$



ნახ. 1.1.1 ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ფუნქციები X და Y დატვირთვაზე

ფორსირებული გამოცდების ამოცანას წარმოადგენს ელემენტის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების $F_x(\Theta)$ ინტეგრალური ფუნქციის პოვნა ცნობილი $F_y(\Theta)$ ფუნქციის საშუალებით. კერძო შემთხვევაში ფორსირებული გამოცდების ამოცანად შეიძლება მივიღოთ $F_x(\Theta)$ განაწილების რაიმე რიცხობრივი მახასიათებლების (მაგალითად უმტყუნო მუშაობის საშუალო დროის) პოვნა $F_y(\Theta)$ განაწილების კანონის ცნობილი რიცხვითი მახასიათებლების საშუალებით.

ცხადია, რომ ასეთი მიდგომის შემდეგ ფორსირებული გამოცდების

ამოცანათა პრობლემა ადვილად შეიძლება მივიყვანოთ g დაჩქარების ფუნქციის განსაზღვრამდე.

1.2 დაჩქარების ფუნქცია ზოგიერთი განაწილებისათვის

შევეცადოთ განვსაზღვროთ დაჩქარების ფუნქცია იმ შემთხვევებისთვის, როდესაც $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ აღწერენ ერთსა და იმავე განაწილების კანონებს, რომლებიც განსხვავდებიან მხოლოდ პარამეტრებით. შევთანხმდეთ, რომ ამ პარამეტრებს მივაკუთვნოთ ინდექსები x და y შესაბამისად X და Y დატვირთვისათვის

1. ვაიბულის განაწილება.

ამ შემთხვევაში განაწილების $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ ინტეგრალურ ფუნქციებს X და Y რეჟიმებისთვის აქვს სახე:

$$\left. \begin{aligned} F_x(\Theta) &= 1 - \exp\left(-\frac{\Theta^{\alpha_x}}{\beta_x}\right) \\ F_y(\Theta) &= 1 - \exp\left(-\frac{\Theta^{\alpha_y}}{\beta_y}\right) \end{aligned} \right\}, \quad (1.2.1)$$

სადაც α_x , α_y და β_x , β_y ფორმისა და მასშტაბის პარამეტრებია შესაბამისად X და Y რეჟიმის პირობებში.

დაჩქარების ფუნქცია განისაზღვრება (1.1.4) თანაფარდობის საფუძველზე:

$$F_x(\tau) = F_y(t)$$

საიდანაც

$$\tau = g(t) = \left(\frac{\beta_x}{\beta_y}\right)^{\frac{1}{\alpha_x}} \cdot t^{\frac{\alpha_y}{\alpha_x}}. \quad (1.2.2)$$

ექსპონენციალური კანონის შემთხვევაში, როცა $\alpha_x = \alpha_y = 1$ უკანასკნელი ტოლობა დებულობს სახეს:

$$\tau = g(t) = \frac{\beta_x}{\beta_y} \cdot t. \quad (1.2.3)$$

როცა $\alpha_x = \alpha_y = 1$ (რელეის კანონი), მიიღება:

$$\tau = g(t) = \sqrt{\frac{\beta_x}{\beta_y}} \cdot t. \quad (1.2.3)$$

2. ლოგარითმულად ნორმალური განაწილება.

ამ შემთხვევაში უმტყუნო მუშაობის t დროის განაწილების ათობითი ლოგარითმი განაწილებულია ნორმალურად, ანუ გაუსის განაწილებით. $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ ფუნქციები შესაბამისი დატვირთვისათვის შეგვიძლია ჩავწეროთ შემდეგი სახით:

$$\left. \begin{aligned} F_x(\Theta) &= \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{U_x} \exp\left(-\frac{Z^2}{2}\right) dZ \\ F_y(\Theta) &= \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{U_y} \exp\left(-\frac{Z^2}{2}\right) dZ \end{aligned} \right\}, \quad (1.2.5)$$

სადაც

$$\left. \begin{aligned} U_x &= \frac{\lg \Theta - \lg a_x}{\sigma_x} \\ U_y &= \frac{\lg \Theta - \lg a_y}{\sigma_y} \end{aligned} \right\}. \quad (1.2.6)$$

ამ თანაფარდობებში α_x , α_y და σ_x , σ_y ლოგარითმულად ნორმალური განაწილების პარამეტრებია. კერძოდ კი $\lg \alpha_x$ და $\lg \alpha_y$ წარმოადგენენ ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის ათობითი ლოგარითმის მათემატიკურ ლოდინებს, შესაბამისად X და Y დატვირთვისას, ხოლო σ_x , და σ_y ამ სიდიდეთა საშუალო კვადრატული გადახრებია იმავე პირობებში.

(1.1.4) განტოლების საფუძველზე:

$$U_x(\tau) = U_y(t),$$

აქედან დაჩქარების ფუნქციისათვის:

$$\tau = g(t) = \frac{\alpha_x}{(\alpha_y)^{\sigma_x/\sigma_y}} \cdot t^{\sigma_x/\sigma_y}. \quad (1.2.7)$$

კერძო შემთხვევაში, როცა $\sigma_x = \sigma_y$

$$\tau = g(t) = \frac{\sigma_x}{\sigma_y} \cdot t. \quad (1.2.8)$$

ზემოთმოყვანილი (1.2.3), (1.2.4) და (1.2.8) თანაფარდობებიდან გამოდის, რომ განსაზღვრული პირობების შესრულებისას დაჩქარების ფუნქცია წრფივია, ე.ი. წარმოდგენილი შეიძლება იყოს $g(t)=ct$ სახით, სადაც c რაიმე მუდმივია, რომელიც დამოკიდებულია მხოლოდ ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების კანონებზე X და Y დატვირთვის პირობებში.

1.3 დაჩქარების წრფივი ფუნქციის თვისებები

ზემოთ განხილული მაგალითები დაჩქარების ფუნქციისათვის გვიჩვენებენ, რომ ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის განაწილების კანონის ტიპის შენარჩუნება არ არის საკმარისი პირობა დაჩქარების ფუნქციის წრფივობისათვის. თუმცა შეგვიძლია ვთქვათ, რომ თუ ეს ფუნქცია წრფივია, განაწილების კანონის ტიპი უცვლელი რჩება X და Y რეჟიმში.

მართლაც, ვთქვათ დაჩქარების ფუნქცია წრფივია ე.ი. $g(t)=ct$ მაშინ განაწილების $F_y(\Theta)$ ინტეგრალური ფუნქციისათვის შეგვიძლია დავწეროთ:

$$F_y(\Theta) = F_y(c \cdot \Theta)$$

აქედან ცხადია, რომ $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta) = F_y(c \cdot \Theta)$ ფუნქციები აღწერენ ერთი და იმავე ტიპის განაწილებებს.

წრფივი მოდელის შემთხვევაში არსებობს საკმარისად მარტივი დამოკიდებულება $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ განაწილებების მომენტებს შორის.

მართლაც, დაჩქარების ნებისმიერი სახის ფუნქციის დროს გვაქვს:

$$\left. \begin{aligned} \alpha_x^{(k)} &= \int_0^{\infty} \Theta^k dF_x(\Theta) \\ \alpha_y^{(k)} &= \int_0^{\infty} \Theta^k dF_y(\Theta) = \int_0^{\infty} \Theta^k dF_x(g(\Theta)) \end{aligned} \right\}, \quad (1.3.1)$$

$$\left. \begin{aligned} \mu_x^{(k)} &= \int_0^{\infty} (\Theta - \alpha_x^{(1)})^k dF_x(\Theta) \\ \mu_x^{(k)} &= \int_0^{\infty} (\Theta - \alpha_y^{(1)})^k dF_y(\Theta) = \int_0^{\infty} (\Theta - \alpha_y^{(1)})^k dF_x(g(\Theta)) \end{aligned} \right\}. \quad (1.3.2)$$

აქ $\alpha_x^{(k)}$, $\alpha_y^{(k)}$ და $\mu_x^{(k)}$, $\mu_y^{(k)}$ არიან $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ განაწილებების k რიგს საწყისი და ცენტრალური მომენტები. როდესაც დაჩქარების ფუნქცია წრფივია უკანასკნელი ტოლობებიდან მივიღებთ:

$$\frac{\alpha_x^{(k)}}{\alpha_y^{(k)}} = \frac{\mu_x^{(k)}}{\mu_y^{(k)}} = c^k. \quad (1.3.3)$$

ამგვარად ცხადი ხდება, რომ წრფივი მოდელის შემთხვევაში ფორსირებული გამოცდების პრობლემა ადვილად ერთადერთი c კოეფიციენტის განსაზღვრამდე.

1.4 ფორსირებული გამოცდები დაჩქარების ფუნქციის წრფივობისას.

ფორსირებული გამოცდების გადაჭრის პრობლემას დაჩქარების ფუნქციის წრფივობისას შეიძლება მივუდგეთ შემდეგნაირად.

ექსპერიმენტისათვის აიღება n რაოდენობის ნაკეთობათა ორი ანარჩევი და გამოიცდება: პირველი მათგანი X დატვირთვაზე m რაოდენობის ($m < n$) მტყუნების მოხდენამდე; მეორე ანარჩევი კი Y ($Y > X$) დატვირთვაზე ყველა n ნაკეთობის მტყუნებამდე. ამ გამოცდების შედეგად მიღებული ინფორმაცია შეგვიძლია წარმოვალგინოთ ორი ვარიაციული მწკრივით

$$\left. \begin{array}{l} \tau_1, \tau_2, \dots, \tau_m \\ t_1, t_2, \dots, t_m, t_{m+1}, \dots, t_n \end{array} \right\}$$

რომლის ნებისმიერი j -ური წევრი წარმოადგენს j -ური მტყუნების მომენტს შესაბამისა X და Y დატვირთვებისას. თითოეული ამ ხდომილების დროს მტყუნების ალბათობა იზრდება ნახტომით $\frac{1}{n}$ სიდიდით.

c კოეფიციენტის ჭეშმარიტი, თეორიული მნიშვნელობა წარმოადგენს იმ τ და t სიდიდეების ფარდობას რომლებიც არიან ტოლ ალბათობათა შესაბამისი კვანტილები X და Y დატვირთვის დროს. ექსპერიმენტის შედეგად კი c სიდიდე შეგვიძლია შევაფასოთ (τ_m, t_m) მნიშვნელობათა წყვილით, რომლებიც შეესაბამება ერთი და იგივე $\varrho = \frac{m}{n}$ მტყუნების

აღბათობას. რადგანაც Q აღბათობის შესაბამისი τ_m და t_m ემპირიული კვანტილები წარმოადგენენ შემთხვევით სიდიდეებს, ამიტომ c კოეფიციენტის

$$\hat{c} = \frac{\tau_m}{t_m} \quad (1.4.1)$$

შეფასებაც აღმოჩნდება შემთხვევითი სიდიდე. ამის გამო წამოიჭრება ამოცანა იმ c_+ ზედა და c_- ქვედა საზღვრების მითითებისა, რომელთა შორის, განსაზღვრული γ ნდობის აღბათობით, მოთავსებულია c კოეფიციენტის ჭეშმარიტი მნიშვნელობა. ამისათვის საჭიროა ვიცოდეთ τ_m და t_m შემთხვევით სიდიდეთა განაწილებები.

ემპირიული კვანტილების შესახებ ზღვრული თეორემიდან გამომდინარე τ_m და t_m შემთხვევით სიდიდეთა შესახებ შეიძლება ვთქვათ, რომ საკმარისად ზოგადი დაშვებისას $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ განაწილებების ინტეგრალური ფუნქციების მიმართ, ისინი განაწილებული არიან ასიმპტოტურად ნორმალურად და მათი მათემატიკური ლოდინებია $M[\tau_m]$ და $M[t_m]$. (ეს სიდიდეები წარმოადგენენ $Q = \frac{m}{n}$ აღბათობის შესაბამის კვანტილთა ჭეშმარიტ მნიშვნელობებს). რაც შეეხება σ_x და σ_y საშუალო კვადრატულ გადახრებს, ისინი განისაზღვრებიან ფორმულებით:

$$\left. \begin{aligned} \sigma_x &= \frac{\sqrt{F_x(\tau_m) \cdot [1 - F_x(\tau_m)]}}{\sqrt{n \cdot F'_x(\tau_m)}} \\ \sigma_y &= \frac{\sqrt{F_x(\tau_m) \cdot [1 - F_x(\tau_m)]}}{\sqrt{n \cdot F'_y(\tau_m)}} \end{aligned} \right\}. \quad (1.4.2)$$

სხვაგვარად რომ ვთქვათ, როცა $n \rightarrow \infty$

$$\left. \begin{aligned} \text{Prob} \left\{ \frac{|\tau_m - M[\tau_m]|}{\sigma_x} \leq Z \right\} &= 2\Phi(Z) \\ \text{Prob} \left\{ \frac{|t_m - M[t_m]|}{\sigma_y} \leq Z \right\} &= 2\Phi(Z) \end{aligned} \right\}, \quad (1.4.3)$$

სადაც $\Phi(Z)$ – ლაპლასის ფუნქციაა

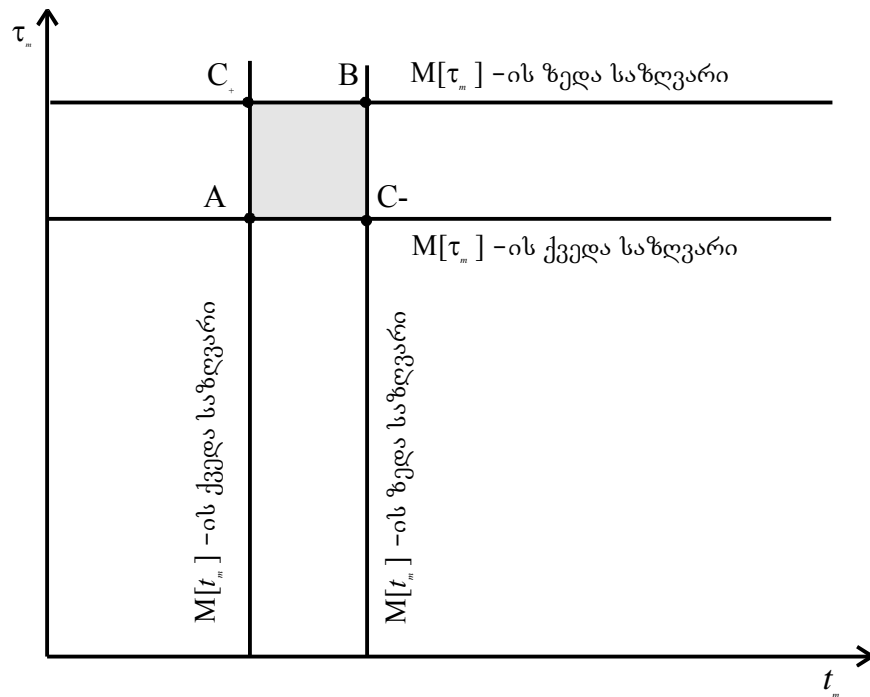
$$\Phi(Z) = \int_0^Z \exp\left(-\frac{S^2}{2}\right) dS. \quad (1.4.4)$$

ამგვარად γ' ნდობის ალბათობით შეგვიძლია დავწეროთ, რომ

$$\left. \begin{aligned} \tau_m - \sigma_x Z_{\gamma'} &\leq M[\tau_m] \leq \tau_m + \sigma_x Z_{\gamma'} \\ t_m - \sigma_y Z_{\gamma'} &\leq M[t_m] \leq t_m + \sigma_y Z_{\gamma'} \end{aligned} \right\}, \quad (1.4.5)$$

სადაც $Z_{\gamma'}$ არის შემდეგი განტოლების ამონახსნი

$$2\Phi(Z_{\gamma'}) = \gamma'. \quad (1.4.5)$$



ნახ. 1.4.1. (1.4.5) თანაფარდობის გრაფიკული ინტერპრეტაცია

ნახ. 1.4.1-ზე მოცემულია (1.4.5) თანაფარდობის გრაფიკული ინტერპრეტაცია, საიდანაც ჩანს, რომ $(M[t_m], M[\tau_m])$ არაშემთხვევითი წერტილის AC_+BC_- შემთხვევით მართკუთხედში მოხვედრის ალბათობა ტოლია $(\gamma')^2$. აქედან გამომდინარე ასეთივე $M[t_m] = \gamma$ ალბათობით

$c = \frac{M[\tau_m]}{M[t_m]}$ სიდიდე იქნება მოთავსებული $[c, c_+]$ საზღვრებში, სადაც

$$\left. \begin{aligned} c_- &= \frac{\tau_m - \sigma_x Z_{\gamma'}}{\tau_m + \sigma_x Z_{\gamma'}} \\ c_+ &= \frac{\tau_m + \sigma_x Z_{\gamma'}}{t_m - \sigma_y Z_{\gamma'}} \end{aligned} \right\}. \quad (1.4.7)$$

წინასწარ მოცემული γ ნდობის ალბათობით შეგვიძლია ვიპოვოთ γ' სიდიდეც როგორც $\sqrt{\gamma}$. თუმცა (1.4.7) თანაფარდობების გამოყენება მაინც გაძნელებულია, რადგანაც σ_x და σ_y სიდიდეების განმსაზღვრელ (1.4.2) ფორმულებში შედის უცნობი $F_x(\Theta)$ განაწილების ინტეგრალური ფუნქცია, რომლის მოძებნა თავად წარმოადგენს ფორსირებული გამოცდების პრობლემას. რაც შეეხება $F_y(\Theta)$ ფუნქციას, რმელიც ასევე შედის (1.4.2) ფორმულაში, ის შეიძლება შევაფასოთ ექსპერიმენტულად ჰიპოთეზათა შემოწმების კლასიკური მეთოდით.

ამ გართულებული სიტუაციიდან გამოსავალი მდგომარეობს იმ ცნობილ ფაქტში, რომ ყველა უწყვეტი განაწილება ალბათობათა მცირე მნიშვნელობისათვის შეიძლება აპროქსიმირებული იქნას ექსპონენციური კანონით. კერძოდ ასეთი აპროქსიმაცია მისაღებია $F_x(\Theta)$ ფუნქციისათვის, რომელიც $\Theta = \tau_m$ არგუმენტისათვის დებულობს $Q = \frac{m}{n} \ll 1$ მნიშვნელობას. მით უფრო მიზანშეწონილი იქნება მისი გამოყენება $F_y(\Theta)$ ფუნქციისათვის, რადგან $\tau_m < t_m$.

ამიტომ საჭიროა დავუშვათ, რომ

$$\left. \begin{aligned} F_x(\tau_m) &= 1 - \exp(-\lambda_x \cdot \tau_m) \\ F_x'(\tau_m) &= \lambda_x \exp(-\lambda_x \cdot \tau_m) \end{aligned} \right\} \quad (1.4.8)$$

$$\left. \begin{aligned} F_y(\tau_m) &= 1 - \exp(-\lambda_y \cdot \tau_m) \\ F_y'(\tau_m) &= \lambda_y \exp(-\lambda_y \cdot \tau_m) \end{aligned} \right\} \quad (1.4.9)$$

სადაც λ_x და λ_y განისაზღვრება შემდეგი თანაფარდობებით

$$\left. \begin{aligned} \lambda_x &= \frac{m}{n \cdot \tau_m} \\ \lambda_y &= \frac{m}{n \cdot t_m} \end{aligned} \right\} \quad (1.4.10)$$

უკანასკნელი ტოლობების გათვალისწინებით (1.4.2) ფორმულიდან მივიღებთ:

$$\left. \begin{aligned} \sigma_x &\approx \frac{\tau_m}{\sqrt{m}} \\ \sigma_y &= \frac{t_m}{\sqrt{m}} \end{aligned} \right\} \quad (1.4.10)$$

(1.4.2') მნიშვნელობების (1.4.7)-ში ჩასმა გვაძლევს

$$\left. \begin{aligned} c_- &= \hat{c} \cdot f(m, \gamma) \\ c_+ &= \hat{c} / f(m, \gamma) \end{aligned} \right\} \quad (1.4.7')$$

სადაც

$$f(m, \gamma) = \frac{\sqrt{m} - Z_{\sqrt{\gamma}}}{\sqrt{m} + Z_{\sqrt{\gamma}}} \quad (1.4.11)$$

უკანასკნელი ფორმულის მნიშვნელობები $\gamma=0,80; 0,90; 0,95; 0,99$ ნდობის ალბათობებისას m სიდიდის ზოგიერთი მნიშვნელობებისათვის მოტანილია

1.4.1 ცხრილში

ცხრილი 1.4.1 $f(m, \gamma)$ სიდიდის მნიშვნელობები.

γ	0,80	0,90	0,95	0,99
$Z_{\sqrt{\gamma}}$	1,62	1,95	2,24	2,81
$m \backslash f(m, \gamma)$	$\frac{\sqrt{m} - Z_{\sqrt{\gamma}}}{\sqrt{m} + Z_{\sqrt{\gamma}}}$			
5	0,160	0,068		
10	0,322	0,237	0,171	0,159
15	0,410	0,330	0,267	0,159
20	0,468	0,392	0,332	0,228
25	0,510	0,439	0,381	0,280
30	0,543	0,475	0,419	0,419
35	0,570	0,504	0,451	0,322
40	0,592	0,529	0,477	0,356
50	0,627	0,568	0,519	0,385
60	0,644	0,598	0,551	0,431
70	0,676	0,622	0,578	0,468
80	0,693	0,642	0,599	0,497
90	0,708	0,659	0,618	0,543
100	0,721	0,674	0,634	0,561
200	0,794	0,758	0,726	0,668
300	0,829	0,798	0,771	0,721
400	0,850	0,822	0,798	0,754
500	0,856	0,840	0,818	0,777
600	0,876	0,852	0,832	0,794
700	0,885	0,863	0,844	0,808

1.5 დაჩქარების ფუნქციის წრფივობის კრიტერიუმი

იმის გამო, რომ ფორსირებული გამოცდების პრობლემა არსებითად მარტივდება წრფივი მოდელის შემთხვევაში, მნიშვნელოვან ამოცანას წარმოადგენს დაჩქარების ფუნქციის წრფივობის კრიტერიუმის დადგენა.

ამისათვის წინასწარ განვიხილოთ ნ.მ. სედიაკინის ფიზიკური საიმედოობის პრინციპი [38], ოღონდ წინასწარ მივცეთ მას ჩვენთვის სასურველი ფორმა.

ვთქვათ სათანადო ექსპერიმენტის შედეგად ნაპოვნია უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ ფუნქციები X და $Y(Y>X)$ რეჟიმში. (ნახ1.1.1). ამასთან დავუშვათ, რომ ტარდება კიდევ ერთი ექსპერიმენტი შემდეგი სახის: ნაკეთობათა ანარჩევი გამოიცდება ჯერ X რეჟიმში განსაზღვრული Θ_1 დროის განმავლობაში შემდეგ კი გადაჰყავთ Y დატვირთვაზე.

აღვნიშნოთ $F_{xy}(\Theta/\Theta_1)$ -ით უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ფუნქცია ამ პირობებში. ცხადია, რომ

$$F_{xy}(\Theta/\Theta_1) = \begin{cases} F_x(\Theta) & \text{როცა } \Theta < \Theta_1 \\ F_{\Theta_1}(\Theta) & \text{როცა } \Theta > \Theta_1 \end{cases}, \quad (1.5.1)$$

სადაც $F_{\Theta_1}(\Theta)$ ფუნქციის სახე საზოგადოდ ცნობილი არ არის.

$F_{\Theta_1}(\Theta)$ ფუნქციის სახის დადგენა ექსპერიმენტის გზით მოითხოვს დიდ სტატისტიკას, რადგან ის ორ Θ და Θ_1 ცვლადებზეა დამოკიდებული, თეორიულ ასპექტში კი მიზანშეწონილია შემდეგი მტკიცებულების პოსტულირება.

ა) ელემენტის მუშაობა X რეჟიმში არ ცვლის მისი საიმედოობის კანონს Y რეჟიმისათვის, სხვაგვარად რომ ვთქვათ $F_{\Theta_1}(\Theta)$ მრუდი წარმოადგენს $F_y(\Theta)$ მრუდის ნაწილს;

ბ) ყველა $\Theta > \Theta_1$ -თვის

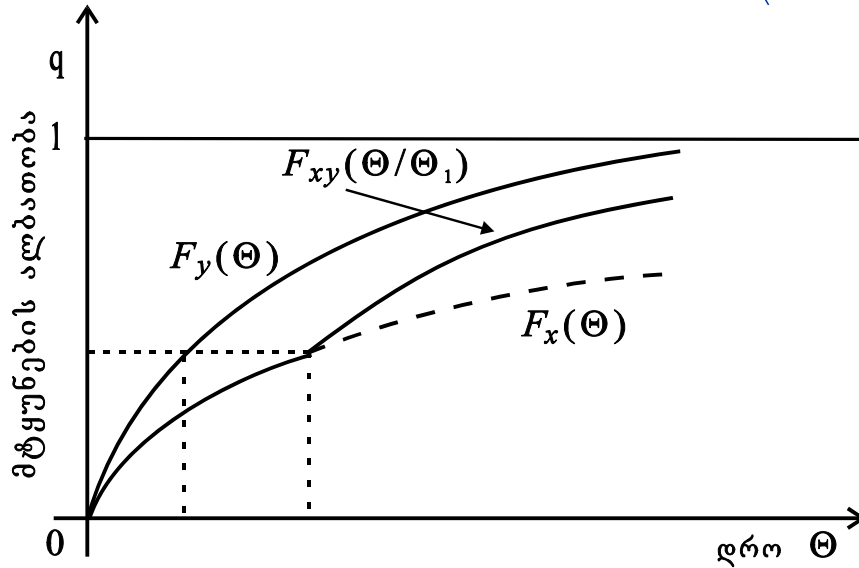
$$F_{\Theta_1}(\Theta) = F_y(\Theta + \Theta_1^* - \Theta_1), \quad (1.5.2)$$

სადაც Θ_1^* აკმაყოფილებს განტოლებას:

$$F_y(\Theta_1^*) = F_x(\Theta_1) = Q_1 . \quad (1.5.2)$$

დაჩქარების ფუნქციის (1.1.4) განმარტების საფუძველზე (1.5.3) ტოლობა ექვივალენტურია შემდეგი თანაფარდობის:

$$\Theta_1 = g(\Theta_1^*) . \quad (1.5.3)$$



ნახ. 1.5.1 სედიაკინის პრინციპის გრაფიკული წარმოდგენა.

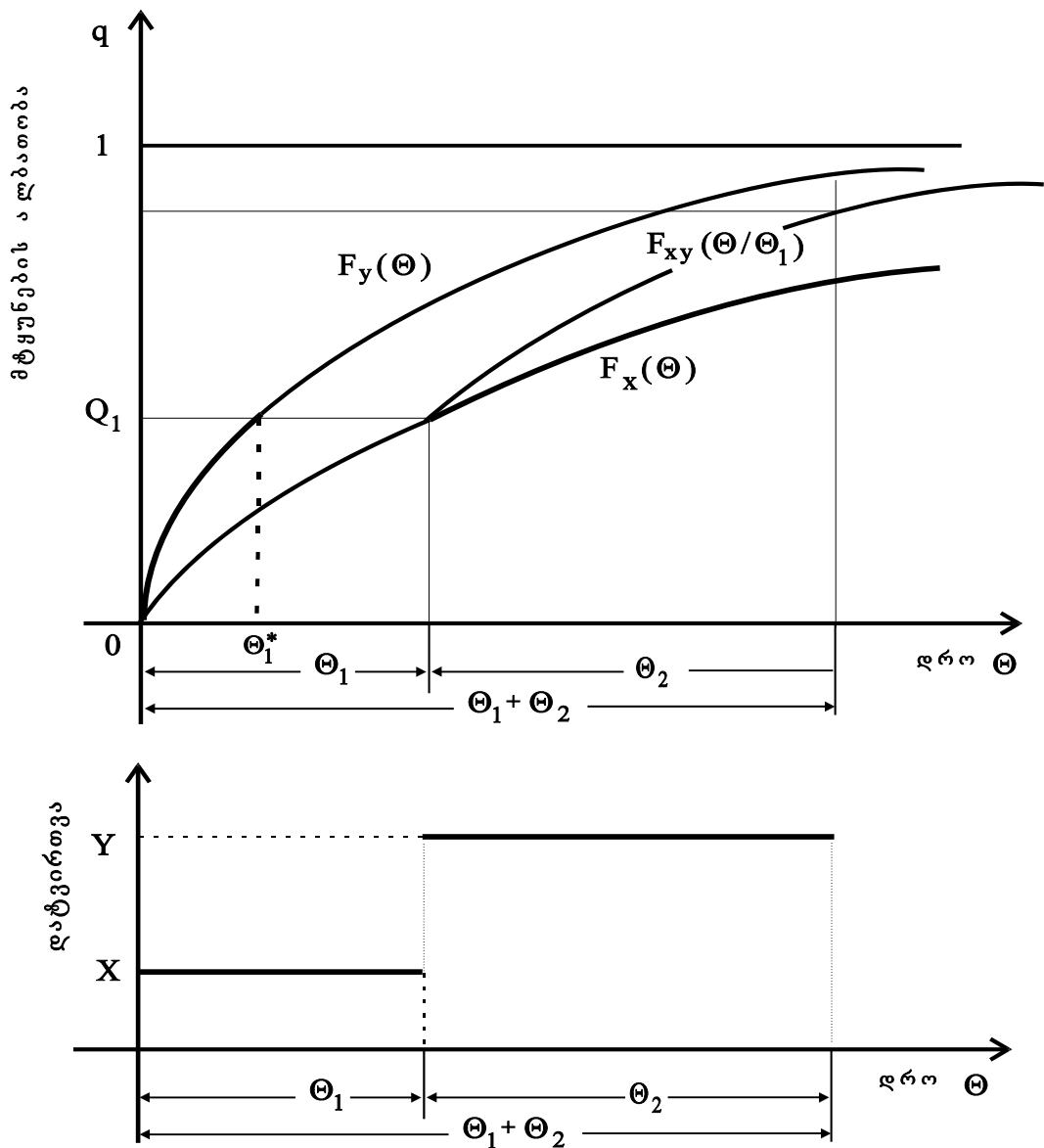
ამ მტკიცებულებების შემდეგ (1.5.1) ტოლობა მიიღებს სახეს

$$F_{xy}(\Theta/\Theta_1) = \begin{cases} F_x(\Theta) & \text{როცა } \Theta < \Theta_1 \\ F_y(\Theta + \Theta_1^* - \Theta_1) & \text{როცა } \Theta > \Theta_1 \end{cases} , \quad (1.5.1')$$

ეს თანაფარდობა გრაფიკულად ასახულია ნახ. (1.5.1)-ზე.

(1.5.1) და (1.5.4) წარმოადგენენ საიმედოობის ფიზიკური პრინციპის მათემატიკურ ჩანაწერს, რომელიც პირველად ჩამოყალიბებული იყო ნ.მ. სედიაკინის მიერ სხვა სახით.

ვთქვათ ახლა ნაკეთობა ჯერ გამოიცდება X დატვირთვაზე Θ_1 დროის განმავლობაში, ხოლო შემდეგ $Y(Y > X)$ დატვირთვაზე Θ_2 დროის განმავლობაში. ექსპერიმენტის ბოლოს $\Theta_1 + \Theta_2$ დროის მომენტისათვის მიიღწევა Q_2 მტყუნების ალბათობა. (ნახ. 1.5.2).

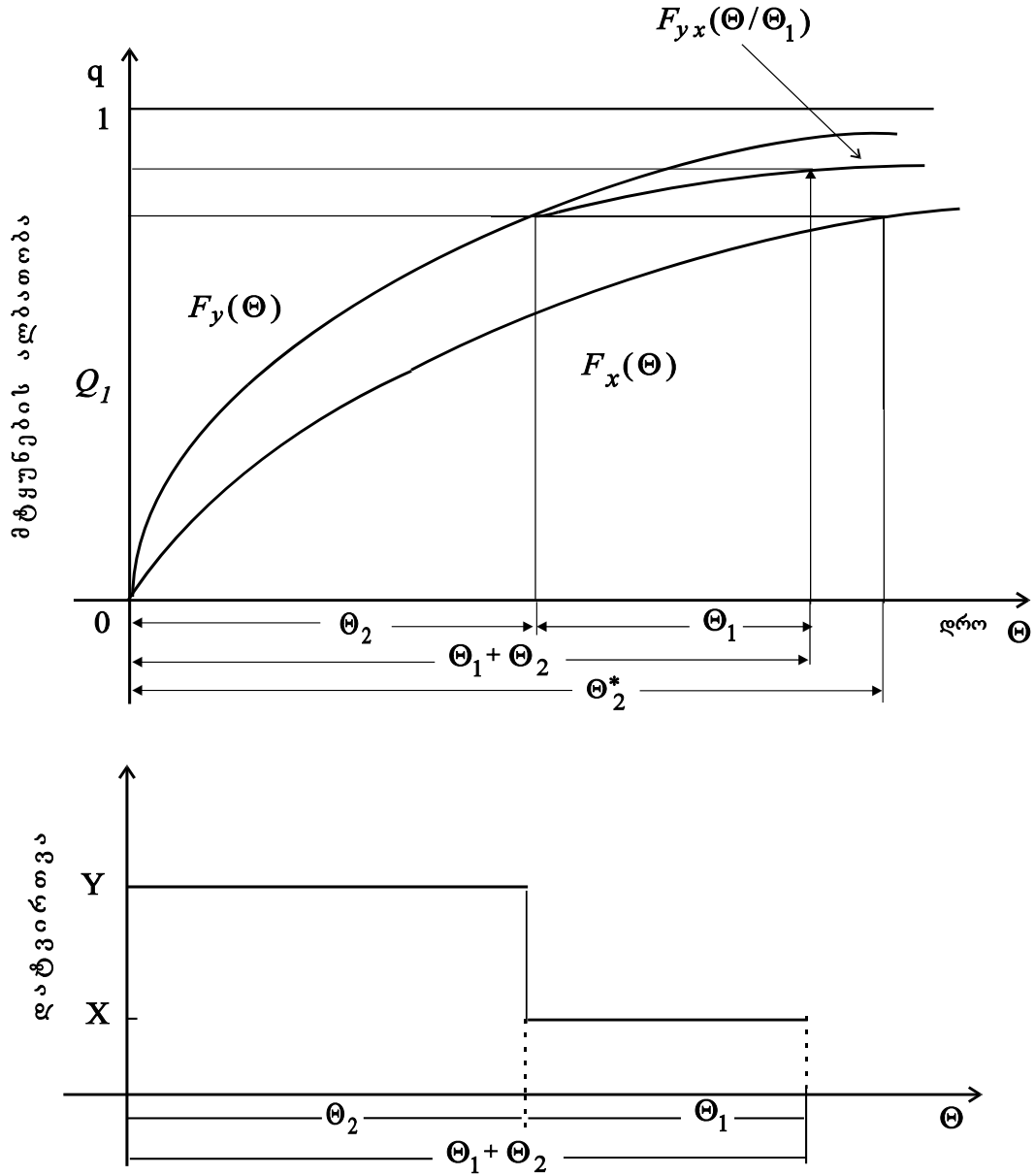


ნახ. 1.5.2 ნაკეთობათა ანარჩევს გამოცდა თანმიმდევრობით X და Y ($Y > X$) დატვირთვაზე.

მეორე შემთხვევაში ნაკეთობა ჯერ გამოიცდება Y რეჟიმში Θ_2 დროში, შემდეგ კი X რეჟიმში Θ_1 დროის განმავლობაში. ცდის ბოლოს $\Theta_1 + \Theta_2$ დროის მომენტისათვის მიიღწევა მტყუნების Q_1 ალბათობა. (ნახ. 1.5.3)

დავუშვათ აგრეთვე, რომ ძალაშია სედიაკინის ფიზიკური

საიმედლობის პრინციპი. მაშინ სამართლიანია თეორემა: იმისათვის, რომ დაჩქარების g ფუნქცია იყოს წრფივი, აუცილებელი და საკმარისია $Q_2=Q_2'$ პირობის შესრულება.



ნახ. 1.5.3 ნაკეთობათა ანარჩევის გამოცდა თანმიმდევრობით Y და X ($X < Y$) დატვირთვაზე.

დამტკიცება: პირველი ცდისას (1.5.1') ფორმულის თანახმად უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ინტეგრალური $F_{yx}(\Theta/\Theta_1)$ ფუნქციისათვის გვექნება

$$F_{xy}(\Theta/\Theta_1) = \begin{cases} F_x(\Theta) & \text{როცა } \Theta \leq \Theta_1 \\ F_y(\Theta + \Theta_1^* - \Theta_1) & \text{როცა } \Theta > \Theta_1 \end{cases} \quad (1.5.4)$$

სადაც

$$\Theta_1 = g(\Theta_1^*). \quad (1.5.5)$$

Q_2 ალბათობის მნიშვნელობისათვის გვექნება:

$$Q_2 = F_{xy}(\Theta = \Theta_1 + \Theta_2 / \Theta_1) = F_y(\Theta_1^* + \Theta_2). \quad (1.5.5)$$

მეორე ცდაში კი $F_{xy}(\Theta/\Theta_2)$ ინტეგრალური განაწილების ფუნქცია სედიაკინის ამავე პრინციპის თანახმად მოიცემა ფორმულით:

$$F_{yx}(\Theta/\Theta_2) = \begin{cases} F_y(\Theta) & \text{როცა } \Theta \leq \Theta_2 \\ F_x(\Theta + \Theta_2^* - \Theta_2) & \text{როცა } \Theta > \Theta_2 \end{cases} \quad (1.5.6)$$

სადაც

$$\Theta_2^* = g(\Theta_2), \quad (1.5.7)$$

შედეგად Q_2' ალბათობისათვის გვექნება

$$Q_2' = Q_2 = F_{yx}(\Theta = \Theta_1 + \Theta_2 / \Theta_2) = F_x(\Theta_1 + \Theta_2^*) \quad (1.5.8)$$

მოცემული პირობის თანახმად $Q_2 = Q_2'$. ამიტომ გვექნება

$$F_y(\Theta_1^* + \Theta_2) = F_x(\Theta_1 + \Theta_2^*), \quad (1.5.9)$$

აქედან (1.1.4.) დაჩქარების ფუნქციის განმარტების საფუძველზე შეგვიძლია დავწეროთ:

$$(\Theta_2^* + \Theta_1) = g(\Theta_1^* + \Theta_2). \quad (1.5.10)$$

თუ ამ ფორმულის მარცხენა მხარისათვის გავითვალისწინებთ (1.5.4) და (1.5.7) თანაფარდობებს მივიღებთ

$$g(\Theta_1^*) + g(\Theta_2) = g(\Theta_1 + \Theta_2^*). \quad (1.5.11)$$

თუ ეს ტოლობა სრულდება ყველა დადებითი Θ_1^* და Θ_2 -თვის, მაშინ აქედან გამოდის, რომ $g(t)$ დაჩქარების ფუნქცია წრფივია:

$$g(t) = c \cdot t.$$

ახლა დავამტკიცოთ საპირისპირო: თუ $g(t)$ დაჩქარების ფუნქცია წრფივია, მაშინ Q_2 და Q_2' ალბათობები ტოლია.

მართლაც, ნაჩვენები იყო რომ

$$Q_2 = F_y(\Theta_1^* + \Theta_2),$$

ხოლო Q_2' ალბათობისათვის

$$Q_2' = F_x(\Theta + \Theta_2^*).$$

თუ დაჩქარების ფუნქცია წრფივია, მაშინ

$$\Theta_1 = g(\Theta_1^*) = c \cdot (\Theta_1^*),$$

$$\Theta_2^* = g(\Theta_2) = c \cdot (\Theta_2),$$

აქედან გამომდინარე,

$$Q_2' = F_x(c\Theta_1^* + c\Theta_2) = F_x(c \cdot (\Theta_1^* + \Theta_2)) = F_x(g(\Theta_1^* + \Theta_2)).$$

დაჩქარების ფუნქციის განმარტების თანახმად კი

$$F_y(\Theta_1^* + \Theta_2) = F_x(g(\Theta_1^* + \Theta_2)).$$

ამ ტოლობის მარცხენა მხარე ემთხვევა Q_2 -ს, ხოლო მარჯვენა კი Q_2' -ს, ე.ი.

$$Q_2 = Q_2' \quad (1.5.12)$$

რ. დ. გ.

1.6 მტყუნებათა წრფივი აჯამვის მაინერის თანაფარდობა

დავუშვათ, რომ ტარდება ექსპერიმენტი შემდეგი გეგმის მიხედვით:

ნაკეთობა ჯერ გამოიცდება X რეჟიმში Θ_1 დროის განმავლობაში, შემდეგ კი გადაიყვანება $Y(Y>X)$ რეჟიმში და გამოიცდება Θ_2 დროის განმავლობაში. Θ_1 დროის მომენტისათვის მიიღწევა Q_1 მტყუნების ალბათობა, ექსპერიმენტის ბოლოს კი Q_2 ალბათობა. Θ_1^* -ით ავლნიშნოთ დრო, რომლისთვისაც Y დატვირთვაზე მიიღწეოდა Q_1 მტყუნების ალბათობა, მაშინ g აჩქარების ფუნქციის განმარტების თანახმად:

$$\Theta_1 = g(\Theta_1^*). \quad (1.6.1)$$

$\Theta_x^{\mathcal{Q}_2}$ იყოს დრო, რომლისთვისაც X მუდმივ დატვირთვაზე მიიღწეოდა \mathcal{Q}_2 მტყუნების ალბათობა, ხოლო $\Theta_y^{\mathcal{Q}_2}$ კი იყოს დრო რომლისთვისაც იგივე ალბათობა მიიღება Y დატვირთვაზე. მაშინ ცხადია, რომ:

$$\Theta_x^{\mathcal{Q}_2} = g\left(\Theta_y^{\mathcal{Q}_2}\right) . \quad (1.6.2)$$

თუ სედაკინის საიმედოობის ფიზიკური პრინციპი ძალაშია, გვექნება:

$$\Theta_y^{\mathcal{Q}_2} = \Theta_1^* + \Theta_2 , \quad (1.6.3)$$

ამ ტოლობის ორივე მხრიდან ავიღოთ g ფუნქცია,

$$g\left(\Theta_y^{\mathcal{Q}_2}\right) = g\left(\Theta_1^* + \Theta_2\right) . \quad (1.6.4)$$

(1.6.2) და (1.6.3) ფორმულების საფუძველზე გვექნება:

$$\Theta_x^{\mathcal{Q}_2} = g\left(\Theta_y^{\mathcal{Q}_2}\right) = g\left(\Theta_1^* + \Theta_2\right) . \quad (1.6.5)$$

გავაკეთოთ მეორე დაშვება იმის შესახებ, რომ $g(\Theta)$ ფუნქცია წრფივია ე.ი.

$$g(\Theta) = c \cdot \Theta . \quad (1.6.6)$$

მაშინ ბოლო ტოლობა მიიღებს სახეს

$$\Theta_x^{\mathcal{Q}_2} = c \cdot \Theta_y^{\mathcal{Q}_2} = c \cdot \Theta_1^* + c \cdot \Theta_2 ,$$

სადაც

$$c \cdot \Theta_1^* = \Theta_1 .$$

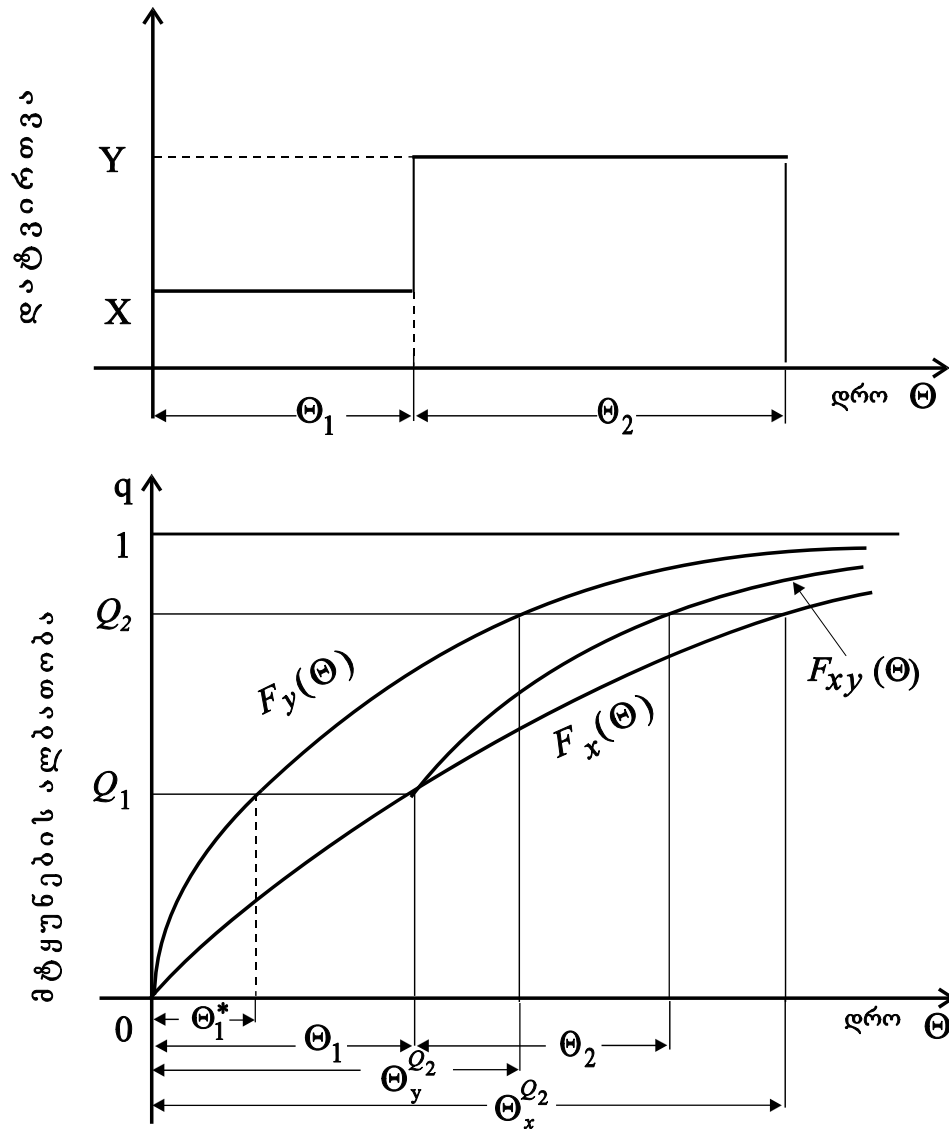
ამიტომ

$$\Theta_x^{\mathcal{Q}_2} = c \cdot \Theta_y^{\mathcal{Q}_2} = \Theta_1 + c \cdot \Theta_2 . \quad (1.6.7)$$

გავყოთ ორივე მხარე $\Theta_x^{\mathcal{Q}_2}$ -ზე და გავითვალისწინოთ, რომ $\Theta_x^{\mathcal{Q}_2} = c \cdot \Theta_y^{\mathcal{Q}_2}$, მაშინ გვექნება:

$$\frac{\Theta_1}{\Theta_x^{\Theta_2}} + \frac{\Theta_2}{\Theta_y^{\Theta_2}} = 1, \quad (1.6.8)$$

ეს ტოლობა წარმოადგენს მტყუნებათა წრფივი აჯამვის ანდა მაინერის თანაფარდობას (ნახ. 1.6.1). [19]



ნახ. 1.6.1 მაინერის ჰიპოთეზის გრაფიკული ინტერპრეტაცია

თუ ცდას რამდენადმე შევცვლით და Y დატვირთვისას ნაკეთობათა ანარჩევს გამოვცდით არა ფიქსირებულ Θ_2 დროში, არამედ იმ დრომდე, რომელიც საჭიროა მტყუნების მოსახდენად, მაშინ (1.6.8)-ში უნდა შევცვალოთ:

Θ_2 - იმ დროის $T_{yx}(\Theta_1)$ მათემატიკური ლოდინით, რომელშიც ნიმუში გამოიცდება Y რეჟიმში (თუ მანამდე X რეჟიმში იგი იმყოფებოდა Θ_1 დროის განმავლობაში) მტყუნების მოხდენამდე.

$\Theta_x^{\Theta_2}$ - იმ დროის T_x მათემატიკური ლოდინით, რომელიც წარმოადგენს ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის საშუალო დროს X ნორმალურ რეჟიმში.

$\Theta_y^{\Theta_2}$ - Y რეჟიმში ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის T_y მათემატიკური ლოდინით.

შედეგად მივიღებთ:

$$\frac{\Theta_1}{T_x} + \frac{T_{yx}(\Theta_1)}{T_y} = 1 \quad (1.6.7)$$

ეს ტოლობა წარმოადგენს ძირითად თანაფარდობას განმსაზღვრელი ფორსირებული გამოცდებისათვის ე.წ. "მოტეხვის" მეთოდით [10].

1.7 საიმედოობის რესურსის ზოგიერთი თვისება.

მაინერის თანაფარდობა ზოგიერთი სხვა შეზღუდვისას შეგვიძლია მივიღოთ ე.წ. საიმედოობის რესურსის თვისებიდან, რომლის ცნებაც პირველად შემოიღო ნ.მ. სედიაკინმა (2). თუმცა ახლა რესურსის გაგებაში იგულისხმება რამდენადმე სხვა აზრი, მიუხედავად ამისა მიზანშეწონილად მიგვაჩნია შევინარჩუნოთ აქ უფრო გვიანდელი ტერმინოლოგია.

ელემენტის მიერ $[0, t]$ დროის ინტერვალზე გამომუშავებული საიმედოობის რესურსი $r(t)$ წარმოადგენს სიდიდეს რომელიც განისაზღვრება თანაფარდობით:

$$r(t) = \int_0^t \lambda(x) dx, \quad (1.7.1)$$

სადაც $\lambda(x)$ ელემენტის მტყუნების ინტენსივობაა.

ამ განსაზღვრების თანახმად:

$$r(t) = \sum_{i=1}^n r(t_{i-1}, t_i) , \quad (1.7.2)$$

სადაც

$$r(t_{i-1}, t_i) = \int_{t_{i-1}}^{t_i} \lambda(x) dx , \quad (1.7.3)$$

შევთანხმდეთ, რომ საიმედოობის სრული მარაგი r^* ვუწოდოთ ელემენტის მიერ უმტყუნო მუშაობის დროის $[0, t^*]$ ინტერვალზე გამომუშავებულ მარაგს.

ცხადია, რომ r^* წარმოადგენს შემთხვევით სიდიდეს. უფრო ზუსტად, სრული მარაგი არის ფუნქცია ელემენტის უმტყუნო მუშაობის დროის t^* შემთხვევითი სიდიდისა:

$$r^* = \int_0^{t^*} \lambda(x) dx , \quad (1.7.4)$$

შემოვიტანოთ განხილვაში t^* შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ინტეგრალური ფუნქცია:

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\int_0^t \lambda(x) dx\right] . \quad (1.7.5)$$

დავუშვათ, რომ $F(t)$ წარმოადგენს უწყვეტ ფუნქციას, მაშინ როგორც ცნობილია (11).231 შემთხვევითი სიდიდე $1 - F(t^*)$ იქნება თანაბარი სიმკვრივით განაწილებული $[0,1]$ მონაკვეთზე. აქედან გამოდის, რომ საიმედოობის რესურსის r^* შემთხვევითი სიდიდე, რომელიც გამომუშავდება ელემენტის მიერ მტყუნების მომენტისათვის, განაწილებულია ექსპონენციალურად, რამდენადაც

$$r^* = -\ln[1 - F(t^*)] , \quad (1.7.6)$$

უფრო სხვა გზით ეს შედეგი მიღებულია [12,13] შრომებში.

ამ მტკიცებულებიდან გამომდინარეობს, რომ ელემენტის მიერ მტყუნების მომენტისათვის გამომუშავებული საიმედოობის რესურსის მათემატიკური ლოდინის მნიშვნელობა შემოსაზღვრულია და ერთის ტოლია:

$$r_0 \equiv M[r^*] \equiv M \left[\int_0^{t^*} \lambda(x) dx \right] = 1 . \quad (1.7.7)$$

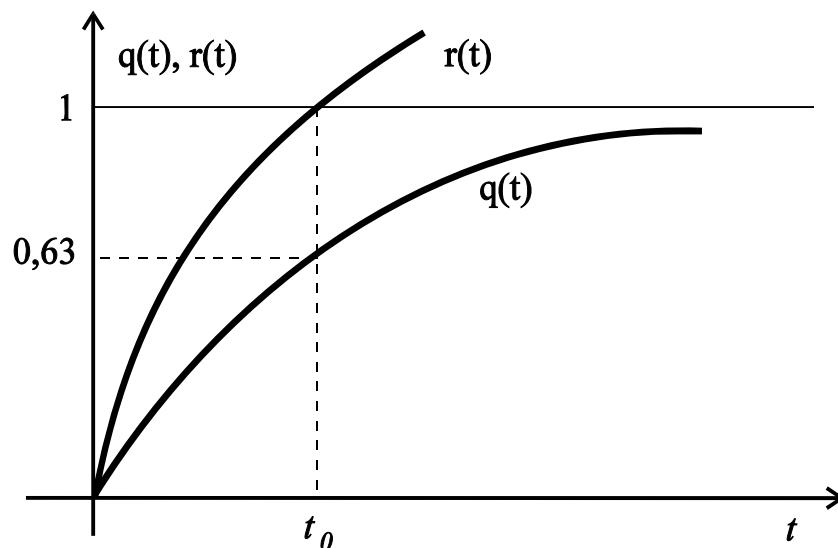
საიმედოობის საშუალო მარაგის გამომუშავების t_0 დრო განისაზღვრება პირობიდან:

$$r(t_0) = 1 . \quad (1.7.8)$$

აქედან გამომდინარე t_0 სიდიდე წარმოადგენს დროის მონაკვეთს რომლის განმავლობაშიც ელემენტის მტყუნების $q(t)$ ალბათობა აღწევს მნიშვნელობას:

$$q(t_0) = 1 - \exp[-r(t_0)] = 1 - e^{-1} \approx 0,63 . \quad (1.7.9)$$

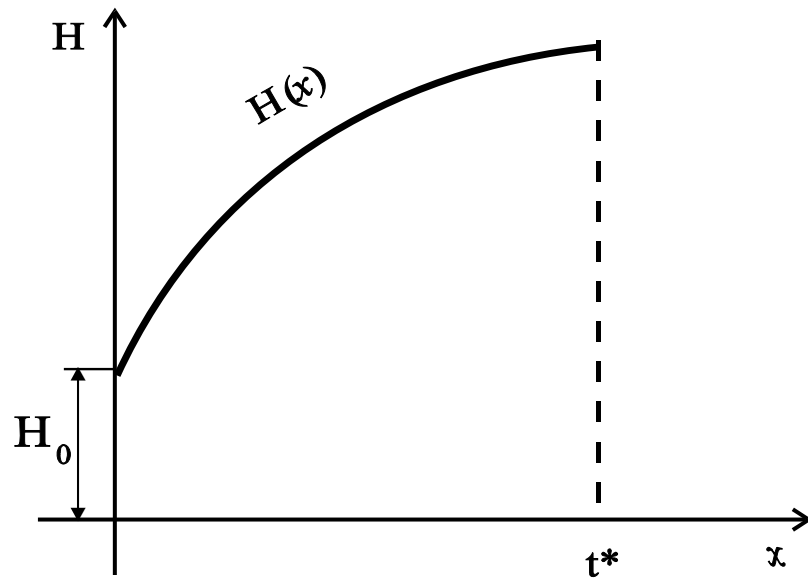
ეს შედეგი ასახულია ნახ (1.7.1)-ზე.



ნახ. 1.7.1 საიმედოობის საშუალო რესურსის ცნების გრაფიკული წარმოდგენა

(1.7.7) თანაფარდობა პირდაპირ კავშირშია აჩქარებული გამოცდების პრობლემასთან.

მართლაც, ვთქვათ ელემენტი განიცდის უწყვეტ ან საფეხურებრივ დატვირთვას. პირველ შემთხვევაში H დატვირთვა, არის x დროის მონოტონურად ზრდადი ფუნქცია $H(x)$. (ნახ. 1.7.2). t^* დროის მომენტი შეესაბამება მტყუნებას, რომელის გაგება წინასწარაა განსაზღვრული.



ნახ. 1.7.2 უწყვეტი დატვირთვა

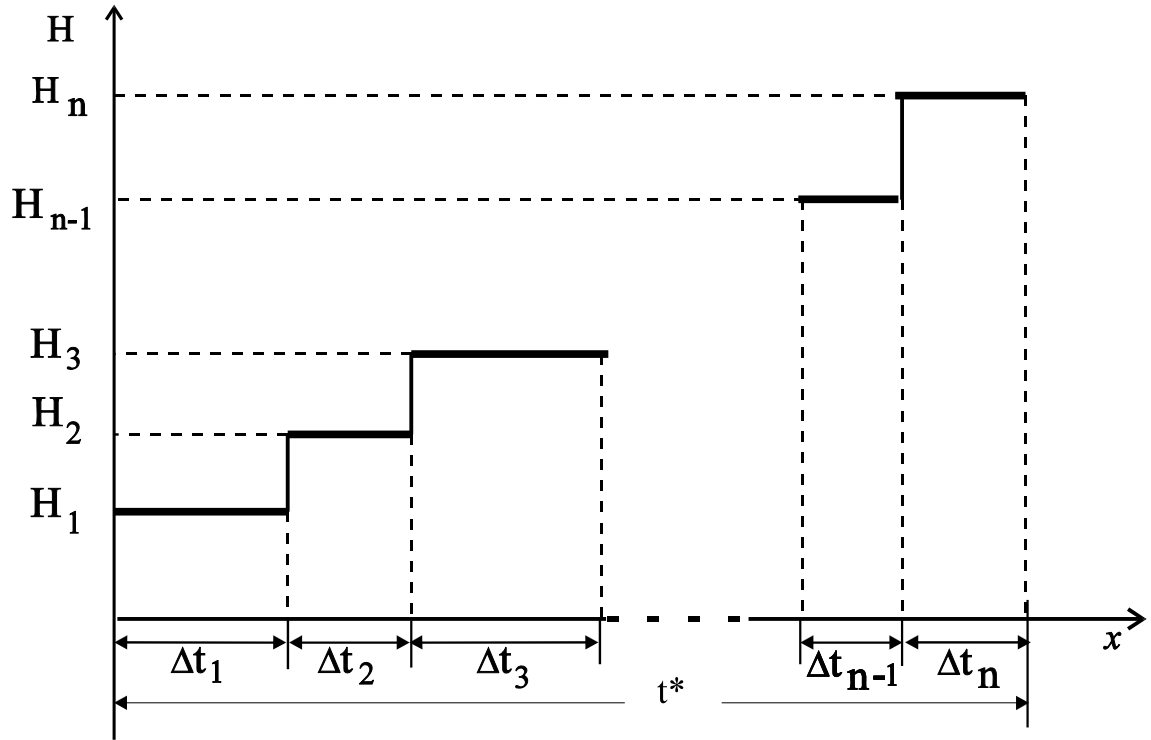
მეორე შემთხვევაში დატვირთვა იცვლება ნახტომისებურად Δt_i დროის ინტერვალებში და იღებს H_i მნიშვნელობებს (ნახ. 1.7.3). n ინდექსი მიეწერება დატვირთვას, რომლის დროსაც ხდება მტყუნება. ცხადია, რომ

$$\Delta t_1 + \Delta t_2 + \dots + \Delta t_{n-1} + \Delta t_n = t^* .$$

n ინდექსი, ისევე როგორც Δt_n შემთხვევითი სიდიდეებია.

ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის საშუალო დრო ნორმალურ პირობებში (ნომინალური დატვირთვისას) ავლნიშნოთ T_p -თი. სწორედ საიმედოობის ეს მახასიათებელი გვინდა რომ განვსაზღვროთ ახლა.

შევთანხმდეთ, რომ T_i -ით ავღნიშნოთ უმტყუნო მუშაობის საშუალო დრო H_i რეჟიმში საფეხურებიანი დატვირთვისას, ხოლო $T[H(x)]$ იყოს იგივე სიდიდე $H = H(x)$ უწყვეტი დატვირთვის რეჟიმში.



ნახ. 1.7.3 საფეხურებიანი დატვირთვა

თუ დავუშვებთ, რომ თითოეულ ამ რეჟიმში ელემენტის უმტყუნო მუშაობის დრო ექსპონენციალურადაა განაწილებული, მაშინ სამართლიანია შემდეგი თანაფარდობები:

$$\left. \begin{aligned} \lambda_i &= \frac{1}{T_i} \quad (i = 1, 2, \dots, n) \\ \lambda[H(x)] &= \frac{1}{T[H(x)]} \quad (0 \leq x \leq t^*) \end{aligned} \right\}. \quad (1.7.9)$$

თუ გამოვიყენებთ ამ ორი შემთხვევისათვის საიმედოობის მარაგის ადიტიურობის თვისებას და (1.7.7) გამოსახულებას, მივიღებთ:

$$M \left[\sum_{i=1}^n \frac{\Delta t_i}{T_i} \right] = 1, \quad (1.7.10)$$

$$M \left[\int_0^{t^*} \frac{dx}{T[H(x)]} \right] = 1. \quad (1.7.10')$$

ადგილი დასანახია, რომ (1.7.10) ფორმულა წარმოადგენს მათემატიკურ გამოსახულებას მტყუნებათა წრფივი აჯამვის მაინერის თანაფარდობისა, ხოლო (1.7.10') მის ინტეგრალურ განზოგადებას.

1.8 მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობა საიმედოობის ზოგიერთი მოდელისათვის.

პირველი მოდელი.

განვიხილოთ შემთხვევა როცა

$$\frac{T_i}{T_p} = \left(\frac{H_p}{H_i} \right)^m, \quad (1.8.1)$$

სადაც m რაიმე მუმივია.

ასეთი შედეგი მიღებული იქნა მრავალ გამოკვლევებში. მაგალითად ბურთულსაკისარისათვის $m = 4$ [24], ქალაქის კონდესატორათვის $m = 4 \div 7$ [4,39]), ვარვარების გახურებული ძაფისთვის $m = 20$ [40].

საფეხურებიანი დატვირთვისათვის ადგილი აქვს (1.7.10) თანაფარდობას. თუ მასში Δt_i დროის ნაცვლად ჩავსვამთ H_i -ურ დატვირთვაზე უმტყუნო მუშაობის საშუალო დროის T_i მნიშვნელობას, მაშინ (1.8.1)-დან, მივიღებთ

$$T_p = M \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{H_i}{H_p} \right)^m \cdot \Delta t_i \right]. \quad (1.8.2)$$

შემდგომი მსჯელობისას ჩავთვლით, რომ უწყვეტი დატვირთვის შემთხვევაში H დატვირთვის x დროში ცვლილება წარმოებს მუდმივი v "სიჩქარით" წრფივი კანონის შესაბამისად

$$H(x) = v \cdot x + H_0, \quad (1.8.3)$$

სადაც H_0 არის საწყისი დატვირთვის მნიშვნელობა. ამის გამო (1.8.1)-ის საფუძველზე მივიღებთ:

$$\frac{T[H(x)]}{T_p} = \left(\frac{H_p}{v \cdot x + H_0} \right)^m. \quad (1.8.4)$$

თუ ამ უკანასკნელი თანაფარდობიდან განვსაზღვრავთ $T[H(x)]$ სიდიდეს და ჩავსვამთ (1.6.10')-ტოლობაში, მაშინ T_p უმტყუნო მუშაობის საშუალო დროის განსაზღვრისათვის მივიღებთ:

$$T_p = M \left[\frac{(vt^* + H_0)^{m+1} - H_0^{m+1}}{(m+1)v \cdot H_p^m} \right] \quad (1.8.5)$$

კერძო შემთხვევაში, როცა $H_0 = 0$, გვექნება:

$$T_p = \frac{1}{m+1} \cdot \left(\frac{v}{H_p} \right)^m \cdot M[(t^*)^{m+1}]. \quad (1.8.5')$$

მეორე მოდელი

განვიხილოთ შემთხვევა, როცა

$$\frac{T_i}{T_p} = \left(\frac{H_p - E}{H_i - E} \right)^m, \quad (1.8.6)$$

სადაც E და m რაიმე მუდმივებია.

ეს მოდელი დამაკმაყოფილებლად ასახავს მრავალი მსუბუქი მეტალის ქცევას გამძლეობაზე მათი გამოცდის დროს [41]. თუ ჩავატარებთ იგივე პროცედურას, როგორც პირველი მოდელის შემთხვევაში, მაშინ საფეხურებიანი დატვირთვის დროს გვექნება:

$$T_p = M \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{H_i - E}{H_p - E} \right)^m \cdot \Delta t_i \right]. \quad (1.8.7)$$

როცა დატვირთვის გაზრდა ხდება უწყვეტად მუდმივი v "სიჩქარით" და მტყუნება დაიკვირვება დროის t^* მომენტისათვის, მაშინ T_p საშუალო

დროისთვის გვექნება

$$T_p = M \left[\frac{(vt^* + H_0 - E)^{m+1} - (H_0 - E)^{m+1}}{(m+1)v \cdot (H_p - E)^m} \right]. \quad (1.8.8)$$

1.9 უწყვეტი დატვირთვის მეთოდი.

ახლა განვიხილოთ აჩქარებული გამოცდების ჩატარების მეთოდიკა საიმედოობის განსაზღვრისათვის უწყვეტი დატვირთვისას, საიმედოობის იმ მოდელისათვის, რომელიც აღიწერება (1.8.1) ფორმულით.

ამისათვის N მოცულობის ანარჩევი დაყენდება გამოცდაზე, რომლის დროსაც H დატვირთვა დროის მიხედვით იზრდება კანონით

$$H(x) = v \cdot x. \quad (1.9.1)$$

ელემენტის მტყუნების t^* მომენტი წარმოადგენს შემთხვევით სიდიდეს. გამოცდების შედეგად მიიღება ამ სიდიდის N მნიშვნელობა

$$x_1, x_2, x_3, \dots, x_N.$$

როგორც წინა პარგრაფში იყო ნაჩვენები, ამ შემთხვევაში

$$\frac{T[H(x)]}{T_p} = \left(\frac{H_p}{v \cdot x} \right)^m, \quad (1.9.2)$$

$$T_p = \frac{1}{m+1} \cdot \left(\frac{v}{H_p} \right)^m \cdot M[(t^*)^{m+1}]. \quad (1.9.3)$$

ძირითადი სიმწლე, რომელიც წარმოიშობა ამ ფორმულის გამოყენებისას როგორც გამოსათვლელი ფორმულისა T_p სიდიდისათვის, მდგომარეობს იმაში, რომ m სიდიდე არის უცნობი. შეგვიძლია ჩავატაროთ ფორსირებული გამოცდები რამდენიმე ანარჩევისათვის და მიღებული შედეგებით განვსაზღვროთ m . მაგრამ ამ შემთხვევაში იზრდება მთელი ექსპერიმენტის ხანგრძლივობა და საერთოდ უწყვეტი დატვირთვის რეჟიმის საჭიროებაც იხსნება.

ამის გამო მიზანშეწონილია m განისაზღვროს იმ სტატისტიკური მონაცემებით, რომელსაც იძლევა ცდა ძირითადი ანარჩევის უწყვეტი დატვირთვისას.

ამ პრობლემის გადაჭრას ეძღვნება შემდგომი მსჯელობა.

(1.9.2) თანაფარდობა (1.6.9) დაშვების დროს იცვლება ექვივალენტური გამოსახულებით:

$$\frac{\lambda [H(x)]}{\lambda_p} = \left(\frac{H_p}{v \cdot x} \right)^m, \quad (1.9.4)$$

აქედან

$$\lambda [H(x)] = \frac{(m+1) \cdot x^m}{(m+1) \cdot \frac{H_p^m}{\lambda_p \cdot v^m}}. \quad (1.9.5)$$

მიღებული გამოსახულება გვაძლევს საშუალებას დავასკვნათ, რომ ექსპერიმენტის აღწერილ პირობებში t^* შემთხვევითი სიდიდე განაწილებულია ვაიბულის კანონით:

$$F(x) = 1 - \exp\left(-\frac{x^\alpha}{\beta}\right)$$

რომლის ფორმის პარამეტრია:

$$\alpha = m + 1 \quad (1.9.6)$$

ხოლო მასშტაბის პარამეტრი:

$$\beta = \frac{(m+1) \cdot H_p^m}{\lambda_p \cdot v^m}. \quad (1.9.7)$$

მართლაც, თუ რომელიმე შემთხვევითი სიდიდე განაწილებულია ვაიბულის კანონით, მაშინ:

$$\lambda(x) = \frac{\alpha \cdot x^{\alpha-1}}{\beta}. \quad (1.9.8)$$

ამ ფაქტის დადგენის შემდეგ შეგვიძლია შევუდგეთ $F_e(x)$

ემპირიული განაწილების ფუნქციის აგებას t^* შემთხვევითი სიდიდისათვის მისი $x_1, x_2, x_3, \dots, x_N$ რეალიზაციის საშუალებით.

ამისათვის როგორც ცნობილია [42], განსაზღვრავენ x_{\max} და x_{\min} სიდიდეებს და პოულობენ სხვაობას:

$$\Delta = x_{\max} - x_{\min} . \quad (1.9.9)$$

ამის შემდეგ Δ სიდიდეს ყოფენ საკმარისად დიდი k რაოდენობის ტოლ ნაწილებად, სადაც k შეიძლება განისაზღვროს სტარჯესის [43] ფორმულით

$$k = 1 + 3,3 \cdot \lg N .$$

გამოითვლება რა

$$h = \frac{\Delta}{k} , \quad (1.9.10)$$

განიხილავენ k წერტილს

$$\left. \begin{array}{l} x'_1 = x_{\min} + h \\ x'_2 = x_{\min} + 2h \\ \dots \dots \dots \dots \dots \dots \\ x'_k = x_{\min} + kh = x_{\max} \end{array} \right\} . \quad (1.9.11)$$

თუ $x_1, x_2, x_3, \dots, x_N$ მწკრივში η_i წარმოადგენს იმ წევრთა რიცხვს, რომლებიც ნაკლებია ან ტოლია x'_i -ზე, მაშინ განაწილების ემპირიული ფუნქცია მოიძებნება თანაფარდობით:

$$F_e(x'_i) = \frac{\eta_i}{N} \quad (i = \overline{1, k}) . \quad (1.9.13)$$

$(x', F_e(x'))$ საკოორდინატო სიბრტყეზე ცდის მონაცემთა საშუალებით შეგვიძლია მივიღოთ k წერტილთა ერთობლიობა

$$(x'_1, F_e(x'_1)), (x'_2, F_e(x'_2)), \dots, (x'_k, F_e(x'_k)) .$$

რადგანაც ეს დამოკიდებულება გვინდა რომ წარმოვადგინოთ ვაიბულის

კანონით, უმჯობესია გადავიდეთ $\left(\ln x', \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x')} \right)$ კოორდინატებზე.

აღნიშნულ საკოორდინატო სისტემაში გვექნება წერტილთა შემდეგი სიმრავლე:

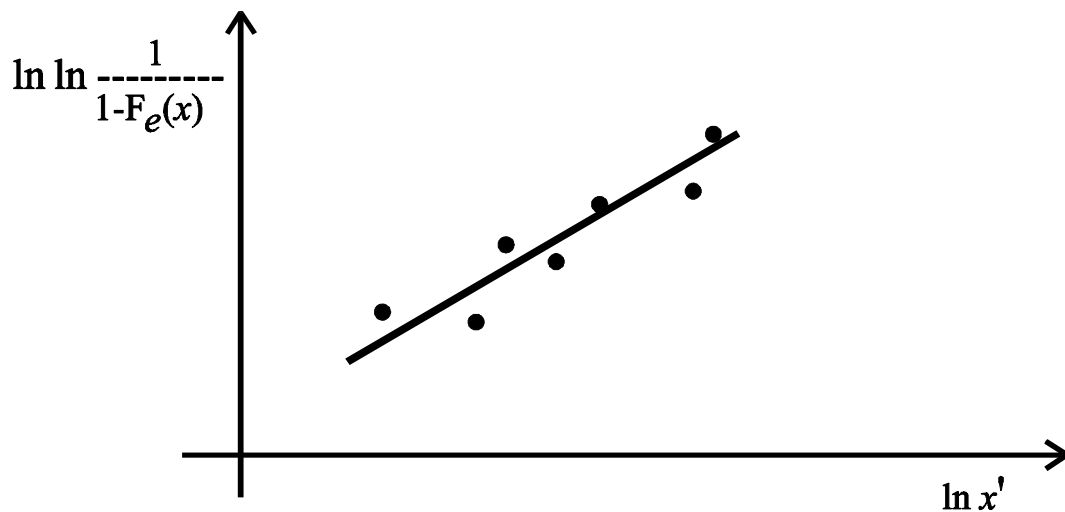
$$\left(\ln x'_1, \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_1)} \right), \left(\ln x'_2, \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_2)} \right), \dots, \left(\ln x'_k, \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_k)} \right). \quad (1.9.14)$$

ახლა მთავარ მიზანს წარმოადგენს α და β პარამეტრების შეფასებათა მიღება ვაიბულის განაწილებისათვის, რომელსაც როგორც ზემოთ იყო ნაჩვენები ემორჩილება t^* შემთხვევითი სიდიდე.

ეს ამოცანა ექვივალენტურია იმ მოთხოვნისა, რომ ვიპოვოთ

$$\ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x')} = \alpha \cdot \ln x' - \ln \beta$$

წრფის განტოლება, რომელიც საუკეთესოდ ეთანადება ცდის (1.9.14) მონაცემებს. (ნახ. 1.9.4)



ნახ. 1.9.4 ცდის მონაცემების გრაფიკული წარმოდგენა

ამ მიზნით შეიძლება მინიმიზირება S სიდიდისა, რომელიც წარმოადგენს

$$\ln x'_i - \ln \beta - \text{გან } \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} - \text{ის გადახრის კვადრატების ჯამს [44]:}$$

$$S = \sum_{i=1}^k \left[\ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} - \alpha \cdot \ln x'_i + \ln \beta \right]^2 .$$

მინიმუმის პირობა მდგომარეობს შემდეგში:

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial S}{\partial \alpha} &= -2 \cdot \sum_{i=1}^k \left[\ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} - \alpha \cdot \ln x'_i + \ln \beta \right] \cdot \ln x'_i = 0 \\ \frac{\partial S}{\partial \beta} &= -2 \cdot \sum_{i=1}^k \left[\ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} - \alpha \cdot \ln x'_i + \ln \beta \right] \cdot \frac{1}{\beta} = 0 \end{aligned} \right\} . \quad (1.9.15)$$

შედეგად მიიღება ორი წრფივი განტოლება α და $\ln \beta$ მიმართ:

$$\left. \begin{aligned} \alpha \cdot \sum_{i=1}^k (\ln x'_i)^2 - \ln \beta \cdot \sum_{i=1}^k \ln x'_i &= \sum_{i=1}^k \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} \cdot \ln x'_i \\ \alpha \cdot \sum_{i=1}^k \ln x'_i - k \cdot \ln \beta &= \sum_{i=1}^k \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} \end{aligned} \right\} . \quad (1.9.16)$$

ამ სისტემის ამონახსნების მოძებნით გავიგებთ $\hat{\alpha}$ და $\ln \hat{\beta}$ სიდიდეებს რომლებიც წარმოადგენენ ვაიბულის განაწილების α და β პარამეტრების შეფასებებს:

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^k \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} \cdot \sum_{i=1}^k \ln x'_i - k \cdot \sum_{i=1}^k \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} \cdot \ln x'_i}{\left(\sum_{i=1}^k \ln x'_i \right)^2 - k \cdot \sum_{i=1}^k (\ln x'_i)^2} , \quad (1.9.17)$$

$$\ln \hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^k \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} \cdot \sum_{i=1}^k (\ln x'_i)^2 - \sum_{i=1}^k \ln \ln \frac{1}{1 - F_e(x'_i)} \cdot \ln x'_i \cdot \sum_{i=1}^k \ln x'_i}{\left(\sum_{i=1}^k \ln x'_i \right)^2 - k \cdot \sum_{i=1}^k (\ln x'_i)^2} . \quad (1.9.18)$$

ჩვენი მიზნისათვის სავსებით საკმარისია ვიპოვოთ მხოლოდ $\hat{\alpha}$ შეფასება, რის შემდეგაც (1.9.6)-ის თანახმად გვექნება

$$m = \hat{\alpha} - 1 . \quad (1.9.6')$$

განისაზღვრა რა m , ამის შემდეგ (1.9.3) თანაფარდობის საფუძველზე გამოითვლება ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის საშუალო დრო, უწყვეტად

ზრდადი დატვირთვის პირობებში მიღებული მონაცემების საშუალებით. ამასთან $M[(t^*)^{m+1}]$ მათემატიკური ლოდინისათვის აიღება მისი სტატისტიკური შეფასება:

$$\hat{M}[(t^*)^{m+1}] = \frac{x_1^{m+1} + x_2^{m+1} + \dots + x_N^{m+1}}{N}, \quad (1.9.19)$$

იმის საფუძველზე, რომ t^* შემთხვევითი სიდიდე განაწილებულია ვაიბულის კანონით, რომლის ფორმის პარამეტრია α , $(t^*)^\alpha$ განაწილებულია მაჩვენებლიანი კანონით და რადგანაც

$$M[(t^*)^{m+1}] = M[(t^*)^\alpha],$$

ამიტომ $\hat{M}[(t^*)^{m+1}]$ სიდიდე წარმოადგენს N მოცულობის მაჩვენებლიანი განაწილების ერთობლიობიდან აღებულ საშუალო მნიშვნელობას.

აქედან გამომდინარე $\hat{M}[(t^*)^{m+1}]$ აქვს განაწილება დაკავშირებული χ^2 (ხი კვადრატთან). მისი მიახლოების ხარისხი $M[(t^*)^{m+1}]$ -თან შეგვიძლია განვსაზღვროთ გამოსახულებიდან

$$\frac{M[(t^*)^{m+1}]}{\hat{M}[(t^*)^{m+1}]} \leq \frac{2N}{\chi^2_{2N; (1-\gamma)}}, \quad (1.9.20)$$

სადაც $\chi^2_{2N; (1-\gamma)}$ წარმოადგენს γ ნდობის ალბათობის შესაბამის $2N$ თავისუფლების ხარისხის მქონე χ^2 განაწილების კვანტილს.

შემოვიტანოთ განხილვაში ფარდობითი ცდომილება ε , რომელსაც უშვებენ $M[(t^*)^{m+1}]$ -ის შეფასებისას $\hat{M}[(t^*)^{m+1}]$ -ის საშუალებით:

$$\varepsilon = \frac{M\left[(t^*)^{m+1}\right] - \hat{M}\left[(t^*)^{m+1}\right]}{\hat{M}\left[(t^*)^{m+1}\right]} . \quad (1.9.21)$$

მაშინ (1.9.20) მიიღებს სახეს:

$$\varepsilon \leq \frac{2N}{\chi^2_{2N; (1-\gamma)}} - 1 . \quad (1.9.22)$$

საჭირო ε -ის მოცემით, როცა ცალმხრივი ნდობის ალბათობაა γ შეგვიძლია განვსაზღვროთ მინიმალური რიცხვი N_{\min} , რომელიც უზრუნველყოფს მოთხოვნას:

$$\varepsilon + 1 = \frac{2N_{\min}}{\chi^2_{2N_{\min}; (1-\gamma)}} . \quad (1.9.23)$$

$\frac{2N_{\min}}{\chi^2_{2N_{\min}; (1-\gamma)}}$ სიდიდის მნიშვნელობები დატაბულებულია [45].

ცხრილის შესასვლელებს წარმოადგენენ გამოსაცდელ ობიექტთა საძიებელი რიცხვი N_{\min} და γ ცალმხრივი ნდობის ალბათობა.

ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის საშუალო დროის განსაზღვრისას, ნომინალურ რეჟიმში (1.9.3)-ის საშუალებით, დაიშვება ცდომილება. ეს გამოწვეულია იმით, რომ m სიდიდის მაგივრად ვიღებთ მის სტატისტიკურ $\hat{m} = \hat{\alpha} - 1$ შეფასებას, სადაც $\hat{\alpha}$ არის სტატისტიკური შეფასება ვაიბულის განაწილების α ფორმის პარამეტრისა. $\hat{\alpha}$ წარმოადგენს შემთხვევით სიდიდეს, რომლის განაწილების კანონის დადგენა სამწუხაროდ შეუძლებელია. ამის შედეგად გამოირიცხება α სიდიდის $\hat{\alpha}$ -ის საშუალებით წარმოდგენის სიზუსტის შეფასება და აქედან გამომდინარე m სიდიდის სიზუსტის წარმოდგენა \hat{m} -ით. ამიტომ ვაკეთებთ დაშვებას, რომ m განისაზღვრება ზუსტად, ხოლო ცდომილებას განაპირობებს (1.9.19) თანაფარდობის გამოყენება $M\left[(t^*)^{m+1}\right]$ სიდიდის შეფასებისათვის.

მაშინ ε სიდიდის მოცემა ნიშნავს T_p უმტყუნო მუშაობის საშუალო დროის ფარდობითი ცდომილების მოცემასაც ე.ი. სიდიდისა:

$$\varepsilon_T = \frac{T_p - \hat{T}_p}{\hat{T}_p} \quad (1.9.24)$$

სადაც \hat{T}_p სტატისტიკური შეფასებაა T_p საშუალო დროის.

ამგვარად გვექნება, რომ:

$$\varepsilon_T = \varepsilon. \quad (1.9.25)$$

1.10 ფორსირებული დატვირთვის ზედა საზღვრის განსაზღვრა.

საიმედოობაზე ფორსირებული გამოცდების ეფექტურობა, რომელიც გამოიხატება დაკვირვების დროის შემცირებაში, როგორც ზემოთ განხილული მეთოდებიდან ჩანს დამოკიდებულია დატვირთვის რეჟიმის მნიშვნელობაზე. რაც უფრო დიდია დატვირთვა ე. ი. გამკაცრებულია რეჟიმი, მით უფრო ჩქარდება ნაკეთობაში მტყუნების გამომწვევი პროცესი. ამის შედეგად მცირდება ფორსირებული გამოცდების ის t დრო რომლის საშუალებითაც ხდება საიმედოობის წინასწარმეტყველობა ნორმალური, საექსპლუატაციო რეჟიმებისათვის. მეორე მხრივ დატვირთვის რეჟიმის უსასრულოდ გაზრდა გარკვეული ზღვრული მნიშვნელობის შემდეგ ნაკეთობაში უეცრად, ნახტომისებურად იწვევს სხვადასხვა, ახალ დამაზიანებელ პროცესებს, რის შედეგადაც თვისობრივად იცვლება მტყუნების მექანიზმი და იმ მეთოდების გამოყენება, რომელთა საშუალებითაც ვახდენთ ფორსირებული გამოცდებისას მიღებული შედეგების გადაანგარიშებას ნორმალური რეჟიმისათვის, შეუძლებელი ხდება.

ამის გამო მნიშვნელოვანია დატვირთვის იმ ზღვრული მნიშვნელობის დადგენა, რომლისთვისაც მართებულია განხილული ფორსირებული მოდელების გამოყენება. რადგანაც ეს მეთოდები დაფუძნებულია

ნ. სედიაკინის საიმედოობის პრინციპზე, რომლის თანახმადაც ელემენტის საიმედოობა დატვირთვის გარკვეულ E არეზე დროის რაიმე t მომენტისათვის დამოკიდებულია მის მიერ $[0, t]$ ინტერვალზე გახარჯულ საიმედოობის რესურსზე და არაა დამოკიდებული მასზე თუ როგორ გამოიმუშავდა ეს რესურსი. ამიტომ Y_k ზღვრული დატვირთვა წარმოადგენს იმ კრიტიკულ რეჟიმს, რომლის დროსაც ჯერ კიდევ სამართლიანია ეს პრინციპი. ე.ი. $Y_k \subset E$.

იმისათვის რომ გავარკვიოთ X და Y დატვირთვა ეკუთვნის თუ არა იმ E არეს რომელშიაც სამართლიანია ნ. სედიაკინის პრინციპი მიზანშეწონილია ისეთი ექსპერიმენტის ჩატარება რომელიც დამყარებულია მაინერის მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობაზე.

გამოცდაზე დაყენდება ერთი და იგივე ტიპის ნაკეთობათა ორი ანარჩევი (თითოეული N რაოდენობის). პირველი ანარჩევი გამოიცდება X რეჟიმში ვიდრე მტყუნების ალბათობა არ მიაღწევს Q_0 მნიშვნელობას. მეორე ანარჩევი გამოიცდება Y დატვირთვაზე იგივე Q_0 ალბათობის მიღწევამდე. ამის შემდეგ ორივე ანარჩევი გამოირჩევა Y რეჟიმში Q_1 ($Q_1 > Q_0$) ალბათობის მიღწევამდე. პირველ მათგანს ამისთვის დასჭირდება t_1 დრო, მეორეს კი t_2 . Y დატვირთვა არ აღემატება ზღვრულს, ანუ $Y < Y_k$ თუ სრულდება უტოლობა

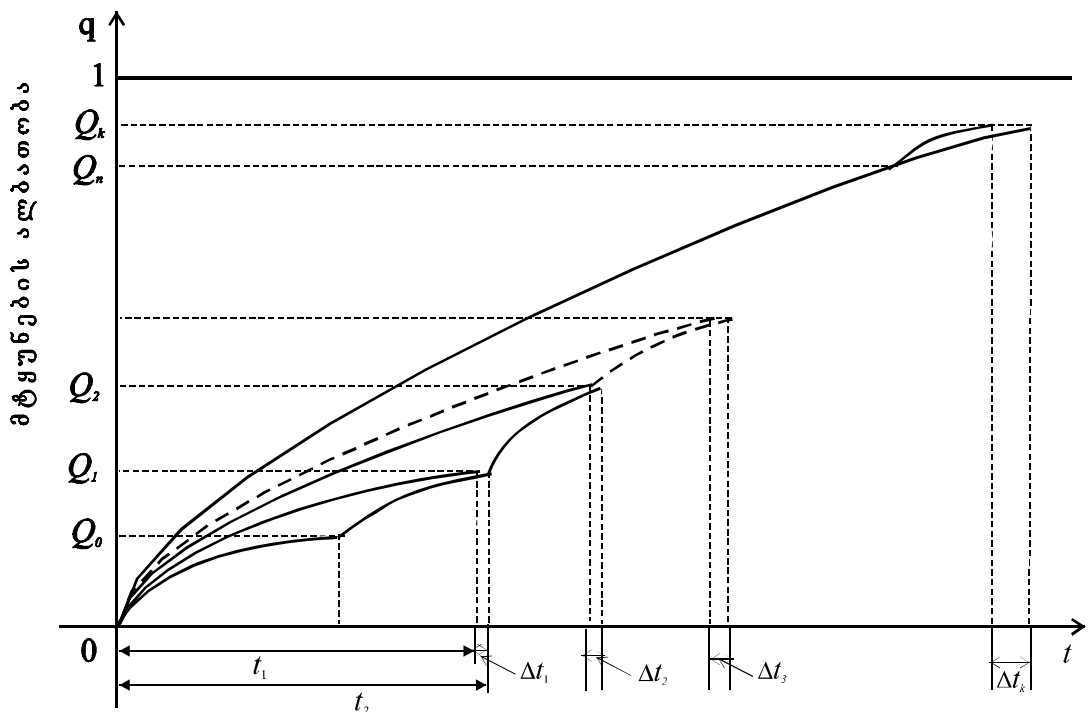
$$t_2 - t_1 \leq \Delta t. \quad (1.10.1)$$

Δt სიდიდე შეირჩევა პრაქტიკული მოსაზრებებით. მიზანშეწონილია ის ავილოთ ორ მომდევნო მტყუნებას შორის საშუალო დროის ტოლი. ამის შემდეგ იგივე ტიპის და რაოდენობის ნაკეთობათა ახალი ანარჩევი ნაცვლად იმ ანარჩევისა, რომელიც იმყოფებოდა XY რეჟიმში, გამოიცდება $Y_1 = Y + \Delta Y$ დატვირთვაზე ვიდრე მტყუნების ალბათობა არ მიაღწევს Q_1 მნიშვნელობას. შემდეგ კი იმ ანარჩევთან ერთად, რომელიც გამოიცდებოდა Y რეჟიმში, ორივე მათგანი გამოიცდება Y_1 დატვირთვაზე Q_2 ($Q_2 > Q_1$) ალბათობის მიღებამდე. შესაბამისი დროები კვლავ ავლნიშნოთ t_1 და t_2 -ით. თუ კვლავ

სრულდება (1.9.1) უტოლობა, მაშინ $Y_1 < Y_k$. ამის შემდეგ იმ ანარჩევს ნაცვლად, რომელიც გამოიცდებოდა Y და Y_1 დატვირთვებზე, ვიღებთ იგივე მოცულობის ახალ ანარჩევს და და ვასრულებთ იმავე პროცედურებს, როგორც წინა შემთხვევებში. ასე გრძელდება მანამ ვიდრე რაიმე Y_n დატვირთვისათვის ადგილი არ ექნება უტოლობას

$$t_2 - t_1 > \Delta t. \quad (1.10.2)$$

მაშინ $Y_n > Y_k$, ხოლო Y_{n-1} შეგვიძლია ჩავთვალოთ ზღვრულ დატვირთვად. (ნახ. 1.10.1)



ნახ. 1.10.1 ფორსირების ზღვრული დატვირთვის განსაზღვრა.

იმისათვის, რომ ეს დატვირთვა მაქსიმალურად მიუახლოვდეს Y_k დატვირთვის კრიტიკულ მნიშვნელობას უნდა შევამციროთ ΔY დატვირთვის ცვლილების ბიჯი და Y_{k-1} -დან დაწყებული კვლავ ჩავატაროთ ანალოგიური გამოცდები.

1.11 შედეგების მოკლე შეჯამება და დასკვნები

1. საიმედოობაზე ფორსირებული გამოცდების პრობლემა, ანუ სხვაგვარად რომ ვთქვათ, საიმედოობის წინასწარმეტყველობის ალბათური მოდელების შექმნის პრობლემა, ფორსირებული გამოცდების მიხედვით ფორმულირდება როგორც X დატვირთვაზე ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების $F_x(\Theta)$ ფუნქციის მოძებნა $F_y(\Theta)$ -ით, რომელიც წარმოადგენს ამავე სიდიდის განაწილების ფუნქციას "ფორსირებულ" Y ($Y > X$) დატვირთვაზე. ფორსირების პრინციპი მდგომარეობს იმაში, რომ ნებისმიერი $\Theta > 0$ -თვის $F_x(\Theta) < F_y(\Theta)$, ხოლო $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ ფუნქციები აკმაყოფილებენ პირობებს:

$$F_x(0) = F_y(0) = 0, \\ \lim_{\Theta \rightarrow \infty} F_x(\Theta) = \lim_{\Theta \rightarrow \infty} F_y(\Theta) = 1.$$

2. კერძო შემთხვევაში საკითხის დასმისას ესაა ამოცანა $F_x(\Theta)$ განაწილების რაიმე რიცხვითი მახასიათებლების პოვნისა $F_y(\Theta)$ განაწილების ცნობილი მახასიათებლების საშუალებით.

3. ფორსირებული გამოცდების ამოცანა რედუცირდება ე.წ. "დაჩქარების ფუნქციის" $\tau = g(t)$ პოვნაზე, რომელიც წარმოადგენს რეგრესიის ფუნქციას ე.ი. დამოკიდებულებას უმტყუნო მუშაობის $F_y(\tau)$ და $F_x(t)$ ტოლ ალბათობათა შესაბამის τ და t კვანტილებს შორის, შესაბამისად ნომინალურ X და ფორსირებულ Y დატვირთვისას. ეს დამოკიდებულება ზოგადად არაწრფივია:

$$F_y(t) = F_x(g(t)).$$

კავშირი $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ განაწილების რიცხვით მახასიათებლებს (მომენტებს) შორის ადვილად მყარდება (1.3.1) და (1.3.2) ფორმულებით.

4. წრფივი მოდელის შემთხვევაში (როცა $\tau = c \cdot t$) ამოცანა დაიყვანება იმ ერთადერთი c კოეფიციენტის განსაზღვრაზე, რომელიც დამოკიდებულია ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის განაწილების კანონებზე X და Y დატვირთვებისას.

5. დაჩქარების ფუნქციის წრფივობისას შემოთავაზებულია

განმსაზღვრელი ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდის, რომელიც შეიცავს c კოეფიციენტის \hat{c} შეფასების მოძებნას (1.4.1) ფორმულით და იმ c - ქვედა და c_+ ზედა საზღვრების მოძებნას რომელთა შორისაც განსაზღვრული γ ნდობის ალბათობით მოთავსებულია c -ს ჭეშმარიტი მნიშვნელობა.

6. შემოტანილი g დაჩქარების ფუნქციის საფუძველზე მოცემულია ნ.მ. სედიაკინის მიერ წამოყენებული საიმედოობის ფიზიკური პრინციპის მათემატიკური ჩაწერის ახალი ფორმა:

$$F_{xy}(\Theta/\Theta_1) = \begin{cases} F_x(\Theta) & \text{როცა } \Theta < \Theta_1 \\ F_y(\Theta + \Theta_1^* - \Theta_1) & \text{როცა } \Theta > \Theta_1 \end{cases}$$

$$\Theta_1 = g(\Theta_1^*)$$

სადაც $F_{xy}(\Theta/\Theta_1)$ აღნიშნავს ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ფუნქციას როცა ამ ნაკეთობათა ანარჩევი ჯერ გამოიცდება X რეჟიმში განსაზღვრული Θ_1 დროის განმავლობაში, შემდეგ კი გადაიყვანება Y ფორსირებულ რეჟიმში. $F_x(\Theta)$ და $F_y(\Theta)$ ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების ფუნქციებია შესაბამისად X და Y რეჟიმში.

საკმაოდ დიდ ინტერესს წარმოადგენს დაჩქარების ფუნქციის წრფივობის კრიტერიუმის დადგენა, რადგანაც ამ შემთხვევაში ფორსირებული გამოცდების პრობლემა მნიშვნელოვნად მარტივდება. ეს კრიტერიუმი მე-5 პარაგრაფში ჩამოყალიბებულია შემდეგი სახით:

ვთქვათ ორიდან ერთ-ერთი ანარჩევი გამოიცდება X დატვირთვაზე Θ_1 დროში, ხოლო შემდეგ კი Y დატვირთვაზე Θ_2 დროის განმავლობაში. $\Theta_1 + \Theta_2$ დროის მომენტისათვის, როდესაც გამოცდა მთავრდება, მიიღწევა Q_2 მტუნების ალბათობა. იგივე ნაკეთობის მეორე ანარჩევი კი ჯერ გამოიცდება Y დატვირთვაზე Θ_2 დროის განმავლობაში, შემდეგ კი X დატვირთვაზე Θ_1 დროში. $\Theta_1 + \Theta_2$ გამოცდის დამთავრების დროისათვის მტყუნების ალბათობა აღწევს Q_2' მნიშვნელობას. დავუშვათ ასევე, რომ ნ.მ. სედიაკინის ფიზიკური საიმედოობის პრინციპი ძალაშია. მაშინ დაჩქარების g ფუნქცია წრფივია, თუ $Q_2 = Q_2'$ და პირიქით, თუ დაჩქარების ფუნქცია წრფივია Q_2 და

Q_2 ალბათობები ტოლია."

8. მე-6 პარაგრაფის შედეგებიდან გამომდინარეობს, რომ საიმედოობის ფიზიკური პრინციპის შესრულება დაჩქარების ფუნქციის წრფივობისას წარმოადგენს საკმარის პირობას მტუნებათა წრფივი აჯამვის (მაინერის) თანაფარდობის სამართლიანობისათვის.

9. მტკიცდება, რომ საიმედოობის მარაგის სიდიდე, რომელსაც ნაკეთობა გახარჯავს მტყუნების t^* მომენტისათვის ნებისმიერ რეჟიმში, უმტყუნო მუშაობის განაწილების ნებისმიერი კანონისას, განაწილებულია მაჩვენებლიანი კანონით და მის მათემატიკური ლოდინი ერთის ტოლია.

10. საიმედოობის რესურსის ამ თვისებაზე დაყრდნობით, ზოგიერთი სხვა შეზღუდვებისას, ვიდრე ეს აღნიშნული იყო ზემოთ, გამოიყენება მაინერის თანაფარდობა (1.7.10) და მისი ინტეგრალური განზოგადება (1.7.10') შესაბამისად საფუძვრებიანი და უწყვეტი დატვირთვისას.

11. უკანასკნელი თანაფარდობის საფუძველზე შემუშავებულია ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდიკა საიმედოობის განსაზღვრისთვის უწყვეტი დატვირთვის მეთოდით იმ მოდელისათვის, რომელიც აღიწერება თანაფარდობით

$$\frac{T_i}{T_p} = \left(\frac{H_p}{H_i} \right)^m,$$

სადაც $m > 0$ რაიმე კონსტანტა;

T_p - უმტყუნო მუშაობის საშუალო დროა ნორმალურ პირობებში ე.ი. ნომინალურ H_p დატვირთვაზე;

T_i - ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის საშუალო დროა H_i რეჟიმში.

ამ მეთოდიკის მიხედვით ფორსირებული გამოცდების ჩატარების სქემა წარმოდგენილია შემდეგი სახით:

ა) მოიცემა ε ფარდობითი ცდომილება γ ცალმხრივი ნდობის ალბათობა, რომლითაც აუცილებელია განისაზღვროს T_p სიდიდე.

ბ) (1.9.23) ფორმულების საფუძველზე განისაზღვრება ამისათვის საჭირო ანარჩევის მინიმალური რიცხვი $N = N_{\min}$.

გ) აირჩევა დატვირთვის სახე H , მისი ცვლილების "სიჩქარე" ν და დადგინდება ნომინალური სამუშაო დატვირთვა T_p .

დ) ნაკეთობათა ანარჩევის ნიმუშები დაყენდება გამოცდაზე, რომლის დროსაც H დატვირთვა x დროში იცვლება წრფივი კანონის მიხედვით (1.9.1).

ე) ნიმუშის მტუნების t^{**} მომენტი წარმოადგენს შემთხვევით სიდიდეს. ცდის შედეგად მიიღება ამ სიდიდის $N=N_{\min}$ რაოდენობის მნიშვნელობა:

$$x_1, x_2, \dots, x_N$$

ამ სტატისტიკაში პოულობენ N და N_{\min} და განსაზღვრავენ Δ სხვაობას (1.9.9) ფორმულით.

ვ) (1.9.10) ფორმულით განსაზღვრავენ k სიდიდეს და Δ სხვაობას ყოფენ h სიგრძისა და k რაოდენობის ტოლ ნაწილებად. h განისაზღვრება (1.9.11) ფორმულით.

ზ) h -ის საშუალებით x_1, x_2, \dots, x_N სტატისტიკას (1.8.12) თანაფარდობით გარდაქმნიან x'_1, x'_2, \dots, x'_N სტატისტიკად.

თ) გამოთვლიან $\eta_i (i = \overline{1, k})$, სადაც η_i x_1, x_2, \dots, x_N მწკრივში იმ სიდიდეთა რიცხვი რომლებიც ნაკლებია ან ტოლია x'_i -ზე.

ი) (1.9.13) თანაფარდობით პოულობენ $F_e(x'_i) (i = \overline{1, k})$.

კ) (1.9.17) ფორმულით პოულობენ $\hat{\alpha}$ შეფასებას.

ლ) (1.9.6') თანაფარდობის საფუძველზე გამოითვლიან m კონსტანტას.

მ) შეაფასებენ $M[(t^*)^{m+1}]$ სიდიდეს (1.9.19) თანაფარდობით.

ნ) (1.9.3) ფორმულაში საჭირო მონაცემების ჩასმით პოულობენ T_p დროის მნიშვნელობას.

12. მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობაზე დაყრდნობით მიღებულია ფორსირების ზღვრული დატვირთვის განსაზღვრის მეთოდი.

თავი 2. საიმედოობის წინასწარმეტყველების ქიმიურ-კინეტიკური მოდელები

2.1 მოკლე მიმოხილვა

დაძველების კანონზომიერებათა, ანუ ნაკეთობის მუშაობის უნარზე ზემოქმედების მომხდენი სხვადასხვა ფაქტორების ურთიერთ-დამოკიდებულებათა, შესწავლა აუცილებელი პირობაა საიმედოობის წინასწარმეტყველების მეცნიერულად დასაბუთებული მეთოდების შემუშავებისათვის. ეს მეთოდები გამოირჩევა საკმარისი უტყუარობით, რის დადასტურებასაც წარმოადგენს როგორც დარეზერვებული სისტემების საიმედოობის მახასიათებლების შეფასებათა მაგალითები, ისე მათემატიკური მოდელები ფორსირებული გამოცდებისათვის. თუმცა ნაკეთობათა ნაირგვარობა და იმ ფიზიკურ-ქიმიური პროცესების მრავალფეროვნობა, რომლებიც მის მტყუნებას იწვევენ, აგრეთვე საწარმოო-ტექნოლოგიური ფაქტორების ზემოქმედება ნაკეთობაზე, პრაქტიკულად გამორიცხავს მისი დაძველების კანონზომიერების წმინდა ფიზიკურ შესწავლას იმ შემთხვევაშიაც კი, როდესაც ცნობილია დაძველების მექანიზმი. მაგალითად, პოლიმერული დიელექტრიკების ელექტრული დაძველების შემთხვევაში [25] მკვლევრები მაინც დგებიან იმ აუცილებლობის წინაშე, რომ გამოიყენონ წმინდა ემპირიული თანაფარდობანი, რათა დაადგინონ კავშირი ნაკეთობის უმტყუნებო მუშაობის დროსა და მასზე მოქმედ ისეთ ფაქტორებზე, როგორიცაა ტემპერატურა, ელექტრული ველის დაძაბულობა, სიხშირე და სხვ.

ამის გამო საიმედოობის თეორიაში უფრო მისაღებად ითვლება ფენომენოლოგიური მიდგომა [26], რომლის არსი ისაა, რომ რაიმე ანალოგიებისა და პარალელების, ასევე მეტ-ნაკლებად დადასტურებული საერთო ფიზიკური და ინტუიციური წარმოდგენების საფუძველზე აიგება ცვეთის პროცესების მათემატიკური მოდელები. ამ მოდელების საშუალებით ხდება საიმედოობის წინასწარმეტყველება, რომელიც

შეიძლება არ იყოს მთლად ზუსტი, მაგრამ მაინც აუცილებელია.

დაძველების პროცესებისადმი ასეთი მიდგომის შემდეგ ნაკეთობათა მასალების გარემოსთან ურთიერთქმედებას, (რის შედეგადაც მცირდება მისი საიმედოობა) შევისწავლით იმ მეთოდებით, რომლებითაც ხდება ქიმიურ რეაქციათა კინეტიკის შესწავლა [27].

როგორც ცნობილია, ქიმიური კინეტიკის შესწავლის საგანს წარმოადგენს ქიმიური რეაქციების სიჩქარისა და მასზე ზემოქმედების მომხდენი ფაქტორების გამოკვლევა. ამ მიზნით შექმნილი მათემატიკური მოდელების მიზანია ისახავენ რეაქციაში მონაწილე ნივთიერებების კონცენტრაციათა (ანდა რაიმე მუდმივ მოცულობაში მოლეკულათა რიცხვის) ცვლილების დროში აღწერა. ამასთან მკაფიოდაა გამოხატული ორი მიდგომა: დეტერმინისტული და სტოქასტიკური [31]. პირველი მიდგომისას კონცენტრაციები მოცემულია დროის უწყვეტი, ნამდვილი ფუნქციების სახით, რომლებიც განისაზღვრება რეაქციის მექანიზმის აღმწერი ინტეგრალური და დიფერენციალური განტოლებებით. ალბათური მიდგომის შემთხვევაში კი აღნიშნული კონცენტრაციები ხასიათდება როგორც შემთხვევითი პროცესები, რომელთა განაწილებების დადგენაა განსასაზღვრავი.

საიმედოობის თეორიის ამოცანებისთვის ნაყოფიერია ორივე გზა, თუმცა რ. ჰვეილენდის [26] ნაშრომში ალბათური მიდგომა მთლიანად იგნორირებულია. მიუხედავად ამისა, თუ ნაკეთობის მასალათა დაძველების პროცესს განვიხილავთ როგორც გარემოსთან მისი ურთიერთქმედების ქიმიურ რეაქციას, მაშინ ის ძირითადად უნდა განვიხილოთ როგორც არაგანმეორებადი რეაქცია, სხვაგვარად რომ ვთქვათ, ეს რეაქციები სტოქასტიკურია.

ქვემოთ ორივე მიდგომის საფუძველზე განხილული იქნება ქიმიურ-კინეტიკური მოდელები, რომლებიც დაიყვანება მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობამდე [19, 28] და საბოლოოდ განიხილება ნაკეთობათა საიმედოობის წინასწარმეტყველების მათემატიკური მოდელები

ფორსირებული გამოცდების შედეგების მიხედვით. მანამდე საჭიროა განისაზღვროს თუ რას წარმოადგენს ცნება "გარემო".

ზოგადად რომ ვთქვათ "გარემო" გულისხმობს ფაქტორები, რომლებიც შესასწავლ ობიექტზე ზემოქმედების მომხდენ ყველა იმ ფაქტორს, ერთის (ან რამდენიმეს), გამოკლებით რომლებიც განიხილება როგორც დატვირთვა. ობიექტის ურთიერთქმედება დატვირთვასთან შეიძლება განვიხილოთ როგორც ენერგიების ცვლილება მათ შორის, ხოლო გარემოსთან ურთიერთქმედება როგორც ენერგიებისა და ნივთიერებების ცვლილება. ენერგიის ეს ნაკადი, უფრო ზუსტად რომ ვთქვათ, დატვირთვის ექვივალენტურია, თუმცა მისი გავლენა შეიძლება გავითვალისწინოთ გარემოს პარამეტრების საშუალებით. მაგალითად, საიზოლაციო მასალების ელექტრული დაძველების შესწავლისას დიელექტრიკის არსებობის საშუალო დრო დამოკიდებულია როგორც ელექტრული ველის დაძაბულობაზე, ისე ტემპერატურაზე. მიუხედავად ამისა, დატვირთვის როლი შეიძლება შეასრულოს მხოლოდ ელ. ველის დაძაბულობამ, ტემპერატურა კი ჩაითვლება გარემოდ და მისი ზემოქმედება განვიხილოთ როგორც გარემოს პარამეტრი.

2.2 დაძველებათა მარკოვის მოდელები.

ჯერ განვიხილოთ დაძველების დეტერმინისტული მოდელები. დავუშვათ რომ ობიექტი შედგება A ნივთიერებისაგან რომელიც ურთიერთქმედებს C ნივთიერებით წარმოდგენილ გარემოსთან ეს ურთიერთმოქმედება შეიძლება წარმოვადგინოთ შემდეგი რეაქციის სახით.



სადაც B არის A ნივთიერების გარდაქმნის პროდუქტი, D კი – C ნივთიერების გარდაქმნის პროდუქტი.

ვთქვათ $Y(t)$ არის B პროდუქტის კონცენტრაცია დროის t მომენტისათვის, ხოლო საწყისი მომენტისათვის

$$Y(0) = 0 \quad (2.2.2)$$

A რეაგენტის კონცენტრაცია დროის t მომენტისათვის აღნიშნოთ $X(t)$ -თი. მისი საწყისი კონცენტრაცია კი x_0 -ით:

$$X(0) = x_0 > 0. \quad (2.2.3)$$

დამველებათა დეტერმინისტული მოდელის შემთხვევაში ორივე ფუნქცია $Y(t)$ და $X(t)$ არის ნამდვილი და უწყვეტი.

(2.2.1) რეაქციის სიჩქარე განვსაზღვროთ როგორც კონცენტრაციის წარმოებული დროით:

$$v = dY / dt = -dX / dt . \quad (2.2.4)$$

აქ "-" ნიშანი dX / dt წინ დგას იმის გამო, რომ $X(t)$ არის დროის არაზრდადი ფუნქცია, ხოლო v სასურველია განისაზღვროს ისე, რომ არ მოხდეს ქიმიური რეაქციის უარყოფით სიჩქარესთან ოპერირება.

ქიმიური რეაქციის კინეტიკის დეტერმინისტულ თეორიაში ძირითად (აქსიომატურ) კანონს წარმოადგენს გოლდბერგისა და ვეიჯის [46], ანუ მოქმედ მასათა კანონი, რომლის თანახმადაც რეაქციის სიჩქარე პროპორციულია მორეაგირე ნივთიერებების კონცენტრაციისა

$$v = k_1 \cdot X(t) \cdot Z(t) , \quad (2.2.5)$$

სადაც $Z(t)$ -თი აღნიშნულია გარემოს ნივთიერების კონცენტრაცია დროის t მომენტისათვის, ხოლო k_1 -ით რაიმე პროპორციულობის კოეფიციენტი.

თუ დავუშვებთ, რომ c მასალის რაოდენობა გარემოში იმდენად დიდია, რომ მისი ცვლილება (ობიექტში ნივთიერების ცვლილებასთან შედარებით) შეიძლება უგულებელვყოთ, მაშინ $Z(t)$ ფუნქცია (2.2.5) ფორმულაში იქნება მუდმივი და $k_1 Z(t)$ ნამრავლი შეიძლება წარმოვადგინოთ ახალი k მუდმივას სახით. მაშინ

$$v = k \cdot X(t) \quad (2.2.6)$$

ამასთან (2.2.1) რეაქცია გახდება უნიმოლეკულური:



ამ რეაქციაში A ნივთიერება (რეაგენტი) შეუქცევადად გარდაიქმნება B ნივთიერებად (პროდუქტად), ხოლო რეაქციის სიჩქარე განისაზღვრება

დადებითი k მუდმივათი, რომელსაც ეწოდება რეაქციის სიჩქარის მუდმივა.

სწორედ (2.2.7) რეაქციით მოვახდენთ ნაკეთობათა დაძველების პროცესის მოდელირებას. ცხადია, რომ ასეთი მიდგომისას:

$$X(t) = x_0 - Y(t). \quad (2.2.8)$$

თუ (2.2.6) თანაფარდობაში ჩავსვამთ (2.2.4) და (2.2.8) თანაფარდობებს, მივიღებთ ორ, სავსებით ტოლფასოვან განტოლებას $X(t)$ და $Y(t)$ კონცენტრაციების მიმართ:

$$dX(t)/dt = -k \cdot X(t), \quad (2.2.9)$$

$$dY(t)/dt = k \cdot [x_0 - Y(t)] \quad (2.2.10)$$

საკმარისია განვიხილოთ ერთ-ერთი მათგანი, მაგალითად (2.2.9), რომლის ამონახსნი (2.2.3) საწყისი პირობების შემთხვევაში გამოიხატება ფორმულით:

$$X(t) = x_0 \cdot \exp(-k \cdot t). \quad (2.2.11)$$

დაძველების ალბათური მოდელის აგებისას შევთანხმდეთ, რომ A რეაგენტის $X(t)$ კონცენტრაციად ჩავთვალოთ მოლეკულათა რაოდენობა ობიექტის რაიმე მუდმივ (ვთქვათ, ერთეულოვან) მოცულობაში და წარმოვადგინოთ იგი მდგომარეობათა სივრცეში დისკრეტულ და დროში უწყვეტ შემთხვევით $X(t)$ პროცესად. რეაგენტის კონცენტრაციის დროში ცვლილების აღმწერ მათემატიკურ მოდელად გამოვიყენებთ ე.წ. წმინდა დაღუპვის სქემას [47], რომელთა პოსტულატები კარგად ეთანადება დაძველებათა (2.2.7) ბუნებას. სრული ალბათობის ფორმულის საფუძველზე, ნაკეთობის მდგომარეობის განხილვისას ჩვეულებრივი მეთოდით ორი ერთმანეთთან ახლოს მდგომი t და $t + \Delta t$ მომენტებისათვის, $\Delta t \rightarrow 0$ ზღვრული გადასვლის შედეგად $Q_x(t)$ სიდიდისათვის, (რომელიც გამოხატავს იმის ალბათობას, რომ t მომენტში ნაკეთობა აღმოჩნდება $Q_x(t)$ მდგომარეობაში $E_x(x = 0,1,2,\dots)$, რომელშიაც $X(t) = x$) მივიღებთ:

$$\left. \begin{aligned} \frac{dQ_x(t)}{dt} &= -\lambda_x Q_x(t) + \lambda_{x-1} Q_{x-1}(t) \\ 0 &< x < \infty \end{aligned} \right| \quad (2.2.12)$$

ამ უსასრულო დიფერენციალურ განტოლებათა სისტემის λ_x კოეფიციენტები წარმოადგენს x მდგომარეობის ფუნქციებს ერთადერთი შეზღუდვით $\lambda_x \geq 0$, თუმცა (2.2.7) რეაქციის ბუნება საშუალებას გვაძლევს დავასკვნათ, რომ განხილულ შემთხვევაში

$$\lambda_x = k \cdot x, \quad (2.2.13)$$

სადაც k რეაქციის სიჩქარის მუდმივაა.

ამ თანაფარდობის ფიზიკური აზრი ისაა, რომ დაძველებათა რეაქცია მიმდინარეობს გოლდბერგისა და ვეიჯის კანონის შესაბამისად.

საწყისი პირობები შემოვიღოთ შემდეგი სახით:

$$\left. \begin{aligned} Q_{x_0}(0) &= 1(x_0 > 0) \\ Q_x(0) &= 0(x \neq x_0) \end{aligned} \right| \quad (2.2.14)$$

ასეთი პირობების დროს (2.2.12.) განტოლებათა უსასრულო სისტემის ამოხსნა მწარმოებელი ფუნქციის მეთოდით მოგვცემს:

$$Q_x(t) = C_{x_0}^x \cdot \exp(-k \cdot x \cdot t) \cdot [1 - \exp(-k \cdot t)]^{x - x_0}. \quad (2.2.15)$$

$X(t)$ შემთხვევითი პროცესის $M[X(t)]$ მათემატიკური ლოდინი გადმოიცემა შემდეგი თანაფარდობით:

$$M[X(t)] = \sum_{x=0}^{\infty} x \cdot Q_x(t) = x_0 \cdot \exp(-k \cdot t). \quad (2.2.16)$$

განხილული მოდელისათვის შეგიძლება დავუშვათ, რომ $X(t)$ კონცენტრაციას აქვს სივრცესა და დროში უწყვეტი მარკოვის პროცესის სახე. ამ შემთხვევაში კონცენტრაციის ალბათური სიმკვრივე t მომენტისათვის წარმოადგენს ფოკერ-პლანკის შემდეგი განტოლების ამონახსნს:

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial \rho(x, t / x_0, t_0)}{\partial t} &= \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 [D(x, t) \cdot \rho(x, t / x_0, t_0)]}{\partial^2 x} - \frac{\partial [V(x, t) \cdot \rho(x, t / x_0, t_0)]}{\partial x} \end{aligned} \right\}, \quad (2.2.17)$$

$$0 < x < \infty$$

სადაც

$$\rho(x, t / x_0, t_0) = \frac{\partial}{\partial x} \text{Pr ob}\{X(t) < x / X(t_0) = x_0\} \quad (2.2.18)$$

$V(x, t)$ და $D(x, t)$ ფუნქციები შესაბამისად დიფუზიისა და გადატანის კოეფიციენტებია. ისინი აუცილებელად საჭიროა შესასწავლი პროცესის დასახასიათებლად. კერძოდ, გოლდბერგისა და ვეიჯის კანონიდან გამომდინარე დავუშვათ, რომ დიფუზიისა და გადატანის კოეფიციენტები პროპორციულია $X(t)$ კონცენტრაციის x მყისი მნიშვნელობისა:

$$\left. \begin{aligned} V(x, t) &= k \cdot x \\ D(x, t) &= \alpha \cdot x \end{aligned} \right\} \quad (2.2.19)$$

სადაც

$$k > 0 \text{ და } \alpha > 0. \quad (2.2.20)$$

(2.2.17) თანაფარდობა წარმოადგენს პარაბოლური ტიპის დიფერენციალურ განტოლებას, რომლის ამონახსნის ერთადერთობისათვის (2.2.19) პირობების შემთხვევაში აუცილებელია საწყისი და სასაზღვრო პირობების ცოდნა. კერძოდ, შეგვიძლია დავუშვათ, რომ:

$$\rho(x, 0 / x_0, t_0 = 0) = \delta(x - x_0), \quad (2.2.21)$$

$$\rho(0, t / x_0, t_0 = 0) = \rho(\infty, t / x_0, t_0 = 0) = 0, \quad (2.2.22)$$

სადაც $\delta(\cdot)$ დირაკის დელტა-ფუნქციაა.

ასეთი პირობების დროს (2.2.17) განტოლების ამონახსნის მიღება შესაძლებელია [48,49], რის შემდეგაც $X(t)$ პროცესის მათემატიკური ლოდინი აისახება შემდეგი ფორმულით

$$M[X(t)] = \int_0^{\infty} x \cdot \rho(x, t / x_0, 0) \cdot dx. \quad (2.2.23)$$

ეს პრობლემა გადაწყდება უფრო მარტივად, თუ გავითვალისწინებთ (2.2.23) თანაფარდობას და დავუშვებთ, რომ $\rho(x, t / x_0, 0)$ და $\frac{\partial \rho(x, t / x_0, 0)}{\partial x}$

მიისწრაფიან 0-კენ, როცა $x \rightarrow 0$, მაშინ (2.2.17) განტოლება შეიძლება გარდაიქმნას შემდეგნაირად:

$$\frac{dM[X(t)]}{dt} = -k \cdot M[X(t)],$$

საიდანაც:

$$M[X(t)] = x_0 \cdot \exp(-k \cdot t). \quad (2.2.24)$$

ამგვარად, (2.2.24) და (2.2.16) გამოსახულებები კონცენტრაციის მნიშვნელობებისთვის სტოქასტიკურ (როგორც დისკრეტული, ასევე უწყვეტი) მოდელისათვის ემთხვევა დეტერმინისტული მიდგომის შედეგად მიღებულ (2.2.11) გამოსახულებას.

შეგვიძლია დავუშვათ, რომ ნაკეთობის მტყუნება დაკავშირებულია კონცენტრაციის შემცირებასთან რაიმე x_k კრიტიკულ მნიშვნელობამდე. მაშინ H დატვირთვის შემთხვევაში $T(H)$ დრო, რომლის განმავლობაშიც $M[X(t)]$ აღწევს x_k კრიტიკულ მნიშვნელობას, განისაზღვრება პირობიდან

$$x_k = x_0 \cdot \exp(k(H) \cdot T(H)), \quad (2.2.25)$$

სადაც $k(H)$ რეაქციის სიჩქარის მუდმივაა H დატვირთვის დროს.

დავუშვათ, რომ H დატვირთვა იცვლება ნახტომისებრად Δt_i დროის ინტერვალებში და ღებულობს H_i მნიშვნელობებს. i ინდექსი მიეწერება იმ დატვირთვას, რომელზედაც $M[X(t)]$ აღწევს x_k კრიტიკულ მნიშვნელობას. მაშინ (2.2.25) ფორმულის საფუძველზე, თუ მას თანმიმდევრობით გამოვიყენებთ H_n, H_{n-1}, \dots, H_1 დატვირთვებისათვის, მივიღებთ:

$$\begin{aligned} x_k &= M_{0n} \cdot \exp[-k(H_n) \cdot \Delta t_n] = M_{0(n-1)} \cdot \exp[-k(H_{n-1}) \cdot \Delta t_{n-1}] \cdot \exp[-k(H_n) \cdot \Delta t_n] = \dots = \\ &= M_{01} \cdot \exp[-k(H_1) \cdot \Delta t_1] \cdot \dots \cdot \exp[-k(H_n) \cdot \Delta t_n], \end{aligned}$$

სადაც $M(i = \overline{1, n})$ არის A რეაგენტის კონცენტრაციის მათემატიკური ლოდინის მნიშვნელობა ნაკეთობაზე H_i დატვირთვის მოდების მომენტისათვის, ამასთან მიღებულია შეთანხმება $M_{01} = x_0$. ამის შედეგად

$$x_k = x_0 \cdot \exp\left[-\sum_{i=1}^n k(H_i) \cdot \Delta t_i\right]. \quad (2.2.26)$$

თითოეული ამ დატვირთვისათვის, (მათი მუდმივობის პირობებში) ცალ-ცალკე გამოიკვეთება შემდეგი თანაფარდობა:

$$x_k = x_0 \cdot \exp(k(H_j) \cdot T(H_j)) (j = \overline{1, n}), \quad (2.2.27)$$

ამ ბოლო ორი ტოლობის შედარებით გვექნება

$$\sum_{i=1}^n k(H_i) \cdot \Delta t_i = k(H_j) \cdot T(H_j) (j = \overline{1, n}), \quad (2.2.28)$$

საიდანაც საბოლოოდ გამოდის მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობა საფეხურებრივი დატვირთვისას:

$$\sum_{i=1}^n \frac{\Delta t_i}{T(H_i)} = 1. \quad (2.2.29)$$

კერძო შემთხვევაში, თუ H_1 -ს H_p -ის ტოლად მივიჩნევთ (ნომინალური დატვირთვა) და შემოვიფარგლებით შემთხვევით, როცა $n=2$, მივიღებთ ცნობილ ფორმულას $T_1 = T_p$ უმტყუნო მუშაობის დროის განსაზღვრისათვის ე.წ. "მოტეხვის" მეთოდით [10]

$$T_p = \frac{1}{1 - \frac{\Delta t_2}{T_2}} \cdot \Delta t_1; (T_2 \equiv T(H_2); H_2 > H_p). \quad (2.2.30)$$

მიღებული (მტყუნებათა წრფივი აჯამვის) თანაფარდობა ჰიპოთეზის სახით კარგა ხანია შემოტანილია საიმედოობის თეორიაში. გარდა ამისა, აღსანიშნავია ე.წ. ადიტიურ-მარკოვის მოდელი [29], რომელიც აღწერს ნაკეთობის რესურსის გახარჯვის პროცესს, რის საფუძველზეც შეიძლება მიღებულ იქნეს მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობა როგორც კერძო შემთხვევა. ჩვენ მიერ წარმოდგენილი გამოკვლევებით კი დგინდება, რომ დაძველებათა ქიმიურ-კინეტიკური მოდელების განხილვასაც მივყავართ მტყუნებათა წრფივი აჯამვის თანაფარდობამდე და ამის შედეგად საშუალება გვეძლევა გადავწყვიტოთ საიმედოობის წინასწარმეტყველების ამოცანა ფორსირებული გამოცდების შედეგების მიხედვით.

2.3. დაჩქარების ფუნქცია დაძველებათა მარკოვის მოდელებისათვის

დაძველებათა ქიმიურ-კინეტიკური მოდელებისათვის შეიძლება შემოვიღოთ ე.წ. "დაჩქარების ფუნქციის" ცნება. ამისათვის საჭიროა

წინასწარ შემოვიტანოთ დაძველების შესაბამისი მახასიათებელი და მივიღოთ განტოლება, რომელიც აღწერს ობიექტის მუშაობის უნარის დაკარგვის პროცესს მასზე ზემოქმედების მომხდენ ფაქტორებთან დამოკიდებულებაში. ლოგიკურია რომ დაძველების ზომა როგორმე დავუკავშიროთ ობიექტის $R(t)$ სიმტკიცეს, რომლის ცხადი სახით წარმოდგენისთვის საკმარისია დავუშვათ, რომ t დროის ზრდისას კონცენტრაციის $M[X(t)]$ მათემატიკური ლოდინის შემცირება დაკავშირებულია ობიექტის $R(t)$ სიმტკიცის პროპორციულ შემცირებასთან. მაშინ $R(t)$ სიმტკიცის მყისი მნიშვნელობის შეფარდება მის საწყის R_0 მნიშვნელობასთან ტოლი იქნება $M[X(t)]$ მათემატიკური ლოდინის შეფარდებისა ობიექტის მასალის x_0 საწყის კონცენტრაციასთან:

$$\frac{R(t)}{R_0} = \frac{M[X(t)]}{x_0}. \quad (2.3.1)$$

ამის შემდეგ (2.2.11), (2.2.16) და (2.2.24) თანაფარდობათა საფუძველზე გვექნება

$$R(t) = R_0 \cdot \exp[-k(H) \cdot t]. \quad (2.3.2)$$

დაძველების ზომად შეგვიძლია მივიღოთ ობიექტის სიმტკიცის ფარდობითი ცვლილება

$$\varepsilon(t) = \frac{R_0 - R(t)}{R} = 1 - \exp[-k(H) \cdot t], \quad (2.3.3)$$

რომელსაც წინასწარი შეთანხმებით ვუწოდოთ ცვეთის ფუნქცია. ამის შემდეგ ფორსირებული დატვირთვისა და დაჩქარების ფუნქციის შემოტანა ხდება წინა თავში გახილული მეთოდის მსგავსად.

მართლაც, ვთქვათ, $\varepsilon_1(t)$ და $\varepsilon_2(t)$ ცვეთის ფუნქციებია, რომლებიც აღწერენ ნაკეთობის დაძველების პროცესს შესაბამისად H_1 და H_2 დატვირთვისას. დავუშვათ ასევე, რომ ყველა დადებითი t -თვის: $\varepsilon_1(t) < \varepsilon_2(t)$, ხოლო:

$$\varepsilon_1(t) = \varepsilon_2(0) = 0$$

და

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \varepsilon_1(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} \varepsilon_2(t) = 1.$$

ასეთ პირობებში H_2 დატვირთვას ეწოდება ფორსირებული H_1 -ის მიმართ და იგი ჩაიწერება $H_2 > H_1$ უტოლობის სახით.

ვთქვათ, ახლა $t(H_1, \varepsilon_0)$ არის ის დრო, როლის განმავლობაშიც H_1 დატვირთვისას ცვეთის ფუნქცია აღწევს რაიმე ε_0 მნიშვნელობას, ხოლო $t(H_2, \varepsilon_0)$ არის დრო, რომელიც შეესაბამება იმავე ε_0 -ის დონეს $H_2 > H_1$ დატვირთვის შემთხვევაში. მაშინ დაჩქარების ფუნქციას ვუწოდებთ ფუნქციას, რომელიც თითოეულ $t(H_2, \varepsilon_0)$ -ს შეუსაბამებს ისეთ $t(H_1, \varepsilon_0)$, რომ

$$t(H_1, \varepsilon_0) = g(t(H_2, \varepsilon_0)). \quad (2.3.4)$$

(3.3) ფორმულით განსაზღვრული $\varepsilon(t)$ ცვეთის ფუნქციისას დაჩქარების g ფუნქცია განისაზღვრება ტოლობით

$$\varepsilon_1(t(H_1, \varepsilon_0)) = \varepsilon_2(g(t(H_2, \varepsilon_0))),$$

საიდანაც

$$t(H_1, \varepsilon_0) = \frac{k(H_2)}{k(H_1)} \cdot t(H_2, \varepsilon_0). \quad (2.3.5)$$

აქედან დაჩქარების ფუნქციის წრფივობისას

$$t(H_1, \varepsilon_0) = C \cdot t(H_2, \varepsilon_0), \quad (2.3.6)$$

სადაც

$$C = \frac{k(H_2)}{k(H_1)}. \quad (2.3.7)$$

C წრფივობის კოეფიციენტისათვის შეიძლება მიღებულ იქნეს სხვადასხვა ანალიზური გამოსახულება. ეს დამოკიდებულია იმ ფაქტორებზე, რომლებითაც ხდება ფიზიკურ-ქიმიური პროცესების ინტენსიფიკაცია.

ცხადია, რომ იმ პროცესების ინტენსიფიკაციის გზები, რომლებიც იწვევენ მტყუნებას, ძალზე მრავალფეროვანია, მაგრამ მათ შორის განსაკუთრებულ როლს ასრულებს ტემპერატურისა და ძაბვის გაზრდა. ამ დაჩქარებელი ფაქტორების ზემოქმედებისას შესაძლებელია არა მარტო

გავზარდოთ მტყუნებათა ინტენსივობა, არამედ შევიმუშაოთ ელექტრული და ტემპერატურული დაძველების მათემატიკური მოდელებიც [30,50-54]. ასე მაგალითად, არენიუსის მოდელში [55], რომელიც ემყარებოდა ექსპერიმენტულ მონაცემებს, H დატვირთვის როლში გამოდის აბსოლუტური ტემპერატურა $\Theta^\circ K$, რეაქციის სიჩქარის მუდმივა კი მოცემულია ფორმულით

$$k = A \cdot \exp\left(-\frac{W}{R \cdot \Theta}\right). \quad (2.3.8)$$

სადაც,

W აქტივიზაციის ენერჯიაა, R უნივერსალური აირის მუდმივა, A – მუდმივაა რომელიც დამოკიდებულია მორეაგირე ნივთიერებებზე, ე.ი. გარემოსა და ობიექტის მასალაზე. ამის გამო მოცემული მოდელისათვის გვექნება

$$C = \exp\left(\frac{W}{R} \cdot \left(\frac{1}{\Theta_1} - \frac{1}{\Theta_2}\right)\right). \quad (2.3.9)$$

შევნიშნავთ, რომ ზოგიერთი ექსპერიმენტული მონაცემების შესაბამისად [56] სწორედ ასეთი დამოკიდებულება აქვს ნახევარ-გამტარული ხელსაწყოების ხანგამძლეობას გარემოს ტემპერატურაზე მათი შენახვის დროს.

ამრიგად, ერთი მხრივ, თუ სრულდება არენიუსის კანონი, გვაქვს:

$$t(H_1, \varepsilon_0) = \exp\left(\frac{W}{R} \cdot \left(\frac{1}{\Theta_1} - \frac{1}{\Theta_2}\right)\right) \cdot t(H_2, \varepsilon_0). \quad (2.3.10)$$

მეორე მხრივ, ორსაფეხურიანი დატვირთვისას:

$$\frac{\Delta t_1}{t(\Theta_1, \varepsilon_0)} + \frac{\Delta t_2}{t(\Theta_2, \varepsilon_0)} = 1., \quad (2.3.11)$$

სადაც

Δt_1 ობიექტის გამოცდის დროა $\Theta_1^\circ K$ ტემპერატურაზე; Δt_2 – შემდგომი გამოცდის დრო $\Theta_2^\circ K$ ტემპერატურაზე, სანამ $\varepsilon(t)$ ცვეთის ფუნქცია არ მიაღწევს რაიმე ε_0 მნიშვნელობას; $t(\Theta, \varepsilon)$ – დრო, რომლის განმავლობაშიც

მუდმივ $\Theta^{\circ}K$ ტემპერატურაზე მიიღწევა $\varepsilon(t)$ ცვეთის ფუნქციის ε_0 მნიშვნელობა. (3.11) ტოლობიდან გამოდის, რომ

$$t(\Theta_1, \varepsilon_0) = \frac{\Delta t_1}{t(\Theta_2, \varepsilon_0) - \Delta t_2} \cdot t(\Theta_2, \varepsilon_0). \quad (2.3.12)$$

(2.3.10) და (2.3.12) თანაფარდობების შედარებით მივიღებთ

$$\exp\left(\frac{W}{R} \cdot \left(\frac{1}{\Theta_1} - \frac{1}{\Theta_2}\right)\right) = \frac{\Delta t_1}{t(\Theta_2, \varepsilon_0) - \Delta t_2}. \quad (2.3.13)$$

აღნიშნული განტოლების საშუალებით ადვილად დგინდება W აქტივიზაციის ენერჯის გამოსათვლელი ფორმულა ორსაფეხურიანი "მოტეხვის" მეთოდით მიღებული შედეგების საფუძველზე:

$$W = R \cdot \frac{\Theta_1 \cdot \Theta_2}{\Theta_2 - \Theta_1} \cdot \ln \frac{\Delta t_1}{t(\Theta_2, \varepsilon_0) - \Delta t_2}. \quad (2.3.14)$$

რიგ შემთხვევებში ტემპერატურა შეიძლება არ გამოდიოდეს დატვირთვის როლში. მიუხედავად ამისა, რეაქციის სიჩქარე განისაზღვრება ობიექტის გარემოსთან ურთიერთქმედების ენერჯით (დამოუკიდებლად ამ ენერჯის ფორმისა), ამიტომ არენიუსის ფორმულა [31] ნაშრომის თანახმად შეიძლება ჩამოვაცალიბოთ განზოგადებული სახით

$$k = B \cdot \exp\left(-\frac{W}{E}\right), \quad (2.3.15)$$

სადაც E რეაქციის ენერჯიაა. ის წარმოადგენს ობიექტის გარემოსთან ურთიერთქმედების ენერჯას, რომელიც შეიძლება დამოკიდებული იყოს დატვირთვაზე, შეიძლება – არა; B მუდმივაა, რომელიც დამოკიდებულია მორეაგირე ნივთიერებებზე. არენიუსის განზოგადებული მოდელისათვის დაჩქარების ფუნქცია დარჩება წრფივი. C წრფივობის კოეფიციენტისთვის კი გვექნება ფორმულა

$$C = \exp\left(W \cdot \left(\frac{1}{E_1} - \frac{1}{E_2}\right)\right). \quad (2.3.16)$$

რომლის საშუალებითაც შეიძლება საიმედოობის წინასწარმეტყველების ამოცანის გადაჭრა.

2.4. შედეგების მოკლე შეჯამება და დასკვნები

1. რეალური ობიექტების რესურსის გახარჯვისა და დაძველების კანონზომიერებები, მათზე მოქმედ ფაქტორებზე დამოკიდებულებისას, შესაძლებელია შევისწავლოთ იგივე მეოდეებით რომლითაც ხდება ქიმიური რეაქციების კინეტიკის შესწავლა. ე.ი. როგორც დეტერმინისტული, ასევე სტოქასტიკური მიდგომის საფუძველზე.

2. ორივე შემთხვევაში ობიექტის მასალის დაძველების პროცესი ტრაქტირდება როგორც გარემოსთან ურთიერთქმედების ქიმიური რეაქცია, ან დეტერმინისტული, ან სტოქასტიკური, არააღწარმოებადი, რომლის შედეგადად, თუ დავუშვებთ, რომ გარემოს შემადგენელი ნივთიერება იმდენად დიდია რომ მისი ცვლილება (ობიექტის შემადგენელი ნივთიერების ცვლილებასთან შედარებით) შეგვიძლია უგულებელვყოთ, მაშინ ობიექტის მასალა განიცდის შეუქცევად გარდაქმნას უნიმოლექულური სქემის მიხედვით.

3. დეტერმინისტული მიდგომისას ობიექტის ნივთიერების კონცენტრაცია $X(t)$, რომელიც მოიცემა როგორც დროის ნამდვილი, უწყვეტი ფუნქცია, განისაზღვრება დაძველების მექანიზმის მოდელის აღმწერი (2.2.9) დიფერენციალური განტოლებებიდან.

4. სტოქასტიკური მიდგომისას ობიექტის $X(t)$ კონცენტრაცია მოიცემა მარკოვის შემთხვევითი პროცესის სახით (დისკრეტულ ან უწყვეტ მდგომარეობათა სივრცეში). მისი ალბათური განაწილება განისაზღვრება (2.2.12) დიფერენციალურ განტოლებათა უსასრულო სისტემიდან, ანდა (2.2.17) ფოკერ-პლანკის განტოლებიდან.

5. ობიექტის ნივთიერების $X(t)$ კონცენტრაციის მათემატიკური ლოდინი $M[X(t)]$ სტოქასტიკური მიდგომისას (ხოლო დეტერმინისტულის დროს კი თვით კონცენტრაცია) აღიწერება თანაფარდობით

$$M[X(t)] = x_0 \cdot \exp(-k(H) \cdot t),$$

სადაც x_0 - ობიექტის საწყისი კონცენტრაციაა, ხოლო $k(H)$ - რეაქციის

სიჩქარის კონსტანტაა რაიმე H დატვირთვაზე.

6. იმ დაშვებით, რომ ნაკეთობის მტყუნება დაკავშირებულია $X(t)$ კონცენტრაციის შემცირებასთან რაიმე x_k კრიტიკულ მნიშვნელობამდე, $T(H)$ სიდიდე, რომლის დროსაც $M[X(t)]$ მათემატიკური ლოდინი აღწევს x_k მნიშვნელობას H დატვირთვაზე, განისაზღვრება განტოლებიდან

$$x_k = x_0 \cdot \exp(-k \cdot t).$$

7. თუ ნაკეთობა გამოიცდება ცვალებად რეჟიმში, რომლის დროსაც H დატვირთვა იცვლება ნახტომებით Δt_i დროის მონაკვეთების შემდეგ და დებულობს H_i მნიშვნელობებს, მაშინ

$$\sum_{i=1}^n \frac{\Delta t_i}{T(H_i)} = 1,$$

სადაც n ინდექსი მიეწერება იმ დატვირთვას, რომლის დროსაც $M[X(t)]$ აღწევს x_k მნიშვნელობას.

8. თუ H დატვირთვა იცვლება უწყვეტად τ დროში $H(\tau)$ კანონის მიხედვით, მაშინ

$$\int_0^{\tilde{t}} \frac{d\tau}{T(H(\tau))} = 1,$$

სადაც \tilde{t} დროის ინტერვალია, რომლის განმავლობაშიც ცვლადი $H(\tau)$ დატვირთვისას $M[X(t)]$ მათემატიკური ლოდინი აღწევს x_k მნიშვნელობას.

9. მასთან დაკავშირებით, რომ t სიდიდის ზრდისას კონცენტრაციის $M[X(t)]$ მათემატიკური ლოდინის შემცირება დაკავშირებულია ობიექტის $R(t)$ სიმტკიცის პროპორციულ შემცირებასთან, ამ უკანასკნელისთვის ადგილი აქვს თანაფარდობას

$$R(t) = R_0 \cdot \exp(-k(H) \cdot t),$$

სადაც R_0 ობიექტის თავდაპირველი სიმტკიცეა.

10. ობიექტის დამველების რაოდენობრივი მახასიათებლის ზომად შემოყვანილია მისი სიმტკიცის ფარდობითი ცვლილება

$$\varepsilon(t) = \frac{R_0 - R(t)}{R} = 1 - \exp[-k(H) \cdot t],$$

რომელსაც ცვეთის ფუნქცია ეწოდება.

11. თუ ნებისმიერი $t > 0$ -თვის სრულდება უტოლობა $\varepsilon_1(t) < \varepsilon_2(t)$, სადაც $\varepsilon_1(t)$ და $\varepsilon_2(t)$ ცვეთის ფუნქციებია რომლებიც აღწერენ დაძველების პროცესს ლესაბამისად H_1 და H_2 დატვირთვისას, მაშინ H_2 დატვირთვის ეწოდება ფორსირებული H_1 -ის მიმართ და ეს ჩაიწერება $H_2 > H_1$ უტოლობის სახით. $\varepsilon_1(t)$ და $\varepsilon_2(t)$ ფუნქციები კი აკმაყოფილებენ პირობებს

$$\varepsilon_1(0) = \varepsilon_2(0) \text{ და } \lim_{t \rightarrow \infty} \varepsilon_1(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} \varepsilon_2(t) = 1.$$

12. დაძველების ქიმიურ-კინეტიკური მოდელისათვის ფორსირებული გამოცდების ამოცანის ამოხსნის მიზანს წარმოადგენს H_1 დატვირთვისას $\varepsilon_1(t)$ ცვეთის ფუნქციის მოძებნა იმ $\varepsilon_2(t)$ ფუნქციის საშუალებით რომელიც განსაზღვრულია H_2 დატვირთვისათვის, როცა $H_2 > H_1$.

13. ეს ამოცანა შეიძლება დაყვანილი იქნას $\tau = g(t)$ დაჩქარების ფუნქციის პოვნაზე, რომელიც დროის ყოველ t მონაკვეთს, რომლის განმავლობაშიც H_1 დატვირთვისას მიიღწევა ცვეთის ფუნქციის განსაზღვრული ε_i მნიშვნელობა, შეუსაბამებს დროის τ მონაკვეთს, რომლის განმავლობაშიც ცვეთის ფუნქცია ღებულობს იგივე მნიშვნელობას ფორსირებულ H_2 დატვირთვაზე. ე.ი.

$$\varepsilon_1(t) = \varepsilon_2(\tau) = \varepsilon_2(g(t)).$$

14. დაძველების ქიმიურ-კინეტიკური მოდელებისათვის $\tau = g(t)$ დაჩქარების ფუნქცია წრფივია. სხვაგვარად რომ ვთქვათ $\tau = C \cdot t$, სადაც

$$C = \frac{k(H_2)}{k(H_1)}.$$

$k(H)$ რეაქციის სიჩქარის კონსტანტაა H დატვირთვაზე.

15. იმ დაშვებით, რომ დაძველების ერთ-ერთ განმსაზღვრელ ფაქტორს წარმოადგენს თერმული ზემოქმედება და H დატვირთვის როლში გამოდის $\Theta^\circ K$ აბსოლიტური ტემპერატურა, არენიუსის კანონის

საფუძველზე წრფივობის კოეფიციენტისთვის გვაქვს

$$C = \exp\left(\frac{W}{R} \cdot \left(\frac{1}{\Theta_1} - \frac{1}{\Theta_2}\right)\right),$$

სადაც Θ_1 და Θ_2 ($\Theta_2 > \Theta_1$) ტემპერატურის ორი სხვადასხვა დონეა, W - აქტივობის ენერგია, R - გაზური მუდმივა.

ამის გამო, W აქტივობის ენერგიის ცოდნა მთლიანად წყვეტს ფორსირებული ამოცანის პრობლემას დაძველების ქიმიურ-კინეტიკური მოდელებისას.

16. აქტივობის W ენერგია შეიძლება განისაზღვროს ორსაფეხურიანი აჩქარებული გამოცდების შედეგების საფუძველზე შემდეგი ფორმულის საშუალებით

$$W = R \cdot \frac{\Theta_1 \cdot \Theta_2}{\Theta_2 - \Theta_1} \cdot \ln \frac{\Delta t_1}{t(\Theta_2, \varepsilon_0) - \Delta t_2}.$$

სადაც

Δt_1 - ობიექტის გამოცდის დროა $\Theta_1^\circ K$ ტემპერატურაზე,

Δt_2 - მისი შემდგომი გამოცდის დრო $\Theta_2^\circ K$ ტემპერატურაზე ($\Theta_2 > \Theta_1$),

სანამ ცვეთის ფუნქცია არ მიაღწევს რაიმე ε_t მნიშვნელობას,

$t(\Theta_2, \varepsilon_t)$ - დრო, რომლის განმავლობაშიც მუდმივ $\Theta_2^\circ K$ ტემპერატურაზე ცვეთის ფუნქცია აღწევს იმავე ε_t მნიშვნელობას.

17. არენიუსის მოდელი და მისგან გამომდინარე ბოლო ორი რეზულტატი შეიძლება განზოგადოებული იქნას, ობიექტის გარემოსთან ურთიერთქმედების ენერგიის სხვა სახის შემთხვევებშიაც.

თავი 3. მცირე ანაკრებთა საშუალებით შემთხვევითი სიდიდის განაწილების კანონის განსაზღვრის მანქანური ანალიზი

3.1 მოკლე მიმოხილვა

საიმედოობაზე დაჩქარებული გამოცდების პრობლემის გადაწყვეტის ერთ-ერთ გზას წარმოადგენს შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის აგების არაკლასიკური გზების გამოყენება.

გაზომვების შედეგების სტატისტიკური დამუშავება, რათა იგი იყოს რეპრეზენტატული, ე.ი. ამორჩევითი დაკვირვებით მიღებული მახასიათებლები შეესაბამებოდეს მთელი გენერალური ერთობლიობის მახასიათებლებს, დღეისათვის მოითხოვს დიდ დანახარჯებს. ეს გარემოება მკვეთრად ზრდის კვლევის ღირებულებას, ხოლო იშვიათი რეალიზაციების შესწავლა შეიძლება გამორიცხულიც გახდეს.

ექსპერიმენტით მიღებული ინფორმაციის ეფექტური გამოყენების საკითხს დღეს დიდი ყურადღება ექცევა. ბევრი ქვეყნის საკვლევ-სამეცნიერო ცენტრში გამოიყენება სტატისტიკური ანალიზის მეთოდები, რომლებიც საშუალებას იძლევა საკმაოდ დიდი მოცულობის მონაცემებიდან ამოღებული იქნას საჭირო ინფორმაცია. ეს არის იმის შედეგი, რომ თანამედროვე სტატისტიკური ანალიზის მათემატიკური მეთოდები ძირითადად დამყარებულია დასკვნებზე, რომლებიც მიღებულია იმ დაშვებით, რომ საკვლევ სტატისტიკური ერთობლიობა არის შემთხვევითი ანაკრები განუსაზღვრელი მოცულობის (ე.ი. უსასრულო) გენერალური ერთობლიობიდან. დიდი რაოდენობის მონაცემებისთვის მათემატიკური სტატისტიკის თეორიაში ცნობილია ექსპერიმენტული მონაცემების დამუშავების მეთოდები და კრიტერიუმები. მათი საშუალებით შეიძლება მიღებული იქნას შემთხვევითი სიდიდის განაწილების პარამეტრების ეფექტური და საკმარისი შეფასებები,

განსაზღვრული იქნას საკვლევი სიდიდის განაწილების ფუნქციის სახე და ხასიათი, აგრეთვე გადაწყდეს სტატისტიკური ანალიზის სხვა ამოცანები.

იმის გამო, რომ პრაქტიკაში სპეციალისტები იძულებული არიან გაანალიზონ სასრული და არა უსასრულო მოცულობის ანაკრები, შედგენილი იქნა სპეციალური ცხრილები. ეს ცხრილები საშუალებას იძლევა ექსპერიმენტული შედეგების სასრული რაოდენობის ანალიზისათვის დასაბუთებულად იქნას გამოყენებული ტრადიციული სტატისტიკური მეთოდები. ამ ცხრილების დახმარებით სპეციალისტები განსაზღვრავენ დაკვირვებების იმ აუცილებელ და საკმარის მოცულობას, რომელიც საჭიროა განაწილების პარამეტრების შესაფასებლად ნდობის მოთხოვნილი დონით და იმ საზღვრების დასადგენად, რომლებშიც განსაზღვრული ალბათობით მოთავსებულია საძიებელი სიდიდეები. ეს მეთოდი დასაბუთებულია და ამართლებს იმ შემთხვევებში, როცა ექსპერიმენტი შეიძლება ჩატარდეს მრავალჯერ. საკითხის ასეთმა გადაწყვეტამ სპეციალისტები არ დააკმაყოფილა და მათ მიმართეს ექსპერიმენტის შედეგების უფრო პროგრესულ შეფასებას ვალდის [32] მიმდევრობითი ანალიზის მეთოდით. ამ მეთოდს აქვს მთელი რიგი უპირატესობები ტრადიციულ სტატისტიკურ მეთოდებთან შედარებით, მაგრამ იგი მაინც არის ექსპერიმენტის შედეგად მიღებული ინფორმაციის ეფექტური გამოყენების საკითხის გადაჭრის მხოლოდ პირველი საფეხური.

როდესაც სპეციალისტი-მკვლევარი იძულებულია გაანალიზოს დაკვირვებების მცირე რიცხვით მოცემული ინფორმაცია, მაგალითად იმ შემთხვევაში, როცა ექსპერიმენტი ხანგრძლივია, რთულია ან ძვირადღირებული, ცდების რაოდენობა შეზღუდულია და არ აღემატება ათს, (სწორედ ასეთთა რიცხვს მიეკუთვნება საიმედოობაზე გამოცდების ჩატარება) მაშინ ექსპერიმენტული მონაცემების სტატისტიკური ანალიზის არსებული მეთოდები არაეფექტურია და მათი გამოყენებით არასაიმედო შედეგები მიიღება.

ზემოაღნიშნულმა გარემოებებმა დასვა მცირე მოცულობის საწყის მონაცემებში ჩადებული ინფორმაციის უფრო ეფექტურად გამოყენების ამოცანა. ამ საკითხის გადაწყვეტას დღეისათვის არ იძლევა ადაპტირებადი მასწავლებელი ავტომატების მათემატიკური თეორიის შექმნაც კი.

არსებული პრობლემის გადასაწყვეტად შესაძლებელია სამი სხვადასხვა არაკლასიკური მეთოდის გამოყენება, რომლებიც განაწილების ემპირიული კანონის განსაზღვრისათვის ემყარება ორ ძირითად იდეას, სახელდობრ:

1) გარკვეული სახით მოცემული აპრიორული ინფორმაციის გათვალისწინება უცნობი განაწილების თეორიული კანონისათვის;

2) ყოველი დაკვირვების რაციონალურად გამოყენება მისთვის აბსოლუტური მნიშვნელობის მიუნიჭებლად. შემდეგ კი რაიმე გზით ცალკეული რეალიზაციით მიღებული ინფორმაციის გადანაწილება მეზობელ არეებზე. განსხვავება მათ შორის დაიყვანება იმ ინფორმაციის გადანაწილების ხერხზე, რომელსაც გვაძლევს X შემთხვევითი სიდიდის კონკრეტული რეალიზაცია.

3.2. მარტკუთხა წვლილთა მეთოდი.

პირველად შეზღუდული მოცულობის ინფორმაციის ეფექტური გამოყენების პრობლემა ჩამოყალიბებულია და ნაწილობრივ გადაწყვეტილია ვ. ჭავჭავაძისა და ვ. ქუმსიშვილის მიერ [33]. ის განხილულია როგორც დაკვირვებათა მცირე ანაკრების რიცხვის შემთხვევაში შემთხვევითი X სიდიდის განაწილების კანონის განსაზღვრის ამოცანა. მისი გადაწყვეტის მეთოდს ავტორებმა უწოდეს მარტკუთხა წვლილთა მეთოდი. იგი დაფუძნებულია იმ აპრიორული ინფორმაციის გამოყენებაზე, რომელსაც იძლევა საძიებელი განაწილების $f(x)$ ფუნქცია მისი არსებობის განსაზღვრის არისა და ხასიათის შესახებ. ანალიზურად ეს ინფორმაცია მოიცემა შემდეგი სახით:

$$\begin{cases} f(x) \geq 0 & \text{როცა } a \leq x \leq b, \\ f(x) \equiv 0 & \text{როცა } x < a, x > b \end{cases} \quad (3.2.1)$$

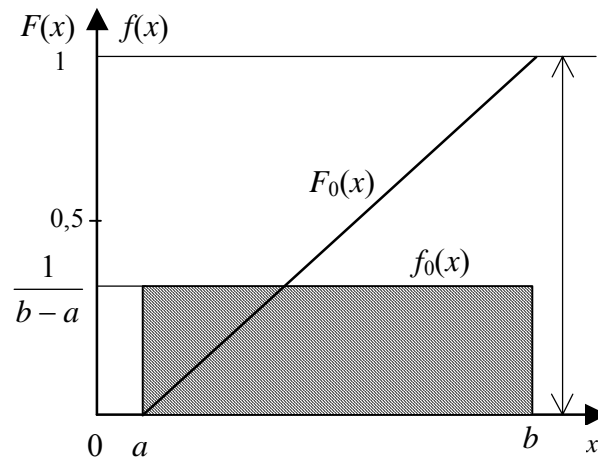
სადაც a და b – სასრული რიცხვებია რომლებიც განსაზღვრავენ X შემთხვევითი სიდიდის შესაძლებელ რეალიზაციათა ინტერვალს (არეს);

$f(x)$ ფუნქცია უწყვეტია $[a, b]$ ინტერვალის შიგნით.

იმ შემთხვევაში, როდესაც არ გვაქვს X სიდიდის არც ერთი რეალიზაცია, აპრიორულად ვთვლით, რომ X -ის ნებისმიერი მნიშვნელობა $[a, b]$ ინტერვალში თანაბრად ალბათურია. ე.ი.

$$f_0(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{როცა } a \leq x \leq b, \\ 0 & \text{როცა } x < a, x > b \end{cases} \quad (3.2.2)$$

ეს თანაფარდობა ასახულია ნახ. (3.2.1)-ზე.



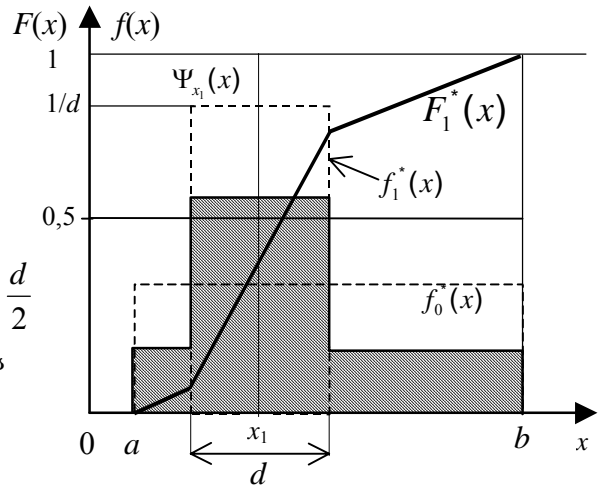
ნახ. 3.2.1 X შემთხვევითი სიდიდის აპრიორული განაწილების ფუნქცია როცა $n=0$.

კლასიკურ სტატისტიკაში X შემთხვევითი სიდიდის რეალიზაციის არ არსებობისას $f(x)$ სიმკვრივის ფუნქციის შეფასების შესახებ რაიმეს თქმა არ შეგვიძლია.

როცა ერთი x_1 რეალიზაცია გვაქვს, მაშინ მის მახლობლობაში აიგება არა დირაკის δ ფუნქცია (როგორც ეს კლასიკურ მეთოდშია) არამედ უწყვეტი, მართკუთხედის ფორმის სიმეტრიული $\Psi_{x_1}(x)$ ფუნქცია, რომლის ცენტრი x_1 წერტილშია, ხოლო ფუძის სიგანეა d . ნორმირების პრინციპის

თანახმად ამ მართკუთხედის
 სიმაღლეა $h = \frac{1}{d}$. სადაც d
 წვლილის სიგანეა. მაშინ

$$\Psi_{x_1}(x) = \begin{cases} \frac{1}{d} & \text{როცა } x_1 - \frac{d}{2} \leq x \leq x_1 + \frac{d}{2} \\ 0 & \text{ყველა დანარჩენი } x\text{-ვის} \end{cases} \quad (3.2.3)$$



ნახ. 3.2.2 X შემთხვევითი სიდიდის აპრიორული განაწილების ფუნქცია როცა $n=1$.

ეს დამატებითი ინფორმაცია აზუსტებს აპრიორულ ინფორმაციას $f_0(x)$ სიმკვრივის ფუნქციის

შესახებ. აქედან გამომდინარე $f(x)$ ფუნქციის მიღებისათვის აუცილებელია $f_0(x)$ და $\Psi_{x_1}(x)$ ფუნქციების შეკრება, - ოღონდ ისინი წინასწარ უნდა გავამრავლოთ შესაბამის ξ_0 და ξ_1 წონით კოეფიციენტებზე, რომლებიც აკმაყოფილებენ $\xi_0 + \xi_1 = 1$ პირობას. ამ კოეფიციენტების განსაზღვრისას ვთვლით, რომ აპრიორული ინფორმაცია (ა) და ბ) პირობა) და აპოსტერიორული ინფორმაცია (x_1 -ის კონკრეტული მნიშვნელობით მიღებული) თანაბარძალოვანია ე. ი. $\xi_1 = \xi_0 = 0,5$, შედეგად გვაქვს

$$f_1(x) = 0,5[f_0(x) + \Psi_{x_1}(x)]. \quad (3.2.4)$$

ეს თანაფარდობა ასახულია ნახ. 3.2.2-ზე.

განსხვავებით კლასიკური მეთოდისაგან, ამ მეთოდში შემთხვევითი X სიდიდის ცალკეულ რეალიზაციებს განაწილების $f(x)$ სიმკვრივის ფუნქციის აგებისას არ ენიჭებათ განსაკუთრებული მნიშვნელობა, სხვაგვარად რომ ვთქვათ ისინი არ შეიცავენ აბსოლუტურ ინფორმაციას $f(x)$ ფუნქციის შესახებ და ცალკეული რეალიზაციით მოცემული ინფორმაციის წონითი კოეფიციენტი ტოლია აპრიორული ინფორმაციის წონითი კოეფიციენტისა. ამიტომ ზოგად შემთხვევაში გვაქვს

$$f_n(x) = \frac{1}{n+1} \left[f_0(x) + \sum_{i=1}^n \Psi_{x_i}(x) \right]. \quad (3.2.5)$$

3.3 განუზღვრელობის შემცირების მეთოდი

ეს მეთოდი ჩამოყალიბებული იქნა ი.ვ. ერიომენკოსა და ა.ნ. სვერდლიკის მიერ (3.1.1) პირობებზე დაყრდნობით და ის საშუალებას გვაძლევს ავაგოთ შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ინტეგრალური ფუნქცია გამოცდათა მცირე რიცხვის შემთხვევაში. ისევე როგორც მართკუთხა წვლილთა მეთოდის შემთხვევაში აქაც გამოიყენება აპრიორული ინფორმაცია $f(x)$ ფუნქციის არსებობის საზღვრების შესახებ და ცალკეული x_i რეალიზაციით მიღებული ინფორმაციის გადანაწილება მეზობელ არეებზე. მართკუთხა წვლილთა მეთოდისაგან განსხვავებით ამ შემთხვევაში x_i წერტილში ალბათობის ცვლილება (ალბათობის ნახტომი) $r = \frac{1}{n+1}$, რომელსაც ავტორებმა განუზღვრელობის კოეფიციენტი უწოდეს, თანაბრად გადანაწილდება $[x_{i-1}, x_{i+1}]$ ინტერვალში. ზოგად შემთხვევაში n რაოდენობის რეალიზაციისას განაწილების ფუნქციას აქვს უბან-წრფივი მრუდის სახე რომელიც იცვლება 0-დან (a წერტილში) 1-მდე (b წერტილი) შემდეგი ფორმულის მიხედვით

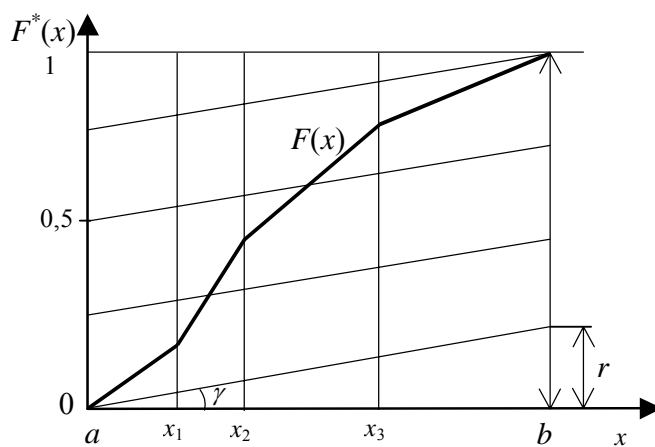
$$F_n^*(x) = \frac{x - x_{i-1}}{x_i - x_{i-1}} [F^*(x_i) - F^*(x_{i-1})] + F^*(x_{i-1}) \quad (3.3.1)$$

როცა $x_{i-1} \leq x < x_i$

და

$$F^*(x) = \frac{1}{n+1} \left[\frac{x_i - a}{b - a} + (i - 0,5) + (k_i - 1) \right], \quad (3.3.2)$$

სადაც i არის X შემთხვევითი სიდიდის რეალიზაციის ნომერი, ხოლო k_i ამ შემთხვევითი სიდიდის ერთნაირ x_i რეალიზაციათა რიცხვია. უწყვეტად განაწილებული შემთხვევითი სიდიდისათვის, რომლის განაწილების $F(X)$ ფუნქციას



ნახ. 3.3.1 განაწილების ფუნქციის შეფასება განუზღვრელობის მეთოდით, როცა $n=3$.

აქვს სასრული წარმოებული $f(x)$ $[a, b]$ ინტერვალს შიგნით $k_i \equiv 1$, მაგრამ ზოგიერთ კონკრეტულ შემთხვევაში შესაძლებელია ერთნარი რეალიზაციების შემთხვევა და სწორედ ამის გამო შედის k_{i-1} წევრი (3.4.1) ფორმულაში.

ამ მეთოდით $F^*(x)$ ფუნქციის ასაგებად $[a, b]$ ინტერვალზე გაივლება $n+1$ წრფე, რომელთა x ღერძთან დახრის კუთხეა

$$\gamma = \arctg \frac{r}{b-a} = \arctg \frac{1}{(n+1)(b-a)},$$

და ერთმანეთისაგან დაშორება $r = \frac{1}{n+1}$. ამის შემდეგ $(a, 0)$ წერტილსა და $(b,$

1) წერტილს შორის გაივლება ტეხილი წირი რომელიც ერთმანეთთან აერთებს $\{x_i, i=1,2, \dots, n\}$ წერტილებში აღმართულ პერპენდიკულარის იმ შუა წერტილებს რომლებიც შესაბამის i -ურ და $i+1$ დახრილ ხაზს შორის მდებარეობს (ნახ. 3.3.1). აღნიშნული ტეხილი წირი წარმოადგენს $F^*(x)$ შეფასებას.

3.4 აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდი

როგორც მართკუთხა წვლილების, ასევე განუზღვრელობის შემცირების მეთოდის გააჩნია ცალკეული ნაკლოვანებები, რომელიც იმაში მდგომარეობს რომ აპრიორული და ცდის ცალკეული რეალიზაციით მიღებული ინფორმაციებს თანაბარი წონა აქვთ. პრაქტიკაში არც თუ იშვიათია შემთხვევა როდესაც აპრიორული ინფორმაცია, რომელსაც წინასწარ ვფლობთ არაა ტოლი დაკვირვებისას ერთეული რეალიზაციით მიღებული ინფორმაციისა [57, 58]. ზოგად შემთხვევაში მათი წონითი კოეფიციენტები განსხვავებულია. გარდა ამისა მართკუთხა წვლილთა მეთოდში აუცილებელია წვლილის სიგანის ოპტიმიზირება. ზემოაღნიშნული ნაკლოვანებები გათვალისწინებულია აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდში, რომლის თანახმადაც განაწილების ინტეგრალური ფუნქცია მოიცემა ფორმულით

$$F^*(x) = \omega F_a(x) + (1 - \omega)F_e(x), \quad (3.4.1)$$

სადაც $F_a(x)$ არის აპრიორული მონაცემებით აგებული განაწილება, $F_e(x)$ – ემპირიული განაწილება აგებული x_1, x_2, \dots, x_n ანარჩევის მიხედვით; ω – აპრიორული განაწილების ინფორმაციის სანდოობის კოეფიციენტი.

როგორც (3.4.1) ფორმულიდან ჩანს აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდი ასევე დაფუძნებულია იმ აპრიორული ინფორმაციის გამოყენებაზე, რომელიც მოიცემა $[a, b]$ ინტერვალით, მაგრამ მას მიეწერება ω წონა და დაიშვება, რომ

$$\left. \begin{array}{l} f(x) \geq 0 \quad \text{როცა} \quad a - \frac{\Delta}{2} \leq x \leq b + \frac{\Delta}{2} \\ f(x) \equiv 0 \quad \text{როცა} \quad x < a - \frac{\Delta}{2}, x > b + \frac{\Delta}{2} \end{array} \right\}, \quad (3.4.2)$$

სადაც Δ დისკრეტულობის ინტერვალია, რომელიც გაინსაზღვრება დაკვირვების (გაზომვის) სიზუსტით; $f(x)$ – განაწილების ფუნქციის შეფასების სიმკვრივეა, რომელიც შემოსაზღვრულია $\left[a - \frac{\Delta}{2}, b + \frac{\Delta}{2} \right]$ შუალედზე და აქვს წყვეტის წერტილების სასრული რაოდენობა ე.ი. აკმაყოფილებს დირიხლეს პირობებს. გარდა ამისა განაწილების ფუნქციის შეფასების მიღებისას ხორციელდება ინდივიდუალური მიდგომა ანარჩევის თითოეული რეალიზაციისადმი. x_i წერტილით მოცემული ინფორმაცია თანაბრად გადანაწილება დისკრეტულობის $\left[x_i - \frac{\Delta}{2}, x_i + \frac{\Delta}{2} \right]$ ინტერვალზე. განაწილების ფუნქციის შეფასების ასაგებად ამ მეთოდის საშუალებით საჭიროა შემდეგი მოქმედებების ჩატარება:

- ა) განისაზღვრება $[a, b]$ შუალედი და Δ დისკრეტულობის ინტერვალი;
- ბ) გამოითვლება $f(x)$ ფუნქციის არსებობის ინტერვალი (3.4.2) თანაფარდობის საფუძველზე;

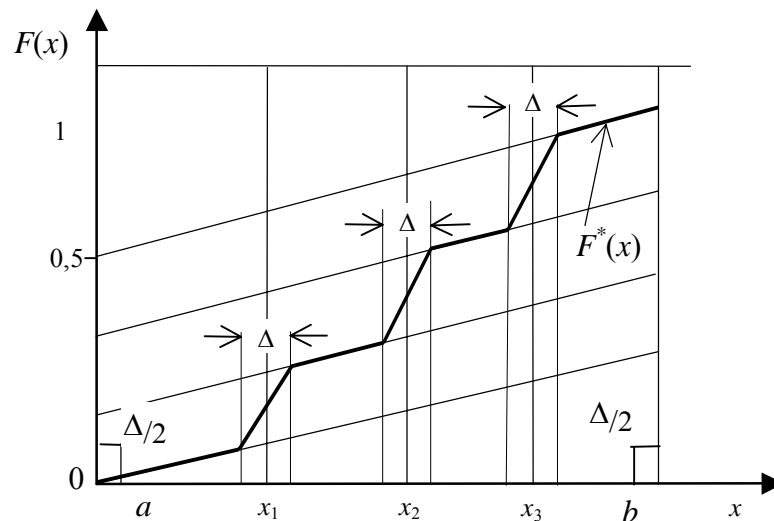
გ) მოიცემა აპრიორული განაწილების ფუნქცია $F_a(x)$ და აიგება იგი $\left[a - \frac{\Delta}{2}, b + \frac{\Delta}{2} \right]$ ინტერვალზე. ამასთან

$$F_a\left(a - \frac{\Delta}{2}\right) = 0 \text{ და } F_a\left(b + \frac{\Delta}{2}\right) = 1;$$

დ) განისაზღვრება ω სიდიდე და მოცემულ ინტერვალზე აიგება $N+1$ სააღრიცხვო ხაზი შემდეგი ფორმულის მიხედვით

$$y_i = \omega F_a(x) + (i-1)m_i \frac{1-\omega}{N},$$

სადაც $i=1,2, \dots, N+1$ სააღრიცხვო ხაზის ნომერია, ხოლო m_i ერთნაირ x_i რეალიზაციათა რიცხვია;



ნახ. 3.4.1 განაწილების ფუნქციის შეფასება აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდით 3 რეალიზაციის მიხედვით.

ე) $x_i \pm \frac{\Delta}{2}$ წერტილებში აღიმართება აბსცისათა ღერძის პერპენდიკულარები

და მოიძებნება გადაკვეთის წერტილები $x_i - \frac{\Delta}{2}$ წერტილებში i -ურ

სააღრიცხვო ხაზთან, ხოლო $x_i + \frac{\Delta}{2}$ წერტილებში $(i+1)$ სააღრიცხვო ხაზთან;

3) $\left(a - \frac{\Delta}{2}; 0\right)$ წერტილიდან $\left(b + \frac{\Delta}{2}; 1\right)$ წერტილამდე გაივლება ტეხილი რომელიც ერთმანეთთან აერთებს მოძებნილ გადაკვეთის წერტილებს.

მიღებული ტეხილი წირი წარმოადგენს საძიებელი განაწილების ფუნქციის შეფასებას, რომლის გრაფიკული ილუსტრირება $N=3$ შემთხვევისთვის მოცემულია 3.4.1 ნახაზზე.

3.5 მცირე ანაკრებთა მეთოდის თავისებურებების გამოკვლევა სტატისტიკური მოდელირებით ეგმ-ზე.

ზემოთ განხილულ სამ მეთოდთან გაცნობის შემდეგ გარდაუვალი ხდება შემდეგ კითხვებზე პასუხის გაცემა:

- 1) როგორია ამ მეთოდების ეფექტურობა;
- 2) როგორ გავლენას ახდენს მართკუთხა წვლილების მეთოდის ეფექტურობაზე წვლილის სიგანის არჩევა;
- 3) თუ არსებობს წვლილის ოპტიმალური სიგანე, რომელიც უზრუნველყოფს მართკუთხა წვლილების მეთოდის მაქსიმალურ ეფექტურობას, როგორ არის ის დამოკიდებული განაწილების კანონის სახესა და ანაკრების მოცულობაზე;
- 4) როგორია როლი თვით წვლილის ფორმისა;
- 5) აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდში სანდოობის კოეფიციენტის რომელი მნიშვნელობა იძლევა მაქსიმალურ ეფექტურობას და დამოკიდებულია თუ არა ის განაწილების კანონის ტიპზე;

6) რა შემთხვევაშია თითოეული ამ მეთოდის გამოყენება უფრო მეტად მიზანშეწონილი;

7) რა მიმართულებით შეიძლება განვითარდეს ეს მეთოდები.

ზემოთაღნიშნული პრობლემები ნაწილობრივ განხილულია ო.პ. ბერიოზინის [35] ნაშრომში. უფრო დეტალური და ყოველმხრივი გამოკვლევის ცდა წამოწყებულია ქვემოთ. ჩვენს მიერ ამორჩეული გეგმა დაიყვანება შემდეგზე:

1) გენერირდება შემთხვევითი რიცხვების მიმდევრობა, რომელიც განაწილებულია მოცემული $F(X)$ კანონით.

2) ამ მიმდევრობიდან ყალიბდება ვარიაციული მწკრივი $x_1 < x_2 < \dots < x_n$. n სიდიდეს ენიჭება მნიშვნელობები 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80, 90.

3) ცდის შედეგებით აიგება ემპირიული ინტეგრალური განაწილების ფუნქცია ორი სხვადასხვა ხერხით: რომელიმე ზემოთგანხილული მეთოდით და კლასიკური მეთოდით. ამ ფუნქციის მნიშვნელობა პირველ შემთხვევაში აღინიშნება $F(X)$ -ით, ხოლო მეორე შემთხვევაში $F_k(X)$ -ით, სადაც $F_k(X)$ ფუნქცია განისაზღვრება შემდეგნაირად

$$F_k(x) = \begin{cases} 0, & \text{თუ } x \leq x_1, \\ \frac{m}{n} & \text{თუ } x_m < x \leq x_{m+1}, \quad 1 \leq m \leq n-1, \\ 1, & \text{თუ } x > x_n \end{cases} \quad (3.5.1)$$

4) განისაზღვრება აგებული ემპირიული განაწილების ფუნქციების თეორიული ფუნქციისაგან უდიდესი აბსოლუტური გადახრა D_n

$$D_n = \max(F(x) - F_t(x)) \quad (3.5.2)$$

კლასიკურ შემთხვევაში

$$D_n = \max(D_n^+, D_n^-), \quad (3.5.3)$$

სადაც

$$D_n^+ = \max_{l \leq k \leq n} \left[\frac{k}{n} - F(x_k) \right], \quad (3.5.4)$$

ხოლო

$$D_n^- = \max_{l \leq k \leq n} \left[F(x_k) - \frac{k-1}{n} \right]. \quad (3.5.5)$$

5) არჩეული თეორიული კანონისათვის მოცემული ანაკრების მოცულობისას ცდა მეორდება m -ჯერ, სადაც $m=50$ და

ა) გამოითვლება უდიდესი აბსოლუტური გადახრის მათემატიკური ლოდინი

$$M[D_m] = \frac{\sum_{i=1}^m D_i}{m}; \quad (3.5.5)$$

ბ) გამოითვლება ამავე სიდიდის საშუალო კვადრატული გადახრა

$$\sigma[D_m] = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m (D_i - M[D_m])^2}{m-1}}. \quad (3.5.5)$$

6) ფასდება წვლილის სიგანის ოპტიმალური მნიშვნელობა. ამისათვის ყოველი მოცემული განაწილების კანონისათვის, ანაკრების ფიქსირებული მოცულობისას ($n=\text{const}$) წვლილის სიგანის d სიდიდეს ენიჭება მნიშვნელობები 0.025, 0.05, 0.075, 0.1, 0.125, და ა. შ. 1-მდე $S=B-A$ ინტერვალის ფარდობით ერთეულებში. წვლილის სიგანის d_{op} ოპტიმალურ მნიშვნელობად მიიღება ის სიდიდე რომლის დროსაც მინიმალურია $M[D_m]$ უდიდესი აბსოლუტური გადახრის მათემატიკური ლოდინი.

აპრიორულ ემპირიული ფუნქციის მეთოდის შემთხვევაში ანაკრების ფიქსირებული მოცულობისას ($n=\text{const}$) სანდოობის კოეფიციენტს ენიჭება მნიშვნელობები 0.2, 0.4, 0.5, 0.6, 0.8

ზემოთ გადმოცემული გამოკვლევის პროგრამულად შესასრულებლად აუცილებელია სხვადასხვა კანონით განაწილებული შემთხვევითი

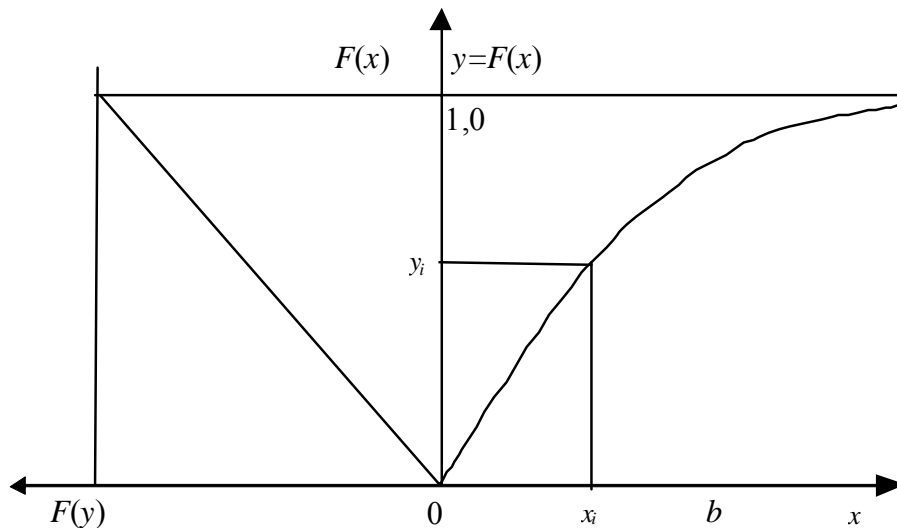
სიდიდეების გენერირება, შემთხვევითი რიცხვების ფორმირების ალგორითმული მეთოდის საშუალებით. ამისათვის გამოიყენება $[0,1]$ შუალედზე თანაბრად განაწილებული შემთხვევითი რიცხვების მიმდევრობა. ცნობილია, რომ თუ X წარმოადგენს უწყვეტ შემთხვევით სიდიდეს, მაშინ მისი განაწილების ფუნქცია თანაბრადაა განაწილებული $[0,1]$ ინტერვალზე ე.ი. თუ X უწყვეტადაა განაწილებული $f(x)$ კანონით, მაშინ

$$F(X) = \int_{-\infty}^x f(\xi) d\xi \quad (3.5.6)$$

სიდიდე თანაბრადაა განაწილებული $[0,1]$ შუალედზე. ამ შემთხვევაში $f(x)$ კანონით განაწილებული X შემთხვევითი სიდიდე მიიღება შემდეგნაირად:

1. მოიცემა შემთხვევითი სიდიდე y რომელს თანაბრადაა განაწილებული $[0,1]$ შუალედზე.
2. ჩავთვლით რა $F(x)=y$, ამოვხსნით (3.5.6) განტოლებას $x=X$ -ის მიმართ.

ამ პროცესის ილუსტრაცია მოცემულია ნახ. 3.5.1-ზე.



ნახ. 3.5.1 x_i ფსევდოშემთხვევითი რიცხვების მიღების ილუსტრაცია.

თვითონ $[0,1]$ შუალედზე თანაბრად განაწილებული შემთხვევითი რიცხვების მიმდევრობა მიიღება პროგრამულად Random ფუნქციის საშუალებით.

განვიხილოთ ეს მეთოდი ზოგიერთი განაწილებისათვის.

თანაბარი განაწილება

X შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქცია განისაზღვრება ფორმულით:

$$F(x) = x,$$

სადაც $0 \leq x \leq 1$ მაშასადამე ცდა ხორციელდება იმ პირობით რომ $A=0$ და $B=1$. ანაკრების მოცულობებია 3, 4, 5, 6,...10, 20,...90. d წვლილის სიგანე იცვლება 0.025-დან 1-მდე 0.025 ბიჯით (ფარდობით ერთეულებში).

ექსპონენციალური განაწილება.

მოცემულ შემთხვევაში განაწილების ინტეგრალურ ფუნქციას აქვს შემდეგი სახე:

$$F(x) = 1 - \exp(-\lambda x)$$

სადაც $\lambda = 1$.

ამგვარად განაწილების თეორიული ფუნქცია იქნება

$$F(x) = 1 - \exp(-x) \tag{3.5.7}.$$

ექსპონენციალურად განაწილებული X შემთხვევითი სიდიდე $\lambda = 1$ პარამეტრით რეალიზდება ξ შემთხვევითი სიდიდის დახმარებით, რომელიც თანაბრად არის განაწილებული $[0,1]$ ინტერვალში, $x = -\ln \xi$ თანაფარდობით. X სიდიდის ცვლილების არის A და B საზღვრები მოიცემა პირობით

$$\left. \begin{array}{l} A = 0 \\ B = 5 \end{array} \right\} \tag{3.5.8}$$

ეს გამომდინარეობს პრაქტიკული გამოცდილებიდან, რის თანახმადაც ექსპონენციური კანონის დროს შემთხვევითი სიდიდის მნიშვნელობის გასვლა $[0,5]$ ინტერვალს გარეთ ერთეული ცდისას ითვლება პრაქტიკულად შეუძლებელ მოვლენად. ამავე დროს ფორმირდება ანაკრები $n = 3, 4, \dots, 10, \dots, 90$.

მნიშვნელობებისას. რაც შეეხება წვლილის d სიგანეს. ის იცვლება 0.025-დან 1-მდე 0.025 ბიჯით (ფარდობით სიდიდეებში).

ნორმალური განაწილება

ნორმალური განაწილების შემთხვევაში $F(x)$ ფუნქციას აქვს სახე:

$$F(x) = \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left[-\frac{(t - M[x])^2}{2\sigma_x^2}\right] \cdot dt \quad (3.5.9)$$

σ_x და $M[x]$ პარამეტრები აკმაყოფილებენ პირობას

$$\left. \begin{array}{l} M[x] = 0 \\ \sigma_x = 1 \end{array} \right\} \quad (3.5.10)$$

მაშინ

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) \cdot dt \quad (3.5.11)$$

რადგან

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^0 \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) = 0,5$$

ამიტომ გვექნება

$$F(x) = 0,5 + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) \cdot dt \quad (3.5.12)$$

ნორმალური კანონით განაწილებული შემთხვევითი X სიდიდე (3.5.10) პარამეტრებით რეალიზდება $\{\xi_i\}$ შემთხვევითი რიცხვების საშუალებით, რომლებიც თანაბრად განაწილებული $[0,1]$ ინტერვალში შემდეგი თანაფარდობით:

$$x = \sum_{i=1}^{12} \xi_i - 6 \quad (3.5.13)$$

A და B საზღვრები X შემთხვევითი სიდიდისა მოიცემა პირობით

$$\left. \begin{array}{l} A = -3 \\ B = 3 \end{array} \right\} \quad (3.5.14)$$

გამომდინარე იმ პრინციპიდან, რომ ნორმალური განაწილების დროს x რეალიზაციის მნიშვნელობის გასვლა $6\sigma_x$ ფარგლებს გარეთ პრაქტიკულად შეუძლებელია ერთეული ცდისას. ფორმირდება ანაკრები $n=3, 4, \dots, 10, 20, \dots, 90$. წვლილის სიგანე იცვლება 0.025-დან 1-მდე 0.025 ბიჯით (ფარდობით ერთეულებში).

რელეის განაწილება

ხდება მოდელირება X შემთხვევითი სიდიდისა, რომლის განაწილების ფუნქციაა:

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \exp\left(-\frac{x^2}{2\beta^2}\right), & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad (3.5.15)$$

როცა პარამეტრი $\beta=1$. რელეის კანონით განაწილების ფუნქციას ექნება სახე

$$F(x) = 1 - \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (3.5.16)$$

ამგვარად განაწილებული შემთხვევითი სიდიდის ანაკრების მისაღებად გამოიყენება თანაფარდობა

$$x = \sqrt{-2 \ln \xi} \quad (3.5.17)$$

სადაც ξ თანაბრად განაწილებული შემთხვევითი სიდიდეა.

რადგანაც $\text{Pr ob}\{x > 4\}$ არ აღემატება 0,0003, ამიტომ X შემთხვევითი სიდიდის ცვლილების A და B საზღვრები მოიცემა პირობით

$$\left. \begin{array}{l} A = 0 \\ B = 4 \end{array} \right\} \quad (3.5.18)$$

d წვლილის სიგანეს ენიჭება მნიშვნელობები 0.025-დან 1-მდე 0.025 ბიჯით (ფარდობით ერთეულებში)

ლოგარითმულ-ნორმალური განაწილება

X შემთხვევითი სიდიდის ლოგარითმულ-ნორმალური განაწილების ინტეგრალურ ფუნქციას აქვს სახე:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{\lg x - \lg x_0}{\sigma}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) \cdot dt, & x > 0 \end{cases} \quad (3.5.19)$$

როდესაც $\sigma = 1$ და $\lg x_0 = 0$ $F(x)$ ფუნქციას ექნება სახე:

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\lg x} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) \cdot dt \quad (3.5.20)$$

შემთხვევითი სიდიდის x რეალიზაციების მისაღებად გამოიყენება თანაფარდობა

$$x = \exp\left(\frac{\lg x_0 + \sigma \cdot Z}{M}\right)$$

სადაც Z ნორმალურად განაწილებული შემთხვევითი სიდიდეა $M[Z] = 0$ და $\sigma_Z = 1$ პარამეტრებით. რაც შეეხება M სიდიდეს იგი ტოლია $M[Z] = \lg e = 0.4343$. $\sigma = 1$ და $\lg x_0 = 0$ $F(x)$ პირობების შესაბამისად გვაქვს რომ

$$x = \exp\left(\frac{\sum_{i=1}^{12} \xi_i - 6}{0,4343}\right) \quad (3.5.21)$$

სადაც ξ_i თანაბრად განაწილებული სიდიდეა. საზღვრები A და B მოიცემა ტოლობით

$$\left. \begin{aligned} A &= 0 \\ B &= 1000 \end{aligned} \right\} \quad (3.5.22)$$

რადგანაც $\text{Prob}\{x > 1000\}$ არ აღემატება 0,003.

d წვლილის სიგანეს ენიჭება მნიშვნელობები 0.025-დან 1-მდე 0.025 ბიჯით (ფარდობით ერთეულებში).

აპრიორულ ემპირიული ფუნქციის კვლევისათვის ზემოთჩამოთვლილი განაწილებისათვის ω სანდოობის კოეფიციენტს ენიჭება 0.1, 0.2,

0.4, 0.5, 0.6, 0.8 მნიშვნელობები და თითოეული მათგანისათვის გამოითვლება $M[D_m]$ და $\sigma[D_m]$ მნიშვნელობები.

საკვლევი კომპიუტერული პროგრამა დაწერილია C++ ალგორითმულ ენაზე **Borland C++ Builder 6.0** ინტეგრირებული გარემოს გამოყენებით **Windows**-ის ოპერაციულ სისტემაში.

3.6 მანქანური ექსპერიმენტით მიღებული შედეგები და დასკვნები

ჩატარებულმა გამოკვლევებმა აჩვენა, რომ სამივე ზემოთგანხილულ მეთოდს აქვს უპირატესობა შემთხვევითი სიდიდის ინტეგრალური განაწილების ფუნქციის განსაზღვრის კლასიკურ მეთოდთან შედარებით. განსაკუთრებით ეს გამოხატულია როცა ანაკრებთა რიცხვი 3-10 ფარგლებში იმყოფება.

1. მართკუთხა წვლილთა მეთოდი

ექსპერიმენტით ირკვევა, რომ მეთოდის ეფექტურობა დამოკიდებულია წვლილის d სიგანის მნიშვნელობაზე და მისი ოპტიმალური სიდიდე მცირდება ანაკრებთა რიცხვის ზრდასთან ერთად (სხვადასხვა სისწრაფით სხვადასხვა განაწილების კანონისათვის). ეს შედეგი თანხვედბა წინასწარ მოსაზრებას, იმის შესახებ რომ N ანაკრებთა რიცხვის მნიშვნელოვანი ზრდისას $n \rightarrow \infty$ მართკუთხა წვლილი უნდა გარდაისახოს დირაკის δ ფუნქციაში.

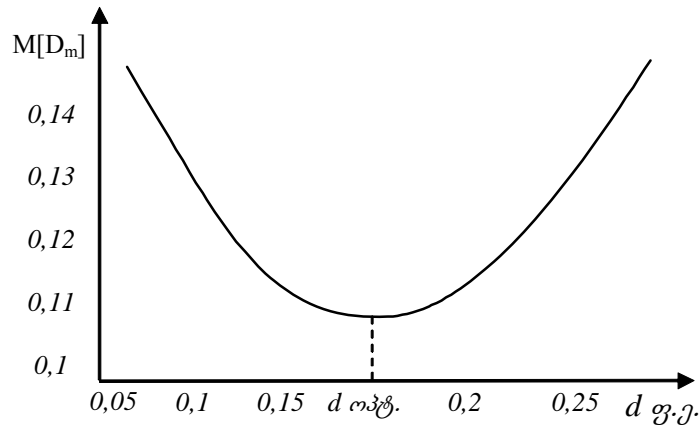
ცხრილში 3.6.1 მოცემულია ამ მეთოდით გამოთვლილი შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ინტეგრალური ფუნქციის შესაბამისი თეორიული ფუნქციისაგან მაქსიმალური გადახრის საშუალო და საშუალო კვადრატული გადახრის მნიშვნელობები. ამასთან თანაბარი, ექპონენციალური, ნორმალური და რელეის განაწილებისათვის წვლილის სიგანედ აღებულია

შემთხვევითი სიდიდის A და B საზღვრების შუალედის ნახევარი $0.5d$, ხოლო ლოგარითმულ-ნორმალური განაწილებისათვის კი $0.001d$.

ცხრილი 3.6.1 $M[D_m]$ და $\sigma[D_m]$ მნიშვნელობები მართკუთხა წვლილთა მეთოდის შემთხვევაში

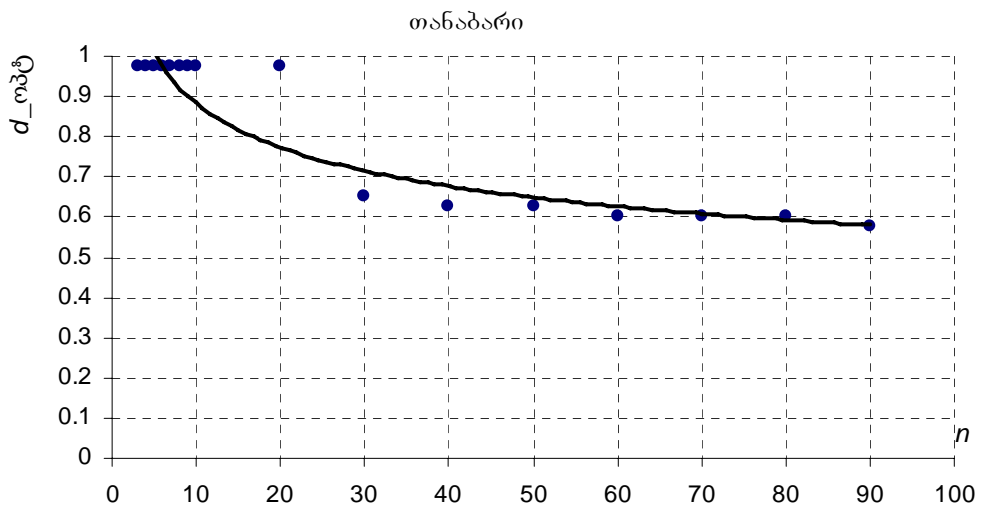
X სიდიდის განაწილების კანონი	ანაკრებთა რიცხვი N	$M[D_m]$		$\sigma[D_m]$	
		კლასიკური მეთოდი	მართკუთხა წვლილთა მეთოდი	კლასიკური მეთოდი	მართკუთხა წვლილთა მეთოდი
თანაბარი	3	0.440	0.155	0.127	0.103
	4	0.418	0.159	0.123	0.098
	5	0.362	0.144	0.113	0.083
	6	0.317	0.125	0.087	0.070
	7	0.288	0.121	0.070	0.054
	8	0.298	0.132	0.094	0.074
	9	0.288	0.130	0.080	0.065
	10	0.266	0.121	0.082	0.065
ექსპონენცი-ალური ¹	3	0.452	0.241	0.146	0.098
	4	0.399	0.227	0.149	0.099
	5	0.385	0.226	0.126	0.101
	6	0.329	0.220	0.112	0.073
	7	0.302	0.215	0.110	0.066
	8	0.284	0.214	0.098	0.068
	9	0.267	0.210	0.071	0.052
	10	0.252	0.208	0.065	0.051
რელეის	3	0.455	0.166	0.142	0.119
	4	0.411	0.157	0.120	0.091
	5	0.374	0.152	0.120	0.079
	6	0.337	0.148	0.097	0.070
	7	0.300	0.140	0.108	0.071
	8	0.284	0.134	0.095	0.063
	9	0.260	0.128	0.095	0.063
	10	0.250	0.120	0.085	0.058
ნორმალური	3	0.442	0.186	0.131	0.088
	4	0.400	0.168	0.118	0.073
	5	0.384	0.177	0.110	0.070
	6	0.335	0.153	0.125	0.073
	7	0.284	0.144	0.076	0.060
	8	0.300	0.141	0.087	0.054
	9	0.271	0.127	0.083	0.054
	10	0.277	0.144	0.083	0.053
ლოგარითმულ-ნორმალური	3	0.446	0.265	0.144	0.153
	4	0.404	0.221	0.106	0.107
	5	0.332	0.221	0.093	0.091
	6	0.336	0.225	0.105	0.081
	7	0.304	0.190	0.096	0.076
	8	0.298	0.199	0.090	0.087
	9	0.290	0.193	0.101	0.082
	10	0.239	0.178	0.066	0.062
20	0.189	0.156	0.052	0.047	

რაც შეეხება $M[D_m]M$ სიდიდის დამოკიდებულებას წვლილის d სიგანეზე, გამოირკვა, რომ იგი ერთი ექსტრემუმის მქონე ფუნქციის სახეს ატარებს. ანუ არსებობს $d=d_{\text{ოპტ}}$ სიდიდე რომელიც მაქსიმალურ ეფექტურობას უზრუნველყოფს (ნახ. 6.1). $d_{\text{ოპტ}}$ -ის ეს მნიშვნელობა ცხადია განსხვავებულია $d=(a+b)/2$ -გან.



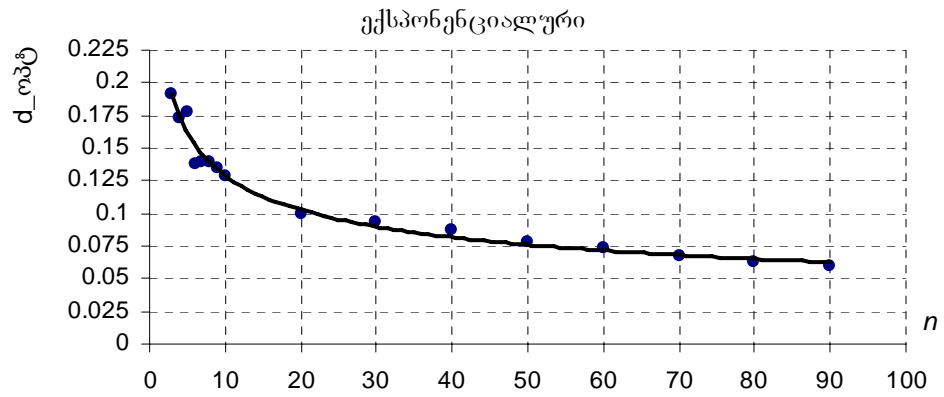
ნახ. 3.6.1 $M[D_m]$ სიდიდის დამოკიდებულება წვლილის d სიგანეზე $n=20$ ანაკრებისათვის ექსპონენციალური განაწილებისთვის

ჩატარებული გამოკვლევების საფუძველზე დადგენილ იქნა წვლილის სიგანის d სიდიდის ოპტიმალური მნიშვნელობის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე განაწილების სხვადასხვა ტიპისათვის.

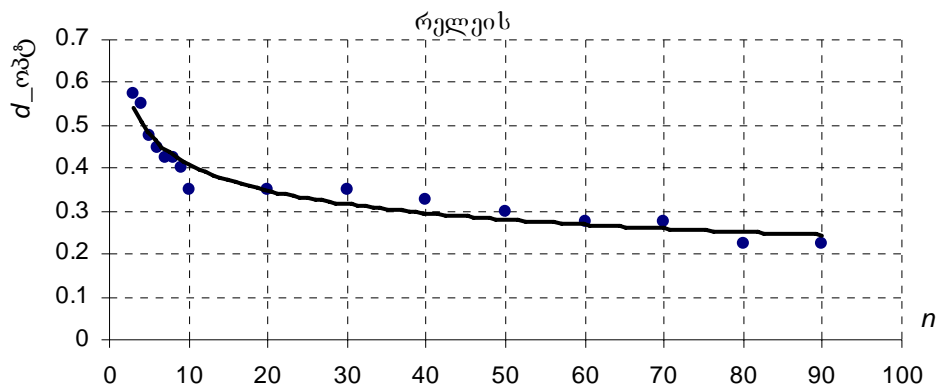


ნახ. 3.6.2-ა – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე თანაბარი განაწილებისთვის.

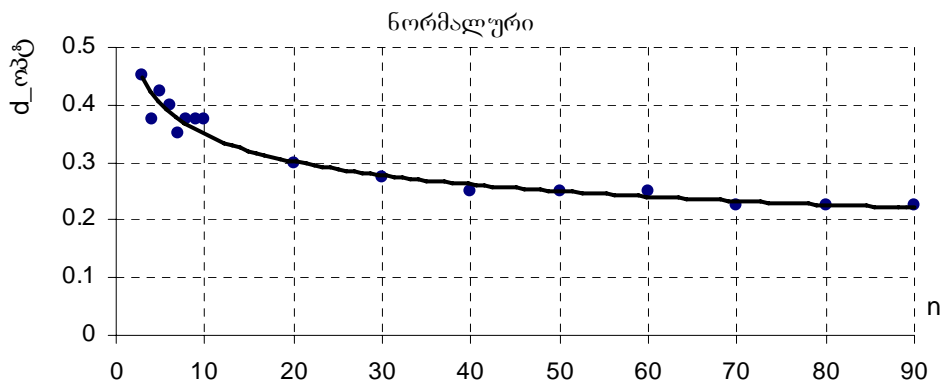
ეს მნიშვნელობები სრული სახით ასახულია დანართი 1-ის 1-5 ცხრილებში, რომლის საფუძველზეც აგებული $d_{\text{ობ}}(n)$ დამოკიდებულებები მოცემულია (ნახ. 3.6.2 ა, ბ, გ, დ, ე)-ზე.



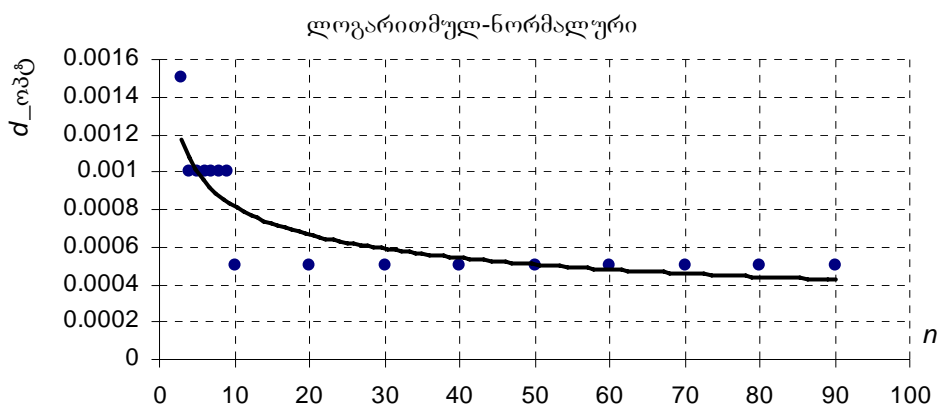
ნახ. 3.6.2-ბ – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე ექსპონენციალური განაწილებისთვის.



ნახ. 3.6.2-გ – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე რელეის განაწილებისთვის.



ნახ. 3.6.2-დ – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე ნორმალური განაწილებისთვის.



ნახ. 3.6.2-დ – წვლილის ოპტიმალური სიგანის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე ლოგარითმულ-ნორმალური ნორმალური განაწილებისთვის

როგორც გრაფიკებიდან ჩანს წვლილის ოპტიმალური სიდიდის $d_{\text{ოპტ}}$ მნიშვნელობები ძირითადად ვარირდება 0,1-დან 0,9-მდე ფარდობით ერთეულებში. გამონაკლისს წარმოადგენს ლოგარითმულ-ნორმალური განაწილება რომლის შემთხვევაშიდაც ეს სიდიდე 0.0002-დან იწყება ანაკრებთა მცირე რიცხვის შემთხვევაში და შემდეგ კლებულობს n -ის ზრდასთან ერთად. ჩვენი აზრით ეს გამოწვეულია თავად ამ განაწილების ბუნებიდან. ნახ. 3.6.2-გ და ნახ. 3.6.2-დ ნახაზებიდან ჩანს რომ რელეის და ნორმალური განაწილებისათვის ოპტიმალური წვლილის სიგანეები მნიშვნელოვნად არ განსხვავდებიან ერთმანეთისაგან (მხედველობაში გვაქვს ფარდობითი ერთეულები).

2. განუზღვრელობის შემცირების მეთოდი.

ეს მეთოდი, ისევე როგორც მართკუთხა წვლილთა მეთოდი, იძლევა უფრო უკეთეს მიახლოებას X შემთხვევითი სიდიდის განაწილების თეორიულ ფუნქციასთან, ვიდრე კლასიკური მეთოდი საკვლევ ანაკრებთა მთელ დიაპაზონში. რაც თვალსაჩინოა 3.6.2 ცხრილიდან.

ცხრილი 3.6.2 $M[D_m]$ და $\sigma[D_m]$ მნიშვნელობები განუზღვრელობის შემცირების მეთოდის შემთხვევაში

Xსიდიდის განაწილების კანონი	ანაკრებთა რიცხვი n	$M[D_m]$		$\sigma[D_m]$	
		კლასიკური მეთოდი	განუზღვრელობის შემცირების	კლასიკური მეთოდი	განუზღვრელობის შემცირების
თანაბარი	3	0.440	0.155	0.127	0.103
	4	0.418	0.159	0.123	0.098
	5	0.362	0.144	0.113	0.083
	6	0.317	0.125	0.087	0.070
	7	0.288	0.121	0.070	0.054
	8	0.298	0.132	0.094	0.074
	9	0.288	0.130	0.080	0.065
	10	0.266	0.121	0.082	0.065
	20	0.184	0.088	0.052	0.039
ექსპონენცი-ალური	3	0.452	0.241	0.146	0.098
	4	0.399	0.227	0.149	0.099
	5	0.385	0.226	0.126	0.101
	6	0.329	0.220	0.112	0.073
	7	0.302	0.215	0.110	0.066
	8	0.284	0.214	0.098	0.068
	9	0.267	0.210	0.071	0.052
	10	0.252	0.208	0.065	0.051
	20	0.187	0.199	0.057	0.040
რელეის	3	0.455	0.166	0.142	0.119
	4	0.411	0.157	0.120	0.091
	5	0.374	0.152	0.120	0.079
	6	0.337	0.148	0.097	0.070
	7	0.300	0.140	0.108	0.071
	8	0.284	0.134	0.095	0.063
	9	0.260	0.128	0.095	0.063
	10	0.250	0.120	0.085	0.058
	20	0.187	0.101	0.059	0.041
ნორმალური	3	0.442	0.220	0.131	0.109
	4	0.400	0.234	0.118	0.099
	5	0.384	0.246	0.110	0.098
	6	0.335	0.223	0.125	0.112
	7	0.284	0.192	0.076	0.070
	8	0.300	0.218	0.087	0.079
	9	0.271	0.197	0.083	0.076
	10	0.277	0.210	0.083	0.076
	20	0.179	0.148	0.059	0.056
ლოგარითმულ-ნორმალური	3	0.446	0.265	0.144	0.153
	4	0.404	0.221	0.106	0.107
	5	0.332	0.221	0.093	0.091
	6	0.336	0.225	0.105	0.081
	7	0.304	0.190	0.096	0.076
	8	0.298	0.199	0.090	0.087
	9	0.290	0.193	0.101	0.082
	10	0.239	0.178	0.066	0.062
	20	0.189	0.156	0.052	0.047

3.6.1 და 3.6.2 ცხრილების შედარებით სჩანს, რომ თავის მხრივ მართკუთხა წვლილთა მეთოდი რამდენადმე უფრო ეფექტურია ვიდრე განუზღვრელობის შემცირებისა. თუმცა ამ უკანასკნელის უპირატესობად

შესაძლოა ჩავთვალოთ ის, რომ მისი საშუალებით პირდაპირ შეიძლება ავაგოთ განაწილების ფუნქცია და აუცილებელი არაა წვლილის ოპტიმალური სიგანის დადგენა.

3. აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდი.

ისევე როგორც მართკუთხა წვლილთა და განუზღვრელობის შემცირების მეთოდები, აპრიორულ-ემპირიული მეთოდიც ინარჩუნებს უპირატესობას კლასიკურ მეთოდთან შედარებით საკვლევი ანაკრებთა რიცხის მთელ დიაპაზონში. (ცხრილი 3.6.3)

ცხრილი 3.6.3 $M[D_m]$ და $\sigma[D_m]$ მნიშვნელობები აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდის შემთხვევაში

X სიდიდის განაწილების კანონი	ანაკრებთა რიცხვი N	$M[D_m]$		$\sigma[D_m]$	
		კლასიკური მეთოდი	აპრიორულ-ემპირიული	კლასიკური მეთოდი	აპრიორულ-ემპირიული
თანაბარი $\omega=0.4$	3	0.474	0.184	0.148	0.089
	4	0.401	0.166	0.134	0.080
	5	0.352	0.151	0.089	0.054
	6	0.330	0.148	0.088	0.053
	7	0.277	0.124	0.089	0.053
	8	0.294	0.139	0.086	0.051
	9	0.273	0.131	0.077	0.046
	10	0.245	0.117	0.070	0.042
	20	0.194	0.101	0.062	0.037
ექსპონენცი- ალური $\omega=0.1$	3	0.447	0.256	0.131	0.121
	4	0.400	0.252	0.132	0.129
	5	0.376	0.254	0.099	0.096
	6	0.354	0.249	0.118	0.115
	7	0.319	0.228	0.106	0.107
	8	0.324	0.240	0.096	0.098
	9	0.278	0.204	0.094	0.096
	10	0.266	0.204	0.094	0.092
	20	0.189	0.166	0.075	0.069
რელეის $\omega=0.1$	3	0.463	0.271	0.138	0.129
	4	0.404	0.257	0.130	0.122
	5	0.365	0.244	0.117	0.107
	6	0.333	0.226	0.108	0.104
	7	0.304	0.217	0.099	0.090
	8	0.292	0.212	0.088	0.082
	9	0.266	0.191	0.090	0.089
	10	0.257	0.190	0.075	0.074
	20	0.174	0.140	0.059	0.054
ნორმალური $\omega=0.05$	3	0.468	0.292	0.145	0.142
	4	0.393	0.257	0.107	0.104
	5	0.347	0.234	0.108	0.101
	6	0.345	0.254	0.105	0.100
	7	0.299	0.221	0.096	0.094
	8	0.293	0.219	0.088	0.081
	9	0.270	0.209	0.079	0.073
	10	0.257	0.203	0.077	0.075
	20	0.179	0.151	0.048	0.053

X სიდიდის განაწილების კანონი	ანაკრებთა რიცხვი N	M[D _m]		σ[D _m]	
		კლასიკური მეთოდი	აპრიორულ-ემპირიული	კლასიკური მეთოდი	აპრიორულ-ემპირიული
ლოგარითმულ-ნორმალური ω=0.05	0.441	0.271	0.142	0.133	0.441
	0.422	0.284	0.121	0.117	0.422
	0.341	0.242	0.098	0.095	0.341
	0.337	0.247	0.095	0.094	0.337
	0.298	0.225	0.097	0.092	0.298
	0.294	0.227	0.112	0.111	0.294
	0.249	0.194	0.080	0.079	0.249
	0.268	0.213	0.083	0.085	0.268
	0.183	0.153	0.055	0.052	0.183

ამ მეთოდისათვის აღმოჩნდა, რომ მისი ეფექტურობა დამოკიდებულია აპრიორული ინფორმაციის სანდოობის ω კოეფიციენტზე. ამასთან თანაბარი განაწილებისათვის $M[D_m]$ და $\sigma[D_m]$ მნიშვნელობები ნაკლებია ω -ს ზრდის დროს, ხოლო დანარჩენი განაწილებისათვის კი ეფექტურობა იზრდება სანდოობის კოეფიციენტის კლებისას – განსაკუთრებით ანაკრების რიცხვის ზრდის დროს. ეს შეიძლება აიხსნას იმით, რომ რაც უფრო მეტია შემთხვევითი სიდიდის რეალიზაციათა რაოდენობა, მით უფრო იზრდება ემპირიული ინფორმაციის როლი აპრიორულ ინფორმაციის როლთან შედარებით. ერთგვარი ნაკლი ამ მეთოდისა არის ის, რომ მისი საშუალებით აგებული X შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ინტეგრალური ფუნქცია დამოკიდებულია დისკრეტულობის Δ ინტერვალზე, რომელიც გამზომი ხელსაწყო სიზუსტით განისაზღვრება და შესაბამისად ხელსაწყო გაუმჯობესება (გაზომვის ცდომილების შემცირება) გავლენას მოახდენს მეთოდის ეფექტურობაზე.

ზოგადობის თვალსაზრისით ზემოთგანხილული მეთოდებიდან განსაკუთრებულია მართკუთხა წვლილთა მეთოდი. მართლაც, თუ დავუკვირდებით განუზღვრელობის შემცირების მეთოდს, რომლის დროსაც x_i წერტილში ალბათობის ნაზრდი $\frac{1}{n+1}$ თანაბრად ნაწილდება $[x_{i-1}, x_{i+1}]$ შუალედზე, მაშინ ის შეიძლება განვიხილოთ როგორც მართკუთხა წვლილთა მეთოდი ცვალებადი d წვლილის სიგანით, რომელიც $[x_{i-1}, x_{i+1}]$ – ის ტოლია. ასევე აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდი შეიძლება

განვიხილოთ მართკუთხა წვლილთა მეთოდად როდესაც წვლილის d სიგანე დისკრეტულობის Δ ინტერვალის ტოლია.

აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდის უპირატესობად შეიძლება ჩაითვალოს ის, რომ მასში სანდოობის კოეფიციენტით დიფერენცირებულია აპრიორული და ემპირიული ინფორმაციათა წონები ($\omega \neq \frac{1}{n+1}$), განსხვავებით დანარჩენი ორი მეთოდისა და ეს მართლაც წინადადებული ნაბიჯია, რადგანაც საიმედოობაზე ნაკეთობათა კვლევისას წინასწარ ცნობილი აპრიორული ინფორმაცია შეიძლება სხვადასხვა ფიზიკური ბუნების იყოს და მისი გატოლება ერთეულოვან ემპირიულ ინფორმაციასთან არ იყოს მიზანშეწონილი.

ყოველივე ზემოაღნიშნულის გამო კვლევის დროს შესაძლებლად მიგვაჩნია შემდეგ რეკომენდაციებზე დაყრდნობა.

თუ შემთხვევითი სიდიდისათვის ცნობილია განაწილების კანონის ტიპი მაშინ ეფექტური იქნება მართკუთხა წვლილთა მეთოდი.

როდესაც კვლევა არ მოითხოვს მკაცრ სიზუსტეს და საერთოდ არაფერია ცნობილი განაწილების ტიპის შესახებ შესაძლოა გამოყენებული იქნეს განუზღვრელობის შემცირების მეთოდი მისი სიმარტივის გამო.

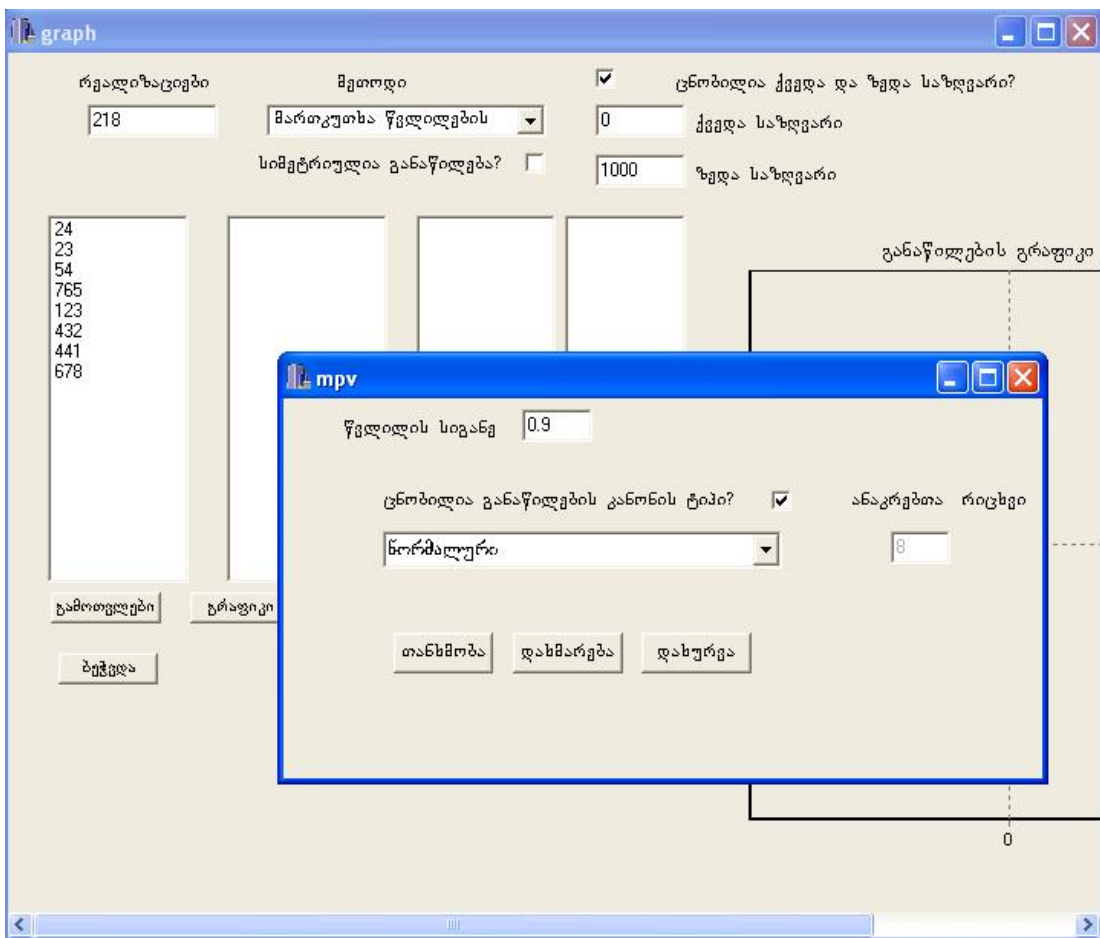
როდესაც შემთხვევითი სიდიდის შესახებ აპრიორული ინფორმაციაზე მეტი მონაცემები არსებობს და მისი გაზომვა არაა, ან ნაკლებადაა დამოკიდებული ხელსაწყოს სიზუსტეზე, მიზანშეწონილია აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდის გამოყენება.

ავღნიშნოთ ასევე, რომ მცირე ანაკრებთა შემთხვევაში, როდესაც საკვლევი შემთხვევითი სიდიდეს აქვს სიმეტრიული განაწილება (მაგ. ნორმალური განაწილებისას), მაშინ ცდის შედეგად მიღებული ანაკრებთა რიცხვი შეგვიძლია გავაორმაგოთ მოპირისპირე სიდიდეების დამატებით და ამდენად უფრო მეტი ეფექტურობა იქნება მიღწეული.

3.7 გამოყენებითი პროგრამის აღწერა

ისევე როგორც შესწავლილი სამი მეთოდის საკვლევო პროგრამა, გამოყენებითი პროგრამაც შექმნილია C++ ალგორითმულ ენაზე **Borland C++ Builder 6.0** ინტეგრირებული გარემოს საშუალებით **Windows**-ის ოპერაციულ სისტემაში.

პროგრამა იძლევა საშუალებას აიგოს შემთხვევითი სიდიდის განაწილების დიფერენციალური და ინტეგრალური ფუნქციის გრაფიკი, როდესაც ანაკრებთა მნიშვნელობები ან წინასწარ არის დაგროვილი მონაცემთა ფაილში, ან კი უშუალოდ შეიყვანება ხელით სპეციალურ ველში. ამაშთან შესაძლოა მოვახდინოთ მიღებული გრაფიკის ოპტიმიზაცია ("გაგლუვება") სხვადასხვა ალგორითმის საშუალებით.



ნახ. 3.7.1 გამოყენებითი პროგრამის ინტერფეისული ნაწილი

კვლევის შედეგად მიღებული მონაცემების საფუძველზე, სხვადასხვა მეთოდისათვის, პროგრამა თავად ირჩევს ოპტიმალურ პარამეტრებს ან განსაკუთრებულ შემთხვევაში მომხმარებელს შეუძლია თავად მიაწოდოს ისინი სპეციალური ფანჯრების საშუალებით.

შესაძლებელია ასევე ფუნქციის მნიშვნელობათა მასივის ფაილში ექსპორტირება და გრაფიკის ამობეჭვდა.

3.8 მესამე თავის შეჯამება და დასკვნები

1. საიმედოობაზე დაჩქარებული გამოცდების ერთ-ერთ გზას წარმოადგენს შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის აგების არაკლასიკური გზების გამოყენება, რის შედეგადაც, ანაკრებთა მცირე რიცხვის გამოყენებით, მიიღება საკმარისი ინფორმაცია და ამით მიიღწევა იმ დროის შემცირება რომელიც ჩვეულებრივ საჭიროა ნაკეთობის საიმედოობის განსასაზღვრავად.
2. არსებული პრობლემის გადასაწყვეტად შესაძლებელია სამი სხვადასხვა არაკლასიკური მეთოდის გამოყენება, რომლებიც განაწილების ემპირიული კანონის განსაზღვრისათვის ემყარება ორ ძირითად იდეას, სახელდობრ:
 - ა) გარკვეული სახით მოცემული აპრიორული ინფორმაციის გათვალისწინება უცნობი განაწილების თეორიული კანონისათვის;
 - ბ) ყოველი დაკვირვების რაციონალურად გამოყენება მისთვის აბსოლუტური მნიშვნელობის მიუნიჭებლად. შემდეგ კი რაიმე გზით ცალკეული რეალიზაციით მიღებული ინფორმაციის გადანაწილება მეზობელ არეებზე. განსხვავება მათ შორის დაიყვანება იმ ინფორმაციის გადანაწილების ხერხზე, რომელსაც გვაძლევს X შემთხვევითი სიდიდის კონკრეტული რეალიზაცია.

3. მართკუთხა წვლილთა მეთოდის შემთხვევაში აპრიორულად ითვლება, რომ შემთხვევითი სიდიდე თანაბრადაა განაწილებული მისი ცვლილების $[a, b]$ ინტერვალში, ხოლო რეალიზაციის წერტილებში კი დირაკის დელტა ფუნქციის ნაცვლად განაწილების სიმკვრივე განისაზღვრება $1/d$ სიდიდით სადაც d წვლილის სიგანეა.
4. განუზღვრელობის შემცირების მეთოდი თითოეულ რეალიზაციის წერტილში ალბათობის ნახტომს $(1/(n+1))$ თანაბრად ავრცელებს $[x_{i-1}, x_{i+1}]$ ინტერვალზე.
5. აპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდში, X შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ინტეგრალური ფუნქცია მოიცემა ფორმულით $F^*(x) = \omega F_a(x) + (1 - \omega) F_e(x)$, სადაც ω სანდოობის კოეფიციენტია რომელიც ითვალისწინებს აპრიორული და აპოსტერიორული ინფორმაციების სხვადასხვა წონებს.
6. გამოკვლევები აჩვენებს, რომ სამივე აღნიშნული მეთოდი ინარჩუნებს უპირატესობას კლასიკურ მეთოდთან შედარებით საკვლევი ანაკრებთა რიცხის მთელ დიაპაზონში (3-90 მდე).
7. მართკუთხა წვლილთა მეთოდის ეფექტურობა დამოკიდებულია წვლილის d სიგანის მნიშვნელობაზე და მისი ოპტიმალური სიდიდე მცირდება ანაკრების რიცხვის ზრდასთან ერთად.
8. წვლილის სიგანის d სიდიდის ოპტიმალური მნიშვნელობის დამოკიდებულება ანაკრებთა n რიცხვზე სხვადასხვაა განაწილების სხვადასხვა ტიპისათვის.
9. განუზღვრელობის შემცირების მეთოდით პირდაპირ შეიძლება ავაგოთ განაწილების ფუნქცია და აუცილებელი არაა წვლილის ოპტიმალური სიგანის დადგენა.
10. აპრიორულ-ემპირიული მეთოდის ეფექტურობა დამოკიდებულია აპრიორული ინფორმაციის სანდოობის ω კოეფიციენტზე. ამასთან თანაბარი განაწილებისათვის $M[D_m]$ და $\sigma[D_m]$ მნიშვნელობები ნაკლებია

ა-ს ზრდის დროს, ხოლო დანარჩენი განაწილებისათვის კი ეფექტურობა იზრდება სანდოობის კოეფიციენტის კლებისას.

11. თუ შემთხვევითი სიდიდისათვის ცნობილია განაწილების კანონის ტიპი მაშინ ეფექტური იქნება მართკუთხა წვლილთა მეთოდი.
12. გამოყენებითი პროგრამა საშუალებას იძლევა აიგოს შემთხვევითი სიდიდის განაწილების დიფერენციალური და ინტეგრალური ფუნქციის გრაფიკი, და მოხდეს მისი ოპტიმიზაცია ("გაგლუვება") სხვადასხვა ალგორითმის საშუალებით.

დასკვნა

დისერტაციაში შესწავლილია საკითხები, რომლებიც დაკავშირებულია ელექტრონული კომპონენტების საიმედოობის დადგენის დაჩქარებულ მეთოდებთან. სახელდობრ:

- ჩამოყალიბებულია და აგებულია საიმედოობის წინასწარმეტყველების ალბათური მოდელი ფორსირებული გამოცდების შედეგების მიხედვით;
- ამ მოდელის საფუძველზე შემუშავებულია განმსაზღვრელი ფორსირებული გამოცდების ჩატარების მეთოდიკა როგორც საფეხურებიანი, ასევე უწყვეტი დატვირთვის შემთხვევაში;
- შესწავლილია ის პირობები, რომლის დროსაც ე.წ დაჩქარების ფუნქცია წრფივია;
- აგებულია ობიექტების დამველებისა და მუშაუნარიანობის რესურსის გახარჯვის ქიმიურ-კინეტიკური მოდელი და მის საფუძველზე შემუშავებულია დაჩქარებული გამოცდების ჩატარების მეთოდიკა;
- შედგენილია არაკლასიკური მეთოდების გამოყენებით შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის აგებისა და საკუთრივ ამ მეთოდების საკვლევი პროგრამული კომპლექსი.

გამოყენებული ლიტერატურა

1. Надежность в технике. ГОСТ 13377-67. Термины. -М. 1968.
2. Серенсен С.В., Козлов Л.А. Испытания на усталость при варьирующих нагрузках // Заводская лаборатория, 1953. N3.
3. Rommig H.G. Accelerated Life Tests //Nondestruct. Testung, 1957 v.15, N4.
4. Киммел Дж.У. Ускоренное испытание на срок службы бумажных конденсаторов. Сб. переводов Вопросы надежности радиоэлектронной аппаратуры. -М.: Сов. радио, 1959.
5. Койков С.Н. Цикин А.Н. Об ускоренных испытаниях радиодеталей на срок службы методом непрерывного повышения напряжения. Радиотехника, 1960. -т.15. -N II.
6. Пешес Л.Я., Степанова М.Д. Методика определения предельной нагрузки для проведения ускоренных испытаний.//Изв. АН СССР,Техническая кибернетика. 1966. -N6.
7. Bussolini J.J., Giarlariello M.J., An Experience Report: Step Stress Testing to Failure for Reliability Conference. Washington, D.C. June 29-July 1, 1964. Proceedings published by SAE.
8. Go H.T., Accelerated Tests to Failure. //Proc. 10 th Nat. Symp. RQCE, 1964, p.p. 449-457.
9. Оболенский С.А. и др. Об одном способе сокращения времени испытаний на срок службы. /Из. Ленинградского ордена Ленина электротехнического института им. В.И. Ульянова. 1966. -вып. 56. -ч. 2.
10. Кордонский Х.Б. Форсированные испытания надежности машин и приборов. //Стандартизация. 1964. -N7.
11. Левитанус А.Д. О методах ускоренных испытаний. //Стандарты и качество. 1966. -N 11.
12. Намичейшвили О.М. Лавров А.Н. О некоторых свойствах ресурса надежности. //Изв. АН СССР, Техническая кибернетика, 1968. -N2, ст. 112-116.
13. Намичейшвили О.М. Об одном свойстве функции износа./Труды Тбилисского государственного университета, серия физических наук, 1969. -т. 133. -стр. 277-280.

14. Гугушвили Дж.Ф., Намичейшвили О.М. Ускоренные испытания на надежность методом непрерывного нагружения. //Сообщения АН Груз. ССР, 1971. -т.61. -N1.
15. Sobel Milton. // The Bell System Teechnical Journal, 1956. -v. XXXV. -N1.
16. Allen W.R. Inference from tests with continuously iincreasing stress. // Operation Research. -1959. -v. 7. -N3.
17. Перроте А.И., Карташов Г.Д., Цветаев К.Н. Основы ускоренных испытаний радиоэлементов на надежность. М.: Сов. радио, 1968.
18. Пешес Л.Я. Степанова М.Д. Основы теории ускоренных испытаний на надежность. Минск: Наука и техника. -1972.
19. Miner C.F. Cumulative Damage in Fatigue. //J. of Appl. Mechnics, 1945 v. 12, N3.
20. Bona C.F., Lokati L. Accelerated esing at Fiat Laboratories. /SAE preprint, 1961. 292 A.
21. Enomoto N. A Method Determining the Fatigue Limit of Metals by Means of Stepwisc Lood Increatege Test. //Proceedings of the American Society for Testing Materials, Philadelphia, 1960. -v. 59.
22. Prot M. L'essai de fatigua sous charge progressiive. Une nouvel le technique d'essay des materiaux. //Revue de Metallurgie, 1948. -N12.
23. Boresi A.P., Dolan T.J. Etude crittique de la method de Prot pour les essis de fatigue. //Rev. gen. mec., 1954. -v.38. -N62.
24. New Departure Handbouk, New Departure Division GMC, Bristol Conn., 1952. - 21 st. Ed., -v.1.
25. Койков С.Н. Цикин А.Н. Электрическое старение твердых диэлектриков.- Л.: Энергия, 1968.
26. Ястребницкий М.А. Надежность невосстанавливаемых изделий при внешних воздействиях. // Изв. АН СССР, Техническая кибернетика. 1970. -N3.
27. Хевиленд Р. Инженерная надежность и расчет на долговечность. -М.-Л.: Энергия, 1966 - 38 с.
28. Благовещенский Ю.Н. Аксиоматическая теория накопления усталостных повреждений // Заводск. лаб., -1969. - N 10.
29. Карташов Г.Д. Аддитивно-марковские модели расходования ресурса // Изв. АН СССР.-Техническая кибернетика.-1974. -N 2.

30. Состков Б.С., Ростовская С.Е. Характеристики надежности сопротивлений и конденсаторов // Автоматика и телемеханика. -1960. - том 21.- N 5.-с. 633-638.
31. Bartholomay A.F. Stochastic Models for Chemical Reactions. Bull. Math. Biophys.-1958.-v.20.- p.p. 175-190.
32. Вальд А. Последовательный анализ. Пер. с англ. М.: гиз., -1960.
33. Чавчанидзе В.В. Кумсишвили В.А. об определении законов законов распределения на основе малого числа наблюдений. /СБ. Применение вычислительной техники для автоматизации производства под редакцией В.В. Солодовникова (труды совещания 1959 г.) машгиз.- 1961, -с. 129-139.
34. Рябинин И.А. основы теории и расчета надежности судовых электрических систем. Л.: Судостроение. -1967.
35. Березин О.П. определение законов распределения малых выборок методом прямоугольных вкладов. /Доклады к научной технической конференции по надежности судового электрооборудования. Вып 65, Л.: НТО судпром. - 1965.
36. Демаков И.П. Потепун В.Е. Графо-аналитический метод построения полуэмпирических институтов СССР. Вып. Исследование по общим вопросам метрологий вниим им. Д.И. Менделеева, Л. -1970.
37. Демаков И.П., Потепун В.Е. статистические методы определения законов распределения при анализе точности и надежности промышленных изделий по результатам эксперимента. Серия Средства и методы улучшения качества, повышения надежности выпускаемых изделий. Ленинградский дом научно-технической пропаганды, Л. -1970.
38. Седякин Н.М. Об одном физическом принципе теории надежности// Изв. АН СССР, Техническая кибернетика, -1966, -N3.
39. Reference Data for Radio Engineers 4 th Ed., International Telephone and Telegraph Corp., New York, -1956. p.93.
40. Effects of Voltage Deviation on Electronic Tubes, Bulletin GEA 5636, General Electronic. Co. Schenectady, N.J. -1959.
41. Weibull W.A. Statistical Representation of Fatigue Failures in Solids. Trans of Boy Inst. of Technology (Stockholm), N 27, 1949.
42. Шор Я.Б. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности. -М.: Сов.радио, 1962.

43. Уонг К. Математические методы теории надежности. В сб. Надежность радиоэлектронных систем, перев. с англ. под ред. А.М. Половко и А.Г. Варжапетяна. -М.: Сов. радио, 1968.
44. Линник Ю.В. Метод наименьших квадратов и основы обработки наблюдений. -М.: Физматгиз, 1959.
45. Schwol M., Peyache G. Traite de fiabilite. -Masson et C. -1969.
46. Smith J.M. Chemical Engineering Kinetics. New-Jork. -Mc Graw-Hill Book Co.- 1960.
47. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. Математические методы в теории надежности.- Наука. - 1965.
48. Feller W. Die Grundlagen der Volterraschen Theorie des Kampfes ums Dasein in wahrscheinlichkeits-theoretischen Behandlung// Acta Biotheoretica. -1939. -v.5. -p. 17-40.
49. Feller W. Diffusion Processes in Genetics, Proc.-//Second Berkeley Symposium on Math. Statistics and Probability.-1951.- p.- 227-246.
50. Федюнин Б.Н. Некоторые новые пути исследования задачи ускоренных испытаний радиоэлектронных изделий // Стандарты и качество.- 1968.- N5. -с. 32-35.
51. Toye Charles Extrapolating component life tests // Electrotechnology. -1964.- v.74.-N4.-p.36-39.
52. Gary H., Thomas R.E. Accelerated Testing as a Problem of Modeling // Proc. 6.- 1960.- th Nat. SYM. RQCE.
53. Grocock J.M. Accelerated life testing and over-stress testing of transistors //Electronics Reliability and Microminiaturisation. -1963.- v. 2.- N 3.- p. 191-204.
54. Shiomi Hiroshi, Fundamental of thermal stress aging methods and degradation failure model //Bulletin of the Electronical Laboratory.- 1963.- v. 27.- N2. -p. 81-105.
55. Глестон С., Лейдлер К., Эйринг Г. Теория абсолютных скоростей реакций. - 1948.-ИЛ.
56. Пек Д.С. Прогнозирование надежности полупроводниковых приборов по данным распределения отказов, полученным при испытаниях на срок службы. В сб. "Надежность полупроводниковых устройств". -1963.-М.: Иностранная Литература.
57. Бриллюэн Л. Наука и теория информации. Пер. с англ. М., Физматгиз, 1960.

58. Гольдман С. Теория информации. Пер. с англ. М., ИЛ, 1957.
59. Некрасов М.М., Платонов В.В., Л.И. Даренко Л.И. Испитания элементов радио-электронной аппаратуры. Справочное пособие. Киев: Вища школа, 1981г, 300с.
60. Viertl J.R. Acceleration Functions in Reliability Theory. Methods in Operations Research, 1980, v36, pp 321-326.
61. Singpurwalla N.D. and Wilson S.P. Failure Models Indexed by Time and Usage, Bulletin of the international Statistical Institute, 48th I.I.I. Session, Cairo. 1991.
62. ტაბატაძე თ. ნ. – ფორსირებული გამოცდები საიმედოობის განსაზღვრისათვის. //დეპონირებული ხელნაწერი. ტექნიკური, №1007-95, 27.06-95.
63. ტაბატაძე თ. ნ. – საიმედოობის წინასწარმეტყველების ქიმიურ-კინეტიკური მოდელები. //დეპონირებული ხელნაწერი. ტექნიკური, №1008-94, 27.06-95.
64. ნამიხეიშვილი თ. მ., ტაბატაძე თ. ნ. – საიმედოების წინასწარმეტყველების ქიმიური-კინეტიკურ მოდელები //ქ. „მეცნიერება და ტექნიკა“ №6. 1997 წ.
65. Намичейшвили О. М., Табатадзе Т. Н. - Нестандартные модели для предсказания надежности электронных изделий. // "Радиотехника", №8, 1999 г.

დანართი

ა) შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის არაკლასიკური მეთოდებით აგების საკვლევი პროგრამის ტექსტი

```
#include <vcl.h>
#pragma hdrstop
#include "math.h"
#include "math.hpp"
#include "main.h"
#pragma package(smart_init)
#pragma resource "*.dfm"
TForm1 *Form1;
//ფუნქციები :
double * bubble(double *a , int m, int n);
void bubble(double a[][90] , int j, int m, int n);
// მასივის დასალაგებლად ზრდადობის მიხედვით
double simpson( int n, double (*f)(double),double a, double b ) ;
double f(double );
// სიმპსონის ფორმულის მიხედვით ინტეგრალის გამოთვლა
double ganuz_shemc( double x, int n, int i, double lo, double up);
// განაწილების ინტეგრალური ფუნქციის გამოთვლა განუზღვრელობის
შემცირების მეთოდით
double apr_emp( double x, int n, int i, double lo, double up, double sandooba,
double delta);
//განაწილების ინტეგრალური ფუნქციის გამოთვლა მართკუთხა წვლილთა
მეთოდით
void mpv (double xdist[][90], double F_mpv_xv[][90], int n, int j, double Lower_x,
double Upper_x, double D_opt);
//განაწილების ინტეგრალური ფუნქციის გამოთვლა აპრიორულ-
ემპირიული ფუნქციის მეთოდით
double sashualo( double *x, int n);
double sashkvad( double *x, int n);
// საშუალო სიდიდის და საშუალო კვადრატული გადახრის გამოთვლა
double c[50][90]={0}, ct[500][90]; //masivebi [0:1] SualedSi Tanabrad ganawilebuli
double xdist[50][90]; // სხვადასხვა კანონით განაწილებული შემთხვევითი
სიდიდის მასივი
double fteor[50][90], fclasik[50][90], f_gan_shem[50][90], f_aep[50][90],
F_mpv_xv[50][90];
// განაწილების თეორიული, კლასიკური, და საკვლევი მეთოდებით
მიღებული ფუნქციების მასივები
double d_pl, d_min; // უდიდესი და უმცირესი გადახრები კლასიკური
მეთოდის შემთხვევაში
double Lower_x, Upper_x; // X სიდიდის ცვლილების ზედა და ქვედა
საზღვარი
double diff_cl[50], diff_gan[50], diff_mpv[50],diff_ap_emp[50]; // უდიდესი
გადახრების მასივები
```

```

double sash_gadaxra=0, sigma ; // უდიდესი გადახრის საშუალო და
    საშუალო კვადრატული სიდიდე
int n, m=50, mm=500; // ანაკრებთა რიცხვი და ცდების რაოდენობა
//-----
void __fastcall TForm1::TForm1(TComponent* Owner)
    : TForm(Owner)
{
}
//-----
void __fastcall TForm1::GeneratorClick(TObject *Sender) //ანაკრებთა გენერაცია
{
    ListBox3->Clear() ;
    randomize();
    ListBox2->Clear();
    ListBox3->Clear();
int i=0, j=0 ;
    AnsiString a="", b="", cc="", ck="";
    n=StrToInt(num->Text);
    for (j=0; j<mm; j++)
    {

for (i=0; i<n; i++)
    { if (distribution->ItemIndex==4)

        {
            ct[j][i]=exp( RandG(0,1)/0.4343);

            if ( ct[j][i] >= 999.)
                ct[j][i]=exp ( RandG(0,1)/0.4343);    }
            else
            if (distribution->ItemIndex==3)
                ct[j][i]=RandG(0,1);

            else
                ct[j][i]=(rand()%1000+1) /1000.0;
        }

        bubble( ct, j, 0, n-1) ;
    }

for (i=0; i<n; i++)
    { double rj=0;
for (j=0; j<mm; j++)
    { rj+=ct[j][i];
if (j%(mm/m)==mm/m-1)
    { c[j/(mm/m)][i]=rj/float(mm/m);
        rj=0;
    }
    }
    }
}

```

```

for (j=0; j<m; j++)
{
    for (i=0; i<n; i++)
    {
        switch (distribution->ItemIndex) // განაწილების კანონის არჩევა
        {
            case 0 :
                Lower_x=0; Upper_x=1;
                xdist[j][i]=c[j][i]; fteor[j][i] = xdist[j][i];
                fclasiკ[j][i] = (double)i/n; break;
            case 1 :
                Lower_x=0; Upper_x=5;
                xdist[j][i]=-log(c[j][n-i-1]);
                if (xdist[j][i]>=5)
                    xdist[j][i]=5;
                fteor[j][i]= 1- exp(- xdist[j][i]);
                fclasiკ[j][i] = (double)i/n; break;
            case 2 :
                Lower_x=0; Upper_x=4;
                xdist[j][i]=sqrt(-2*log(c[j][n-i-1]));
                if (xdist[j][i]>=4)
                    xdist[j][i]=4;
                fteor[j][i]= 1- exp(-xdist[j][i]*xdist[j][i]/2);
                fclasiკ[j][i] = (double)i/n; break;
            case 3 :
                Lower_x=-3; Upper_x=3;
                xdist[j][i]=c[j][i];
                if (xdist[j][i]>=3)
                    xdist[j][i]=3;
                if (xdist[j][i]<=-3)
                    xdist[j][i]=-3;
                fteor[j][i] = 0.5 + (1/sqrt(2*M_PI))*simpson(1000, f, 0, xdist[j][i]);
                fclasiკ[j][i] = (double)i/n; break;
            case 4 : Lower_x=0; Upper_x=1000;
                xdist[j][i]=c[j][i];
                // if (xdist[j][i]>=1000)
                //     xdist[j][i]=1000;
                fteor[j][i] = 0.5 + 1/sqrt(2*M_PI)*simpson(1000, f, 0, log10(xdist[j][i]));
                fclasiკ[j][i] = (double)i/n; break;
            default : ;
        }
        b=b+ FloatToStrF(xdist[j][i], ffFixed, 5,3) + ' ';
        cc=cc+ FloatToStrF(fteor[j][i], ffFixed, 5,3) + ' ';
    }
    a="";
    ListBox2->Items->Add(b );
    b="";
    ListBox3->Items->Add(cc );
    cc="";
}

```

```

}
float sa=0;
for (i=0; i<n; i++)
{sa=0;
for (j=0; j<m; j++)
sa=sa+fteor[j][i];
{
sa=sa/50;
}
}
for (j=0; j<m; j++)
{
d_pl=0;
d_min= 0;
for (i=0; i<n; i++)
{
d_pl= Max (d_pl, (double)(i+1)/n - fteor[j][i]);
d_min = Max (d_min, fteor[j][i] - (double)(i)/n );
}
diff_cl[j] = Max (d_pl, d_min);
}

sash_gadaxra= sashualo(diff_cl, m) ;
double y=0;
for (j=0; j<m; j++)
{

y=y+(diff_cl[j] - sash_gadaxra )*(diff_cl[j]-sash_gadaxra);

}
sigma=sqrt(y/(m-1));
comp->Enabled=true;
}

void __fastcall TForm1::compClick(TObject *Sender)
//უდიდესი გადახრისა და საშუალო კვადრატული გადახრის გამოთვლები
{ double maxi=0;
AnsiString ccc="";
if (method->ItemIndex==0)
{
double D_opt, D, Sigma_m, Min_D=100, L=0;
if (distribution->ItemIndex==4)
L=(Upper_x - Lower_x)/5000.;
else
L=(Upper_x - Lower_x)/40.;
D_opt=L;
D=D_opt;
while ( D_opt<Upper_x)
{
for (int j=0; j<m; j++)

```

```

{ maxi=0;
mpv(xdist, F_mpv_xv, n, j, Lower_x, Upper_x, D_opt);

{
ccc=ccc+ FloatToStrF(F_mpv_xv[j][i], ffFixed, 5,3) + ' ';
}
pr->Items->Add(ccc);      */
for (int i=0; i<n; i++)
{
maxi = Max(maxi, fabs(fteor[j][i]-F_mpv_xv[j][i]) );
}
diff_mpv[j]=maxi;
}
if (sashualo(diff_mpv, m)< Min_D)
{
Min_D =sashualo(diff_mpv, m);
Sigma_m= sashkvad(diff_mpv, m);
D=D_opt;
}
D_opt=D_opt+ L ;
}
Memo1->Lines->Add(FloatToStrF(Min_D, ffFixed, 5,4));
Memo3->Lines->Add(FloatToStrF(Sigma_m, ffFixed, 5,4));
}
else
if (method->ItemIndex==1)
{
for (int j=0; j<m; j++)
{
maxi=0;
for (int i=0; i<n; i++)
{
f_gan_shem[j][i]=ganuz_shemc(xdist[j][i], n, i, Lower_x, Upper_x );
maxi = Max(maxi, fabs(fteor[j][i]-f_gan_shem[j][i]) );
}
}
diff_gan[j]=maxi;
}
Memo1->Lines->Add(FloatToStrF(sashualo(diff_gan, m), ffFixed, 5, 4));
Memo3->Lines->Add(FloatToStrF(sashkvad(diff_gan, m), ffFixed, 5, 4));
}
else
if (method->ItemIndex==2)
{
double Fapx, delta, sandooba=0.5;
sand_k->Enabled=True;
sandooba=sand_k->Text.ToDouble();
if (distribution->ItemIndex==4)
delta = 0.0001 ;
else
delta = (Upper_x-Lower_x)/50. ;
for (int j=0; j<m; j++)
{
maxi=0;
for (int i=0; i<n; i++)

```

```

    {
f_aep[j][i]= apr_emp(xdist[j][i], n, i, Lower_x, Upper_x, sandooba, delta) ;
maxi = Max(maxi, fabs(fteor[j][i]-f_aep[j][i]) ) ;
    }
diff_gan[j]=maxi;
    }
        Memo1->Lines->Add(sashualo(diff_gan, m));
        Memo3->Lines->Add(sashkvad(diff_gan, m));
    }
Memo2->Lines->Add(FloatToStrF(sash_gadaxra, ffFixed, 5, 4));
Memo4->Lines->Add(FloatToStrF(sigma, ffFixed, 5, 4));
    }
void __fastcall TForm1::methodChange(TObject *Sender)
//სპრიორულ-ემპირიული ფუნქციის მეთოდის გააქტიურება
    {
if (method->ItemIndex==2)
sand_k->Enabled=True;
else
    sand_k->Enabled=False;
    }

//-----
    double * bubble(double * a , int m, int n)
    {
char is=1;
int i;
double c;
while(is)
    { is=0;
for (i=m+1; i<=n; i++)
if ( a[i] < a[i-1] )
        { c=a[i];
          a[i]=a[i-1];
          a[i-1]=c;
          is=1;
        }
    }
    return(a);
    }

//-----

void bubble(double a[][90] , int j, int m, int n)
    {
char is=1;
int i;
double c;
while(is)
    { is=0;
for (i=m+1; i<=n; i++)
if ( a[j][i] < a[j][i-1] )

```

```

    { c=a[j][i];
      a[j][i]=a[j][i-1];
      a[j][i-1]=c;
      is=1;
    }
  }
}

double f(double x)
{
return exp(-x*x/2);
}

double simpson( int n, double (*f)(double),double a, double b )
{ double h; int k; double s1=0, s2=0;
h=(b-a)/(2*n);
for (k=1; k<=n; k++)
  s1+=f(a+(2*k-1)*h) ;
  s1*=4;
for (k=1; k<n; k++)
  s2+=f(a+2*k*h);
  s2*=2;
return h/3 *( f(a) +f(b) + s1 +s2);
}

double sashualo( double *x, int n)
{
double y=0; int i=0;
for (i=0; i<n; i++)
y=y+x[i];
return y/n;
}

double sashkvad( double *x, int n)
{
double sash=0, y=0; int i=0;
sash=sashualo(x, n);
for (i=0; i<n; i++)
y=y+(x[i] - sash)*(x[i]-sash);
return sqrt(y/(n));
}

double ganuz_shemc(double x, int n, int i, double lo, double up)
{
return 1.0/( n+ 1) * ((x - Lower_x) / (Upper_x - Lower_x) + (i+1-0.5) );
}

double apr_emp(double x, int n, int i, double lo, double up, double sandooba,
double delta)
{
double Fapx = 1./(Upper_x-Lower_x) + delta;

return sandooba * Fapx *x + ((1-sandooba)/n) * (i+0.5);
}

```

```

void mpv(double xdist[][90], double F_mpv_xv[][90], int n, int j, double Lower_x,
double Upper_x, double D_opt)
{
double Diap=0, Ves=0, Mean=0, D_opti[90], Psi_x[90],
X_bord_Lower[180],X_bord_Upper[180], X_bord[180],
X_bord_non_equal[180], A_delta[180], F_dif[180], Delta_x[180];

Diap=Upper_x - Lower_x;
int Num_non_equal=0;
double* F_mpv = new double [180];
    for (int i=0; i<n; i++)
    {
if ((xdist[j][i]-D_opt/2.0)< Lower_x)
        D_opti[i]=xdist[j][i]-Lower_x+ D_opt/2.0;
    else
if ((xdist[j][i]+D_opt/2.0) > Upper_x)
        D_opti[i]=Upper_x - xdist[j][i] + D_opt/2.0;
    else
        D_opti[i]=D_opt;
        Psi_x[i]=1./D_opti[i];
    }
for (int i=0; i<n; i++)
    {
        X_bord[2*i]= xdist[j][i] - D_opt/2.;
        X_bord_Lower[i]= xdist[j][i] - D_opt/2.;
if (X_bord[2*i] <= Lower_x)
        {
            X_bord[2*i]= Lower_x;
            X_bord_Lower[i]= Lower_x;
        }
        X_bord[2*i+1]= xdist[j][i] + D_opt/2.;
        X_bord_Upper[i] = xdist[j][i] + D_opt/2.;
if (X_bord[2*i+1] >= Upper_x)
        {
            X_bord[2*i+1] = Upper_x;
            X_bord_Upper[i] = Upper_x;
        }
    }
    bubble(X_bord, 0,2*n-1); ////////////////
    X_bord_non_equal[Num_non_equal]=X_bord[0];
    for (int i=1; i<=2*(n-1)+1; i++)
    {
        if (X_bord_non_equal[Num_non_equal] != X_bord[i])
        {
            Num_non_equal=Num_non_equal+1;
            X_bord_non_equal[Num_non_equal] = X_bord[i];
        }
    }
    Num_non_equal=Num_non_equal+1;
}

```

```

for (int i=0; i<2*(n-1)+1; i++)
    {
        Mean = (X_bord[i]+X_bord[i+1])/2. ;
        Ves=1./Diap;//50;
        for (int q=0; q<n; q++)
    {
        if ((X_bord_Lower[q] < Mean) && (X_bord_Upper[q] > Mean))
            Ves=Ves+Psi_x[q];
        }
        A_delta[i]=Ves;

        for (int i=0; i<Num_non_equal; i++)
            {
                F_dif[i]=A_delta[i]/((n+1));/*Diap)/*50);
                Delta_x[i]=X_bord_non_equal[i+1]-X_bord_non_equal[i]/X_bord[i+1] -
X_bord[i];
            }
            F_mpv[0] = F_dif[0]*Delta_x[0];
            for (int i=1; i<2*n-1; i++) {
                F_mpv[i]=F_mpv[i-1]+F_dif[i]*Delta_x[i];
            }
    }
    for (int i=2*(n-1)+1; i>0; i--)
        F_mpv[i]=F_mpv[i-1];
    F_mpv[0]=0;
    if (X_bord_non_equal[Num_non_equal-1] == Upper_x )
        F_mpv[Num_non_equal-1] =1;
        for (int i=0; i<n; i++)
            { for (int k=0; k<Num_non_equal-1; k++)
                {
                    if (X_bord_non_equal[k]<=xdist[j][i] && X_bord_non_equal[k+1]>=xdist[j][i])
                        F_mpv_xv[j][i]=((F_mpv[k+1]-F_mpv[k]) * (xdist[j][i]-
X_bord_non_equal[k]))/(X_bord_non_equal[k+1] -
X_bord_non_equal[k])+F_mpv[k];
                    }
                }
            }
    }
}

```

ბ) მანქანური ექსპერიმენტის შედეგად მიღებული ცხრილები

ცხრილი 1. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება თანაბარი განაწილებისათვის

ანაკრებთა რიცხვი n	წვლილის ოპტიმალური სიგანე d_{opt}	წვლილის ოპტიმალური სიგანე ფარდობით ერთეულებში d_{opt}	$M[D_m]$	
			კლასიკური მეთოდი	მართკუთხა წლილთა
3	0.975	0.975	0.457	0.08
4	0.975	0.975	0.392	0.077
5	0.975	0.975	0.353	0.08
6	0.975	0.975	0.334	0.081
7	0.975	0.975	0.312	0.076
8	0.975	0.975	0.282	0.076
9	0.975	0.975	0.281	0.079
10	0.975	0.975	0.264	0.076
20	0.975	0.975	0.191	0.075
30	0.65	0.65	0.147	0.066
40	0.625	0.625	0.135	0.061
50	0.625	0.625	0.119	0.06
60	0.6	0.6	0.117	0.061
70	0.6	0.6	0.105	0.059
80	0.6	0.6	0.1	0.053
90	0.575	0.575	0.092	0.05

ცხრილი 2. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება ექსპონენციალური განაწილებისათვის

ანაკრებთა რიცხვი n	წვლილის ოპტიმალური სიგანე d_{opt}	წვლილის ოპტიმალური სიგანე ფარდობით ერთეულებში d_{opt}	$M[D_m]$	
			კლასიკური მეთოდი	მართკუთხა წლილთა
3	1.375	0.275	0.472	0.191
4	1.25	0.25	0.388	0.173
5	1.375	0.275	0.368	0.178
6	1.375	0.275	0.319	0.138
7	1.25	0.25	0.3	0.139
8	1.125	0.225	0.283	0.139
9	1	0.2	0.262	0.134
10	1	0.2	0.241	0.128
20	0.875	0.175	0.17	0.099
30	0.875	0.175	0.149	0.094
40	0.75	0.15	0.137	0.087
50	0.75	0.15	0.121	0.078
60	0.75	0.15	0.112	0.074
70	0.625	0.125	0.1	0.068
80	0.5	0.1	0.094	0.062
90	0.5	0.1	0.088	0.06

ცხრილი 3. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება რელეის განაწილებისათვის

ანაკრებთა რიცხვი n	წვლილის ოპტიმალური სიგანე $d_{\text{ობტ}}$	წვლილის ოპტიმალური სიგანე ფარდობით ერთეულებში $d_{\text{ობტ}}$	$M[D_m]$	
			კლასიკური მეთოდი	მართკუთხა წლილთა
3	2.3	0.575	0.448	0.158
4	2.2	0.55	0.414	0.161
5	1.9	0.475	0.349	0.142
6	1.8	0.45	0.309	0.124
7	1.7	0.425	0.278	0.116
8	1.7	0.425	0.279	0.121
9	1.6	0.4	0.259	0.113
10	1.4	0.35	0.244	0.104
20	1.4	0.35	0.167	0.073
30	1.4	0.35	0.155	0.076
40	1.3	0.325	0.131	0.068
50	1.2	0.3	0.116	0.06
60	1.1	0.275	0.111	0.059
70	1.1	0.275	0.102	0.056
80	0.9	0.225	0.091	0.052
90	0.9	0.225	0.085	0.051

ცხრილი 4. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება ნორმალური განაწილებისათვის

ანაკრებთა რიცხვი n	წვლილის ოპტიმალური სიგანე $d_{\text{ობტ}}$	წვლილის ოპტიმალური სიგანე ფარდობით ერთეულებში $d_{\text{ობტ}}$	$M[D_m]$	
			კლასიკური მეთოდი	მართკუთხა წლილთა
3	2.7	0.45	0.442	0.186
4	2.25	0.375	0.4	0.162
5	2.55	0.425	0.384	0.175
6	2.4	0.4	0.335	0.146
7	2.1	0.35	0.284	0.131
8	2.25	0.375	0.3	0.135
9	2.25	0.375	0.271	0.113
10	2.25	0.375	0.277	0.135
20	1.8	0.3	0.179	0.095
30	1.65	0.275	0.147	0.087
40	1.5	0.25	0.129	0.074
50	1.5	0.25	0.123	0.078
60	1.5	0.25	0.108	0.061
70	1.35	0.225	0.105	0.061
80	1.35	0.225	0.092	0.057
90	1.35	0.225	0.089	0.05

ცხრილი 5. მართკუთხა წვლილის ოპტიმალური სიგანის ანაკრებთა რიცხვზე დამოკიდებულება ლოგარითმულად ნორმალური განაწილებისათვის

ანაკრებთა რიცხვი n	წვლილის ოპტიმალური სიგანე $d_{\text{ოპტ}}$	წვლილის ოპტიმალური სიგანე ფარდობით ერთეულებში $d_{\text{ოპტ}}$	$M[D_m]$	
			კლასიკური მეთოდი	მართკუთხა წლილთა
3	1.5	0.0015	0.266	0.45
4	1	0.001	0.212	0.404
5	1	0.001	0.224	0.329
6	1	0.001	0.229	0.334
7	1	0.001	0.193	0.319
8	1	0.001	0.196	0.297
9	1	0.001	0.186	0.28
10	0.5	0.0005	0.179	0.239
20	0.5	0.0005	0.147	0.187
30	0.5	0.0005	0.119	0.151
40	0.5	0.0005	0.116	0.14
50	0.5	0.0005	0.103	0.123
60	0.5	0.0005	0.098	0.116
70	0.5	0.0005	0.09	0.1
80	0.5	0.0005	0.085	0.096
90	0.5	0.0005	0.084	0.086

გ) შემთხვევითი სიდიდის განაწილების ფუნქციის არაკლასიკური მეთოდებით ამგები გამოყენებითი პროგრამის ტექსტი

```
#include <vcl.h>
#pragma hdrstop
#include<math.h>
#include "lowfraphic.h"
#pragma package(smart_init)
#pragma link "PERFGRAP"
#pragma resource "*.dfm"
#include "aep.h"
#include "mpv.h"

float *bubble(float *, int , int ) ; //სორტირების ფუნქცია

float X_v[150],D_opti[150],X_bord_Lower[300],X_bord_Upper[300], Diap;
float Psi_x[150], A_delta[300], F_dif[300], Delta_x[300], Ves=0, Mean;
float D_opt, X_bord[300], F_mpv_xv[150];
int Num_non_equal=0;//D_opti[150];
double X_bord_non_equal[300], F_mpv[300];
float Lower_x=0, Fapx=0, Upper_x=0;
Tgraphic *graphic;
```

```

//მთავარი ფორმის ობიექტის კონსტრუქტორი
__fastcall Tgraphic::Tgraphic(TComponent* Owner)
    : TForm(Owner)
{
}
// მონაცემთა შეტანა

void __fastcall Tgraphic::Edit1KeyPress(TObject *Sender, char &Key)
{

if ((Key==VK_RETURN)&&(Edit1->Text !=EmptyStr))

    {
StrToFloat (Edit1->Text);
    data->Items->Add(Edit1->Text);
    Edit1->Clear();
    }
    {
    Edit1->SetFocus();
    }

if (!(Key>='0')&&(Key<='9')||(Key=='.')||(Key=='-')||(Key==8))
Key=27;
}
//-----

void __fastcall Tgraphic::delete1Click(TObject *Sender)
{
data->Items->Delete(data->ItemIndex);

}
//-----

void __fastcall Tgraphic::gamotvlaClick(TObject *Sender)

{
if (CheckBox2->Checked)
    {
int number=data->Items->Count;
for (int i=1; i<=number; i++)
    data->Items->Add(FloatToStr(StrToFloat(data->Items->Strings[i-1])*(-1)));
    }
int Min, i,j;

for (j = 0; j<= data->Items->Count-1; j++)
    {
    Min = j;
for (i = j; i<= data->Items->Count-1; i++)
if (StrToFloat(data->Items->Strings[Min]) < StrToFloat (data->Items-
>Strings[i]))

```

```

    Min = i;
    data->Items->Insert(0, data->Items->Strings[Min]);
    data->Items->Delete (Min+1);
}

float average=0, sigma=0;
i=0;
if (CheckBox1->Checked)
{
    Lower_x = StrToFloat(Edit2->Text);
    Upper_x = StrToFloat(Edit3->Text);
}
else
{
    while (i<data->Items->Count)
    {
        average+= StrToFloat(data->Items->Strings[i]);
        i++;
    }
    average/= data->Items->Count;

    i=0;
    while (i<data->Items->Count)
    {
        sigma+=(average-StrToFloat(data->Items->Strings[i]))*(average-StrToFloat(data->Items->Strings[i]));
        i++;
    }
    sigma=sqrt(sigma/data->Items->Count);
    Lower_x=average-3*sigma;
    Upper_x=average+3*sigma;
    Edit2->Text=Lower_x;
    Edit3->Text=Upper_x;
}
switch (metod->ItemIndex)
{ case 2:

for (i=1; i<=data->Items->Count; i++)
{
    datay->Items->Add(FloatToStr((1.0/(data->Items->Count + 1) ) *
    ((StrToFloat(data->Items->Strings[i-1]) - Lower_x) / (Upper_x - Lower_x) + (i-0.5)
    )));
}
break;
case 1:
    Diap=Upper_x - Lower_x;
    D_opt=StrToFloat(mart_cvl->Edit1->Text);
    for (int i=0; i<data->Items->Count; i++)
    {
        X_v[i]= StrToFloat(data->Items->Strings[i]);
    }
}

```

```

}
  for (i=0; i<=(data->Items->Count)-1; i++)
  {
if ((X_v[i]-D_opt/2.0)< Lower_x)
    D_opti[i]=X_v[i]-Lower_x+ D_opt/2.0;
  else
if ((X_v[i]+D_opt/2.0) > Upper_x)
    D_opti[i]=Upper_x - X_v[i] + D_opt/2.0;
  else
    D_opti[i]=D_opt;
    Psi_x[i]=/*1000*50*/1./D_opti[i];
  }
for (i=0; i<=(data->Items->Count-1); i++)
  {
    X_bord[2*i]= X_v[i] - D_opt/2.;
    X_bord_Lower[i]= X_v[i] - D_opt/2.;
if (X_bord[2*i] <= Lower_x)
    {
      X_bord[2*i]= Lower_x;
      X_bord_Lower[i]= Lower_x;
    }
    X_bord[2*i+1]= X_v[i] + D_opt/2.;
    X_bord_Upper[i] = X_v[i] + D_opt/2.;
if (X_bord[2*i+1] >= Upper_x)
    {
      X_bord[2*i+1] = Upper_x;
      X_bord_Upper[i] = Upper_x;
    }
  }
  bubble(X_bord, 0,2*(data->Items->Count-1));
  X_bord_non_equal[Num_non_equal]=X_bord[0];
for (i=1; i<=2*(data->Items->Count-1)+1; i++)
  {
    if (X_bord_non_equal[Num_non_equal] != X_bord[i])
    {
      Num_non_equal=Num_non_equal+1;
      X_bord_non_equal[Num_non_equal] = X_bord[i];
    }
  }
  Num_non_equal=Num_non_equal+1;
for (i=0; i<2*(data->Items->Count-1)+1; i++)
  {
    Mean = (X_bord[i]+X_bord[i+1])/2. ;
    Ves=1./Diap;//50;
for (int j=0; j<data->Items->Count; j++)
  {
if ((X_bord_Lower[j] < Mean) && (X_bord_Upper[j] > Mean))
    Ves=Ves+Psi_x[j];
  }
    A_delta[i]=Ves;
  }

```

```

    }
    for (i=0; i<Num_non_equal; /*=2*(data->Items->Count-1)+1; */ i++)
    {
        F_dif[i]=A_delta[i]/((data->Items->Count+1)); /*Diap); /*50);
        Delta_x[i]=X_bord_non_equal[i+1]-X_bord_non_equal[i]; /*X_bord[i+1] -
X_bord[i];
    }
    F_mpv[0] = F_dif[0]*Delta_x[0];
    for (i=1; i<2*(data->Items->Count-1)+1; i++)
    {

        F_mpv[i]=F_mpv[i-1]+F_dif[i]*Delta_x[i];
    }
    for (i=2*(data->Items->Count-1)+1; i>0; i--)

    F_mpv[i]=F_mpv[i-1];
    F_mpv[0]=0;
    if (X_bord_non_equal[Num_non_equal-1] == Upper_x )
        F_mpv[Num_non_equal-1] =1;
    for (i=0; i<Num_non_equal; /*i<=2*data->Items->Count-1; */ i++)
        dop->Items->Add(FloatToStr(F_mpv[i]));
    for (i=0; i<Num_non_equal; i++)
tmp->Items->Add(FloatToStr(X_bord_non_equal[i]));
    for (i=0; i<data->Items->Count; i++)
    { for (int j=0; j<Num_non_equal-1; j++)
    {
        if (X_bord_non_equal[j]<=X_v[i] && X_bord_non_equal[j+1]>=X_v[i])
            F_mpv_xv[i]=((F_mpv[j+1]-F_mpv[j]) * (X_v[i]-
X_bord_non_equal[j]))/(X_bord_non_equal[j+1]- X_bord_non_equal[j])+F_mpv[j];
        }
    }
    for (i=0; i<data->Items->Count; i++)

    datay->Items->Add(FloatToStr(F_mpv_xv[i]));
    break;

case 0:
    Fapx = 1./(Upper_x-Lower_x+StrToFloat(apr_emp->Edit2->Text));
    for (i=1; i<=data->Items->Count; i++)

    {
    datay->Items->Add(FloatToStr(StrToFloat(apr_emp->Edit1-
>Text)*Fapx*(StrToFloat(data->Items->Strings[i-1])-(Lower_x-
StrToFloat(apr_emp->Edit1->Text)/2))+(i-0.5)*(1-StrToFloat(apr_emp->Edit1-
>Text)/data->Items->Count));
    }
    break;
    }
    }

```

```

void __fastcall Tgraphic::gasuptavebaClick(TObject *Sender)
{
data->Clear();
datay->Clear();
Series1->Clear();
dop->Clear();
tmp->Clear();
Num_non_equal=0;
for (int i=0; i<data->Items->Count; i++)
{
X_v[i]=0;
F_mpv[i]=0;
F_mpv_xv[i]=0;
X_bord_non_equal[i]=0 ;
X_bord[i]=0;
}
metod->ItemIndex=1;
CheckBox1->Checked=true;
}
//-----
void __fastcall Tgraphic::graphikClick(TObject *Sender)
{
int i=0;
Chart1->Title->Visible=true;
Chart1->BottomAxis->Axis->Width=4;
Chart1->BottomAxis->Axis->Color=clBlack;
Chart1->LeftAxis->Axis->Width=4;
Series1->ClickableLine=true;
Series1->CalcVisiblePoints=true;
Series2->AddXY(0,0,1,clBlack);
Series2->AddXY(0,1,1,clBlack);
if (metod->ItemIndex==0)
Series1->AddXY(Lower_x-(StrToFloat(apr_emp->Edit2->Text)/2),0,1,clGreen);
if (metod->ItemIndex==1)
{
for (i=0; i<Num_non_equal; i++)
Series1->AddXY(X_bord_non_equal[i],F_mpv[i], 1, clGreen);
for (i=0; i<data->Items->Count; i++)
Series1->AddXY(X_v[i],F_mpv_xv[i], 1, clGreen);
}
else
Series1->AddXY(Lower_x,0,1,clGreen);
while (i<data->Items->Count)
{
Series1->AddXY(StrToFloat(data->Items->Strings[i])+StrToFloat(apr_emp-
>Edit2->Text)/2,StrToFloat(datay->Items->Strings[i])+(1-StrToFloat(apr_emp-
>Edit1->Text))/(2*data->Items->Count),1,clGreen);
i=i++;
}
if (metod->ItemIndex == 0)

```

```

Series1->AddXY(Upper_x+(StrToFloat(apr_emp->Edit2->Text))/2,1,1,clGreen);
else
Series1->AddXY(Upper_x,1,1,clGreen);

}
//-----
void __fastcall Tgraphic::metodChange(TObject *Sender)
{
switch (metod->ItemIndex)
{case 0:
apr_emp->Show();
break;
case 1:
mart_cv1->Show();
mart_cv1->Edit2->Text=IntToStr(data->Items->Count);
break;
default : 2;
}
}
//-----

float * bubble(float * a , int m, int n)
{
char is=1;
int i;
float c;
while(is)
{ is=0;
for (i=m+1; i<=n; i++)
if ( a[i] < a[i-1] )
{ c=a[i];
a[i]=a[i-1];
a[i-1]=c;
is=1;
}
}
return(a);
}

void __fastcall Tgraphic::FormCreate(TObject *Sender)
{
metod->ItemIndex=1;
CheckBox1->Checked=true;
}
//-----

void __fastcall Tgraphic::printClick(TObject *Sender)
{
PrintDialog1->Execute();
}

```