

ТЕХНИЧЕСКИ УНИВЕРСИТЕТ – ВАРНА

маг. инж. Юлия Георгиева Гарипова

**ИЗСЛЕДВАНЕ И АНАЛИЗ НА ЕКСПЛОАТАЦИОННАТА
НАДЕЖДНОСТ НА ЕЛЕКТРОННИ АПАРАТУРИ**

А В Т О Р Е Ф Е Р А Т

**на дисертация за получаване на образователна и научна степен
„Доктор“**

по докторска програма „Електронизация“
към професионално направление 5.2. Електротехника, електроника
и автоматика

Научен ръководител: проф. д.т.н. инж. Антон Славчев Георгиев

Рецензенти:

1.....

2.....

Варна, 2022 г.

**Дисертационният труд е обсъден на 12.02.2022г. в катедра
„Електронна техника и микроелектроника“ и насрочен за защита.**

**Докторантът работи в катедра „Електронна техника и
микроелектроника“**

Автор: Юлия Георгиева Гарипова

**Заглавие: ИЗСЛЕДВАНЕ И АНАЛИЗ НА
ЕКСПЛОАТАЦИОННАТА НАДЕЖДНОСТ НА ЕЛЕКТРОННИ
АПАРАТУРИ**

ТЕХНИЧЕСКИ УНИВЕРСИТЕТ – ВАРНА

маг. инж. Юлия Георгиева Гарипова

**ИЗСЛЕДВАНЕ И АНАЛИЗ НА ЕКСПЛОАТАЦИОННАТА
НАДЕЖДНОСТ НА ЕЛЕКТРОННИ АПАРАТУРИ**

А В Т О Р Е Ф Е Р А Т

**на дисертация за получаване на образователна и научна степен
„ДОКТОР“**

Варна, 2022 г.

Дисертационният труд съдържа 135 страници, от които 124 страници основен текст, 61 фигури и 24 таблици. Материалът е оформен в 4 глави, завършващи с обобщения и изводи. Списъкът на използваната литература включва 103 заглавия, от които 49 на кирилица и 54 на латиница.

**Защитата на дисертационния труд ще се състои на
г. от часа в на открито
заседание на жури, сформирано със заповед на Ректора №
...../..... г.**

Материалите по защитата (дисертацията, рецензията и становищата) са на разположение на интересуващите се във ФД „Докторанти“, стая 318 НУК.

ХАРАКТЕРИСТИКИ НА ДИСЕРТАЦИОННИЯ ТРУД

Актуалност на проблема

Задължително условие при изследването и анализа на проблемите, обхващащи надеждността на техническите изделия, е детайлното запознаване със съвременното състояние и актуалните проблеми от теорията на надеждността.

Теорията на надеждността е инженерна наука, занимаваща се с общите закономерности и методи за осигуряване на надеждността на техническите системи и устройства в етапите на проектиране, производство и експлоатация. Дълбоко в основите си, това е математическа наука, насочваща предмета си на изследване към теория на вероятностите и математическа статистика. Решаването на широк кръг проблеми в областта на надеждността се базира върху детайлното запознаване със съществуващите математически методи за анализ и оценка, както и с разработването на нови такива. Прилагането на експериментални методи в теорията на надеждността обикновено се свързва с използване на способите и постулатите на математическата статистика, докато при разработването на математически модел на изделието като обект на надеждностно изследване, се бори преди всичко с математически апарат, присъщ за теорията на вероятностите. Подобен методологичен подход доказва необходимостта от перманентно прецизиране, доразвиване и усъвършенстване на използваните математически методи и създаването на нови такива.

Проблем

Изброените в обзора проблеми недвусмислено ни убеждават в необходимостта от задълбочени изследвания в конкретната област на надеждността.

Цел и задачи на дисертационния труд

Целта на настоящия дисертационен труд е да се предложат адекватни решения на някои значими проблеми, касаещи експлоатационната надеждност на електронните системи, и в тази връзка – да се разработят, анализират и представят идеи и методики, осигуряващи релевантно техническото обслужване на тези системи.

Във връзка с целта са формулирани следните задачи:

За реализирането на така формулираната цел е необходимо да бъде потърсено адекватно решение на всеки от изброените по-горе проблеми и да се предложат аргументирани идеи за тяхното преодоляване. Това налага решаването на няколко комплексни задачи:

1. Да се предложат нови количествени показатели за надеждност, съответстващи на спецификата на получената информация за

изследваните медицински изделия. Чрез тези показатели може да се постигне по-точна и коректна оценка на надеждността.

2. За коректност и прецизност при оценяването на надеждността на тези медицински изделия е необходимо да се анализира възможността за създаване и прилагане на нови надеждности и измерители с дименсия време. Те трябва да дават ясна представа за смисъла и съдържанието на времената, които могат да бъдат отчетени въз основа на данните, събрани от обслужващите сервизни звена.
3. Необходимо е въз основа на новите количествени показатели да се изследва и оцени надеждността на изделията и да се потърсят способности за нейното повишаване.
4. Да се анализира възможността за прилагане на Марковски модели и апроксимации при изследване надеждността на конкретен клас електронни изделия, използвани за медицински цели и да оцени релевантността на тези модели.
5. Да се анализира възможността за прилагане на Бейс-моделите и за обединяване на „свежи данни“ и съществуваща информация за надеждността и да се провери адекватността на този специфичен способ за съвместяване на данни при изследване надеждността на конкретен клас електронни изделия, използвани за медицински цели.

Обект и предмет на изследването

Обект на изследването са изследването и анализът на надеждността в етапа на нормална експлоатация на електронните изделия.

Предмет на изследването са подходите за оценяване на експлоатационната надеждност посредством събиране и обработване на данни, касаещи профилактичните процедури и ремонтните дейности на изследваните електронни изделия.

Методи на изследване

Работата по изпълнението на поставените задачи съдържа задълбочено проучване и обосноваване на избор при прилагане на методи и подходи за прогнозиране и оценяване на експлоатационната надеждност на електронни изделия, включващи използването на реални данни, касаещи поведението на изследваните изделия през периода на нормална експлоатация. Използвани са методи за надеждностен анализ, Марковски модели и параметрични и непараметрични Бейсовски подходи. Обработката на данните и оценяването на получените резултати от проведеното изследване са извършени посредством методи на приложната статистика. Разработените математически модели са обосновани чрез подробно описание и проверка за релевантност чрез прилагането им към реални данни и оценка на получаваните резултати, както и чрез сравнителен анализ с близки по приложение методи.

Място на изследване

Провежданите изследвания в дисертационния труд са експериментални и с практически характер. Извършвани са в лабораторията на катедра „Електронна техника и микроелектроника“ на ТУ-Варна, както и на територията на фирма „Бургас Медика“ ЕООД, със съдействието на фирма „Самоконтрол“ ООД.

Научна новост на изследването

Научната новост на изследването се състои в следното:

- С цел постигане на по-голяма коректност на изследването и проведения анализ са предложени нови количествени показатели за надеждност, съответстващи на спецификата на получената информация за изследваните електронни изделия.
- За релевантност на надеждността оценяване на електронните изделия е анализирана възможността за създаване и прилагане на нови надеждностни измерители с дименсия „време“. Те дават ясна представа за смисъла и съдържанието на времената, които могат да бъдат отчетени въз основа на данните, събрани от обслужващите сервизни звена. Формулиран е израз, характеризиращ времето за възстановяване на изделието като сума от отделните времена, които го съставят.

Практическа ценност на изследването

Въз основа на новите количествени показатели е изследвана и оценена надеждността на изделията, което дава възможност да се потърсят способности за нейното повишаване. За целите на надеждността анализ е създаден Марковски модел посредством структурна схема по надеждност и е съставена система от линейни диференциални уравнения, описваща техническото състояние на изследваните медицински изделия. Събрана, обработена и анализирана е информация, във вид на данни за настъпили откази, въз основата на която са получени реални надеждностни оценки за вероятността за безотказна работа и графики, описващи експлоатационните характеристики и поведение на трите групи изследвани медицински изделия.

Предвид спецификата на изследвания обект и на събраните сервизни данни, е избран и приложен метод на максималното правдоподобие, чрез който се анализира и оценява надеждността на изследваните медицински изделия. Благодарение на този подход се получават достатъчно точни за практиката асимптотични оценки на показателите за безотказност и ремонтпригодност.

В резултат на първоначално събраната информация, касаеща поведението на изследваните изделия и на новите „свежи“ постъпващи данни, е анализиран и приложен емпиричен Бейсовски подход. Чрез него, с помощта на Гама разпределение, са получени надеждностни оценки, които могат да се актуализират във всеки един момент от времето, в който

постъпи нов пакет от експлоатационни данни. В следствие на получените надеждностни оценки са построени графики, описващи поведението на трите вида изследвани медицински изделия. Представена е прогнозираща функция във графичен вид за бъдещето поведение на априорната и на апостериорната функция на разпределение на потока на отказите.

Поради спецификата на данните, чието разпределение е предварително неизвестно и част от информацията за отказите е цензурирана от дясно, е изследвано приложението на метода на Каплан-Майер. В резултат на това са получени непараметрични оценки, касаещи надеждностните показатели на изследваните медицински изделия. Експериментално е приложен методът на линейната трансформация за Вейбулово разпределение, чрез който се отчита коректно характерът на времената до отказ и на цензурираните времена. Получени са оценки за доверителните интервали, които определят закона на Вейбул като релевантен закон, описващ функция на разпределение на вероятността за безотказна работа. В резултат на приетия закон на Вейбул за разпределение на вероятността за безотказна работа въз основа на събраните сервизни данни, е анализирано приложението на емпиричния параметричен Бейсовски подход за конкретната ситуация. Чрез него, с помощта на Вейбуловото разпределение, са получени надеждностни оценки, които отчитат непълните данни за отказите, възникнали в изследваните медицински изделия. Построени са надеждностни графики, описващи експлоатационните характеристики на електронните апаратури.

Разработените в дисертацията подходи и алгоритми предлагат на инженерите по надеждност допълнителни средства за изследване и анализ на експлоатационната надеждност на електронните изделия.

Апробация на изследването

Основните приложения и резултати от дисертационния труд са докладвани и публикувани на следните места:

- XII International Conference “Strategy of Quality in Industry and Education”, Varna, Bulgaria, 2016 – 1 доклад;
- II International Scientific Conference “Intelligent Information Technologies for Industry”, ИТИ 2017, Varna, 2017 – 1 доклад;
- Hi Tech Journal, Vol. 1, No 1, HiTechAgency 2017 – 1 доклад;
- Physics – Eternally Young Science, Kamchia, Bulgaria, 2017 – 1 доклад;
- XX International Symposium on Electrical Apparatus and Technologies, SIELA, Burgas, Bulgaria, 2018 – 1 доклад;
- XVI Conference on Electrical Machines, Drives and Power System (ELMA), Varna, Bulgaria, 2019 – 2 доклада;
- XXII International Scientific Conference Electronics, ET2020, Sozopol, Bulgaria, 2020 – 1 доклад.

Част от резултатите от дисертационния труд са приложени успешно в решаването на възложената от фирма „Самоконтрол“ ООД задача, касаеща оценяването на експлоатационната надеждност на електронни изделия с медицинска цел, за която е приложен официален отзив от ръководството на фирмата.

Публикации по дисертационния труд

Направени са общо осем публикации по дисертационния труд. Едната от тях е самостоятелна, останалите – в съавторство. Пет от публикациите са реферирани и индексирани в световноизвестните бази данни Scopus.

СЪДЪРЖАНИЕ НА ДИСЕРТАЦИОННИЯ ТРУД

ГЛАВА I. Обзор върху проблемите на надеждността на електронните изделия

Задължително условие при изследването и анализа на проблемите, обхващащи надеждността на техническите изделия, е детайлното запознаване със съвременното състояние и актуалните проблеми в тази област. Тази глава притежава обзорец характер и описва както основите, така и практическите методи, използвани в теорията на надеждността. Разгледани са подходите за надеждностно оценяване на електронните елементи и системи през периода на нормална експлоатация. Проучено е състоянието на проблемите, свързани с определяне на надеждностните показатели на изделията в етапа на тяхната нормална експлоатация.

Очевидна е необходимостта от търсене и намиране на релевантен отговор на изброените по-горе въпроси. Безспорна е нуждата от разработване на нови методи, които да подпомогнат оценяването и анализа на експлоатационната надеждност.

От набеязаните до тук проблеми се вижда необходимостта от получаване на достатъчно точки оценки на надеждностните показатели, без изпадане в ненужни изчислителни усложнения и прилагане на прекалено сложни математически методи.

1. Чрез съществуващите количествени показатели на надеждност не може да се оцени достатъчно точно надеждността на изследваните медицински изделия.
2. Липсва подходящ количествен измерител на времето от момента на стартиране на експлоатация на медицинското изделие до момента в който то за първи път попада в специализирания сервиз за ремонт. Най-близкият съществуващ количествен показател на надеждност, това е средното време до отказ T_0 .
3. Липсва подходящ количествен показател на времето от момента на предходния ремонт на медицинското изделие до момента, в който то

попадне за пореден път в обслужващия сервиз за ремонт. Най-близкият съществуващ количествен показател е средно време до отказите. Но поради факта, че този вид медицински изделия не се използват в лечебно заведение и не са под постоянен контрол на съответните специалисти по поддръжка, не е възможно точното определяне на времето на отказ. Възможно е да се отчетат двете времена, различни от T_0 и T_{CP} , които включват и други времеви периоди в себе си.

4. Изследваната литература показва, че прякото приложение на Марковските модели при оценяването на експлоатационната надеждност на изследвания клас медицински електронни изделия не е засегнато достатъчно детайлно. Това налага да се обърне допълнително внимание на този вид модели.
5. Недостатъчната популяризация на условните вероятности при описването на експлоатационната надеждност изисква изследване на възможностите за приложение на теорията на Бейс за конкретния клас изделия.

Цел и задачи на дисертационния труд

Целта на настоящия дисертационен труд е да се предложат адекватни решения на някои значими проблеми, касаещи експлоатационната надеждност на електронните системи, и в тази връзка – да се разработят, анализират и представят идеи и методики, осигуряващи релевантно техническото обслужване на тези системи.

За реализирането на така формулираната цел е необходимо да бъде потърсено адекватно решение на всеки от изброените по-горе проблеми и да се предложат аргументирани идеи за тяхното преодоляване. Това налага решаването на няколко комплексни задачи:

6. Да се предложат нови количествени показатели за надеждност, съответстващи на спецификата на получената информация за изследваните медицински изделия. Чрез тези показатели да се постигне по-точна и коректна оценка на надеждността.
7. За коректност и прецизност при оценяването на надеждността на тези медицински изделия е необходимо да се анализира възможността за създаване и прилагане на нови надеждностни измерители с дименсия време. Те трябва да дават ясна представа за смисъла и съдържанието на времената, които могат да бъдат отчетени въз основа на данните, събрани от обслужващите сервизни звена.
8. Необходимо е въз основа на новите количествени показатели да се изследва и оцени надеждността на изделията и да се потърсят способности за нейното повишаване.
9. Да се анализира възможността за прилагане на Марковски модели и апроксимации при изследване на надеждността на конкретен клас

електронни изделия, използвани за медицински цели и да оцени релевантността на тези модели.

- Да се анализира възможността за прилагане на Бейс-моделите и за обединяване на „свежи данни“ и съществуваща информация за надеждността и да се провери адекватността на този специфичен способ за съвместяване на данни при изследване надеждността на конкретен клас електронни изделия, използвани за медицински цели.

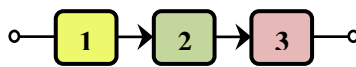
ГЛАВА II. Марковски модели в експлоатационната надеждност

В тази глава е разгледан метод за оценяване на експлоатационната надеждност, който се основава на структурна схема по надеждност и вероятностно моделиране, базирано на Марковски процес. При използването на този модел се определят състоянията на изследваната система от гледна точка на нейната работоспособност.

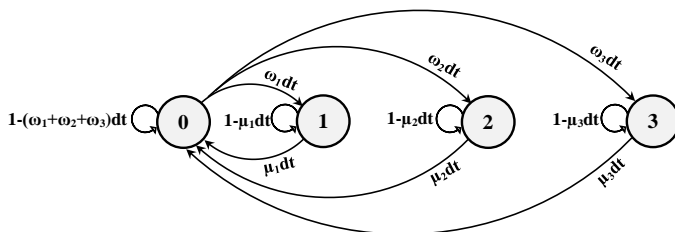
Приложение на Марковските процеси при оценяването на надеждността на електронни изделия

За целите на подобен анализ, се изгражда структурна схема по надеждност на изследваните изделия. Последователната структурна схема по надеждност, дадена на *Фиг. 2.6*, е съставена от три елемента. Процесът, протичащ в изследваната система е непрекъснат във времето и притежава краен брой състояния. Потокът на отказите в системата е ординарен, прост, без последствие и неизместен.

Представянето на последователна структурна система по надеждност чрез Марковски процес се осъществява с помощта на геометрична интерпретация на възможните преходи на системата от едно състояние в друго под формата на граф, описващ състоянията на системата. Възможните състояния на системата, дадена на *Фиг. 2.7*, и са описани в *Табл. 2.1*.



Фиг. 2.6. Последователна структурна схема по надеждност



Фиг. 2.7. Диаграма на състоянията на система (транспортна система), изградена от три елемента

За диаграмата на състоянията на преходите, дадена на *Фиг. 2.7*, се съставя система от следните диференциални уравнения, където

неизвестните величини съответстват на вероятността за пребиваване на системата в определено състояние

$$\begin{cases} P_0'(t) = -(\omega_1 + \omega_2 + \omega_3)P_0(t) + \mu_1 P_1(t) + \mu_2 P_2(t) + \mu_3 P_3(t) \\ P_1'(t) = -\mu_1 P_1(t) + \omega_1 P_0(t) \\ P_2'(t) = -\mu_2 P_2(t) + \omega_2 P_0(t) \\ P_3'(t) = -\mu_3 P_3(t) + \omega_3 P_0(t) \end{cases} \quad (2.39)$$

Таблица 2.1. Възможни състоянията на система, изградена от три елемента

Състояние	Елемент 1	Елемент 2	Елемент 3
0	1	1	1
1	0	1	1
2	1	0	1
3	1	1	0

Чрез $P_0(t)$, $P_1(t)$, $P_2(t)$ и $P_3(t)$ се отбелязват вероятностите за пребиваване на системата във всяко от четирите възможни състояния, които тя може да заеме. Математическата интерпретация на стационарните вероятности за пребиваване на системата се описва с помощта на израза

$$\begin{cases} P_0 = \frac{\mu_1 \mu_2 \mu_3}{(\omega_1 + \mu_1)(\omega_2 + \mu_2)(\omega_3 + \mu_3)} \\ P_1 = \frac{\omega_1}{\omega_1 + \mu_1} \\ P_2 = \frac{\omega_2}{\omega_2 + \mu_2} \\ P_3 = \frac{\omega_3}{\omega_3 + \mu_3} \end{cases} \quad (2.40)$$

В случаите, когато средното време между отказите T_{CP} превишава многократно средното време за възстановяване T_B на всяко от състоянията на системата, стационарните коефициенти на готовност K_G и на принудителен престой K_{II} за изследваната система се описват чрез изразите:

$$\begin{aligned} K_G &= P_0 \\ K_{II} &= 1 - K_G = 1 - P_0 = P_1 + P_2 + P_3 \end{aligned} \quad (2.44)$$

където

$$\begin{cases} P_0 = \frac{\mu_1 \mu_2 \mu_3}{(\omega_1 + \mu_1)(\omega_2 + \mu_2)(\omega_3 + \mu_3)} = \frac{T_{CPI}}{T_{CPI} + T_{BI}} \frac{T_{CPII}}{T_{CPII} + T_{BII}} \frac{T_{CPIII}}{T_{CPIII} + T_{BIII}} = K_{GI} K_{GII} K_{GIII} \\ P_1 = \frac{\omega_1}{\omega_1 + \mu_1} = \frac{T_{CPI}}{T_{CPI} + T_{BI}} = K_{III} \\ P_2 = \frac{\omega_2}{\omega_2 + \mu_2} = \frac{T_{CPII}}{T_{CPII} + T_{BII}} = K_{III} \\ P_3 = \frac{\omega_3}{\omega_3 + \mu_3} = \frac{T_{CPIII}}{T_{CPIII} + T_{BIII}} = K_{III} \end{cases} \quad (2.45)$$

В Табл. 2.2 са представени набор от статистически данни относно събитията, настъпили по време на експлоатация на един модел полуавтоматични апарати за кръвно налягане. Медицинските изделия са разгледани като последователна структурна схема по надеждност, при която отказът на който и да е от модулите на изследваното изделие предизвиква неговият пълен отказ. Следователно, Марковския модел, даден на Фиг. 2.7, е напълно приложим за целите на надеждността анализ на изследваните изделия.

Таблица 2.2. Статистически данни за експлоатационните събития на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане

№	Продукт	Модел	Сериен номер	Дата на приемане	Дата на предаване	Гаранция	Статус	Коментар
1	Microlife	BP A50	241301***	26.01.2015	26.01.2015	13.01.2014	профилактика	почистване на АИК, тестване – без отклонение
...
30	Microlife	BP A50	391400***	15.12.2016	15.12.2016	22.12.2015	тест	тестване – без отклонение

Чрез израз (2.39) могат да се изчислят вероятностите за пребиваване на системата във всяко от четирите ѝ състояния $P_0(t)$, $P_1(t)$, $P_2(t)$ и $P_3(t)$. За целите на надеждността анализ се приема началното условие, че при въвеждане в експлоатацията (т.е. в началото на изследването), всички изделия са в работоспособно състояние. Следователно, решението на диференциалните уравнения е спрямо първоначалните условия $P_0(0) = 1$, $P_1(0) = 0$, $P_2(0) = 0$ и $P_3(0) = 0$. От сервизните данни се приема, че времето за изследване е средното време до първия отказ, настъпил в апарата, с продължителност $t = 9212,8$ часа.

Чрез решението на системата от линейни уравнения (2.39), са получени числените стойности на вероятностите за пребиваване на системата във всяко от нейните четири състояния:

$$P_0 = (9212,80) = 0,998783, \quad P_2 = (9212,80) = 0,000842, \\ P_1 = (9212,80) = 0,000281, \quad P_3 = (9212,80) = 0,000094.$$

Стационарните вероятности за пребиваване на системата във всяко от четирите ѝ състояния са изчислени чрез израз (2.40):

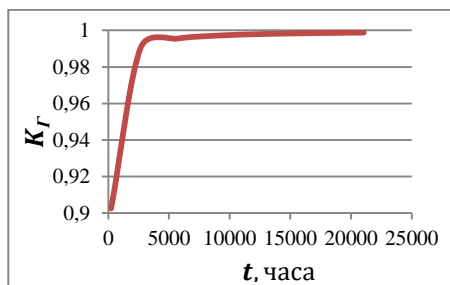
$$P_0 = 0,998797, \quad P_2 = 0,000833, \\ P_1 = 0,000278, \quad P_3 = 0,000092.$$

На Фиг. 2.8 и Фиг. 2.9 са представени зависимостите на изменението на числените стойности на коефициента на готовност K_G , респективно на коефициента на престой K_{II} във функция от нарастващия аргумент t .

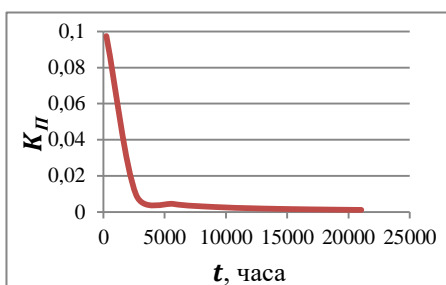
Чрез решението на израз (2.44) се получават числените стойности за коефициентите на готовност K_G и на престой K_{II} :

$$K_G = P_0 = 0,998797 \quad K_{II} = 1 - P_0 = 0,001203.$$

За целите на дисертацията, този метод е приложен върху автоматичните и механичните апарати за кръвно налягане, чиито експлоатационни данни са представени съответно в *Табл. 2.3* и *Табл. 2.4*. Устройството и на двата типа разглеждани изделия позволява те отново да могат да се представят чрез последователна структурна схема по надеждност от вида, даден на *Фиг. 2.10*.



Фиг. 2.8. Графично представяне на K_T на полуавтоматичните апарати



Фиг. 2.9. Графично представяне на $K_П$ на полуавтоматичните апарати

Таблица 2.3 Статистически данни за експлоатационните събития на автоматичните апарати за кръвно налягане

№	Продукт	Модел	Сериен номер	Дата на приемане	Дата на предаване	Гаранция	Статус	Коментар
1	Microlife	BP 3AG1241308***	24.06.2015	24.06.2015	12.06.2014	ремонт	замяна на камера и маншон, тестване – без отклонение	
...	
30	Microlife	BP 3AG1481403***	19.05.2017	22.05.2017	23.01.2017	тест	тестване – без отклонение	

Таблица 2.4 Статистически данни за експлоатационните събития на механичните апарати за кръвно налягане

№	Продукт	Модел	Сериен номер	Дата на приемане	Дата на предаване	Гаранция	Статус	Коментар
1	Microlife	PAG1-3101401***	11.02.2015	11.02.2015	05.02.2015	ремонт	замяна на помпа, тестване – без отклонение	
...	
30	Microlife	PAG1-2211346***	09.05.2017	09.05.2017	06.06.2015	ремонт	замяна на камера, тестване – без отклонение	

От сервизните данни се приема, че времето за изследване е средното време до първия отказ, настъпил в апарата. Съответно, за автоматичните апарати за кръвно налягане, времето за изследване е с продължителност $t = 9230,22$ часа, а за механичните – $t = 4056,89$ часа. По неофициална информация, средното време за възстановяване е валидно и за двата вида медицински апарати, т.е. $T_B = 25,9$ часа [2A].

От получените резултати от статистическите данни, както и чрез решението на линейната система (2.39), в *Табл. 2.5* са нанесени числените стойности на вероятностите за пребиваване на системата във всяко от

нейните четири състояния на разглежданите медицински изделия. Чрез израз (2.40) се изчисляват стационарните вероятности за пребиваване на системата във всяко от четирите ѝ състояния, съответно за автоматичните и за механичните апарати за кръвно налягане. Резултатите са нанесени в Табл. 2.6.

На Фиг. 2.10 и Фиг. 2.11 в графичен вид са представени числените стойности на коефициента на готовност K_G , респективно на коефициента на престой K_{II} спрямо нарастващия аргумент t на автоматичните апарати за кръвно налягане. На Фиг. 2.12 и Фиг. 2.13 са дадени коефициентите на готовност K_G и на престой K_{II} , валидни за механичните апарати за кръвно налягане. Чрез прилагане на израз (2.44) се определят числените стойности на коефициентите на готовност K_G и на престой K_{II} , съответно за автоматичните и за механичните апарати за кръвно налягане:

$$K_{G(\text{ААКН})} = P_0 = 0,999480, \quad K_{II(\text{МАКН})} = 1 - P_0 = 0,003776.$$

$$K_{G(\text{МАКН})} = P_0 = 0,996224, \quad K_{II(\text{ААКН})} = 1 - P_0 = 0,000520,$$

Таблица 2.5. Числови стойности на вероятностните състояния на автоматичните и на механичните апарати за кръвно налягане

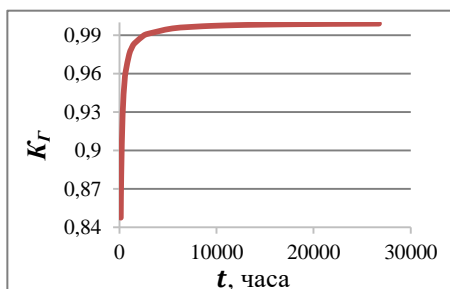
ААКН	МАКН
$P_0(9230,22) = 0,999480$	$P_0(4056,89) = 0,996231$
$P_1(9230,22) = 0,000208$	$P_1(4056,89) = 0,001649$
$P_2(9230,22) = 0,000208$	$P_2(4056,89) = 0,000236$
$P_3(9230,22) = 0,000104$	$P_3(4056,89) = 0,001884$

Таблица 2.6. Числови стойности на стационарните вероятностните състояния на автоматичните и на механичните апарати за кръвно налягане

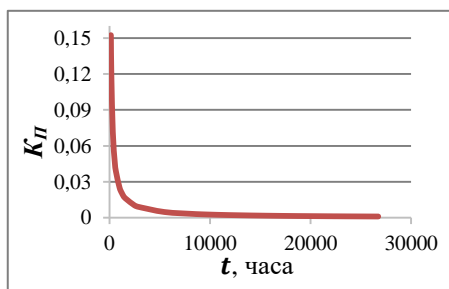
ААКН	МАКН
$P_0 = 0,999480$	$P_0 = 0,996224$
$P_1 = 0,000208$	$P_1 = 0,001652$
$P_2 = 0,000208$	$P_2 = 0,000236$
$P_3 = 0,000104$	$P_3 = 0,001888$

Таблица 2.8. Числени стойности на коефициентите на готовност K_G и на престой K_{II} на изследваните медицински изделия

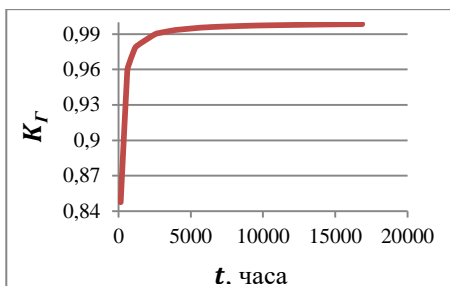
ПАКН		ААКН		МАКН	
K_G	K_{II}	K_G	K_{II}	K_G	K_{II}
0,998797	0,001203	0,999480	0,000520	0,996224	0,003776



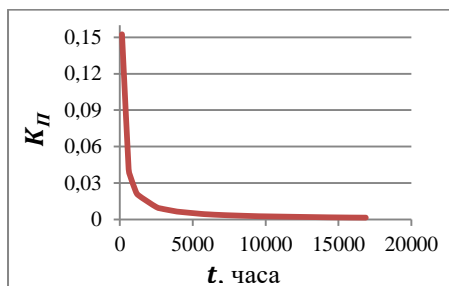
Фиг. 2.10. Графично представяне на K_G на автоматичните апарати



Фиг.2.11. Графично представяне на K_P на автоматичните апарати



Фиг. 2.12. Графично представяне на K_P на механичните апарати



Фиг. 2.13. Графично представяне на K_G на механичните апарати

Въвеждане на нови специфични показатели за безотказност при оценяване на надеждността на медицински измервателни уреди за битова употреба

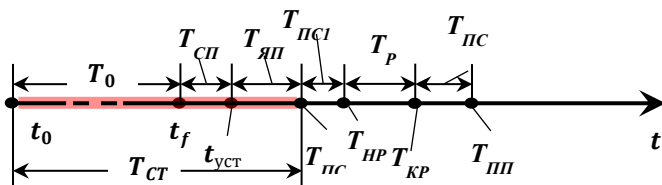
Семантиката на времевия интервал, заключен от момента на попадане в експлоатация на конкретното изделие от този клас изделия (началният момент на експлоатация t_0) до момента на настъпване на първия отказ t_{f1} , е онагледен чрез специално разработената за настоящия анализ времедиаграма, показана на *Фиг. 2.15*.

От времедиаграмата, показана на *Фиг. 2.15*, ясно се вижда, че наименуваният тук като T_{CT} период от време, заключен между момента на стартиране на експлоатацията t_0 на конкретното изделие и момента $T_{ПС1}$, в който то за първи път постъпва в специализирания сервиз за ремонт и настройка, съдържа три компонента:

- периодът от време до настъпване на първия отказ, което статистически може да се оцени чрез математическото очакване на тази случайна величина, т.е. чрез популярния в класическата надеждност количествен показател за оценка на безотказността – средно време до отказ T_0 ;
- периодът от време, заключен между момента на настъпване на отказ и момента, в който потребителят на изделието е установил непригодност за ползване на изделието (установил е пълен (внезапен) отказ или

параметричен отказ). Този период от време е логично да бъде наименуван „време на скрит престой“ и на фигурата е обозначен като $T_{СП}$.

- периодът от време, заключен между момента на констатирането на отказ $t_{уст}$ и моментът, в който потребителят е оставил изделието за ремонт в съответния специализиран сервиз. Това е времеинтервал, в който потребителят вече знае, че изделието не е в работоспособно състояние, но не е имал възможност или време да го остави за ремонт в сервиза. Логично е този период от време да бъде наречен „време на явен престой“ на изделието, и на фигурата той е обозначен като $T_{ЯП}$.



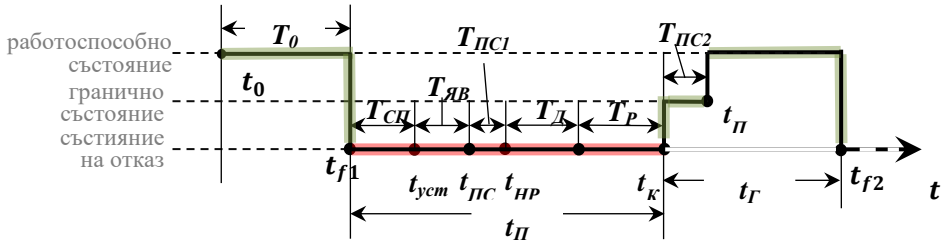
Фиг. 2.15. Времедиаграма за разграничаване на средното време до отказ и времето до постъпване на контролно-измервателния уред в сервиз при внезапни откази

На *Фиг. 2.15* са илюстрирани още три времеинтервала, въведени за нуждите на анализа. Чрез $T_{пс1}$ е означен периодът, заключен между постъпването на отказалото изделие в сервиза и стартирането на ремонтните дейности. Неговата продължителност е представена чрез параметъра T_p , а престоят на вече изправното изделие в сервиза до предаването му на потребителя е отразен чрез $T_{пс2}$. Представената последователност от случайни събития и величини дава възможност да се прецизира наличната информация и предотвратяване на отъждествяването на наличната информация за $T_{ст}$ с популярния критерий за оценка на безотказността T_0 . По начин, аналогичен на показания на *Фиг. 2.15*, може да се представи процесът на възстановяване между $n-1$ -вия и n -тия отказ, между n -тия и $n+1$ -вия отказ и т.н. В дисертационния труд са разработени и времедиаграми, отнасящи се до изделията с параметричен отказ.

Приложение на нововведените показатели при оценяване на надеждността

На *Фиг. 2.19* е дадена времедиаграма, чрез която ясно се разграничават времената за престой $T_{п}$ и за готовност $T_{г}$ на едно изделие. Периодът от време, отбелязан като T_0 , заключен между момента на въвеждане в експлоатация t_0 на конкретното изделие и момента на възникване на отказа $t_{п}$, съвпада с $T_{г}$. Математическото очакване на $E^*[T_0]$ може да бъде статистически оценено чрез математическото очакване на тази случайна променлива, т.е. чрез количествения показател, популярен в класическата

теория по надеждност за оценка на коефициента за готовност.



Фиг. 2.19. Времедиаграма на времето за престой и времето за готовност

За целите на надеждностния анализ са въведени още пет времеperiodи, илюстрирани на *Фиг. 2.19*. Времето за престой t_{Π} се формира от тези периоди, заключени между момента на появата на първия отказ t_{f1} до момента t_{KP} , в който ремонтът е завършен и съдържа следните компоненти:

- периодът от време, заключен между моментите t_{f1} и t_{ycm} . Именно това е „скрито време за престой“ и на *Фиг. 2.19* е отбелязано като $T_{СП}$. Следователно, математическото очакване $E^*[T_{СП}]$ на скритото време на престой се оценява чрез израза

$$E^*[T_{СП}] = \frac{\sum_{i=1}^n t_{T_{СПi}}}{n}, \quad (2.46)$$

- периодът от време, заключен между моментите t_{ycm} и $t_{ПС}$. Това е интервалът от време, в който потребителят вече знае, че изделието е в неизправно състояние, но то все още не е постъпило в сервизното звено. Този период се нарича „време на явен престой“ на изделието и на *Фиг. 2.19* е отбелязан като $T_{ЯП}$. Математическото очакване е обозначено като $E^*[T_{ЯП}]$ и се изчислява както следва

$$E^*[T_{ЯП}] = \frac{\sum_{i=1}^n t_{T_{ЯПi}}}{n}, \quad (2.47)$$

- периодът от време $T_{ПС1}$, заключен между моментите $t_{ПС}$ и t_{HD} . Математическото очакване $E^*[T_{ПС1}]$ се оценява с помощта на израза

$$E^*[T_{ПС1}] = \frac{\sum_{i=1}^n t_{T_{ПС1i}}}{n} \quad (2.48)$$

- периодът от време $T_{Д}$, характеризиращ времето за диагностика на изделието. Математическото очакване $E^*[T_{Д}]$ се оценява чрез израза

$$E^*[T_{Д}] = \frac{\sum_{i=1}^n t_{T_{Дi}}}{n}, \quad (2.49)$$

- периодът от време T_P , обхващащ времето за ремонт. Точковата оценка на математическото очакване $E^*[T_P]$ е дадена като

$$E^*[T_P] = \frac{\sum_{i=1}^n t_{T_P}}{n}, \quad (2.50)$$

- периодът от време $T_{ПC2}$, заключен между моментите t_{KP} и $t_{ПП}$. В този случай математическото очакване $E^*[T_{ПC2}]$ е представено по-долу

$$E^*[T_{ПC2}] = \frac{\sum_{i=1}^n t_{T_{ПC2}}}{n}, \quad (2.51)$$

По отношение на класическата теория по надеждност и нововъведените времеви оценки, има възможност да се оценят експлоатационните показатели за коефициентите на готовност K_G и на престой $K_{П}$ от три гледни точки. В основата на този подход стои обработката на данни от анкетни карти и изчисляването на предложените показатели, както и техните математически очаквания.

Стандартен подход за оценяване на коефициентите на готовност K_G и на престой $K_{П}$

В класическият подход за оценяване на експлоатационните надеждностни оценки, математическото очакване на времето за готовност T_G^* е функция на T_0 и $T_{ПC2}$, в които изделието е в работоспособно състояние. От друга страна, времето за престой $T_{П}^*$ е съвкупност от целия период, през който изделието е в състояние на отказ.

$$T_G^* = T_0 + T_{ПC2}, \quad (2.52)$$

$$T_{П}^* = T_{СП} + T_{ЯП} + T_{ПC1} + T_D + T_P, \quad (2.53)$$

Стандартните изрази за коефициентите на готовност K_G и на престой $K_{П}$, се изчисляват чрез изразите (2.54) и (2.55).

$$K_G^* = \frac{T_G^*}{T_G^* + T_{П}^*}, \quad (2.54)$$

$$K_{П}^* = \frac{T_{П}^*}{T_G^* + T_{П}^*}, \quad (2.55)$$

Подход за оценяване на коефициентите на готовност K_G и на престой $K_{П}$ по отношение на потребителите

В този случай, $T_{ПC2}$ не се приема от потребителите като период на готовност на изделието, тъй като те не могат да го използват, въпреки че реално то е в работоспособно състояние. Тук се приема, че изделието е в

състояние на престой между моментите t_{II} и t_{III} . Следователно, сумата от $T_{СП}$, $T_{ЯП}$, $T_{ПС1}$, T_D , T_P и $T_{ПС2}$, формира математическото очакване за T_{II}^* . От друга страна, в този случай времето за готовност T_G^* съвпада с времето до отказ T_0 . Изразите, оценящи времената за готовност T_G^* и за престой T_{II}^* , определени от *Фиг. 2.19*, са дефинирани както следва

$$T_G^* = T_0, \quad (2.56)$$

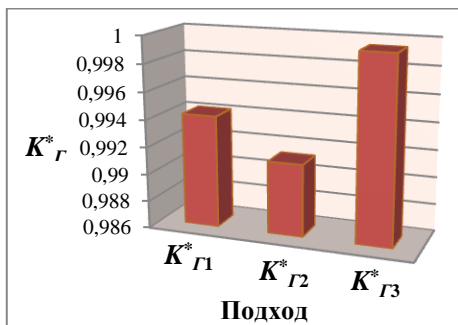
$$T_{II}^* = T_{СП} + T_{ЯП} + T_{ПС1} + T_D + T_P + T_{ПС2}, \quad (2.57)$$

Подход за оценяване на коефициентите готовност K_G и на престой K_{II} от гледна точка на сервизния обект

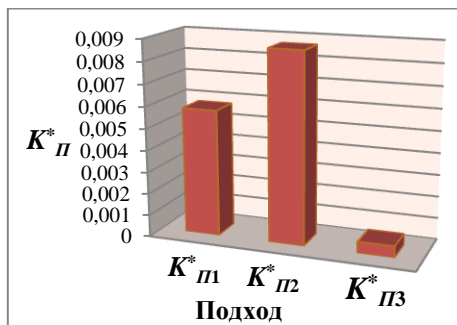
При този подход, времето за готовност T_G^* на изделието е конструиран по същия начин, както при първия подход и се определя чрез израз (2.52). От гледна точка на сервиза, обаче, изделието реално е в неработоспособно състояние от момента на неговото постъпване $t_{ПС}$ до края на неговия ремонт $t_{КР}$. Следователно, математическото очакване на времето на престой T_{II}^* е съвкупност от времената $T_{ПС1}$, T_D и T_P , т.е.

$$T_{II}^* = T_{ПС1} + T_D + T_P, \quad (2.58)$$

Съгласно получените данни от анкетите, различните математически очаквания се изчисляват както следва: $E^*[T_{СП}] = 28,6$ часа, $E^*[T_{ЯП}] = 21,1$ часа, $E^*[T_{ПС1}] = 2$ часа, $E^*[T_D] + E^*[T_P] = 2,8$ часа и $E^*[T_{ПС2}] = 27,3$ часа. В резултат на това, са експлоатационните надеждностни показатели са оценени по трите подхода и резултатите са представени в *Табл. 2.9*. На *Фиг. 2.20* и *Фиг. 2.21* са нанесени в графичен вид различните стойности на коефициентите на готовност K_G^* и на престой K_{II}^* , получени чрез трите подхода.



Фиг. 2.20. Графичен вид на коефициента на готовност K_G^* , получен от трите изследвани подхода



Фиг. 2.21. Графичен вид на коефициента на престой K_{II}^* , получен от трите изследвани подхода

Таблица 2.9. Числени стойности на надеждностните показатели, получени според трите подхода

	Подход 1	Подход 2	Подход 3
$T_{Г}^*$	9352,71	9325,41	9352,71
$T_{П}^*$	54,5	81,8	4,8
$K_{Г}^*$	0,99421	0,99130	0,99949
$K_{П}^*$	0,00579	0,00870	0,00051

ГЛАВА III. Бейсовски методи, прилагани при оценяването на експлоатационната надеждност

Метод на максималното правдоподобие (ММП)

От статистическа гледна точка, даден набор от наблюдения представлява случайна извадка от неизвестна популация. Целта на метода на максималното правдоподобие е да се направят изводи за съвкупността, която е най-вероятно да е генерирала извадката, по-специално, съвместното вероятностно разпределение на случайните променливи $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$. Всяко вероятностно разпределение съдържа уникален вектор $\theta = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k]^T$ от параметри, които показват вероятностното разпределение в параметрично семейство $\{f(\cdot; \theta) \mid \theta \in \Theta\}$. Оценката на плътността на разпределението в наблюдаваната извадка от данни $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ дава функция с реална стойност, която се нарича функция на правдоподобие.

$$L_n(\theta) = L_n(x | \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i | \theta), \quad (3.1)$$

Приложение на метода на максималното правдоподобие при оценяване на надеждността

Данните $x = \{t_1, t_2, \dots, t_n\}$ от една случайна тестова извадка може да се представи като набор от N на брой изделия, наблюдавани до момент t_0 , от които n_f на брой са демонстрирали отказ със съответните времена до отказ t_1, t_2, \dots, t_{n_f} . Останалите $n_w = N - n_f$ изделия са все още в състояние на пълна работоспособност. Непълният набор от данни, свързан с работоспособните изделия, се нарича цензуриран. За всяко изправно изделие се записва Поасоновата вероятност за отсъствие на събитие със средно $\omega \cdot t_0$

$$f(T > t_0) = f(\text{работоспособни изделия до момент } t_0) = \int_{t_0}^{\infty} \omega e^{-\omega t} dt = \left[-e^{-\omega t} \right]_{t_0}^{\infty} = e^{-\omega t_0}, \quad (3.8)$$

По отношение на отказалите изделия, времето до отказ t_i е известно и ако се приеме, че $t_i = t_0$, то функцията на правдоподобие се намира като

$$L(\omega) = \omega^{n_f} e^{-\omega \sum_{i=1}^{n_f} t_i} (e^{-\omega t_0})^{n_w} = \omega^{n_f} e^{-\omega \sum_{i=1}^n t_i}, \quad (3.9)$$

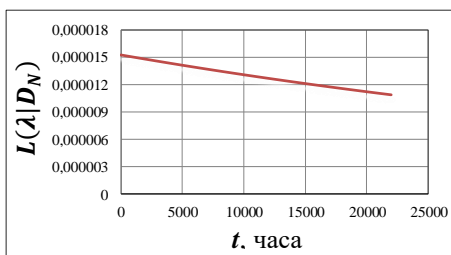
Числената стойност на максималната оценка на функцията на правдоподобие ω^* за параметъра на потока на отказите има вида

$$\frac{\partial L}{\partial \omega} = n_f \omega^{n_f-1} e^{-\omega \sum_{i=1}^n t_i} - \omega^{n_f} \left(\sum_{i=1}^n t_i \right) e^{-\omega \sum_{i=1}^n t_i} = 0 \quad \Rightarrow \quad \omega^* = \frac{n_f}{\sum_{i=1}^n t_i}, \quad (3.10)$$

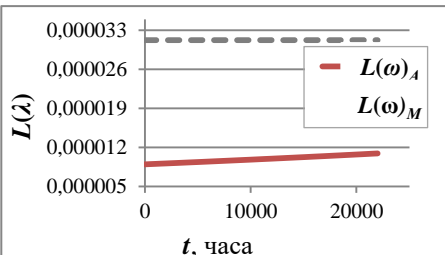
Практическо приложение на метода на максималното правдоподобие при изследването, оценяването и анализа на надеждността на изследваните медицински изделия

Статистическата информация за полуавтоматичните апарати за кръвно налягане от Табл. 2.2 се представя като данни от една случайна извадка, включваща експлоатационните събития, настъпили през периода на нормална работа на 30 броя изделия ($N = 30$, $n_f = 13$, $n_w = 17$). На базата на събраната статистическа информация, касаеща отказалите медицински апарати, са изчислени времената за настъпване на отказ t_1, t_2, \dots, t_{n_f} за всяко изделие. Следователно, ако се приеме, че наблюдаваният период от време е равен на времето на възникване на отказ ($t_0 = t_i$), чрез израз (3.9), може да се намери функцията на правдоподобие, чиято графика е изобразена на Фиг. 3.3.

Числовата стойност на максималната оценка на функцията на правдоподобие ω^* за параметъра на потока на отказите на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане се намира чрез израз (3.10), т.е. $\omega^* = 1,53191 \cdot 10^{-5}$ изделие/час.



Фиг. 3.6. Функция на правдоподобие на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане



Фиг. 3.6. Функция на правдоподобие на автоматичните и на механичните апарати за кръвно налягане

За целите на дисертацията, този метод на оценяване е приложен и върху автоматичните и механичните апарати за кръвно налягане, данните за които са поместени съответно в Табл. 2.3 и Табл. 2.4, ($N = 27$, $n_f = 7$, $n_w = 20$ – за автоматичните и $N = 27$, $n_f = 17$, $n_w = 10$ – за механичните апарати). Приема, че всички изделия са приведени в експлоатация в един и същи момент от време t_0 . На Фиг. 3.6 е показана в графичен вид функцията на правдоподобие на автоматичните и на механичните медицински апарати за кръвно налягане.

Чрез прилагане на израз (3.10) се намират максималните оценки на параметъра на потока на отказите ω^* , съответно за автоматичните и за

механичните апарати за кръвно налягане $\omega^*_{\text{ААКН}} = 8,9705 \cdot 10^{-6}$ изделия/час и $\omega^*_{\text{МАКН}} = 3,1244 \cdot 10^{-5}$ изделия/час.

Емпирични параметрични Бейсовски методи, използвани в надеждността

В теорията на оценяването и на вземане на решения, емпиричните Бейсовски оценки се основават на прилагането на условните вероятности при моделирането на обединяващия процес на наличната априорна информация, натрупана от настоящите изпитвания, с актуалната информация за данните, събрана за конкретно текущо изпитване.

Приложение на Бейсовските методи при оценяване на надеждността

Разглеждат се отново данните t_1, t_2, \dots, t_n от случайната извадка. За Бейсовската процедура е необходимо предварително да се определи разпределението на неизвестния параметър ω . Конюнгираната априорна стойност на ω се формализира във вид на априорно разпределение, като се използва дупараметричното Гама разпределение с функция на вероятностната плътност

$$\pi(\omega | E) = \frac{\beta^\alpha \omega^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} e^{-\beta\omega}, \quad (3.23)$$

Апостериорното разпределение се преобразува в Гама разпределение с хиперпараметри $\alpha' = \alpha + n_f$ и $\beta' = \beta + \sum_{i=1}^n t_i$. Параметрите могат да бъдат „актуализирани“ спрямо новите данни. В (3.31) са дадени изразите за Бейсовските точкови оценки.

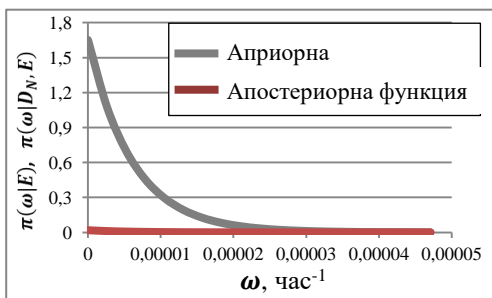
$$\hat{\omega}' = \frac{\alpha'}{\beta'}, \quad \text{Var}(\hat{\omega}') = \frac{\alpha'}{\beta'^2}, \quad (3.31)$$

Изследване, оценяване и анализ на надеждността на медицинските изделия чрез прилагане на емпиричен Бейсовски метод за постигане на статистическа точкова оценка

Табл. 2.2 представлява предварително натрупаната информация, свързана с експлоатационните събития на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане, а Табл. 3.1 – емпиричните данни, отнасящи се до същия тип изделия. Експлоатационните събития, дадени във втората таблица, описват поведението на 9 на брой полуавтоматични апарати ($N' = 9, n'_f = 1, n'_w = 8$). За целите на емпиричния Бейсовски анализ, данните от първата и от втората таблица могат да се разглеждат съответно като априорна и апостериорна информация.

Формализирането на конюнгираната априорна информация на ω във вид на априорно разпределение се осъществява чрез Гама функция, използвайки израз (3.6). Хиперпараметрите α и β на Гама разпределението са изчислени от Табл. 2.2, като α е общият брой на наблюдавани откази, а β е сумата на времената до отказ на всички отказали изделия, т.е. $\alpha = 13, \beta = 163,896$.

Формализираното апостериорно разпределение чрез Гама функция е дадено в израз (3.11) с актуализирани хиперпараметри $\alpha' = \alpha + n_f$ и $\beta' = \beta + \sum_{i=1}^n t_i$. Чрез данните от Табл. 3.1 се изчисляват вече актуализираните стойности на двата хиперпараметъра, т.е. $\alpha' = 14$ и $\beta' = 185184$. На Фиг. 3.8 са изобразени двете функции на конюгираното априорно и апостериорното разпределение на изследваните медицински изделия.



Фиг. 3.8. Априорно и апостериорно разпределение на изследваните полуавтоматични апарати

Таблица 3.1. Апостериорна информация относно експлоатационните събития, настъпили в полуавтоматичните апарати за кръвно налягане

№	Продукт	Модел	Сериен номер	Дата на приемане	Дата на предаване	Гаранция	Статус	Коментар
1	Microlife	BPA 50	481400***	02.02.2017	02.02.2017	29.07.2016	тест	тестване – без отклонение
...
9	Microlife	BPA 50	421301***	04.08.2017	04.08.2017	11.05.2014	тест	тестване – без отклонение

Емпиричните Бейсовски точкови оценки са оценени чрез израз (3.12), т.е. $\hat{\omega}' = 7,56005 \cdot 10^{-5}$, $Var(\hat{\omega}') = 4,08245 \cdot 10^{-5}$.

Същият анализ се прилага и на автоматичните и механичните апарати за кръвно налягане. Данните от Табл. 2.3 се разглеждат като априорна информация, а тези от Табл. 3.2 – като апостериорна информация, свързана с автоматичните апарати за кръвно налягане. Табл. 2.4 и Табл. 3.3 се разглеждат съответно като априорна и апостериорна информация, касаеща механичните апарати за кръвно налягане. Резултатите са показани на Фиг. 3.12 и Фиг. 3.13, където са изобразени функциите на конюгираното априорно и на апостериорното разпределение на изследваните медицински изделия.

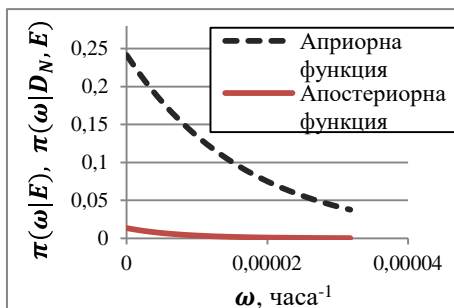
Резултатите от Бейсовския анализ са показани на Фиг. 3.12 и Фиг. 3.13, където са изобразени функциите на конюгираното априорно и на апостериорното разпределение на изследваните медицински изделия.

Таблица 3.2. Апостериорна информация относно експлоатационните събития, настъпили в автоматичните апарати за кръвно налягане

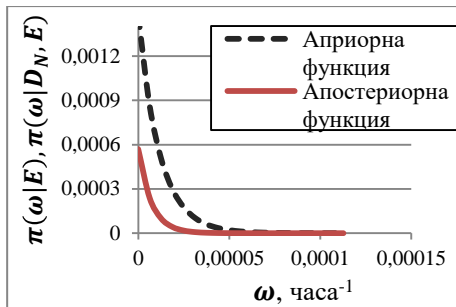
№	Продукт	Модел	Сериен номер	Дата на приемане	Дата на предаване	Гаранция	Статус	Коментар
1	Microlife	BPA 3AG1	481603***	08.06.2017	08.06.2017	25.05.2017	тест	тестване – без отклонение
...
15	Microlife	BPA 3AG1	1321603***	02.02.2018	02.02.2018	30.08.2017	тест	тестване – без отклонение

Таблица 3.3. Апостериорна информация относно експлоатационните събития, настъпили в механичните апарати за кръвно налягане

№	Продукт	Модел	Сериен номер	Дата на приемане	Дата на предаване	Гаранция	Статус	Коментар
1	Microlife	PAG1-3691401***	13.07.2017	13.07.2017	09.02.2016	тест	тестване – без отклонение	
...	
30	Microlife	PAG1-2491500***	23.02.2018	23.02.2018	07.10.2016	ремонт	настройка на манометър, тестване – без отклонение	



Фиг. 3.12. Априорна и апостериорна Гама функция на автоматичните апарати



Фиг. 3.13. Априорна и апостериорна Гама функция на механичните апарати

ГЛАВА IV. Бейсовски методи, прилагани при оценяването на експлоатационната надеждност с цензуриране на данни

Метод на Каплан-Майер за постигане на непараметрични статистически точкови оценки

Същност на метода на Каплан - Майер

Нека t_1, t_2, \dots, t_n са данни от тестовата извадка, отразяваща експлоатационните събития, настъпили по време на работа на N на брой електронни изделия, започващи своето изпитване в момент $t_0 = 0$. С $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ се обозначават времената, в които е настъпил отказ. Следователно, оценката на Каплан-Майер на кумулативната функция на разпределение, явяваща се като вероятността за отказ, е

$$F^*(t) = 1 - R^*(t) = 1 - \prod_{j=1}^i \frac{N_j - n_j}{N_j}, \quad (4.1)$$

за стойности на i , така че $t_i \leq t$, където $R^*(t)$ е вероятността за безотказна работа.

По отношение на цензурираните данни, дисперсията на оценката на вероятността до отказ, $D[F^*(t)]$, за изчисляване на доверителните интервали, се изчислява чрез т.нар. формула на Грийнууд

$$D[F^*(t)] = [1 - F^*(t)]^2 \sum_{j=1}^i \frac{n_j}{N_j(N_j - n_j)}, \quad (4.2)$$

Изчислението на стандартната грешка на вероятността за отказ, $\sigma[F^*(t_i)]$, се намира чрез израза

$$\sigma[F^*(t)] = \sqrt{D[F^*(t)]}, \quad (4.3)$$

Оценката на Каплан-Мейър $F^*(t)$ е асимптотично нормално разпределена (Z-разпределение). Доверителните интервали на точковите стойности на популацията на кумулативната функция на разпределение се определят въз основа на оценката на кумулативната функция $F^*(t)$ и на стандартната грешка $\sigma[F^*(t)]$. Следователно, апроксимацията на нормалният линейен двустранен доверителен интервал $100(1 - \alpha)\%$ е

$$[\underline{F}(t), \bar{F}(t)] = F^*(t) \pm z_{(1-\alpha/2)} \sigma[F^*(t)]. \quad (4.4)$$

Приложение на метода на Каплан - Майер при оценяване на експлоатационната надеждност на изследваните медицински изделия

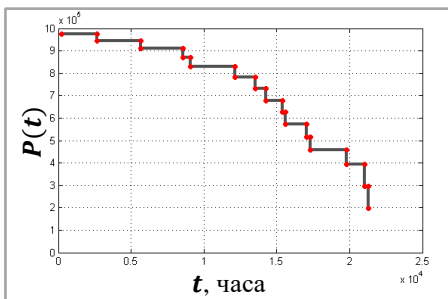
На база на обработените данни от Табл. 2.3 и Табл. 3.2, отнасящи се до полуавтоматичните апарати за кръвно налягане, информацията се обобщава и се подрежда във възходящ ред от гледна точка на времената до отказ T_0 и цензурираните времена. От обобщените данни и чрез израз (4.8) се извеждат оценките на вероятността за безотказна работа $P^*(t)$ и на вероятността за отказ $Q^*(t)$. Стандартната грешка на вероятността за отказ $\sigma[F^*(t)]$ на изследвания вид медицински изделия се изчислява с помощта на изразите (4.2) и (4.3). За изчислението на доверителните интервали се приема ниво на достоверност 95%, следователно $\alpha = 0,05$. За извеждането на числовите стойности на долния $\underline{F}(t)$ и на горния $\bar{F}(t)$ доверителен интервал се използва изразът (4.7). Получените резултати са представени в Табл. 4.1.

Таблица 4.1. Оценки на надеждностни параметри на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане, получени по метода на Каплан - Майер

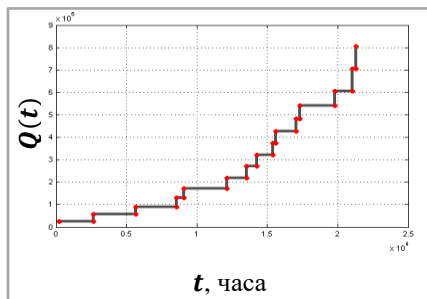
№	T_0 , [час]	N_j	n_j	$P^*(t)$	$Q^*(t)$	σ	95% ниво на достоверност	
							$\bar{F}(t)$	$\underline{F}(t)$
1	240	39	1	0,974359	0,025641	0,025310	0,924752	1,000000
...
15	21288	3	1	0,196689	0,803311	0,113630	0,000000	0,41940

Стъпковата функция на вероятността за безотказна работа $P(t)$ на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане е показана в графичен вид на Фиг. 4.6, а на Фиг. 4.7 – стъпковата функция на вероятността за отказ $Q(t)$.

Нека да се върнем на данните от Табл. 2.3 и Табл. 3.2, отнасящи се до автоматичните апарати за кръвно налягане. Информацията от двете таблици се обобщават и се подреждат във възходящ ред от гледна точка на времената до отказ T_0 и цензурираните времена. Резултати са представени в Табл. 4.2.



Фиг. 4.6. Графика на вероятността за безотказна работа $P(t)$ на полуавтоматичните апарати

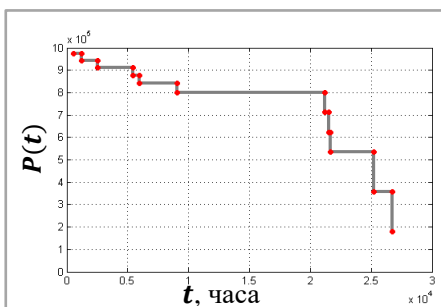


Фиг. 4.7. Графика на вероятността за отказ $Q(t)$ на полуавтоматичните апарати

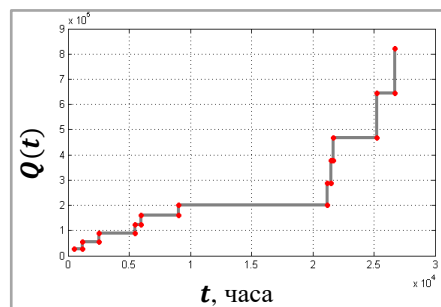
Таблица 4.2. Оценки на надеждностни параметри на автоматичните апарати за кръвно налягане, получени по метода на Каплан-Майер

№	T_0 , [час]	N_j	n_j	$P^*(t)$	$Q^*(t)$	σ	95% ниво на достоверност	
							$\overline{F}(t)$	$\underline{F}(t)$
1	144	35	1	0,971429	0,028571	0,0281603	0,916235	1,000000
...
22	16872	1	1	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000	0,000000

На *Фиг. 4.8* е показана стъпковата функция на вероятността за безотказна работа $P(t)$ на автоматичните апарати за кръвно налягане, а на *Фиг. 4.9* – стъпковата функция на вероятността за отказ $Q(t)$.



Фиг. 4.8. Стъпкова функция на вероятността за безотказна работа $P(t)$ на автоматичните апарати



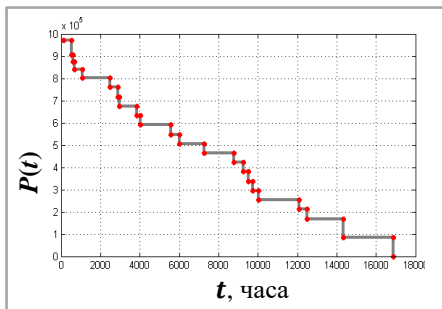
Фиг. 4.9. Стъпкова функция на вероятността за отказ $Q(t)$ на автоматичните апарати

Аналогично на анализирания по-горе извадкови данни, се разглежда и информация, свързана с настъпилите експлоатационни събития по време на работа на механичните апарати за кръвно налягане. Резултатите от получените надеждностни оценки са показани в табличен вид в *Табл. 4.3*.

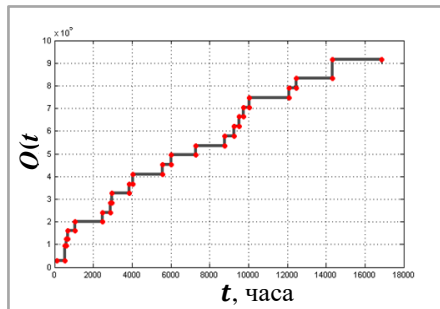
Стъпковата функция на вероятността за безотказна работа $P(t)$ на механичните апарати за кръвно налягане е показана на *Фиг. 4.10* в графичен вид, а на *Фиг. 4.11* – стъпковата функция на вероятността за отказ $Q(t)$.

Таблица 4.3. Оценки на надеждностни параметри на механичните апарати за кръвно налягане, получени по метода на Каплан-Майер

№	T_{0j} [час]	N_j	n_j	$P^*(t)$	$Q^*(t)$	σ	95% ниво на достоверност	
							$\bar{F}(t)$	$F(t)$
1	144	35	1	0,971429	0,028571	0,0281603	0,916235	1,000000
...
22	16872	1	1	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000	0,000000



Фиг. 4.10. Графика на вероятността за безотказна работа $P(t)$ на механичните апарати за кръвно налягане



Фиг. 4.11. Графика на вероятността от отказ $Q(t)$ на механичните апарати за кръвно налягане

Метод на линейна трансформация за разпределение на Вейбул

За графично представяне на оценките на $F^*(t)$ използвам моделът на Вейбул. При нанасяне върху линейната координатна система трябва да се извършат преизчисления съобразно израз (4.9). Процедурата се състои в преобразуване на изказа на кумулативната функция на разпределение, така че функцията на $F^*(t)$ да е линейно уравнение на функцията на t

$$\gamma = \ln(t)$$

$$\nu = \ln \left[\ln \left(\frac{1}{R(t)} \right) \right] = \ln \left[\ln \left(\frac{1}{1 - F(t)} \right) \right], \quad (4.9)$$

Числовите стойности за долния $\underline{\gamma}(t)$ и горния $\bar{\gamma}(t)$ доверителни интервала се изчисляват чрез изказа

$$\underline{\gamma}(t) = \ln \left[\ln \left(\frac{1}{\underline{F}(t)} \right) \right], \quad \bar{\gamma}(t) = \ln \left[\ln \left(\frac{1}{\bar{F}(t)} \right) \right], \quad (4.10)$$

Нека се върнем на *Табл. 4.1*, отразяваща оценките на надеждностните показатели на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане, получени по метода на Каплан-Майер. Стойностите на линеаризираните оценки, отнасящи се до времената до отказ γ и до вероятността за безотказна работа ν , се изчисляват чрез израз (4.9). Оценките за долния $\underline{\gamma}(t)$ и горния $\bar{\gamma}(t)$ доверителни интервала, валидни за вероятностното разпределение на

Вейбул, са получени от числовите стойности на доверителните интервали $\underline{F}(t)$ и $\overline{F}(t)$ от Табл. 4.1 чрез прилагането на израз (4.10). Получените нови данни са представени в табличен вид в Табл. 4.4.

Таблица 4.4. Оценки на надеждностни параметри на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане, получени по метода на линейна трансформация

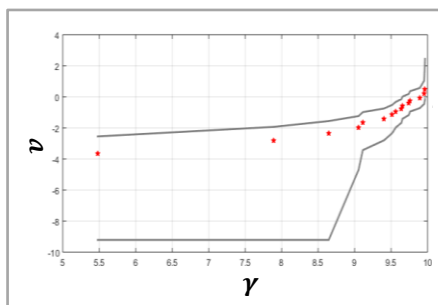
№	T_0 , [час]	$P^*(t)$	$Q^*(t)$	γ	ν	95% ниво на достоверност	
						$\underline{\gamma}(t)$	$\overline{\gamma}(t)$
1	240	0,974359	0,025641	5,480639	-3,65060	-2,54811	-11,51292
...
15	21288	0,196689	0,803311	9,965899	0,48620	2,44347	-0,14049

Данните, получени от Табл. 4.4, са нанесени на специална мащабирана Вейбулова координатна система, показана на Фиг. 4.12. От графиката се вижда, че данните са заключени в областта на доверителния интервал. Следователно може да се приеме, че поведението на изследваните надеждностни данни е с вероятностното Вейбулово разпределение.

Аналогично на по-горе описания подход се изчисляват и линеализираните оценки, касаещи автоматичните и механичните апарати за кръвно налягане. Резултатите са нанесени съответно на Табл. 4.5 и Табл. 4.6. Новите данни са нанесени на специално мащабирана Вейбулова координатна система. Резултатите от процедурата на линейна трансформация за разпределение на Вейбул на изследваните медицински изделия са показани на Фиг. 4.13 и Фиг. 4.14. Данните и от двете графики са разположени в областта на доверителния интервал. Очевидно, може да се твърди, че законът за разпределение, описващ поведението на надеждностните данни, е Вейбулов.

Таблица 4.5. Оценки на надеждностни параметри на автоматичните апарати за кръвно налягане, получени по метода на линейна трансформация

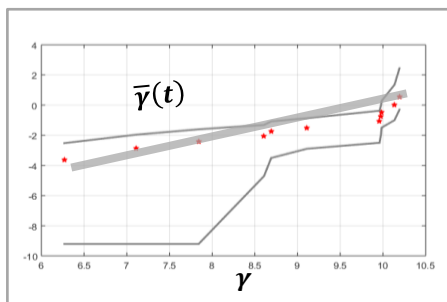
№	T_0 , [час]	$P^*(t)$	$Q^*(t)$	γ	ν	95% ниво на достоверност	
						$\underline{\gamma}(t)$	$\overline{\gamma}(t)$
1	528	0,973684	0,026316	6,269096	-3,62427	-2,52131	-9,21029
...
11	26736	0,177997	0,822003	10,19377	0,54580	2,44347	-0,29857



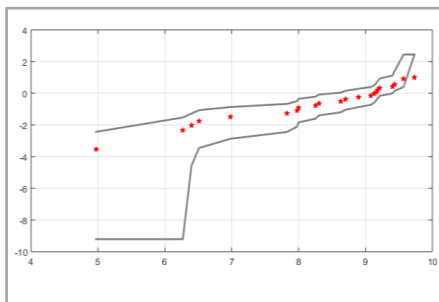
Фиг. 4.12. Линейна трансформация за намиране на Вейбулово разпределение на полуавтоматичните апарати

Таблица 4.6. Оценки на надеждности параметри на механичните апарати за кръвно налягане, получени по метода на линейна трансформация

№	T_0 , [час]	$P^*(t)$	$Q^*(t)$	γ	ν	95% ниво на достоверност	
						$\underline{\gamma}(t)$	$\bar{\gamma}(t)$
1	144	0,971429	0,028571	4,969813	-3,540905	-2,43632	-9,21029
...
22	16872	0,000000	1,000000	9,733411	1.000000	2,44359	2,44347



Фиг. 4.13. Линейна трансформация на автоматичните апарати



Фиг. 4.14. Линейна трансформация на механичните апарати

Параметричен Бейсовски подход за получаване на надеждности оценки посредством Вейбулово разпределение

В тази глава е разгледан още един метод за конструиране на точкови оценки в статистиката. Той се основава на изследване и анализиране на надеждности данни чрез параметрично емпирично Бейсовско оценяване, свързано с Вейбулово разпределение. По този начин се разработва и оптимизира алгоритъм на стохастични математически модели, в които се включват данните за поддръжка и ремонт на изделията.

Нека да се върнем отново на данните t_1, t_2, \dots, t от случайната извадка, разгледана по-горе. За целите на Бейсовската процедура е необходимо предварително да се определи разпределението на неизвестния параметър θ . Конюнгираната априорна стойност на θ се формализира във вид на априорно разпределение, като се използва дупараметричното Вейбулово разпределение с функция на вероятностната плътност

$$f(t | \beta, \theta) = \begin{cases} \frac{\beta}{\theta^\beta} t^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t}{\theta}\right)^\beta} & \text{където } t > 0 \\ 0 & \text{в останалите случаи} \end{cases}, \quad (4.11)$$

където β и θ са съответно параметърът на формата и мащабният параметър.

Като функция на параметъра θ , израз (4.15) е пропорционален на обратно Гама разпределение с хиперпараметри $a, b > 0$

$$\pi(\theta | a, b) = \begin{cases} \frac{b^{a-1} \cdot e^{-\frac{b}{\theta^\beta}}}{\Gamma(a-1) \cdot \theta^{a \cdot \beta}} & \text{където } \theta > 0 \\ 0 & \text{в останалите случаи} \end{cases}, \quad (4.16)$$

Използвайки свойството за конюнгираност, апостериорното разпределение се явява нормално разпределение

$$\pi(\theta | \text{нови данни}, a, b) = N(\theta | \mu', \sigma'), \quad (4.17)$$

$$N(\theta | \mu', \sigma') = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma'^2}} \cdot e^{-\frac{1}{2\sigma'^2}(\theta - \mu')^2} & \text{където } \theta > 0 \\ 0 & \text{в останалите случаи} \end{cases}, \quad (4.18)$$

с актуализирани хиперпараметри

$$\mu' = \frac{b}{a-1} \text{ и } \sigma' = \frac{b}{(a-1)(a-2)}, \quad a > 2, \quad (4.19)$$

където a' и b' са актуализираните хиперпараметри на обратното Гама разпределение

$$a' = a + n, \quad b' = b + \sum_{i=1}^n t_i^\beta, \quad (4.20)$$

n е броят на отказите, а t_i е i -тото време до отказ от пълните данни.

Оценяване на параметъра на формата β на Вейбуловото разпределение

Когато са налице пълните и множеството от цензурирани данни, оценката на параметъра на формата се извежда чрез диаграмен метод и чрез метода на най-малките квадрати. След логаритмуване на изразът за кумулативната функция на Вейбуловото разпределение

$$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{\theta}\right)^\beta}, \quad (4.23)$$

се получава линейното представяне на кумулативната функция

$$\begin{aligned} \ln[-\ln(1 - F(t))] &= \beta \cdot \ln(t) - b \cdot \ln(\theta) \\ \ln(t) &= \frac{1}{\beta} \cdot \ln[-\ln(1 - F(t))] + \ln(\theta) \end{aligned}, \quad (4.24)$$

Последният израз може да се запише като линейно уравнение

$$\bar{Y} = \hat{B} \cdot \bar{X} + \hat{A}, \quad (4.25)$$

където

$$\bar{Y} = \ln(t_i) \quad \text{и} \quad \bar{X} = \ln[-\ln(1 - F(t))], \quad (4.26)$$

са променливите, а коефициентите \hat{A} и \hat{B} са

$$\hat{B} = \frac{1}{\beta}, \quad \hat{A} = \ln(\theta). \quad (4.27)$$

Стойностите на коефициентите \hat{A} и \hat{B} могат да се изчислят с помощта на метода на най-малките квадрати, т.е.

$$\hat{B} = \frac{\sum_{i=1}^l X_i \cdot Y_i - \frac{\sum_{i=1}^l X_i \cdot \sum_{i=1}^l Y_i}{n}}{\sum_{i=1}^l X_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^l X_i\right)^2}{n}}, \quad (4.28)$$

$$\hat{A} = \bar{Y} - \hat{B} \cdot \bar{X}$$

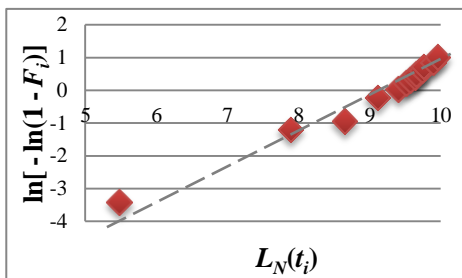
Корелационният коефициент r се изчислява както следва

$$r = \frac{1}{\sqrt{\sum_{i=1}^l X_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^l X_i\right)^2}{n}}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^l X_i \cdot Y_i - \frac{\sum_{i=1}^l X_i \cdot \sum_{i=1}^l Y_i}{n}}{\sqrt{\sum_{i=1}^l Y_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^l Y_i\right)^2}{n}}}, \quad (4.30)$$

На Табл. 2.2 е представена информация за събитията, настъпили по време на експлоатация на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане. Данните от таблицата са нанесени в Табл. 4.6, като са разделени на две групи: пълни данни ($l=13$) и дясно цензурирани данни ($m=17$). Времената, през които не се наблюдава отказ, представляват цензурирани данни и са обозначени с „+“. За оценяването на статистическата стойност на $F_i(t_i)$ е използван методът на Хърд-Джонсън. Получените резултати са нанесени в Табл. 4.6.

Кумулативната функция \hat{F}_i^* на Вейбуловото разпределение е показана на Фиг. 4.15. От нея ясно се вижда, че статистическият набор от данни е правилно апроксимиран с права линия, което потвърждава адекватността на прилагания Вейбулов закон.

На базата на получените резултати от Табл. 4.7 и чрез израз (4.28) са изчислени стойностите на коефициентите \hat{A} и \hat{B} . От израз (4.27) се оценява параметърът на формата β , а чрез (4.30) – корелационният коефициент r и коефициентът на определеност r^2 . Числовите стойности на параметрите са нанесени в табличен вид на Табл. 4.8.



Фиг. 4.15. Вейбулова графика на кумулативната функция от наблюдаваните данни на полуавтоматичните апарати

Таблица 4.7. Оценяване на надеждностните параметри по метода на Хърд - Джонсън за набор от точни и дясно цензурирани данни на полуавтоматичните апарати за кръвно налягане

№2	Време до отказ t_i , час	r_i	$\frac{r_i}{r_i + 1}$	\hat{R}_i^*	\hat{F}_i^*	$X_i = \ln. [-\ln(1 - \hat{F}_i^*)]$	$Y_i = \ln t_i$	X_i^2	$X_i \cdot Y_i$	Y_i^2	
1	240		30	0,9677	0,9677	0,0323	-3,4176	5,4806	11,6802	-18,7310	30,0374
...
30	22824	+	1	—	—	—	—	—	—	—	—

Таблица 4.8. Оценяване на надеждностните параметри за трите вида изследвани медицински изделия

	\hat{A}	\hat{B}	β	r	r^2
ПАКН	9,1893	1,0148	0,9854	0,9883	0,9762
ААКН	8,7932	1,4404	0,6942	0,9910	0,9820
МАКН	8,1972	1,1930	0,8382	0,9685	0,9379

Коефициентът на определеност е $r^2 = 0,9762$, което означава, че получената оценка за β е в допустимите граници.

На Табл. 2.3 е описана информация за събитията, настъпили по време на експлоатация на автоматичните апарати за кръвно налягане. Резултатите, получени по метода на Хърд-Джонсън, са нанесени в Табл. 4.9 и са разделени на две групи: пълни данни ($l = 17$) и дясно цензурирани данни ($m = 10$). Числовите стойности на параметрите \hat{A} , \hat{B} , β , r и r^2 са нанесени в табличен вид на Табл. 4.8.

За оценяване на параметрите на механичните апарати за кръвно налягане, се използва информацията от Табл. 2.4. Новите данни са нанесени в Табл. 4.10 и отново са разделени на две групи, както следва: пълни данни ($l = 17$) и дясно цензурирани данни ($m = 10$). Оценкаите, получени чрез метода на Хърд-Джонсън, са представени в Табл. 4.10.

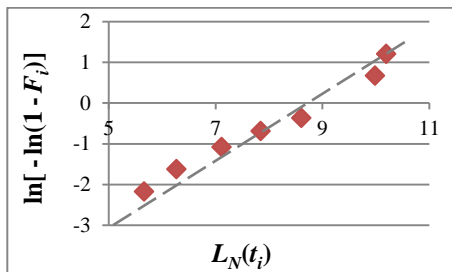
Кумулативната функция \hat{F}_i^* на Вейбуловото разпределение е показана на Фиг. 4.17 и на Фиг. 4.18. От графиките ясно се вижда, че статистическият набор от данни е правилно апроксимиран с права линия, което потвърждава адекватността на прилагания Вейбулов закон.

Таблица 4.9. Оценяване на надеждностните параметри по метода на Хърд - Джонсън за набор от точни и дясно цензурирани данни на автоматичните апарати за кръвно налягане

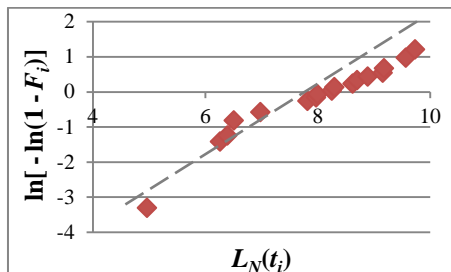
№2	Време до отказ t_i , час	r_i	$\frac{r_i}{r_i + 1}$	\hat{R}_i^*	\hat{F}_i^*	$X_i = \ln. [-\ln(1 - \hat{F}_i^*)]$	$Y_i = \ln t_i$	X_i^2	$X_i \cdot Y_i$	Y_i^2	
1	144	+	27	—	—	—	—	—	—	—	
...	
27	26736		1	0,5000	0,0357	0,9643	1,2036	10,1938	1,4487	12,2696	103,9129

Таблица 4.10. Оценяване на надеждностните параметри по метода на Хърд - Джонсън за набор от точни и дясно цензурирани данни на механичните апарати за кръвно налягане

№	Време до отказ t_i , час	r_i	$\frac{r_i}{r_i + 1}$	\hat{R}_i^*	\hat{F}_i^*	$X_i = \ln. [-\ln(1 - \hat{F}_i^*)]$	$Y_i = \ln t_i$	X_i^2	$X_i \cdot Y_i$	Y_i^2
1	144	27	0,9643	0,9643	0,0357	-3,3141	4,9698	10,9831	-16,4703	24,6990
...
27	16872	1	0,5000	0,0357	0,9643	1,2036	9,7334	0,4487	11,7155	94,7393



Фиг. 4.16. Вейбулова графика на кумулативната функция от наблюдаваните данни на автоматичните апарати за кръвно налягане



Фиг. 4.17. Вейбулова графика на кумулативната функция от наблюдаваните данни на механичните апарати за кръвно налягане

Оценяване на хиперпараметрите на обратното Гама разпределение

Времената до отказ от пълните данни са взети като статистическа информация относно параметъра θ . Оценката за този параметър се изчислява чрез прилагане на методът на моментите, както следва

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i^\beta \quad \text{и} \quad \nu = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (t_i^\beta - \mu)^2, \quad (4.25)$$

където μ и ν са средната аритметична величина и вариацията, изчислени от вектора $t = \{t_1, t_2, \dots, t_n\}$ на наблюдаваните пълни статистически данни.

Чрез прилагане на Гаусово приближение към моментите на обратното Гама разпределение се намират числовите стойности на параметъра на формата a и мащабния параметър b на обратното Гама разпределение

$$a = \frac{\mu^2}{\nu} + 2 \quad \text{и} \quad b = \mu \left(\frac{\mu^2}{\nu} + 1 \right). \quad (4.25)$$

Получените резултати, валидни за трите вида изследвани медицински изделия, са нанесени в Табл. 4.11.

Таблица 4.11. Оценяване на хиперпараметрите на обратното Гама разпределение на изследваните медицински изделия

	μ	ν	a	b
ПАКН	10957,18	30917351	5,88	53506,61
ААКН	442,93	218843	2,90	840,00
МАКН	1230,61	1032656	3,47	3035,30

Оценяване на апостериорното разпределение на параметъра θ

След като априорните хиперпараметри на обратното Гама разпределение са оценени, може да се пристъпи към изчисляване числовите стойности на апостериорните актуализирани хиперпараметри a' и b' :

$$a' = a + n \quad \text{и} \quad b' = b + \sum_{i=1}^n t_i^\beta. \quad (4.25)$$

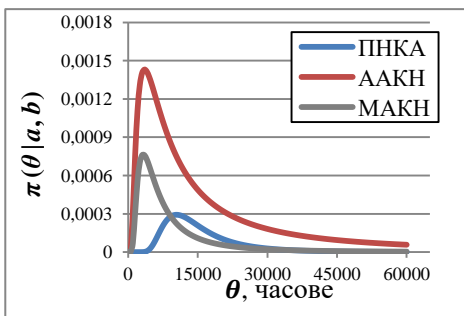
където n е броят на отказалите изделия, а t_i^β е пълното време до отказ по отношение на апостериорните статистически данни.

Следователно, числените стойности на хиперпараметрите μ' и σ' на постериорното нормално разпределение са:

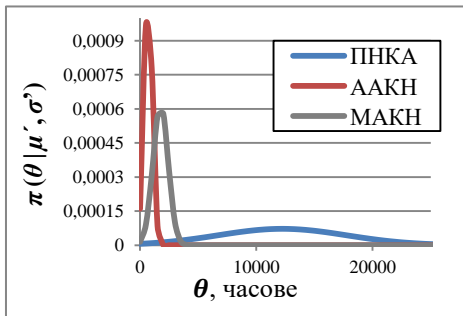
$$\mu' = \frac{b'}{a' - 1} \quad \text{и} \quad \sigma' = \sqrt{\frac{b'^2}{(a' - 1)^2 (a' - 2)}}. \quad (4.25)$$

За целите на Бейсовското оценяване, информацията от изследваните медицински изделия е представена като априорни и апостериорни данни. От апостериорните данни, чрез прилагане на израз (4.32) се определят новите хиперпараметри a' и b' на обратното Гама разпределение за трите вида медицински изделия. С помощта на израз (4.33) се намират числовите стойности на хиперпараметрите μ' и σ' на нормалното разпределение. Получените резултати, валидни за трите вида изследвани медицински изделия, са нанесени в Табл. 4.11.

На Фиг. 4.14 са показани в графичен вид априорните обратни Гама разпределения на мащабния параметър θ с максимална стойност $\theta = 60000$ часа на трите вида апарата за кръвно налягане. Замествайки стойностите на хиперпараметрите от израз (4.18) се получават апостериорните нормални разпределения, представени на Фиг. 4.19, като максимумът е $\theta = 25000$ часа.



Фиг. 4.18. Априорно обратни Гама разпределение на мащабния параметър θ



Фиг. 4.19. Апостериорно нормално разпределение на мащабния параметър θ

Таблица 4.11. Оценяване на хиперпараметрите на обратното Гама разпределение на изследваните медицински изделия

	a'	b'	μ'	σ'
ПАКН	6,88	71910,28	12222,89	5531,20
ААКН	5,90	3413,40	697,11	353,16
МАКН	9,47	14962,41	1767,25	646,75

НАУЧНА НОВОСТ И ХАРАКТЕР НА ПРИНОСИТЕ

Дисертационният труд е посветен на един от най-значимите и актуални проблеми в теорията на надеждността – осигуряване на висока надеждност на електронните апаратури. Рационалното им решаване е от съществено значение и е пряко свързано с изследването и анализа на експлоатационната надеждност на електронните изделия.

Научните приноси

1. Анализирана е възможността за създаване и прилагане на нови надеждностни показатели с дименсия време. Изведен е аналитичен израз, характеризиращ продължителността на дейностите по възстановяване работоспособността на изделието. Въз основа на новите количествени показатели, е изследвана и оценена надеждността на изделията, което дава възможност да се потърсят способности за нейното повишаване.

Приносите с научно-приложен характер

2. За целите на надеждностния анализ, е създаден Марковски модел посредством структурна схема по надеждност и е съставена система от линейни диференциални уравнения, описваща техническото състояние на изследваните медицински изделия.
3. Предвид спецификата на изследвания обект и на събраните сервизни данни, е избран и приложен метод на максималното правдоподобие, чрез който се анализира и оценява надеждността на трите групи изследвани медицински изделия.
4. Анализирани са и е приложен емпиричен Бейсовски подход. Чрез него, с помощта на Гама разпределение, са получени надеждностни оценки, които могат да се актуализират във всеки един момент от времето, в който постъпи нов пакет от експлоатационни данни. Представена е прогнозираща функция в графичен вид за бъдещето поведение на априорната и на апостериорната функция на разпределение на потока на отказите.
5. Поради спецификата на данните, чието разпределение е предварително неизвестно и част от информацията за отказите е цензурирана от дясно, е изследвано приложението на метода на Каплан-Майер. В резултат на това са получени непараметрични оценки, касаещи надеждностните показатели на изследваните медицински изделия.
6. Експериментално е приложен методът на линейната трансформация

за Вейбулово разпределение, чрез който се отчита коректно характерът на времената до отказ и на цензурираните времена. Получени са оценки за доверителните интервали, които определят закона на Вейбул като релевантен закон, описващ функцията на разпределение на вероятността за безотказна работа.

7. Анализирано е приложението на емпиричния параметричен Бейсовски подход, чрез който, с помощта на Вейбуловото разпределение, са получени надеждности оценки, отчитащи непълните данни за отказите, възникнали в изследваните медицински изделия. Построени са надеждности графики, описващи експлоатационните характеристики на електронните апаратури.

Приносите с приложен характер

8. В дисертацията е събрана, обработена и анализирана информация за настъпили откази, въз основата на която са получени реални надеждности оценки за вероятността за безотказна работа и графики, описващи експлоатационните характеристики и поведение на трите групи изследвани медицински изделия.

ПУБЛИКАЦИИ ПО ТЕМАТА НА ДИСЕРТАЦИОННИЯ ТРУД

1. Georgiev, A., Nikolov, N., Papanchev, T., **Garipova, J.**, and Zlatev, D., "Overview of scientific researches related to practical aspects of electronic items operations reliability", XII International Conference "Strategy of Quality Industry and Education", Varna, Bulgaria, 2016, pp. 526-532. ISBN 978-966-2752-71-7.
2. **Garipova, J.**, Georgiev, A., Papanchev, T., Nikolov, N., and Zlatev, D., "Operational reliability assessment of systems containing electronic elements", II International Scientific Conference "Intelligent Information Technologies for Industry" – ИТИ 2017, Varna, Bulgaria, September, 2017, pp. 340-348. ISBN 978-3-319-68323-2.
3. **Garipova, J.**, "Research and comparative analysis of the operational reliability of items for medical purpose", Hi Tech Journal, Vol.1, No 1 (2017), HiTechAgency, pp. 40-47. ISSN 2534-9996.
4. **Garipova, J.**, Papanchev, T., and Georgiev, A., "New time indices for the operational reliability assessment regarding electronic items", XVII Conference on Electrical Machines, Drives and Power Systems – ELMA 2021, Sofia, Bulgaria, July 2021. ISBN 978-1-6654-3582-6.
5. **Garipova, J.**, Georgieva, P., and Georgiev, A., "Empirical Bayesian estimates of operational reliability related to electronic items for medical purpose", Conference: Physics – Eternally Young Science, Kamchia, Bulgaria, October 2017, pp. 321-333. ISSN 1313-8235.
6. **Garipova, J.**, Georgiev, A., and Papanchev, T., "E-Bayesian point estimation and comparative analysis of the operational reliability related to electronic items for medical purpose," XX International Symposium on Electrical Apparatus and Technologies SIELA 2018, June, 2018. Burgas, Bulgaria. ISBN 978-1-5386-3419-6.
7. **Garipova, J.**, Papanchev, T., and Georgiev, A., "Non-parametric approach for

operation reliability assessing related to medical electronic items,” XXIX International Scientific Conference Electronics – ET2020, Sozopol, Bulgaria, September 2020. ISBN 978-1-7281-7427-3.

8. **Garipova, J.**, Georgiev, A., Papanchev, T., and Zlatev, D., “Life data analysis and operational reliability point estimation related to medical electronic items,” XVI Conference on Electrical Machines, Drives and Power System – ELMA 2019, Varna, Bulgaria, June 2019, pp. 681-685. ISBN 978-1-7281-1412-5.

БЛАГОДАРНОСТИ

Бих искала да изкажа специални благодарности на моя научен ръководител проф. д.н. инж. Антон Георгиев за ценните напътствия в процеса на писане на текущата дисертация, както и на цялата оказана помощ за успешното завършване на докторантурата.

Дисертационният труд не би бил възможен и без съдействието на фирмите „Бургас Медика“ ЕООД и „Самоконтрол“ ООД чрез безвъзмездно предоставените данни за експлоатационните характеристики на апарати за кръвно налягане Microlife. Статиите, написани в дисертационния труд, са достигнали до производителите на медицинските електронни уреди и са оценени положително.

Специални благодарности на катедра „Електронна техника и микроелектроника“ за оказаното съдействие и вложеното търпение през периода на моето обучение.

ABSTRACT

Based on the new quantitative indices, the reliability of the electronic items under test is investigated and evaluated. A Markov model is created by means of a reliability block diagram and a linear differential equation system describing the medical devices technical condition. The reliability of the three groups of medical items under test is analyzed and evaluated through the maximum likelihood method and empirical Bayesian approach as well. Using the Gamma distribution, the obtained reliability estimates can be updated at any time when a new package of operational data arrives. Due to the specificity of the data, the probability distribution is unknown in advance and part of the information regarding the occurred failures is right-censored, the application of the Kaplan-Meier method is examined. The method of linear transformation for Weibull distribution is experimentally applied by means of which the nature both of failure times and censored times is correctly taken into account. As a result of the accepted Weibull law for the probability distribution function based on the service data collected, the parametric E-Bayesian approach application to the specific situation is analyzed.

The approaches and algorithms developed in the dissertation are suggested reliability engineers additional tools for research and analysis of electronic items operational reliability.

