ნანული მიქიაშვილი

მრავალარხიანი მომსახურე სისტემების საიმედოობის და ეფექტურობის პროგნოზირების ადაპტური მოდელები

წარმოდგენილია დოქტორის აკადემიური ხარისხის მოსაპოვებლად

საქართველოს ტექნიკური უნივერსიტეტი
თბილისი, 0175, საქართველო
წელი

საქართველოს ტექნიკური უნივერსიტეტი

ინფორმატიკისა და მართვის სისტემების ფაკულტეტი

ჩვენ, ქვემორე ხელისმომწერნი ვადასტურებთ, რომ გავეცანით მიქიაშვილი ნანულის მიერ შესრულებულ სადისერტაციო ნაშრომს დასახელებით: «მრავალარხიანი მომსახურე სისტემების საიმედოობის და ეფექტურობის პროგნოზირების ადაპტური მოდელები» და ვაძლევთ რეკომენდაციას საქარველოს ტექნიკური უნივერსიტეტის ინფორმატიკისა და მართვის სისტემების ფაკულტეტის სადისერტაციო საბჭოში მის განხილვას დოქტორის აკადემიური ხარისხის მოსაპოვებლად.

თარიღი

ხელმძღვანელი: სრული პროფესორი ილია მიქაძე

რეცენზენტი: __________

რეცენზენტი: __________

საქართველოს ტექნიკური უნივერსიტეტი

წელი 2008

ავტორი: მიქიაშვილი ნანული

დასახელება: მრავალარხიანი მომსახურე სისტემების საიმედოობის და ეფექტურობის პროგნოზირების ადაპტური მოდელები

ფაკულტეტი : ინფორმატიკისა და მართვის სისტემების ფაკულტეტი

ხარისხი: დოქტორის აკადემიური ხარისხის მოსაპოვებლად

სხდომა ჩატარდა: თარიღი

ავტორის ხელმოწერა

რ ე ზ ი უ მ ე

არსებული მასალების ანალიზის საფუძველზე დადგენილია, რომ ტექნიკურ სისტემათა ფუნქციონირება, როგორც წესი მიმდინარეობს მათზე დესტაბლიზაციის გამომწვევი ფაქტორების უწყვეტი ზემოქმედების პირობებში, რომლის შედეგადაც ადგილი აქვს გამოყენებული ნაკეთობათა მდგრად და თვითლიკვიდირებად მტყუნებებს. ამ ფაქტორების სისტემური ანალიზი, სახელდობრ საიმედოობის და ხანგამძლეობის უზრუნველყოფის და შეფასების მეთოდების დამუშავება, წარმოადგენს თანამედროვე მეცნიერული კვლევების წამყვან მიმართულებას. ამ მიმართულებით პირველ თავში მიღებულია შემდეგი ძირითადი დასკვნები:

სტრუქტურული და დროითი დარეზერვება წარმოადგენს საიმედოობის ამაღლების ყველაზე ეფექტურ მეთოდს;

ჩატარებულია ტექნიკური სისტემების და მანქანა-დანადგართა მტყუნებების კლასიფიკაცია და დასაბუთებულია ალბათობათა განაწილების ზოგიერთი კანონების გამოყენების მიზანშეწონილება, როცა ადგილი აქვს სხვადასხვა სახის მტყუნებებს;

ნაჩვენებია მაჩვენებლიანი ნარევით განაწილების ნებისმიერი ფუნქციების აპროქსიმაციის მიახლოების მაღალი ეფექტიანობა.

მეორე თავში განხილულია, რომ ტექნიკურ მოწყობილობებში უცაბედი, მყისიერი მტყუნებების მიმართ, საერთო ჩანაცვლებით და აღდგენითმა მუდმივმა რეზერვირებამ დიდი გამოყენება და გავრცელება მოიპოვა რეზერვირების ამ მეთოდის უპირატესობა ძალიან ფართოდ გამოიყენება კომპლექსურად საზომი მოწყობილობების დროს მიმღების ანალოგიურ გამოსასვლელებზე, ასევე ეფექტურად გამოიყენება ავტომატიკის ლოკალურ რთულ ქვეისტემებში.

ჭარბი ინფორმაციის გადამამუშავებელი მოწყობილობების ქვესისტემებში ძალიან ხშირად გამოყენებულია აპარატურული საშუალებები აღდგენის ფუნქციის სარეალიზაციოდ, როცა ჭარბი ინფორმაციის ალგორითმის დამუშავება დაიყვანება სხვადასხვა სახის საზომი მოწყობილობების სიგნალებს შორის ლოგიკურ ოპერაციებამდე.

გამოკვლეულია საიმედოობის მოდელი პარალელური რეზერვული სისტემის ჩანაცვლებით და არა აღდგენა არსებითი შეზღუდვებით, მტყუნების და აღდგენის განაწილების კანონების ნაირსახეობით.

ამ თავში განხილულია ტექნიკური სისტემების საიმედოობის გაანგარიშების ანალიზური მეთოდები მტყუნებათა სახეების მიხედვით საწყისი შემთხვევითი პროცესების უმნიშვნელო შეზღუდვების პირობებში, ამიტომ ამ თავში მიღებულ შედეგებს აქვთ განზოგადებული ხასიათი და ისინი გამოსადეგია ტექნიკის სხვა დარგებშიც, კერძოდ განხილულია და გაანალიზებულია საიმედოობის სხვადასხვა მათემატიკური მოდელები, რომელთა ანალიზის საფუძველზე:

განსაზღვრულია ტექნიკურ სისტემათა საიმედოობა, მუდმივად ჩართული რეზერვით (ჭარბი რაოდენობის სექციით). ლიტერატურაში არსებული საიმედოობის გათვლის მეთოდებთან შედარებით, აქ გათვალისწინებულია გარკვეული რაოდენობის სექციის დაზიანების შემთხვევაში მოცდენის შემთხვევითი დრო, რომელიც განაწილებულია ნებისმიერი კანონით და რომელიც იხარჯება ქმედითუნარიანობის აღდგენაზე, როცა მტყუნებათა ინტენსივობის აქტიური და პასიური სექციები ერთმანეთისაგან განსხვავდებიან. განსაზღვრულია მზადყოფნის ფუნქცია და კოეფიციენტი, ასევე უმტყუნო მუშაობის

საშუალო დრო.

შემოთავაზებულია საიმედოობის მაჩვენებლების განსაზღვრის ორი ორიგინალური მეთოდი, როცა ადგილი აქვს მაჩვენებლიანი კანონით განაწილებული ორი სახის მტყუნებას: აღმოჩენადს აღძვრის მომენტში – უეცარ მტყუნებას და თანდათანობითს – აღმოჩენადს მხოლოდ პერიოდული კონტროლით. განსაზღვრულია პერიოდული კონტროლის პერიოდულობის საუკეთესო მნიშვნელობა. საკონტროლო მოწყობილობის სახის და საიმედოობის გათვალისწინებით. მიღებულია, რომ აღდგენის, პერიოდული კონტროლის და კონტროლის პერიოდულობის დრო, შემთხვევითი სიდიდეა – განაწილებული ნებისმიერი კანონით.

განსაზღვრულია სხვადასხვა ტექნიკური სისტემები, საიმედოობის მაჩვენებლები, როცა შესაძლებელია მტყუნებათა ნაკადი აღიწეროს მიმდევრობით – პარალელური ფიქტიური ეტაპებით (ე.წ. ერლანგის ნარევით). მტყუნებათა ნაკადის ასეთნაირად აღწერა იძლევა იმის გარანტიას, რომ უზრუნველყოფილი იქნება საიმედოობის მაჩვენებლების პროგნოზირების მაღალი სიზუსტე.

განსაზღვრულია მუდმივად ჩართული დუბლირებული სისტემის საიმედოობის მაჩვენებლები რეზერვის გადართვის დროის გათვალისწინებით, როცა აღდგენისა და რეზერვის გადართვის დრო განაწილებულია ნებისმიერი კანონით. მოდელის ეს ტიპი შესწავლილია აღდგენის თეორიის გამოყენებით.

მესამე თავში განხილულია ტექნიკური მომსახურების რაციონალური სტრატეგიის შერჩევის საკითხები, რაც საშუალებას იძლევა საუკეთესო შედეგებს მივაღწიოთ დამატებითი ძალებისა და საშუალებების მოზიდვის გარეშე.

ასევე ტექნიკური სისტემის დროის მიხედვით ევოლუციის აღმწერ მათემატიკურ მოდელებად გამოიყენება შემთხვევითი პროცესები, რომელიც ერთ-ერთ შემდეგ კლასს განეკუთვნებიან: რეგენირებადს, ნახევარ მარკოვის შემთხვევით პროცესებს.

ნაშრომში განხილულია ტექნიკური მომსახურების ამოცანებში განსაზღვრული, მომსახურე სისტემის (შემსრულებელი ორგანოს) ხანგრძლივი ექსპლუატაციის პირობებში მისი ფუნქციონირებას ხარისხის შემდეგი მაჩვენებლები: მზადყოფნის კოეფიციენტი, გეგმიური სამუშაო დავალების შესრულების ალბათური მახასიათებელი (ოპერატიული მზადყოფნის კოეფიციენტი), სისტემის ქმედითუნარიანობის კონტროლის და პროფილაქტიკური სამუშაოების ჩატარების ოპტიმალური წესები, კალენდარული დროის განმავლობაში ტექნიკური სისტემის ფუნქციონირების ოპტიმალური გამოყენების კრიტერიუმი.

ასევე განხილულია კომუნიკაციური ტექნოლოგიების შერჩევის ძირითადი პრობლემები მაღალი მწარმოებლურობის მქონე კლასტერის განვითარების პროცესში. აღწერილია ახალი საკომუნიკაციო ტექნოლოგიების და ქსელის დატვირთვის ოპტიმალური განაწილების გამოყენებით კომპიუტერის კლასტერის მწარმოებლურობის გაზრდის გზები.

სადისერტაციო ნაშრომში წამოყენებული და ჩატარებული კვლევის საფუძველზე არსებული მასალის მიმოხილვითა და ანალიზით შეიძლება დავასკვნათ, რომ საიმედოობის ამაღლების ყველაზე ეფექტურ მეთოდად ჩაითვლება სტრუქტურული და დროითი რეზერვირება.

ტექნიკური სისტემების მტყუნებების ასეთი აღწერა, საშუალებას

გვაძლევს უმტყუნო მუშაობის განაწილების მაჩვენებლებიანი გამოყენება. ეს უკანასკნელი, მათში შემავალი პარამეტრების სათანადოდ შერჩევით უზრუნველყოფს რეალურთან მიახლოების ნებისმიერ სიზუსტეს.

ABSTRACT

In the first chapter is discussed functioning of technical systems that passes under the condition of interrupted influence of destabilization causing factors, and as a result steady and self-elimination failures of used devices take place. Systematic analysis of these factors, particularly elaboration of methods of reliability and duration security and evaluation methods presents the leading direction of modern scientific researches. In this direction structural and temporary reservation is the most effective method of increasing reliability. Classification of technical systems' failures is carried out and expediency of using of some rules of probabilities distribution is proved in the case of various types of failure. High efficiency of approximation of any distributive function with exponential mixture is shown.

In the second chapter in automatic computer control technical devices in case of random failure the common constant reservation with substitution and rehabilitation is widely spread. The advantage of reservation method is more completely shown when measuring devices are supplied with analogue output. They are effectively applied in local subsystems of complex automatic systems.

In such subsystems as the redundant information processing unit some devices are often used for realizing the function of rehabilitation. Significant increase of reliability is achieved in case when in the algorithm of redundant information processing, signal comparison logical operation of different measuring units is introduces. I in the paper.

A model of reliability for parallel – reserved systems with the substitution and rehabilitation without significant limitations in the modes of failure and rehabilitation distribution rules is investigates.

Second chapter discusses Indices of technical systems, coefficients of readiness, optimal rules of system capability control and implementation of preventive works, criteria of optimal use of technical system's functioning in calendar time.

Modern engineering methods of technical system's creation and exploitation mean the active use of quantitative methods of analysis and synthesis at the every stage of their existence. Only such approach gives us possibility to create high effective technical system. The same once concern the problem of securing the reliability. The production is characterized by discrete-uninterrupted processes, which belong to the less learned technical system's class.

Unity of these confirmed and raised in this dissertation presents the generalization and solution of scientifically important actual problems, which has theoretical and applied significance. In particular general methodology of calculating reliability of devices, organization technical methods of increasing of reliability, methods of prognosis and estimation of reliability, various classes of generalized mathematical methods of reliability are elaborated as a result of approach of reliability research.

On the base of review and analysis of exiting materials structural and temporal reservation must be considered as a most effective method of increasing of reliability. This provides any necessary accuracy of approach with real one by the proper selection of incoming parameters. For the first time the main indices of technical system's reliability was determined, which are characterized by two types of failure: sudden (catastrophic) and consecutive. Original methods of reliability indices' determination are elaborated in this order, and on the base of its use it is possible to choose the best way of controlling of system's capability and its parameters. Obtained results provide: to establish evidently the demands to the main indices of reliability determination and to evaluate them in accordance with the use of technical devices and given regimes; to choose the best temporal diagram of use, to choose the relationship of reliability indices of device with the main characteristics, such is output.

Analytical methods of calculating of technical system reliability. Results received by analytical methods of calculating of technician's systems' reliability with the

consideration of type of failure have generalized character and in the condition of insignificant limitation of initial accidental processes they are suitable for other branches of technique. In particular, various mathematical models of reliability are considered and analyzed, and on the basis of these models' analysis reliability of tech9ncal with permanently switching reserve (redundant quantity of section) is determined by comparison of calculating methods of existing reliability known from literature.

The work deals with the problem of periodical and uninterruptedly controlled technical systems.

The original method of calculation of ready coefficient, with the consideration of reliability of control systems has been discussed. The expression of economic effects of the given system is also defined.

In the third chapter considers accidental time of stoppage in the case of damage of definite quantity of section is implied, which is distributed by any rules and which is used for rehabilitation of capability, when active and passive sections of failure intensity differ from each other. Readiness function and coefficient are determined, as well as average time of working without failure. Two original methods of determination of reliability indices are offered, when two type of failure distributed by expenditure rule takes a place: instantaneous failure, when is detected in moment of its beginning and consecutive, which is detected only by periodical control. The best value of periodicity of recurrent control is determined by control devices and with the consideration of reliability. It is accepted that recurrent control of rehabilitation and tome of periodicity of control are accidental value, which are distributed by any rule. Indices of various technical systems' reliability are determined when it is possible to describe the failure flow by consecutive-parallel fictitious stages (so called Erlange mixture). Such description of failure flow gives us a guarantee that high accuracy of reliability indices' prognosis will be secured. Indices of constantly switched duplicate systems' reliability are determined. Time of switch of reserve is distributed by any rule. This type of model is studied by use of rehabilitation theory. All adoptive models examined in this dissertation are characterized by insignificant limitation concerning distributive function of random processes and that is the guarantee of identity of unity of offered mathematical models of reliability with its original. That's why the boundaries of using of results obtained in dissertation are wide enough.

Original methods of readiness coefficients calculation of periodically and continuously controlled technical systems are given in this work with the consideration of reliability of operative control systems, also determined expression of considered system's economic effect is defined.

All adoptive models of reliability considered in this work are characterized by insignificant limitation concerning distributive function of initial accidental processes and that is the guarantee of identity of unity of offered mathematical models of reliability with its original. That's why the boundaries of using of results obtained in dissertation are wide enough.

Reservation with general substitution concerning instantaneous, sudden failure if technical systems and rehabilitation constantly reservation is widely spread. Advantage of this method of reservation is widely used in the case of complex measuring devices at the analogues exit of receiver, also is effectively applied in local subsystem of automatic devices. Operative facilities functions are often used of realization of rehabilitation in the subsystems of excessive information treatment's devices. Increase of reliability is achieved when the treatment of redundant information algorithm is coming to local operation between signals of various measuring devices. A model of reliability with substitution of parallel-reserved systems and without significant limitation in the various modes of distribution rules of failure and rehabilitation is investigated.

There are considered the basic problems of selection of communication technologies at development of the High Performance Cluster. The ways of increasing the performance of the computer cluster by using new communication technologies and optimum distribution of the network load are described.
The results received in the dissertation work enable us to ascertain the demands for basic, defining indicators of reliability and evaluate them in accordance with the usage of technical equipments and the given technical regime.
To choose carefully the connection of time diagram and reliability indicators of the technical equipment with the basic characteristic, such as productivity.
All the adaptive models of reliability discussed in the dissertation work are characterized by some title restrictions towards the distribution function of initial process, which guarantees the adequacy of the unity of proposed mathematical models to the original. That's why the bounds of the usage of the dissertation results are quite wide. Given results have the practical usage they are mainly good and effective.

მადლობის გვერდი

ჩემს სადისერტაციო ნაშრომზე გაწეული დახმარებისათვის მადლობას გამოვხატავ ჩემი ხელმძღვანელის, პროფესორ ილია მიქაძის მიმართ, კონსულტაციებისთვის პროფ. კონსტანტინე კამკამიძეს, პროფ. ზურა წვერაიძეს, პროფ. ზურა გასიტაშვილს. ივანე ჯავახიშვილის სახ. უნივერსიტეტის თანამშრომელს ბიჭიკო ცინცაძეს, რომელთანაც ჩავატარე რამოდენიმე სემინარი ჩემი თემის ირგვლივ. პროფკავშირების თავმჯდომარეს ვანო თვალავაძეს, ლილი იოსელიანს, პროფ. ვალიდა სესაძეს, პროფ. თენგიზ მაჭარაძეს, პროფ. გია სურგულაძეს და პროფ. ლია პეტრიაშვილს

მიძღვნის გვერდი

ჩემს სადისერტაციო ნაშრომს ვუძღვნი ჩემს სამაგალითო, ძვირფას ადამიანებს:

ბებიებს – ქეთევანს და ელისაბედს,

ბაბუებს – ნესტორს და ალექსის,

მამას – ბენედიქტე ნესტორის-ძე მიქიაშვილს,

დედას – თამარ ალექსის-ასულ ბერიშვილს, მამიდა რაისას, დეიდებს სოფიოს და ზინოფიას, ბიძებს: სერგოს, მოსეს და კონსტანტინეს. ჩემს პედაგონებს დაწყებულს საბავშვო ბაღის მზია მასწავლებლიდან დღემდე ვინც მასწავლიდა. ბიბლიოთეკის თანამშრომლებს, ჩემს დას მაიას, დისშვილებს თამარს და დავითს, კომპიუტერზე მუშაობისთვის დისშვილიშვილებს ირაკლის და ალექსანდრეს, აგრეთვე ჩინებულ ადამიანს, ჯუმბერ ლეჟავას

სარჩევი

შესავალი

დისერტაციის თემის აქტუალობა. სახალხო მეურნეობის ეფექტურობის გაზრდის და გამოშვებული პროდუქციის ხარისხის გაუმჯობესების პრობლემა სახელმწიფო მნიშვნელობის ამოცანაა. ეს აიხსნება, პირველ რიგში იმით, რომ მიმდინარე სამეცნიერო-ტექნიკური ევოლუცია ხასიათდება რთული მაღალი მწარმოებლურობის მართვის სისტემების სულ უფრო ფართო გამოყენებით მრეწველობის ყველა სფეროში, რომელთა ფუნქციონირების ეფექტიანობა ფასდება საიმედოობისა და მწარმოებლურობის მაჩვენებლებით.

მიუხედავად სახალხო მეურნეობაში გამოყენებული ტექნიკის ნაირსახეობისა და მათი მუშაობის სხვადასხვაგვარი პირობებისა, საიმედოობის მაჩვენებელთა ფორმირება ხდება საერთო კანონით, რომელიც ემორჩილება მტყუნებათა აღძვრის ერთიან ლოგიკას. ამ კავშირების აღმოჩენა არის ძირითადი პირობა ტექნიკურ სისტემათა საიმედოობის საუკეთესო შეფასებისათვის, წარმოების რაციონალური სისტემების შექმნისა და გამოცდისათვის. საიმედოობის დარგში შესრულებული და გამოქვეყნებული უამრავი ლიტერატურის ანალიზმა გვაჩვენა, რომ საიმედოობა თავისთავში მოიცავს სინთეზს ყოველივე იმისა, რაც ხელს უწყობს ნაკეთობათა და მის ელემენტთა ქმედითუნარიანობის ამაღლებას. ის წარმოადგენს ტექნიკურ სისტემათა პროექტირების, ტექნოლოგიურობის და ექსპლუატაციის დარგში არსებული მიღწევების სარკეს. საიმედოობა ეს არის ნაკეთობათა ხარისხის და უსაფრთხოების ერთ-ერთი ძირითადი მაჩვენებლთაგანი, რომელიც გამოვლინდება დროთა განმავლობაში და მიუთითებს ექსპლუატაციის პროცესში, ტექნიკურ სისტემებში მიმდინარე ცვლილებებზე. ამიტომ ექსპლუატაციის მოცემულ პირობებში ტექნიკურ სისტემათა მოსალოდნელი ყოფაქცევის პროგნოზირება წარმოადგენს ძირითადს, რომელიც განსაზღვრავს გამოშვებული პროდუქციის ხარისხს და უსაფრთხოებას.

წარმოების და მართვის თანამედროვე საიმედო ტექნიკური საშუალებების დაპროექტება დაკავშირებულია სხვადასხვა კომპლექსური ღონისძიებების შესრულებასთან. ცნობილია, აგრეთვე,

რომ სისტემებისა და მოწყობილობების დახვეწა, რაც დაკავშირებულია არასაკმარის საიმედოობასთან, უაღრესად ძვირადღირებულია.

აღნიშნული გარემოება განაპირობებს მოთხოვნათა ამაღლებას საპროგნოზო შეფასების მიმართ დაპროექტების ეტაპებზე, რაც თავის მხრივ, განსაზღვრავს მოთხოვნებს გაანგარიშების მეთოდების შერჩევისა და შემუშავების მიმართ.

თანამედროვე ტექნიკური სისტემების წარმოებათა საიმედოობისა და ეფექტიანობის უზრუნველყოფის სფეროში ნაშრომების ანალიზი იძლევა საშუალებას ჩამოვაყალიბოთ შემდგომი კვლევების ერთ-ერთი მნიშვნელოვანი დარგის ტექნიკური სისტემების საიმედოობის მაჩვენებლების შეფასების უფრო დახვეწილი მეთოდების შექმნა.

რთული სისტემების საიმედოობის გაანგარიშებისათვის გამოიყენება სხვადასხვა მეთოდები (ანალიზური, სტატისტიკური, მოდელირების და სხვ.), რომელთაგან თითოეული მისადაგებულია საიმედოობის გაანგარიშებისათვის, გარკვეული დაშვებისა და შეზღუდვების პირობებში, ნაკეთობის სპეციფიკის გათვალისწინებით.

საიმედოობის შეფასების მეთოდებისა და საწყისი დაშვებების მართებული არჩევა იძლევა საშუალებას ამაღლდეს საიმედოობისა და მწარმოებლობის პროგნოზირების უტყუარობა.

საიმედოობის შესაფასებლად სტატისტიკური მოდელები გვაძლევს საშუალებას უფრო მოქნილად, მეტი სიზუსტით ვიდრე ანალიტიკური მეთოდები, ავსახოთ შესაფასებელი ნაკეთობის სტრუქტურის თავისებურებანი და ფუნქციონირების ალგორითმები. იმიტაციური მოდელირების დროს კვლევა ტარდება რეალური ობიექტის პროგრამული ასლის დახმარებით, რაც უეჭველად მის დიდ ღირსებას წარმოადგენს.

მაგრამ, პროგრამული მოდელირების გზით მიღებულ შედეგებს ყოველთვის აქვს კერძო ხასიათი და ისინი თვალსაჩინოებას მოკლებულია.

ანალიზური მოდელირება, რომელსაც მიეკუთვნება დისერტაციაში წარმოდგენილი შედეგები, მეთოდურად ყველაზე რთულია. ანალიზური მოდელის და მისი ორიგინალის ადექვატურობა ყოველთვის ეჭვს იწვევს. მიუხედავად ამისა, იმ შემთხვევებში, როდესაც ანალიზური

მოდელის ორიგინალთან მიახლოება მისაღებია, ანალიზის შედეგები აღწევენ ისეთ იშვიათ სიღრმეს და სისრულეს, რომელიც სხვა მეთოდების გამოყენებით მიიღწევა მხოლოდ ექპერიმენტთა დიდი მოცულობის და დიდი დანახარჯების შედეგად.

ამ ნაშრომში წარმოდგენილი მეთოდების გამოყენებით შეიძლება გავითვალისწინოთ ზემომქმედი ფაქტორების დიდი რაოდენობა და საწყისი მონაცემის არაექსპონენციალობა, ამიტომ ისინი უზრუნველყოფენ საიმედოობის მაჩვენებლის პროგნოზირების საკმარისს სიზუსტეს.

ზემოთაღნიშნულის გათვალისწინებით დისერტაციის თემა აქტუალურია.

კვლევის მიზანი. სადისერტაციო ნაშრომის ძირითად მიზანს წარმოადგენს პრინციპულად ახალი მიდგომის საფუძველზე ტექნიკური სისტემების საიმედოობის ანალიზისა და ამაღლების მეთოდების შექმნა – სახელდობრ, იმ მაჩვენებლების საუკეთესოდ შეფასების, რომლებიც უშუალოდ განაპირობებენ ტექნიკურ სისტემათა ეკონომიურ ეფექტიანობას.

აღნიშნული მიზნიდან გამომდინარე ნაშრომის ძირითადი ამოცანებია:

- ორიგინალთან საუკეთესოდ მიახლოებული მათემატიკური მოდელების შექმნა;
- ფუნქციონირების ხარისხის მაჩვენებლების შერჩევა, დასაბუთება და ანალიზი საკონტროლო სისტემის სახისა და საიმედოობის გათვალისწინებით;
- ტექნიკური სისტემების რაციონალური მწარმოებლობის უზრუნველყოფა მტყუნებათა შედეგების ლიკვიდაციაზე დახარჯული დროის შემცირების ხარჯზე;
- ექსპლუატაციის პროცესში ტექნიკური სისტემების საიმედოობის ამაღლების ორაგნიზაციულ-ტექნიკური ხასიათის მოდელების და მეთოდების შექმნა.

კვლევის ობიექტი. ტექნიკური სისტემები.

სამეცნიერო სიახლე. სადისერტაციო ნაშრომის ყველა ძირითადი შედეგი წარმოადგენს სამეცნიერო სიახლეს. კერძოდ, დამუშავებულია

საიმედოობის თვალსაზრისით მაღალმწარმოებლური და მტყუნებამდგრადი ტექნიკური სისტემების შექმნის საკითხები. მიღებულია განზოგადოებული გამოსახულებები იმის ალბათობისა, რომ მოცემული მოცულობის სამუშაო შესრულებული იქნება დაგეგმილ დროში მისი საიმედოობის გათვალისწინებით. შემოთავაზებული ტექნიკური სისტემების გამოყენების საუკეთესო დროითი დიაგრამა. ასევე ტექნიკური სისტემების და საკონტროლო სისტემის მახასიათებლები დაკავშირებულია მწარმოებლობის კოეფიციენტთან და ეკონომიურ ეფექტიანობასთან.

კვლევის მეთოდები. ნაშრომში გამოყენებულია: საიმედოობის, შემთხვევით პროცესების, ოპერაციული აღრიცხვის, დიფერენციალურ და ინტეგრალურ განტოლებათა თეორიის მეთოდები.

პრაქტიკული ღირებულება. სადისერტაციო ნაშრომის პრაქტიკული ღირებულება მდგომარეობს კვლევის შედეგად მიღებული ფორმულების და ალგორითმების ფართო გამოყენების შესაძლებლობაში. ისინი დაყვანილი არიან პრაქტიკულად მისაღები გამოთვლების დონეზე. მიღებული შედეგები განკუთვნილია მტყუნებამდგრადი ტექნიკურ სისტემათა დასაპროექტებლად და საიმედოობის ასამაღლებლად ექსპლუატაციის პროცესში. მთლიანობაში სადისერტაციო ნაშრომის შედეგები შეადგენს ტექნიკური სისტემების საიმედოობის ანალიზისა და შეფასების გამოყენებითი პროგრამების პაკეტის დამუშავებისათვის მძლავრ თეორიულ და მეთოდურ ბაზას, ხოლო ასეთი პროგრამული პაკეტი თავის მხრივ განხილული ობიექტების და სისტემების ავტომატიზირებული პროექტირების ძირითადი შემადგენელი ნაწილია.

ნაშრომის აპრობაცია. დისერტაციის ძირითადი შედეგები მოხსენებული და განხილულია საქართველოს პოლიტექნიკურ უნივერსიტეტში 2007-2008 წელს გამართულ საერთაშორისო სამეცნიერო-ტექნიკური კონფერენციაზე .

მეცნიერული დებულებების, დასკვნებისა და პრაქტიკული რეკომენდაციების სარწმუნოება. მიღებული შედეგების, ფორმულებისა და განტოლებების კორექტულობა დასტურდება მათი მკაცრი დასაბუთებით, დასახული ამოცანების გადაწყვეტისათვის

შემოთავაზებული მიდგომების მათემატიკური ინტერპრეტაციით და ცნობილი ამონახსნების მქონე იმ პრაქტიკული ამოცანების დიდი რაოდენობით, რომლებიც მიიღებიან, როგორც კერძო შემთხვევები.

პუბლიკაციები. დისერტაციის თემის ირგვლივ გამოქვეყნებულია ოთხი სამეცნიერო ნაშრომი. აქედან სამი სტუ-ში ჩატარებულ საერთაშორისო კონფერენციებზე 2007-2008 წლებში. ერთი სტატია Georgian Engeneering News სამეცნიერო ჟურნალში.

სადისერტაციო ნაშრომის სტრუქტურა და მოცულობა. სადისერტაციო ნაშრომი შედგება შესავლის, სამი თავისაგან, დასკვნებისაგან და გამოყენებული ლიტერატურის სიისაგან 72 დასახელება, საერთო მოცულობა შეადგენს 123 გვერდს.

დისერტაციის პირველი თავი ეძღვნება ტექნიკური სისტემების საიმედოობის უზრუნველყოფის პრობლემების კვლევისადმი მიძღვნილი ლიტერატურის მიმოხილვას. განხილულია შემდეგი საკითხები: საიმედოობა და ეფექტიანობა, ტექნიკური სისტემების საიმედოობის მაჩვენებლები და მტყუნებათა კლასიფიკაცია. განაწილების ნებისმიერი კანონების აპროქსიმაციის მეთოდები მაჩვენებლიანი ნარევით, როგორც საიმედოობის გაზრდის საშუალება (სტრუქტურული და დროითი დარეზერვება). ტექნიკური სისტემების ორგანიზაციულ-ტქნიკური და ტექნოლოგიური მეთოდები, საიმედოობის გათვლის მეთოდები (მასობრივი მომსახურების მეთოდები, ნახევრადმარკოვული პროცესები, დამატებითი ცვლადის მეთოდი).

მეორე თავი ეძღვნება ტექნიკური სისტემების საიმედოობის მაჩვენებლების განსაზღვრის საკითხებს საწყისი შემთხვევითი პროცესების განაწილების ფუნქციებისადმი მოთხოვნათა მინიმალურად დასაშვები შეზღუდვებით. ამ თავში განხილულია და გაანალიზებულია: ადაპტური დუბლირებული სისტემა მუდმივად ჩართული რეზერვით, რომელიც განსხვავდება ლიტერატურაში ცნობილი მოდელებისაგან იმით, რომ გათვალისწინებულია რეზერვის დრო, როგორც შემთხვევითი სიდიდე, განაწილებული ნებისმიერი კანონით. მოდელები, რომლებშიც ორიგინალური მეთოდის გამოყენებით განსაზღვრულია ინტერვალური და ზღვრული მზადყოფნის კოეფიციენტები საკონტროლო სისტემის სახის და საიმედოობის გათვალისწინებით. შესწავლილია ტექნიკური

სისტემის საიმედოობა, როცა ადგილი აქვს სხვადასხვა სახის მტყუნებებს.

მესამე თავში გამოკვლეულია ტექნიკური სისტემების საიმედოობის ამაღლების საორგანიზაციო-ტექნიკური ხერხები, ეკონომიკური ეფექტიანობის და საკონტროლო აპარატურის საიმედოობის გათვალისწინებით. განსაზღვრულია ქმედითუნარიანობის კონტროლის სისტემის სახის და საიმედოობის პარამეტრების გავლენა მწარმოებულობის კოეფიციენტზე. ეს გამოკვლევები ჩატარებულია ავტორისეული ორიგინალური მეთოდის გამოყენებით.

თავი I. ტექნიკური სისტემების საიმედოობის უზრუნველყოფის თანამედროვე პრობლემები

ჩვენს დროში კაცობრიობა შევიდა სამეცნიერო-ტექნიკური ევოლუციის ეპოქაში. ტექნიკური პროცესი დაკავშირებულია რთული, სრულყოფილი ტექნიკურ სისტემათა და ხელსაწყოების შექმნასთან, მათი მახასიათებლების მიმართ მოთხოვნათა მუდმივ გაზრდასთან, სხვადასხვა ტექნიკურ მოწყობილობათა ერთიან კომპლექსებად გაერთიანების აუცილებლობასთან. ყოველივე ამასთან დაკავშირებით ისმება ახალი სამეცნიერო-ტექნიკური პრობლემები. ერთ-ერთ ძირითად პრობლემას წარმოადგენს საიმედოობის პრობლემა.

თანამედროვე ტექნიკური მოწყობილობებისათვის დამახასიათებელია მათი განვითარების შემდეგი მიმართულებები: სამუშაო პარამეტრების გაზრდა, (დატვირთვის, სისწრაფის, ეფექტურობის, საიმედოობის, ტემპერატურის და სხვა), მოწყობილობების გაერთიანება სისტემებში ერთიანი მართვით.

ტექნიკური მოწყობილობების კონსტრუქციის გართულებამ და მათდამი მოთხოვნათა გაზრდამ, თავის მხრივ, გამოიწვია აუცილებლობა მათი საიმედოობისა და გამძლეობისადმი მოთხოვნათა მიმართ.

საიმედოობის პრობლემის გადაწყვეტა – სახალხო მეურნეობის ეფექტიანობის გაზრდის უზარმაზარი რეზერვია. ტექნიკური სისტემები, რომელთა უმტყუნო მუშაობის მიმართ აყენებენ მაღალ მოთხოვნებს, ხშირად არ გამოიყენება მათი პოტენციური შესაძლებლობების შესაბამისად.

დროის და თანხების განსაკუთრებით დიდ ხარჯებთან დაკავშირებულია უნიკალური ტექნიკური სისტემების არასაიმედო მუშაობა, მათმა არასაიმედო მუშაობამ შეიძლება გამოიწვიოს არამარტო უხარისხო და არასაიმედო პროდუქციის გამოშვება, არამედ გამოიწვიოს მძიმე შედეგები.

საიმედოობის პრობლემების თავისებურებებს წარმოადგენს მისი კავშირი ტექნიკური სისტემის დაპროექტების, წარმოების და გამოყენების ყველა ეტაპთან. აქედან თითოეულ ეტაპს თავისი წვლილი

შეაქვს ისეთ რთულ საქმეში, როგორიცაა დროის და სახსრების მინიმალური ხარჯებით საიმედოობის მაღალი დონის მქონე ტექნიკური სისტემის შექმნა. ტექნიკური სისტემის საიმედოობასთან დაკავშირებული ძირითადი პრობლემების გადაწყვეტა უშუალო გავლენას ახდენს მის საექსპლუატაციო და ეკონომიკურ მაჩვენებლებზე, რომლებიც ხშირად წინააღმდეგობაში მოდიან ერთმანეთთან, ამიტომაც საჭიროა საიმედოობისა და შესაძლებლობათა მაჩვენებლებს შორის არსებული კავშირების გამოვლინება მათი გაზრდის მიზნით ტექნიკური სისტემის და პროექტების, წარმოების და ექსპლუატაციის ყველა ეტაპზე.

ტექნიკური სისტემის დაპროექტების და გაანგარიშების დროს ითვალისწინებენ მისი საიმედოობის მახასიათებლებს. ტექნიკური სისტემის საიმედოობა დამოკიდებულია სისტემისა და მისი კვანძების კონსტრუქციაზე, გამოყენებული მასალის, სხვადასხვა მავნე გავლენების წინააღმდეგ დაცვით მეთოდებზე, მის შემგუებლობაზე, რემონტის და მომსახურების მიმართ.

წარმოების დროს საიმედოობა დამოკიდებულია დამზადებული დეტალების ხარისხზე, კონტროლის მეთოდებზე, ტექნიკური სისტემის და მისი კვანძების აწყობის ხარისხზე, გამოცდის მეთოდებზე და სხვა.

ექსპლუატაციის დროს ტექნიკური სისტემის საიმედოობა დამოკიდებულია მისი ექსპლუატაციის მეთოდებსა და პირობებზე, მისი რემონტის მიღებულ სისტემაზე, ტექნიკური მომსახურების სისტემაზე, მუშაობის რეჟიმზე და საექსპლუატაციო ფაქტორებზე.

საიმედოობის შესახებ მეცნიერება და გამოკვლევები ბოლო დრომდე ვითარდებოდა ორი ძირითადი მიმართულებით:

პირველი მიმართულება, რომელიც რადიოელექტრონიკაში ჩამოყალიბდა, უკავშირდება საიმედოობის შეფასების მათემატიკური მეთოდების განვითარებას, განსაკუთრებით რთული სისტემების მიმართ და აგრეთვე, საექსპლუატაციო ინფორმაციის სტატისტიკურ დამუშავებას, რთულ სისტემათა სტრუქტურების შემუშავებას, რაც უზრუნველყოფს საიმედოობის დონეს.

მეორე მიმართულება, რომელიც მანქანათმშენებლობაში ჩამოყალიბდა, უკავშირდება მტყუნებათა ფიზიკის შესწავლას,

გამძლეობას, გაცვეთის, და სხვ. გათვლის მეთოდების შემუშავებას ისეთი ტექნოლოგიური ხერხების გამოყენებით, რომლებიც უზრუნველყოფენ მანქანის საჭირო საიმედოობას.

ამჟამად, მიმდინარეობს ამ ორი მიმართულების შერწყმის პროცესი, რაციონალური იდეების გადატანა ერთი სფეროდან მეორეში და მის საფუძველზე, ნაკეთობათა და საიმედოობის შესახებ ერთიანი მეცნიერების ჩამოყალიბება. სწორედ ასეთი მიდგომაა განხორციელებული მოცემულ სადისერტაციო ნაშრომში.

1.1. მტყუნებამდგრადი სისტემების დამუშავების პრობლემები

ტექნიკური სისტემების პროექტირების დროს რეალიზდება მათ მიერ იმ ფუნქციათა ჩამონათვალის შესრულების შესაძლებლობა, რომელიც გათვალისწინებულია ტექნიკური დავალებით. სტრუქტურული და აპარატურული რეალიზაცია შემუშავების საწყის ეტაპზე შემოიფარგლება სისტემის მინიმალურად აუცილებელი ვარიანტის შექმნით სისტემის მინიმალური ვარიანტის თითოეული ობიექტის კვანძის მტყუნება იწვევს ერთი ან რამოდენიმე ფუნქციის შეუსრულებლობას [5, 7, 8, 15, 18].

სისტემის მინიმალური ვარიანტის საიმედოობის მახასიათებლები იშვიათად აკმაყოფილებენ მათდამი წაყენებულ მოთხოვნებს. ამის გამო იქმნება აუცილებლობა მათი საიმედოობის გაზრდის სხვადასხვა ხერხების შემუშავებისა.

ადრე ჩატარებული ანალიზი ობიექტების მტყუნებათა წარმოშობის მიზეზებისა და მათი არსებობის ყველა ეტაპზე და აგრეთვე მათემატიკური თანაფარდობებისა ამ ობიექტების საიმედოობის მაჩვენებელთა და ეფექტიანობის კრიტერიუმების გაანგარიშების მიზნით საშუალებას გვაძლევს გავაკეთოთ შემდეგი დასკვნა: თანამედროვე ტექნიკური სისტემის საიმედოობის საჭირო მაღალი დონის უზრუნველყოფა და შენარჩუნება პრინციპულად შესაძლებელია

მხოლოდ იმ შემთხვევაში, თუ გამოიყენება საიმედოობის გაზრდის შემდეგი სამი მეთოდი:

1. დარეზერვება;
2. მტყუნებათა ინტენსივობის შემცირება;
3. აღდგენის საშუალო დროის შემცირება.

წარმოების ობიექტების საიმედოობის გაზრდის აღნიშნული მეთოდების პრაქტიკული რეალიზაცია შეიძლება ხორციელდებოდეს მათი არსებობის ყველა ეტაპზე.

საიმედოობის გაზრდის პრობლემა პირველ რიგში უნდა წყდებოდეს მაღალი საიმედოობის (მტყუნების ნაკლები ინტენსივობით) კვანძების, მოწყობილობათა და ელემენტების შემუშავების და გამოყენების საფუძველზე. უნდა აღინიშნოს, რომ შესაძლებლობები ამ მიმართულებით პრინციპში შეუზუდავია, მაგრამ საჭირო საიმედოობის უზრუნველყოფის ეს გზა მაღალი საიმედოობის სისტემების შექმნის შესაძლებლობას ყოველთვის არ იძლევა. საქმე იმაშია, რომ ცალკეული ელემენტების საიმედოობის გაზრდის მიუხედავად, სისტემის სტრუქტურა მკვეთრად რთულდება. საწარმოში ელექტრო ტექნიკური სისტემის სიმძლავრე მკვეთრად მატულობს. ასეთი რთული საწარმოს მართვა მოითხოვს ტექნიკური სისტემის და ავტომატიკის რთული სისტემების გამოყენებას. ყოველივე ამის შედეგად სისტემის საიმედოობა მთლიანობაში მცირდება. აღდგენის საშუალო დროის შემცირების მეთოდი წარმოადგენს საინჟინრო-ტექნიკური, საორგანიზაციო-ტექნიკური და ტექნოლოგიური ხერხების და ოპერაციების ერთობლიობას, რომელიც უზრუნველყოფს ელემენტების და ტექნიკური სისტემების მთლიანობაში საიმედოობის გაზრდას. ამ საშუალებების გამოყენების შედეგად მცირდება ტექნიკური სისტემების მტყუნებათა რაოდენობა და აგრეთვე არამწარმოებლური დრო, რომელიც სჭირდება ტექნიკური სისტემების მტყუნებათა აღმოჩენას და აღმოფხვრას.

ტექნიკური სისტემების აღდგენის პროცესი შეიცავს შემდეგ ოპერაციებს: მტყუნების არსებობის ფაქტის აღმოჩენას, მტყუნების წარმოშობის ადგილის ან მიზეზის აღმოჩენას, აღდგენასთან შემგუებლობის უზრუნველყოფას.

ზოგად შემთხვევაში მტყუნების წარმოშობის შემდეგ აღდგენის დრო შეიძლება გაიყოს სამ პერიოდად:

- დრო მტყუნების წარმოშობის მომენტიდან ამ მტყუნების არსებობის ფაქტის კონტროლის სპეციალური სისტემის მიერ აღმოჩენის მომენტამდე;
- დრო მტყუნების აღმოჩენის მომენტიდან ამ მტყუნების წარმოშობის ადგილის ან მიზეზის აღმოჩენის მომენტამდე;
- დრო მტყუნების წარმოშობის ადგილის ან მიზეზის აღმოჩენის მომენტიდან მტყუნებული ელემენტის აღდგენის ან გამოცვლის მომენტამდე.

ტექნიკური სისტემების ობიექტის აღდგენის ამ პერიოდებიდან თითოეულის ხანგრძლივობის შემცირების მიზნით საჭიროა შემდეგი ღონისძიებების ჩატარება:

კონტროლის სპეციალური სისტემის და მტყუნებული ადგილის აღმოჩენის ეფექტიანობის გაზრდა, აპარატებისა და მანქანების კონსტრუქციების ხარისხის გაუმჯობესება, მომსახურე პერსონალის კვალიფიკაციის ამაღლება და ა.შ.

ტექნიკური სისტემის საიმედოობის გაზრდის ზოგადთეორიული მეთოდები პრაქტიკულად რეალიზება სხვადასხვა სპეციალური საორგანიზაციო-ტექნიკური, საინჟინრო-ტექნიკური და ტექნოლოგიური ღონისძიებების განხორციელების დროს.

1.1.1. სიჭარბე, როგორც საიმედოობის გაზრდის საშუალება

დარეზერვება ეწოდება სიჭარბის შემოტანის გზით ტექნიკური სისტემების საიმედოობის გაზრდის მეთოდს. თავის მხრივ, სიჭარბე წარმოადგენს დამატებით საშუალებებს და შესაძლებლობებს იმ მინიმუმის ზევით, რომელიც საჭიროა ტექნიკური სისტემების მიერ მოცემული ფუნქციების შესასრულებლად. სიჭარბის შემოტანის მიზანია – სისტემის ნორმალური ფუნქციონირების უზრუნველყოფა მის

ელემენტებში მტყუნებათა (მდგრადი ან შეფერხებების) წარმოშობის შემდეგ.

განასხვავებენ დაზვერვების ორ სახეს: სტრუქტურულ დარეზერვებას და დროით დარეზერვებას.

უნდა აღინიშნოს, რომ დროითი დარეზერვება თავის მხრივ, შემდგომი დეტალიზაციის შედეგად იყოფა უამრავ სხვადასხვა ტიპებად.

1.1.2. სტრუქტურული დარეზერვება

სტრუქტურული დარეზერვება, რომელსაც ზოგჯერ აპარატურულს უწოდებენ, ითვალისწინებს ჭარბი ელემენტების გამოყენებას. ასეთი დარეზერვების არსი მდგომარეობს იმაში, რომ სისტემის მინიმალურ ვარიანტში, რომლის ელემენტებს, ძირითად ელემენტებს უწოდებენ, შეაქვთ დამატებითი ელემენტები, მოწყობილობები ანდა კიდევ ერთი მოწყობილობის მაგივრად გათვალისწინებულია, რამოდენიმე იდენტური მოწყობილობის გამოყენება ამასთან, ამ ჭარბ სარეზერვო ელემენტებს აქვთ ერთადერთი დანიშნულება – სისტემის სამუშაო ფუნქციების შესრულება ძირითადი ელემენტების მტყუნების შემთხვევაში. საჭიროა განვმარტოთ ზემოაღნიშნული მტკიცება, რასაც ლაპარაკობენ ჭარბი სარეზერვო ელემენტების ერთადერთ დანიშნულებაზე, გულისხმობენ მხოლოდ იმ ფუნქციებს, რომლის შესრულება ძირითადად სისტემას აკისრია, ე.ი. სწორედ ამ ფუნქციების სარეზერვო მოწყობილობებისათვის გადაცემის შესაძლებლობას [5, 9, 10, 13, 18, 36].

სარეზერვო მოწყობილობებმა, თავის მხრივ, რეზერვში ყოფნის დროს, შეიძლება შეასრულონ სხვა ფუნქციები, რომელიც სისტემის ძირითად ფუნქციებთან უშუალოდ დაკავშირებული არ არის.

1.1.3. დროითი სიჭარბე

ჯერ ავღნიშნოთ, რომ სტრუქტურული (აპარატურული) რეზერვირება ხანგრძლივი პერიოდის განმავლობაში ითვლებოდა უნივერსალურ მეთოდად, რომელიც არასაიმედო ელემენტებისაგან ნებისმიერი დონის საიმედოობის სისტემების შექმნის საშუალებას იძლეოდა [36].

ამჟამად ტექნიკის განვითარების უფრო მოგვიანებულ სტადიაში, როდესაც გამოიყენებენ უფრო რთულ სისტემებს და იზრდება მათდამი წაყენებული მოთხოვნები, აღმოჩნდა რომ ეს მეთოდები პრაქტიკული გამოყენების დროს არ არის ისეთი წუნდაუდებელი, როგორც ეს საიმედოობის კლასიკურ მოდელებიდან გამომდინარეობს უპირველეს ყოვლისა ეს აიხსნება შემდეგი მიზეზებით: მტყუნების რამოდენიმე ტიპის არსებობით, კონტროლის, დიაგნოსტიკის ხარვეზებით, რეზერვის გადამრთველი ხარვეზებით [32].

ზემოთ აღნიშნული მიზეზების გამო ტექნიკური სისტემების პროექტირების და შემუშავების დროს სპეციალისტები უფრო ხშირად მიმართავენ დროით დარეზერვებას ბოლო წლებში სიჭარბის ეს ტიპი სარგებლობს განსაკუთრებული და დამსახურებული პოპულარობით [8, 12, 14, 17, 21].

დროითი რეზერვი შეიძლება იხარჯებოდეს არა მარტო სისტემის შეკეთებაზე, არამედ მტყუნების მიზეზების აღმოჩენაზე, მტყუნებით გაუფასურებული სამუშაოების გამეორებაზე ან ქმედუნარიან მდგომარეობაში მყოფი სისტემის ჩართვისთვის მოლოდინზე.

პირველი ორი მიზეზით გამოწვეული სამუშაო დროის დანაკარგს ეწოდება პირველადი დანაკარგი, მეორადი დანაკარგისაგან განსხვავებით, რომელიც დაკავშირებულია სისტემის ჩატვირთვის მოლოდინთან და ზოგიერთი სამუშაოების გამეორების გზით მტყუნების შედეგების ლიკვიდაციასთან.

მტყუნებით გამოწვეული შედეგების ტიპის მიხედვით ყველა მტყუნება შეიძლება გაიყოს სამ ჯგუფად: არაგამაუფასურებელი; ნაწილობრივ გამაუფასურებელი, სრულიად გამაუფასურებელი.

თუ მტყუნების შემთხვევაში სისტემას მისი ქმედუნარიანობის აღდგენის შემდეგ შეუძლია განაახლოს მუშაობა ზუსტად იმ ადგილიდან, სადაც იგი შეწყვეტილი იყო, ასეთი მტყუნება გამაუფასურებლად არ ითვლება.

არაგამაუფასურებელი მტყუნებების მქონე სისტემაში სამუშაოების გამეორება არ არის საჭირო, ამიტომ ყველა შესრულებული სამუშაო ორ მეზობელ მტყუნებას შორის სასარგებლოდ ითვლება.

სრულიად გამაუფასურებელი მტყუნების მქონე სისტემებში მტყუნების შედეგები იმდენად მძიმეა, რომ მტყუნების მომენტისათვის შესრულებული ყველა სამუშაო ხელახლა არის შესასრულებელი.

მტყუნების მომენტამდე შესრულებული ყველა სამუშაო ითვლება უსარგებლოდ, თუ იგი მოცემულ სიდიდეზე ნაკლებია და უნდა ჩაითვალოს სამუშაო დროის დანაკარგად, მაშინ როცა სასარგებლოდ ითვლება შესრულებული სამუშაოს მხოლოდ ის ნაწილი, რომელიც მტყუნების მიზეზით არ შეწყვეტილა.

შესაძლებელია აგრეთვე ადგილი ჰქონდეს შუალედურ შემთხვევებს, როდესაც ხდება შესრულებული სამუშაოს მხოლოდ ნაწილის გაუფსურება.

ნაწილობრივ გამაუფასურებელი მტყუნებები დამახასიათებელია ქმედუნარინობის პერიოდული კონტროლის მქონე სისტემებისათვის და აგრეთვე უწყვეტი კონტროლის მქონე ზოგიერთი სისტემებისათვის, რომლებშიც პერიოდულად ფიქსირდება და ინახება შესრულებული სამუშაოს შუალედური შედეგები.

უნდა აღინიშნოს, რომ სისტემებში შეიძლება გარკვეული პროპორციით წარმოიშვას ზემოთ განხილული მტყუნების სამივე ტიპი.

დროის ნამატი წარმოადგენს სისტემის ფუნქციონირების უშიშროების უზრუნველმყოფელ ფაქტორს. მის მაგალითს წარმოადგენენ დაცვითი მექანიზმების მქონე სისტემები, რომელიც ფართოდ გამოიყენება ტექნიკურ სისტემებში.

ამ სისტემებში შესაძლებელია მოხდეს მტყუნებების ორი ტიპი: მტყუნება-გაჩერება და მტყუნება-ავარია.

მტყუნება-გაჩერება ეწოდება სისტემის ისეთ მდგომარეობას, როდესაც წყდება სისტემის ფუნქციონირება, მაგრამ ამას არ ახლავს სისტემის დიდი დაზიანება და არსებითი მატერიალური ხარჯები.

მტყუნება-ავარია კი ხასიათდება სისტემის მნიშვნელოვანი დაზიანებით და დიდი ზარალის მიყენებით. ავარია, როგორც წესი, არ წარმოიშვება უცებ. ჯერ იქმნება ავარიული სიტუაცია, რომელიც ხასიათდება ობიექტური სიმპტომებით, რომელიც გარკვეული დასაშვები პერიოდის განმავლობაში (რომელიც განისაზღვრება სისტემაში ჩადებული დროის რეზერვით) შეიძლება აღმოჩენილი და აღმოფხვრილი იქნას. ამ ამოცანას ასრულებენ დაცვითი მექანიზმები.

იმ სისტემებში კი, სადაც არ არის დროის რეზერვი და არ არსებობს დაცვითი მექანიზმები, ყოველი ავარიული სიტუაცია გადაიზრდება ავარიაში.

რთული სისტემების სანდოობის ანალიზისადმი და მისი უზრუნველყოფისადმი აღნიშნული მიდგომის სიახლე მდგომარეობს მტყუნებების ორი ნიშნის მიხედვით "აწონვის" პრინციპში. ისინი არიან: მტყუნების მნიშვნელობა და მტყუნების შედეგების ლიკვიდაციაზე დახარჯული დრო.

ეს საშუალებას იძლევა სისტემის ნორმალური ფუნქციონირების უზრუნველსაყოფად გამოვავლინოთ და გამოვიყენოთ თვით სისტემაში ჩადებული შინაგანი რეზერვები (კერძოდ, დროის რეზერვები).

აღნიშნული მიდგომის თავისებურებები, რომელიც განაპირობებს მის ღირსებებს, შემდეგია:

1. სისტემის სანდოობის მაჩვენებლების გაუმჯობესება ხშირად არ არის დაკავშირებული აპარატურის რაოდენობის ზრდასთან და დამატებითი სახსრების ხარჯებთან, არამედ იგი ემყარება სისტემებში ჩადებული დროის რეზერვების გამოყენებას.
2. დროის რეზერვის გათვალისწინება შესაძლებელს ხდის სისტემის რეალური სანდოობის განსაზღვრას, ე.ი. საშუალებას იძლევა დესტაბილიზაციის სხვადასხვა ფაქტორების ზემოქმედების პირობებში სისტემის ნორმალური ფუნქციონირების შესაძლებლობების გაცილებით უფრო ობიექტურად შეფასებისა.

3. საკვლევი ფუნქციონირების პროცესების არსში უფრო ღრმა ჩაწვდომა საშუალებას გვაძლევს გამოვიყენოთ და დავასაბუთოთ ექსპლუატაციის რეალურ პირობებში რთული სისტემების სანდოობის უზრუნველყოფის ახალი ეფექტური მეთოდები.

კერძოდ, ასეთი მნიშვნელოვანი საექსპლოატაციო ფაქტორის გათვალისწინება, როგორიც არის დროის ნამატი, საშუალებას გვაძლევს ახლებურად მივუდგეთ “ადამიანი-მანქანა” კომპლექსის ფუნქციის მოშლის შეფასებას, დავასაბუთოთ ღონისძიებები სისტემების კონსტრუქციის გასაუმჯობესებლად და ავარიის შესაძლებლობის შემცირებისაკენ მიმართული პერსონალის აუცილებელი ქმედებების გამომუშავების მეთოდიკა.

დროის რეზერვის მქონე სისტემები ხასიათდება გარკვეული სპეციფიკური ნიშანთვისებებით, რომლის ცოდნა აუცილებელია სისტემის მტყუნების კრიტერიუმების სწორი ფორმულირებისათვის, სანდოობის მაჩვენებლების და მათი შეფასების მეთოდების შერჩევისათვის.

ტექნიკური კვანძების, ობიექტების რეზერვირება ხორციელდება შემდეგი მეთოდების და ოპერაციების გამოყენებით:

1. ექსპლუატაციის პირობებში ფუნქციონირების გაანგარიშებული დროის გაზრდა იმის ზევით, რომელიც სჭირდება დასახული მიზნის მისაღწევად, მოცემული მოცულობის სამუშაოს შესასრულებლად.
2. ტექნოლოგიური სისტემებს აპროექტებენ მაღალი მწარმოებლურობით, ვიდრე ეს საჭიროა გაანგარიშების მიხედვით.
3. ტექნოლოგიური სქემის სტრუქტურაში შუალედური მოწყობილობის წარმოების ცალკეული აპარატებს და კვანძებს შორის.

1.1.4. ტექნიკური სისტემების საიმედოობის ამაღლების საორგანიზაციო-ტექნიკური მეთოდები

ტექნიკური სისტემების მოწყობილობების ცალკეული ერთეულების და ტექნიკური სქემების საიმედოობის ზრდის ზემოთ აღნიშნული მეთოდების საინჟინრო-ტექნიკური რეალიზაციისათვის საჭიროა გამოყენებული იქნას ტექნიკური სისტემის ობიექტების საიმედოობის უზრუნველყოფის, დაცვის და გაზრდის სპეციალური საორგანიზაციო-ტექნიკური მეთოდები.

ტექნიკური სისტემების საექსპლუატაციო პერიოდის საორგანიზაციო-ტექნიკური მეთოდებს მიეკუთვნება ტექნიკური დიაგნოსტიკა და ტექნიკური მომსახურება.

კვანძების ტექნიკური დიაგნოსტიკა წარმოადგენს დროში კვანძების მდგომარეობის შესახებ ინფორმაციის მიღების და დამუშავების ოპერაციებს მტყუნებების არსებობის აღმოჩენის, მათი წარმოშობის მიზეზების და ადგილების დადგენის მიზნით.

ტექნიკური დიაგნოსტიკა საშუალებას იძლევა რთული სისტემების მზადყოფნის ზრდისა და ამით ხელს უწყობს მათი აღდგენის მახასიათებლების სრულყოფას. [10,15,16,43,45,]

ტექნიკური სისტემის კვანძების ტექნიკური დიაგნოსტიკის პრაქტიკული რეალიზაცია დაკავშირებულია მოწყობილობის და ტექნოლოგიური სქემების ქმედუნარიანობის კონტროლისა და მტყუნებების აღმოჩენის მეთოდების და სააპარატურო-ტექნიკური საშუალებების დამუშავებასთან.

მოცემულ ნაშრომში განხილულია ტექნიკური დიაგნოსტიკის (ტდ) სხვადასხვა სახეები:

1. მტყუნებების მყისიერი აღმოჩენა მოწყობილობის უწყვეტი კონტროლის დახმარებით,
2. კომბინირებული კონტროლი, როდესაც გაცვეთის (პარამეტრულ) მტყუნებებს აღმოაჩენენ უწყვეტი სააპარატურო კონტროლის დახმარებით, ხოლო მყისიერ (კატასტროფულ) მტყუნებებს აღმოაჩენენ მათი წარმოშობის მომენტშივე.

ტექნიკური სისტემის სანდოობის მაღალი დონის შესანარჩუნებლად მათი ექსპლუატაციის პროცესში მოსამსახურე პერსონალმა უნდა განახორციელოს ტექნიკური მომსახურების მთელი რიგი ღონისძიებები. ტექნიკური მომსახურება ითვალისწინებს საორგანიზაციო და ტექნიკურ ღონისძიებებს, რომელიც მიმართულია მტყუნებების აღმოფხვრისაკენ. ეს ღონისძიებები მიზნად ისახავს ექსპლუატაციის პროცესში ობიექტების გამართული მდგომარეობის უზრუნველყოფას და მათი გამოსაყენებლად მზადყოფნის მაღალი კოეფიციენტის შენარჩუნებას.

ტექნიკური სისტემის ამოცანები შემდეგია: გაცვეთის და დაძველების შედეგების აღმოფხვრა, (მოწყობილობის და ავტომატიზაციის) ელემენტების ძირითადი ტექნიკური მახასიათებლების მოცემულ დონეზე შენარჩუნება.

აღნიშნული მახასიათებლები ტექნიკური სისტემის სანდოობის მოთხოვნების დონეზე შენარჩუნებისა და აღდგენის საშუალებას იძლევა. ეს მიიღწევა ობიექტების მდგომარეობის აუცილებელი პერიოდული შემოწმების, ზოგიერთი ელემენტის გამოცვლის ან შეკეთების, პარამეტრული რეგულირების და აღმოჩენილი გაუმართაობის აღმოფხვრის გზით.

მოცემულ სადისერტაციო ნაშრომში დიდი ყურადღება ექცევა ექსპლუატაციის პროცესში ტექნიკურ მომსახურებას.

1.2. ტექნიკურ სისტემათა მტყუნებათა კლასიფიკაცია.

1.2.1. თანდათანობითი და უეცარი მტყუნებები

ძირითადი ნიშანი, რომლითაც განსხვავდება სხვადასხვა სახის მტყუნებები, განისაზღვრება ექსპლუატაციის პროცესში ტექნიკური სისტემის მიმდინარე საზიანო პროცესების ხასიათით, რაც ხდება მტყუნების მიზეზი.

არსებობს მტყუნებებათა შემდეგი სახეები:

თანდათანობითი მტყუნებები – აღიძვრება დაძველების პროცესის მიმდინარეობის გამო, რომლებიც აუარესებენ ნაკეთობის საწყის პარამეტრებს, თანდათანობითი მტყუნებების ძირითად ნიშანს წარმოადგენს ის, რომ მისი აღძვრის ალბათობა $F(t)$ მოცემული t_1 – დან t_2 – მდე დროის განმავლობაში დამოკიდებულია მანამდე შესრულებული სამუშაოს ხანგრძლივობაზე - t_1, რაც უფრო დიდხანს ხდებოდა ნაკეთობის ექსპლუატაცია, მით უფრო მაღალია მტყუნებების აღძვრის ალბათობა. აღნიშნულ სახეს მიეკუთვნება მანქანების მტყუნებათა უმრავლესობა. ისინი დაკავშირებულია ცვეთის პროცესზე, კოროზიაზე და სხვა მიზეზებზე.

უეცარი მტყუნებები – აღიძვრება არასასურველი გარე ფაქტორების და შემთხვევითი შიდა ზემოქმედებების შედეგად, რომელიც აღემატება ნაკეთობის შესაძლებლობებს. მტყუნებების აღძვრის დრო წარმოადგენს შემთხვევით სიდიდეს. უეცარი მტყუნებების ძირითად ნიშანს წარმოადგენს მისი აღძვრის მომენტის (t_1 – დან t_2 ინტერვალში), t_1–მდე მიმდინარე სამუშაოს ხაგრძლივობისაგან. ასე მტყუნებათა მაგალითს წარმოადგენს თბური ნაპრალი, რომელიც აღიძვრება ტექნიკური სისტემის დეტალში. მანქანათა ნაწილების დაზიანება მათი არასწორი ექსპლუატაციის ან დატვირთვის გამო. ნაწილების დაზიანება ან დეფორმაცია რომლებიც ხვდებიან ისეთი სამუშაოების პირობებში, როდესაც თითოეული პარამეტრი იღებს ექსტრემალურ მნიშვნელობას.

როგორც წესი, მწყობრიდან გამოსვლა ამის გამო ხდება მოულოდნელად დაზიანების წარმავალი სიმპტომების გარეშე. ორივე მტყუნება ჩნდება დაახლოებით ერთნაირად, თუმცა მათი ბუნება და შესაბამისად საიმედოობის ამაღლების მეთოდები სრულიად განსხვავებულია. ტექნიკური მანქანების ექპლუატაციის, მტყუნებათა უეცარი აღძვრა მიმდინარე საზიანო ფარული პროცესის შედეგად ჯერ კიდევ არ ნიშნავს, რომ მტყუნება მიეკუთვნება უეცარ მტყუნებათა კატეგორიას. აქ კრიტერიუმს წარმოადგენს $F(t)$ –ს არსებობა ან არარსებობა.

შესაძლებელია, მტყუნებათა მესამე სახე, რომელიც აერთიანებს წინა ორს და რომელსაც უწოდებენ რთულ მტყუნებას. აქ მისი აღძვრის დრო წარმოადგენს შემთხვევით სიდიდეს, რომელიც არ არის დამოკიდებული ნაკეთობის მდგომარეობაზე, ხოლო მანქანის ქმედითუნარიანობის დაკარგვის პროცესის სიჩქარე დამოკიდებულია მის წინააღმდეგობაზე, მაგალითად ტექნიკურ სისტემაზე შიდა დაუშვებელი დარტყმითი ზემოქმედება (იშვიათი შემთხვევითი მოვლენა) შეიძლება წარმოადგენდეს ძაბვის კონცენტრაციის გამო ბზარის აღძვრის წყაროს, ბზარის თანდათანობითი განვითარება მოხდება ტექნიკური სისტემის შემდგომი ექსპლუატაციის გამო.

1.2.2. ფუნქციონალური და პარამეტრული მტყუნებები

მტყუნებათა შედეგები ფრიად განსხვავებულია. ისინი შეიძლება დაიყოს პარამეტრულ და ფუნქციონალური მტყუნებებად.

ფუნქციონალური მტყუნებებს მივყავართ იქამდე, რომ ნაკეთობას არ შეუძლია შეასრულოს თავისი ფუნქციები. ხშირად ფუნქციონალური მტყუნება დაკავშირებულია მანქანის ცალკეული ელემენტების გატეხვასა და გაჭედვასთან.

პარამეტრულ მტყუნებებს მივყავართ პარამეტრების დასაშვებ მომენტებიდან გამოსვლამდე. ასეთი მტუნებები იწვევს ნაკეთობის მუშაობის სიზუსტის დარღვევას, მარგი ქმედების კოეფიციენტის და მაქსიმალური სიჩქარის შემცირებას. მტყუნებათა ეს სახე არ ზღუდავს ნაკეთობის შემადგენლობის ფუნქციონალური შესაძლებლობებს, თუმცა ის ხდება არაქმედუნარიანი ტექნიკური ნორმატივებით განსაზღვრული მოთხოვნების მიხედვით.

თანამედროვე ტექნიკური სისტემების და ნაკეთობებისათვის უფრო მეტად დამახასიათებელია პარამეტრული მტყუნებები. იმ ნაკეთობის ექსპლუატაციამ, რომელსაც გააჩნია პარამეტრული მტყუნება, შეიძლება მიგვიყვანოს ძალიან რთულ ეკონომიკურ და სხვა შედეგებამდე (უხარისხო პროდუქციის გამოშვება, ნაკეთობის მიერ დაკისრებული ფუნქციების შეუსრულებლობა, დროის და სახსრების დამატებითი

დანახარჯები), ამიტომ პარამეტრული მტყუნება წარმოადგენს მოცემული დისერტაციის ერთ-ერთ ძირითად განხილვის ობიექტს.

უნდა აღინიშნოს, რომ ფუნქციონალური მტყუნებები და პარამეტრული მტყუნებები შეიძლება იყოს როგორც თანდათანობითი, ასევე უეცარი.

ყოველი კატეგორიისათვის დგინდება უმტყუნო მუშაობის დასაშვები ალბათობის მნიშვნელობა. განსაკუთრებით აუცილებელია შეფასდეს პარამეტრული მტყუნებები, რადგან ამ შემთხვევაში შესაძლებელია მოსალოდნელი შედეგების ფართო დიაპაზონი – მტყუნების ტექნიკური სისტემების ქმედითუნარიანობაზე უმნიშვნელო გავლენიდან კატასტროფულ შედეგამდე.

პარამეტრული მტყუნებების გამოსავლენად იყენებენ ქმედითუნარიანობის შემოწმების ავტომატურ მეთოდებს.

1.2.3. უმტყუნო მუშაობის განაწილების კანონები

ტექნიკური სისტემის უმტყუნო მუშაობის დროის განაწილების კანონი გამოსახული დიფერენციალური სახით, ალბათობის სიმკვრივის F*(t)*-ს ან ინტეგრალური ფორმით განაწილების *F(t)* ფუნქციის სახით, წარმოადგენს ნაკეთობის ან მისი ელემენტის საიმედოობის სრულ მახასიათებელს. ის საშუალებას იძლევა განვსაზღვროთ უმტყუნო მუშაობის ალბათობა $P(t)=1-F(t)$, მათემატიკური ლოდინი $T=\int_0^\infty t f(t)dt=\int_0^\infty P(t)dt$ დისპერსია D ან საშუალო კვადრატული გადახრა $\sigma=\sqrt{D}$, $D=\int_0^\infty (T-t)^2 f(t)\,dt$ და სხვა რიცხვითი მახასიათებლები. [3,8,11,12,20,25,42,]

საიმედოობის თეორიის ძირითად ამოცანას შეადგენს განაწილების ისეთი კანონის გამოვლენა და მისი მათემატიკიური აღწერა, რომელიც დიდი სიზუსტით ასახავს ობიექტურ სინამდვილეს. ეს აუცილებელია ნაკეთობის ქმედითუნარიანობის პროგნოზირებისთვის. მტყუნების აღწერის თვალსაზრისით ამ ამოცანის გადაწყვეტის უფრო მარტივ და

ფართოდ გავრცელებულ გზას წარმოადგენს განაწილების კანონის უშუალო არჩევა, რომელიც ასახავს ნამდვილ სურათს. ალბათობის თეორია იძლევა შემთხვევით სიდიდეთა განაწილების სხვადასხვა კანონების ფართო ასორტიმენტს (სპექტრს), რომლებიც შეიძლება გამოყენებული იქნას აგრეთვე საიმედოობის ამოცანის გადაწყვეტის დროს.

საიმედოობის ამოცანის ამოხსნისას თანდათანობით მტყუნებების აღწერისათვის გამოყენება ჰპოვა ნორმალურმა განაწილებამ, თუმცა ხშირად გამოიყენება განაწილების ასიმეტრიული კანონიც. ამ შემთხვევაში შეიძლება გამოდგეს ლოგარითმულ-ნორმალური, განაწილების კანონები. საიმედოობის შეფასებისას, როგორც წესი პოპულარულია განაწილების ისეთი კანონები, რომლებსაც რიცხვითი პარამეტრების მნიშვნელობების შეცვლის შედეგად შეუძლია მიიღოს სხვადასხვა სახე.

განაწილების კანონი, რომელიც შედგენილია მაჩვენებლიანი განაწილებათა ნარევისაგან – ეტაპების (ფიქტიური ფაზების) მეთოდი რიცხვითი მაჩვენებლების განსაზღვრული მნიშვნელობების (პარალელური და მიმდევრობითი ფაზების რიცხვი, ფაზების ინტენსივობის მნიშვნელობები და ფაზებში მოხვედრის ალბათობა) მიხედვით გარდაიქმნება ექსპონენციალურ კანონად, ერლანგის და ჰიპერექსპონენციალურ განაწილებად, მუდმივ ან ნორმალურ განაწილებასთან მიახლოვებულ განაწილებად.

ეს მეთოდი საშუალებას იძლევა მნიშვნელოვნად გავაფართოვოთ ანალიზური მოდელირების გამოყენების სფერო ამასთან გამოვიკვლიოთ უფრო ზოგადი სახის მქონე სისტემების საიმედოობის მოდელები.

ეტაპების (ფაზების) მეთოდის საფუძველს წარმოადგენს მაჩვენებლიანი განაწილების თვისება მერმქმედების არარსებობის შესახებ. ამგვარად, მაჩვენებლიანი განაწილების ოჯახი იცვლება ძალიან ფართო დიაპაზონში, ამიტომ ის წარმოადგენს განსაკუთრებით სასარგებლოს, როგორც ემპირიული ასევე თეორიული განაწილებების აპროქსიმაციისათვის.

შეიძლება ვაჩვენოთ, რომ უმტყუნო მუშაობის ხანგრძლივობის ყოველგვარი განაწილება შეიძლება სიზუსტის ნებისმიერი ხარისხით

აპროქსიმირებული იქნას მაჩვენებლიანი განაწილების ნარევით. უფრო მეტიც, დამდეგ მტყუნებებს შორის დროის შუალედის განაწილების მიმდევრობით-პარალელური ეტაპების მეთოდი გამოსადეგია ნებისმიერი სისტემის საიმედოობი გამოსათველელად, თუ მისი განაწილების ლაპლასის გარდაქმნა წარმოადგენს S-ის რაციონალურ ფუნქციას, რადგანაც შეიძლება ნებისმიერი არანაციონალური ფუნქცია დაიშალოს რაციონალურ ფუნქციათა მწკრივის სახით, ამიტომ მოცემულ ნაშრომში გადწყვეტილია ზოგადი ამოცანები, რამდენად ფართოდ გამოიყენება ეტაპების მეთოდები.

უეცარი მტყუნებათა აღძვრის მიზეზები არ არის დაკავშირებული ტექნიკური სისტემის მდგომარეობის შეცვლასთან და მისი შემადგენლობის მუშაობის ხანგრძლივობასთან, არამედ დამოკიდებულია შიდა ზემოქმედების დონეებზე, ამიტომ უეცარი მტყუნრბის მოდელის აღებისას უნდა დახასიათდეს ის მდგომარეობა, რომელმაც შეიძლება მტყუნებამდე მიგვიყვანოს. ეს მდგომარეობა შეიძლება შეფასდეს მტყუნების მუდმივი ინტენსივობით მტყუნების რაოდენობით დროის ერთეულში. აქედან გამომდინარე მოცემულ ნაშრომში უეცარი მტყუნების მათემატიკური მოდელის სახით გამოყენებულია მაჩვენებლიანი მოდელი.

პირველი თავის დასკვნა

არსებული მასალების ანალიზის საფუძველზე დადგენილია, რომ ტექნიკური სისტემათა და მანქანა დანადგართა ფუნქციონირება, როგორც წესი მიმდინარეობს მათზე დესტაბილიზაციის გამომწვევი ფაქტორების უწვეტი ზემოქმედების პირობებში, რომლის შედეგადაც ადგილი აქვს გამოყენებულ ნაკეთობათა მდგრად და თვითლიკვიდირებად მტყუნებებს. ამ ფაქტორების სისტემური ანალიზი, სახელდობრ საიმედოობის უზრუნველყოფის და შეფასების მეთოდების დამუშავება, წარმოადგენს თანამედროვე მეცნიერული კვლევიების წამყვან მიმართულებას. ამ მიმართულებით პირველ თავში მიღებულია შემდეგი ძირითადი დასკვნები:

- სტრუქტურული და დროითი დარეზერვება წარმოადგენს საიმედოობის ამაღლების ყველაზე ეფექტურ მეთოდს;
- ჩატარებულია ტექნიკურ სისტემათა და მანქანა დანადგართა მტყუნებების კლასიფიკაცია და დასაბუთებულია ალბათობათა განაწილების ზოგიერთი კანონების გამოყენების მიზანშეწონილება, როცა ადგილი აქვს სხვადასხვა სახის მტყუნებებს;
- ნაჩვენებია მაჩვენებლიანი ნარევით განაწილების ნებისმიერი ფუნქციების აპროქსიმაციის მაღალი ეფექტიანობა;

II თავი. ტექნიკური სისტემების საიმედოობის მათემატიკური მოდელები და ძირითადი მაჩვენებლების განსაზღვრა

2.1. საზომი მოწყობილობების კომპლექსურობა, როგორც საიმედოობის და სიზუსტის გაზრდისათვის ეფექტური საშუალება და მეთოდი

ტექნიკური სისტემების საიმედოობის და სიზუსტია გაზრდისათვის გამოიყენება საზომი მოწყობილობების კომპლექსურობა, რომელიც მდგომარეობს იმაში, რომ ისინი ერთიანდებიან ერთ დიდი საერთო კომპლექსურ სისტემაში და გამოიყენებიან ერთი და იგივე ფიზიკური პარამეტრისთვის ან ფუნქციონალურად დაკავშირებულ სიდიდეებისათვის გასაზომად. ნებისმიერი კომპლექსური საზომი სისტემა (კსს) იძლევა საშუალებას გაზომვების ცდომილების შემცირებას და ასევე საიმედოობის მკვეთრად გაზრდას სტრუქტურული სიჭარბის ანგარიშზე.

სტრუქტურული მეთოდების გამოყენებისას საჭირო სიზუსტის და საიმედოობის განხორციელება წარმოშობს (აპარატურულ) სტრუქტურულ სიჭარბეს, რომელიც საშუალებას გვაძლევს მივიღოთ ინფორმაციის სიჭარბე, რომელიც საკმარისია პარამეტრული მტყუნების გამოსარიცხავად, თუ არამუშა/მდგომარეობაში მყოფი საზომი მოწყობილობის რაოდენობა არ აღემატება დასაშვებ ზღვარს.

(კსს) კომპლექსირებადი საზომი სისტემის გამოყენებისას წარმოშობა ამოცანების მთელი რიგი, როგორიცაა ოპტიმალური ალგორითმების დამუშავება და მათი აპარატურული რეალიზაციის გზები, (კსს) კომპლექსირებადი საზომი მოწყობილობის სტრუქტურული სქემის ამორჩევა და მასში შემავალი საზომი მოწყობილობების, დასაშვები სიზუსტის მახასიათებლების და საიმედოობის შეფასება. [54,55,56]

2.1.1. საიმედოობის მათემატიკური მოდელის აგება

განვიხილოთ ტექნიკური სისტემა, რომელიც შედგება m მუშა და $n-m$ სარეზერვო მოწყობილობისაგან. მუშა საზომი მოწყობილობები მტყუნებადი α_1 ინტენსივობით, ხოლო რეზერვირებული - α_2 ინტენსივობით. მტყუნებული საზომი მოწყობილობები გადიან აღდგენით სამუშაოებს, რომლის შედეგად ისინი იძენენ პირველსაწყის სიზუსტეს და საიმედოობას. კსს ემსახურება ერთი სარემონტო ბრიგადა. თუ მტყუნებული გახდება მოწყობილობა, მაშინ მის მაგივრად ჩაერთვება რეზერვული მოწყობილობა, თუ ამ მომენტში ერთი მაინც მუშა მდგომარეობაშია, რომელიც რეზერვში იმყოფება. გადამრთველი მოწყობილობა ჩავთვალოთ აბსოლიტურად საიმედოდ. საზომი მოწყობილობის აღდგენის დრო. მიღებულია ნებისმიერი განაწილების კანონი, თუ შეკეთებული საზომი მოწყობილობის რაოდენობა გადააჭარბებს m –ს, მაშინ დადგება მტყუნებული მდგომარეობა, როცა სისტემას აღარ შეუძლია გააგრძელოს თავისი ფუნქციონალური დანიშნულება.

მაშასადამე, მუშაობის ნებისმიერ მომენტში უნდა იყოს m მუშა მდგომარეობაში მყოფი მოწყობილობა და მტყუნებადმდგრადი მოწყობილობების რაოდენობა არ უნდა აღემატებოდეს N = n – m. აქ მხედველობაში მიიღება, თუ ნაუცბათევი კატასტროფული მტყუნების რაოდენობა არ აღემატება დასაშვებ რაოდენობას, მაშინ აღმდგენი ფუნქცია და მისი სარეალიზაციო ორგანო ისე არის შერჩეული, რომ გაზომვის ცდომილება არ აღემატება დასაშვებ მნიშვნელობას.

ავღნიშნოთ: G (u) ალბათობის ფუნქცია (რემონტის) აღდგენის დროის შესრულების ალბათობის განაწილების ფუნქცია.

$R_k(t)$ - ალბათობა იმისა, რომ დროის t მომენტში კსს აქვს K რაოდენობის მტყუნებადი მოწყობილობა

$(k = \overline{N = 0, n-m+1})$;

$r_k(t,\ u)\,du$- ალბათობა იმისა, რომ t მომენტში საზომი მოწყობილობა, მტყუნებად მდგომარეობაში შეადგენს k< N, ერთერთი იქიდან იმყოფება რემონტში უკვე $\xi(u \le \xi \le u + du)$ დროის განმავლობაში.

$$a_i = m\alpha_1 + (i-m)\alpha_2; \qquad \mu(u) = \frac{G^{/}(u)}{\overline{G}(u)};$$

$\overline{G}(u) = 1 - G(u)$; $g(u) = G^{/}(u)$

$N = n - m + 1$ - მტყუნებადი საზომი მოწყობილობების რაოდენობა, რომლის დროსაც წარმოიშობა სისტემის გაჩერება - მტყუნება .

m – არის საზომი ხელსაწყოების რაოდენობა, როლებც ერთდროულად მოიძებნება სამუშაო რეჟიმში. განხილული რთული ალბათური მოდელი კერძო სემთხვევებში სეგვიძლია განვიხილოთ როგორც შემდგომში ქვემოდელები:

1. ცხელი რეზერვირება $\alpha_1 = \alpha_2$ ჩანაცვლებით.

2. ცივი რეზერვირებით $\alpha_2 = 0$; ჩანაცვლებით.

3. მუდმივი რეზერვირებით $m = n$ ჩანაცვლებით.

4. რეზერვირება აღდგენის გარეშე და სხვა, ყველა ის შემთხვევები რომლებიც პრაქტიკაში ხშირად ხდება.

შევნიშნოთ რომ ძირითადი მაჩვენებლებელი საიმედოობის არის ის მათემატიკური გამოსახულებები, რომლებიც მიღებულია ქვევით. ძირითადი ტენდენცია კონსტრუქციის და სქემურ პარამეტრებში გვევლინება ეს გამოკვლევები რაც აუცილებელია ამ სისტემების ოპტიმალური პროექტირების და ექსპულატაციის დროს.

ალბათური მსჯელობის გამოყენებით საზომი მოწყობილობის მდგომარეობის შესაძლო ცვლილებების გამო სისტემის ცვლილება დროის მცირე ინტერვალში (t, t+h), ძირითადად გამოიყენება ნახევრადმარკოვული პროცესები, შემოყვანილი ალბათობების შედარებით, შეიძლება (შევქმნათ) შევადგინოთ კერძო წარმოებულიანი დიფერენციალური განტოლებების სისტემა [2.4÷2.8];

$$R_0^{/}(t) = -a_n\, R_0(t) + \int_0^t r_1(t, u)\,\mu(u)\,du\,, \tag{2.1}$$

$$\frac{\partial r_1(t,u)}{\partial t} + \frac{\partial r_1(t,u)}{\partial u} = -(a_{n-1} + \mu(u)\, r_1(t,u))\,; \tag{2.2}$$

. . . .

$$\frac{\partial r_k(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial r_k(t,u)}{\partial u}=-(a_{n-k}+\mu(u)r_k(t,u)+a_{n-k+1}\ r_{k-1}(t,u)\ ;$$

$$k=\overline{2,N-1} \tag{2.3}$$

$$R_N^{/}(t)=a_{n-N+1}R_{N-1}(t)\ ; \tag{2.4}$$

განტოლებების შედგენაზე აუცილებელია ვიმსჯელოთ (21-2.4).

პირველი განტოლება მიიღება ასეთი მსჯელობით:

განვიხილოთ შემთხვევა, რომელიც მდგომარეობს იმაში, რომ t+h დროის მომენტში სისტემა მუშა მდომარეობაშია და ყველა საზომი მოწყობილობა მუშა მდგომარეობაშია. ეს შემთხვევა შეიცავს შემდეგ ჯამურ შეუთავსებად შემთხვევებს, ალბათობების შემცველებს, რომლებიც განსხვავებულია O (h) -გან.

1. სისტემაში დროის t მომენტში არის შემოწმებული საზომი მოწყობილობა და დროის h შუალედში არ წარმოიშობა უეცარი კატასტროფული მტყუნება, ე.ი. საზომი მოწყობილობები მუშა მდგომარეობაშია, და მუშაობს როგორც რეზერვში. ალბათობა ამ შემთხვევისთვის იქნება

$$R_0(t)[1-a_n h]+o(h)$$

2. t მომენტში სისტემაში არის ერთი მტყუნებადი საზომი მოწყობილობა, რომელიც იმყოფება რემონტში დროის $\xi(u<\xi<u+du)$ მომენტში და რომლის რემონტი შედგა დროის ამ შუალედში. სრული ალბათობის კანონის საფუძველზე ამ შემთხვევის ალბათობა ტოლია

$$\int_0^{t+h} r_1(t,u)du\mu(u)h+o(h)$$

ამრიგად,

$$R_0(t+h)=(1-a_n h)R_0(t)+\int_0^{t+h} r_1(t,\mu)\,d\,u\cdot\mu(u)h+0(h)$$

ბოლო ტოლობა შეიძლება გამოვსახოთ ასე:

$$\frac{R_0(t+h)-R_0(t)}{h}=-a_nR_0(t)+\int_0^{t+h} r_1(t,u)\mu(u)du+\frac{o(h)}{h}$$

რამდენადაც , $h\to 0$ ტოლობის მარჯვენა ნაწილის ზღვარი

არსებობს $\left(\lim_{h\to 0}\frac{0(h)}{h}=0\right)$

არსებობს აგრეთვე ამ ტოლობის მარცხენა მხარის ზღვარი, რომლის შედეგად, როცა $h\to 0$ ვღებულობთ (2.1) განტოლებას.

მესამე განტოლება. განვიხილოთ შემთხვევა, რომელიც იმაში მდგომარეობს, რომ $t+h$ მომენტში სისტემა მუშა მდგომარეობაშია, მაგრამ k(k < N) მტყუნებადი საზომი მოწყობილობები, რომელთაგან პირველი იმყოფება რემონტში $\xi(u\le\xi\le u+du)$ დროის შუალედში, ეს რთული მდგომარეობა შეიძლება წარმოვიდგინოთ, როგორც ჯამი შემდეგი შეთავსებად შემთხვევებად:

1. t მომენტში სისტემაში იმყოფება k (k < m) მტყუნებადი საზომი ხელსაწყოები, იქიდან ერთერთი აღდგენის პროცესშია $\xi(u<\xi<u+du)$ დროის ერთეულში. რომელიც არ შედგა h დროის განმავლობაში, და ამ დროს წარმოიშვა არცერთი ახალი კატასტროფული მტყუნება, ამ დროს ალბათობა ტოლია:

$r_k(t,u)=\left[1-(a_{n-k}+\mu(u)h\right]+o(h);$

2. t მომენტში სისტემაში იმყოფება k – 1 მტყუნებად მოწყობილობა, აქედან ერთი აღდგენადია დროის $\xi(u<\xi<u+du)$, ამ დროს წარმოიშვა კიდევ ერთი მტყუნება, ალბათობა ამ შემთხვევის ტოლია :

$r_{k-1}(t,u)a_{n-k+1}h+0(h)$;

მაშასადამე

$r_k(t+h,u+h)=\left[1-(a_{n-k}+\mu(u)h\right](t,u)+a_{n-k+1}hr/_{k-1}(t,u)+o(h)$

$$\frac{r_k(t+h,u+h)-r_k(t,u)+-r_k(t,u+h)-r_k(t+u,h)}{h}=$$

$$=(a_{n-k}+\mu(u))r_k(t,u)+a_{n-k+1}r_{k-1}(t,u)+\frac{0(h)}{h} \quad ;$$

გადავიდეთ ბოლო გამოსახულებაში $h \to 0$ მივიღებთ (2.3).

<u>მეოთხე განტოლება</u>. განვიხილოთ შემთხვევა, როცა t + h მომენტში სისტემა არამუშა მდგომარეობაშია (მტყუნების რაოდენობა ტოლია N). მოხდა მტყუნება და სისტემა რჩება განუსაზღვრელი დროით ამ მტყუნებად მდგომარეობაში, ე.ი. სისტემა არ გამოდის შთანთქმის მდგომარეობიდან. ეს შემთხვევა შეიძლება განვიხილოთ, როგორც ჯამი შემდეგი ურთიერთგამომრიცხავი შემთხვევების: 1. t მომენტში სისტემაში არის N რაოდენობის მტყუნებადი საზომი ხელსაწყოები. ამ შემთხვევის ალბათობა არის $R_N(t)$;

2. t მომენტში სისტემაში არის N-1 მტყუნებადი მოწყობილობა, აქედან n-N+1 საზომი მოწყობილობა მუშამდგომარეობაშია, h დროში მტყუნებადი გახდა, ამ შემთხვევის ალბათობა ტოლია:

$$a_{n-N+1}R_{N-1}(t)+o(h)$$

მაშასადამე, $R_N(t+h)=R_n(t)+a_{n-N+1}hR_{N-1}(t)+o(h)$

ან
$$\frac{R_N(t+h)-R_n(t)}{h}=-a_{n-N+1}R_{N-1}(t)+\frac{o\,(h)}{h}$$

როცა $h \to 0$ გადავალთ ზღვარზე მივიღებთ (2.4). აქ

$$R_{N-1}(t)=\int_o^t r_{N-1}(t,u)du$$

საწყისი და სასაზღვრო პირობებს აქვს სახე:

$$R_o(o)=1;$$

$$r_1(t,o)=a_nR_o(t)+\int_o^t r_2(t,u)\mu\,(u)\;d\,u\;; \qquad (2.5)$$

. . . .

. . . .

$$r_k(t,o)=\int_o^t r_{k+1}(t,u)\mu(u)\,du;\quad k=2\,,\overline{N-2}\,; \tag{2.6}$$

$$r_{n-1}(t,o)=o; \qquad\qquad r_n(t,o)=o. \tag{2.7}$$

[2.1÷2.3] განტოლებების ამოხსნის შედეგად მივიღებთ ისეთ ამოხსნებს, რომელთაც აქვთ ასეთი სახე:

$$r_1(t,u)=r_1(t-u,o)\,\overline{G}(u)\,\ell\,{}^{(n-1)}_{n-1}(u); \tag{2.8}$$

$$r_2(t,u)=r_1(t-u,0)\,\overline{G}(u)\,\ell\,{}^{(n-2)}_{n-1}(u)+r_2(t-u,0)\,\overline{G}(u)\,\ell\,{}^{(n-2)}_{n-1}(u)\,, \tag{2.9}$$

. . . .

. . . .

. . . .

$$r_k(t,u)=\sum_{v=1}^{k} r_v(t-u,0)\,\overline{G}(u)\,\ell^{(n-k)}_{n-v}(u),\qquad k=2,\overline{N-1}; \tag{2.10}$$

აქ $\ell_i^{(j)}(u)$ - ალბათობა იმისა, რომ (კსს), რომელსაც t-u მომენტში ჰქონდა i რაოდენობის მტყუნებადი მოწყობილობა, t მომენტში ექნება j (j > i) მტყუნებადი საზომი მოწყობილობა.

$$\ell_i^{(j)}(u)=\int_o^u \alpha_i \ell_{i\,\upsilon}^{-\alpha i v}\ \ell^{(j)}\ (u-v)\ du\ ;$$

$$\ell_i^{(j)}(s)\ \div\ \ell_i^{(j)}(u)\ ;$$

$$\mathrm{l}_i^{(j)}(s)=\frac{1}{s+a_j}\prod_{\mu=1}^{j+1}\frac{a_\mu}{s+a_\mu}\ ; \qquad\qquad \ell_i^{(j)}(s)\div\frac{1}{s+a_i}$$

განვმარტოთ ალბათობის აზრი ერთერთი ამ (2.6÷2.8) გამოსახულებიდან, მაგ. (2.8). ეს არის ერთობლივი ალბათობა იმისა, რომ t-u დასაწყის მომენტში აღდგენილია ერთ-ერთი საზომი მყტუნებადი ხელსაწყო. საერთო რაოდენობა მტყუნებადი მოწყობილობისა შეადგენს $v(v=\overline{1,k})$. მტყუნებადი საზომი მოწყობილობის აღდგენა u დროში არ შედგა,

ხოლო მტყუნებადი საზომი მოწყობილობის რაოდენობა გახდა $k\ (k \geq v)$.

შესაბამისად ლაპლასის გარდაქმნებით, სისტემას k მდგომარეობაში აქვს შემდეგი სახე:

$$R_k(s) = \int_o^{\infty} e^{-st} d\,t \int_o^t r_k(t,u)\, du = \sum_{v=1}^{K} r_{\,v}(s,o)\, \overline{G}_{n-v}^{(n-k)}(s)\ ; \quad k = \overline{1, n-1}; \ (2.11)$$

$$R_{\,N-1}(s) = \sum_{v=1}^{n-1} \overline{G}_{\,n-v}^{\,(n-N+1)}(s) r_v(s,o)$$

$$sh_N(s) = a_{n-N+1} R_{n-1}(s) \qquad (2.12)$$

აქ $\overline{G}(s) = \left(\dfrac{1-g(s)}{S}\right)$; $\quad \overline{G}_{n-v}^{n-N+1}(s) = \dfrac{1-g(s)}{s} \ell_{\,n-v}^{\,n-N+1}(s)$

ან

$$\overline{G}_{\,b}^{\,(c)}(s) = \left(\prod_{\eta=c+1}^{b} a_\eta\right)\left\{\frac{1-g(s+a_c)}{s+a_c} \prod_{\eta=c+1}^{b} \frac{1}{a_\eta - a_c} + \sum_{p=c+1}^{b}\left[\frac{1-g(s+a_p)}{(s+a_p)(a_c-a_p)} \prod_{\substack{\eta=c+1\\ \eta\neq p}}^{b} \frac{1}{a_\eta - a_p}\right]\right\}$$

ნებისმიერ დროის მომენტში გვექნება შემდეგი იგივეობა

$$\sum_{k=0}^{N} R_k(t) = 1 \quad \text{ან} \quad \sum_{k=0}^{N} R_k(s) = \frac{1}{s}$$

ჩავსვათ (2.8), (2.10), (2.5)-ში და (2.7)-ში და გადავალთ ლაპლასის გარდაქმნაზე,

აქ

$$\begin{cases} R_0(s) - 1 = -a_n R_0(s) + g_{\,n-1}^{\,(n-1)}(s)\ r_1(s,o)\,; \\ r_1(s,o) = a_n R_0(s) + \sum_{v=1}^{2} g_{\,n-v}^{\,(n-2)}(s)\ r_v(s,o)\ ; \\ r_1(s,o) = \sum_{v=1}^{2} g_{\,n-v}^{\,(n-3)}(s)\ r_v(s,o)\ ; \\ ------------------------------------ \\ r_k(s,o) = \sum_{v=1}^{k+1} g_{\,n-v}^{\,(n-k-1)}(s)\ r_v(s,o), \qquad k = \overline{2, n-2} \\ r_{n-1}(s,o) = 0 \\ R_N(s) = \dfrac{a_{n-N+1} R_{N-1}(s)}{s} \end{cases} \qquad (2.13)$$

აქ $g(s) \div g(u) G'(u)$; $\quad g_b^{(c)}(s) \div g(S) l_b^c(s)$

$$g_{в}^{(c)}(s)=\left((\prod_{\eta=c+1}^{в}a_\eta)\right)\left[\frac{g(s+a_c)}{\prod\limits_{\eta=c+1}^{b}(a_\eta-a_c)}+\sum_{p=c+1}^{в}\frac{g(s+a_p)}{a_c-a_p}\prod_{\substack{\eta=c+1\\ \eta\neq p}}^{в}\frac{1}{a_\eta-a_p}\right].$$

განტოლებათა სისტემას (2.13)-ს აქვს $N-1$ რაოდენობის განტოლება $R_0(s),\ r_k(s,o)\ \ (k=1,N-2)$. თუ ვიგულისხმებთ, რომ $r_{N-1}(s,o)=o$ დროს (2.13) სისტემას წარმოვადგენთ შემდეგი სახით:

$$\begin{cases}\left[1-g_{n-1}^{(n-2)}(s)\right]r_1(s,o)-g_{n-2}^{(n-2)}(s)r_2(s,o)=a_nR_0(s);\\ -g_{n-1}^{(n-3)}(s)r_1(s,o)+\left[1-g_{n-2}^{(n-3)}(s)\right]r_2(s,o)-g_{n-3}^{(n-3)}(s)r_3(s,o)=o;\\ -g_{n-1}^{(n-4)}(s)r_1(s,o)-g_{n-2}^{(n-4)}(s)r_2(s,o)+\left[1-g_{n-3}^{(n-4)}(s)\right]r_3(s,o)-g_{n-4}^{(n-4)}(s)r_4(s,o)=o\\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\\ -g_{n-1}^{(n-N+2)}(s)r_1(s,o)-g_{n-2}^{(n-N+2)}(s)r_2(s,o)-g_{n-3}^{(n-N+2)}(s)r_3(s,o)+\dots\\ \dots+\left[1-g_{n-N+3}^{(n-N+2)}(s)\right]r_{N-3}(s,o)-g_{n-N+2}^{(n-N+2)}(s)r_{N-2}(s,o)=o;\\ -g_{n-1}^{(n-N+1)}(s)r_1(s,o)-g_{n-2}^{(n-N+1)}(s)r_2(s,o)-g_{n-3}^{(n-N+1)}(s)r_3(s,o)+\dots\\ \dots+g_{n-N+3}^{(n-N+1)}(s)r_{N-3}(s,o)+\left[1-g_{n-N+2}^{n-N+1}(s)\right]r_{N-2}(s,o)=o.\end{cases}\tag{214}$$

გავიგოთ $r_1(s,o)$, (2.13) სისტემის პირველი განტოლებიდან

$$r_1(s,0)=\frac{(s+a_n)R_0(s)-1}{g_{n-1}^{(n-1)}(s)},$$

თუ ავღნიშნავთ

$$a_{i\ j}(s)=-g_{\ n-j-1}^{\ (n-j-1)}(s),\qquad r_k(s,o)=x_{k-1}(s)=x_{k-1},\qquad r_{N-1}(s,o)=x_{N-2}(s,o)=o,$$

(2.14) განტოლებათა სისტემას მივიყვანოთ ამ სახემდე

$$\begin{cases}a_{11}(s)\ x_1(s)=b_{\ 1}\ ;\\ \left[1+a_{21}(s)\right]x_1(s)+a_{22}(s)x_2(s)=b_2;\\ a_{31}(s)x_1(s)+\left[1+a_{32}(s)\right]x_2(s)+a_{33}(s)x_3(s)=b_3;\\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\\ a_{N-3,1}(s)x_1(s)+a_{N-3,2}(s)x_2(s)+a_{N-3,3}(s)x_3(s)+\dots.\\ \dots+\left[1+a_{N-3,N-4}(s)\right]x_{N-4}(s)+a_{N-3,N-3}(s)x_{N-3}(s)=b_{N-3\,;}\\ a_{N-2,1}(s)x_1(s)+a_{N-2,2}(s)x_2(s)+a_{N-2,3}(s)x_3(s)+\dots.\\ \dots+a_{N-2,N-4}(s)x_{N-4}(s)+\left[1+a_{N-2,N-3}(s)\right]x_{n-3}(s)=b_{N-2}.\end{cases}\tag{2.15}$$

აქ

$$b_1 = a_n R_0(s) - \left[1 + a_i(s)\right] r_1(s,o) \;;\quad b_1 = a_{io}(s)\, r_1(s,o), \qquad i = \overline{2, N-2}\;.$$

$$r_1(s,0) = \frac{[1-(s+a_n)R_0(s)]}{a_{00}(s)} \quad ;$$

პირველი N-3 (2.15) განტოლებათა სისტემიდან, შეიცავს N-3 უცნობებს $x_i(s)$ (i=1; N-3)), ამოხსნის შემდეგ მოვნახავთ $x_i(s)$, $P_0(s)$-გან დამოკიდებულებით. შემდეგ (2.15) ბოლო განტოლებიდან ვპოულობთ $P_0(s)$ და ამის შედეგად სხვა დანარჩენ ალბათობებს.

(2.15) განტოლებათა სისტემის პირველი N-3 ამოხსნისას შეიძლება დავწეროთ $x_i(s) = \dfrac{\Delta_i(s)}{\Delta(s)}$, სადაც $\Delta(s)$ არის განსაზღვრება $(\alpha_{ij}(s))$ ჩავწერთ არგუმენტის გარეშე)

$$\begin{vmatrix}
\alpha_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
(1+\alpha_{21}) & \alpha_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\
\alpha_{31} & (1+\alpha_{32}) & \alpha_{33} & 0 & 0 & 0 \\
\alpha_{41} & \alpha_{42} & (1+\alpha_{43}) & \alpha_{44} & 0 & 0 \\
\cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\
\alpha_{N-3,1} & \alpha_{N-3,2} & \alpha_{N-3,3} & \alpha_{N-3,4} & (1-\alpha_{N-3,N-4}) & \alpha_{N-3;N-3}
\end{vmatrix},$$

ხოლო $\Delta_i(s)$ $(i = \overline{1, N-3})$ მიიღება $\Delta(s)$ განსაზღვრებიდან, i-ური სვეტის $(b_1, b_2, b_3, \ldots, b_{n-3})$-ზე.

ეხლა შეგვიძლია განვსაზღვროთ საშუალო ნამუშევარი მტყუნების დროს ან საშუალო დრო (მათემატიკური ლოდინი) (კსს) მტყუნებად მდგომარეობაში მოხვედრამდე.

(2.12) განტოლების თანახმად

$$R_n(s) = \frac{\alpha_{n-N+1} R_{N-1}(s)}{s} \quad , \text{რადგან}$$

$$R_N(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} R_N(t)\, dt\ ,$$

გვაქვს შემდეგი თანაფარდობა:

$$sR_N(s) - R_N(0) = \int_0^{\infty} e^{-st} R_N^{/}(t)\, dt\ ,$$

ან $$sR_N(s)\Big|_{s=0}^{/} = \int_0^{\infty} tR_N^{/}(t)\, dt = -T_{CHO}\ ,$$

ამგვარად $$T_{CHO} = -sR_N(s)\Big|_{s=0}^{/};$$

შევნიშნოთ, რომ სტაციონალური მნიშვნელობები:

$R_i(t) = \lim\limits_{s\to 0} sR_i(s) = 0$, როცა $i = \overline{0, N\text{-}1}$ და

$R_N(t) = \lim\limits_{s\to 0} sR_i(s) = 1$, რაც მოსალოდნელი იყო..

მართლაც, სისტემა დროის ინტერვალში $(0,\infty)$ აუცილებლად მოხვდება შთანთქმის მდგომარეობაში.

ანალოგიურად მოიძებნება მეორე რიგის მომენტი და დისპრესია. ცხადია, რომ (2.15) განტოლებათა სისტემის ამოხსნა არ იწვევს სიძნელეს, ამიტომ ის აქ აღარ მოიყვანება.

ამ პარაგრაფის დამთავრებით შევნიშნავთ, რომ აქ მოყვანილი ფორმულები არის საყოველთაო.

2.1.2. მტყუნებადი რეზერვირებული (კსს) საიმედოობა

მტყუნებადი სისტემის საიმედო მაჩვენებლები (კსს) შეიძლება მივიღოთ იმ ფორმულებიდან, რომელიც მივიღეთ ამ თავის დასაწყისში. ამისთვის საკმარისია ვიგულისხმოთ, რომ საშუალო აღდგენითი დრო ტოლია უსასრულობის, ე.ი.

$$\tau_b = \int_0^{\infty} tg(t)\, dt = \infty$$

ეს პირობა ლაპლასის გარდაქმნების სახით შეიძლება დაიწეროს, როგორც g (s) = 0. მართლაც, მუდმივი დროით აღდგენის (τ_b) $g(s) = Exp(-s\tau_b)$,, რომელიც მიისწრაფვის ნულისაკენ როცა $\tau_b \to \infty$.

მაშინ, ამ შემთხვევაში (2.13) განტოლებათა სისტემა მიიღებს სახეს.

$$\begin{cases} sR_0(s) - 1 = -a_n R_0(s); \\ r_1(s,o) = a_n R_0(s); \\ r_K(s,o) = o, \qquad K = \overline{2, N-1}; \\ R_K(s) = \overline{G} g_{n-1}^{(n-K)} r_1(s,o), \qquad K = \overline{1, N-1}; \\ sR_N(s) = a_{n-N+1} R_{N-1}(s). \end{cases}$$

აქ $$\overline{G}_b^{(c)} = \left(\prod_{\eta=c+1}^{b} \alpha_\eta\right)\left\{\left(\frac{1}{s+\alpha_c}\prod_{\eta=c+1}^{b}\frac{1}{\alpha_\eta - \alpha_c}\right) + \right.$$

$$\left. + \sum_{p=c+1}^{в}\left[\frac{1}{(s+\alpha_p)(\alpha_c - \alpha_p)}\prod_{\substack{\eta=c+1 \\ \eta\neq p}}^{в}\frac{1}{\alpha_\eta - \alpha_p}\right]\right\}$$

საშუალო ნამუშევარი მტყუნების დროს შეიძლება გამოვითვალოთ შემდეგნაირად:

$$T_{CHO} = sR_n(s)\Big|_{s=0}^{/} = -a_{n-N+1}R^{/}_{N-1}(0);$$

$$R_{n-1}^{/}(0) = r_1^{/}(0,0)\,\overline{G}_{n-1}^{(n-N+1)}(o) + \left|\overline{G}_{n-1}^{(n-N+1)}(s)\right|_{s=0}^{1\,/} r_1(0,0) \ ;$$

$$r_1^{/}(0,0) = -\frac{1}{a_n}; \qquad r_1(0,0) = 1;$$

$$\overline{G}_{n-1}^{(n-N+1)}(0) = \left(\prod_{\eta=n-N+2}^{n-1} a_\eta\right) \times$$

$$\times \left\{\left(\frac{1}{a_{n-N+1}}\prod_{\eta=n-N+2}^{n-1}\frac{1}{a_\eta - a_{n-N+1}}\right) + \sum_{p=n-N+2}^{n-1}\left[\frac{1}{a_p(a_{n-N+1} - a_p)}\prod_{\substack{\eta=n-N+2 \\ \eta\neq p}}^{n-1}\frac{1}{a_\eta - a_p}\right]\right\};$$

$$\left|\overline{G}_{n-1}^{(n-N+1)}(s)\right|_{s=0}^{/}=\left(\prod_{\eta=n-N+2}^{n-1}a_\eta\right)\left\{\left(-\frac{1}{a_{n-N+1}^2}\prod_{\eta=n-N+2}^{n-1}\frac{1}{\overline{a}_\eta a_{n-N+1}}\right)+\right.$$

$$\left.+\sum_{p=n-N+2}^{n-1}\left[\frac{-1}{(a_{N-n+1}-a_p)a_p^2}\prod_{\eta=n-N+2}^{n-1}\frac{1}{a_\eta-a_p}\right]\right\}.$$

2.2. ტექნიკური სისტემების ინტერვალური და ზღვრული მზადყოფნის კოეფიციენტის განსაზღვრის მათემატიკური მოდელები და მეთოდები

აღნიშნულ პარაგრაფში შემოთავაზებულია ორიგინალური მეთოდი რთული ნაკეთობების (ტექნიკური სისტემები აპარატები, ტექნიკური მოწყობილობები და სხვა) ჩადგმული აპარატურული, ხელსაწყოების კონტროლით ინტერვალური და ზღვრული მზადყოფნის კოეფიციენტის განსასაზღვრავად. იხ. გვ. 72

როგორც ცნობილია ინტერვალური მზადყოფნის კოეფიციენტი განისაზღვრება, როგორც მათემატიკური ლოდინი დროის იმ ნაწილისა, რაც საჭიროა ნაკეთობის ნორმალური ფუნქციონირებისათვის დროის მოცემულ T ინტერვალში [3, 57].

მოდელი 1. დაუშვათ, განსახილველი ტექნიკური სისტემა შედგება ორი ნაწილისაგან: ძირითადი და საკონტროლო. ძირითადი ნაწილის გამართულობის მაჩვენებელს წარმოადგენს მის გამოსასვლელზე განსაზღვრული დონის სიგნალების არსებობა, რომელიც შეუწყვეტლად მოწმდება საკონტროლო მოწყობილობის მიერ. საკონტროლო აპარატურის მტყუნებები მოწმდება პერიოდულად, თუ პერიოდული შემოწმებების დროს მოხდება ძირითადი მოწყობილობის მტყუნება, როცა საკონტროლო ნაწილი გამართულია, დაუყოვნებლივ იწყება მისი აღდგენა (რემონტი), ხოლო თუ ძირითადი ელემენტის მტყუნებას წინ უსწრებს საკონტროლო აპარატურის მტყუნება, მაშინ მტყუნების

აღმოჩენა და აღმოფხვრა შესაძლებელია მხოლოდ პერიოდული შემოწმების შედეგად. ძირითადი და საკონტროლო მოწყობილობების მტყუნებების ნაკადი ექვემდებარება პუასონის კანონს.

შემოვიღოთ შემდეგი აღნიშვნები: α – ძირითადი აპარატურის მტყუნების ინტენსივობა, β - საკონტროლო აპარატურის მტყუნების ინტენსივობა, $\Gamma_0(t)$ – პერიოდული შემოწმებისას საკონტროლო დროის განაწილების ფუნქცია (გფ), $\Gamma_1(t)$ – ნაკეთობის საკონტროლო და ჯამური დროის განაწილების ფუნქცია, G(t) – ნაკეთობის ძირითადი ნაწილის აღდგენის დროის განაწილების ფუნქცია.

იმისათვის, რომ ვიპოვოთ საშუალო სასარგებლო მუშაობა, კალენდარული T დროის განმავლობაში, პერიოდულ შემოწმებებს შორის, მტყუნებაზე ყველა ტიპის დროითი დანაკარგების გათვალისწინებით დროითი დანაკარგები ძირითადი და საკონტროლო მოწყობილობის მტყუნების აღსადგენად, აღმოუჩენადი მტყუნებით გამოწვეული დროითი დანაკარგები (ძირითადი მოწყობილობა აგრძელებს ფუნქციონირებას არაქმედითუნარიან მდგომარეობაში), პერიოდული შემოწმებისას დროითი დანაკარგები და ა.შ.). განვიხილოთ შებრუნებული ამოცანა: ვიპოვოთ რეალური (კალენდარული) დროის საშუალო მნიშვნელობა T , ყველა შესაძლო ტიპის დანაკარგების პირობებში, რაც აუცილებელია ძირითადი მოწყობილობის მიერ T_0 ხანგრძლივობის სასარგებლო მუშაობის უზრუნველსაყოფად (სასარგებლოდ ითვლება დროის ის ინტერვალები, რომლის დროსაც ძირითადი მოწყობილობა გამართულია).

დაუშვათ, რომ დრო T_0 დაყოფილია n დამოუკიდებელ და თანაბარ ნაწილებად განაწილების ფუნქციით F(t).

$F(t)=1(t-\tau_0)$, $\tau_0=T_0/n$

გადავნომროთ თითოეული დროითი მონაკვეთი და $j\tau_0$($j=\overline{1,n}$)-ს დავარქვათ j-ური ეტაპი. შემოვიტანოთ განაწილების ფუნქცია $\Phi_j(t)$ – ალბათობა იმისა, რომ ძირითადი მოწყობილობის მუშაობის $(n-j+1)\tau_0$ დროის უმტყუნო მუშაობის დროის მისაღებად, დაწყებული j-ური ეტაპიდან საჭიროა $t(t\geq(n-j+1)\tau_0)$-ზე ნაკლები დრო, იმ პირობით, რომ j-ურ ეტაპში ძირითადი მოწყობილობა იმყოფებოდა გამართულ

მდგომარეობაში და ძირითადი მოწყობილობის მტყუნებები აუფასურებენ უმტყუნო მუშაობის დროს ერთი ეტაპის საზღვრებში.

ცხადია, რომ ზემოაღნიშნული გამოსახულებიდან გამომდინარე გვექნება:

$$\lim_{n\to\infty}\int_0^\infty t\Phi_1^{(n)}(t)T \quad \text{და} \quad k_u = T_0/T \qquad (2.16)$$

შემდეგში ზედა ინდექსს n-($\Phi_1^{(n)}$(t)) გამოვტოვებთ. ე.ი. Φ_1(t) მიმართ ნახევრადმარკოვული პროცესების საფუძველზე ადგილი აქვს შემდეგ ინტეგრალურ განტოლებას:

$$\Phi_j(t)=\int_0^t dF_*^{(n-j+1)}(u)e^{-\alpha u}\Gamma_0(t-u)+\sum_{i=0}^{n-j}\int_0^t \alpha e^{-\alpha u}du[F_*^{(i)}(u)-F_*^{(i+1)}(u)]\times$$
$$\times\int_0^{t-u}dG(v)\Phi_{j+i}(t-u-v)+\sum_{i=0}^{n-j}\int_0^t \alpha e^{-\alpha u}du(1-e^{-\beta u})[F_*^{(i)}(u)-F_*^{(i+1)}(u)]\times \qquad (2.17)$$
$$\times\int_0^{t-u}dF_*^{(n-j-i+1)}(v)\int_0^{t-u-v}d\Gamma_1(\tau)\Phi_{j+i}(t-u-v-\tau),\ j=\overline{1,n};$$

სადაც, $F_*^{(k)}(u)$ - $F(u)$ განაწილების ფუნქციის k-ური რიგის ნახვევია; $\lambda=\alpha+\beta$.

განვიხილოთ გამოსახულება (2.17):

პირველი წევრი – ესაა ერთობლივი ალბათობა შემდეგი დამოუკიდებელი ხდომილებების: ა) n – j + 1 ეტაპის შესრულება მთავრდება $(u,u+du)$ დროის ინტერვალში - $dF_*^{(n-j+1)}(u)$; ამ დროის განმავლობაში ძირითადი ელემენტი არ განიცდის მტყუნებას $(e^{-\alpha u})$. პერიოდული კონტროლის დრო იქნება $t-u$ ნაკლები $(\Gamma_0(t-u))$-ზე.

მეორე წევრი – ალბათობა იმისა, რომ u დროის მომენტში აღიძვრება ძირითადი ელემენტის მტყუნება და ამ დროის განმავლობაში საკონტროლო ელემენტი არ განიცდის მტყუნებას $(\alpha e^{-\lambda u})$ და შესრულდება $i(i=\overline{0,n-j})$ ეტაპი $-[F_*^{(i)}(u)-F_*^{(i+1)}(u)]$. ძირითადი ელემენტის აღდგენის დრო შეადგენს $v(dG(v))$ და უმტყუნო მუშაობის

$(n-j-i+1)\tau_0$ დროისთვის საჭიროა დრო ნაკლები $t-u-v$-ზე დაწყებული $j+i$ ეტაპიდან.

მესამე წევრი - ალბათობა იმისა, რომ u დროის განმავლობაში მოხდება ძირითადი მოწყობილობის მტყუნება, რომელიც არ იქნება აღმოჩენილი, რადგანაც ამ დროის მომენტამდე ადგილი აქვს საკონტროლო ელემენტის მტყუნებას $\alpha e^{-\alpha u}du(1-e^{-\beta u})$. u დროის განმავლობაში შესრულდება $i(i=\overline{0,n-j})$ ეტაპი - $[F_*^{(i)}(u)-F_*^{(i+1)}(u)]$, v – დროის განმავლობაში (პერიოდული კონტროლის შესრულებამდე $(v=(n-j-i+1)\tau_0)$) ძირითადი მოწყობილობა დარჩება გაუმართავ მდგომარეობაში. ძირითადი და საკონტროლო ელემენტების მტყუნებები აღმოჩენილი და აღმოფხვრილი იქნება $\tau(d\Gamma_1(\tau))$ დროის გამნავლობაში პერიოდული კონტროლის დროს და უმტყუნო მუშაობის $(n-j-i+1)\tau_0$ დროისათვის საჭიროა $t-u-v-\tau$ - ზე ნაკლები დრო, დაწყებული j+i ეტაპიდან.

სასაზღვრო პირობას წარმოადგენს:

$$\Phi_{n+1}(t)=\Gamma_0(t)$$

თუ გამოვიყენებთ ლაპლასის გარდაქმნას (2.17) გამოსახულების მიმართ, მივიღებთ:

$$\Phi_j(s)=\frac{\gamma_0(s)}{s}f^{n-j+1}(s+\alpha)+\sum_{i=0}^{n-j}\frac{[\alpha f^i(s+\lambda)(1-f(s+\lambda))g(s)\Phi_{j+i}(s)]}{s+\lambda}+$$

$$+\sum_{i=0}^{n-j}\alpha\gamma_1(s)f^{n-j-i+1}(s)\left[\frac{f^i(s+\alpha)(1-f(s+\alpha))}{s+\alpha}-\right. \qquad (2.18)$$

$$\left.-\frac{f^i(s+\lambda)(1-f(s+\lambda))}{s+\lambda}\right]\Phi_{j+i}(s), \qquad j=\overline{1,n}.$$

აქ

$$\Phi_j(s)=\int_0^t e^{-st}\Phi_j(t)dt;\quad \gamma_i(s)=\int_0^\infty e^{st}d\Gamma(t),\qquad i=0,1;$$

$$g(s)=\int_0^\infty e^{-st}dG(t);\qquad f(s)=\int_0^\infty e^{st}dF(t)=e^{-sT_0/n}$$

გადავწეროთ (2.18) უფრო მოხერხებული ფორმით:

$$\Phi_j(s)=\frac{\gamma_0(s)}{s}f^{n-j+1}(s+\alpha)+\frac{\alpha[1-f(s+\lambda)]}{s+\lambda}g(s)\times$$

$$\times\sum_{i=o}^{n-j}f^i(s+\lambda)\Phi_{j+i}(s)+\alpha\gamma_1(s)f^{n-j-i+1}(s)\frac{1-f(s+\alpha)}{s+\alpha}\times$$

$$\times\sum_{i=0}^{n-j}\left(\frac{f^i(s+\alpha)}{f(s)}\right)^i\Phi_{j+i}(s),\qquad j=\overline{1,n}.\tag{2.19}$$

იმის გათვალისწინებით, რომ $\gamma_0(s),\gamma_1(s),\ f(s),\ g(s)$ წარმოადგენს შესაბამისი ფუნქციების სიმკვრივეს, ამიტომ $\Phi(s)$ $(j=\overline{1,n})$ ასევე წარმოადგენს განაწილების ფუნქციას. ამის დასამტკიცებლად (2.19)-ს ორივე მხარე გავამრავლოთ s –ზე და გადავიდეთ ზღვარზე, და როცა $s\to 0$, შედეგად მივიღებთ:

$$\lim_{s\to 0}s\Phi_j(s)=f^{n-j+1}(\alpha)+\frac{\alpha}{\lambda}\sum_{i=0}^{n-j}f^i(\lambda)+(1-f(\alpha))\sum_{i=0}^{n-j}f^i(\alpha)-$$

$$-\frac{\alpha}{\lambda}(1-f(\lambda))\sum_{i=0}^{n-j}f^i(\lambda)=f^{n-j+1}(\alpha)+(1-f(\alpha))\times$$

$$\times\frac{f^{n-j+1}(\alpha)-1}{f(\alpha)-1}=1$$

აქ გათვალისწინებულია, რომ თუ $\lim\limits_{s\to 0} s\Phi_j(s)$ ტოლია ერთის, მაშინ $\lim\limits_{s\to 0} s\Phi_{j+i}(s)$ $(i=\overline{1,n-j})$, როცა s→ 0, ასევე მიისწრაფის ერთისკენ.

გარდავქმნათ (2.19) შემდეგი სახით: გამოსახულების ორივე მხარე გავამრავლოთ $f(s+\lambda)$, j შევცვალოთ $j+1$-ით და მიღებულ გამოსახულებას გამოვაკლოთ (2.19). შედეგად მივიღებთ:

$$f(s+\lambda)\Phi_{j+1}(s)-\Phi_j(s)=\frac{\lambda_0(s)}{s}f^{n-1}(s+\alpha)[f(s+\lambda)-f(s+\alpha)]-$$

$$-\frac{\alpha[1-f(s+\lambda)]}{s+\lambda}g(s)\Phi_j(s)+\alpha\lambda_1(s)\frac{1-f(s+\alpha)}{s+\alpha}f^{n-j+1}(s)\times$$

$$\times\left[\left(\frac{f(s+\lambda)-f(s+\alpha)}{f(s+\alpha)}\right)\sum_{i=0}^{n-j}\left(\frac{f(s+\alpha)}{f(s)}\right)^i\Phi_{j+i}(s)-\Phi_j(s)\right]+$$

$$+\frac{\alpha\lambda_1(s)}{s+\lambda}(1-f(s+\lambda))f^{n-j+1}(s)\Phi_j(s),\qquad j=\overline{1,n-1} \tag{2.20}$$

მიღებული (2.20) განტოლება გავამრავლოთ f(s+α) –ზე, j ისევ შევცვალოთ j+1-ით და მიღებულ გამოსახულებას გამოვაკლოთ (2.20), მივიღებთ:

$$\left[1-\frac{\alpha}{s+\lambda}(1-f(s+\lambda))g(s)+\alpha\gamma_1(s)f^{n-j+1}(s)\left(\frac{1-f(s+\lambda)}{s+\lambda}-\frac{1-f(s+\alpha)}{s+\alpha}\right)\right]\times$$

$$\times\Phi_j(s)=-f(s+\alpha)f(s+\lambda)\Phi_{j+2}(s)+\left[f(s+\alpha)+f(s+\lambda)-\frac{\alpha}{s+\lambda}\times\right.$$

$$\times(1-f(s+\lambda))g(s)f(s+\alpha)-\alpha\gamma_1(s)\frac{1-f(s+\alpha)}{s+\alpha}f^{n-j}(s)f(s+\lambda)+$$

$$\left.+\alpha\gamma_1(s)\frac{1-f(s+\lambda)}{s+\lambda}f^{n-j}(s)f(s+\alpha)\right]\Phi_{j+i}(s)\qquad j=\overline{1,n-1},\qquad \Phi_{n+1}(s)=\frac{\gamma(s)}{s} \tag{2.21}$$

ამ მეორე რიგის განტოლებას უნდა დაუმატოთ კიდევ ერთი გამოსახულება (2.19)-დან, როცა $j=n$;

$$\left[1-\frac{\alpha(1-f(s+\lambda))(g(s)-\gamma_1(s)f(s))}{s+\lambda}-\frac{\alpha\gamma_1(s)f(s)(1-f-(s+\alpha)}{s+\alpha}\right]\Phi_n(s)=$$

$$=\frac{\gamma_0(s)}{s}f(s+\alpha) \tag{2.22}$$

მიღებული გამოსახულებიდან შეგვიძლია განვსაზღვროთ $\Phi_n(s)$.

(2.21) გამოსახულების ამოხსნა არ წარმოადგენს სირთულეს. [46]-ში მოყვანილია მისი ამოხსნის მზა ფორმულა. თუმცა მიზანშეწონილია მისი ამოხსნა მიმდევრობითი ჩასმის მეთოდით. (2.22)-დან განვსაზღვროთ $\Phi_n(s)$. (2.21)-ში ჩავსვავთ $j=n-1$ და განვსაზღვრავთ $\Phi_{n-1}(s)$, შემდეგ $j=n-2$-სთვის ვპოულობთ $\Phi_{n-2}(s)$, ვაგრძელებთ გამოთვლას მანამ, სანამ j არ გაუტოლდება ერთს ანუ ვპოულობთ საძიებელ ალბათობას $\Phi_1(s)$, შემდეგ ცნობილი მეთოდებით ვპოულობთ $\Phi_1(s)$-ის შებრუნებულ გარდაქმნას და ვიპოვით $\Phi_1(t)$-ს, თუ ცნობილია $\Phi_1(t)$, ძნელი არ არის ვიპოვოთ მზადყოფნის ინტერვალური და ზღვრული კოეფიციენტი [46].

ქვემოთ მოყვანილია მარტივი მეთოდები მზადყოფნის ინტერვალური და ზღვრული კოეფიციენტის განსაზღვრისა იმის გათვალისწინებით, რომ $T_j=-s\Phi_j(s)\Big|_{s=0}^{/}$ და $\lim\limits_{s\to 0}s\Phi_j(s)=1(j=\overline{1,n})$. (2.21) და (2.22) გამოსახულებიდან გადავდივართ საშუალო მნიშვნელობის გასაგებად განტოლებაზე. ამისთვის (2.21) და (2.22) გამოსახულებების ორივე მხარე გავამრავლოთ s-ზე და გავაწარმოოთ s-ით, როცა $s=0$. შედეგად მივიღებთ:

$$\begin{cases} T_{j+2}-(1+C_0)T_{j+1}+C_0T_j=dj, \qquad j=\overline{1,n-1}\,; \\ T_n=\tau_0+\dfrac{1-f(\alpha)}{\alpha f(\alpha)}[1+\alpha\tau_1+\alpha T_0/n]-\dfrac{(1-f(\lambda))\alpha}{\lambda f(\alpha)}[\tau_1-\tau_ა+T_0/n] \qquad (2.9) \end{cases} \tag{2.23}$$

სადაც $\tau_1 = \int_0^\infty t d\Gamma_1(t) \equiv \gamma_1(s)\Big|_{s=0}^{/}$ – ძირითადი და საკონტროლო მოწყობილობის (გამომთვლელი მანქანა და აშ.) აღდგენის და უმტყუნო კონტროლის საშუალო ჯამური დროა.

$T_{n+1} = \tau_0 = \int_0^\infty t\, d\Gamma_0(t) \equiv \gamma_0(s)\Big|_{s=0}^{/}$ - პერიოდული შემოწმებისას მოწყობილობის უნტყუნო მუშაობის კონტროლის საშუალო დრო.

$\tau_ა = \int_0^\infty t dG(t) = -g(s)\Big|_{s=0}^{/}$ – არაქმედითუნარიანი ნაკეთობის მტყუნების აღდგენა საშუალო დრო.

$T_i = \int_0^\infty t d\Phi_j(t) = -s\Phi_j(s)\Big|_{s=0}^{/}$ ტექნიკური მოწყობილობის მუშაობის ხანგრძლივობა, რომელიც საჭიროა სასარგებლო $(n-j+1)T_0/n$ დროის მისაღებად, ძირითადი ნაკეთობის უმტყუნო მუშაობის დროს.

T_n შესაბამისად იგივეა რაც T_0/n-ის მისაღებად.

$$c_0 = 1/\mathrm{f}(\lambda) = e^{(-\lambda \mathrm{T}_0/n)};$$

$$d_j = \left\{ -\frac{1-f(a)}{\lambda f(a)}\left[a\tau_ა + \beta \mathrm{T}_0(1-\frac{j}{n}) + \tau_1\beta + \frac{\lambda}{a}\right] + \frac{T_0}{n f(a)} \times \right.$$

$$\left. \times \left[\frac{a}{\lambda} - \frac{1-f(a)}{1-f(\lambda)}\right] \right\}(1-c_0);\ f(a) = e^{(-aT_0/n)};\ f(\lambda) = e^{(-\lambda T_0/n)};$$

$$f(\lambda) = e^{(-\lambda T_0/n)}.$$

(2.23) გამოსახულება ამოიხსნება ანალოგიურად: თავდაპირველად ვაძლევთ მნიშვნელობას j = n–1 და τ_0 და T_n, ცნობილი მნიშვნელობების გათვალისწინებით ვპოულობთ T_{n-1}, შემდეგ j = n–2- სთვის ვპოულობთ T_{n-2} და ა.შ. მანამდე სანამ, არ ვიპოვით T_1. შემდეგ გადავდივართ ზღვარზე როცა $n \to \infty$ და მივიღებთ:

$$T = \lim_{n\to\infty} T_1 = \tau_0 + T_0 + \frac{a}{\lambda}\left\{\beta\left[1 + (\tau_{\text{ა}} - T_0 - \tau_1)\lambda\right]\frac{1}{\lambda^2}\times\right.$$

$$\left.\times(1 - e^{-\lambda T_0}) + \left[a\,\tau_{\text{ა}} + \beta\left(\frac{T_0}{2} + \tau_1 - \frac{1}{\lambda}e^{-\lambda T_0}\right)\right]T_0\right\}; \qquad (2.24)$$

მზადყოფნის ინტერვალური კოეფიციენტი

$$k_u = T_0 / T;$$

(2.24)-ს გაანალიზებით მივიღებთ:

1. T_0-ის გაზრდით მზადყოფნის ინტერვალური კოეფიციენტი მცირდება და როცა $T_0 \to \infty$ იგი ტოლია ნულის.
2. იდიალური ძირითადი ელემენტის ($a = 0$) დროს $T = \tau_0 + T_0$, მიუხედავად საკონტროლო მოწყობილობის მტყუნებისა.
3. იდიალური საკონტროლო ელემენტის ($\beta = 1$) დროს

   $T = \tau_0 + (1 + a\,\tau_{\text{ა}})T_0$;
4. $\beta = \infty$ შეესაბამება კონტროლის უქონლობის შემთხვევას (ძირითადი ელემენტის მუშაობის მართებულობა მოწმდება მხოლოდ პერიოდული კონტროლის დროს):

$$k_u = T_0 \Big/ \left[\tau_0 + (1 + a\,\tau_1)\,T_0 + a\,T_0^2/2\right];$$

ამ შემთხვევაში პერიოდული კონტროლის ეფექტური მნიშვნელობა, ანუ როცა k_u ღებულობს მაქსიმალურ მნიშვნელობას, განისაზღვრება შემდეგი გამოსახულებით:

$$\frac{\partial k_u}{\partial T_0} = 0$$

$$T_{0\,\text{ეფ}} = \sqrt{2\tau_0 / a} \quad;$$

შესაბამისად მნიშვნელობა

$$k_{u\,(\max)} = 1 \Big/ \left[a + (1 + a\,\tau_1)\right];$$

სადაც $a = \sqrt{2a\tau_0}$.

აპარატურული კონტროლის უქონლობისას T_0-ის მნიშვნელობა შეიძლება გამოვიყენოთ პერიოდულ შემოწმებებს შორის დროის ხანგრძლივობის საუკეთესო მნიშვნელობის განსაზღვრისათვის.

5. α და β-ს გააჩნიათ დადებითი მნიშვნელობა, ამიტომ T_0 –ის საუკეთესო მნიშვნელობა განისაზღვრება შემდეგი გამოსახულების ამოხსნით:

$$\tau_0 + [1 + (\tau_ა - \tau_1)\lambda]\frac{\alpha\beta}{\lambda^3}(1 - e^{-\lambda T_0}) + \frac{\alpha\beta}{\lambda} - \left[\frac{1}{\lambda} - \tau_ა + \tau_1\right]T_0 e^{-\lambda T_0} - \frac{\alpha\beta}{2\lambda}T_0^2 = 0 .$$

მიღებული გამოსახულებები საშუალებას გვაძლევს განვსაზღვროთ არა მარტო k_u–ს და k_{∂}–ს საუკეთესო (რაციონალური) მნიშვნელობები, არამედ მათი მნიშვნელობების ჩასმით ვიპოვოთ აპარატურული და პერიოდული კონტროლის პარამეტრების საძიებელი მნიშვნელობები.

2.3. ტექნიკური მოწყობილობების საიმედოობის მაჩვენებლების განსაზღვრა, როცა მტყუნებათა ნაკადი განაწილებულია მიმდევრობით-პარალელური ერლანგის ნარევით

დაუშვათ, რომ სხვადასხვა ტიპის მოწყობილობები, ტექნიკური სისტემები, ხასიათდებიან ორი ტიპის მტყუნებით, რომელთა აღმოჩენაც ხდება მათი წარმოქმნის მომენტში უწყვეტი იდეალური კონტროლით: პირველი ტიპი – თანდათანობითი, რომელიც განაწილებულია ნებისმიერი კანონით, მეორე ტიპი – უეცარი (კატასტროფული), რომელიც განაწილებულია მაჩვენებლიანი განაწილებათა ერთობლიობით. მაგალითად: მაჩვენებლიანი განაწილების ერლანგის ნარევი. ამასთან განიხილება მოწყობილობის მხოლოდ ორი მდგომარეობა: მუშაობს და არ მუშაობს. მტყუნებად მიიღება მდგომარეობა, რომელსაც მივყავართ პროდუქციის გამოშვების სრულ შეწყვეტამდე. მტყუნების შემდეგ მოწყობილობა მაშინვე გადაეცემა აღდგენაზე (რემონტზე). აღდგენის შემდეგ მას ენიჭება თავდაპირველი

საიმედოობა და აღდგენის პროცესში არ წარმოიქმნება ახალი მტყუნებები.უნდა ვიპოვოთ მოწყობილობის მზადყოფნის ფუნქცია და კოეფიციენტი. შემოვიტანოთ აღნიშვნები: $B(u)$ - პირველი ტიპის მტყუნების წარმოქმნის დროის განაწილების ფუნქცია

$$(\overline{B}(u) = 1 - B(u), \qquad b(u) = B^{/}(u)\,, \qquad \lambda(u) = \frac{b(u)}{\overline{B}(u)}).$$

$a(s) = \sum_{i=1}^{m} P_i \prod_{j=1}^{li} \alpha_{i\,j} / (s + \alpha_{i\,j})$ - მეორე ტიპის მტყუნების წარმოქმნის დროის განაწილების სიმკვრივეა, ლაპლასის გარდაქმნის ტერმინებში. აქ მტყუნების წარმოქმნის დროის განაწილების ფუნქცია აპროქსიმირებულია თანმიმდევრობით პარალელური ფიქტიური ფაზებით (ეტაპებით), რომელთაგან თითოეული განაწილებულია მაჩვენებლიანი კანონით; m - პარალელური ფიქტიური ფაზების რაოდენობაა. l_i – i-ური შტოზე მიმდევრობით შეერთებული ფიქტიური ფაზების რაოდენობაა. $\alpha_{i\,j}$ - i-ური შტოს $j-$ური ფაზის მტყუნების ინტენსივობაა. P_i - i-ური შტოში მოსალოდნელი მტყუნების აღძვრის ალბათობა. $\sum_{i=1}^{m} P_i = 1$; s - ლაპლასის ოპერატორი. $G_2(u)$- პირველი ტიპის მტყუნების შემდეგ მოწყობილობის აღდგენის დროის განაწილების ფუნქცია; $G_2(u)$- მეორე ტიპის მტყუნების აღდგენის დროის განაწილების ფუნქცია $(\overline{G}_1(u) = 1 - G_1(u),\, g_1(u) = G^{/}{}_1(u),\; \mu_2(u) = \dfrac{g_1(u)}{G_1(u)})$

$$(\overline{G}_2(u) = 1 - G_2(u),\, g_2(u) = G^{/}{}_2(u),\; \mu_2(u) = \frac{g_2(u)}{G_2(u)})$$

უნდა ავღნიშნოთ, $m,\ P_i,\ l_i,\ \alpha_{i\,j} (i = \overline{1, m}, \quad j = \overline{1, l_i})$, რომ პარამეტრების სათანადო შერჩევით შეგვიძლია მივიღოთ განაწილება, რომელსაც გააჩნია ნებისმიერი სასურველი საშუალო და ვარიაციის კოეფიციენტი მოთავსებული 0 და ∞ შორის.

დასმული ამოცანის გადასაწყვეტად შემოვიტანოთ შემდეგი ალბათობები: $P_{ij}(t,u)\,d\,u$ - ალბათობა იმისა, რომ დროის t მომენტში მოწყობილობა იმყოფება ქმედითუნარიან მდგომარეობაში უკვე $\xi\ (u<\ \xi<u+d\,u,\quad u\le t)$ დროის მანძილზე, ხოლო მეორე ტიპის მტყუნების წარმოქმნის მიხედვით იმყოფება $i-$ური შტოს $j-$ური ფაზაში (შემდეგში მას ვუწოდებთ $(i\ j)$ მდგომარეობას $i=\overline{1,\,m},\qquad j=\overline{1,l_{\,i}}).$

$P_{ij}(t)=\int\limits_0^t P_{\,ij}(t,\,u)\,d\,u$ - ალბათობა იმისა, რომ დროის t მომენტში მოწყობილობა მეორე ტიპის მტყუნების მიხედვით იმყოფება (i,j) მდგომარეობაში, ბოლო მტყუნების აღდგენის მომენტიდან გასული დროის გათვალისწინების გარეშე. საერთოდ, მუშაობის დაწყება ითვლება აღდგენის დასრულების მომენტიდან. $q_1\,(t\,,\,u\,)\,d\,u$ - $(t-u,t-u+du)$ დროის ინტერვალში მოხდა პირველი ტიპის მტყუნება და აღდგენის დაწყების მომენტიდან გავიდა $\eta(u<\eta<u+du)$ დრო.

$Q_{\,1}\,(\,t\,)=\int\limits_0^t q_{\,1}(t,\,u)d\,u$ - ალბათობა იმისა, რომ დროის t მომენტში მოწყობილობა იმყოფება რემონტში იმ მიზეზით, რომ მოხდა პირველი ტიპის მტყუნება, რემონტის დაწყების მომენტიდან გასული დროის გათვალისწინების გარეშე.

$q_{\,2}\,(t,u)d\;u-(t-u,\;t-u+d\,u)$ დროის ინტერვალში მოხდა მეორე ტიპის მტყუნება და აღდგენის დაწყების მომენტიდან გავიდა $\eta(u<\eta<u+du)$ დრო;

$Q_{\,2}\,(\,t\,)=\int\limits_0^t q_{\,2}\,(t,u)\,d\,u$ - ალბათობა იმისა, რომ დროის t მომენტში მოწყობილობა იმყოფება რემონტში იმ მიზეზით, რომ მოხდა მეორე ტიპის მტყუნება, რემონტის დაწყების მომენტიდან გასული დროის გათვალისწინების გარეშე.

უნდა ავღნიშნოთ, რომ მეორე ტიპის მტყუნების შემდეგ ფაზის გადათვლა იწყება $i-$ური $(i=\overline{1,m})$ პარალელური შტოს პირველი ფაზიდან ალბათობით q_1.

ნორმირების პირობას აქვს შემდეგი სახე:

$$Q_1(t)+Q_2(t)+\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{l_i}P_{ij}(t)=1$$

თუ გამოვიყენებთ ჩვეულებრივ ალბათურ მსჯელობას, იმასთან დაკავშირებით, რომ შესაძლებელია მოწყობილობის მდგომარეობის ცვლილება $(t,t+h)$ ინტერვალში, მაშინ შეიძლება შევადგინოთ $P_{ij}(t,u)$ და $q_k(t,u)$ $(k=1,2)$ მიმართ შემდეგი განტოლებები:

$$P_{ij}(t+h,u+h)=P_{ij}(t+h,u+h)\left[1-(\alpha_{ij}+\lambda(u)h)\right]+(1-\delta_{j1})P_{,i\,j-1}h+0(h)\quad(2.25)$$

$$q_1(t+h,u+h)=q_1(t,u)[1-\mu_1(u)h]+0(h);\quad(2.26)$$

$$q_2(t+h,u+h)=q_2(t,u)[1-\mu_2(u)h]+0(h);\quad(2.27)$$

i=1,m, j=1,l$_i$

აქ δ_{ij} – კრონეკერის ინდიკატორია $\delta_{ij}=\begin{cases}1, & \text{თუ} \quad \mathrm{i}=\mathrm{j}\\ 0, & \text{თუ} \quad \mathrm{i}\neq\mathrm{j}\end{cases}$

იმის გათვალისწინებით, რომ:

$$\lim_{h\to0}\frac{z(x+h,y+h)-z(x,y)}{h}=\lim_{h\to0}\frac{z(x+h,y+h)-z(x,y+h)+z(x,y+h)-z(x,y)}{h};$$

$$\lim_{h\to0}\frac{z(x+h,y+h)-z(x,y+h)}{h}+\lim_{h\to0}\frac{z(x,y+h)-z(x,y)}{h}=\frac{\partial z(x,y)}{\partial x}+\frac{\partial z(x,y)}{\partial y};$$

(2.25-2.27) გამოსახულებების გარდაქმნით მივიღებთ:

$$\frac{\partial P_{ij}(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial P_{ij}(t,u)}{\partial u}=-\left[\alpha_{ij}+\lambda(u)\right]P_{ij}(t,u)+(1-\delta_{j1})\alpha_{i,j-1}P_{i,j-1}(t,u),\quad(2.28)$$

$i=\overline{1,m},\quad j=\overline{1,l_i}.$ აქ

$$\frac{\partial q_1(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial q_1(t,u)}{\partial t}=-\mu(u)q_1(t,u);\quad(2.29)$$

$$\frac{\partial q_2(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial q_2(t,u)}{\partial t}=-\mu(u)q_2(t,u);\quad(2.30)$$

სასაზღვრო პირობებს, როცა დაწყების მომენტში $(t=0)$ მოწყობილობა იმყოფება ქმედითუნარიან მდგომარეობაში $\left(P_{i1}(0)=\dfrac{\alpha_{i1}}{\alpha_i},\quad \alpha_i=\sum_j \alpha_{ij}\right)$, აქვს შემდეგი სახე:

$$P_{ij}(t,0)=\delta_{j1}P_i\left[\int_0^t q_1(t,u)\,\mu_1(u)\,du+\int_0^t q_2(t,u)\,\mu_2(u)\,du+P_{i1}(0)\,\delta(t)\right], \tag{2.31}$$

$i=\overline{1,m}$

$$q_1(t,0)=\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1_0}^{l_i}\int_0^t P_{ij}(t,u)\,\lambda(u)\,du; \tag{2.32}$$

$$q_2(t,0)=\sum_{t=1}^{m}\alpha_{i\ell j}\int_0^t P_{i\ell j}(t,u)\,du=\sum_{t=1}^{m}\alpha_{i\ell j}P_{i\ell j}(t)\;; \tag{2.33}$$

აქ $\delta(t)$ – იმპულსური ფუნქციაა $\delta(t)=\begin{cases}0, & \text{თუ} \quad t\neq 0\\ \infty, & \text{თუ} \quad t\neq 0\end{cases};$

$$\int_0^t \delta(t)dt=1.$$

ახლა ვიპოვოთ (2.28)-ს ამოხსნა, თავდაპირველად დავუშვათ, რომ $j=1$ ანუ

$$\frac{\partial P_{i1}(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial P_{i1}(t,u)}{\partial u}=-\left[\alpha_{i1}+\lambda(u)\right]P_{i1}(t,u) \tag{2.34}$$

დავუშვათ, $P_{ij}(t,u)=e^{w_0(t,u)}$. თუ ჩავსვავთ (2.34)-ში მივიღებთ:

$$\frac{\partial W_0(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial W_0(t,u)}{\partial u}=-\left[\alpha_{i1}+\lambda(u)\right] \tag{2.35}$$

(2.35) ამოხსნა ჩაიწერება შემდეგი სახით:

$$W_0(t,u)=\widetilde{W}_0(t,u)-\int_0^u\left[\alpha_{i1}+\lambda(\tau)\right]d\tau$$

ან იმის გათვალისწინებით, რომ $\lambda(u)=\dfrac{B^{/}(u)}{\overline{B}(u)}$ მივიღებთ:

$$W_0(t,u)=\widetilde{W}_0(t-u)\alpha_{i1}-\int_0^u\frac{B^{/}(u)}{\overline{B}(u)}\,d\tau=\widetilde{W}_0(t-u)-\alpha_{i1}u-1n\,\overline{B}(u).$$

შესაბამისად

$$P_{i1}(t,u)=W(t-u)\,e^{-\alpha_{i1}u}\,\overline{B}(u). \tag{2.36}$$

სადაც $W(t-u)=e^{\widetilde{W}_{0((t-u)}}$, $\overline{B}(u)=1-B(u)$,

თუ გავითვალისწინებთ, რომ $P_{i1}(t,0)=W(t),$ (2.36) გამოსახულება მიიღებს შემდეგ სახეს:

$$P_{i1}(t,u)=P_{i1}(t-u)e^{-\alpha_{i1}u}\overline{B}(u). \tag{2.37}$$

ახლა $j=2$ ჩავსვათ (2.28)-ში და მივიღებთ:

$$\frac{\partial P_{i2}(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial P_{i2}(t,u)}{\partial u}=-\left[\alpha_{i2}+\lambda(u)\right]P_{i2}(t,u)+\alpha_{i1}P_{i1}(t,u).$$

თუ ჩავსვავთ მნიშვნელობას მივიღებთ:

$$\frac{\partial P_{i2}(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial P_{i2}(t,u)}{\partial u}=-\left[\alpha_{i1}+\lambda(u)\right]P_{i2}(t,u)+\alpha_{i1}e^{\alpha_{i1}u}\overline{B}(u)P_{i1}(t-u,0). \tag{2.38}$$

ბოლო გამოსახულების ამოხსნას ვიპოვით $P_{i2}(t,u)=X(t,u)Y(t,u)$ სახით, თუ ჩავსვავთ $P_{i2}(t,u)-$ის მნიშვნელობას (2.38)-ში მივიღებთ:

$$\begin{aligned}&Y(t,u)\frac{\partial X(t,u)}{\partial t}+X(t,u)\frac{\partial Y(t,u)}{\partial t}+Y(t,u)\frac{\partial X(t,u)}{\partial u}+X(t,u)\frac{\partial Y(t,u)}{\partial u}=\\&=-\left[\alpha_{i2}+\lambda(u)\right]X(t,u)\,Y(t,u)+\alpha_{i1}e^{-\alpha i1u}\overline{B}(u)P_{i1}(t-u,0)\end{aligned} \tag{2.39}$$

შევარჩევთ $X(t,u)$ და $Y(t,u)$ მნიშვნელობებს შემდეგი უტოლობებიდან:

$$\frac{\partial X(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial X(t,u)}{\partial u}=-\left[\alpha_{i2}+\lambda(u)\right]X(t,u); \tag{2.40}$$

$$\frac{\partial Y(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial Y(t,u)}{\partial u}=\alpha_{i1}e^{-\alpha_{i1}u}\overline{B}(u)P_{i1}(t-u,0)/X(t,u); \tag{2.41}$$

(2.40)-ს ამოვხსნით (2.28)-ს ანალოგიურად და მივიღებთ:

$$X(t,u)=W_x(t-u)-e^{-\alpha_{i2}u}\overline{B}(u);$$

თუ მიღებულ $X(t,u)$ მნიშვნელობას ჩავსვავთ (2.41)-ში გვექნება:

$$\frac{\partial Y(t,u)}{\partial t}+\frac{\partial Y(t,u)}{\partial u}=\alpha_{i1}e^{-(\alpha_{i1}-\alpha_{i2})u}\widetilde{P}_{i1}(t-u,0);$$

სადაც $\widetilde{P}_{i1}(t-u,0)=P_{i1}(t-u,0)\Big/W_x(t-u)$.

ამოხსნის შედეგად მივიღებთ:

$$Y(t,u)=W_y(t,u)+\alpha_{i1}\widetilde{P}_{i1}(t-u,0)\int_0^u e^{-(\alpha_{i1}-\alpha_{i2})\tau}d\tau;$$

ახლა შეგვიძლია დავწეროთ:

$$P_{i\,2}(t,u)=Y\ (t,u)\ X\ (t,u)=W_x\ (t,u)\ e^{-\alpha_{i2}u}\ \overline{B}(u)\Big[W_y(t-u)+\alpha_{i\,1}P_{i1}(t-u,0)\Big]\times$$

$$\times\int_0^u e^{-(\alpha_{i\,1}-\alpha_{\,i2})\tau}d\tau\,;$$

თუ ჩავსვავთ $P_{i\,1}(t-u,0)-$ის მნიშვნელობას მივიღებთ:

$$P_{i\,2}(t,u)=e^{-\alpha_{\,i\,2}u}\ \overline{B}(u)\left[P_{\,i\,2}(t-u,0)+\alpha_{\,i\,1}P_{\,i\,1}(t-u,0)\int_0^u e^{-(\alpha_{\,i\,1}-\alpha_{\,i\,1})\tau}\,d\ \tau\right];(2.42)$$

სადაც $P_{i\,2}(t-u,0)=W_x(t-u)\ W_{\ y}(t-u)\,;$

იმის გათვალისწინებით, რომ

$\int_0^u e^{-(\alpha_{i1}-\alpha_{i2})\tau}d\ \tau=\left[1-e^{-(\alpha_{\,i\,1}-\alpha_{i\,1})\ \tau}\right]/(\alpha_{\,i1}-\alpha_{\ i2})$, მივიღებთ:

$$P_{\,i\,2}(t-u,)=P_{\,i\,1}(t,u)\overline{B}(u)l_{\,i1}^{\,i2}\ (u)+P_{i\,2}(t-u,0)\overline{B}\ (u)\ e^{-\alpha_{\,i\,2}\,\tau} \qquad (2.43)$$

სადაც $l_1^{(2)}(u)=\alpha_{\,i1}e^{-\alpha_{i2}u}\left[1-e^{-(\alpha_{\,i\,1}-\alpha_{i\,2})\,u}\right]/\ (\alpha_{i1}-\alpha_{i2})$

(2.43) გამოსახულება წარმოადგენს ალბათობას იმისა, რომ u დროში მომხდარი მეორე ტიპის მტყუნება გადავა $i-$ური შტოს პირველი ფიქტიური ფაზიდან მეორეში.

(2.37) და (2.43) გამოსახულებების ამოხსნა შესაძლოა მივიღოთ ალბათური მსჯელობის საფუძველზე. მართლაც, ალბათობა იმისა, რომ t მომენტში მოწყობილობა ქმედითუნარიანია u დროის განმავლობაში მეორე ტიპის მტყუნების მიხედვით იმყოფება i ფაზაში ტოლია:

$$P_{\,i\,j}(t,u)=\sum_{n=1}^{j}P_{\,i\,n}(t-u,0)\ l_{\ n}^{\,(j)}\ B(u),\qquad j=\overline{1,l_i}; \qquad (2.44)$$

ანუ $t-u$ დროის მომენტში მოწყობილობა მეორე ტიპის მტყუნების მიხედვით იმყოფება (in) მდგომარეობაში ალბათობით $p_{\ i\,n}(t-u,0),$ u დროის განმავლობაში მეორე ტიპის მტყუნებამ შეიცვალა ფაზა $n-$იდან $j-$მდე $l_{\ n}^{\,(j)}(u)$ და ამ დროის განმავლობაში პირველი ტიპის მტყუნება არ აღიძვრა $\overline{B}(u).$

ანალოგიურად (2.39) და (2.40) ამოხსნის შედეგად გვექნება:

$$q_1(t,u)=q_1(t-u,0)\overline{G}_1(u);\qquad q_2(t,u)=q_2(t-u,0)\overline{G}_2(u); \qquad (2.45)$$

(2.44) და (2.45) შეიცავენ უცნობებს $P_{i1}(t,u)$ $(j=\overline{1,l_i},\quad i=\overline{1,m})$, მათი $q_1(t,u)$, $q_2(t,u)$. განსაზღვრისათვის გამოიყენება შემდეგი სასაზღვრო პირობები:

$$P_{ij}(t,0)=\delta_{j1}P_i\left[\int_0^t q_1(t-u,0)\overline{G}_1(u)\mu_1(u)\,du+\int_0^t q_2(t-u,0)\overline{G}_2(u)\mu_2(u)\,du+\right.$$

$$\left.+P_{i1}(0)\delta(t)\right];\qquad i=\overline{1,m},\qquad j=\overline{1,l_i}. \tag{2.46}$$

$$q_1(t,0)=\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{l_i}\int_0^t P_{ij}(t,u)\lambda(u)\,du\,; \tag{2.47}$$

$$q_2(t,0)=\sum_{i=1}^{m}\alpha_{il_i}\int_0^t P_{il}(t,u)\,du=\sum_{j=1}^{l_i}\alpha_{il_i}P_{il_i}(t)\,; \tag{2.48}$$

იმის გათვალისწინებით, რომ $\mu_k(u)=q_k(u)/\overline{G_k}$ $(k=1,2)$, $\lambda(u)=b(u)/\overline{B}(u)$ და $P_{ij}(t,0)=0$, თუ $j\neq 1$ (შესაბამისად $P_{ij}(t,u)=P_{i1}(t-u,0)\,l_1^{(j)}(u)\,\overline{B}(u)$) სასაზღვრო პირობების გამოყენებით მივიღებთ შემდეგ ინტეგრალურ განტოლებათა სისტემას:

$$\begin{cases} P_{i1}(t,0)=P_i\left[\int_0^t q_1(t-u,0)g_1(u)\,du+\int_0^t q_2(t-u,0)\,g_2(u)\,du+P_{i1}(0)\delta(t)\right] \\ q_1(t,0)=\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{l_i}\int_0^t P_{i1}(t-u,0)\,l_1^{(j)}(u)\;b(u)\,du \\ q_2(t,0)=\sum_{i=1}^{m}\alpha_{il_i}\int_0^t P_{i1}(t-u,0)\,l_1^{(l_i)}(u)\overline{B}(u)\,du; \qquad i=\overline{1,m}; \end{cases} \tag{2.49}$$

აქ $l_1^{(j)}(u)=\int_0^u \alpha_i e^{-\alpha_i v} l_{i+1}^{(j)}(u-v)dv.$

თუ გამოვიყენებთ ლაპლასის გარდაქმნას (2.46)-სთვის მივიღებთ:

$$P_{i1}(s,0)=P_i\left[q_1(s,0)g_1(s)+q_2(s,0)g_2(s)+P_{i1}(0)\right]\quad i=\overline{1,m}; \tag{2.50}$$

$$q_1(s,0)=\sum_{i=1}^{m}P_{i1}(s,0)\sum_{j=1}^{l_1}\widetilde{b}_1^{(j)}(s) \tag{2.51}$$

$$q_2(s,0)=\sum_{i=1}^{m}P_{i1j}(s,0)\widetilde{\overline{B}}_1^{(l_1)}(s) \tag{2.52}$$

სადაც

$$P_{ij}(s,0)=\int_0^{\infty} e^{-st}P_{ij}(t,0)d\,t,\quad i=\overline{1,m},\quad j=\overline{1,l_i};$$

$$q_k(s,0)=\int_0^{\infty} e^{-st}q_k(t,0)d\,t,\quad k=1,2;$$

$$g_{\,v}(s,0)=\int_0^{\infty} e^{-st}dG(t),\quad v=1,2;$$

$$l_k^{(j)}(s)=\frac{1}{s+\alpha_j}\prod_{v=k}^{j-1}\frac{\alpha_v}{s+\alpha_v},\quad j=\overline{k,l_i},\quad (j\geq k),\quad i=\overline{1,m};$$

$$b(s)=\int_0^{\infty} e^{-su}b(u)du;\;\; \overline{B}(s)=\int_0^{\infty} e^{-su}\overline{B}(u)du=\frac{1-b(s)}{s};$$

$$b_i^{(j)}(s)=\int_0^{\infty} e^{-su}l_1^j(u)\,b\,(u)\,d\,u=b\,(s+\alpha_j)\prod_{\tau=1}^{j-1}\frac{\alpha_\tau}{\alpha_\tau-\alpha_j}+$$

$$+\left[\sum_{p=1}^{j-1}\frac{b\,(s+\alpha_{\,p})}{\alpha_j-\alpha_p}\prod_{\tau-1}^{j-1}\alpha_\tau\right]/\prod_{\substack{\tau=1\\ \tau\neq p}}^{j-1}(\,\alpha_\tau-\alpha_p);\qquad i=\overline{1,m}\;\;;$$

$$\overline{B}_1^{(l_i)}(s)=\int_0^{\infty} e^{-su}l_1^{(l_i)}(u)\overline{B}(u)du=\overline{B}(s+\alpha_{l_i})\prod_{\tau=1}^{l_i-1}\frac{\alpha_\tau}{\alpha_\tau-\alpha_{l_i}}+$$

$$+\left[\sum_{p=1}^{l_i-1}\frac{\overline{B}(s+\alpha_p)}{\alpha_{l_i}-\alpha_p}\prod_{\tau=1}^{l_i-1}\alpha_\tau\right]/\prod_{\substack{\tau=1\\ \tau\neq p}}^{l_i-1}(\alpha_\tau-\alpha_p),\quad i=\overline{1,m};$$

$$\overline{B}(s+\alpha_{l_i})=\frac{1-b\,(s+\alpha_{l_i})}{s+\alpha_{l_i}}.$$

(2.49), (2.50) და (2.51) გამოსახულებები წარმოადგენენ განზოგადებულ გამოსახულებებს. მათ კერძო შემთხვევებს წარმოადგენს ლიტერატურაში ცნობილი მოდელები, რომლებიც მიიღება როცა:

1. მეორე ტიპის მტყუნების აღძვრის დრო განაწილებულია ერლანგის კანონით.

შესაბამისი განტოლებები მიიღება თუ (2.49), (2.50) და (2.51)-ში $m=1(P_1=1)$.

2. მეორე ტიპის მტყუნების აღძვრის დრო განაწილებულია ჰიპერექსპონენციალური კანონით.

შესაბამისად განტოლებები მიიღება თუ (2.49), (2.50) და (2.51)-ში დავუშვებთ, რომ $l_1 = 1 \qquad (i = \overline{1,m})$.

ამ კერძო შემთხვევების მოდელები დისერტაციაში არ არის მოყვანილი.

მოვიყვანოთ (2.48), (2.49) და (2.50) გამოსახულებების სისტემის ამოხსნა.

თუ აღნიშნულ გამოსახულებებს გარდავქმნით შესაბამისად და $q_2(s,0)$ მიხედვით მივიღებთ:

$$\begin{cases} \left[1-\sum_{i=1}^{m} P_i g_1(s)\alpha_i(s)\right] q_1(s,0) - \left[\sum_{i=1}^{m} P_i g_2(s)\alpha_i(s)\right] q_2(s,0) = \\ = \sum_{i=1}^{m} P_i P_{i1}(0)\alpha_i(s); \\ -\left[\sum_{i=1}^{m} P_i g_1(s) d_i(s)\right] q_1(s,0) - \left[1-\sum_{i=1}^{m} P_i g_2(s) d_i(s)\right] q_2(s,0) = \\ = \sum_{i=1}^{m} P_i P_{i1}(0) d_i(s); \end{cases} \tag{2.53}$$

სადაც $\qquad \alpha_i(s) = \sum_{j=1}^{l_i} \widetilde{b}_1^{(j)}(s) \qquad\qquad d_i(s) = \alpha_{i\,l}\, \overline{\widetilde{B}}_1^{(l_i)}(s)$

(2.52) სისტემის ამოხსნას ექნება შემდეგი სახე:

$$q_1(s,0) = \left[E_m(s) + N_m(s)\frac{E_m(s)D_m(s) + E_m(s)A_m(s)}{A_m(s)C_m(s) - D_m(s)N_m(s)}\right] / A_m(s); \tag{2.54}$$

$$q_2(s,0) = \frac{E_m(s)D_m(s) + E_m(s)A_m(s)}{A_m(s)C_m(s) - D_m(s)N_m(s)} \tag{2.55}$$

სადაც

$$A_m(s) = 1 - \sum_{i=1}^{m} P_i\, q_1(s)\alpha_i(s); \qquad N_m(s) = \sum_{i=1}^{m} P_i q_2(s) a_i(s)$$

$$E_m(s) = \sum_{i=1}^{m} P_i P_{i1}(0)\; a_i(s); \qquad C_m(s) = 1 - \sum_{i=1}^{m} P_i q_2(s) d_i(s);$$

$$D_m(s) = \sum_{i=1}^{m} P_i g_1(s) d_i(s); \qquad E_m(s) = \sum_{i=1}^{m} P_i P_{i1}(0) d_i(s);$$

თუ $q_1(s,0)$ და $q_2(s,0)$ მნიშვნელობებს ჩავსვავთ (2.48)-ში მაშინ განვსაზღვრავთ $p_{i1}(s,0) \qquad (i = \overline{1,m})$:

$$p_{i1}(s,0)=p_i\left\{g_1(s)\left[E_m(s)+N_m(s)\frac{E_m(s)D_m(s)+E_m(s)A_m(s)}{A_m(s)C_m(s)-D_m(s)N_m(s)}\right]/A_m(s)+\right.$$

$$\left.+g_2(s)\frac{E_m(s)D_m(s)+E_m(s)A_m(s)}{A_m(s)C_m(s)-D_m(s)N_m(s)}+p_{i1}(0)\right\}. \qquad (2.56)$$

თუ (2.44) და (2.45)-სთვის გამოვიყენებთ ლაპლასის გარდაქმნას მივიღებთ:

$$p_{ij}(s,u)=p_{i1}(s,0)e^{-su}l_1^{(j)}(u)\overline{B}(u); \qquad j=\overline{1,l_i}, \qquad i=\overline{1,m}.$$

$$q_{ij}(s,u)=q_v(s,0)\,e^{-su}\overline{G}_v(u); \quad v=1,2.$$

შესაბამის ალბათობებს აქვთ შემდეგი სახე:

$$p_{ij}(t)=\int_0^t p_{ij}(t,u)\,du=\int_0^t p_{ij}(t-u,0)\,l_1^{(j)}(u)\,\overline{B}(u)\,du;$$

$$Q_v(t)=\int_0^t q_v(t,u)\,du=\int_0^t q_v(t-u,0)\,\overline{G}_v(u); \qquad v=1,2.$$

თუ მათ მიმართ გამოვიყენებთ ლაპლასის გარდაქმნას მივიღებთ:

$$P_{ij}(s)=p_{i1}(s,0)\overline{B}_1^{(j)}(s); \quad \mathrm{Q}_v(s)=q_v(s,0)\frac{1-g_v(s)}{s}; \quad v=1,2 \qquad (2.57)$$

ლაპლასის გარდაქმის ტერმინებში ნორმირების პირობებს აქვს შემდეგი სახე:

$$\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{l_i}P_{ij}(s)+\mathrm{Q}_1(s)+\mathrm{Q}_2(s)=1/s; \qquad (2.58)$$

მზადყოფნის გარდაქმნის ტერმინებში მზადყოფნის ფუნქციას აქვს სახე:

$$k_{\text{მზ}}(s)=\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{l_i}P_{ij}(s) \qquad (2.59)$$

მოწყობილობის მტყუნებულ მდგომარეობაში ყოფნის არასტაციონალური ალბათობა ტოლია $\mathrm{Q}_1(s)+\mathrm{Q}_2(s)$ მოცდენის კოეფიციენტი $k_{\text{მოც}}(s)=1-k(s)$.

თუ გამოსახულების შებრუნებული გარდაქმნისთვის გამოვიყენოთ კოში-მელინის ცნობილ ფორმულას, მივიღებთ:

$$\gamma(t)=\frac{1}{2\pi\ j}\int_{\sigma-j\infty}^{\sigma+j\infty}e^{st}\Gamma(s)\,ds$$

აქ მოვიყვანოთ სტაციონალურ მდგომარეობაში აღნიშნული ალბათობების მნიშვნელობები:

სტაციონალური მნიშვნელობის განსაზღვრისათვის გამოიყენება შემდეგი დამოკიდებულებები:

$$p_{i\,j}(0) = \lim_{t\to\infty} p_{i\,j}(t,0) = \lim_{s\to 0} sp_{i\,j}(s);$$

$$q_v(0) = \lim_{t\to\infty} q_v(t,0) = \lim_{s\to 0} sq_v(s,0);$$

$$P_{i\,j} = \lim_{t\to\infty} P_{i\,j}(t,) = \lim_{s\to 0} sP_{i\,j}(s);$$

$$\mathrm{Q_v} = \lim_{t\to\infty} \mathrm{Q_v}(t) = \lim_{s\to 0} s\mathrm{Q_v}(s) = q_v(0)\tau_{v\,p}; \qquad v = 1,2.$$

მზადყოფნის კოეფიციენტი

$$k_{\text{მზ}} = \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{l_i} \lim_{t\to\infty} P_{i\,j}(t) = \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1} \lim_{s\to 0} s\,P_{i\,j}(s) \tag{2.60}$$

სტაციონალურ რეჟიმში ნორმირების პირობას აქვს შემდეგი სახე:

$$\sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{l_i} P_{i\,j} + \mathrm{Q}_1 + \mathrm{Q}_2 = 1 \tag{2.61}$$

მოცდენის კოეფიციენტი

$$k_{\text{მოც}} = 1 - k_{\text{მზ}}$$

თუ (2.48) და (2.45) გამოსახულებების ორივე მხარეს გავამრავლებთ s-ზე და გადავალთ ზღვარზე, როცა $s \to 0$, მიიღებს სახეს:

$$P_{i1}(0) = P_i[q_1(0) + q_2(0)]; \qquad i = \overline{1,m}.$$

$$\begin{cases} 1 - \left[\sum_{i=1}^{m} P_i a_i(0)\right] q_1(0) - \left[\sum_{i=1}^{m} P_i a_i(0)\right] q_2(0) = \sum_{i=1}^{m} P_i P_{i\,1}(0)\,a_i(0); \\ -\left[\sum_{i=1}^{m} P_i d_i(0)\right] q_1(0) - \left[1 - \sum_{i=1}^{m} P_i d_i(0)\right] q_2(0) = \sum_{i=1}^{m} P_i P_{i\,1}(0) d_1(0). \end{cases} \tag{2.62}$$

აქ გათვალისწინებულია, რომ $q_v(0) = \lim_{s\to 0} q_v(s) = 1$ $(v = 1,2)$ და $a_i(0) = \lim_{s\to 0} a_i(s);$ $d_i(0) = \lim_{s\to 0} d_i(s).$

(2.60) განტოლებათა სისტემას რომ ამოხსნა ჰქონდეს, უნდა დაუმატოთ ერთი განტოლება. ასეთ განტოლებას წარმოადგენს სტაციონალურ მდგომარეობაში ნორმირების პირობა – განტოლება (2.59).

2.4. დუბლირებული სისტემის საიმედოობის კოეფიციენტის განსაზღვრა რეზერვზე გადართვის დროის გათვალსიწინებით

ტექნიკურ სისტემებში მუშა მოწყობილობათა მრავალრგოლიან მიმდევრობით ჯაჭვში შემავალი ცალკეულ ელემენტებისა და მექანიზმების არასაკმარისი საიმედოობის გამო მნიშვნელოვნად მცირდება მთელი კომპლექსის მუშაობის სასარგებლო დრო.

ავტომატიზებული კომპლექსები უზრუნველყოფენ ტექნიკური სისტემის მუშაობას ადამიანთა მუდმივი მეთვალყურეობის გარეშე, ამიტომ ტექნიკური სისტემები შეიძლება შეიქმნას მხოლოდ საიმედო მოწყობილობათა ბაზაზე.

განვსაზღვროთ დუბლირებული სისტემის საიმედოობის კოეფიციენტი. დავუშვათ, მომუშავე მოწყობილობის მტყუნების ინტენსივობა $\alpha = const$, ხოლო სარეზერვოსი – $\beta = const$. საიმედოობის კოეფიციენტი – ალბათობა იმისა, რომ t მომენტში დუბლირებული სისტემა იმყოფება მუშა მდგომარეობაში. ალბათობა ავღნიშნოთ P_i (t). i=1,2 სისტემას ემსახურება ერთი სარემონტო ბრიგადა.

ინტეგრალური თანაფარდობა მიიღებს სახეს:

$$P_2(t) = e^{-\alpha t} + \int_0^t \alpha e^{-(\alpha+\beta)u} du \int_0^{t-u} dQ(v) P_i(t-u-v) + \int_0^t \alpha e^{-\alpha u} du \int_0^u h_1(v) e^{-\beta(u-v)} dv \int_0^{t-u} dQ(\tau) *$$

$$* P_i(t-u-\tau) + \int_0^t \alpha e^{-\alpha u} du \int_0^u h_2(v) dv \int_0^{t-u} dG(u-v+x) \int_0^{t-u-x} dQ(\tau) P_1(t-u-x-\tau).$$

ამ განტოლების ამოხსნის შედეგად ვპოულობთ $P_1(t)$-ს.

$$P_i(t) = e^{-\alpha t} + \int_0^t \alpha e^{\alpha u} du \int_0^u \widetilde{h}_1(v) e^{-\beta(u-v)} dv \int_0^{t-u} P_i(t-u-\tau) dQ(\tau) + \int_0^t \alpha e^{-\alpha u} du *$$

$$* \int_0^{t-u} G(u+x) dx \int_0^{t-u-x} P_i(t-u-x-v) dQ(v) + \int_0^t \alpha e^{-\alpha u} du \int_0^u \widetilde{h}_2(v) dv \int_0^{t-u} dG(u-v+$$

$$+x) \int_0^{t-u-x} P_i(t-u-x-\tau) dQ(\tau).$$

რადგანაც, მუშა მოწყობილობა გადაეცემა რემონტზე, მოწყობილობის საიმედოობის ამაღლებისათვის გამოიყენება, როგორც ჭარბი ელემენტები, ისე მოწყობილობის ჭარბი სიმძლავრეც, დატვირთვა გაიზრდება, ხოლო სარეზერვო მოწყობილობა გადაერთვება

მუშა მოწყობილობის მაგივრად. რემონტის და გადართვის დრო განაწილებულია ნებისმიერი კანონით.

2.5. ზოგიერთი ტექნიკური სისტემების ეფექტურობა და საიმედოობა

მრეწველობის ეფექტური ზრდის პრობლემა და გამომუშავებული პროდუქციის ხარისხის გაუმჯობესება ნებისმიერი სახელმწიფოსთვის ითვლება ერთ-ერთ ძირითად ამოცანად.

იმით, რომ თანამედროვე სამეცნიერო ტექნიკური პროგრესისათვის დამახასიათებელია რთული, მაღალი მწარმოებლობის და მართვის სისტემის გამოყენება. მათი ფუნქციონირების ეფექტურობა ფასდება როგორც საიმედოობისა და მწარმოებლობის მახასიათებელი.

სამუშაოს ძირითად მიზნად გვევლინება, უნივერსალური მიდგომის საფუძველზე შემდგომი ეფექტური მეთოდით მზადყოფნის კოეფიციენტის განსაზღვრა პერიოდული ტექნიკური სისტემებისათვის.

- ამოცანის დასმა. როგორც ცნობილია, მზადყოფნის კოეფიციენტი – $K_{Г}$ განისაზღვრება, როგორც ზღვარი მათემატიკური ლოდინის და დროის ნაწილს შორის მოწყობილობის ნორმალური ფუნქციონირებისთვის T დროის ინტერვალში, როცა $T \to \infty$.

  $$K_{Г} = \lim_{T\to\infty} E\left\{\int_0^T g\ \overline{x(t)}\, dt / T\right\}$$

  სადაც E – მათემატიკური ლოდინის სიმბოლო. $\overline{x(t)}$ – შემთხვევითი ვექტორი, რომელიც აღწერს სისტემის მდგომარეობას t მომენტში. ჩვენს შემთხვევაში $\overline{x(t)}$ არის ერთგანზომილებიანი ცვლადი, რომელიც იღებს ყოველთვის ორ მნიშვნელობას, “1”, თუ სისტემა მუშა მდგომარეობაშია და “0” – სისტემა $\overline{x(t)}$ მტყუნებად მდგომარეობაშია.

g($\overline{x(t)}$) – რომელიღაცა რიცხვითი ფუნქციაა ვექტორის მდგომარეობისა, განხილულ შემთხვევაში მიღებულია, რომ g (1)=1 და g (0)=0.

- **მოდელი 1.** ვთქვათ, განსახილველი სისტემა შედგება ორი ნაწილისაგან: ძირითადი (მუშა) და ჩაშენებული მოწყობილობისაგან (აპარატურული-საკონტროლო). სისტემის მუშაუნარიანობა მოწმდება უწყვეტად და პერიოდულად. პერიოდულ დაკვირვებებს და შემოწმებებს შორის, თუ ძირითადი მოწყობილობა გამოვა მწყობრიდან, მტყუნობის დროს, აპარატურის საკონტროლო ნაწილი, მყისიერად აღმოაჩენს მტყუნებას და მაშინვე იწყებს მის აღდგენას (რემონტს).

თუ აპარატურის ძირითად ნაწილის მტყუნება უსწრებს აპარატურის საკონტროლო ნაწილის მტყუნებას, მაშინ მოხდება სისტემის მდგომარეობის მთლიანი მტყუნება, რომელიც იქნება აღმოჩენილი მხოლოდ პერიოდული შემოწმების დროს. საკონტროლო და ძირითადი ნაწილების მტყუნებების ნაკადი ექვემდებარებიან პუასონის კანონს. პერიოდული კონტროლის პროცესში (მცირე ხანგრძლივობით) ალბათობის წარმოშობა მიღებულია ნულის ტოლად. აღდგენის (რემონტის) პროცესში ახალი მტყუნება არ წარმოიშობა. სისტემა რემონტის შედეგად იძენს პერიოდულ პირველ საწყისს საიმედოობას. მოითხოვება ოპტიმალური პირობის (წესის), განსაზღვრა პერიოდული შემოწმებისა, რომელიც უზრუნველყოფს მზადყოფნის E კოეფიციენტის მაქსიმალურ მნიშვნელობას [57].

ავღნიშნოთ: α - ძირითადი აპარატურის მტყუნებების ინტენსივობა,

β - საკონტროლო აპარატურის მტყუნებების ინტენსივობა,

$v(t)$ - საკონტროლო დროის განაწილების ფუნქცია $(v(t) = v^{/}(t))$,

$G_1(t)$- ძირითადი ნაწილის აღდგენის დროის განაწილების ფუნქცია ($g_1(t)=G_1^{/}(t)$);

$G_2(t)$- ჯამური დროის განაწილების ფუნქცია საკონტროლო ნაწილის და ძირ. ნაწილის აღდგენისა ($g_2(t)=G_2^{/}(t)$);

$G_k(t)$ - დროის განაწილების ფუნქცია საკონტროლო ნაწილის აღდგენისა

$(g_k(t) = G_k^{/}(t))$;

$T_n^{/}$- დროის ხანგრძლივობა მეზობელ პერიოდულ შემოწმებებს შორის (პერიოდული კონტროლი არის შემთხვევითი სიდიდე);

τ - დროის პერიოდული კონტროლის მათ. ლოდინი

$$(\tau = M\left[T_n\right]);$$

იმისათვის, რომ T_n პერიოდული კონტროლის ($T_n< t$) რეალურ დროის მონაკვეთზე, მივიღოთ შესწორებული ძირითადი ნაწილის ჯამური დრო (სასარგებლო საშუალო ნამუშევარი) τ_0-ის ტოლი დროით ერთეულით $(\tau_0 = const)$, დროის დანაკარგებით ძირითადი და საკონტროლო ნაწილის მტყუნების აღდგენით, ნებისმიერი სახეობის გათვალისწინებით. დროის დანაკარგები გამოწვეულია შეუმჩნეველი, მტყუნებით (სისტემა მაინც აგრძელებს ფუნქციონირებას არამუშა მდგომარეობაშიც), პერიოდული შემოწმებისას, შემოვიტანოთ განაწილების ფუნქცია $\Phi_x^{(01)}(t,\tau_0)$, $(i=0,1)$ ალბათობა იმისა, რომ $T_n(T\le 1)$ პერიოდული კონტროლის დროს ძირითადი ნაწილის აღდგენილი სამუშაოს ჯამურმა დრომ შეადგინა τ_0 დროითი ერთეული (რომლის შემდეგ მაშინვე იწყება პერიოდული კონტროლი), იმ პირობით, რომ t = 0 მომენტში შეადგინა $x\,(x \le \tau_0)$ დროითი ერთეული, თანაც სისტემის ძირითადი ნაწილი იმყოფებოდა მუშა მდგომარეობაში (მდგომარეობა “0”), ხოლო საკონტროლო ნაწილი i–ურ მდგომარეობაში (i = 0 – შესწორებული მდგომარეობა, i = 1- შეუსწორებელი მდგომარეობა). პირველი ინდექსი ეკუთვნის მუშა მდგომარეობას, ხოლო მეორე ინდექსი საკონტროლო ნაწილს.

$$\tau=\tau_{00}=\int_0^{\infty} t\,d\,\Phi_0^{(00)}(t,\tau_0); \qquad \tau_{01}=\int_0^{\infty} t\,d\Phi_0^{(01)}(t,\tau_0);$$

$$\Phi_x^{0\,0}(t,\tau_0)=\begin{cases}0\quad, & \text{თუ}\quad x>\tau_0\\ v\,(t), & \text{თუ}\quad x=\tau_0\end{cases}\qquad\qquad K_i=\tau_0/\tau$$

შემდეგში τ_o არგუმენტს გამოვტოვებთ, ე.ი. $\Phi_x^{0i}\,(t,\tau_0)$ მაგივრად დავწერთ $\Phi_X{}^{0\,i}(t)$ ან $\Phi_{0\,i}(t,x)$ $(i=0,1)$, ხოლო

Tn– მაგივრად სისტემის მდგომარეობაზე დამოკიდებულებით $t=0$ მომენტს

$\sigma_x^{(00)}$– დროის მიმდინარეობაში, რომლის დროსაც სასარგებლო ნამუშევარი შეადგენს $\tau_0{-}x$ დროით ერთეულს, ძირითადი სისტემისთვის და საკონტროლო ნაწილებისთვის ($t=0$ მომენტში),

$\sigma_x^{(01)}$– დროის მიმდინარეობაში, როცა სასარგებლო ნამუშევარი შეადგენს $\tau_0{-}x$ დროით ერთეულს, ძირითადი შესწორაბადი და მტყუნებადი საკონტროლო ნაწილისთვის ($t=0$ მომენტში).

ვთქვათ:

υ_k- საკონტროლო ნაწილის აღდგენის დრო;

υ_0- ძირითადი ნაწილის აღდგენის დრო;

υ_1- პერიოდული კონტროლის აღდგენის დრო;

υ_2- ორივე ნაწილის აღდგენის დრო;

v_1- პერიოდული კონტროლის საწყისი მომენტი, შესწორებული საკონტროლო ნაწილისათვის;

v_2- ძირითადი ნაწილის მტყუნების წარმოშობის მომენტი შესწორებული საკონტროლო ნაწილის აღდგენისათვის;

v_3- საკონტროლო ნაწილის მტყუნების წარმოშობის მომენტი ძირითადი ნაწილის აღდგენისათვის;

$v_1^{(1)}$- პერიოდული კონტროლის დაწყების მომენტი, საკონტროლო ნაწილის მტყუნების დროს;

$v_2^{(1)}$- ძირითადი ნაწილის მტყუნების წარმოშობის მომენტი, შეუსწორებელი საკონტროლო ნაწილის დროს.

$$\lambda = \alpha + \beta \; ; \quad \bar{F}(t) = I(t-\tau_0) = \begin{cases} 0\,, & \text{თუ} \quad t \le \tau_0 \\ 1\,, & \text{თუ} \quad t > \tau_0 \end{cases} \qquad \bar{F}(t) = 1 - F(t)\,;$$

$\sigma_x^{(0\,0)}$ და $\sigma_x^{(0\,1)}$–თვის გვაქვს შემდეგი სტოხასტური განტოლებები:

$$\sigma_x^{(00)} = \sigma_1(v_1 + \upsilon_1) + \sigma_2(v_2 + \upsilon_0 + \sigma_{x+u}^{(00)}) + +\sigma_3(v_3 + \sigma_{x+u}^{(01)})\,; \tag{2.63}$$

$$\sigma_x^{(01)} = \sigma_4(v_1^{(1)} + \upsilon_1 + \upsilon_k) + \sigma_5(v_2^{(1)} + v + \upsilon_1 + v_2 + \sigma_{x+u}^{(00)})\,; \tag{2.64}$$

აქ, $\sigma_i\,(i=\overline{1,3})$ და $(i=4,5)$ ცალცალკე ქმნიან დამოუკიდებელ ინდიკატორების სისტემას – I , ქვემოთ მოყვანილია შემთხვევები კვადრატულ ფრჩხილებში;

$$\sigma_1 = I\left[v_1 < \min\,(v_2, v_3)\right];$$
$$\sigma_2 = I\left[v_2 < \min\,(v_1, v_3)\right];$$
$$\sigma_3 = I\left[v_3 < \min\,(v_1, v_2)\right];$$
$$\sigma_4 = I\left[v_1^{(1)} < v_2^{(1)}\right];$$
$$\sigma_5 = I\left[v_1^{(1)} = u + v\right].$$

ეს განტოლებები აკმაყოფილებენ

$$e^{\sum\limits_{i=1}^{n} \sigma_i\, \mathrm{Q_i}} = \sum_{i=1}^{n} \sigma_i\, e^{\mathrm{Q}\; i} \qquad (n=3,\; n=2) \tag{2.65}$$

მიღებულ შემთხვევისათვის:

$$\mathrm{Q}_1 = v_1 + \upsilon_1;$$

$$\mathrm{Q}_2 = v_2 + \upsilon_0 + \sigma_{x+u}^{(00)}; \qquad \mathrm{Q}_3 = v_3 + \sigma_{x+u}^{(0\,1)}\,;$$

$$\mathrm{Q}_4 = v_1^{(1)} + \upsilon_1 + \upsilon_k; \qquad \mathrm{Q}_5 = v_2^{(1)} + v + \upsilon_1 + \upsilon_2 + \sigma_{x+u}^{(00)}.$$

ინდიკატორები $\sigma_i\,(i=\overline{1,5})$ ღებულობს ორ მნიშვნელობას: “0” და “1”, 1-იანი შესაბამება ქვემოთ მოყვანილ ალბათობებს:

$$P_x\left[u < \upsilon_1 < u + d\,u\,; v_1 < \min(v_2\,, v_3)\right] = \frac{d\;F(x+u)}{\bar{F}\;(x)}\, e^{-\lambda\, u}\,; \tag{2.66}$$

$$P_x\left[u < \upsilon_2 < u + d\,u\,; v_2 < \min(v_2\,, v_3)\right] = \alpha\, e^{-\lambda\, u}\, \frac{\overline{d\;F}(x+u)}{\bar{F}\;(x)}\, d\,u\,; \tag{2.67}$$

$$P_x\left[u < \upsilon_3 < u + d\,u\,; v_3 < \min(v_2\,, v_3)\right] = \beta\, e^{-\lambda\, u}\, \frac{\overline{d\;F}(x+u)}{\bar{F}\;(x)}\, d\,u\,; \tag{2.68}$$

$$P_x\left[u<v_1^{(1)}<u+d\,u\,;v_1^{(1)}\ <v_2^{(1)}\ \right]=\frac{\overline{d\ F}(x+u)}{\overline{F}\ (x)}e^{-\alpha\ u} \tag{2.69}$$

$$\begin{aligned}&P_x\left[u<v_{21}^{(1)}<u+d\,u\,;u+v<v_1^{(1)}\ <u+v+d\,v\ \right]=\\&=\alpha\,e^{-\alpha\ u}d\ u\frac{\overline{F}(x+u)\,d\,F\,(x+u+v)}{\overline{F}\ (x)\overline{F}\,(x+u)}\ .\end{aligned} \tag{2.70}$$

შევნიშნოთ, რომ (2.70) ბოლო გამოსახულებაში, დროის განმავლობაში სისტემა აგრძელებს ფუნქციონირებას, მტყუნებად მდგომარეობაში ყოფნას (მტყუნება არ აღმოგვიჩენია), ამისათვის v დრო ითვლება დაკარგულად).

(2.63) და (2.64)-დან გამომდინარე დავწეროთ განტოლება

$e^{-s\,\sigma_x^{(00}}$ და $e^{-s\,\sigma_x^{(01)}}$ - თვის, სადაც S არის ლაპლასის ოპერატორი.

(2.65) -ის გათვალისწინებით მივიღებთ, რომ

$$e^{-s\,\sigma_x^{(00)}}=\sigma_1 e^{-s\,(v_1+\upsilon_1)}+\sigma_2 e^{\ -s\,(v_2+\upsilon_0+x_2)}+\sigma_3 e^{\ -s\,(v_1+\upsilon+x+y)} \tag{2.71}$$

$$e^{-s\,\sigma_x^{(01)}}=\sigma_4 e^{-s\,(v_1^{(1)}+\upsilon_1+\upsilon_k)}+\sigma_5 e^{-s\,(v_2^{(1)}+v+\upsilon_1+\upsilon_2+\sigma_{x+u}^{(00)})} \tag{2.72}$$

თუ (2.71) და (2.72)-დან გადავალთ მათემატიკურ ლოდინზე, (2.66÷2.70) გათვალისწინებით, რომ $\upsilon_k\,,\upsilon_0\,,\upsilon_1\,,\upsilon_2$ დამოუკიდებელი შემთხვევითი სიდიდეებია, ხოლო მათემატიკური ლოდინი არის ორი ნებისმიერი η და ξ შემთხვევითი სიდიდეების ნამრავლი.

$E(\eta.\xi)=E\left[\eta.E(\xi\,/\,\eta)\right]$ – შემთხვევითი სიდიდეებია, ლაპლასის გარდაქმნების ტერმინებში გვექნება

$$\begin{aligned}&\overline{F}\,(x)\varphi^{\,(00)}\,(s\,,x)=\upsilon\,(s)\int_0^\infty e^{-(s+\lambda)u}d\,F\,(x+u)+\\&+a\,\upsilon(s)\,g_1\,(s)e^{-(s+\lambda)u}\,\overline{F}\,(x+u)\,\varphi^{\,(00)}\,(s\,,x+u)d\,u+\\&+\beta\int_0^\infty e^{-(s+\lambda)u}\,\overline{F}\,(x+u)\times\varphi^{\,(01)}\,(s\,,x+u)d\,u\ ;\end{aligned} \tag{2.73}$$

$$\overline{F}(x)\varphi^{(01)}(s,x)=\upsilon(s)g_k(s)\int_0^{\infty}e^{-(s+\alpha)u}dF(x+u)+$$

$$+a\upsilon(s)g_2(s)e^{-(s+\alpha)u}\,\overline{F}(x+u)\varphi^{(00)}(x+u)du\times$$

$$\times\int_0^{\infty}dF\ (x+u+\upsilon)\ \varphi^{(00)}\ (s,\ x+u). \qquad (2.74)$$

$$\varphi^{(o\,1)}(s,x)=E\left[e^{-s\ \sigma_x^{(0\,1)}}\right]=\int_0^{\infty}e^{-s\ u}d\ \Phi_{o\,i}(t,x)\,, \qquad i=0\ ,\ 1\ ;$$

$$\upsilon(s)=\int_0^{\infty}e^{-st}d\ v\ (t); \qquad g_{\ k}(s)=\int_0^{\infty}e^{-s\,t}dG_{\ k}(t);$$

$$g_i\ (s)=\int_0^{\infty}e^{-s\ t}\ d\ G_1\ (t) \qquad (i=0\,,1\,,\ 2).$$

ავღნიშნოთ $(x+u)=\tau$ და გავითვალისწინოთ, რომ

$F\,(x)=\ \ I\,(\,x-\tau_{\,0}\,)\ ;$

$$F^{/}(x)=\begin{cases}\infty,\ \text{თუ}\ \mathrm{x}=\tau_0,\\ 0,\ \text{თუ}\ \mathrm{x}\neq\tau_0;\end{cases} \qquad \overline{F\ (x)}=\begin{cases}0, & \text{თუ} \quad x>\tau_0\\ 1, & \text{თუ} \quad x\le\tau_0\end{cases}$$

(2.73) და (2.74) განტოლებები შეიძლება დავიყვანოთ

$$e^{-(s+\lambda)x}\ \varphi^{(00)}(s,x)=\upsilon(s)\,e^{-(s+\lambda)\tau_0}+\alpha\,g_1(s)\int_x^{\tau_o}\ e^{-(s+\lambda)\tau}\varphi^{(00)}(s,\tau)\,d\,\tau+$$

$$+\beta\int_x^{\tau_0}e^{-(s+\lambda)\tau}\ \varphi^{(01)}(s,\tau)\,d\,\tau; \qquad (2.75)$$

$$e^{-(s+\alpha)x}\varphi^{(01)}(s,x)=\upsilon\ (s)g_k\,(s)e^{-(s+\alpha)\tau_o}+\alpha\ \upsilon_1\,\mathrm{x} \qquad x\ \in\ \left[0,\tau_0\right].$$

$$\mathrm{x}\,(s)g_2\,(s)e^{-s\,\tau_0}\int_x^{\tau_0}e^{-\alpha\,\tau}\varphi^{(00)}\,(s\,,\tau)\,d\,\tau \qquad (2.76)$$

(2.75) და (2.76) განტოლებები შედგენილია შემთხვევითი საძიებელი სიდიდეების ფარდობითი სიმკვრივეებისათვის.

იმის გათვალისწინებით, რომ $\varphi_x^{(oi)}(s)=\Phi_{oi}(s\,,x)=\varphi^{(oi)}(s,x)\Big/s$

$(i=0,1)$ და (2.75)-დან და (2.76)-დან გადავდივართ განაწილების ფუნქციის ფარდობით განტოლებებზე $\Phi_{oi}(s,x)$ $(i=1,2)$. ამისათვის საკმარისია (2.75) და (2.76) გავყოთ S-ზე.

დავიყვანოთ ეს განტოლებები (გამოვიყენოთ აღნიშვნა $\Phi_{oi}(s,x)$ და $\Phi_x^{(0\,i)}(s)$-თ $(i=0\,,1)$) და შევცვალოთ,

(2.77)

$$\Phi_{o\,o}(s,x)\;e^{-(s+\lambda)x}=\frac{\upsilon(s)}{s}\;e^{-(s+\;\lambda)\tau_0}+\beta\int_0^{\tau_0}e^{-(s+\lambda)\,\tau}\,\Phi_{01}\,(s\,,\tau)\,d\,\tau+$$

$$+\alpha\,g_1(s)\int_0^{\tau_0}e^{-(x+\lambda)\,\tau}\,\Phi_{00}(s,\tau\,)\,d\,\tau\,;$$

$$\Phi_{01}(s,x)\,e^{-(\,s\,+\,\alpha)\,x}=\frac{v(s)}{s}g_k(s)e^{-(s+\alpha\,)\,\tau_0}\;+$$

$$+\alpha\,\upsilon_1(\,s\,)\,g_2(s)\int_0^{\tau_0}e^{-\,\alpha\,\tau}\,\Phi_{0\,0}(s,\,\tau)d\tau\,;$$

$$\Phi_{00}(s\;,\tau_0)=\upsilon\;(s)\Big/s\;;\qquad\Phi_{01}(s\;,\tau_0)=\frac{\upsilon\;(s)}{s}\;g_k(s);\tag{2.78}$$

(2.77) და (2.78) გავადიფერენციალოთ x-ით, მივიღებთ:

$$\Phi_{oo}^{/}(s,\;x)-(s+\;\lambda)-\alpha\;g_{\;1}(\,s\,)\,\Phi_{\,0\,0}\,(\,s,x)+\beta\,\Phi_{01}(s,x)=0\,;\tag{2.79}$$

$$\Phi_{01}^{/}(s,x)-(s+\alpha)\,\Phi_{\,01}(s,x)+\alpha\,\upsilon(s)\,g_2(s)e^{-(\tau_o-x)s}\Phi_{00}(s,x)=0\,.\tag{2.80}$$

ქვემოთ მოგვყავს რეალური დროისთვის მათემატიკური ლოდინის გამოსახულების განსაზღვრა, რომელიც აუცილებელია სასარგებლო τ_0 ნამუშევრის მისაღებად, იმის გათვალისწინებით, რომ

$$\left[s\,\Phi^{(oi)}(s,x)\right]'_{s=o} = -\tau_{oi}(x) \quad \text{და}$$

$$\lim_{s\to 0} s\,\Phi^{(0\,i)}(s,x) = 1, \quad g_i(0) = 1, \quad \upsilon(0) = 1, \quad (i = 0, 1)$$

(2.79)-დან და (2.80) განტოლებებიდან გადავდივართ მათემატიკური ლოდინის განტოლებებზე:

$$\frac{d\,\tau_{00}(x)}{d\,x} + \beta\tau_{01}(x) - \beta\tau_{00}(x) = -(1+\alpha\tau_1)\,; \tag{2.81}$$

$$\frac{d\,\tau_{01}(x)}{d\,x} - \alpha\,\tau_{01}(x) + \alpha\tau_{00}(x) = \alpha x - \left[1+\alpha\left(\tau_k+\tau_2+\tau_0\right)\right]. \tag{2.82}$$

აქ სასაზღვრო პირობებია: $\tau_{00}(\tau_0) = \tau_k$ და $\tau_{01}(\tau_0) = \tau_k + \tau_{nk}$;

$$\tau_1 = -g_i\Big|'_{s=0}; \quad (i = 1,2); \quad \tau_K = \nu(s)_{s=o} = 0 \quad \tau_2 = \tau_1 + \tau_k;$$

$$\tau_{nk} = -g_k(s)\Big|'_{s=0};$$

(2.81) და (2.82) ამოხსნის შემდეგ გვექნება:

$$\tau_{00}(x) = A_1 + A_2 e^{-(\alpha+\beta)x} + \frac{2\alpha\beta x + (\alpha+\beta)\alpha\beta x^2}{2(\alpha+\beta)^2} - \frac{(1+\alpha\tau_1)\alpha + d}{(\alpha+\beta)}x; \tag{2.83}$$

$$\tau_{01}(x) = \frac{1}{\beta}\left\{-(1+\alpha\tau_1)\left[A_2(\alpha+\beta)e^{-(\alpha+\beta)x} + \frac{\alpha\beta + (\alpha+\beta)\alpha\beta x}{2(\alpha+\beta)^2} - \frac{(1+\alpha\tau_1)\,\alpha + d}{\alpha+\beta}x\right] + \right.$$

$$\left. + \beta\tau_{00}(x)\right\}\;; \tag{2.84}$$

აქ $d = \beta[1+\alpha(\tau_k+\tau_2+\tau_0)]$ $\quad A_2 = A \Big/ (\alpha+\beta)\,e^{(\alpha+\beta)\,\alpha_0}$;

$$A = \left[\frac{(1+\alpha\tau_1)\,\alpha + d}{\alpha+\beta} - \frac{\alpha\,\beta + (\alpha+\beta)\alpha\,\beta\,\tau_0}{(\alpha+\beta)^2} - (1+\alpha\tau_1)\right]\;;$$

$$A_1 = \left\{ \tau_k - \left[\frac{2\beta\tau_0\alpha + (1+\beta)\alpha\,\beta\,\tau_0^2}{2(\alpha+\beta)^2} - \frac{(1+\alpha\,\tau_1)\;\alpha + d}{\alpha+\beta}\tau_0 \right] - A/(\alpha+\beta) \right\} \tag{2.85}$$

შესაბამისად

$$\tau_{00}(0) = A_1 + A_2;$$

$$\tau_{01}(0) = \frac{1}{\beta}\left\{ \; -(1+\alpha\tau_1) - \left[\; (\alpha+\beta)A_2 + \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2} - \frac{(1+\alpha\tau_1)\alpha + d}{\alpha+\beta} \; \right] \right.$$

$$\left. +\beta\tau_{00}(0) \; \right\}; \tag{2.86}$$

მეორე თავის დასკვნა

ამ თავში განხილულია ტექნიკური სისტემების საიმედოობის გაანგარიშების ანალიზური მეთოდები მტყუნებათა სახეების მიხედვით საწყისი შემთხვევითი პროცესების უმნიშვნელო შეზღუდვების პირობებში, ამიტომ ამ თავში მიღებულ შედეგებს აქვთ განზოგადებული ხასიათი და ისინი გამოსადეგია ტექნიკის სხვა დარგებშიც, კერძოდ განხილულია და გაანალიზებულია საიმედოობის სხვადასხვა მათემატიკური მოდელები, რომელთა ანალიზის საფუძველზე:

- განსაზღვრულია ტექნიკურ მოწყობილობათა საიმედოობა, მუდმივად ჩართული რეზერვით (ჭარბი რაოდენობის სექციით). ლიტერატურაში არსებული საიმედოობის გათვლის მეთოდებთან შედარებით, აქ გათვალისწინებულია გარკვეული რაოდენობის სექციის დაზიანების შემთხვევაში მოცდენის შემთხვევითი დრო, რომელიც განაწილებულია ნებისმიერი კანონით და რომელიც იხარჯება ქმედითუნარიანობის აღდგენაზე, როცა მტყუნებათა ინტენსივობის აქტიური და პასიური სექციები ერთმანეთისაგან განსხვავდებიან. განსაზღვრულია მზადყოფნის ფუნქცია და კოეფიციენტი, ასევე უმტყუნო მუშაობის საშუალო დრო.
- შემოთავაზებულია საიმედოობის მაჩვენებლების განსაზღვრის ორი ორიგინალური მეთოდი, როცა ადგილი აქვს მაჩვენებლიანი კანონით განაწილებული ორი სახის მტყუნებას: აღმოჩენადს აღძვრის მომენტში – უეცარ მტყუნებას და თანდათანობითს – აღმოჩენადს მხოლოდ პერიოდული კონტროლით. განსაზღვრულია პერიოდული კონტროლის პერიოდულობის საუკეთესო მნიშვნელობა. საკონტროლო მოწყობილობის სახით და საიმედოობის გათვალისწინებით მიღებულია, რომ აღდგენის, პერიოდული კონტროლის პერიოდულობის დრო შემთხვევითი სიდიდეა – განაწილებული ნებისმიერი კანონით.

- განსაზღვრულია სხვადასხვა საიმედოობის მაჩვენებლები, როცა შესაძლებელია მტყუნებათა ნაკადი აღიწეროს მიმდევრობით – პარალელური ფიქტიური ეტაპებით (ე.წ. ერლანგის ნარევით). მტყუნებათა ნაკადის ასეთნაირად აღწერა იძლევა იმის გარანტიას, რომ უზრუნველყოფილი იქნება საიმედოობის მაჩვენებლების პროგნოზირების მაღალი სიზუსტე.
- განსაზღვრულია მუდმივად ჩართული დუბლირებული სისტემის საიმედოობის მაჩვენებლები რეზერვის გადართვის დროის გათვალისწინებით, როცა აღდგენისა და რეზერვის გადართვის დრო განაწილებულია ნებისმიერი კანონით. მოდელის ეს ტიპი შესწავლილია აღდგენის თეორიის გამოყენებით. საკონტროლო აპარატურის მტყუნებას ამ სამუშაოში აქვს შემთხვევითი ხასიათი, ამიტომ სისტემის მდგომარეობის სანდოობა შეიძლება დავამტკიცოთ პერიოდული კონტროლის მოქმედების შედეგად.

პერიოდული კონტროლის დროს ხანგრძლივობასთან დამოკიდებულებით, საშუალო ნამუშევრის მოცემული მნიშვნელობით, იცვლება გამოყენებული სისტემის ეფექტიურობა, მიღებული შედეგები გვაძლევენ საშუალებას განვსაზღვროთ სისტემის გამოყენების კოეფიციენტის უკეთესი მნიშვნელობა, როგორც ექსპლუატაციური დანახარჯების გამოყენებით ასევე მის გარეშეც.

თავი III. ტექნიკური სისტემემების საიმედოობის ამაღლების ორგანიზაციულ-ტექნიკური მეთოდები

ტექნიკური სისტემის სქემების საიმედოობის ამაღლების ინჟინერულ - ტექნიკური რეალიზაციისათვის, მათი არსებობის ყველა ეტაპზე აუცილებელია სპეციალური ორგანიზაციულ-ტექნიკური და მოწყობილობების ობიექტების საიმედოობის ამაღლება.

ტექნიკური სისტემების ექსპლუატაციის პერიოდში ორგანიზაციულ-ტექნიკურ მეთოდებს წარმოადგენს ტექნიკური დიაგნოსტიკა და ტექნიკური უზრუნველყოფა [15].

ტექნიკურ დიაგნოსტიკა წარმოადგენს დროში მოწყობილობის მდგომარეობის შესახებ ტექნიკური ოპერაციების ამაღლების და გადამუშავების ინფორმაციას იმ მიზნით, რომ გამოვლენილ იქნას მტყუნების მოხდენის ფაქტები და ასევე მათი ადგილი და მიზეზები. ტექნიკური დიაგნოსტიკა საშუალებას გვაძლევს ავამაღლოთ რთული ტექნიკური სისტემების მზადყოფნა, რაც უზრუნველყოფს მათი აღდგენის თვისებების გაუმჯობესებას, რომელიც მიიღწევა მტყუნებული ელემენტის აღმოჩენაზე დახარჯული დროის შემცირებით და მისი გამომწვევი მიზეზების და აღმოფხვრის დროის შემცირებით. ტექნიკური მოწყობილობების დიაგნოსტიკის პრაქტიკული რეალიზაცია დამოკიდებულია მეთოდების დამუშავებაზე და ტექნოლოგიურ სქემებში და მოწყობილობებში მტყუნებათა აღმოჩენის და ქმედითუნარიანობის ტექნიკური საშუალებების კონტროლზე.

ტექნიკური მომსახურება ეს არის ორგანიზაციული და ტექნიკური ღონისძიებების ერთობლიობა, რომელიც მიმართულია მტყუნებათა აღმოჩენაზე, ექსპლუატაციის პროცესში გამართული მდგომარეობის უზრუნველყოფაზე და ტექნიკური მოწყობილობების გამოყენების მზადყოფნაზე. ტ.ექნიკური მოწყობილობების ძირითად ამოცანებს წარმოადგენს: შეტყობინება დაჩქარებულ ცვეთაზე, სიძველეზე, ჩვევის და სიძველის გამომწვევი მიზეზების აღმოფხვრაზე მოწყობილობის ძირითადი ტექნიკური თვისებების შენარჩუნება ნებისმიერ დონეზე.

ძირითადი ტექნიკური თვისებების აღდგენა და ტექნოლოგიური სქემების და მოწყობილობების ქმედითუნარიანობა, ხორციელდება გეგმიური გამაფრთხილებელი რემონტის სისტემის ორგანიზაციით. უკვე არსებული გეგმიური გამაფრთხილებელი რემონტის სისტემა ითვალისწინებს ორი ტიპის რემონტს: მიმდინარეს და კაპიტალურს და ასევე რემონტებს შორის მომსახურება (მდგომარეობის შემოწმება). გეგმიური გამაფრთხილებელი რემონტის სისტემის საშუალებით ხდება თითოეული ტიპის რემონტამდე. მოწყობილობის გარბენის და რემონტზე მოცდენის დროის დადგენა.

ასეთ გეგმიური გამაფრთხილებელი რემონტის სისტემას გააჩნია მთელი რიგი ნაკლოვანებები.

1. რემონტებს შორის პერიოდში არ ხდება მოწყობილობის ტექნოლოგიური სქემების პირობების გათვალისწინება. ისინი წარმოადგენენ მეტად განზოგადოებულს.

2. სარემონტო ნორმატივების ნაწილი დადგენილია ძირითადად ემპირიულად მოწყობილობათა მტყუნების მიმართ, საკმარისი სტატისტიკური ინფორმაციის დაგროვებისა და მათემატიკური დამუშავების გარეშე.

3. არ არის შექმნილი მოწყობილობების მტყუნების შესახებ მონაცემების სტაციონალური ბანკი, რომელიც საშუალებას იძლევა გავთვალოთ საიმედოობის მახასიათებლები, რომლებიც შეიძლება გამოყენებულ იქნან მოწყობილობის ტექნოლოგიური სქემების საიმედოობის ასამაღლებელ რეკომენდაციების დასამუშავებლად.

ეს ნაკლოვანებები ამცირებენ მოწყობილობის და მისი ტექნოლოგიური სქემების მუშაობის ეფექტურობას. განვიხილოთ მოწყობილობების მომსახურების სამი სტრატეგიის არსი:

1. "ჯგუფური სტრატეგია", რომელიც ხორციელდება კალენდარული ვადით, მოწყობილობის ტექნოლოგიური სქემების უმტყუნო მუშაობის დროზე დამოუკიდებლად;

2. "ინდივიდუალური სტრატეგია", რომელიც ხორციელდება რემონტთა შორისირესურსების გამოყენების წინასწარი შერჩევით;

3. "ნულოვანი სტრატეგია", როცა რემონტი ხდება ტექნიკური მდგომარეობით მტყუნების წარმოქმნის მომენტში.

ტექნიკური გამოყენების კოეფიციენტის მნიშვნელობა აღნიშნული სტრატეგიისათვის შესაბამისად ტოლია:

ინდივიდუალურისთვის - $K = T_p \Big/ \left[\tau_m \Omega(T_p) + \tau_{пл} + T_p \right]$;

ჯგუფურისთვის – $K = T_m \Big/ \left[T_m + \tau - (\tau - \tau_{п\,л}) + P(T_{п\,л}) \right]$;

ნულოვანისთვის – K=$K_{მზ}$=$T/(T+\tau)$.

სადაც Tp – მოწყობილობის დადგენილი რემონტშორისი რესურსია, $\tau_{пл}$ - საშუალო დრო გეგმიური გამაფრთხილებელი რემონტის შესასრულებლად, $\Omega(T_p)$ - მტყუნებათა ნაკადის წამყვანი ფუნქცია, τ_m - გეგმის გარეშე რემონტის საშუალო დრო, რომელიც აღადგენს მხოლოდ ობიექტის მტყუნებულ ელემენტს, τ_b- ობიექტის აღდგენის საშუალო დრო, T_u - უმტყუნო მუშაობის საშუალო დრო, შემოწმებულ გეგმიურ და გეგმისგარეშე ღონისძიებებს შორის, T – უმტყუნო მუშაობა, $T_{пл}$ - გეგმიური ღონისძიებების ჩატარების შორის გეგმიური ვადა, $P(T_{пл})$ – $t = [O,T_{пл}]$ დროის ინტერვალში უმტყუნო მუშაობის ალბათობა.

აქედან, გამომდინარე ტექნიკური სისტემების ფუნქციონირების ეფექტურობის და საიმედოობის ამაღლების პრობლემის გადასაჭრელად წარმოიქმნება ამოცანა დაფუძნებული ექსპლუატაციის სტრატეგიაზე. ექსპლუატაციის სტრატეგია (ტექნიკური მომსახურების წესები) დაფუძნებულია:

1. ტექნიკური სისტემის მონაცემებზე (უსაფრთხოება და სარემონტოდ ვარგისიანობის თვისებები);

2. სისტემის თავისებურების სპეციფიკაზე (სისტემის სტრუქტურა, ჩადგმული კონტროლის არსებობა);

3. ექსპლუატაციის სტრატეგია უნდა ფლობდეს სხვადასხვა მახასიათებლების მიხედვით ოპტიმალურობის თვისებას, რომელიც ხასიათდება სისტემის ექსპლუატაციის და ფუნქციონირების ხარისხით.

ტექნიკური მომსახურების ოპტიმალური სტრატეგიის არჩევა საშუალებას გვაძლევს მივაღწიოთ საუკეთესო შედეგებს ექსპლუატაციის წესების რეორგანიზაციის სანაცვლოდ, დამატებითი ძალების და საშუალებების მიზიდვის გარეშე.

მათემატიკური მოდელის სახით, რომელიც აღწერს დროში ტექნიკური სისტემის ევოლუციას, გამოიყენება შემთხვევითი პროცესი -- $\xi(t)$, რომელიც ეკუთვნის ერთ-ერთ შემთხვევითი პროცესების კლასს: რეგენერირებული შემთხვევითი პროცესები, მარკოვული შემთხვევითი პროცესები, ნახევრადმარკოვული შემთხვევითი პროცესები.

აღნიშნულ დისერტაციაში, ტექნიკური მომსახურების ამოცანებში განიხილება ფუნქციონირების ექსპლუატაციის პირობები:

1. მზადყოფნის კოეფიციენტი;
2. ამოცანის შესრულების ალბათობა (ოპერატიული მზადყოფნის კოეფიციენტი);
3. სისტემის ქმედითუნარიანობის კონტროლის ოპტიმალური წესები;
4. მოწყობილობის გამოყენების კოეფიციენტი კალენდარული დროის განმავლობაში.

ზემოთ აღნიშნულიდან გამომდინარე ამ თავში განხილულია შემდეგი საკითხები:

1. მოწყობილობათა ექსპლუატაციის საიმედოობის ამაღლება უეცარი და თანდათანობითი მტყუნებების მიმართ;
2. მოწყობილობათა გამოყენების კოეფიციენტის ოპტიმალური მნიშვნელობის განსაზღვრა;
3. მოწყობილობათა მზადყოფნის კონტროლი აპარატურის საიმედოობის გათვალისწინებით.

3.1. ტექნიკური სისტემების გამოყენების კოეფიციენტის ოპტიმალური მნიშვნელობის განსაზღვრა

ტექნოლოგიური პროცესის შედარებითი სიმარტივის მიუხედავად მისი სამრეწველო წარმოების პროექტირება წარმოადგენს რთულ ტექნიკურ სისტემებში საინჟინრო ამოცანას. აღნიშნული მიზნის მისაღწევად გამოსაყენებელი ტექნიკური სისტემები თანდათანობით რთულდება. მისი ექსპლუატაციის შედეგების შეპირისპირებამ გვიჩვენა, რომ ტექნოლოგიური სქემების გართულებასთან ერთად ეცემა ამ

ტექნიკური სისტემების საიმედოობა. საიმედოობის შეფასების კრიტერიუმად შერჩეულია მოწყობილობის სამუშაო დროის ფონდის და სიმძლავრის გამოყენების ხარისხი.

თანამედროვე პირობებში რთული ტექნიკური სისტემების შექმნა წარმოადგენს აუცილებელს, რადგანაც ისინი უზრუნველყოფენ კაპიტალური დაბანდებების, ენერგოდანახარჯების შემცირებას. ამოცანა მდგომარეობს იმაში, რომ მაქსიმალური ხარისხით მოხდეს ტექნიკური სისტემის მუშაობის საიმედოობის უზრუნველყოფა. ამ მახასიათებელზე გავლენას ახდენს ბევრი ფაქტი: სამონტაჟო სამუშაოების ხარისხი, პერსონალის მომზადების ხარისხი, სახვადასხვა სქემების, კვანძების, ტექნიკური გადაწყვეტა, თუმცა ამ ფაქტორების მნიშვნელობები განსხვავებულია.

მოწყობილობის დამზადების ხარისხი და სხვადასხვა სქემების, კვანძების, ტექნიკური გადაწყვეტა წარმოადგენს ძირითად მახასიათებლებს, რომლებიც განსაზღვრავენ სისტემის საიმედოობას.

როგორც ცნობილია, საიმედოობის ასამაღლებლად მოცემულ შემთხვევაში შესაძლებელია გამოყენებულ იქნას რამდენიმე ტიპის ჭარბი ინფორმაცია: აპარატურული, დროითი და დატვირთვითი.

დროით სიჭარბეზე ლაპარაკობენ იმ შემთვევაში, როცა ფუნქციონირების პროცესში სისტემას ეძლევა საშუალება დახარჯოს რაღაც დრო სისტემის აღსადგენად. შესაძლებელია ავღნიშნოთ დროითი რეზერვირების რამდენიმე ძირითადი წყარო. უპირველეს ყოვლისა მას შეუძლია შექმნას რეზერვი დროის გაზრდის ხარჯზე, რომელსაც რეზერვი სისტემა გამოყოფს დაკისრებული დავალების შესრულებისათვის. მეორე ძირითად წყაროს წარმოადგენს მწარმოებლურობის მარაგი, რომელიც საშუალებას გვაძლევს შევამციროთ ამოცანის შესრულების მინიმალური დრო. მწარმოებლურობის მარაგი შესაძლებელია წარმოვქმნათ მოწყობილობის სიმძლავრის ამაღლებით. იმ სისტემაში, სადაც მუშაობის ხარისხი ფასდება გამოშვებული პროდუქციის მოცულობით, დროითი რეზერვი შესაძლებელია შეიქმნას გამოშვებული პროდუქციის შიდა მარაგის ხარჯზე.

დროითი რეზერვი შესაძლოა დაიხარჯოს არა მარტო რემონტზე, არამედ განმეორებით სამუშაოზე, მტყუნებათა აღმოჩენაზე. სხვადასხვა სისტემებში დროითი რეზერვირების გამოყენების საშუალებები შესაძლოა იყოს სხვადასხვაგვარი. ჩვენს მიერ განხილულ სისტემებში დროითი რეზერვის მნიშვნელობა შეიძლება განვსაზღვროთ წინასწარ, მუშაობის დაწყებამდე, დაყენებული სიმძლავრისა და სამუშაო დროის ფონდის გამოყენების ხარისხზე დამოკიდებულებით. დროითი რეზერვი განკუთვნილია სამუშაო დროის ნებისმიერი დანაკარგის კომპენსაციისათვის. სამუშაო დროის დანაკარგების დაგროვების შემთხვევაში რეზერვის მიმდინარე მნიშვნელობა მცირდება მანამ, სანამ არ მიაღწევს ნულს.

დროითი რეზერვი საჭიროა განვიხილოთ, როგორც, ერთ-ერთი ტიპის სიჭარბე, რომელიც შესაძლოა გამოვიყენოთ ერთად ან ცალკე ტექნიკური სისტემის საიმედოობის ასამაღლებლად, როგორც სხვა ტიპის სიჭარბეს, დროით სიჭარბეს შეაქვს ახალი ელემენტები საიმედოობის თეორიის და მტყუნების ძირითადი მცნებების განხილვაში.

აქ მოყვანილია სისტემის საექსპლუატაციო საიმედოობის მოდელი.

მოდელი 1. დავუშვათ, მოწყობილობას გააჩნია მტყუნება: 1. თანდათანობითი, რომლის აღმოჩენა შესაძლებელია მხოლოდ პერიოდული კონტროლის პროცესში ან სისტემის აღდგენისას; 2. უეცარი, რომლის აღმოჩენაც ხდება უწყვეტი კონტროლის დროს მისი წარმოქმნის მომენტში. დრო, მტყუნების აღძვრის მომენტიდან მისი დამთავრების მომენტამდე, ითვლება გაუფასურებულად (დაკარგულად), რომელიც აკლდება მთლიან კალენდარულ დროს.

მოდელის სიზუსტის (ადეკვატურობის) ამაღლებისათვის პარამეტრული მტყუნება, უკვე არსებული მოდელებისაგან განსხვავებით, განაწილებულია ერლანგის სპეციალური კანონით (აქ მხედველობაში მიიღება შემთხვევა, როდესაც ვარიაციის კოეფიციენტი მეტია ერთზე), უეცარი მტყუნება კი განაწილებულია მაჩვენებლიანი კანონით.

საჭიროა გამოვთვალოთ მთლიანი დრო Tს, რომელსაც გამოიმუშავებს მოწყობილობა მთლიანი კალენდარული დროიდან პროფილაქტიკურ რემონტებს შორის და მოწყობილობის ტექნიკური გამოყენების კოეფიციენტი.

$K_T = T_ს \,/\, (T_ს+T_რ+T_{მომ}+T_კ)$, (3.1)

რომელიც განისაზღვრება როგორც სასარგებლო უმტყუნო მუშაობის - $T_ს$ ფარდობა, ექსპლუატაციაში ყოფნის სრულ პერიოდთან, რომელიც შედგება სასარგებლო დროს მიმატებული რემონტის დრო - $T_რ$ მოსახურების დრო - $T_{მომ}$, ქნედითუნარიანობის კონტროლის დრო - $T_კ$. ავღნიშნოთ: $\tau_ე = T/m$ - მოწყობილობის კონტროლის პერიოდულობის ხანგრძლივობა, $m-$ ეტაპების რაოდენობა, $F(t)=1(t-\tau_ე)$ - ეტაპის განაწილების ფუნქცია, $\alpha-$ უეცარი მტყუნების ინტენსივობა, $b_i(u)=\lfloor \beta(\beta u)^{n-i}e^{-\beta u} \rfloor / (n-i)!$

პარამეტრული მტყუნების წარმოქმნის დროის განაწილების ფუნქციის სიმკვრივე, თუ u=0 მომენტში იგი იმყოფებოდა i ფაზაში (n ფაზების საერთო რაოდენობა), V(t) - პერიოდული კონტროლის დროის განაწილების ფუნქცია (ყოველი ეტაპის ბოლოში მოწმდება პერიოდული კონტროლი, რათა მოხდეს პარამეტრული მტყუნების აღმოჩენა), $G_პ\,(\nu)$ მოწყობილობის აღდგენის დროის განაწილების ფუნქცია. თუ ადგილი ჰქონდა პარამეტრულ მტყუნებას, $G_უ(\nu)$ - უეცარი (კატასტროფული) მტყუნების შემდეგ მოწყობილობის აღდგენის დროის განაწილების ფუნქცია, $G_{პუ}(\nu)$-ორივე ტიპის მტყუნების შემდეგ მოწყობილობის აღდგენის დროის განაწილების ფუნქცია. აღდგენის შემდეგ მოწყობილობას ენიჭება თავდაპირველი საიმედოობა ანუ ფაზების გადათვლა. პარამეტრული მტყუნებისას იწყება პირველი ფაზიდან, $l_i^{(\nu)}(u)$- ალბათობა იმისა, რომ u დროში პარამეტრულმა მტყუნებამ შეიცვალა ფაზა i-დან ν-მდე $(\nu=\overline{1,n})$; აღნიშნული ამოცანის ამოსახსნელად შემოვიღოთ შემდეგი განაწილების ფუნქციები $\Phi_j^{(i)}(t,x)\ (i=\overline{1,n};\ j=\overline{1,m})$ - ალბათობა იმისა, რომ დავალების შესრულება, რომელიც შედგება $m-$ ეტაპისაგან თითოეული სიგრძით $\tau_ე$ დამთავრდება t დროზე ნაკლებ დროში, თუ t=0 მომენტში 1. უკვე იყო

შესრულებული j-1 ეტაპის x ნაწილი 2. პარამეტრული მტყუნების აღძვრის მიხედვით სისტემა იმყოფებოდა i ფაზაში.

$$\Phi_{n+1}^{(i)}(t,x)=V(t)\quad (i=\overline{1,n};\quad j=\overline{1,m});$$

$$\Phi_{j}^{(i)}(t,x)=\begin{cases}0, & \text{თუ}\quad x>\tau_{\text{ э}};\\ \int_0^t dV(t)\Phi_{j+1}^{(\text{o})}(t-\tau,0) & \text{თუ}\quad x=\tau_{\text{ э}}\end{cases}\qquad (i=\overline{1,n};\quad j=\overline{1,m});$$

$$\overline{F}(x)=1,\quad \text{თუ}\quad x\le\tau_{\text{ э}};\qquad \Phi_{j}(t,x)=\sum_{i=1}^{n}P_i\Phi_j^{(i)}(t,x);\quad \sum_{i=1}^{n}P_i=1;\quad P_i=\frac{1}{n};$$

$$1(t)=\begin{cases}1, & \text{თუ}\quad t\ge 0\\ 0, & \text{თუ}\quad t<0\end{cases};\qquad p_1=p_{j\,;}\quad i,j=\overline{1,n}.$$

შესაბამისად $\Phi_j^{(i)}(t,x)\quad (i=\overline{1,n};\quad j=\overline{1,m})$, როცა $x\in(0,\tau_{\text{ э}})$ ადგილი აქვს შემდეგ ინტეგრალურ განტოლებათა სისტემას:

$$\Phi_j^{(i)}(t,x)=\int_0^t b_i^{(n)}(u)du e^{-\alpha u}\int_0^{t-u}d\,F(x+u+v)\,e^{-\alpha\, v}\int_0^{t-u-v}dV(\tau)\int_0^{t-u-v-\tau}G_{\text{თ}}(\eta)\times$$

$$\times\Phi_j^{(1)}(t-u-v-\tau-\eta,x+u)+\sum_{v=i}^{n}\int_0^t dF(x+u)l_i^{(v)}(u)e^{-\alpha u}\int_0^{t-u}dV(\tau)\times$$

$$\times\Phi_{j+1}^{(v)}(t-u-\tau,0)+\sum_{v=i_0}^{n}\int_0^t\alpha\, e^{-\alpha\, u}du l_i^{(v)}(u)\overline{F}(x+u)\int_0^{t-u}dG_{\text{უ}}(v)\times$$

$$\times\Phi_j^{(v)}(t-u-v,x+u)+\int_0^t b_i^{(n)}(u)du\, e^{-\alpha u}\int_0^{t-u}\alpha e^{-\alpha\, v}dv\overline{F}(x+u+v)\times$$

$$\times\int_0^{t-u-v}dG_{\text{უთ}}(\tau)\Phi_j^{(1)}(t-u-v-\tau,x+u);\qquad (i=\overline{1,n};\quad j=\overline{1,m});\qquad (3.2)$$

სადაც $l_v^{(n)}(u)=\dfrac{(\beta\, u)^{n-v}}{(n-v)!}e^{-\beta\, u}$; $b_i^{(n)}(u)=\dfrac{\beta(\beta\, u)^{n-i}}{(n-i)!}e^{-\beta u}$; $\overline{F}(x+u)=1-F(u)$.

განვმარტოთ გამოსახულება (3.2) პირველი წევრი – ეს არის ერთობლივი ალბათობა იმისა, რომ 1. $(u,u+du,\ u\in(0,t))$ დროის ინტერვალში პირველად მოხდება პარამეტრული (თანდათანობითი) მტყუნება, ანუ წარმოქმნილი პარამეტრული მტყუნება გაივლის $n-i+1$

ფაზას $(b_i^{(n)}(u)du)$; 2. u დროის განმავლობაში არ აღიძვრება უეცარი მტყუნება $(e^{-\alpha u})$ და არ დამთავრდება დავალების j ეტაპის შესრულება $\overline{F}(x+u)/\overline{F}(x)$; 3. თანდათანობითი მტყუნების შემდეგ პირველი დამთავრდება j ეტაპის შესრულება.

$(x+u+v,\ x+u+v+dv,\ v\in(0,t-u)) - dF(x+u+v)/\overline{F}(x+u)$ დროის ინტერვალში, ხოლო v დროში არ აღიძვრება უეცარი მტყუნება $e^{-\alpha v}$; 4. პერიოდული კონტროლი, რომელიც ხდება დავალების შესრულების თითოეული ეტაპის ბოლოს დამთავრდება $(\tau,\tau+d\tau,\ \tau\in(0,t-u-0)) - dV(\tau)$ დროის ინტერვალში; 5. $(\eta,\eta+d\eta,\eta\in(0,t-u-v-\tau)$ დროის ინტერვალში დამთავრდება მტყუნებული მოწყობილობის აღდგენა $(dG_{\varpi}(\eta))$, მთლიანი ამოცანის აღდგენა იწყება j ეტაპიდან და დამთავრდება $(t-u-v-\tau-\eta)$ დროში, იმ პირობით, რომ $t=u+v+\tau+\eta$ მომენტში უკვე შესრულებულ იყო $j-$ური ეტაპის $x+u$ ნაწილი და სისტემა მოსალოდნელი თანდათანობითი მტყუნების მიხედვით იმყოფება პირველ ფაზაში $\Phi_j^{(1)}(t-u-v-\tau-\eta,x+u)$;

მეორე წევრი – ეს არის ერთობლივი ალბათობა იმისა, რომ 1. თავდაპირველად დამთავრდება ამოცანის j ეტაპის შესრულება $(u,u+du,\ u\in(0,t))$ დროის ინტერვალში; 2. u დროში მოსალოდნელი თანდათანობითი მტყუნება შეიცვლის ფაზას $i-$დან $v(v=\overline{1,n})-$ში $l_i^{(v)}(u)$; 3. ამ დროის განმავლობაში არ აღიძვრება უეცარი მტყუნება $(e^{-\alpha u})$; 4. პერიოდული კონტროლი დამთავრდება $(\tau,\tau+d\tau,\tau\in(0,t-u))-dV(\tau)$ დროის ინტერვალში; 5. ამოცანის შესრულება დამთავრდა $t-u-\tau$ დროზე ნაკლებ დროში, დაწყებული $j+1$ ეტაპიდან სისტემის v მდგომარეობით მოსალოდნელი მტყუნების მიხედვით $\Phi_{j+1}^{(v)}(t-u-\tau,0)$; ანალოგიურად განიხილება მესამე და მეოთხე წევრები, ამიტომ მათ აღწერას აქ აღარ მოვიყვანთ. თუ გამოვიყენებთ ლაპლასის გარდაქმნას (2.88)-სთვის მივიღებთ:

$$\Phi_j^{(i)}(s,x)=e^{(\alpha+\beta+s)x}e^{-(\alpha+s)\tau_{\text{э}}}g_{\text{თ}}(s)v(s)\frac{\beta^{n-i+1}}{(n-i)!}\int_x^{\infty}e^{-\beta\xi}(\xi-x)^{n-i}\times$$

$$\times\Phi_j^{(1)}(s,\xi)d\xi+\sum_{v=i}^{n}\left[v(s)\Phi_{j+1}^{(v)}(s,0)e^{(\alpha+\beta+s)(\tau_{\text{э}}-x)}\frac{\beta^{v-i}}{(v-i)!}(\tau_{\text{э}}-x)^{v-i}+\right.$$

$$\left.+\sum_{v=i}^{n}\alpha g_{\text{უთ}}e^{(\alpha+\beta+s)x}\frac{\beta^{v-i}}{(v-i)!}\right]\int_x^{\tau_{\text{э}}}e^{(\alpha+\beta+s)\xi}\Phi(\xi-x)^{v-i}\Phi_j^{(v)}(s,\xi)d\xi+$$

$$+\alpha\frac{g_{\text{უთ}}(s)}{\alpha+s}e^{(\alpha+\beta+s)x}\frac{\beta^{n-i+1}}{(n-i)!}\left[\int_x^{\infty}e^{-\beta\xi}(\xi-x)^{n-i}e^{(\alpha+s)\xi}\Phi_j^{(1)}(s,\xi)d\xi-\right.$$

$$\left.-e^{-(\alpha+s)\tau_{\text{э}}}\int_x^{\infty}e^{-\beta\xi}(\xi-x)^{n-i}\Phi_j^{(1)}(s,\xi)d\xi\right];\qquad(i=\overline{1,n};\ j=\overline{1,m}).\qquad(3.3)$$

სადაც $\Phi_j^{(i)}(s,\eta)\div\Phi_j^{(i)}(t,\eta);\quad v(s)\div V'(s);\quad g_{\text{თ}}(s)\div g(t);$ $\div$ ეს არის ლაპლას-სტილტესის გარდაქმნის სიმბოლო. შევისწავლოთ (3.3), როცა $\alpha=0$ (როცა არ არსებობს უეცარი მტყუნება), ამიტომ (3.3) ლაპლასის გარდაქმნის ტერმინებში მიიღებს სახეს:

$$e^{-(\alpha+\beta)x}\Phi_j^{(i)}(s,x)=e^{-s\tau}\ g_{\text{თ}}(s)v(s)\frac{\beta^{n-i+1}}{(n-i)!}\int_x^{\tau_{\text{э}}}e^{-\beta\xi}(\xi-x)^{n-i}\times$$

$$\times\Phi_j^{(1)}(s,\xi)d\xi+\sum_{v=i}^{n}\left[v(s)\Phi_{j+1}^{(v)}(s,0)e^{-(\alpha+\beta)\tau_{\text{э}}}\right]\frac{\beta^{v-i}}{(v-i)!}(\tau_{\text{э}}-x)^{v-i};\qquad(3.4)$$

$(i=\overline{1,n};\quad j=\overline{1,m}).$

$$\Phi_m^{(i)}(s,\tau_{\text{э}})=\frac{v(s)}{s};\quad\Phi_j^{(i)}(s,\tau_{\text{э}})=\Phi_{j+1}^{(i)}(s,0);\quad j=\overline{1,m-1};\qquad\Phi_{m+1}(s,0)=1/s.$$

$\Phi_j^{(i)}(s,x)$ $(i=\overline{1,n};\ j=\overline{1,m})$ განსაზღვრისათვის მივიღეთ ინტეგრალური განტოლებების სისტემა სასაზღვრო პირობებით. თუ (3.4)-ის ორივე მხარეს გავადიფერენციალებთ $x-$ით, $n-i+1-$ჯერ შესაძლოა გადავიდეთ $n-i+1$ რიგის წრფივი დიფერენციალური განტოლებების სისტემაზე ცვლადი კოეფიციენტით, რომლის ამოხსნაც დიდი $n-$ის დროს წარმოადგენს საკმაოდ რთულ ამოცანას.

პრაქტიკული თვალსაზრისით საკმარისია $\Phi_j^{(i)}(s,x)$ განაწილების რიცხვითი მახასიათებლების ცოდნა: მათემატიკური ლოდინი, დისპერსია და სხვა მახასიათებლები. ამიტომ იმის გათვალისწინებით, რომ $\lim\limits_{s\to 0} s\Phi_j^{(i)}(s,x)=1,\ \lim\limits_{s\to 0}\dfrac{ds\Phi_j^{(i)}(s,x)}{ds}=-T_j^{(i)}(x)$, $(\times\in(0,\tau_{\text{ э}}))$, სისტემა (3.4) გადავწეროთ შემდეგი სახით:

$$(xe^{-\beta x}+e^{-\beta x}T_j^{(i)}(x)=(\tau_{\text{э}}+\tau_{\text{ვ}}+\tau_{\text{ძ}})\frac{\beta^{n-i+1}}{(n-i)!}\int_x^{\tau_{\text{э}}}e^{-\beta\xi}(\xi-x)^{n-i}+$$

$$+\frac{\beta^{n-i+1\tau}}{(n-i)!}\int_x^{\tau_{\text{э}}}e^{-\beta\xi}(\xi-x)^{n-i}T_j^{(i)}(\xi)d\xi+e^{-\beta x}\sum_{v=i}^{n}(\tau_{\text{э}}+\tau_{\text{ძ}}+T_j^{(v)}(0))\times$$

$$\times\frac{\beta^{v-i}}{(v-i)!}(\tau_{\text{э}}-x)^{v-i};\quad i=\overline{1,n};\quad j=\overline{1,m}; \tag{3.5}$$

$$T_j^{(i)}(\tau_{\text{э}})=T_{j+1}^{(i)}(0);\ \ T_{m+1}^{(i)}(x)=0;\quad T_m^{(i)}(\tau_{\text{э}})=\tau_{\text{ძ}}\ ,$$

სადაც $\tau_{\text{ძ}}=v^{/}(0);\ \ \tau_{\text{ვ}}=g^{/}{}_{\text{ვ}}(0).$

3.2. ტექნიკური სისტემის მიერ დავალების შესრულების შესაძლებლობის შესახებ მისი საიმედოობის გათვალისწინებით

ასევე შესწავლილია ტექნიკური სისტემები, რომლებიც შეიცავენ არასაიმედო ხელსაწყოებს, ეფექტური ფუნქციონირების ერთერთ ძირითად ასპექტს წარმოადგენს. არამწარმოებლური დროის დანაკარგების მინიმიზაცია, როგორიცაა: მომსახურე ობიექტის (მომსახურე ხელსაწყო, მანქანა-დანადგართა და ა.შ.) აღდგენის დროის, მტყუნების აღმოჩენის დროის და მტყუნებით გაუფასურებული სამუშაოს ნაწილის განმეორებითი შესრულების დროის მინიმიზაცია. მაღალწარმოებული და მაღალსაიმედოობის მქონე ტექნიკური სისტემების შექმნის ძირითად სისტემურ იდეოლოგიას წარმოადგენს სისტემების ტექნიკური და

პროგრამული კონტროლის, მისი დიაგნოსტიკის საშუალებების შერჩევის მეთოდის დამუშავება, რომელიც უზრუნველყოფს სისტემის ფუნქციონირების მაღალ ეფექტურობას. ამ პარაგრაფში შემოთავაზებულია აპარატი, რომელიც საშუალებას იძლევა:

1. საფუძვლიანად დადგინდეს საიმედოობის თვალსაზრისით წაყენებულ მოთხოვნათა სამართლიანობა და შეფასდეს ის მომსახურე ორგანოს გამოყენების დადგენილი რეჟიმის გათვალისწინებით;

2. შემოთავაზებული აპარატი უზრუნველყოფს მომსახურე ორგანოს გამოყენების საუკეთესო დროის დიაგრამას, რომელიც მნიშვნელოვან მოგებას იძლევა საიმედოობის გაზრდის თვალსაზრისით. ეს გაზრდა მიიღწევა, უპირველესყოვლისა ჭარბი დროის გამოყენების შედეგად, ხოლო მეორეს მხრივ დავალების ეტაპებად დაყოფის შედეგად;

3. მიღებული შედეგები საკმარისია იმისათვის, რომ მიზანშეწონილად შევარჩიოთ კონტროლის სისტემის მახასიათებლები (კონტროლის სახე, კონტროლის პერიოდულობა და ა.შ.);

4. მიღებული შედეგები უზრუნველყოფენ საიმედოობის მახასიათებლების კავშირს ისეთ მნიშვნელოვან მახასიათებლებთან, როგორიცაა ტექნიკური სისტემის მწარმოებლურობა. ამ მიზნით შემოტანილია ტექნიკური სისტემის რეალური მწარმოებლურობის კოეფიციენტი, რომელიც წარმოადგენს სუფთა (იდეალური) დროის ფარდობას რეალურ დროსთან, რომელიც სჭირდება ტექნიკური სისტემის რათა შეასრულოს დავალება. ქვემოთ განვიხილავთ ტექნიკური სისტემის ერთ-ერთ მოდელს.

მოდელი 1. განვიხილოთ ტექნიკური სისტემა არასაიმედო და არასარწმუნო აპარატურული კონტროლით. ოპერატიული აპარატურული კონტროლით მოწმდება გამოთვლების სწორად შესრულების (დავალების შესრულების) პროცესი, თუ აღმოჩნდა შეცდომა (აღმოჩენადი მტყუნება), მაშინვე იწყება ტექნიკური სისტემა აღდგენა, რომლის შემდეგაც იწყება პროგრამის დამახინჯებული

ნაწილის განმეორებითი შესრულება; თუ აპარატურულმა კონტროლმა ვერ აღმოაჩინა ყველა სახის შეცდომა ან ტექნიკურ სისტემაში შემავალი ყველა მოწყობილობა არ შეიცავს აპარატურულ კონტროლს, მაშინ ადგილი ექნება აპარატურული კონტროლის მიერ აღმოუჩენად მტყუნებას; ასეთ შემთხვევაში აგრძელებს დავალების შესრულებას მანამ, სანამ არ აღიძვრება აღმოჩენადი მტყუნება ან არ დადგება პერიოდული კონტროლის დაწყების მომენტი. ორივე შემთხვევაში ტექნიკური სისტემა გაივლის ტესტურ კონტროლს და ჩაუტარდება აღდგენითი სამუშაოები. ამ მოდელში გათვალისწინებულია თვით აპარატურული კონტროლის არასაიმედოობა.

დაუშვათ, რომ მტყუნებათა ნაკადი განაწილებულია პუასონის კანონით λ ინტენსივობით, რომელიც მოიცავს საკონტროლო აპარატურის მტყუნებათა ნაკადის λ_k ინტენსივობას. მტყუნების აღმოჩენის ალბათობა ავღვნიშნოთ აღდგენის დროის განაწილების R, აღდგენის დროის განაწილების ფუნქცია ავღნიშნოთ G (t), ხოლო პერიოდული კონტროლის ხანგრძლივობის განაწილების ფუნქცია $\vartheta(t)$. ტექნიკური სისტემის მიერ შესრულებული დავალება შესდგება ერთნაირი კანონით განაწილებული n ეტაპისაგან, რომელსაც ავღნიშნავთ F(t). შესაძლებელია ყოველი ეტაპის ბოლოს მიღებული შედეგების საიმედოდ დამახსოვრება.

ადვილი მისახვედრია, აღმოჩენილი მტყუნებების ინტენსივობა $\alpha = \lambda + R(\lambda - \lambda_k)$, ხოლო აღმოჩენადის კი $\beta = (1-R)(\lambda - \lambda_k)$.

ადგილი აქვს $\alpha + \beta = \lambda$ ტოლობას. თუ შემოვიტანთ ალბათობას $\Phi_j(t)$ იმისა, რომ დავალება შემდგარი n ეტაპისაგან, თითოეული განაწილებული F (t) კანონით, შესრულდება t-ზე ნაკლებ დროში, თუ მისი შესრულება დაიწყება $j(j=\overline{1,n})$ ეტაპიდან მაშინ ადგილი ექნება შემდეგ ფუნქციონალურ თანაფარდობას:

$$\Phi_j(t)=\int_0^t e^{-st}\vartheta(t-u)\,dF_*^{(n-j+1)}(u)+$$

$$+\sum_{i=0}^{n-j+1}\int_0^t \alpha e^{-st}\left[F_*^{(i)}(u)-F_*^{(i+1)}(u)\right]du\int_0^{t-u}\Phi_{i+j}(t-u-\vartheta)\,dG(\vartheta)+$$

$$+\int_0^t(1-e^{-\beta u})\,dF_*^{(n-j+1)}(u)\int_0^{t-u}\Phi_j(t-u-v)\,d\vartheta(v)+$$

$$+\int_0^t\alpha e^{-st}(1-e^{-\beta u})\left[1-F_*^{(n-j+1)}(u)\right]du\int_0^{t-u}\Phi_j(t-u-v)\,dG(v), \qquad (3.6)$$

სასაზღვრო პირობით $\Phi_{n+1}(t)=\vartheta(t)$.

აქ $F_*^{(i)}(u)$ არის $F(u)$ განაწილების ფუნქციის $i-$რიგის ნახვევი.

(3.6) ინტეგრალური განტოლება მიღებულია ალბათური მსჯელობის საფუძველზე.

თუ (3.6)-ის მიმართ გამოვიყენებთ ლაპლას-სტილტესის ინტეგრალურ გარდაქმნას მივიღებთ:

$$H(s)=\varphi_1(s)=\frac{\vartheta(s)}{s}\prod_{j=1}^{n}b_j(s)/a_j(s). \qquad (3.7)$$

აქ $$a_j(s)=1-\left[f^{\,n-j+1}(s+\alpha)-f^{\,n-j+1}(s+\lambda)\right]\vartheta(s)-$$

$$-\frac{\alpha\left[1-f(s+\lambda)g(s)\right]}{s+\lambda}-\left[\frac{f^{\,n-j+1}(s+\lambda)-1}{s+\lambda}-\frac{f^{\,n-j+1}(s+\alpha)-1}{s+\alpha}\right]a\,g(s);$$

$$b_i(s)=f(s+\lambda)-a\,g(s)f(s+\lambda)\times$$

$$\times\left[\frac{f^{\,n-j}(s+\lambda)-1}{s+\lambda}-\frac{f^{\,n-j}(s+\alpha)-1}{s+\alpha}\right]-$$

$$-\left[f^{\,n-j}(s+\alpha)-f^{\,n-j}(s+\lambda)\right]f(s+\lambda)\,\vartheta(s);$$

$$H_j(s)=\Phi_j(s)=\int_0^{\infty} e^{-st}\Phi_j(t)\,dt; \qquad g\,(s)=\int_0^{\infty} e^{-st} d\,G(t);$$

$$\vartheta\,(s)=\int_0^{\infty} e^{-st} d\,V(t); \quad f\,(s)=\int_0^{\infty} e^{-st} d\,F(t);$$

$$T_i=\left|\,s\varphi_1(s)\,\right|^{/}_{s=0}\equiv\tau_k+\sum_{j=1}^{n} d_j/a_j;$$

სადაც $$d_j=\frac{1+\alpha\,\tau_b}{\alpha}\Big\{\big[1-f\,(\lambda)\big]-\big[f\,(\alpha)-f\,(\lambda)\big]f^{\,n\text{-}1}(\alpha)\Big\}+$$

$$+\tau_k\big[f\,(\alpha)-f\,(\lambda)\big]f^{\,n\text{-}j}(\alpha);$$

$$a_j=\mathrm{f}(\lambda)\big[\beta f^{\,n\text{-}j}(\lambda)+\alpha\big]/\lambda; \qquad \tau_k=-\vartheta^{/}(0); \qquad \tau_b=-g^{/}(0).$$

3.2.1. მომსახურე ორგანო სხვადასხვა სახის მტყუნებით.

ვთქვათ, საერთოდ ტექნიკური სისტემების გამოთვლის პროცესში შეიძლება მოხდეს მტყუნების ორი ტიპი, შესაბამისად მუდმივი α და β ინტენსიობით.

მტყუნების პირველი ტიპი დაკავშირებულია შემსრულებელი ორგანოს ცვეთასთან რის შედეგადაც, უარესდება ტექნიკური სისტემების მუშაობის სიზუსტე. ჩავთვალოთ, რომ ამ ტიპის მტყუნების შედეგები შეიძლება აღმოვფხვრათ საბოლოო დამუშავების დროს, ე.ი. მტყუნების ეს ტიპი ჩავთვალოთ არაგაუფასურებად, რადგან მტყუნების ეს ტიპი დაკავშირებულია დამუშავების ცდომილების დადგენასთან, ამიტომაც დამუშავების სიზუსტის კონტროლი ტარდება განსაზღვრულ მომენტებში. (ეტაპებად), რომლის ბოლოს აღმოჩნდება ცვეთის მტყუნების არსებობა. ამ ტიპის მტყუნების აღმოჩენის შემდეგ მყისვე იწყება მისი წარმოშობის მიზეზის აღმოფხვრა. მტყუნების ამ ტიპს შემდგომში ვუწოდებთ უწყვეტი აპარატურული კონტროლის საშუალებებით აღმოუჩენელ მტყუნებას.

მტყუნების პირველი ტიპისგან განსხვავებით მეორე ტიპის მტყუნებას უწყვეტი კონტროლი აღმოაჩენს მყისვე მისი წარმოშობის მომენტში. ამ მტყუნების შედეგები იმდენად მნიშვნელოვანია (კატასტროფულია), რომ იქმნება აუცილებლობა გარკვეული ღონისძიებების ჩატარების შემდეგ დამუშავების თავიდან დაწყება.

3.3. ეფექტურობის კრიტერიუმი

ნებისმიერ რთულ სისტემას განვიხილავთ, როგორც ერთ მთლიან ობიექტებს (ელემენტებს, ქვესისტემებს და სხვა), რომლებიც ასრულებენ მკაცრად განსაზღვრულ, გარკვეული კლასის ამოცანებს. თუ სისტემის მიზანი და ამოცანა განსაზღვრულია და გარკვეულია, მაშინ შეიძლება დავსვათ კითხვა მისი ფუნქციონირების შეფასების შესახებ.

რთული სისტემის ფუნქციონირების ხარისხს შევაფასებთ ეფექტურობის მაჩვენებლის დახმარებით. ეფექტურობის მაჩვენებლად უნდა გავიგოთ ისეთი რიცხობრივი მასახიათებლები, რომელიც შეაფასებს სისტემის შემგუებლობის ხარისხს დასმული ამოცანის წინაშე.

არსებითად, ეფექტურობის მაჩვენებლად გვევლინება სისტემის ამოცანის და მიზანის სტადიის დასრულების ფორმულირება. თანამედროვე რთული სისტემები შედგება დიდი რაოდენობის ელემენტებისაგან, ნებისმიერი ელემენტი ფუნქციონირების პროცესში შეიძლება გამოვიდეს მწყობრიდან, რომლებიც უნდა შეიცვალოს ან რემონტი დასჭირდეს.

საიმედოობის შეფასება ხდება სპეციალურად ამორჩეული ფუნქციონალებით, რომლებსაც ეწოდება საიმედოობის მაჩვენებლები.

რთული სისტემის საიმედოობის შეფასება, როგორც მაგალითად: მტყუნების საშუალო რაოდენობა, მიმდევრობითი მტყუნების დროის განაწილების კანონი და ა.შ. ეს მახასიათებლები განსაზღვრება ექსპერიმენტულად ან საიმედოობის შეფასების სხვადასხვა მეთოდებით.

ტექნიკურ სისტემებში აბსტრაქტული მოდელების ანალიზს აქვს ბოლო მიზნის მისაღწევად ოპტიმალური გადაწყვეტის ზემოქმედება

სისტემის პროექტირების ან ექსპლოატაციის დროს. როგორც წესი, დამპროექტებლები და მწარმოებლები მიილტვიან სტრუქტურული სისტემის ყველაზე უკეთესი ვარიანტის ამოსარჩევად, რამოდენიმე შესაძლებელი ვარიანტებიდან. იმისათვის, რომ რამოდენიმე ალტერნა-ტიული მეთოდებიდან ან მოქმედებებიდან შეირჩეს შედარების გზით ეფექტურობის მაჩვენებლები, გამომდინარე პირველი მონაცემების ხარჯზე აუცილებელია სისტემის მუშაობის დასაწყისში მიღებული იქნას გადაწყვეტილება რამდენად საიმედოა გადაწყვეტილების მიღება სხვადასხვა მიზნების შესასრულებლად.

განხილული მასალების ანალიზმა აჩვენა, რომ საიმედოობის ფაქტორი გათვალისწინებული უნდა იქნეს პროექტირების ეტაპზე ტექნოლოგიური გადაწყვეტილების დამუშავებისას, ამჟამად გამოყენე-ბული საპროექტო გადაწყვეტილებების ტექნიკურ ეკონომიკური ანა-ლიზის მეთოდები იძლევა საიმედოობის ხარიხსიანად შეფასების საშუალებას.

3.4. პარალელური ტიპის ორმანქანიანი გამოთვლითი სისტემის მწარმოებლობა მისი საიმედოობის გათვალისწინებით.

განვიხილოთ ტექნიკური სისტემა პარალელური ტიპის, ორი დამოუკიდებელი გამომთვლელი მანქანით, რომელიც გადაწყვიტავს მეტად საჭირო ამოცანას.

გაერთიანება ორი გამომთვლელი მანქანის ერთ სისტემაში, განსაკუთრებით ეფექტურია ინფორმაციული – საძიებო ამოცანების ამოსახსნელად, ასევე სამრეწველო და სამეცნიერო ობიექტების მართვის ამოცანებისათვის. ამის გამო ამოცანის ამოხსნის საიმედოობა იზრდება და მცირდება რეალიზაციის დრო.

იგულისხმება, რომ გამოთვლების მოცულობა, ამ ამოცანის ამოხსნისათვის, არის შემთხვევითი სიდიდე.

პროგრამა შედგება ორი დამოუკიდებელი ნაწილისაგან, რომლებიც ამოიხსნება ცალცალკე ორ გამომთვლელ მანქანაზე. გამოთვლითი პროცესის ოპტიმალური ორგანიზაციის მიზნით, პროგრამის თითოეული ნაწილი თავის მხრივ იყოფა შესაბამისად n და m მიმდევრობითი ეტაპისაგან შესრულების დრო, არის დამოუკიდებელი შემთხვევითი სიდიდე, μ ინტენსიობით ერთნაირი განაწილებით მაჩვენებლიანი კანონის მიხედვით.

ტექნიკური სისტემის მტყუნების ნაკადი ემორჩილება პუასონის კანონს, ხოლო აღდგენის დრო – λ და μ ინტენსივობით მაჩვენებლიან კანონს. იგულისხმება, რომ ტექნიკური სისტემის მტყუნდებიან მხოლოდ ამოცანის ამოხსნის პროცესში. ტექნიკური სისტემის მუშაობის სისწორე მოწმდება აპარატურული ხერხით, რომელიც მყისიერად, მაშინვე აღმოჩნდება. კონტროლი არის იდეალური. ერთერთ ტექნიკური სისტემის მტყუნების აღმოჩენისთანავე, დრო იხარჯება უქმად ამოვარდნილი ეტაპის გამეორებისათვის და ამ ტექნიკური სისტემის მტუნების აღდგენაზე. თითოეული ტექნიკური სისტემა ამთავრებს თავისი ნაწილის დამუშავებას დამოუკიდებლად იმისა, მეორე ტექნიკური სისტემის რემონტში იყო თუ არა. ამის შემდეგ იწყება დამუშავება ამოცანის დარჩენილი მეორე ნაწილის, თუ არ დამთავრდა გასარემონტებელი ტექნიკური სისტემის აღდგენა. დრო, რომელიც საჭიროა ამოცანის მეორე ამოვარდნილი ეტაპის დამუშავებისათვის, როცა მეორე მანქანა არ მუშაობდა არ ითვლება, არ მიიღება მხედველობაში. ტექნიკურ სისტემაზე მუშაობს ერთი სარემონტო ბრიგადა. მიღებულია, რომ თუ ორივე ტექნიკური სისტემის აღმოჩნდება ერთდროულად რემონტში, მაშინ ის ტექნიკური სისტემა, რომელიც ადრე გამოვიდა რემონტიდან გააგრძელებს ამოცანის ამოხსნის პირველ ეტაპს.

ამოცანის ამოხსნის ეტაპი გამომთვლელ სისტემაში განიხილება, როგორც ნახევრადმარკოვული პროცესი მდგომარეობის საბოლოო რაოდენობით და შემოდის $\Phi_{jk}^{\alpha\beta}$– ისეთი ალბათობის განაწილების ფუნქცია, რომ გამოთვლითი სისტემის ამოცანის ამოხსნა დამთავრდება დროში, რომელიც ნაკლებია t–ზე, თუ ამოცანის ამოხსნის პირველი

ეტაპი დაიწყება j–ური ეტაპიდან, ხოლო მეორე – k–ური ეტაპიდან, ინტერვალის დასაწყისში $0\div t$, გამომთვლელი მანქანის შემდეგი დროებითი მდგომარეობით.

$$\alpha\,\beta=\begin{cases}00 - \text{ორივე გამომთვლელი მანქანა აღდგენილია},\\ 10 - \text{რემონტშია პირველი გამომთვლელი მანქანა},\\ 11 - \text{რემონტდება ორივე გამომთვლელი მანქანა},\\ 01 - \text{მეორე მანქანა რემონტშია}.\end{cases}$$

ჩვეულებრივად, ალბათური მსჯელობის საშუალებით მივიღებთ $\Phi_{jk}^{\alpha\beta}(t)$–სთვის შემდეგ ინტეგრალურ განტოლებათა სისტემას.

$$\Phi_{jk}^{00}(t)=\int_0^t\Big[\mu(\Phi_{j+1,\,k}^{00}(t)+\Phi_{jk}^{00}(t))+$$

$$+\lambda(\Phi_{jk}^{10}(t-u)+\Phi_{jk}^{01}(t))\Big]\,Exp(-2(\mu+\lambda)u)du\ ;$$

$$\Phi_{jk}^{10}(t)=\int_0^t\Big[\gamma\Phi_{jk}^{00}(t-u)+\mu\Phi_{j,\,k+1}^{10}(t-u)+$$

$$+\lambda\Phi_{jk}^{11}(t-u)\Big]\ Exp(-(\mu+\lambda+\gamma)u)du;$$

$$\Phi_{jk}^{01}(t)=\int_0^t\Big[\gamma\Phi_{jk}^{00}(t-u)+\mu\Phi_{j+1,\,k}^{01}(t-u)+$$

$$+\lambda\Phi_{jk}^{11}(t-u)\Big]\ \ Exp(-(\mu+\lambda+\gamma)u)du;$$

$$\Phi_{jk}^{11}(t)=\int_0^t\gamma\Phi_{jk}^{01}(t-u)Exp(-\gamma u)du;$$

$$\Phi_{n+1,\,k}^{00}(t)=\int_0^t\Big[\mu\Phi_{n+1,\,k+1}^{00}(t-u)du+$$

$$+\lambda\Phi_{n+1,\,k}^{01}(t-u)\Big]\,Exp(-(\mu+\lambda)u)\,du\ ;$$

$$\Phi_{j,\,m+1}^{00}(t)=\int_0^t\Big[\mu\Phi_{j+1,\ m+1}^{00}(t-u)+$$

$$+\lambda\Phi^{01}_{j,m+1}(t-u)\Big]\,Exp(-(\mu+\lambda)u)\,du\ ;$$

$$\Phi^{01}_{n+1,\,k}(t)=\int_0^t\Big[\mu\Phi^{01}_{n+1,\,k+1}(t-u)+\gamma\Phi^{00}_{n+1,\,k}(t-u)+$$

$$+\lambda\,\Phi^{11}_{n+1,k}(t-u)\,Exp(-(\mu+\lambda+\gamma)u)du\ ;$$

$$\Phi^{10}_{j,\,m+1}(t)=\int_0^t\big[\mu\Phi^{10}_{j+1,\,m+1}(t-u)+\gamma\Phi^{00}_{j,\,m+1}(t-u)+$$

$$+\lambda\Phi^{11}_{j,\,m+1}(t-u)\Big]\,Exp(-(\mu+\lambda+\gamma)u)du;$$

$$\Phi^{11}_{n+1,\,k}(t)=\int_0^t\gamma\Phi^{01}_{n+1,\,k}(t-u)\,Exp(-\gamma u)\,du;$$

$$\Phi^{11}_{j,\,m+1}(t)=\int_0^t\gamma\Phi^{01}_{j,\,m+1}(t-u)\,Exp(-\gamma u)du;\qquad j=\overline{1,n};\qquad k=\overline{1,n},$$

სადაც $\Phi^{\alpha\beta}_{j,\,m+1}(t)$ და $\Phi^{\alpha\beta}_{n+1,\,k}(t)$ ალბათობის განაწილების ფუნქცია იმისა, რომ ერთერთმა გამომთვლელ მანქანამ დაამთავრა თავისი ნაწილის დამუშავება და დარჩა სხვა ნაწილის ეტაპის დამუშავების დამთავრება j-ური ან k ეტაპის შესაბამისად გამომვთლელი მანქანების განსაზღვრული მდგომარეობის დრო $(\alpha\beta=00,\ 01,\ 10,\ 11)$.

სასაზღვრო პირობებად გვევლინება

$\Phi^{00}_{n+1,\,m+1}(t)=\Phi^{01}_{n+1,\,m+1}(t)-\Phi^{10}_{n+1,\,m+1}=1.$

გამოვიყენოთ მოცემულ ინტეგრალურ განტოლებათა სისტემისათვის ლაპლას-სტილტესის გარდაქმნები, მივიღებთ:

$$P_1\varphi^{00}_{jk}(s)=\mu(\Phi^{00}_{j+1,k}(s)+\varphi^{00}_{j,k+1}(s)+\lambda(\Phi^{10}_{jk}(s)+\varphi^{01}_{jk}(s));$$

$$P_2\,\varphi^{10}_{jk}(s)=\gamma\varphi^{00}_{jk}(s)+\mu\varphi^{10}_{j,\,k+1}(s)+\lambda\varphi^{11}_{jk}(s);$$

$$P_2\,\varphi^{01}_{jk}(s)=\gamma\varphi^{00}_{jk}(s)+\mu\varphi^{10}_{j,\,1+k}(s)+\lambda\varphi^{11}_{jk}(s);$$

$$P_3\varphi_{jk}^{11}(s)=\gamma\varphi_{jk}^{01}(s);$$

$$P_4\varphi_{n+1,\,k}^{00}(s)=\mu\,\varphi_{n+1,\,k+1}^{00}(s)+\lambda\varphi_{n+1,\,k}^{01}(s);$$

$$P_4\varphi_{j,\,m+1}^{00}(s)=\mu\varphi_{j+1,\,m+1}^{00}(s)+\lambda\varphi_{j,\,m+1}^{10}(s);$$

$$P_2\varphi_{n+1,\,k}^{01}(s)=\mu\varphi_{n+1,\,k+1}^{01}(s)+\gamma\varphi_{n+1,\,k}^{00}(s)+\lambda\varphi_{n+1,\,k}^{11}(s);$$

$$P_2\varphi_{j,\,m+1}^{10}(s)=\mu\varphi_{j+1,\,m+1}^{10}(s)+\gamma\varphi_{j,\,m+1}^{00}(s)+\lambda\varphi_{j,\,m+1}^{11}(s);$$

$$P_3\varphi_{n+1,\,k}^{11}(s)=\gamma\varphi_{n+1,\,k}^{01}(s);\quad P_3\varphi_{j,\,m+1}^{11}(s)=\lambda\varphi_{j,\,m+1}^{01}(s);$$

$$\varphi_{n+1,\,m+1}^{00}(s)=\varphi_{n+1,\,m+1}^{01}(s)=\varphi_{n+1,\,m+1}^{10}(s)=\frac{1}{S};\quad j=\overline{1,n};\quad k=\overline{1,m},$$

სადაც $\varphi_{jk}^{\alpha\beta}=\int_0^{\infty} e^{-st}\,\Phi_{jk}^{\alpha\beta}(t)dt;\quad P_1=s+2(\mu+\lambda);$

$$P_2=s+\mu+\lambda+\gamma;\qquad P_3=s+\gamma;\qquad P_4=s+\mu+\lambda\ .$$

ბოლო განტოლებათა სისტემების ამოხსნის შედეგად მივიღებთ $\Phi_{11}^{\alpha\beta}(s)$, ე.ი. მოცემულ t დროში შესრულდება ალბათობის განაწილების ფუნქციის ოპერატიული გამოსახულება, თუ გამოთვლითი სისტემის დავალების შესრულება იწყება საწყისი ($j=1$, $k=1$) შესაბამისი მდგომარეობის ეტაპებით.

ჯერ ერთი, პრაქტიკული გამოყენებისთვის ძირითადად მოითხოვება მოცემულ პირობებში აუცილებლად ცოდნა მოცემული დავალების საშუალო მნიშვნელობისა, ამიტომ ამის გათვალისწინებით $\left|s\varphi_{jk}^{\alpha\beta}(s)\right|_{s=0}=1$ და $\left|s\varphi_{jk}^{\alpha\beta}(s)\right|^{/}=T_{jk}^{\alpha\beta}$ შეიძლება დავწეროთ

$$2(\mu+\lambda)T_{jk}^{00}=1+\mu(T_{j+1,\,k}^{00}+T_{j,\,k+1}^{00})+\lambda(T_{jk}^{01}+T_{jk}^{01});$$

$$(\mu+\lambda+\gamma)T_{jk}^{10}=1+\gamma T_{jk}^{00}+\mu T_{j,\,x+1}^{10}+\lambda T_{jk}^{11};\qquad (3.8)$$

$$(\mu+\lambda+\gamma)T_{jk}^{01}=1+\gamma T_{jk}^{00}+\mu T_{j+1,\,k}^{01}+\lambda T_{jk}^{11};$$

$$\gamma T_{jk}^{11}=1+\gamma T_{jk}^{01};\qquad (\mu+\lambda)T_{n+1,\,k+1}^{00}=1+\mu T_{n+1,\,k+1}^{00}+\lambda T_{n+1,\,k}^{01};$$

$$(\mu+\lambda)T^{00}_{j,\,m+1}=1+\mu T^{00}_{j+1,\,m+1}+\lambda T^{10}_{j,\,m+1};$$

$$(\mu+\lambda+\gamma)T^{01}_{n+1,\,k}=1+\mu T^{01}_{n+1,\,k+1}+\gamma T^{00}_{n+1,\,k}+\lambda T^{11}_{n+1,\,k};$$

$$(\mu+\lambda+\gamma)T^{10}_{j,\,m+1}=1+\mu T^{10}_{j+1,\,m+1}+\gamma T^{00}_{j,\,m+1}+\lambda T^{11}_{j,\,m+1};$$

$$\gamma T^{11}_{n+1,\,k}=1+\gamma T^{01}_{n+1,\,k}; \qquad \gamma T^{11}_{j,\,m+1}=1+\gamma T^{01}_{j,\,m+1};$$

$$T^{00}_{n+1,\,m+1}=T^{01}_{n+1,\,m+1}=T^{10}_{n+1,\,m+1}=0, \quad j=\overline{1,n}; \qquad k=\overline{1,\,m},$$

(3.8) სისტემის რამოდენიმე გარდაქმნების შედეგად T^{00}_{jk} მიმართ ვღებულობთ მის შემდეგ სახეს:

$$2(\mu+\lambda)T^{00}_{ik}=A_{ik}+\mu(T^{00}_{j+1,k}+T^{00}_{j,k+1})+\lambda\Bigg[(a_0\sum_{i=j}^{n}b_0^{i-1}T^{00}_{i,k})+$$

$$+c_0\sum_{p=k}^{m}a_0^{p-k}(\gamma T^{00}_{j\rho}+\lambda a_0\sum_{i=1}^{n}b_0^{i-j}T^{00}_{j\rho}\Bigg]... \qquad (3.9)$$

სადაც $A_{jk}=1+\lambda\Bigg[a_j^n\dfrac{1}{\gamma}+b_j^{(n)}T^{01}_{n+1,k}+c_m^{(k)}+d_k^{(m)}T^{10}_{j,m+1}+$

$$+\lambda c_0\sum_{\rho=k}^{m}d_0^{\,p-k}(a_j^{(n)}+b_j^{(n)}T^{01}_{n+1,\rho}\Bigg]$$

$$T^{00}_{n+1,k}=\frac{1}{\gamma}\left\{\sum_{i=\lambda+1`}^{m}\left[\mu B_{i-k-1}+(\mu+\gamma)B_{i-k}\right]D_i^{(m)}-(\mu+\lambda)D_k^{(m)}-\frac{\lambda+\gamma}{\gamma}\right\};$$

$$T^{00}_{j,m+1}=\frac{1}{\gamma}\left\{\sum_{i=j+1}^{m}\left[\mu B_{i-j-1}-(\mu+\gamma)B_{i-j}\right]D_i^{(n)}-(\mu+\gamma)D_j^{(n)}-\frac{\lambda+\gamma}{\gamma}\right\};$$

$$T^{10}_{j,m+1}=-\sum_{i=1}^{n}D_i^{(n)}B_{i-j}; \qquad T^{10}_{n+1,k}=-\sum_{i=k}^{m}D_i^{(m)}B_{i-k};$$

$$B_{i-1}=\sum_{k=1}^{i-1}A_kB_{i-k-1}; \quad i=2,3,... \quad B_0=1$$

$$A_1=\frac{\gamma\lambda+(\mu+\lambda)^2}{\mu(\mu+\lambda+\gamma)}; \qquad A_k=\frac{\gamma\lambda}{\mu(\mu+\lambda+\gamma)}\left(\frac{\mu}{\mu+\lambda}\right)^k; \quad k=2,3,...$$

$$D_i^{(\ell)} = \frac{-\gamma(\mu+\lambda)}{\mu(\mu+\lambda+\gamma)}\left[\frac{(2b_1)^{\ell+i+1}-1}{2b_1-1}\frac{2b_1}{\mu}+\frac{\lambda+\gamma}{\gamma^2}\right];$$

$$b_1 = \frac{\mu}{2(\mu+\lambda)};\quad a_0 = \frac{\gamma}{\mu+\gamma};\qquad b_0 = \frac{\mu}{\mu+\gamma};$$

$$b_i^{(n)} = b_0^{n-j+1};\quad a_j^{(n)} = \frac{1}{\gamma}-\frac{\lambda+\gamma}{\gamma^2}\left(b_j^{(n)}-1\right);$$

$$d_0 = \frac{\mu}{\mu+\lambda+\gamma};\qquad c_{i,j} = \frac{1}{\mu+\lambda+\gamma};\qquad d_k^{(m)} = d_0^{m-k+1};$$

$$c_k^{(m)} = -\frac{d_0^{m-k+1}}{\lambda+\gamma}.$$

(3.9) სისტემა წარმოადგენს განტოლებათა რეკურენტულ სისტემას, ამისათვის მიმდევრობით, დაწყებული $j=n$ და $k=m$, ვძებნით ყველა მნიშვნელობას $T_{jk}^{00}\,(j=1,n;\quad k=1,m)$.

მაგალითად

$$2(\mu+\lambda)T_{nm}^{00} = A_{nm}+\mu(T_{n+1,m}^{00}+T_{n,m+1}^{00})+NT_{nm}^{00};$$

$$2(\mu+\lambda)T_{n-1,m}^{00} = A_{n-1,m}+\mu(T_{nm}^{00}+T_{n-1,m+1}^{00})+NT_{n-1,m}^{00}+MT_{nm}^{00};$$

$$2(\mu+\lambda)T_{n,m-1}^{00} = A_{n,m-1}+\mu(T_{n+1,m-1}^{00}+T_{nm}^{00})+NT_{n,m-1}^{00}+LT_{nm}^{00};$$

$$2(\mu+\lambda)T_{n-1,m-1}^{00} = A_{n-1,m-1}+\mu(T_{n,m-1}^{00}+T_{n-1,m}^{00})+NT_{n-1,m-1}^{00}+MT_{n,m-1}^{00}+$$
$$+LT_{n-1,m}^{00}+KT_{n,m}^{00};$$

სადაც

$$\lambda\left[a_0(1+\lambda c_0)+\gamma c_0\right]=N;\quad \lambda(1+\lambda c_0)a_0b_0=M;$$

$$\lambda(\gamma+\lambda a_0)c_0d_0=L;\qquad a_0b_0c_0d_0\lambda^2=k.$$

და გამოთვლების გაგრძელების შემდეგ, მოცემული მნიშვნელობების n და m განსაზღვრავთ T_{11}^{00}, ხოლო (3.8) სისტემის სამი

განტოლების T_{11}^{10}, T_{11}^{01}, T_{11}^{11} გამოყენებით. ე.ი. ამოცანის ამოხსნის საშუალო დრო მის შესაბამის მდგომარეობაში ამოცანის ამოხსნის დასაწყის მომენტში (ორივე გამომთვლელი მანქანა მუშა მდგომარეობაშია, შეკეთებულია, აქედან ერთი ან ორივე გამომთვლელი მანქანა იმყოფება რემონტში).

ანალოგიურად, შეიძლება მოვნახოთ ამოცანის ამოხსნის დროს გამოთვლითი სისტემა, როცა პროგრამა მათი ამოხსნისას არ შეიძლება წარმოგვიდგეს ორი დამოუკიდებელი ნაწილისაგან, არამედ დაიყოფა რამოდენიმე პარალელურ-მიმდევრობით ნაწილებად, დროის ალბათობის განაწილების ამოხსნას თითოეული პარალელურ ან მიმდევრობით ნაწილებად დაყოფის დროს ვნახულობთ და ვითვლით ზემოაღნიშნული ხერხით. თითოეული შემდეგი ნაწილის ამოხსნის დროს ალბათობის განაწილება, რომლებიც შედის გამომთვლელ სისტემაში, გვევლინებიან წინა ნაწილისათვის შესაბამისად სასაზღვრო პირობებად.

ბოლოს აღვნიშნავთ, რომ ამოცანების ამოხსნისას საშუალო დროის ცოდნას საიმედოობის გათვალისწინებით, მოცემული ორმანქანიანი გამოთვლითი სისტემისათვის დიდი პრაქტიკული მნიშვნელობა აქვს, სწორი ძირითადი პარამეტრების ამორჩევაზე მისი პროექტირების პროცესის დროს. ასევე, ექსპლუატაციის პერიოდში გამოთვლითი პროცესის ოპტიმალური ორგანიზაციისათვის შესაბამისად n და m და მნიშვნელობის ამორჩევით.

3.5. თანამედროვე ქსელურ ტექნოლოგიაში გამომთვლელი კლასტერის მწარმოებლობის ამაღლების შესაძლებლობის ანალიზი მისი გამოყენების ხარჯზე

ტრადიციული სუპერკომპიუტერი წარმოადგენს რთულ და ძალიან ძვირადღირებულ სისტემას, რომლის შეძენა ნებისმიერ ორგანიზაციას არ შეუძლია. ამგვარი სისტემის ღირებულება აღემატება რამოდენიმე მილიონ დოლარს. მითუმეტეს ბაზარზე ნაკლებად ღირებულ, ეფექტურ,

კომუნიკაციურ ტექნოლოგიებში გამოჩნდა შესაძლებლობა შეიქმნას შედარებით იაფი სუპერკომპიუტერული კლასის მოწყობილობები – მაღალი მწარმოებლობის გამომთვლელი კლასტერები.

მაღალმწარმოებლური კლასტერები წარმოადგენენ გამომთვლელ კვანძებს, რომლებიც გაერთიანებული არიან ერთმანეთში მაღალსიჩქარიან საკომუნიკაციო ქსელში.

მწარმოებლობის გაზრდა მიიღწევა კლასტერის კვანძებში პარალელური გამოთვლების შესრულების ხარჯზე.

გამომთვლელი სისტემები მსგავსი ასეთი სისტემებისა, ფაქტიურად წაროადგენენ იაფფასიან სარეალიზაციო მასიურ-პარალელურ კომპიუტერებს.

ცხადია, სხვა ნებისმიერ გამომთვლელ სისტემას და მაღალმწარმოებლობის კლასტერებს აქვთ ძლიერი და სუსტი მხარეები.

გამომთვლელი კლასტერების გამოყენება მნიშვნელოვნად ამცირებს მაღალმწარმოებლობის ტრადიციულ სუპერკომპიუტერების ფასს. ეს მნიშვნელოვნად აფაროებს ასეთი კომპიუტერების გამოყენების შესაძლებლობას. უბრალოება და გამოყენებული ტექნოლოგიები ხელმისაწვდომია კლასტერის აგების დროს.

მითუმეტეს, რომ ნებისმიერი მრავალპროცესორიანი სისტემა ყურადღებიანი ანალიზის და გამართული პროგრამის ალგორითმის დროს სისტემის გამოთვლით რესურსებს მაქსიმალურად და ეფექტურად უნდა გამოიყენებდეს.

ამის გარდა, მულტიპროცესორული სისტემების მწარმოებლობა გამოთვლითი აქტივობისა და კლასტერის კვანძების დახმარებით მონაცემის გაცვლის დროს ბალანსირდება.

განვიხილოთ მთავარი მიზეზები, რომლებიც ამცირებენ ეფექტურობას, როგორც კლასტერებში ასევე მულტიპროცესორებში.

მაგალითად, კლასტერზე გაშვებული პროგრამა შემდგარი 100 კვანძისგან, ჩვენ არასოდეს არ მოგვცემს მწარმოებლობის გაზრდას 100-ჯერ. საქმე იმაშია, რომ ნებისმიერ პროგრამაში ყოველთვის არის მკაცრად განსაზღვრული მიმდევრობითი ნაწილები, ასევე განსაზღვრულია პარალელური ნაწილებიც, რომლებიც მუშაობენ ერთად. პროგრამაში ამ ნაწილების ყოფნა განსაზღვრავს რამდენად

იზრდება პარალელურ არქიტექტურაში პროგრამის შესრულების სიჩქარე.

დავუშვათ, რომ ჩვენს პროგრამაში ოპერაციების წილი, რომლებიც უნდა შესრულდეს მიმდევრობით ტოლია f, სადაც 0<=f<=1 (აუცილებელია გვახსოვდეს, რომ წილი აიღება სტატისტიკურად კოდის სტრიქონის რიცხვიდან, ხოლო ოპერაციების რიცხვი სამუშაოს შესრულების პროცესში).

უკანასკნელ შემთხვევაში f მნიშვნელობას შეესაბამება მთლიანად პარალელურ პროგრამას (f=0) და მთლიანად მიმდევრობით პროგრამას (f=1).

იმისათვის, რომ შევაფასოთ როგორი S აჩქარება შეიძლება იყოს მიღებული კომპიუტერზე P პროცესორებიდან მოცემულ f მნიშვნელობის დროს შეიძლება გამოვიყენოთ ამდალის კანონი: S<=1/(f+(1-f)/p).

სხვა პრობლემა – ეს არის გამოთვლით პროცესებს შორის მონაცემების ეფექტური გაცვლა. იმისათვის, რომ გავიგოთ ეს პრობლემა ღრმად, აუცილებელია განვიხილოთ კლასტერის აპარატურული მოწყობილობა დეტალურად.

გამომთვლელი კლასტერი ჩვეულებრივად შედგება ერთი მმართველი მანქანისგან და მრავალი კვანძისგან.

გამომთვლელი კვანძები ბაზარზე ჩვეულებერივად გამოყენებას პოულობს. ერთგვაროვან პროცესორებიან კომპიუტერებში, ასევე ორი ან ოთხპროცესორებიანი SMP-სერვერები. თითოეული კვანძი მუშაობს თავისი მსგავსი ოპერაციული სისტემის მართვით. თითოეული კომპიუტერი გაერთიანებულია ერთმანეთში მაღალმწარმოებლური კომპიუტერების ქსელში.

რანაირიც არ უნდა იყოს ქსელის ეფექტურობა და შესაძლებლობა, კლასტერის გამომთვლელი ნაწილის მწარმოებლურობა ჯერ კიდევ მნიშვნელოვნად ეფექტურია სისტემაში გაერთიანებულ კვანძში.

ძირითადად რიცხვითი მახასიათებლები, რომლებიც გამოხატავენ საკომუნიკაციო ქსელების მწარმოებლობას და ასევე კლასტერულ სისტემებში, არის ლატენტნობა – საწყისი შეკავების დრო, როცა ინფორმაციის გადაგზავნისას ქსელის გამტარიანუნარიანობა,

განმსაზღვრელია ქსელის არხებიდან ინფორმაციის გადაცემის სიჩქარისა.

ამიტომ, აუცილებელია არა მარტო პიკური მახასიათებლები, მწარმოებლის მიერ განცხადებული, არამედ რეალური მომხმარებლის დონეზე განცხადება, მაგალითად MPI-ის დონეზე.

ამასთან, ცნობილია, რომ გარკვეული დროიდან მცირე ლატენტნობა გახდება სისტემის საკმაოდ მნიშვნელოვანი, ეფექტური მუშაობის დროს, ვიდრე ქსელის გამტარიანუნარიანობა, რადგან ლატენტნობა განსაზღვრავს იმ ფაქტს, რომ მაქსიმალურმა გადაცემის სიჩქარემ ქსელში არ შეიძლება მიაღწიოს გზავნილის გადაცემის მცირე სიგრძეს.

მაშასადამე, თუ გამოთვლითი პროცესი დაკავშირებულია მონაცემების მცირე პაკეტებთან გაცვლაში, მაშინ სისტემის ეფექტური მუშაობა მკვეთრად ეცემა, რამდენადაც სისტემა იწყებს დროის დაკარგვას კომუნიკაციებზე, ხოლო მისი პროცესორები გახდებიან დაუტვირთავები.

ამჟამად, ქსელში კლასტერის კვანძების გაერთიანებისთვის გამოიყენება სხვადასხვა ეფექტურობის და სხვადასხვა ფასის ქსელური ტექნოლოგიები.

მაგალითად, შედარებით იაფი, მაგრამ სამწუხაროდ ლატენტნურ ტექნოლოგიებში არის ფართოდ გავრცელებული Fast Ethernet, რომელიც შედარებით მიმზიდველია, ამასთან ძვირადღირებულად გვევლინება SCI და Myrinet ტექნოლოგიები.

ამგვარად, შესრულებულ ნაშრომში აღწერილ ამოხსნილ ამოცანებში გაკეთებულია კანონზომიერების ძებნა, საკომუნიკაციო სხვადასხვა პარამეტრების დროს და კლასტერში კვანძების რაოდენობის, ასევე სხვა გამოთვლების მწარმოებლობის მთელი რიგი პარამეტრები.

მუშაობის საბოლოო მიზნად გვევლინება კლასტერებისთვის ოპტიმალური გამოყენება ერთი ან მეორე ტექნოლოგიების, რათა ამოხსნილი იყოს სხვადასხვა ამოცანები. ასევე განიხილება ნეგატიური მოვლენების შემცირება მაღალ ლატენტურობაზე, გამომთვლელი კლასტერის მწარმოებლობის დროს.

III თავის დასკვნა

განხილულია ტექნიკური მომსახურების რაციონალური სტრატეგიის შერჩევის საკითხები, რაც საშუალებას იძლევა საუკეთესო შედეგებს მივაღწიოთ დამატებითი ძალებისა და საშუალებების მოზიდვის გარეშე. ასევე ტექნიკური სისტემის დროის მიხედვით ევოლუციის აღმწერ მათემეტიკურ მოდელებად გამოიყენება შემთხვევითი პროცესები, რომელიც ერთ-ერთ შემდეგ კლასს განეკუთვნებიან: რეგენირებადი, მარკოვისებული, ნახევრადმარკოვის, შემთხვევითი პროცესები. ნაშრომში განხილული ტექნიკური მომსახურების ამოცანებში განსაზღვრულია მომსახურე სისტემის (შემსრულებელი ორგანოს) ხანგრძლივი ექსპლუატაციის პირობებში მისი ფუნქციონირების ხარისხის შემდეგი მაჩვენებლები: მზადყოფნის კოეფიციენტი, გეგმიური სამუშაო დავალების შესრულების ალბათური მახასიათებელი (ოპერატიული კოეფიციენტი), სისტემის ქმედითუნარიანობის კონტროლის და პროფილაქტიკური სამუშაოების ჩატარების ოპტიმალური წესები, კალენდარული დროის განმავლობაში ტექნიკური სისტემის ფუნქციონალობის ოპტიმალური გამოყენების კრიტერიუმი.

აგრეთვე განხილულია გამომთვლელი მოწყობილობის მიერ დავალების შესრულების განხორციელება დაუტვირთავი რეზერვით. მოცემულია რეზერვირებული ტექნიკური სისტემის მიერ მოცემულ დროში დავალების შესრულების შესაძლებლობის ანალიზი. დაშვებულია რომ დაუტვირთავი სარეზერვო ტექნიკური მოწყობილობები არამუშამდგომარეობაში არ განიცდიან მტყუნებას, ასევე არ ექვემდებარებიან აღდგენას. ამდენად შესაძლებელია მივიღოთ ამოცანის შესრულების შემთხვევითი დროის რიცხვითი მახასიათებლები, როგორიცაა მათემატიკური ლოდინი, დისპერსია და ა.შ.

დისერტაციაში გადაწყვეტილია მნიშვნელოვანი პრაქტიკული საკითხი. პარალელური სისტემის მიერ მოცემულ დროში დავალების შესრულების შესაძლებლობის ანალიზი. მოძებნილია ალბათური მახასიათებელი ჩაწერილი ლაპლას-სტილტესის ტერმინებში, რომელიც იძლევა საშუალებას ვიპოვოთ რიცხვითი მახასიათებელი, რომელიც

ძალზე მნიშვნელოვანია ასეთი სისტემების პროექტირებისათვის. გათვალისწინებულია, რომ დავალების შესრულების პროცესში მოწყობილობები განიცდიან მტყუნებას.

ნაშრომში მიღებული არის დარეზერვებული მოწყ-ბის მიერ დავალების მოცემულ დროში შესრულების ალბათური მახასიათებლები. ისინი ჩაწერილი არიან ლაპლას-სტილტესის გარდაქმნების სახით, რომლის მიხედვით არაქმედი მოწყობილობები ექვემდებარებიან აღდგენას. შესაძლებელია მივიღოთ ამოცანის შესრულების შემთხვევითი დროის რიცხვითი მახასიათებლები, როგორიცაა მათემატიკური ლოდინი და დისპერსია.

განხილულია გამომთვლელი კლასტერების გამოყენება, რომლებიც მნიშვნელოვნად ამცირებენ მაღალმწარმოებლობის ტრადიციულ სუპერკომპიუტერების ფასს. ეს მნიშვნელოვნად აფართოებს ასეთი კომპიუტერების გამოყენების შესაძლებლობას. უბრალოება და გამოყენებული ტექნოლოგიები ხელმისაწვდომია კლასტერის აგების დროს.

დასკვნა

ტექნიკური სისტემების შექმნის და ექსპლოატაციის თანამედროვე საინჟინრო მეთოდები გულისხმობენ მათი არსებობის ყველა ეტაპზე ანალიზისა და სინთეზის რაოდენობრივი მეთოდების აქტიურ გამოყენებას. მხოლოდ ასეთი მიდგომა გვაძლევს საშუალებას შეიქმნას მაღალეფექტიანი ტექნიკური სისტემები. იგივე შეეხება ტექნილური სისტემების საიმედოობის უზრუნველყოფის პრობლემას, რაც ხასიათდება დისკრეტულ – უწყვეტი პროცესებით, რომლებიც საიმედოობის თვალსაზრისით ყველაზე ნაკლებად შესწავლილ ტექნიკური სისტემების კლასს მიეკუთვნება.

სადისერტაციო ნაშრომში წამოყენებული და დასაბუთებული დებულებების ერთობლიობა წარმოადგენს მეცნიერულად მნიშვნელოვანი აქტუალური საკითხების განზოგადოებას და გადაწყვეტას, რომელსაც აქვს თეორიული და გამოყენებითი მნიშვნელობა. კერძოდ, ტექნიკური სისტემების საიმედოობის კვლევის მიდგომის შედეგად დამუშავებულია: მოწყობილობების საიმედოობის გამოთვლის ზოგადი მეთოდოლოგია, საიმედოობის ამაღლების ორგანიზაციულ ტექნიკური ხერხები, საიმედოობის პროგნოზირების და შეფასების მეთოდები, საიმედოობის განზოგადებული მათემატიკური მოდელების სხვადასხვა კლასები.

ზემოაღნიშნულის გათვალისწინებით ჩატარებული კვლევის საფუძველზე, შეიძლება ჩამოყალიბდეს შემდეგი ძირითადი დასკვნები:

- არსებული მასალის მიმოხილვისა და ანალიზის საფუძველზე შეიძლება დავასკვნათ, რომ საიმედოობის ამაღლების ყველაზე ეფექტიან მეთოდად უნდა ჩაითვალოს სტრუქტურული და დროითი რეზერვირება.

- ლიტერატურაში აღწერილი ტექნიკური სისტემების მტყუნებების აღძვრის მიზეზების კლასიფიკაციის შესწავლის საფუძველზე გაკეთებულია დასკვნა, უმტყუნო მუშაობის განაწილების კანონების მაჩვენებლიანი ნარევით აპროქსიმაციის

მიზანშეწონილობაზე. ეს უკანასკნელი, მათში შემავალი პარამეტრების სათანადოდ შერჩევით, უზრუნველყოფს რეალურთან მიახლოების ნებისმიერ სიზუსტეს.

- პირველად განისაზღვრა ტექნიკური მოწყობილობების საიმედოობის ძირითადი მაჩვენებლები, რომლებიც ხასიათდებიან ორი სახის მტყუნებით: უეცარი (კატასტროფული) და თანდათანობითი. ამ მიზნით დამუშავებულია საიმედოობის მაჩვენებელთა განსაზღვრის ორიგინალური მეთოდები, რომლის გამოყენების საფუძველზე შეიძლება საუკეთესოდ შეირჩეს სისტემის ქმედითუნარიანობის კონტროლის სახე და მისი პარამეტრები.

- დისერტაციაში მიღებული შედეგები უზრუნველყოფენ: დასაბუთებულად დადგინდეს საიმედოობის განმსაზღვრელ ძირითად მაჩველებლებზე მოთხოვნები და მოვახდინოთ მათი შეფასება ტექნიკური მოწყობილობების გამოყენების და ტექნიკური მომსახურების მოცემული რეჟიმის შესაბამისად. საუკეთესოდ შეირჩეს ტექნიკურ მოწყობილობათა გამოყენების დროითი დიაგრამა და საიმედოობის მაჩვენებლების კავშირი ისეთ ძირითად მახასიათებელთან როგორიცაა მწარმოებლობა.

- დისერტაციაში განხილული საიმედოობის ყველა ადაპტური მოდელები ხასიათდებიან საწყისი შემთხვევითი პროცესების განაწილების ფუნქციების მიმართ უმნიშვნელო შეზღუდვით, რაც შემოთავაზებული საიმედოობის მათემატიკური მოდელების ერთიანობის და ორიგინალთან ადეკვატურობის გარანტიაა. ამიტომ დისერტაციაში მიღებული შედეგების გამოყენების ფარგლები საკმაოდ ფართოა.

გამოყენებული ლიტერატურა

1. მიქაძე ი.ს., არაბული ნ.ვ. ჩაჩუა დ.ა., ინტერვალური მზადყოფნის კოეფიციენტის განსაზღვრის ერთი ხერხის შესახებ. სამეცნიერო შრომების კრებული. ინტელექტი. 2006, 2, 7, 25, გვ. 75-78

2. Микадзе И. С., Арабули Н. В., Чачуа Д.А., Метод определения инитервального и предельного коэфициента надежности. Georgian engineering news. 2006, 1, ISSN 1512-0287, p. 54-56.

3. Барлоу Р. Э., Прощан Ф. А., Математическая теория надежности. М: Сов. радио. 1969, с.448-459.

4. Бродецкий Г. Л. Эффективность запоминания промежуточных резултатов в системах с отказами, разрущающими информацию.Изв. АН ССР, Техническая кибернетика, 1978, 6, с. 97-103.

5. Бродецкий Г.Л. Оптимизация периода запоминания информаций при случайных прериваниях процесса решения завачи. Автоматика, 1983, 6, с. 63-68.

6. Гадасин В. А., Ушаков И.А., Надежность сложеных информационно-управляющих систем. М: Сов. радио. 1975, с. 192-199.

7. Гаркави А.Л., Гоголевский В.Б., Грабовеций В.П. Надежность контролируемых восстановливаемых устроиств с временной избыточностью. М: Наука. 1969, с. 108-118.

8. Венцель Е.С. Теория вероятности. М: Физматгиз. 1970, с. 572-579.

9. Герцбах И.Б., Кординский Х.Б., Модели отказов. М: Сов. радио. 1966, с. 166-169.

10. Глухов В.Н., Время исполнения, как характеристика надежности системи. А и Т., 1972, 5, с. 175-179.

11. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.А. Математические методы и теории надежности. М: Наука. 1956, с. 524-529.

12. Друженин Т.В. Надежность автоматизированных систем. М: Энергия. 1977, с. 536-539.

13. Головин Б.А. Паралельные вычислительные Системы. М: Наука. 1980, с. 13-19.

14. Голубеев-Новожилов Ю.С. Многомашинные комплексы вычислительных средов. М: Сов. радио. 1967, с. 51-58.

15. Глазунов Л.П., Смирнов А.Н. Проектирования технических системдиагностирования. Л: Энергоформиздит. 1982, с. 13-18.

16. Иваницкий В.А., Данилов К.П. Учет контроля в одной задаче надежности. Сов. радио. 1978, с. 416-420.

17. Какубава Р.В., Микадзе И.С. Вероятностная характеристика производительности ВМ при програмнной и програмнно-аппаратурном контроле обнаружения неисправности. Авто 88 АН ССР, 1978, с. 88-92.

18. Коваленько И.Н. Исследования по анализу надежности сложенных систем. Киев: Наукова думка. 1975, с. 210-213.

19. Коваленко И.Н., Стеикова Л.С. О производительности системы и времени решёних при отказах и периодическом запоминании результатов. Киев: Кибернетика. 1974, 5, с. 73-75.

20. Капур. К.А., Ламберсон Л.А. Надежность и эффективность и проектирование систем. М: Мир. 1980, с. 19-21.

21. Кокс Д.В., Смит В.К., Теория восстановления. М: Сов. радио. 1975, с. 475-479.

22. Креденцер Б.П. Прогнозирование на надежности технических систем с временной избыточностью. Киев: Наукова думка. 1978, с. 18-29.

23. Козлов Б.А., Ушаков И.А. Справочник по расчету надежности аппаратуры радиоэлектроники и автоматики. М: Сов. радио.1975, с. 472-309.

24. Кузмин Ф.Н. Задачи и методы оптимизаций показателей надежности. М. Сов. радио. 1972, с. 223-226.

25. Калабро С. Р. Практические вопросы надежности М: Машиностроение. 1966, с. 375-390.

26. Микадзе И.С.Об одном способе определения интервального коэффициента готовности. Сообщение АН ГССР. 1978, 92,2, с. 78-99.

27. Микадзе И. С. Вероятностная характеристика производительности ВМ с учетом надежности. Автоматика и телемеханика. 1979, 2, с. 175-186.

28. Микадзе И.С., Чумбуридзе Т.З. Об одном технической системе с резервом. Вопросы радиоэлектроники. 1981, 13, с. 25-45.

29. Микадзе И.С., Чумбуридзе Т.З. Определение надежных характеристик периодически контролируемих технических систем с резервированием. Сообщения АН ГССР, 1985, 3, с. 590-597.

30. Мишенко В.А., Лазаревич Э.Г., Аксенов А.И. Расчет производительности многопроцессорних ВС. Минск: Высшая школа. 1985, с. 280-299.

31. Микадзе И.С., Джоджуа З.А. Анализ надежгости технических систем с разнароднимиотказами. Сборник научных трудов, Интелект, 1998, 3, с. 70-79.

32. Микадзе И.С., Джоджуа З.А. Об одном способе определения интервального коеффициента готовности. Georgian Electronic Soientifici Computer Seince and Telecommunications 2006, 3, 10, с, 1-3.

33. Микадзе И.С., Кукава Р.К. Об одном модели ЭВМ с отказами. Сообщение АНГССР, 1980, 99, 2, с. 107-111.

34. Микадзе И.С., Тавлелишвили В.Д. Вероятностная характеристика производительности одной технической системы с временной избиточностью. АВТ, 1980, 4, с. 60-67.

35. Микадзе И.С., Арабули Н.В. О влияние ошибок, возникающих в каналах связи. Georgian Engineering News. 2003, 1, ISSN 1512-0287, с. 167-169.

36. Микадзе И.С., Хочолава В.В. Некоторые вопросы передачи данных через ненадежные канали связи. Труды ТГУ, 7, 446, 2002, с. 202-204.

37. Микадзе И.С., Хочолова В.В. Об одной модели передачи информаций по надежному каналу связи. Автоматика и Телемеханика. 2004, 8, с. 85-90.

38. Хуродзе Р.А., Какубава Р.В. Об одной задаче надежности дублированной технологических систем. Труды ГТУ, 2002, 7, с. 104-108.

39. Микадзе И.С., Хочолова В.В. Система обслуживание с режервированнием. Georgian Engineering News. 2002, 4, с. 38-41.

40. Микадзе И.С. К вопросу надежности контролируемой системы. Автоматика и телемеханика. 1985. 6, с. 160-167.

41. Микадзе И.С., Куциава Н.А. Об одном способе определения интервального коэфициента готовности с учетом надежности контрольной аппаратуры. Georgian Engineering News. 2000, 3, с. 76-89.

42. Головко А.М. Основы теория надежности. М: Наука. 1964, с. 446-579.

43. Сердаков А.С. Автоматический контроль и техническая диагностика. Киев: Техника. 1971, с. 242-247.

44. Ушаков И.А. Справочник надежности технических систем. Радио и связь.1985, с. 606-609.

45. Северцев Н.А. Надежность сложеных систем в эксплуатации и отработке. М: Высшая школа.1989, с. 432-479.

46. Деч Г.А. Руководство к практическому применения Лапласа М: Сов. радио. 1980, с. 288-297.

47. Черкасов Г.Н. Надежность техничесих систем с временной избыточностью. М: Сов. радио. 1974, с. 295-297.

48. Микадзе И.С., Гочитаишвили Д.И. Определение основных показателей эффективности многоканальной систем массового обслуживания. Georgian Engineering News. 2005, 4, ISSN 1512-0287, с. 39-42.

49. მიქაძე ი.ს., შელეგია ი.ს. უნივერსალურ გამომთვლელ მანქანაზე დავალების შესრულების განხორციელება საიმედოობის გათვალისწინებით. მოამბე. საქართველოს მეცნიერებათა აკადემია. 1978, 6, 3, გვ. 60

50. Микадзе И.С., Джоджуа З.С., Арабули Н,В., Джоджуа Н.В. К вопросу определения функции готовности некоторых выдов оборудования. Georgian Engineering News. 2006, 2, с. 138-140.

51. Камке А.С. Справочник по обыкновенным дифференциальным уравнением. М: Иностранная литература. 1951, с. 828-999.

52. Бродецкий Г.Л. Об одном задаче периодического запоминания результатов. Кибернетика. 1978, 3, с. 70-79.

53. Бродецкий Г.Л. Алгоритмы оптимального управления процессом наработки при ограниченном использования запоминания информации. Электронное моделирование, 1980, 2, с. 81-89.

54. Хуродзе Р.А. Повишение надежности резервированных аналоговых устроиств путем адаптации коефициентов передачи отдельных каналов (сигналов). Собщение АН ГССР. 77, 3, с. 677-689.

55. Хуродзе Р.А., Микадзе И.С., Начкебия Ш.Ш. Анализ надежности и точности информационно-измерительных устроиств. Georgian Engineering News. 1997, 4, с. 68-79.

56. Хуродзе Р.А., Микадзе И.С., Начкебия Ш.Ш. Методы оценки комплексированных устроиств. Georgian Engineering News. 1997, 4, с. 59-69.

57. Микадзе И.С., Арабули Н.Ш., Микадзе З.И., Микиашвили Н.В. Элиаури Л.И. Эффективность и надежность некоторых технических систем. შრომები. ინფორმაციული ტექნოლოგიები მართვაში, ITC′2 07, 2007, გვ. 353-357.

58. მიქაძე ი.ს., ნაჭყებია შ.შ., კაიშაური თ.შ., მიქიაშვილი ნ.ბ. საზომ მოწყობილობათა კომპლექსურობა, როგორც ეფექტური მეთოდი საიმედოობის და სიზუსტის გაზრდისთვის. მართვის ავტომატიზებული სისტემები. ISSN 1512-397. 2007, 2, 3, გვ. 94-98.

59. Байхвелт Ф.А., Франкел П.А. Надежность и техническое обслуживание. М: Радио и связь. 1988. с. 391-399.

60. Микадзе И.С., Курцер М.Ш. К вопросу определения коефициента производительности технических систем с учетом ее надежности. Сообщения АН ГССР. 1985, 2, с. 409-419.

61. Микадзе И.С., Микадзе З.И., Шакая О.Н. Анализ многопроцессорной и многомашинной системы обслуживания с учетом надежности. Труды института прикладной математики им. И.И. Векуа. 1989, с. 22-29.

62. Микадзе И.С., Мегрелидзе Д.Г. Надежность технических систем с попалняемым резервом времени и комбинированным контролем работоспособности. Научные труды ГТУ. Тб. 1986, 14-311, с. 78-89.

63. Погребинский С.Б., Стрельников В.П. Проектирование и надежность многопроцесорных ЭВМ. М: Радио и связь. 1988, с. 13-19.

64. Баронс П.П., Звиедрис А.В., Салениекс Н.К. Надежность и качество электрических систем. Рига: Авотс. 1982. с. 85-89.

65. Михенко В.С. Орпеделение надежности и живучести сетей связи с адаптивной маршрутизацией сообщений. Электросвязь. 2004, 8, с. 36-39.

66. Микадзе И.С. Периодически контролируемая система обслуживания с ненадежным прибором. Кибернетика. АН УССР. 1988, 1, с. 56-69.

67. Валах Е.С. Последовательно-паралельные вычисления. Пер. с англиск. М: Мир. 1985, с. 465-459.

68. Андреев А.М., Александров Б.Н. Надежность сложных управляющих систем. М: Радио и связь. 2002, с. 21-27.

69. Коваленко И.Н. О некоторых классах систем. Изв. АН ССР. тех. Кибернетика, 6, 1984, с. 180-183.

70. Валях Е. Последовательно-параллельные вычисления. Пер. с англ. – М: Изд, Мир, 1985, с. 456- 457.

71. Зохель С.А., Халиль А.С. Об одной задачи резервирования с восстановлением. 1968. ВД 4. с. 327-340.

72. Прангишвили И. В., Виленскин С.Я. , Медведев И.Л. Параллельные системы с общим управлением. М: Энергоатомиздат, 1983, с. 312-319.