МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ НАУКИ И КУЛЬТУРЫ
КЫРГЫЗСКОЙ РЕСПУБЛИКИ

КЫРГЫЗСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ **ТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ им. И. РАЗЗАКОВА**

КАФЕДРА "АВТОМОБИЛЬНЫЙ ТРАНСПОРТ"

ОБРАБОТКА ДАННЫХ ЭКСПЛУАТАЦИОННОЙ НАДЕЖНОСТИ И ДИАГНОСТИКИ ПАРАМЕТРОВ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ АТС

МЕТОДИЧЕСКИЕ УКАЗАНИЯ

к практическим занятиям по курсу "Основы теории надежности и диагностики" для студентов направления 552101 "Эксплуатация транспортных средств" и 552102 "Организация перевозок и управление на транспорте".

БИШКЕК 2012

Составитель КАЛНАЗАРОВ У.А.

Обработка данных эксплуатационной надежности параметров технического состояния АТС: Метод. указания к практическим занятиям по курсу "Основы теории надежности и диагностики" для студентов специальностей "Автомобили и автомобильное хозяйство" и "Организация дорожного движения". Кыргызский Государственный Технический Университет имени И. Раззакова. Сост. Калназаров У.А

. Бишкек, 2007, -36 с.

Табл.10. Ил.14. Библиогр.: 10 назв.

Рецензент кондидат. техн. наук, Акукнов Б.У. .

1. ОБЩИЕ ПОЛОЖЕНИЯ

Исследования в области надежности включают в себя изучение и разработку принципиальных положений и расчетных методов для конструирования автомобилей, а также методов технической эксплуатации. К последним относятся определение периодичностей и объемов работ технического обслуживания, диагностика технического состояния, организация и технология технического обслуживания и ремонта автомобилей.

В теории надежности, особый интерес представляют вероятностные методы определения ресурсов элементов конструкции, метода расчета показателей долговечности изделий по критериям снижения эффективности, выявление показателей процессов восстановления изделия по характеристикам долговечности его элементов, исследования взаимосвязей между законами распределений ресурсов, их параметров и причинами отказов. Важнейшим показателем, характеризующим заданный уровень надежности автомобиля, является его ресурс. Определяется он пробегом до предельного состояния.

В связи с этим возникла необходимость в поиске критерия определения предельного состояния, который был бы обусловлен снижением эффективности и являлся удобным с точки зрения использования в условиях эксплуатации.

Удобство использования определяется возможностью управления процессов, в данном случае процессов изнашивания автомобиля минимальными темпами. Процессов можно управлять, если выполнены, как минимум, три условия, а именно:

а) имеются численные значения критерия нормальности протекания процесса;

б) обеспечено получение систематической информации по этому критерию;

в) имеется возможность воздействовать на протекание процесса в случаях отклонения данных информации от численных значений критерия, характеризующих нормальность процесса.

Повышение надежности автомобилей массовых моделей (снижение расхода запасных частей, трудовых и других затрат и простоев) в конечном итоге направлено на снижение удельных затрат на их изготовление и поддержание в технически исправном состоянии, обеспечивающем движения и требуемую производительность.

В связи с этим под уровнем надежности следует понимать соотношение затрат на изготовление автомобилей и поддержание их в технически исправном состоянии, а определять оптимальный уровень надежности или рациональное повышение уровня, исходя из минимизации суммарных затрат в производстве и эксплуатации, конечно, в их удельном исчислении на единицу пробега.

С учетом общих предпосылок рассмотрим определение понятия надежность и показатели ее характеризующие.

Надежность - свойство автомобиля, агрегата или механизма (в общем случае - изделия) выполнять заданные функции, сохраняя эксплуатационные показатели в установленных пределах в течение требуемого промежутка времени или требуемой наработки (км, час) в данных условиях эксплуатации.

Центральным понятием теории надежности является отказ, надежность изделия обусловливается свойствами безотказности ремонтопригодности и долговечности его частей.

ЭЛЕМЕНТЫ ПАССИВНЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ АВТОТРАНСПОРТНЫХ СРЕДСТВ

Основные цели и подходы научного исследования, сущность пассивного и активного эксперимента

Различают две основные цели научного исследования (рис.1):
1) выяснение механизма научного явления (поиск математических, логических и других моделей);
2) определение оптимальных режимов функционирования объекта, системы (используется, когда известен механизм явления).

Детерминистский подход (ДП) - получение функциональных зависимости между параметрами объекта, при этом исключаются внешние связи и исследуется все внутренние. При этом функциональной зависимостью понимается зависимость вида:

$$y = f(x_i)$$

при которой каждому значению y соответствует одно вполне определенное значение фактора или аргумента x. Изучением таких зависимостей занимается математический анализ.

По результатам наблюдений составляется протокол наблюдений. Допустим, исследователь сделал 10 наблюдений и получил следующие данные:

Вход (x)	8	5	16	20	11	7	2	12	4	19
Выход (y)	25	16	49	61	34	22	7	37	13	58

Анализ этого протокола позволяет установить, что система функционирует в соответствии с уравнением:

$$y = 3x + 1$$

Д о с т о и н с т в а ДП - полученные модели можно распространять на похожие явления, известны внутренние закономерности.

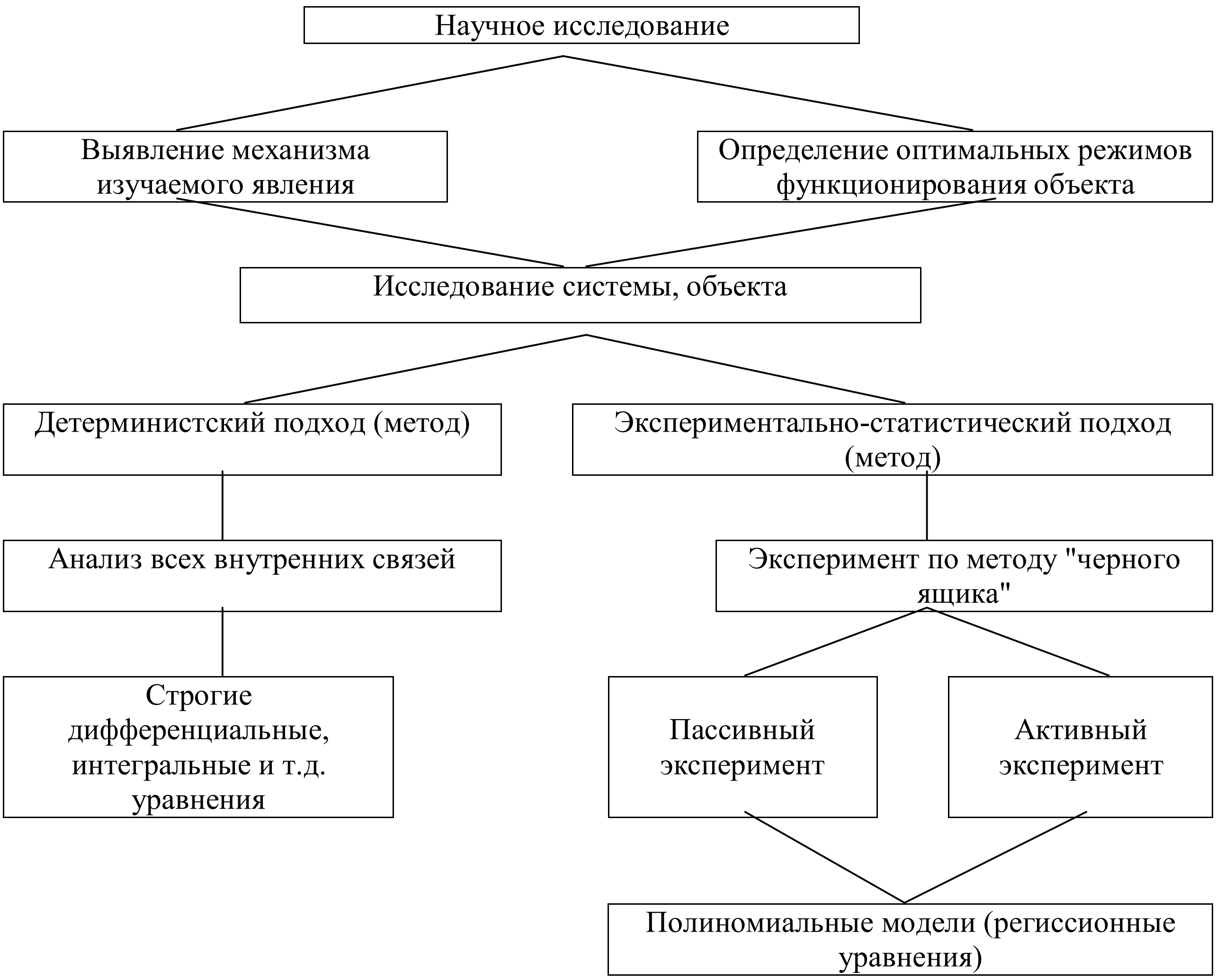

Рис.1. Блок-схема основных целей и подходов научного исследования

Н е д о с т а т к и ДП - данный подход принимается лишь при несущественных допущениях, которые в практике исследования технических систем встречаются достаточно редко.

Экспериментально-статистический подход (ЭСП). При нем одно и то же воздействие на объект исследования приводит к различным результатам, каждый из которых наступает с некоторой вероятностью.

В основе ЭСП лежит эксперимент по методу «черного ящика», идея которого состоит в следующем:

1. исследуемый объект рассматривается как отдельная система окружающего мира, имеющая внешнюю среду;

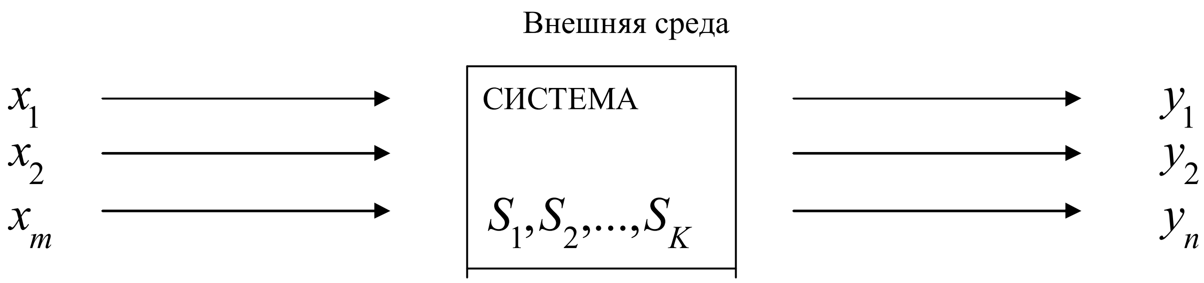

Рис.2. Система и внешняя среда

2) внешняя среда воздействует на систему через входы

$$X = (x_1, x_2, \ldots, x_m);$$

3) система воздействует на внешнюю среду через выходы

$$Y = (y_1, y_2, \ldots, y_n);$$

4) внутренние состояния системы характеризуется параметрами

$$S = (s_1, s_2, \ldots, s_k);$$

К определенному моменту времени t будет иметь место следующая зависимость $Y_t = \int(X_t, S_t)$, т.е. состояния выходов определяются состояниями входов и внутренними состояниями системы. Следует отметить, что часть входных параметров может быть управляемой, а часть будут составлять помехи. Выходные параметры могут быть техническими или экономическими.

В системе, считающейся «черным ящиком», ее структура и внутренние связи скрыты от наблюдателя. Исследователь фиксирует лишь состояния входов и выходов и анализирует наличие связи между ними.

Рассмотрим пример.

Пусть дана система, считающаяся «черным ящиком». Она имеет один вход (x) и один выход (y). Наблюдения за входом и выходом показали следующие результаты:

Вход (x)	1	3	4	6	9	10	12	15	17	18
Выход (y)	3	9	14	21	27	34	35	49	50	53

Анализ результатов наблюдений показывает, что более высокой числовой характеристике входа соответствует большая числовая характеристика выхода. В данном случае y превышает x приблизительно в 3 раза, т.е. имеет место статистическая зависимость.

Математическая обработка полученных результатов (с помощью метода наименьших квадратов) дает следующее уравнение регрессии:

$$Y = 1{,}47 + 2{,}95x$$

Данная зависимость определена для вероятностной системы и является корреляционной зависимостью. Корреляционная зависимость это зависимость, при которой случайному значению аргумента соответствует случайное значение функции. Кроме того, в теории планирования эксперимента встречается регрессионная зависимость, при которой неслучайному значению соответствует случайное значение функции. Если фактические значения аргумента подставить в полученную формулу, то они не будут совпадать. Налицо определенные отклонения (табл. 1).

Таблица 1

Расчетные и фактические состояния выхода

Состояние входа (x_m)	Фактическое состояние выхода (y_n)	Расчетное состояние выхода (y_n^{I})	Отклонение фактических значений от расчетных ($y_n^{\mathrm{I}} - y_n$)
1	3	4,4	-1,4
3	9	10,3	-1,3
4	14	13,3	+0,7
6	21	19,2	+1,8
9	22	28,0	-1,0
10	34	31,0	+3,0
12	35	36,9	-1,9
15	49	45,7	+3,3
17	50	51,6	-1,6
18	53	54,6	-1,6

Таким образом, в результате ЭСП исследуется не сам объект а результаты эксперимента. При этом возможен пассивный и активный эксперимент.

П а с с и в н ы й эксперимент - исследователь не влияет на выход системы.

Достоинства:

- наблюдатель не нарушает хода процесса;
- можно использовать результаты ранее выполненных исследований.

Недостатки:

- требуется достаточно длинный период наблюдений;
- в силу коррелированности факторов затрудняется процедура определения коэффициентов модели;

А к т и в н ы й эксперимент - исследователь вмешивается в ход эксперимента, влияя на входы системы.

Достоинства:

- Сокращается срок проведения эксперимента.

Недостатки:

- требует более детальной подготовки - планирования эксперимента.

ЭСП используется:

- когда неизвестная зависимость;
- нужно найти коэффициенты в модели;
- нужно найти экстремум, не строя модель.

ОБРАБОТКА РЕЗУЛЬТАТОВ ЭКСПЕРИМЕНТА. СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ.

Случайной называют величину, которая при реализации определенного комплекса условий может принимать то или иное значение, но какое именно - неизвестно.

Различают дискретные и непрерывные случайные величины.

Д и с к р е т н ы е случайные величины - это такие величины, которые могут принимать конечное или бесконечное счетное множество значений и которые могут быть определенным образом занумерованы (например, целочисленные величины, количество отказов за время обкатки автомобиля и т.д.).

Н е п р е р ы в н ы е случайные величины - это такие величины, которые могут принимать бесконечное несчетное множество значений в заданных интервалах (например, время безотказной работы автомобиля, его агрегата и т.д.).

ХАРАКТЕРИСТИКИ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН.

1. Закон распределения случайных величин.
2. Числовые характеристики случайных величин.

Закон распределения случайных величин является наиболее полной характеристикой случайных величин. Различают следующие виды законов распределения случайных величин:

1. <u>Ряд распределения</u>, который представляет собой совокупность возможных значений случайных величин и соответствующих им вероятностей. Ряд распределения используется только для дискретных случайных величин.

Ряд распределения задается тремя способами:

- табличный:

x_1	x_2	…	x_n
$P(x_1)$	$P(x_2)$	…	$P(x_n)$

- графический:

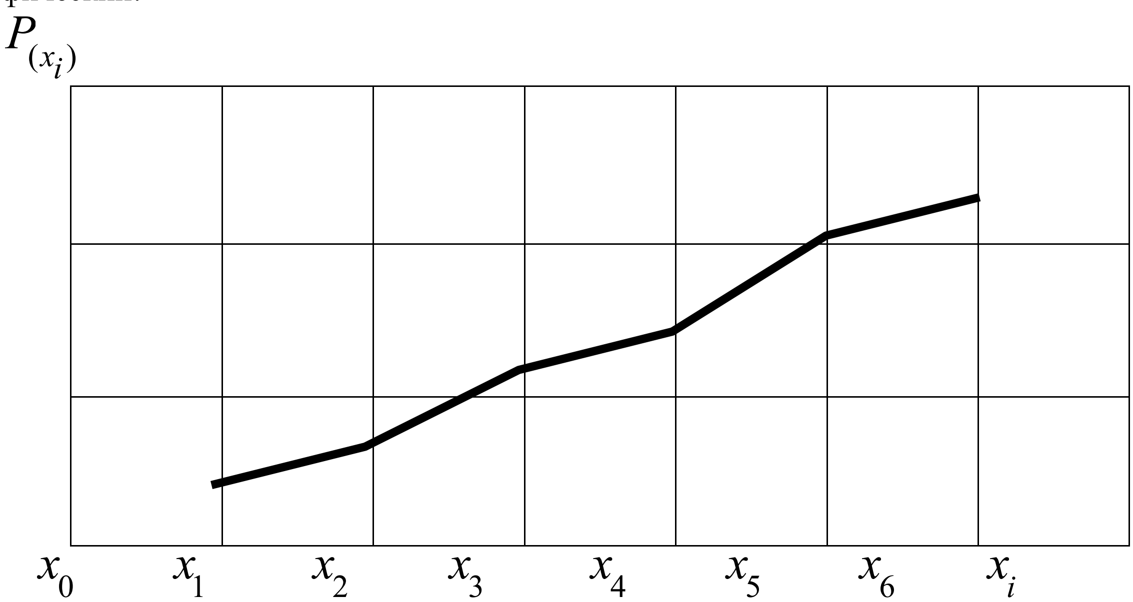

Рис. 3. Графическая интерпретация ряда распределения

- аналитический:

$$P(x_i) = \varphi(x_i)$$

2. <u>Функция распределения</u>, которой называется функция аргумента X, равная вероятности того, что случайная величина примет значение меньшее x, т.е.

$$F(X) = P(X) < (x) = P(-\infty < X < x)$$

$F(X)$ нередко называют интегральной функцией распределения

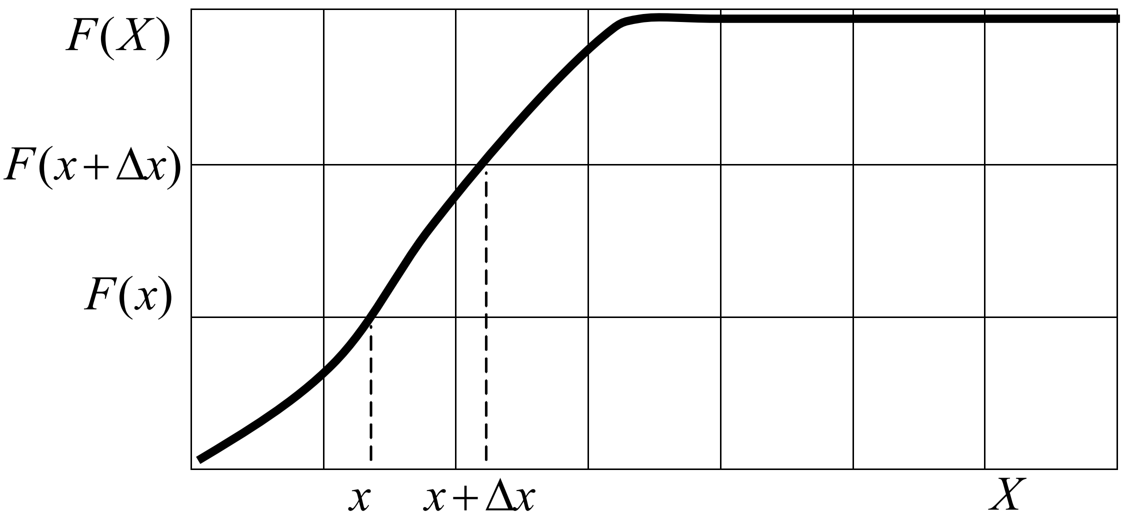

Рис. 4. Графическая интерпретация функции распределения

Интегральная функция $F(X)$ имеет следующие свойства:

1. $F(X)\geq 0$ для всех x.
2. $0\leq F(X)\leq 1$
3. $F(X)$ - неубывающая функция, т.е. $F(x+\Delta x)\geq F(X)$
4. При $x=-\infty$ $F(x)=0$, а при $x=+\infty$ $F(x)=1$
5. Вероятность того, что значение случайная величина X заключено в интервале x и $x+\Delta x$, т.е. $P(x\leq X\leq x+\Delta x)=F(x+\Delta x)-F(x)$

$F(x)$ используется как для дискретной, так и для непрерывной случайной величины.

Для дискретной случайной величины: $F(x_i)=\sum P(x_i)$

3. Плотность распределения - это предел отношения вероятности принятия СВ-значения в малом промежутке к длине промежутка при условии, что этот промежуток стремится к нулю:

$$f(x)=\lim_{\Delta x\to 0}\frac{P(x<X<x+\Delta x)}{\Delta x}=\lim_{\Delta x\to 0}\frac{\Delta F(x)}{\Delta x}$$

или

$$f(x)=\frac{dF(x)}{dx}$$

где $f(x)$ - дифференциальная функция распределения.

Свойства $f(x)$

1. Плотность распределения - неотрицательная функция для всех x_i т.е. $f(x)\geq 0$
2. Площадь, ограниченная кривой плотности распределения и осью абсцисс равна единице:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx=F(\infty)-F(-\infty)=1$$

3. Функция распределения непрерывной случайной величины равна интегралу от плотности распределения на участке от $-\infty$ до x т.е. $F(x)=\int\limits_{-\infty}^{x} f(x)dx$

4. Вероятность того, что случайная величина попадает в интервал между x и $x+\Delta x$, равна относительной площади под кривой $f(x)$ между точками x и $x+\Delta x$ т.е.:

$$P(x \le X < x+\Delta x)=\int\limits_{x}^{x+\Delta x} f(x)dx$$

5. $f(x)$ имеет размерность, обратную размерности случайной величины:

$$[f(x)]=\frac{1}{[x]}=[x^{-1}]$$

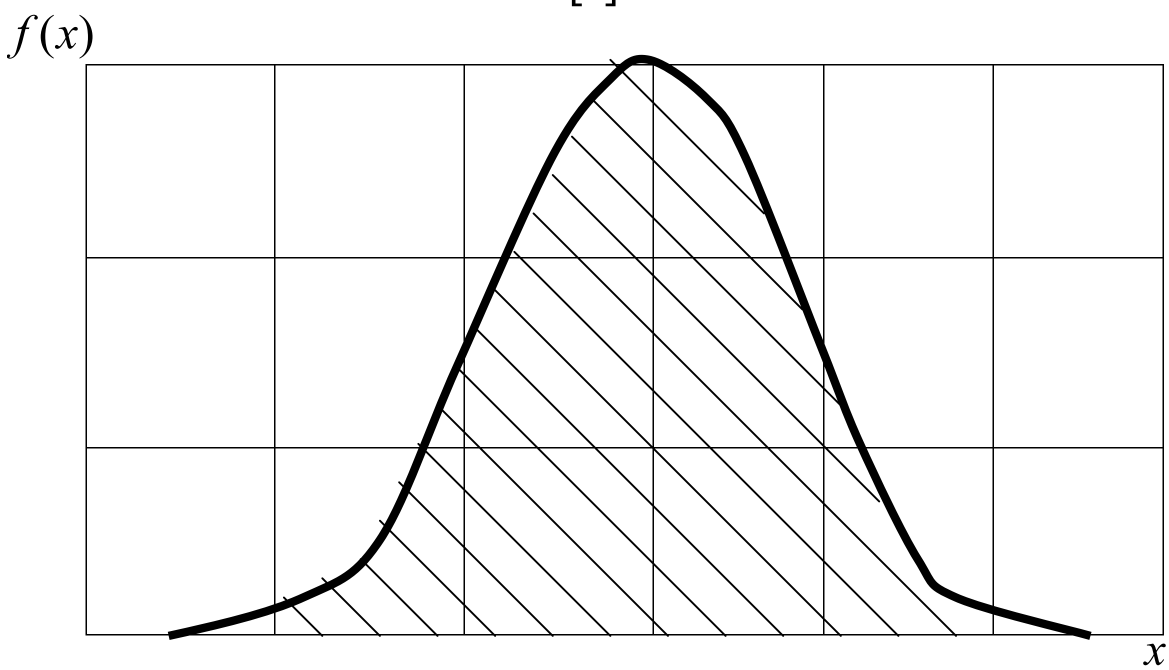

Рис.5. Графическая интерпретация плотности распределения

ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

Различают числовые характеристики положения и рассеивания случайных величин. К характеристикам положения относятся математические ожидания медиана и мода.

Математическое ожидание случайной величины ($\overline{X}$) - это число, относительно которого при неограниченном увеличении числа опытов устойчиво стабилизируется среднее арифметическая значения:

для дискретных случайных величин

$$\overline{X}=\sum_{i=1}^{n} x_i P(x_i)$$

для непрерывных случайных величин

$$\overline{X}=\int\limits_{-\infty}^{+\infty} x f(x)dx$$

Статическое значение математического ожидания определяется следующим образом:

$$X^{*} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{n} x}{n}$$

<u>Модой случайной величины</u> (M_0) называют значение, которому соответствует наибольшая вероятность (для дискретной случайной величины) или наибольшее значение плотности вероятности (для непрерывной случайной величины);

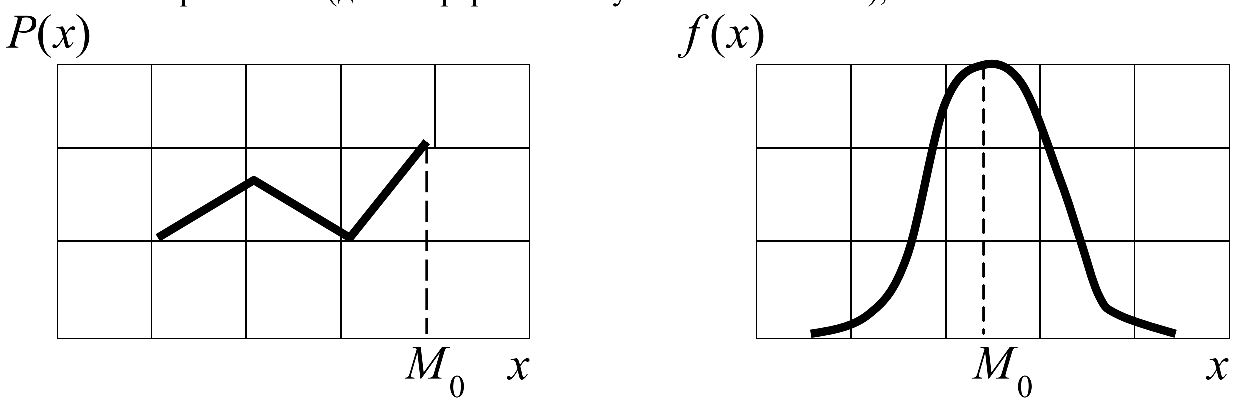

Рис. 6. Графическая интерпретация моды случайной величины.

<u>Медианой случайной величины</u> (M_e) называют такое значение случайной величины, относительно которого равновероятность получить как большее, так и меньшее значения. Медиана делит площадь, ограниченную кривой плотности вероятности и осью абсцисс, пополам.

$$P(X < x^{I}) = P(X > x^{I})$$

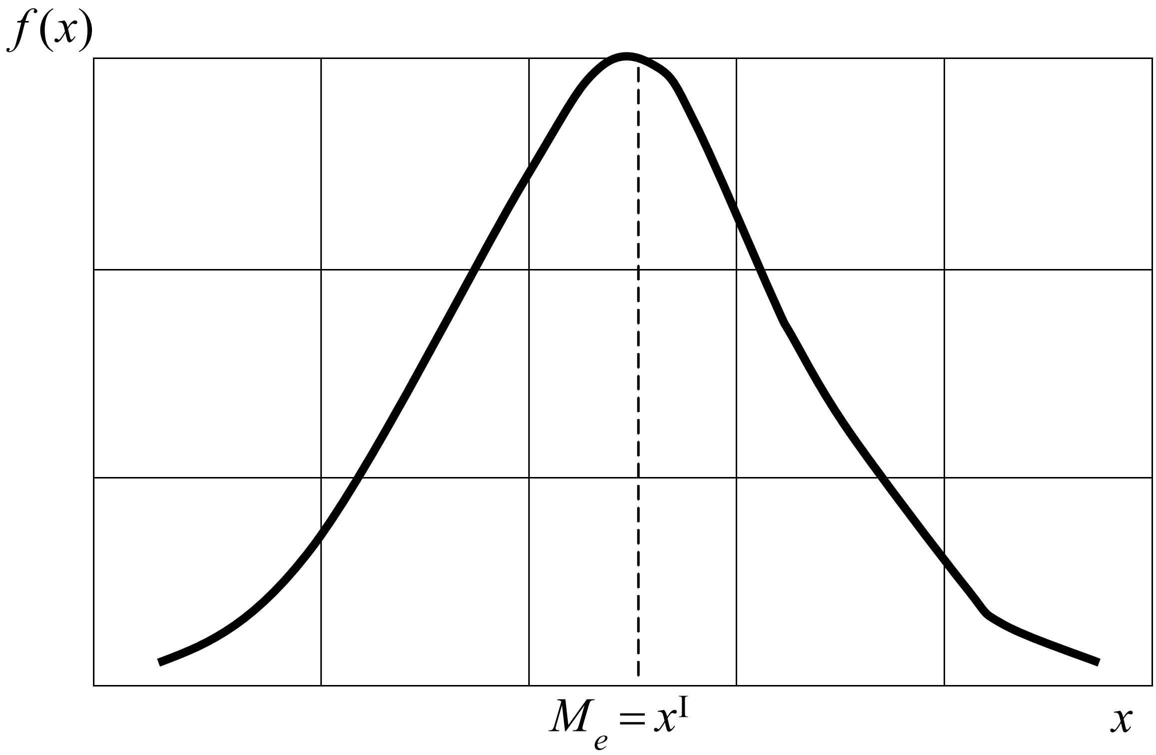

Рис.7. Графическая интерпретация медианы случайной величины

К числовым характеристикам рассеивания случайных величин относят размах, дисперсию, среднее квадратическое отклонение, коэффициенты вариации, асимметрии и эксцесса.

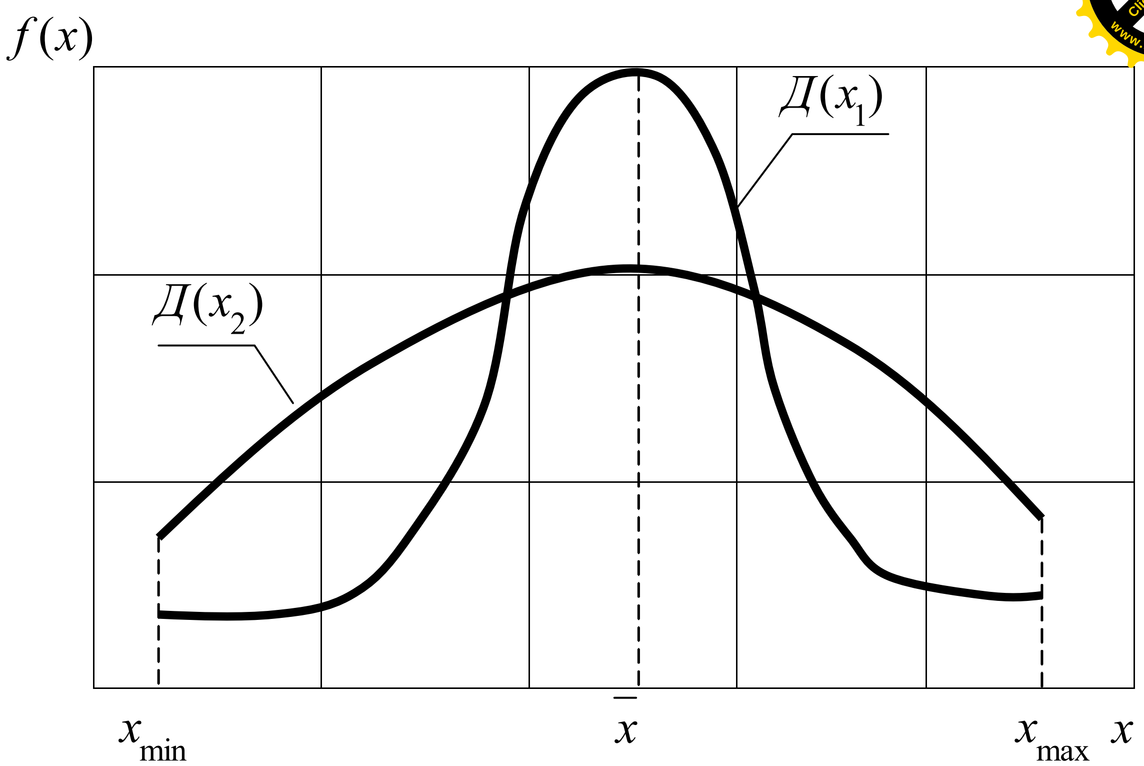

Рис.8. Графическая интерпретация отдельных характеристик рассеивания случайных величин

<u>Размах</u> - представляет собой равность между максимальным и минимальным значениям случайных величин:

$$\Delta x = x_{max} - x_{min}$$

<u>Дисперсия случайных величин</u> представляет собой математическое ожидание квадрата отклонения случайных величин от ее математического ожидания

$$Д(x) = M\left[(x_i - \overline{X})^2\right]$$

Формулы для определения дисперсии имеют вид:

- для дискретных случайных величин

$$Д(x) = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{X})^2 \cdot P(x)$$

- для непрерывных случайных величин

$$Д(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \overline{X})^2 f(x) dx$$

Статистическое значение дисперсии определяется по формуле

$$S^2(x) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{X}^*)^2$$

В силу того, что дисперсия случайных величин имеет разную размерность по сравнению с случайными величинами, то ее использование на практике затруднено. Обычно при расчетах используют среднее квадратическое отклонение, которое представляет собой корень квадратный из дисперсии

$$\sigma(x) = \sqrt{Д(x)}$$

и статистическое значение

$$S(x)=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{X}^*)^2}{n-1}}$$

Коэффициент вариации v представляет собой отношение среднего квадратического отклонения к среднему значению случайных величин

$$v_x=\frac{\sigma(x)}{\overline{X}}$$

и статистическое значение

$$v_x^*=\frac{S(x)}{\overline{X}^*}$$

Коэффициент асимметрии характеризует асимметрию кривой распределения.

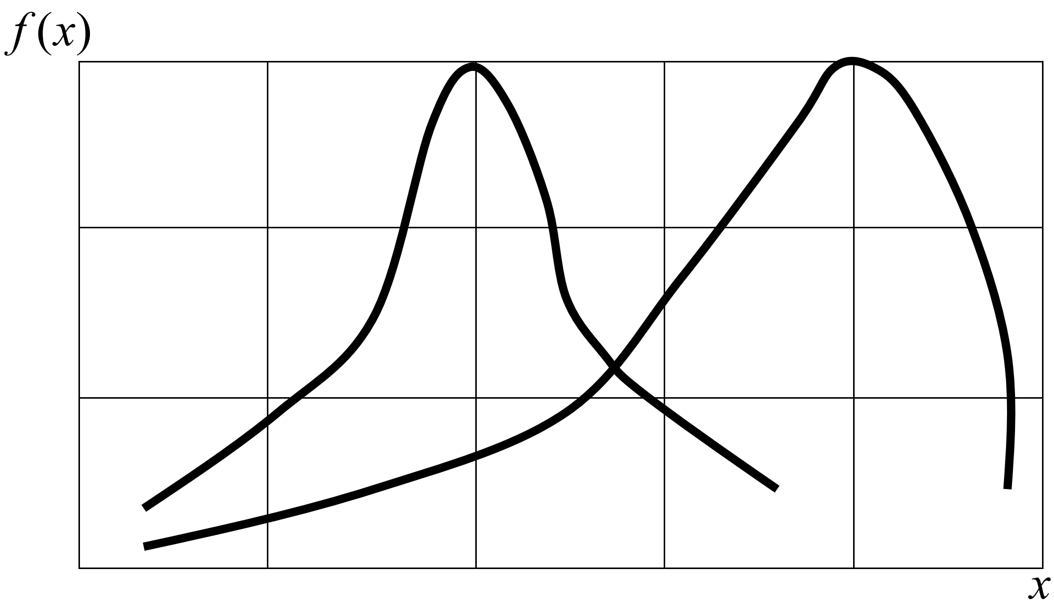

Рис.9. Графическая интерпретация асимметричности распределения случайных величин

Статистическое значение коэффициента асимметрии определяется по формуле

$$A_к=\frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{X}^*)^3}{S^3}$$

Коэффициент эксцессов который является показателем островершинности кривой распределения, характеризует, насколько рассматриваемое распределение отличается от нормального. Статистическая оценка эксцесса определяется по формуле

$$E_к=\frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{X}^*)^4}{S^4}-3$$

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ОБЪЕМА ВЫБОРКИ И ОРГАНИЗАЦИЯ НАБЛЮДЕНИЙ ЗА РАБОТОЙ АВТОМОБИЛЕЙ

Одной из основных задач, решаемых исследователем при проведении пассивного эксперимента, является определение объема выборки n, который устанавливается с учетом двух условий:

- экономичности (объем выборки должен быть минимальным);
- получения достоверных данных об изучаемом явлении.

При этом выборка представляет собой совокупность элементов $x_1, x_2, \ldots, x_n$ взятых случайным образом из генеральной совокупности.

Под генеральной совокупностью следует понимать конечное или бесконечное множество элементов, которое объединены между собой качественным или количественным аргументом.

Объем выборки всегда меньше объема генеральной совокупности, и поэтому получаемые в результате анализа выборочных совокупностей оценки всегда имеют какую-то погрешность. С учетом этой погрешности и определяется этот объем выборки. Кроме того, может быть задан и закон распределения.

Таким образом, методы расчета необходимого объема выборки могут быть:

- непараметрическими (когда вид закона распределения неизвестен);
- параметрическими (когда вид закона распределения известен).

При непараметрическом методе объем выборки определяется по формуле

$$n = \frac{\ln(1-\gamma)}{\ln P(x)}$$

где γ - доверительная вероятность (задается с учетом того, чтобы за наработку x не произошло отказа); $P(x)$ - требуемая вероятность безотказной работы в течение некоторой наработки x.

Так, например, для изучения надежностных характеристик узлов и агрегатов, обеспечивающих безопасность движения автомобиля, объем выборки должен составлять не менее 28.

$$n = \frac{\ln(1-0{,}95)}{\ln 0{,}95} = 28$$

Применение параметрических методов определения объема выборки связано с использованием параметров закона распределения.

Для нормального распределения объем выборки рассчитывается из условия

$$n \geq \frac{t^2 \sigma^2}{\varepsilon^2}$$

где t - обращенное значение функции Лапласа; σ^2 - дисперсия оценки; ε - точность вычисления выборочной средней $(\overline{X})$.

Учитывая точность (ε) может быть выражена через относительную точность (ε_0): $\varepsilon_0 = \varepsilon / \overline{X}$ формулу можно записать следующим образом:

$$n \geq \frac{t^2 \sigma^2}{\varepsilon^2 \overline{X}} \geq \frac{t^2 \nu}{\varepsilon_0^2}$$

где ν - коэффициент вариации.

Таблица 2.

Объем выборки для нормального распределения

		ν	Относительная точность ε_0				
			0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
Обращенное значение функции Лапласа при	$\alpha = 0{,}05$	0,1	3,8	1,0	0,4	0,2	0,15
		0,2	15,4	3,8	1,7	1,0	0,6
		0,3	34,6	8,6	3,8	2,2	1,4
		0,4	61,5	15,4	6,8	3,8	2,5
		0,5	96,0	24,0	10,7	6,0	3,8
	$\alpha = 0{,}01$	0,1	6,6	1,7	0,7	0,4	0,3
		0,2	26,5	6,6	2,9	1,7	1,1
		0,3	59,7	14,9	6,6	3,7	2,4
		0,4	106,0	26,5	11,8	6,6	4,2
		0,5	166,0	41,5	18,4	10,4	6,6

В области техники обычно используют пяти- и однопроцентный уровень значимости, которому соответствуют значения t, равные 1,96 и 2,576.

Для экспоненциального закона распределения объем выборки определяется по формуле

$$n = \frac{\chi^2 x_в}{2\overline{X}}$$

где $\overline{X}$ - среднее значение наработки (ресурса); $x_в$ - верхняя односторонняя доверительная граница: $x_в = \overline{X}(\delta + 1)$; χ^2 - значение распределения ХИ-квадрата для уровня значимости α и числа степеней свободы $2n$ (нормированная величина - берется из таблиц математической статистики); δ - относительная ошибка в определении средней наработки до отказа.

Формулу для определения выборки можно преобразовать

$$n = \frac{\chi^2(\delta + 1)}{2}$$

Например, при уровне значимости α =0,01 и относительной ошибке наблюдений 20 процентов объем выборки n равен

$$n = \frac{29{,}7(0{,}2+1)}{2} = 18$$

Для логарифмически нормального распределения минимальный объем выборки определяется по формуле

$$n = R \cdot \frac{x_\gamma^2}{\delta^2}$$

где x_γ - квантиль нормального распределения (нормируемая величина); γ - односторонняя доверительная вероятность; R - коэффициент, значение которого определяется по формуле

$$R = \ln(v^2+1)\left[1+\frac{\ln(v^2+1)}{2}\right]$$

где v - коэффициент вариации.

Квантилем x_γ называют такое значение случайных величин X, которое удовлетворяет равенству

$$F(x_\gamma) = P(X \le x_\gamma) = 1-\gamma$$

т.е. заданной вероятности γ и известному закону распределения $f(x)$ (рис.10) определяется значение x, соответствующее этой вероятности.

Таблица 3.

Значения квантиля нормального распределения

Квантиль нормального распределения x_γ	Односторонняя доверительная вероятность, γ							
	0,8	0,9	0,95	0,975	0,550	0,995	0,9975	0,999
	0,842	1,282	1,645	1,960	2,326	2,575	2,807	3,090

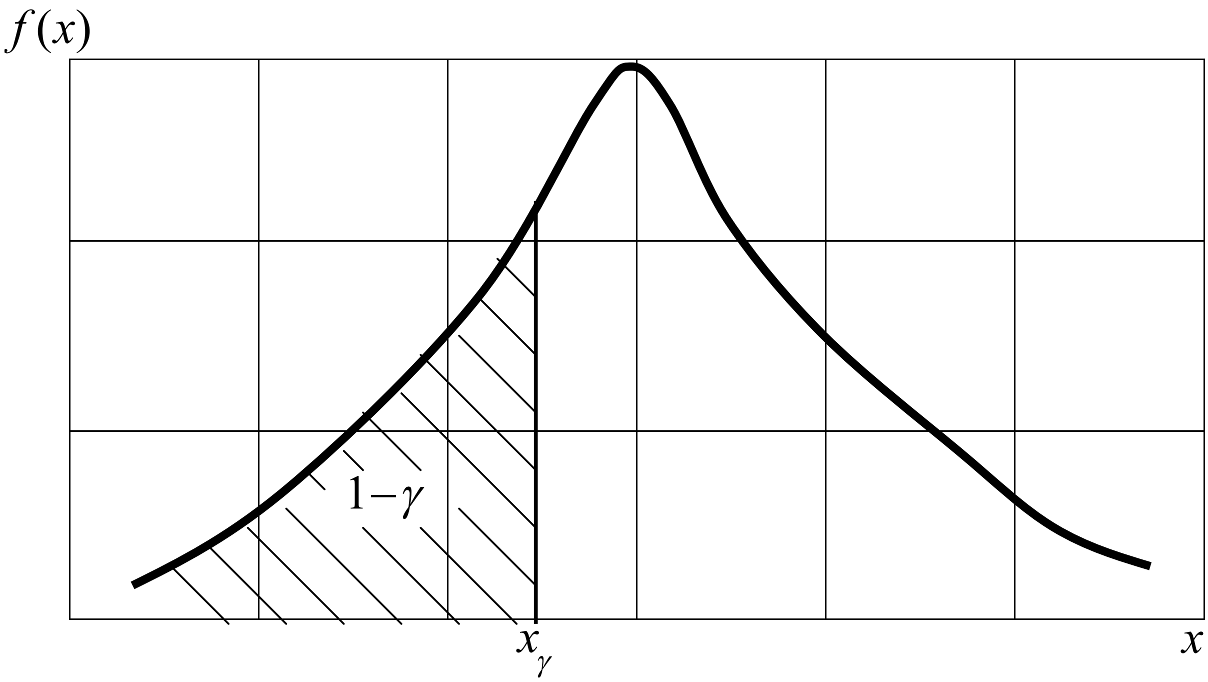

Рис.10. Графическая интерпретация квантиля распределения

Для закона распределения Вейбулла минимальный объем выборки определяется по формуле

$$n = \frac{1}{2}\chi^2(\delta+1)^{в}$$

При организации наблюдений за работой автомобилей на АТП согласно вышеизложенной методике определяется их количество (при исследовании показателей надежности обычно ограничиваются 15-20 автомобилями) и разрабатывается бланк наблюдений, где указываются гаражные номера автомобилей подконтрольной группы и значения измеряемых показателей (факторов) или входов и значения функции отклика или выходов. Кроме того, устанавливается интервал наблюдения.

Под интервалом наблюдения следует понимать промежуток времени между двумя соседними наблюдениями. Как правило, применяется равномерный интервал наблюдений. Величина интервала в часах, сутках, месяцах, годах и т.д. или единицах пробега подвижного состава (км., тыс.км. и т.д.) назначается следователем с учетом обеспечения необходимого объема наблюдения.

Информация о надежности автомобилей может быть получена периодическим опросом водителей, механиков и т.д. или путем обработки соответствующей документации имеющейся на АТП (личная карточка автомобиля, эксплуатационный отчет, журнал учета и движения материальных средств и т.д.), или комбинированно, используя оба способа.

ПОНЯТИЕ ДОВЕРИТЕЛЬНОГО ИНТЕРВАЛА И ДОВЕРИТЕЛЬНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ

При обработке эмпирических данных о надежности автомобилей нередко приходится решать следующую задачу: по некоторым выборочным наблюдениям $x_1, x_2, \ldots, x_n$ и известному закону распределения случайных величин найти неизвестное значение параметра. Решая эту данную задачу, можно предположить, что поскольку мы имеем дело с выборочной совокупностью, то оценка параметра (θ^*) с определенной вероятностью γ будет отличаться от его истинного значения (θ), т.е. с вероятностью γ истинное значение θ будет находиться в интервале $(\theta_н, \theta_в) P(\theta_н < \theta < \theta_в) = \gamma$, где интервал $(\theta_н, \theta_в)$ называется доверительным интервалом, а вероятность γ называется доверительной вероятностью. $\theta_н$ - нижняя доверительная граница. $\theta_в$ - верхняя доверительная граница. Величина обратная γ - называется уровнем значимости α.

Определим границы доверительного интервала для наиболее распространенных при изучении надежности автомобилей в эксплуатации законов распределения.

<u>Для экспоненциального закона распределения:</u>

математическое ожидание

$$\overline{X}_н = \tau_1 \cdot \overline{X}, \qquad \overline{X}_в = \tau_2 \cdot \overline{X}$$

где τ_1 и τ_2 - коэффициенты определяемые по формулам

$$\tau_1 = \frac{4m}{(\sqrt{4m-1} + x_\gamma)^2}; \quad \tau_2 = \frac{4m}{(\sqrt{4m-1} - x_\gamma)^2}$$

где m -суммарное число отказов всех партий подконтрольных автомобилей во время испытаний; x_γ - квантиль нормального распределения.

вероятности безотказной работы

ABBYY PDF Transformer 2.0 Click here to buy www.ABBYY.com

$$P_н = (x) = e^{\frac{x}{\overline{\overline{X}}_н}} = e^{-\lambda в x}; \quad P_в = (x) = e^{-\frac{x}{\overline{\overline{X}}_в}} = e^{-\lambda н x}$$

интенсивности отказов

$$\lambda_н = \overline{\lambda} / \tau_3; \quad \lambda_в = \overline{\lambda} / \tau_4$$

где τ_3 и τ_4 - коэффициенты, определяемые по формулам

$$\tau_3 = \frac{4(m-1)}{(\sqrt{4m-1} - x_\gamma)^2}; \quad \tau_4 = \frac{4(m-1)}{(\sqrt{4m-1} + x_\gamma)^2}$$

Для нормального закона распределения:

математическое ожидание

$$\overline{X}_н = \overline{X} - \frac{t_\gamma \sigma}{\sqrt{n}}; \quad \overline{X}_в = \overline{X} + \frac{t_\gamma \sigma}{\sqrt{n}}$$

где t_γ - квантиль распределения Стьюдента для односторонней доверительной вероятности γ и числа степеней свободы $K = n - 1$;

среднее квадратичное отклонение

$$\sigma_н = Z_н \sigma; \quad \sigma_в = Z_в \sigma$$

где $Z_н, Z_в$ - коэффициенты, определяемые по формулам

$$Z_н = \frac{\sqrt{2K}}{\sqrt{2K-1} + x_i}; \quad Z_в = \frac{\sqrt{2K}}{\sqrt{2K-1} - x_i}$$

где $K = n - 1$ - число степеней свободы.

Для логарифмически нормального закона распределения:

математическое ожидание

$$\overline{Y}_{он} = \overline{Y}_о - t_\gamma \frac{\sigma_\wedge}{\sqrt{n}}; \quad \overline{Y}_{ов} = \overline{Y}_о + t_\gamma \frac{\sigma_\wedge}{\sqrt{n}}$$

среднее квадратичное отклонение

$$\sigma_{\wedge н} = Z_н \sigma; \quad \sigma_{\wedge в} = Z_в \sigma$$

Для распределения Вейбулла:

параметр формы (параметр сдвига известен)

$$в_н = \hat{в} / l_н; \quad в_в = \hat{в} / l_в$$

где значения параметра формы $\hat{в}$ определяют вышеуказанными методами, а значения коэффициентов $l_н$ и $l_в$ берут из таблиц математической статистики. Если $n > 120$, то коэффициенты определяют по формуле

$$l_{н,в} = \pm \sqrt{\frac{1}{n} \cdot 0{,}608 \cdot x_\gamma}$$

ABBYY PDF Transformer 2.0 Click here to buy www.ABBYY.com

параметр масштаба и при известном значении параметра сдвига

$$a_н = \hat{a} \cdot e^{-Z_н/\hat{в}}; \quad a_в = \hat{a} \cdot e^{-Z_в/\hat{в}}$$

Значения коэффициентов $Z_н$ и $Z_в$ определяются по таблицам математической статистики или, если $n > 120$, по формуле

$$Z_{н,в} = \pm x_i \sqrt{\frac{1{,}108}{n}}$$

МЕТОДИКА ПОСТРОЕНИЯ ГИСТОГРАММЫ И ПОЛИГОН РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПО ДАННЫМ НАДЕЖНОСТИ АТС

Нередко при обработке результатов экспериментальных исследований для их наглядности и дальнейшего анализа выстраивать полученные данные в эмпирический ряд. Графическое представление эмпирического ряда по верхним граничным точкам называется п о л и г о н о м, а по серединам интервалов - график-гистограммой.

Для непрерывной случайных величин при $n > 50$ (это случай полных выборок) гистограмма строится следующим образом:

1) результаты наблюдений располагаются в вариационный ряд;
2) определяются максимальное ($x_{\max}$) и минимальное ($x_{\min}$) значения показателей выборки;
3) находится размах (Δx) случайной величины, представляющей собой разность между ее максимальным и минимальным значениями

$$\Delta x = x_{\max} - x_{\min}$$

4) определяются количество интервалов, которое должно стремиться к числу $K = 1 + 3{,}3 \lg n$
5) определяется значение интервала (по формуле Стьюдента)

$$\delta = \frac{\Delta x}{K} = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{1 + 3{,}3 \lg n}$$

6) подсчитывается количество наблюдений (m_j), находящееся в каждом интервале;
7) вычисляются частности попадания наблюдений в каждый интервал

$$P_j^* = \frac{m_j}{n}, \quad j = 1,2,3,\ldots,K$$

Следует помнить, что

$$\sum_{j=1}^{K} P_j^* = 1$$

8) согласно полученным частостям строится полигон или гистограмма (рис.11).

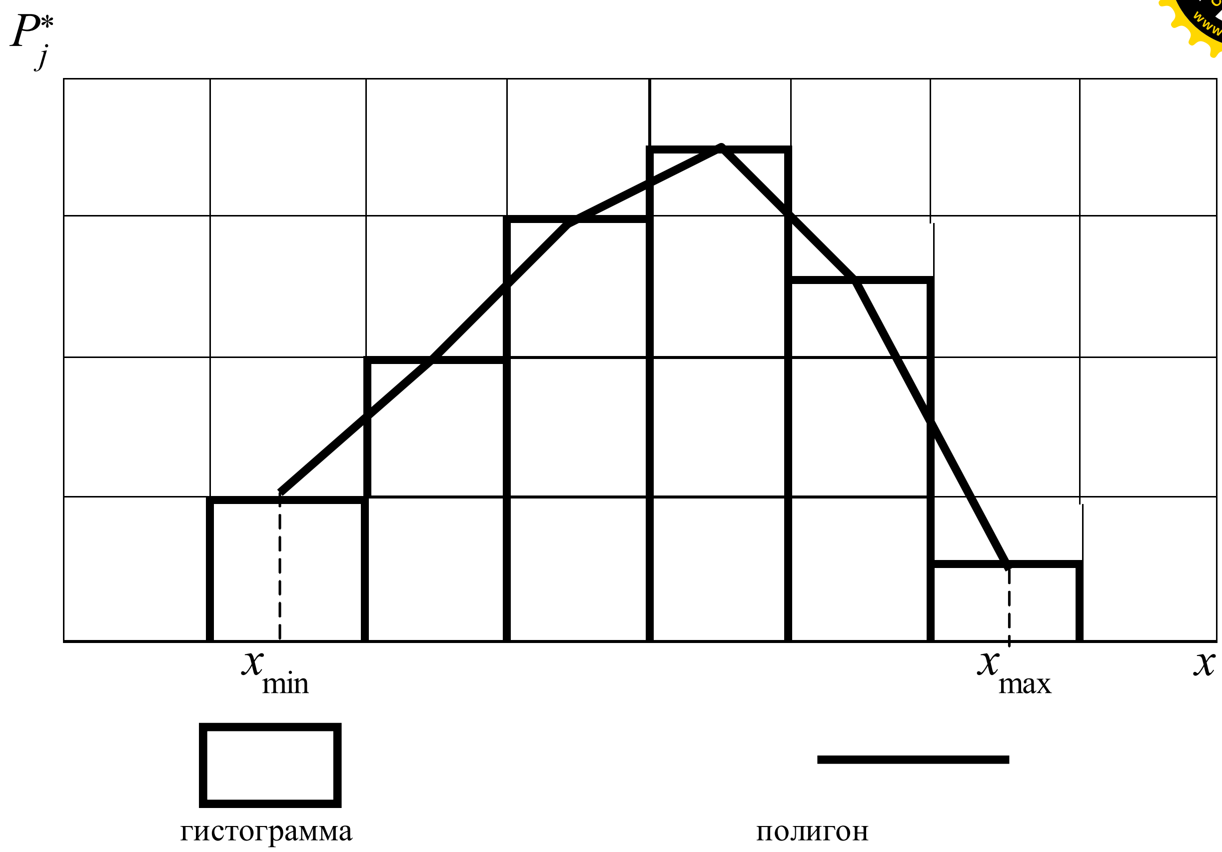

Рис.11. Графическая интерпретация гистограммы и полигона распределения

Рассмотрим пример построения гистограммы.
Даны следующие значения мощности двигателя ГАЗ-2410:

96,5;	97,7;	97,8;	97,6;	97,5;	98,3;	97,5;	98,4;	97,8;
98,0;	97,8;	98,3;	98,5;	97,4;	97,0;	97,0;	98,5;	98,4;
97,5;	97,7;	98,5;	96,8;	97,8;	98,0;	97,0;	98,4;	98,3;
97,7;	97,0;	97,9;	97,6;	96,8;	97,8;	97,9;	98,3;	98,1;
97,4;	97,6;	97,5;	97,7;	97,5;	97,3;	97,7;	97,9;	96,9;
97,2;	97,5;	98,2;	97,8;	98,1;	97,3;	97,3;	97,5;	97,4;
98,3;	96,8;	97,4;	97,4;	97,0;	97,4;	98,7;	96,9;	97,5;

Необходимо определить среднее арифметическое значение мощности, среднеквадратическое отклонение, коэффициент вариации. Построить полигон и гистограмму.

Строим вариационный ряд и определяем максимальное и минимальное значение мощности двигателя K_N.

$$K_N^{max} = 98{,}7 \qquad K_N^{min} = 96{,}5$$

Находим размах $\Delta = K_N^{max} - K_N^{min} = 98{,}7 - 96{,}5 = 2{,}2$

Определяем необходимое число интервалов

$$K = 1 + 3{,}3\lg n = 1 + 3{,}3\lg 63 = 6{,}75 \approx 7$$

Определяем величину интервала $\delta = \dfrac{\Delta x}{K} = \dfrac{2{,}2}{6{,}75} = 0{,}326$

и строим интервалы

96,50-96,82	96,82-97,14	97,14-97,46	97,46-97,78
97,78-98,10	98,10-98,42	98,42-98,74	

Определяем количество наблюдений в каждом интервале (m_j) и частоты попадания наблюдений в каждый интервал (P_j^*) (табл.4).

Таблица 4.

Расчетные числа наблюдений и частостей

Интервалы	m_j	P_j^*
96,50 - 96,82	4	0,063
96,82 - 97,14	7	0,111
97,14 - 97,46	11	0,175
97,46 - 97,78	15	0,238
97,78 - 98,10	13	0,207
98,10 - 98,42	9	0,143
98,42 - 98,70	4	0,063

По вычисленным значениям интервалов и частостей строим полигон или гистограмму распределения (рис.12).

Определяем среднее значение мощности двигателя, его среднеквадратического отклонения и коэффициент вариации

$$\overline{K}_N = 97{,}6 \quad \sigma_N = 0{,}51 \quad \nu_N = 0{,}005$$

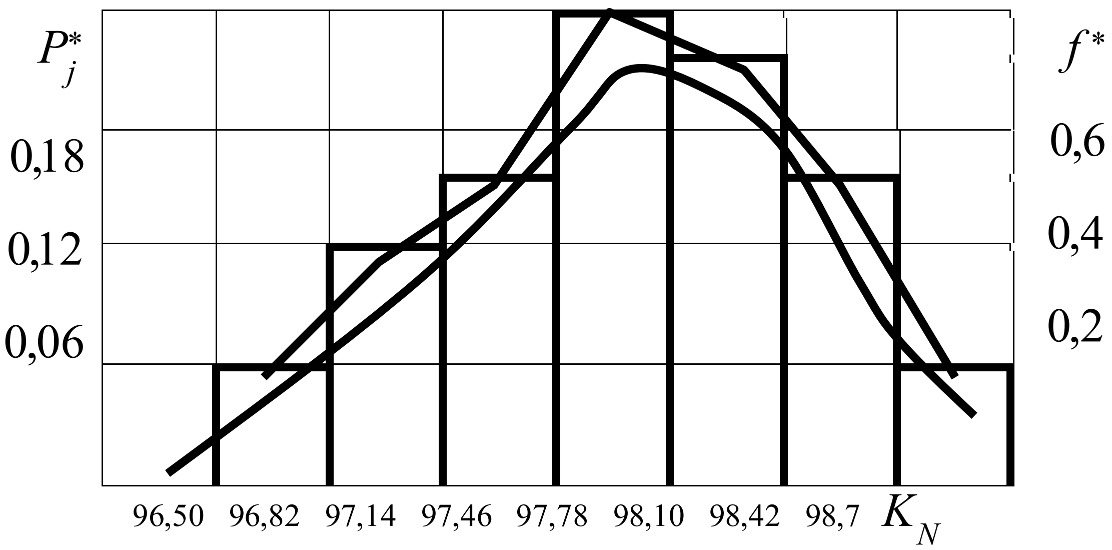

Рис.12. Полигон, гистограмма и теоретическая кривая распределения мощности двигателя ГАЗ-2410

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ О ЗАКОНЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ С ПОМОЩЬЮ КРИТЕРИЯ ПИРСОНА

Проверка гипотез о законах распределения основывается на изучении меры расхождения между статистическим и теоретическим распределением.

Предположим, что имеется выборка $x_1, x_2, \ldots, x_n$, которая разбита на K интервалов. В каждом интервале находится m_j число испытаний. При этом общее число наблюдений равно n т.е.

$$m_1 + m_2 + \ldots + m_j = n \qquad (1)$$

Если обозначить теоретическое значение вероятности попадания m - того количества в j -й интервал, то очевидно, что

$$\sum_{j=1}^{n} P_j = P_1 + P_2 + \ldots + P_j = t \qquad (2)$$

Умножим формулу (2) на n:

$$nP_1 + nP_2 + \ldots + nP_j = n \qquad (3)$$

и проанализируем формулы (1) и (3). В них m_j характеризует статистическое значение числа наблюдений, попавшее в j -й интервал, а nP_j - теоретическое значение.

Между теоретическим и статистическим распределением существует определенная погрешность, которую можно оценить при помощи относительной погрешности, являющейся случайной величиной, определяющейся по формуле

$$\xi = \frac{m_j - mP_j}{\sqrt{nP_j}}$$

Полученная случайная величина (ξ) распределена асимптотически нормально, причем нормальность увеличивается по мере роста величины m_j и nP_j, т.е. когда увеличивается объем выборки (обычно $m_j \geq 8 \div 10$). Если рассмотреть сумму квадратов случайных величин ξ, то установлено, что она подчиняется χ^2-распределению с числом степеней свободы $K_1 = K - 1$, где K - количество интервалов, т.е.

$$\sum_{j=1}^{K} \xi^2 = \sum_{j=1}^{K} \frac{(m_j - nP_j)^2}{nP_j} = \chi^2(K-1)$$

Число степеней свободы уменьшают на единицу, поскольку выполняется условие

$$\sum_{j=1}^{K} nP_j = \sum_{j=1}^{K} m_j$$

Если учитывать, что при проверке теоретического распределения оценки его параметров получают по статистическим данным, то для уменьшения возникающей при этом ошибки количество степеней свободы χ^2 - распределения уменьшают еще на число параметров предполагаемого закона распределения.

Для проверки согласия между статистическим и теоретическим распределениями сравнивают вычисленное значение критерия χ^2 с его теоретическим значением $\chi^2\alpha$, взятым при уровне значимости α и числе степеней свободы $K_1 = K - C - 1$, где C - число параметров закона распределения. Если окажется, что $\chi^2 < \chi^2\alpha$, то принимается гипотеза о согласии. Чем меньше вычисленное значение χ^2, тем лучше согласие между статистическим и теоретическим распределениями.

ПРОВЕРКА НОРМАЛЬНОСТИ ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

При проверке закона распределения на нормальность поступают следующим образом:

- строится гистограмма (методика приведена выше);
- определяется плотность вероятности $f_j^* = P^* / \delta$;
- определяется среднее значение наблюдений в каждом интервале;
- определяется нормированное отклонение Z_j:

$$Z_j = \frac{\overline{X}_j - \overline{X}}{\sigma_x}$$

где $\overline{X}_j$ - среднее значение признака в j -м интервале; $\overline{X}$ - среднее значение признака; σ_x - среднее квадратическое отклонение;

- по таблице функции Лапласа определяются значения $\Phi(Z_j)$;
- определяются значения функции $F(X_j)$

$$F(X_j) = 0{,}5 + \Phi(Z_j)$$

- определяются значения теоретической частоты распределения

$$P_j = F(X_j) - F(X_j - 1)$$

- определяются значения теоретической частоты распределения (nP_j);
- подсчитывается величина критерия Пирсона - χ^2:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^{K} \frac{(m_j - nP_j)^2}{nP_j}$$

и проводится его сравнение с табличным значением.

Исходные данные и результаты проверки на нормальность распределения мощности ГАЗ-2410 предоставлены в таблице 5 и на рис.12.

В результате расчетов определяем экспериментальное значение критерия Пирсона - 9,81. Теоретическое значение критерия Пирсона для уровня значимости α =0,01

ABBYY PDF Transformer 2.0
Click here to buy
www.ABBYY.com

составляет 13,3. Таким образом, подтверждается гипотеза о нормальности закона распределения мощности автомобиля ГАЗ-2410.

Проверка нормальности распределения может проводиться с помощью коэффициентов асимметрии и эксцесса. При этом реализуется следующая процедура:

вычисляются значения коэффициента асимметрии

$$A_K = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{X})^3}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{X})^{3/2}}$$

эксцесса

$$E_K = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{X})^4}{\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{X})^2\right]^2}$$

их отклонения

$$S(A_K) = \sqrt{\frac{\sigma(n-2)}{(n+1)(n+3)}}; \quad S(E_K) = \sqrt{\frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}}$$

проверяется гипотеза о нормальности распределения. Если выполняется условие

$$\left|A_K\right| < 1{,}5S(A_K) \text{ и } \left|E_K\right| < 1{,}5S(E_K)$$

гипотеза принимается, и если

$$\left|A_K\right| \geq 2S(A_K) \text{ и } \left|E_K + \frac{\sigma}{n+1}\right| \geq 2S(E_K)$$

гипотеза отвергается.

В случаях, если

$$1{,}5S(A_K) < \left|A_K\right| < 2S(A_K)$$

$$1{,}5S(E_K) < \left|E_K + \frac{\sigma}{n+1}\right| < 2S(E_K)$$

применяются другие гипотезы.

Законы распределения случайных величин наработок L до предельного состояния зависят от причин возникновения событий. Например, выход из строя элементов конструкций из-за износов хорошо согласуется с так называемым нормальным законом распределения из-за превышения предельных напряжений (удар и др.), экспоненциальным законом, из-за старения материала - законом Вейбулла и т.д.

Каждый из законов обладает определенными свойствами, использование которых позволяет предвидеть отказы элементов, принимать заранее необходимые меры, а в целом - прогнозировать возникновение отказов.

Таблица 5

Данные проверки нормальности распределения мощности автомобиля ГАЗ-2410

Интервалы	96,5 96,82	96,82 97,14	97,14 97,46	97,46 97,78	97,78 98,10	98,10 98,42	98,42 98,7
Количество наблюдений в интервале m_j	4	7	11	15	13	9	4
Частости эксперименталь-ные P_j^*	0,063	0,111	0,175	0,238	0,207	0,143	0,063
Эксперименталь-ная плотность вероятности f_j^*	0,197	0,347	0,547	0,744	0,647	0,447	0,197
Теоретическая плотность вероятности f_j	0,078	0,188	0,422	0,625	0,719	0,719	0,188
Среднее значение коэффициента K_{Nj}	96,7	97,0	97,3	97,6	97,9	98,2	98,5
Нормированное отклонение Z_j	-1,96	-1,37	-0,78	-0,20	0,39	1,18	1,57
Значение функции Лапласа $\Phi(Z_j)$	-0,475	-0,415	-0,280	0,080	0,150	0,380	0,440
Значение функции распределения	0,025	0,085	0,22	0,42	0,65	0,88	0,94

$F(Z_j)$							
Частости теоретические P_j	0,025	0,060	0,135	0,20	0,23	0,23	0,060
Теоретическое число наблюдений в интервале nP_j	1,58	3,78	8,51	12,6	14,5	14,5	3,78
Значения критерия $\frac{(m_j-nP_j)^2}{nP_j}$	3,7	2,7	0,7	0,4	0,2	2,1	0,01

$$\chi^2=\sum_{j=1}^{K}\frac{(m_j-nP_j)^2}{nP_j}=(3{,}7+2{,}7+0{,}7+0{,}4+0{,}2+2{,}1+0{,}01)=9{,}81$$

Важное значение в теории надежности изделий, имеющих механическую основу, а следовательно, автомобиля, имеет нормальный закон распределения, плотность вероятности которого напоминает купол. Она строго симметрична относительно высоты H (рис.13) и описывается уравнением.

$$f(L)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\cdot e^{\frac{(L_i-L_{cp})^2}{2\sigma^2}} \qquad (1)$$

где L_i и L_{cp} - текущее и среднее (математическое ожидание) значение пробега, соответственно; e - основание натуральных логарифмов; σ - среднее квадратическое отклонение.

Этот закон имеет следующие свойства:

во-первых, высота H определяется формулой

$$H=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}$$

ее абсцисса соответствует среднему значению пробега L_{cp}, а сумма плотностей вероятностей слева и справа от L_{cp} равна 0,5.

Во-вторых, участок абсциссы под всей кривой с точностью до одного процента равен 6σ, а каждая σ, отложенная от L_{cp}, охватывает плотности, суммарно равные величинам, приведенным на графике (рис.13).

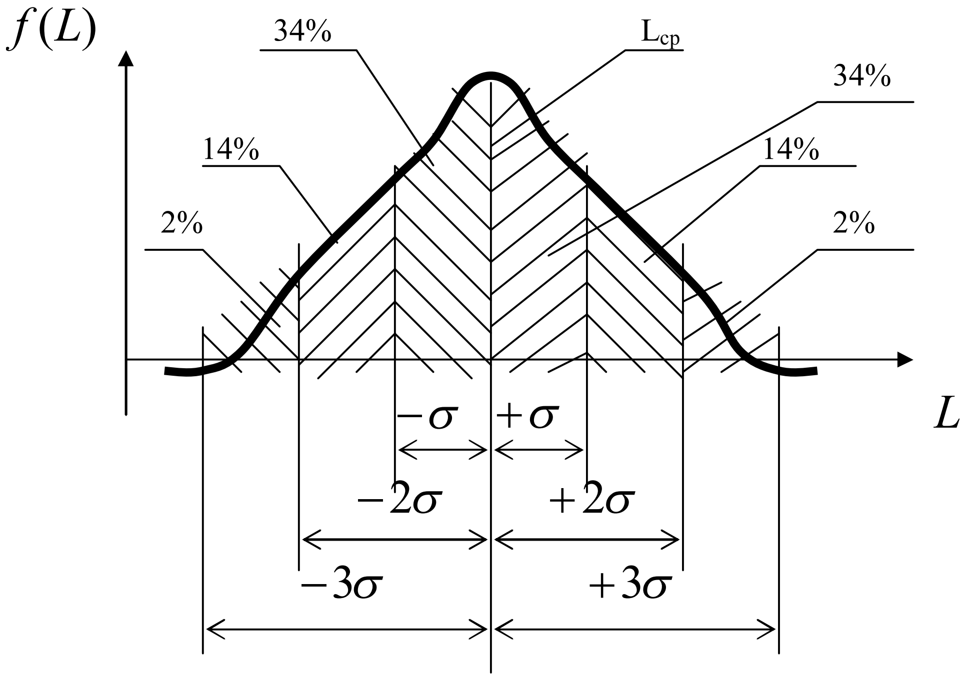

Рис.13. Вероятность попадания случайной величины,
распределенной нормально

Первое из приведенных свойств показывает, что до среднего ресурса и после него входит из строя по 50% изделий. Затем, чем больше среднее квадратическое отклонение, тем высота (см.рис.13) меньше, а поэтому, чем более плоской является кривая, тем при меньших наработках L_i начинают отказывать элементы конструкции.

Второе из указанных свойств приводит к тому, что $L_{cp} \geq 3\sigma$, а поэтому коэффициент вариации $\nu = \dfrac{\sigma}{L_{cp}} \geq 0{,}33$.

Зная только L_{cp} и σ можно построить всю кривую. Для этого перестроим график и отразим на нем (рис.14) не плотность вероятностей $f(L)$, а функцию распределения:

$$F(L) = \int_{-\infty}^{L_i} f(L)dL \qquad (2)$$

Отметим, что наибольшее значение функции $F(L)$, конечно, равно единице, так как интегрируем плотности. Средний ресурс соответствует $F(L_{cp}) = 0{,}5$ по первому свойству закона. Теперь преобразуем формулу (2) с помощью формулы (1):

$$F(L) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{L} e^{-\frac{(L_i - L_{cp})^2}{2\sigma^2}} dL \qquad (3)$$

а вероятность отсутствия отказа на промежутке от 0 до L находится по уравнению

$$P(L)=\int_L^\infty f(L)dL=1-F(L)=\int_L^\infty e^{-\frac{(L_i-L_{cp})^2}{2\sigma^2}}dL \qquad (4)$$

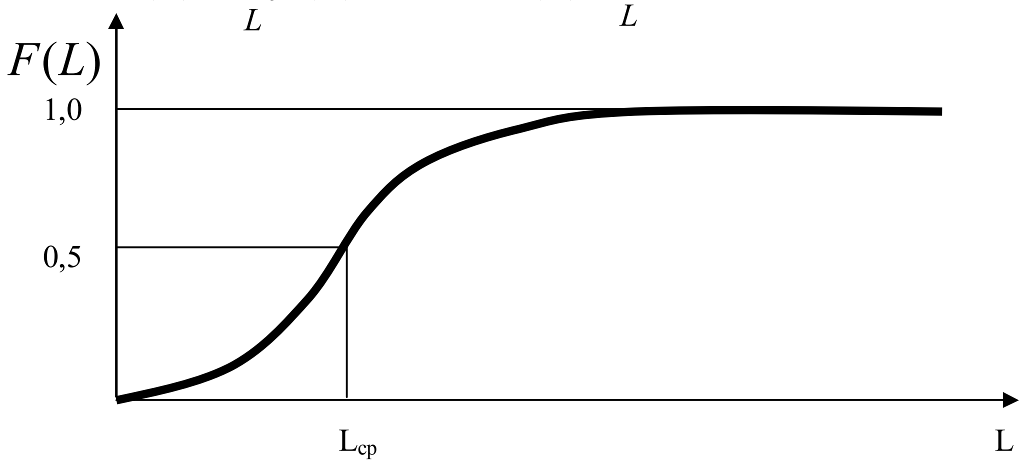

Рис.14. Интегральная функция распределения отказов

Таблица 6

Квантили нормального распределения

P	U_P	P	U_P	P	U_P
0,50	0,000	0,68	0,468	0,86	1,080
0,51	0,025	0,69	0,496	0,87	1,126
0,52	0,051	0,70	0,524	0,88	1,175
0,53	0,075	0,71	0,553	0,89	1,227
0,54	0,100	0,72	0,583	0,90	1,281
0,55	0,125	0,73	0,613	0,91	1,341
0,56	0,150	0,74	0,643	0,92	1,405
0,57	0,176	0,75	0,674	0,93	1,476
0,58	0,202	0,76	0,706	0,94	1,555
0,59	0,228	0,77	0,739	0,95	1,645
0,60	0,254	0,78	0,772	0,96	1,751
0,61	0,279	0,79	0,806	0,97	1,881
0,62	0,306	0,80	0,842	0,98	2,054
0,63	0,332	0,81	0,872	0,99	2,326
0,64	0,358	0,82	0,915	0,999	3,090
0,65	0,385	0,83	0,954	0,9999	3,720
0,66	0,412	0,84	0,995	0,99999	4,265
0,67	0,440	0,85	1,036		

т.е. условно примем $L_{cp}=0$ и положим $\sigma=1$.

Для этого случая уравнение (3) примет вид:

$$F_0(L)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{L} e^{-\frac{L^2}{2}}dL \qquad (5)$$

Переместим ось ординат на точку абсциссы $L=L_{cp}$.

Из уравнений (2) и (5) получим

$$F(L) = F_0\left(\frac{L - L_{cp}}{\sigma}\right)$$

$$P(L) = 1 - F_0\left(\frac{L - L_{cp}}{\sigma}\right) = F_0\left(\frac{L - L_{cp}}{\sigma}\right) \qquad (6)$$

Квантилью U_P нормального распределения, отвечающей вероятности P, называется число, удовлетворяющее уравнению

$$F_0(U_P) = P \qquad U_{1-P} = -U_P$$

Значения квантилей приведено в табл.6. Применение табл.6 позволяет при нормальном законе распределения по данным L_{cp} и σ построить кривые $F(L)$ и $P(L)$, определяя абсциссы L, соответствующие принятым значениям $F(L)$ или $P(L)$ по следующим соотношениям:

$$\frac{L \_ L_{cp}}{\sigma} = U_P \qquad (7)$$

отсюда

$$L_i = L_{cp} + \sigma U_P$$

или в общем случае

$$L = L_{cp} \pm \sigma U_P \qquad (8)$$

ЗАДАЧА № 1

На основании вышеизложенных теоретических рассуждений решим задачи. Для этого рассмотрим случай отказа деталей из-за износов. Задание для решения выбираем из табл.7, а именно:

- наработки - L_i;
- количество деталей - N_i;
- среднее квадратическое отклонение - σ_i;
- средний ресурс - L_{cpi}.

Необходимо, во-первых, определить сколько деталей будет в работоспособном состоянии при пробеге L_i. Считая, что отрезок абсциссы под всей кривой распределения равен 6σ. Во-вторых, построить кривые $P(L)$ и $F(L)$.

Методика обработки

1. Определить значение квантили, соответствующее пробегам L_i.
2. Определить плотности, охватываемые каждым из отрезков σ (см. рис.13), результаты запишем в таблицу 8 и нанесем на рисунок.

ABBYY PDF Transformer 2.0 Click here to buy www.ABBYY.com

3. Просуммировать плотности от 0 до L_i, результаты запишем в табл.8 и нанесе[illegible] график.
4. Соединить точки, т.е. построить кривую $F(L)$.
5. Определить вероятности безотказной работы $P(L)$, т.е. долю деталей, находящихся в работоспособном состоянии.
6. Результаты расчета занести в табл.8 и построить график кривой $P(L)$.
7. Определить детали, находящиеся в работоспособном состоянии и результаты занести в табл.8.

ЗАДАЧА № 2

Теперь изменим задачу и по условиям предыдущего примера определим пробеги L_i, при которых в работоспособном состоянии будет находиться $N_{испi}$. Количество исправных деталей выбираем по табл.10. которые выражены в процентах.

Методика обработки

1. Определить, каким вероятностям соответствует заданное исправное количество деталей, если первоначально их было N_i шт. Результат занести в табл.9.
2. Найти квантили U_P для соответствующих $P(L)$. Результаты занести в табл.9.
3. Определить соответствующие пробеги L_i

Таблица 7

Исходные Данные	Единицы измерения	Условные обозначения	Последняя цифра студента по журналу									
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Средний ресурс	тыс.км.	L_{cpi}	16	18	20	25	21	10	24	20	14	17
2. Среднее квадратичное отклонение	тыс.км.	σ_i	4	3	4	5	3	2	6	5	4	3
3. Кол-во деталей	шт.	N_i	110	120	130	140	150	120	170	130	120	120
4. Пробег работоспособного состояния деталей	тыс.км.	L_i	20,4 24,16 8,12 28	15,12 9,18 21,27 24	16,12 8,24 28,20 32	20,15 25,10 40,30 35	18,21 15,12 30,27 24	12,4 14,8 6,10 16	18,24 12,6 30,36 42	15,10 20,5 25,35 30	18,6 14,10 2,26 22	8 11 14 17 23 26 30

Таблица 10

Исходные данные	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Количество исправленных деталей в % от N_i	90,80,75 50,25,15 10	95,85 65,55 30,20 15	90,85 65,50 25,20 10	85,70 75,50 35,25 15	90,75 50,60 40,30 25	95,80 75,55 40,25 15,10	90,75 60,45 30,20 15,10	95,80 60,40 20,15 10	90 70 60 45 35 20 15	95 75 60 50 35 20 15

ОТЧЕТ СТУДЕНТА

Расчетная таблица 8

$U_P = \dfrac{L_i - L_{cp}}{\sigma}$	-3	-2	-1	0	1	2	3
$\int\limits_{L}^{L+\sigma} f(L)dL$							
$F(L) = \int\limits_{0}^{L} f(L)dL$							
$P(L) = 1 - F(L)$							
$N_{cn} = 100P(L)$							

Расчетная таблица 9

$N_{исп}$ шт							
$P(L)$							
U_P							
$5U_P$							
L_i тыс.км.							

Библиографический список

1. Кузнецов Е.С. Обеспечение надежности автомобилей МАЗ в эксплуатации. М.: Транспорт, 1977.
2. Кузнецов Е.С Управление технической эксплуатацией автомобилей. М.: Транспорт, 1982.
3. Кузнецов Е.С. Техническое обслуживание и надежность автомобилей. М.: Транспорт, 1972.
4. Техническая эксплуатация автомобилей \Под ред. Крамаренко Г.\ М.: Транспорт, 1972.
5. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. М.: Физ.мат.лит. 1962.
6. Завадский Ю.В. Статистическая обработка эксперимента. М.: Высшая школа, 1976.
7. Шейнин А.М. Эксплуатационная надежность машин. МАДИ, 1979.
8. Шейнин А.М. Эксплуатационная надежность машин. МАДИ, 1973.
9. Кузнецов Е.С. вопросы управления надежностью технической эксплуатацией автомобилей. М.: Высшая школа, 1977.
10. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. М.: Мир, 1981.
11. Мирошников Л.В. и др. Диагностирование технического состояния автомобилей на АТП. М.: Транспорт, 1977
12. Бирчеч А.И. Техническая диагностика. М.: Транспорт, 1978