Комитет по высшей школе Министерства науки, высшей школы и технической политики Российской Федерации

НОВОСИБИРСКИЙ ОРДЕНА ТРУДОВОГО КРАСНОГО ЗНАМЕНИ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ

Кафедра радиофизики и физики ускорителей

СЧЕТЧИКИ, ТАЙМЕРЫ, СТАТИСТИКА

Методические указания к лабораторной работе практикума "Технические средства автоматизации научных исследований"

Новосибирск 1992

Лабораторная работа посвящена изучению аппаратных и программных средств, применяемых в системах автоматизации физического эксперимента, приобретению практических навыков работы с этими системами. На примере исследования статистики распада радиоактивного источника изучаются методы работы с аппаратурой КАМАК, приемы программирования систем автоматизации с представлением результата в наглядной графической форме, статистические методы анализа экспериментальных данных.

Цель работы - разработать программу для измерения числа распадов, получить эмпирическую функцию распределения, проверить статистическую гипотезу о принадлежности полученной функции распределения пуассоновскому процессу.

Составитель Г.И. Кузин

Рецензент А.В. Репков

Печатается по решению кафедры радиофизики и физики ускорителей

ВВЕДЕНИЕ

Компьютеры в системах автоматизации научных исследований являются очень удобным и мощным средством для применения методов теории вероятности и математической статистики при обработке экспериментальных данных. Необходимость использования этих методов возникает довольно часто и имеет совершенно объективные основания. В одном случае это статистический характер ряда фундаментальных физических законов, в другом - сложность исследуемого объекта и физических процессов вынуждает на практике прибегать к статистическим методам. Наконец, сам экспериментальный характер физики означает, что здесь чаще всего имеют дело с результатами измерений, которые по своей природе являются случайными величинами.

Благодаря широкому применению компьютеров в физическом эксперименте происходят существенные изменения в способах его проведения и обработки результатов. В ряде случаев методы теории вероятности и математической статистики являются основным способом извлечения ценной информации из экспериментальных данных. Быстрый прогресс в области вычислительной техники позволяет использовать все более совершенные статистические методы, требующие большого числа операций. Если еще сравнительно недавно применение методов математической статистики ограничивалось вычислением средних значений и их погрешностей, то сейчас широко используются методы проверки статистических гипотез, оценки параметров, корреляционный анализ, метод максимального правдоподобия и другие.

Надеемся, что выполняя эту лабораторную работу, кроме навыков программирования систем автоматизации физического эксперимента, что является основной задачей практикума, вы получите некоторый опыт применения статистических методов.

ОПИСАНИЕ УСТАНОВКИ

Установка состоит из крейта КАМАК с измерительной аппаратурой и персонального компьютера типа IBM PC. Компьютер связан с крейтом КАМАК посредством крейт-контроллера. Структурная схема измерительной части установки приведена на рис.1.

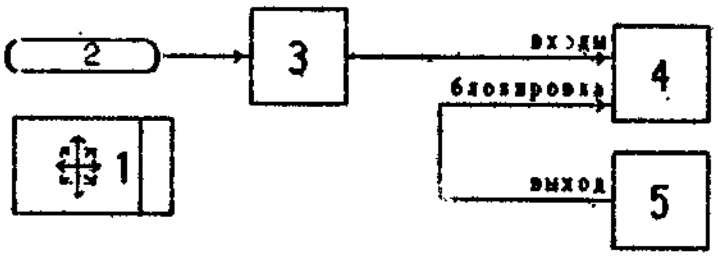


Рис. 1 Комплект измерительной аппаратуры:

1 – источник ионизирующего излучения;
2 – счетчик Гейгера;,
3 – блок питания счетчика Гейгера и формирования импульсов;
4 – пересчетка;
5 таймер.

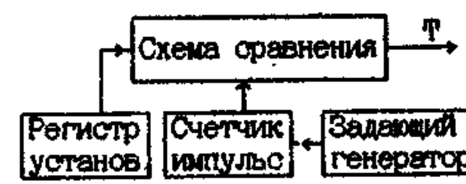
Блоки 4, 5 выполнены в виде модулей КАМАК, а блок 3 со счетчиком Гейгера 2 – выносной. Приближая счетчик 2 к контейнеру с изотопом 1 и удаляя от него, можно изменять его загрузку λ. Сформированные блоком 3 импульсы поступают на вход пересчетки 4. При подаче сигнала "Блокировка" на пересчетку (активный уровень – логический ноль) счет импульсов запрещается и разрешается чтение. Длительность временного интервала T, в течение которого счет импульсов разрешен, программируется.

Блок счетчика Гейгера 3 вырабатывает питающее напряжение ≈400 В для питания счетчика Гейгера и формирует счетные импульсы нужной амплитуды и длительности. Максимальный ток источника питания ≈350 мка. Срабатывание счетчика Гейгера индицируется светодиодом.

Блок таймера предназначен для формирования временных интервалов с дискретностью 1 мсек и длительностью до 65535 мсек. Дискретность определяется внутренней опорной частотой – 1 кГц, а длительность – разрядностью внутреннего счетчика и схемы сравнения – 16 двоичных разрядов. Таймеры, как правило, включают: а) регистр установки; б) задающий генератор; в) счетчик импульсов; г) схему сравнения и формирования временного интервала. Структурная схема такого таймера представлена на рис. 2а.

Однако эта схема обладает одним существенным недостатком, а именно: время установления нужной комбинации в счетчике импульсов, равное, в худшем случае, сумме временных задержек триггеров счетчика, может достигать величины, сравнимой с длительностью такта задающего генератора. Например, для ТТL-схем типовое время задержки на один триггер 10÷20 нсек. Следовательно, для счетчика в 24 разряда максимальная суммарная задержка будет порядка 0.25÷0.5 мксек, что

a)



b)

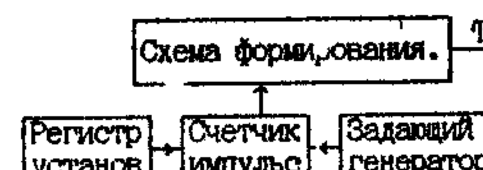


Рис. 2

при частоте задающего генератора 10 МГц составит несколько тактов, причем эта ошибка отработки временного интервала непостоянна и зависит от установленной величины T. Чтобы исключить этот недостаток применяют схему обратного счета (рис. 2b). При запуске число из регистра установки заносится в счетчик, и он начинает обратный счет тактовых импульсов. Когда все разряды счетчика становятся равными нулю, отработка временного интервала прекращается. Такой подход позволяет исключить задержки триггеров счетчика. В нашем случае используется именно такая схема.

Таймеры характеризуются:

- максимальным временным разрешением, которое определяется максимальной скоростью счета внутреннего счетчика;
- максимальным временным интервалом (определяется разрядностью счетчика и внутренних регистров);
- стабильностью задающего генератора.

Пересчетка предназначена для счета числа импульсов. Обычно в одном блоке объединяются несколько счетчиков (в нашем случае восемь). Пересчетки характеризуются:

- предельной частотой счета;
- разрядностью;
- количеством рабочих каналов.

Оговариваются также параметры входных импульсов.

ЗАДАНИЕ 1. Работа с приборами.

Пользуясь приложением 1, научитесь работать с используемой аппаратурой - таймером, пересчеткой;

- напишите программу генерации таймером временных интервалов заданной длительности, например 100, 1000, 5000 мсек. Контролируйте работу таймера по светодиоду на передней панели;
- освойте работу со счетчиком: установку режимов, чтение.

Советуем оформить работу с аппаратурой в виде двух подпрограмм: первая - подпрограмма инициализации и установки режимов должна включать команды, которые в дальнейшем, при наборе статистики, достаточно будет выполнить один раз, например команды ZERO, CLEAR, INHIBIT OFF, установки временного интервала, снятия блокировки LAM пересчетки. Вторая подпрограмма должна содержать команды запуска таймера и чтения пересчетки после отработки временного интервала. Разумеется нужно позаботиться о передаче в подпрограммы и возврате всех нужных параметров. Сама программа {MAIN} кроме декларации библиотек и переменных должна включать декларацию крейта и модулей, ввод временного интервала и вывод числа насчитанных пересчеткой распадов.

СТАТИСТИКА. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ПУАССОНА

Распад ядер радиоктивного изотопа сопровождается ионизирующим излучением, приводящим к срабатыванию счетчика Гейгера и появлению импульса на входе пересчетки. Пусть счетчик Гейгера срабатывает в среднем с частотой λ. Вычислим вероятность наблюдения n импульсов за время T. Для этого разобьем временной интервал T на N одинаковых подинтервалов τ. При этом выберем N достаточно большим, чтобы вероятностью появления за время τ двух или более импульсов можно было пренебречь. Тогда $p=\lambda\tau$ - вероятность того, что в подинтервале τ будет зарегистрирован один импульс, а $q=1-\lambda\tau$ - вероятность того, что подинтервал τ пуст. Вероятность наблюдения n импульсов в N подинтервалах подчиняется биномиальному закону:

$$P_N(n) = C_N^n \cdot p^n \cdot q^{N-n}, \tag{1}$$

где $C_N^n = \frac{N!}{n! \cdot (N-n)!}$ - число сочетаний из N по n.

Обозначим $\bar{n}=\lambda T$ – среднее значение числа импульсов за время T. Тогда $p = \lambda\tau = \bar{n}\cdot\tau/T = \bar{n}/N$; $q = 1-\bar{n}/N$, и (1) можно переписать в виде:

$$P_N(n) = \frac{N(N-1)\cdots[N-(n-1)]}{n!}\cdot\left(\frac{\bar{n}}{N}\right)^n\cdot\left(1-\frac{\bar{n}}{N}\right)^{N-n} =$$

$$= \frac{\bar{n}^n}{n!}\cdot 1\cdot\left(1-\frac{1}{N}\right)\cdots\left(1-\frac{n-1}{N}\right)\cdot\left(1-\frac{\bar{n}}{N}\right)^{N-n} .$$

Переходя к пределу при $N\to\infty$ с учетом того, что $\lim\limits_{N\to\infty}\left(1-\frac{\bar{n}}{N}\right)^N = e^{-\bar{n}}$, получаем распределение Пуассона:

$$P(n) = \frac{\bar{n}^n}{n!}\cdot e^{-\bar{n}} . \qquad (2)$$

Единственным параметром, определяющим распределение Пуассона, является среднее значение $\bar{n}$. Отметим особо, что при выводе (2) мы сделали лишь одно существенное предположение, которое состоит в том, что вероятность появления импульса в подинтервале τ не зависит от других подинтервалов при любом числе разбиения N. Физически это означает независимость процессов распада в ядрах соседних атомов (спонтанный распад), а счетчик Гейгера всегда готов к работе, т.е. его быстродействие бесконечно.

Распределением Пуассона описываются многие процессы: статистика распадов радиоактивных изотопов, дробовой эффект в радиолампах, статистика телефонных вызовов, блуждание броуновской частицы и др.

Рассмотрим некоторые свойства распределения Пуассона. Из (2) видно, что при $\bar{n}>1$ $P(n)$ сначала возрастает, достигая максимума, а затем монотонно убывает. Формула (2) означает также, что при любом $\bar{n}$

может быть зарегистрировано любое число импульсов, однако наиболее вероятными будут значения n, близкие к $\bar{n}$, а вероятность больших отклонений, при которых $|n-\bar{n}|>\bar{n}$, будет мала. Мерой разброса случайной величины n относительно среднего значения $\bar{n}$ является дисперсия – второй центральный момент функции распределения:

$$D_n=\sigma^2= \overline{n^2}-\bar{n}^2 , \qquad (3)$$

где $\bar{n}= \sum\limits_{n=0}^{\infty} n\cdot P(n)$, $\overline{n^2}= \sum\limits_{n=0}^{\infty} n^2\cdot P(n)$.

Примечательным свойством распределения Пуассона является равенство:

$$D_r = \bar{n}. \qquad (3а)$$

Действительно,

$$\overline{n^2} = \sum_{n=0}^{\infty}[n(n-1)+n]\cdot\frac{\bar{n}^n}{n!}\cdot e^{-\bar{n}} =$$

$$= \bar{n}^2\sum_{n=2}^{\infty}\bar{n}^{n-2}e^{-\bar{n}}\,\frac{1}{(n-2)!} + \bar{n} = \bar{n}^2 + \bar{n} ,$$

откуда следует равенство (3а).

Если нарисовать график зависимости $P(n)$ при разных $\bar{n}$, то будет видно, что с возрастанием $\bar{n}$ график функции распределения принимает все более симметричную, колоколообразную форму с максимумом при $n=\bar{n}$. Это является отражением того факта, что распределение Пуассона (2) при больших $\bar{n}$ асимптотически переходит в нормальный, гауссов закон распределения

$$\varphi(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\bar{n}}} \cdot e^{-\frac{(n-\bar{n})^2}{2\cdot\bar{n}}} , \qquad (4)$$

что непосредственно следует из предельной теоремы Муавра-Лапласа [1]. В (4) в отличие от (2) n подразумевается вещественным числом. Практически уже при $\bar{n}\approx 10$ распределение (2) достаточно хорошо аппроксимируется нормальным распределением (4).

В области применимости (4) абсолютное и относительное отклонения случайной величины n от среднего значения соответственно равны:

$$\Delta n = \sigma = \sqrt{D_n} = \sqrt{\bar{n}} \; ; \quad \delta = \frac{\Delta n}{\bar{n}} = \frac{1}{\sqrt{\bar{n}}} . \qquad (5)$$

Увеличение интервала времени счета T приводит к увеличению абсолютного и уменьшению относительного отклонения от среднего значения. Смысл выражений (5) достаточно прост: при многократном повторении процесса регистрации числа распадов в большинстве случаев, а точнее в 68%, измеренное число n будет отличаться от $\bar{n}$ не более, чем на σ. Таким образом, для достижения заданной относительной ошибки δ необходимо, чтобы сосчитанное число распадов было $\approx 1/\delta^2$. Например, для измерения числа распадов с 10%-й точностью, измеренное число распадов должно быть $\approx$100. Число 68% получается, если проинтегрировать (4) в пределах от $\bar{n}-\sigma$ до $\bar{n}+\sigma$. В интервал значений $(\bar{n}-2\sigma, \bar{n}+2\sigma)$ мы попадаем уже с вероятностью 95% и т.д.

ЗАДАНИЕ 2. Набор статистики.

1. Используя написанные ранее подпрограммы работы с приборами, напишите программу построения эмпирической функции рапределения числа распадов за интервал времени T. Временной интервал T и размер выборки (количество измерений) программа пусть запрашивает с терминала. Для набора статистики нужно отвести массив достаточной длины, больше, чем максимально возможное измеренное n, но перед записью в массив все-таки следует проверить, не слишком ли велико измеренное n? При наборе статистики n будет индексом массива, а элемент массива при каждом попадании должен увеличиваться на единицу. Таким образом, после завершения набора статистики в массиве будет лежать выборочная функция распределения. Результат измерений представьте в графической форме в виде гистограммы, где по горизонтали отложено n, а по вертикали – число измерений с данным n. Позаботьтесь о масштабировании картинки по горизонтали и вертикали, с тем, чтобы при $\bar{n}\gg 1$ максимум гистограммы находился примерно в центре экрана. Подберите интервал времени и положение источника ионизирующего излучения таким образом, чтобы $\bar{n}$ было в пределах 1÷4.

2. Рассчитайте по формуле (2) теоретическую функцию распределения Пуассона. Это удобно сделать по рекуррентной формуле $P_n = P_{n-1}\cdot\bar{n}/n$. При больших $\bar{n}$ первый член $P_0 = \exp(-\bar{n})$ может оказаться настолько мал, что округлится до точного нуля, и, соответственно, все последующие члены будут равными нулю. Самый простой способ избежать этого – указать тип переменных "double", тогда расчет можно проводить до $\bar{n}\approx 200$. Соедините соседние точки ломаной и наложите полученный график на гистограмму. Проделайте это при разных размерах выборки, оцените соответствие разброса формуле (5). При расчетах по формуле (2) используйте выборочное среднее, полученное экспериментально.

3. Увеличьте время T до такой величины, чтобы $\bar{n}$ стало $\approx$20. Оцените "на глаз" соответствие полученной гистограммы гауссовскому распределению: симметрию относительно максимума, ширину распределения (дисперсию), величину отклонения эмпирического распределения от расчетного при различных n.

СТАТИСТИКА. ОБРАБОТКА РЕЗУЛЬТАТОВ. ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ

Пусть перед нами поставлена задача – определить, является ли наблюдаемый процесс пуассоновским. Выполнив задание 2, мы получили выборочную эмпирическую функцию распределения, которая может иметь довольно изрезанную форму и, конечно, будет отличаться от расчетной кривой. Возникает вопрос: является ли это отклонение чисто случайным или оно закономерно и, следовательно, имеет какую-то причину, поскольку мы знаем, что процесс распада ядер изотопа – это чисто пуассоновский процесс?

Число N измерений, по которым строится гистограмма, называется размером выборки. При $N \to \infty$ эмпирическая функция распределения сходится по вероятности к функции распределения генеральной совокупности, из которой эта выборка извлечена. Эмпирическая функция распределения содержит всю информацию, которая накоплена в процессе извлечения выборки. На ее основе можно делать заключения о функции распределения генеральной совокупности, оценивать параметры этого распределения. Разумеется, эти оценки, в свою очередь, являются случайными величинами, разброс которых зависит от размера выборки.

Проверка статистических гипотез состоит в следующем. Пусть на основании выборки ограниченного объема нам нужно проверить некоторую гипотезу H_0. Гипотеза H_0 может быть, например, гипотезой о том, что генеральная совокупность случайной величины подчиняется данному распределению, о равенстве параметров распределения и т.д. Для проверки гипотезы необходима контрольная величина R, которой является соответствующим образом подобранная и приспособленная к задаче функция выборки. По заданному уровню значимости α (обычно 0.05, 0.02 или 0.01) определяют область значений Ω для величины R, вероятность

попадания в которую $P<\alpha$. Это всегда можно сделать, если известна функция распределения величины P или хотя бы ее асимптотика. Выборка дает нам частное значение r контрольной величины R. Если r попадает в область Ω, т. е. происходит событие, которое мы в соответствии с гипотезой H_0 оценили как маловероятное, то от гипотезы H_0 отказываемся. В противоположном случае можно утверждать, что при данном уровне значимости α нет оснований отвергать гипотезу H_0.

Поясним это на следующем простом примере. Пусть источник ионизирующего излучения имеет в среднем 100 распадов в секунду, а геометрия взаимного расположения источника и счетчика Гейгера такова, что должно регистрироваться 20% распадов. Тогда мы вправе ожидать, что накопленное за 100 сек количество распадов будет близко к 2000, т. е. гипотеза H_0 состоит в том, что $\bar{n}=2000$. В соответствии с формулами (4) и (5) измеренное число распадов n распределено нормально с дисперсией $\sigma = 2000^{1/2} \approx 45$. Зададим уровень значимости $\alpha=0.05$. Критическую область Ω значений n можно определить по таблицам нормального распределения (Приложение 2): ($n<1910$; $n>2090$). Теперь, если мы проведем измерение и обнаружим $n=1900$, то это означает, что с вероятностью 95% гипотеза H_0 неверна.

Для проверки статистических гипотез существует ряд критериев: χ^2 (хи-квадрат), Стьюдента, Фишера и другие (см. [1],[3]). В частности, критерий согласия χ^2 предназначен для проверки соответствия эмпирической функции распределения предполагаемой и его можно с успехом применить для ответа на вопрос, поставленный в начале главы. Но так как проверка по этому критерию требует группировки выборки, использования таблиц или расчета χ^2-распределения, то мы ограничимся более просто* и узкой задачей, а именно, проверим выполнение соотношения (3а) для выборки. Таким образом, мы проверяем, обладает ли случайная величина n свойством пуассоновского распределения $D_n=\bar{n}$, хотя, вообще говоря, этим свойством может обладать и совершенно другое распределение, например, равномерное в определенном интервале.

Выборочное среднее и дисперсия вычисляются по формулам:

$$\bar{n}^*=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} n_i \; ; \qquad D_n^*=\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(n_i-\bar{n}^*)^2 \; , \tag{6}$$

где N – размер выборки. Эти формулы дают состоятельные и несмещенные оценки. Состоятельной называется такая оценка параметра распределения, которая сходится к оцениваемому параметру при неограниченном увеличении размера выборки. Несмещенность означает, что усреднение оценки по ансамблю выборок одного размера дает точное значение оцениваемого параметра. Согласно центральной предельной теореме [1] $\bar{n}^*$ при больших размерах выборки распределено нормально с дисперсией σ^2/N. Дисперсия D_n^* имеет распределение χ^2, которое также при $N>30$ переходит в нормальное с дисперсией $2\sigma^4/(N-1)$.

Таким образом, имеем две нормально распределенные величины $\bar{n}^*$ и D_n^*, имеющие дисперсии $\sigma_1^2=\sigma^2/N$ и $\sigma_2^2 = 2\sigma^4/(N-1)$. Составим контрольную величину $R=\bar{n}^*-D_n^*$. Разность двух нормально распределенных случайных величин также имеет нормальное распределение со средним значением, равным разности средних и с дисперсией, равной сумме дисперсий [1]. Поскольку оценки по формулам (6) несмещенные, их математические ожидания равны $\bar{n}$, следовательно, R имеет распределение:

$$\varphi(R) = \frac{1}{\sigma_R\cdot\sqrt{2\pi}}\cdot e^{-\frac{R^2}{2\cdot\sigma_R^2}} \, . \tag{7}$$

где $\sigma_R^2 = \sigma_1^2+\sigma_2^2 = \frac{\sigma^2}{N}+\frac{2\sigma^4}{N-1}$.

Теперь, принимая $\sigma^2=\bar{n}^*$ и задав уровень значимости, для проверки гипотезы можно воспользоваться таблицами нормального распределения.

ЗАДАНИЕ 3. Анализ результатов

Дополните вашу программу вычислением выборочного среднего и дисперсии, а также величины $Z=R/\sigma_R$. В соответствии с (7) Z распределена нормально с нулевым средним и единичной дисперсией. Установите максимальную загрузку счетчика Гейгера ($\lambda>100$). Для ускорения процесса набора статистики временной интервал T следует установить небольшим – 10÷20 мсек. Наберите максимально возможную статистику ($N>1000$). Если у вас получится $|Z|>2$, то это означает, что с вероятностью 95% наша гипотеза ($D_n=\bar{n}$) неверна, то есть эмпирическая функция распределения отличается от пуассоновской. Объясните полученный результат.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

ТАЙМЕР. В данной работе используется **таймер** С2601, способный отрабатывать временной интервал в диапазоне 0 - 65536 мсек с дискретностью 1 мсек.

Разрядность регистра предустановки и счетчика	16;
Уровни входных и выходных сигналов	TTL;
Максимальный потребляемый ток от +6 В	0.8 А;
Частота встроенного опорного генератора	1 кГц;

Набор КАМАК-функций таймера:

A0·F17	- запись числа в регистр установки временного интервала (при работе таймера команда не выполняется)	Q=1 Q=0
A0·F1	- чтение числа из регистра установки (для контроля)	Q=1
A0·F11	- сброс в 0 регистра установки (при работе таймера команда не выполняется)	Q=1 Q=0
A0·F0	- чтение внутреннего счетчика таймера (для контроля)	Q=1
A0·F9	- сброс в 0 счетчика таймера	Q=1
A0·F10	- сброс "LAM" и пуск таймера (при работе таймера команда не выполняется)	Q=1 Q=0

Запрос "LAM" выставляется после генерации временного интервала и сбрасывается командой F10.

На передней панели блока расположены гнездо "Вход" и два параллельных гнезда "Выход". "Вход" служит для внешнего запуска и является эквивалентом команды F10 (в данной работе не используется). С "Выхода" снимается импульс уровня ТТЛ положительной полярности для управления пересчеткой.

Во время отработки длительного интервала Т командой A0·F0 можно прочитать содержимое внутреннего счетчика таймера и узнать время, прошедшее с момента пуска.

Работа с таймером.

- Установить длительность интервала счета, для чего командой A0·F17 записать нужное число (количество миллисекунд в интервале Т) в регистр установки. При неизменном Т это достаточно сделать один раз.
- Командой A0·F10 запустить таймер для отработки временного интервала. На время исполнения команды запрос "LAM" убирается. Работу блока можно визуально контролировать по светодиоду "L" на передней панели.

ПЕРЕСЧЕТКА:

Пересчетка С0603 предназначена для счета импульсов и выдачи числа в параллельном двоичном коде.

Основные технические характеристики:

- Количество счетчиков (каналов) в приборе	8;
- Разрядность каждого счетчика	24;
- Максимальная частота счета, Гц	$6\cdot10^6$;
- Уровни входных сигналов	ТТЛ;
- Максимальный потребляемый ток от +6 В	0.3 А;

Набор КАМАК-функций пересчетки:

A0÷A7·F0	- чтение канала с субадресом 0-7; при запрещенном чтении	Q=1 Q=0
A0·F9	- сброс в 0 всех каналов	Q=1
A0·F10	- сброс "LAM"	Q=1
A0·F24	- блокировка "LAM"	Q=1
A0·F26	- снятие блокировки "LAM"	Q=1
A0·F28	- стоп	Q=1
A0·F30	- пуск	Q=1
INHIBIT	- Блокировка счета и разрешение чтения.	

При нулевом потенциале на входе "Блокировка" счет блокируется и разрешается чтение содержимого счетчиков. При положительном потенциале счет разрешен, если предварительно была подана команда "Пуск".

Чтение разрешено после команды "Стоп", либо при блокировке счета с магистрали КАМАК сигналом "INHIBIT", либо при подаче с передней панели сигнала

"Блокировка". При разрешенном чтении блок генерирует в ответ на F0 Q=1, а при запрещенном чтении Q=0. Запрос LAM возникает при появлении "1" в старшем разряде любого канала и сбрасывается командами F0, F9, F10, F28.

На передней панели имеются входы "Блокировка", "Пуск" и "Стоп". Верхний из двух двенадцатиконтактных разъемов "Входы" используется для подключения выносного блока счетчика Гейгера.

В данной работе используется только один канал пересчетки, адресуемый для чтения по A0·F0.

Работа с прибором. Дать команду A0·F26 пересчетке, если собираетесь использовать LAM-запросы, то есть работать по прерываниям, либо с проверкой соответствующего бита в регистре маски и запросов. В нашем случае удобнее работать с пересчеткой по Q: при каждом измерении числа распадов нужно обнулить пересчетку командой A0·F9, запустить ее командой A0·F30, а затем, после запуска таймера, читать пересчетку по A0·F0 до тех пор, пока не появится ответ Q=1.

ПРИЛОЖЕНИЕ 2 Таблица $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-x}^{x} e^{-x^2/2} dx$.

x	Ф(x)	x	Ф(x)
0.1	0.0796	2.1	0.9642
0.2	0.1586	2.2	0.9722
0.3	0.2358	2.3	0.9785
0.4	0.3108	2.4	0.9836
0.5	0.3830	2.5	0.9876
0.6	0.4514	2.6	0.9907
0.7	0.5160	2.7	0.9931
0.8	0.5762	2.8	0.9949
0.9	0.6318	2.9	0.9963
1.0	0.6826	3.0	0.9973
1.1	0.7286	3.1	0.9981
1.2	0.7698	3.2	0.9986
1.3	0.8064	3.3	0.9990
1.4	0.8384	3.4	0.9993
1.5	0.8664	3.5	0.99953
1.6	0.8904	3.6	0.99968
1.7	0.9108	3.7	0.99978
1.8	0.9282	3.8	0.99985
1.9	0.9426	3.9	0.99990
2.0	0.9545	4.0	0.99994

ЛИТЕРАТУРА

1. Худсон Д. Статистика для физиков. М.: Мир, 1970.
2. Рытов С.М., Введение в статистическую радиофизику. М., 1966.
3. Левин Б.Р., Теоретические основы статистической радиотехники. Т.2. М.: Сов. радио, 1968.
4. Алиев Т.М., Тер-Хачатуров А.А. Измерительная техника. М.: Высш. шк., 1991.
5. Науман Г., Майлинг В., Щербина А. Стандартные интерфейсы для измерительной техники. М.: Мир, 1982.
6. Князев Б.А., Росляков Г.В. Методы обработки экспериментальных данных. Метод. указания. Новосибирск, 1985.

Подписано в печать 13.04.92 Формат 60x84 1/16
Офсетная печ. Уч.-изд.л. 1.5 Тираж 200 экз.
Заказ № 252 Бесплатно

Редакционно-издательский отдел Новосибирского университета.
Участок оперативной полиграфии НГУ.
630090, Новосибирск 90, ул. Пирогова 2.