**Федеральное агентство по образованию**

**Государственное образовательное учреждение**

**высшего образования**

**Уфимский государственный авиационный технический университет**

**ПОЛУЧЕНИЕ НА ЭВМ**

**РАВНОМЕРНО РАСПРЕДЕЛЕННЫХ**

**ПСЕВДОСЛУЧАЙНЫХ ЧИСЕЛ**

**Методические указания**

**к лабораторной работе по дисциплине**

**«Моделирование»**

**Уфа 2018**

Федеральное агентство по образованию

Государственное образовательное учреждение

высшего образования

Уфимский государственный авиационный технический университет

Кафедра вычислительной техники и защиты информации

ПОЛУЧЕНИЕ НА ЭВМ

РАВНОМЕРНО РАСПРЕДЕЛЕННЫХ

ПСЕВДОСЛУЧАЙНЫХ ЧИСЕЛ

Методические указания

к лабораторной работе по дисциплине

«Моделирование»

Уфа 2018

Составители: СИГАЧЕВА Татьяна Николаевна

УДК 004.896(07)

ББК 32.816(я7)

Получение на ЭВМ равномерно распределенных псевдослучайных чисел: Методическое указание к лабораторной работе по дисциплине «Моделирование» / Уфимск. гос. авиац. техн. ун-т; Сост.;

- Уфа 2017. – 16с

Методические указания содержат описание лабораторной работы, связанной с изучением методов получения на ЭВМ равномерно распределённых псевдослучайных чисел и тестов проверки их качества.

Предназначены для студентов, обучающихся по направлению подготовки бакалавра 09.03.01 – «Информатика и вычислительная техника», изучающих дисциплину «Моделирование»

Табл. 2. Библиогр.: 3 назв.

Рецензенты: д-р техн. наук, проф

канд. техн. наук, доц.

© Уфимский государственный

авиационный технический университет, 2018

Содержание

[1. Цель работы 0](#_Toc503510805)

[2. Теоретическая часть 0](#_Toc503510806)

[2.1 Метод серединных квадратов 0](#_Toc503510807)

[2.2 Метод середины произведения 0](#_Toc503510808)

[2.3 Мультипликативный метод 0](#_Toc503510809)

[2.4 Методы проверки качества псевдослучайных чисел с равномерным законом распределения 0](#_Toc503510810)

[3. Задания к лабораторной работе 0](#_Toc503510811)

[4. Требования к оформлению отчета 0](#_Toc503510812)

[5. Контрольные вопросы 0](#_Toc503510813)

[Список литературы 0](#_Toc503510814)

ЛАБОРАТОРНАЯ РАБОТА

ПОЛУЧЕНИЕ НА ЭВМ РАВНОМЕРНО РАСПРЕДЕЛЕННЫХ ПСЕВДОСЛУЧАЙНЫХ ЧИСЕЛ

# 1. Цель работы

Целью работы является изучение методов получения на ЭВМ равномерно распределенных псевдослучайных чисел и тестов проверки их качества.

# 2. Теоретическая часть

При моделировании систем на ЭВМ программная имитация случайных воздействий любой сложности сводится к генерированию некоторых стандартных (базовых) процессов и к их последующему функциональному преобразованию. Таким базовым процессом является последовательность чисел {*хi*}=*х*0,*х*1,…,*хN*, представляющих собой реализации независимых, равномерно распределенных на интервале (0, 1) случайных величин {ε*i*}=ε0,ε1,…,ε*N*. Но на ЭВМ невозможно получить идеальную последовательность случайных чисел потому, что на ней можно оперировать только с конечным множеством чисел. Кроме того, для получения значений *х* случайной величины ε используются формулы (алгоритмы). Поэтому такие последовательности, являющиеся по своей сути детерминированными, называются *псевдослучайными*.

Наибольшее применение в практике моделирования на ЭВМ для генерации последовательностей псевдослучайных чисел находят алгоритмы вида

*хi*+1 = Φ(*хi*), (1)

представляющие собой рекуррентные соотношения первого порядка, для которых начальное число *х*0 и постоянные параметры заданы.

Рассмотрим некоторые процедуры получения последовательностей равномерно распределенных псевдослучайных чисел.

# 2.1 Метод серединных квадратов

Пусть имеется 2*n*-разрядное число, меньшее 1

*xi* = 0, *a*1*a*2....*a*2*n*.

Возведем его в квадрат:

*xi*2 = 0,*b*1*b*2...*b*4*n*,

а затем отберем средние 2*n* разрядов, которые и будут являться очередным числом псевдослучайной последовательности.

*xi+1*= 0,*b*n+1*b*n+2...*b*3*n*.

Этому методу соответствует рекуррентное соотношение

*xi+1*= D[10-2nЦ[103n*xi*2]], (2)

гдеD [*∙* ] и Ц [ *∙* ] означают соответственно добротную и целую часть числа в квадратных скобках.

Недостаток метода**-** наличие корреляции между числами последовательности, а в ряде случае случайность вообще может отсутствовать. Кроме того, при некоторых *i\** может наблюдаться вырождение последовательности, т.е. *xi* =0 при *i ≥ i\**

# 2.2 Метод середины произведения

Метод является модификацией метода серединных квадратов и состоит в том, что два 2*n*-значных числа перемножаются и средние 2*n* цифр этого произведения принимаются в качестве следующего числа последовательности. Таким образом, если

*xi*−1 = *a*1*a*2....*a*2*n*,

*xi*= 0,*b*1*b*2....*b*2*n*,

то для получения числа *хi*+1 необходимо перемножить *хi*−1 и *хi*

*xi-1 ∙ xi*= 0,*с1 с2*...*с4n*,

а затем отберем средние 2*n* цифр этого произведения

*xi*+1= 0,*сn*+1*сn*+2...*с*3*n*.

данному методу соответствует рекуррентное соотношение

*xi+1*= D[10-2nЦ[103n*xi xi-1*]] (3)

при заданных двух начальных числах *x0* и *x­1.*

Несмотря на то, что данный метод имеет тенденцию к вырождению, он обеспечивает лучшее качество псевдослучайных чисел, чем у чисел, полученных с помощью метода серединных квадратов.

# 2.3 Мультипликативный метод

Широкое применение для получения последовательностей псевдослучайных равномерно распределенных чисел получили *конгруэнтные процедуры генерации*, которые могут быть реализованы *мультипликативным* либо *смешанным методом*. Конгруэнтные процедуры являются чисто детерминированными, т.к. описываются в виде рекуррентного соотношения, когда функция (1) имеет вид

*Xi*+1 = λ*Xi*+µ (mod *M*), (4)

где X*i*, λ, µ, *M* – неотрицательные целые числа.

Раскрывая ( 4 ) получим

*Xi*+1 = λ*iX*0 + (λ*i* – 1)µ/(λ–1)(mod*M*). (5)

Если задано начальное значение *X*0, множитель λ и аддитивная константа µ, то (5) однозначно определяет последовательность целых чисел {*Xi*}, составленную из остатков от деления на *М* членов последовательности

{λ*i X*0 + µ(λ*i* – 1)/(λ–1)}

Таким образом, для любого *i*≥ 1 справедливо неравенство

*Xi*<*M*.

По целым числам последовательности {*Xi*} можно построить последовательность {*хi*} = {*Xi* / *M*} рациональных чисел из единичного интервала (0, 1).

*Мультипликативный метод з*адает последовательность неотрицательных целых чисел {Xi}, не превосходящих М, по формуле

Xi+1 = λXi (mod M), (6)

т.е. это частный случай (4) при µ = 0.

Для машинной реализации наиболее удобной является версия *M=pg*, где*p*– число цифр в системе счисления, принятой в ЭВМ, а *g*- число бит в машинном слове.

Алгоритм построения последовательности для двоичной машины *M=2g*сводится к выполнению следующий операций:

1) выбрать в качестве Х0 произвольное нечетное число;

2) вычислить коэффициент λ = 8t± 3, гдеt - любое целое положительное число;

3) найти произведение λ*X0*, содержащее не более 2g значащих разрядов;

4) взять g младших разрядов в качестве первого числа последовательности *X*1, а остальные отбросить;

5) определить дробь *x*1 =*X*1 / 2g из интервала (0 ,1);

6) присвоить *X*0 = *X*1;

7) вернуться к пункту 3.

В настоящее время библиотеки стандартных программ ЭВМ для вычисления последовательностей равномерно распределенных случайных чисел основаны на конгруэнтный процедурах. Последовательность, получается по мультипликативному методу, хорошо удовлетворяет статистическим критериям проверки качества.

# 2.4 Методы проверки качества псевдослучайных чисел с равномерным законом распределения

Методы (в дальнейшем, тесты) проверки качества псевдослучайных чисел делятся на три группы:

а) тесты проверки ″случайности″ последовательности

псевдослучайных чисел;

б) тесты проверки равномерности закона распределения;

в) тесты проверки независимости последовательности.

Первые два теста основываются на статистических критериях согласия, из которых наиболее употребительным является статистический критерий согласия χ2 (Пирсона).

Пусть имеется η – случайная величина, о законе распределения которой выдвигается некоторая гипотеза, *Х* – множество возможных значений η. Разобьем *Х* на *m* попарно непересекающихся множеств *Х*1, *Х*2, …, *Х*m, таких, что

*P* {η∈*Хj*} = *pj*> 0 при *j* = 1, 2, …, *m*;

*p*1 + *p*2 + … + *pm* = *P*{η∈*Х*} = 1.

Выберем *N* независимых значений η1, η2,…, η*N* и обозначим через ν*j* количество значений η∈*Хj*. Очевидно, что математическое ожидание ν*j* равно *Npj*, т.е. М[ν*j* ] = *Npj*.

В качестве меры отклонения всех ν*j* от *Npj* выбирается величина

 (7)

При достаточно большом *N* величина χ2*N* хорошо подчиняется закону распределения χ2 с (*m* – 1) степенью свободы:

 (8)

где *km*−1 (*x*) – плотность распределения χ2 с(*m*–1) степенью свободы.

С помощью формулы (8) при заданном уровне значимости β(обычно β=0.95) можно определить нижнюю χ*н*2 и верхнюю χ*в*2 границы области возможного принятия гипотезы (доверительного интервала). Для этого нужно решить соответственно следующие уравнения:

 (9)

 (10)

где γ = 1 −β, *r* = *m* – 1.

В прил*. А* имеется таблица, в которой приведены решения уравнения

*P* {>*х*} = *p*,

где *х* =χ*н*2 или *х* =, *p* = β или *p* = γ.

**2.4.1 Тесты проверки ″случайности″**

На практике обычно применяют два теста проверки ″случайности″: тест проверки серий и тест проверки частот и пар.

Тест проверки серий предусматривает разбиение случайных цифр в исследуемой последовательности на элементы двух родов – первого и второго.

*Серией* называется любой отрезок последовательности цифр, состоящий из следующих друг за другом элементов одного и того же рода. Например, если в последовательности цифр

ε1≠ε2≠…≠ε*k*≠ε*k* + 1, ε*k* + 1=ε*k* + 2=…=ε*k* + *l*иε*k* + *l*≠ε*k* + *l* + 1≠…≠ε*s*, то цифры ε1, ε2, … ,ε*k* образуют серию первого рода длины *k*, цифры ε*k* +1, ε*k* +2, … ,ε*k* + *l* образуют серию второго рода длины *l* и цифры ε*k* +*l*+ 1, ε*k*+*l*+ 2, … ,ε*s* также образуют серию первого рода длины (*s*–*k* –*l)*.

ε1, ε2, …,εkεk + 1, εk + 2, … ,εk +*l*εk +*l*+ 1, εk+*l* +2, … ,εs

серия 1-го серия 2-го серия 1-го

рода длины kрода длины*l*рода длины (s - k -*l*)

Иногда для удобства элементы серий первого рода обозначают знаками ″−″ (минус), а второго рода – знаками ″+″(плюс). В этом случае рассматриваемая последовательность будет иметь такой вид:

−−…− + + … + −−…−

*k* минусов *l* плюсов *s*–*k* –*l* минусов

Подсчитаем количество *zl* серий второго рода длины *l* в последовательности псевдослучайных цифр ε1, ε2, … ,ε*N*. Пусть *l*=1, 2,…,*m* и *z’m*+1 – количество серий второго рода с *l*≥*m* + 1 (они объединяются в одну группу). Обозначим общее количество серий через

*z* = *z*1 + *z*2 + … + *zm* + *z’m*+1 .

Величина χ*z*2 с *m* степенями свободы вычисляется по формуле:

 (11)

где *pl*= 9 ⋅ 10−*l*, *p’m*+1=10−*m*.

Если, с заданным уровнем значимости β, значение χ*z*2 попадает в доверительный интервал, то тест проверки серий удовлетворяется.

В практике встречается также другая разновидность теста проверки серий, когда к элементам серий первого рода относят цифры, меньшие 0.5, а к элементам серий второго рода – не меньшие 0.5.

При достаточно большом объеме выборки ε1, ε2, …,ε*N* ( практически при *N*≥ 20 ) и уровне значимости β = 0.95 нижний предел *zн* общего числа серий равен:

 (12)

а нижний предел числа серий элементов первого *z’*п.р и второго *z’*в.р родов равен:

(13)  
Максимальная длина серий не должна быть больше, чем



*l*max = 3.3(lg *N* +1 .) (14)

**2.4.2 Тест проверки равномерности закона распределения**

Данный тест строится на основе применения критерия согласия

χ2. Пусть имеется выборка ε1, ε2, …,εN псевдослучайных чисел в интервале (0, 1). Интервал (0, 1) изменения случайной величины ε разбивается на *m* интервалов *хj*, *j* = 1, 2, …, *m*, очевидно, что *хm* = 1, а нижняя граница первого интервала равна нулю. Обычно принимают *m*=10÷20.

Далее производится определение вероятности *pj* попадания случайной величины ε в *j*-й интервал. Для равномерного на интервале (0,1) закона распределения *pj* = *xj* – *xj*–1. Затем определяется величина *vj* , *j*=1,2,…,*m* – число попаданий случайной величины ε в *j*-й интервал и подсчитывается величина



распределенная по закону χ2 с(*m*–1) степенью свободы.

По заданному уровню значимости β путем решения уравнений (9) и (10) (с помощью таблицы, приведенной в приложении А) можно определить нижнюю χ*н*2 и верхнюю χ*е*2 границы доверительного интервала.Если подсчитанное значение χ2 не попадает в доверительный интервал, то гипотезу о равномерном законе распределения случайной величины ε следует отвергнуть.

Дополнительно можно подсчитать эмпирическое математическое ожидание

 (15)

и эмпирическую дисперсию

 (16)

и сравнить их с теоретическими значениями соответственно 0,5 и 1/12.

Для математического ожидания можно для заданного уровня значимости β необходимо определить также доверительный интервал:



где δ определяется из уравнения:



Значения интеграла вероятностей Ф(*х*) приведены в приложении Б.

Полезно бывает сравнить также теоретическую функцию распределения *F (x*) и теоретическую плотность распределения

*f(x*) случайной величины ε с экспериментально полученными функцией распределения *F*\*(*x*) и гистограммой частот.

Известно, что для случайной величины, равномерно распределенной на интервале (0,1):





По известной выборке из *N* значений случайной величины ε экспериментальная функция распределения *F*\*(*x*) определяется следующим образом:



где *SN* (*x*) равно количеству значений ε< х.

Гистограмма частот, являющаяся аналогом плотности распределения, строится следующим образом. Весь интервал

(*х*min, *х*max) от наименьшего значения *х*min до наибольшего значения *х*max полученной выборки случайной величины разбивается на *q* равных промежутков длины *h*. Затем определяется число значений ν*i* выборки, попавших в *i*-ый промежуток, после чего для каждого 1 ≤*i*≤*q* строится прямоугольник с основанием на *i*-ом промежутке и высотой ν*i* / *h*. Полученный чертеж называется *гистограммойчастот* или просто *гистограммой*. Отметим, что при таком построении площадь *i*-го прямоугольника равна *h*⋅(ν*i* /*h*) = ν*i*, т.е. числу значений случайной величины, попавших в *i*-ый промежуток, а площадь всей гистограммы равна объему выборки.

**2.4.2Тесты проверки независимости последовательности псевдослучайных чисел**

В основе этих методов лежит представление полученных псевдослучайных чисел в качестве реализации дискретного стационарного случайного процесса *х*(*t*).

Для количественной оценки степени некоррелированности последовательности псевдослучайных чисел ε1, ε2, …,ε*N* применяется способ, заключающийся в определении коэффициента корреляции ρ(ε*i,i*) между элементом ε*i* последовательности и его номером *i*:

(19)  
Если при заданном уровне значимости βгде ρmax – верхняя граница доверительного интервала, а *z*β определяется из уравнения:



2Ф(*z*β) = β,

то считается, что имеет место корреляционная связь между псевдослучайными числами. В противном случае можно принять гипотезу об их независимости.

# 3. Задания к лабораторной работе

3.1Изучить методы получения на ЭВМ равномерно распределенных псевдослучайных чисел и тесты проверки их качества.

* 1. Составить программу получения на ЭВМ равномерно распределенных псевдослучайных чисел по заданному преподавателем методу и оценить качество полученных последовательностей по заданным преподавателем тестам.

3.3 Произвести анализ полученных результатов.

# 4.требования к оформлению отчета

Отчет должен содержать:

1. Таблицы полученных псевдослучайных чисел.
2. Результаты проверки качества полученных псевдослучайных чисел с представлением:

* при проверке на ″случайность″ – расчетов величин χ*z*2 и их доверительных интервалов, а также величин *zн*,zнп.р, zнв.р. и *l* max ;
* при проверке на равномерность закона распределения расчетов эмпирических значений математического ожидания, дисперсии псевдослучайной величины ε, доверительных интервалов для эмпирического математического ожидания, величин *χ2N* и их доверительных интервалов, а также графиков теоретической и экспериментальной функции распределения, теоретической плотности распределения и полученной гистограммы;
* при проверке на независимость – расчетов коэффициента корреляции ρ(ε*i,i*) и верхней границы ρmax его доверительного интервала.

3) Листинг программы расчетов.

4) Выводы по работе.

# 5. Контрольные вопросы

1. Какая последовательность случайных чисел используется в качестве базовой при статистическом моделировании на ЭВМ?
2. Почему генерируемые на ЭВМ последовательности чисел называются псевдослучайными?
3. Что собой представляют конгруэнтные процедуры генерации последовательностей?
4. В чем заключается преимущества и недостатки изученных методов получения на ЭВМ равномерно распределенный псевдослучайных чисел?
5. Какие условия (необходимые или/и достаточные) дает статистический критерий согласия χ2?
6. Как определяется нижняя и верхняя границы доверительного интервала при использовании статистического критерия согласия χ2?

# Список литературы

1. Советов, Б.Я. Моделирование систем: учебник для бакалавров/ Б.Я. Советов, С.А. Яковлев. - М.: Юрайт, 2013. - 344с.
2. Советов, Б.Я. Моделирование систем: практикум / Б.Я. Советов, С.А. Яковлев. - М.: Юрайт, 2014. - 295с.
3. Зарубин, В.С.Моделирование: учебное пособие для студентов, обучающихся по направлению ИВТ./ В.С.Зарубин. – М.:Академия, 2013. – 336с.
4. Советов, Б.Я. Моделирование систем: учебник для академического бакалавриата / Б.Я. Советов, С.А. Яковлев. - М.: Юрайт, 2014. - 343с.
5. Чикуров, Н.Г. Моделирование систем и процессов: учебное пособие/ Н.Г.Чикуров. - М.: РИОР: ИНФРА-М, 2013. - 398с

# Приложения

Приложение А

Таблица решений уравнения *P* {>*х*} = *p*, для распределения с rстепенями свободы

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| β | | | | | | | | γ | | | | | | | |
| 0.99 | 0.98 | 0.95 | 0.90 | 0.80 | 0.70 | 0.50 | 0.30 | 0.20 | 0.10 | 0.05 | 0.02 | 0.01 | 0.005 | 0.002 | 0.001 |
| 0.0002 | 0.0006 | 0.0039 | 0.016 | 0.064 | 0.148 | 0.455 | 1.07 | 1.64 | 2.7 | 3.8 | 5.4 | 6.6 | 7.9 | 9.5 | 10.83 |
| 0.020 | 0.040 | 0.103 | 0.211 | 0.446 | 0.713 | 1.386 | 2.41 | 3.22 | 4.6 | 6.0 | 7.8 | 9.2 | 11.6 | 12.4 | 13.8 |
| 0.115 | 0.185 | 0.352 | 0.584 | 1.005 | 1.424 | 2.366 | 3.66 | 4.64 | 6.3 | 7.8 | 9.8 | 11.3 | 12.8 | 14.8 | 16.3 |
| 0.30 | 0.43 | 0.71 | 1.06 | 1.65 | 2.19 | 3.36 | 4.9 | 6.0 | 7.8 | 9.5 | 11.7 | 13.3 | 14.9 | 16.9 | 18.5 |
| 0.55 | 0.75 | 1.14 | 1.61 | 2.34 | 3.00 | 4.35 | 6.1 | 7.3 | 9.2 | 11.1 | 13.4 | 15.1 | 16.3 | 18.9 | 20.5 |
| 0.87 | 1.13 | 1.63 | 2.20 | 3.07 | 3.83 | 5.35 | 7.2 | 8.6 | 10.6 | 12.6 | 15.0 | 16.8 | 18.6 | 20.7 | 22.5 |
| 1.24 | 1.56 | 2.17 | 2.83 | 3.82 | 4.67 | 6.35 | 8.4 | 9.8 | 12.0 | 14.1 | 16.6 | 18.5 | 20.3 | 22.6 | 24.3 |
| 1.65 | 2.03 | 2.73 | 3.49 | 4.59 | 5.63 | 7.34 | 9.5 | 11.8 | 13.4 | 15.5 | 18.2 | 20.1 | 21.9 | 24.3 | 26.1 |
| 2.09 | 2.53 | 3.32 | 4.17 | 5.38 | 6.39 | 8.34 | 10.7 | 12.2 | 14.7 | 16.9 | 19.7 | 21.7 | 23.6 | 26.1 | 27.9 |
| 2.56 | 3.06 | 3.94 | 4.86 | 6.18 | 7.27 | 9.34 | 11.8 | 13.4 | 16.0 | 18.3 | 21.2 | 23.2 | 25.2 | 27.7 | 29.6 |
| 0.99 | 0.98 | 0.95 | 0.90 | 0.80 | 0.70 | 0.50 | 0.30 | 14.6 | 17.3 | 19.7 | 22.6 | 24.7 | 26.8 | 29.4 | 31.3 |
| 3.1 | 3.6 | 4.6 | 5.6 | 7.0 | 8.1 | 10.3 | 12.9 | 15.8 | 18.5 | 21.0 | 24.1 | 26.2 | 28.3 | 31 | 32.9 |
| 3.6 | 4.2 | 5.2 | 6.3 | 7.8 | 9.0 | 11.3 | 14.0 | 17.0 | 19.8 | 22.4 | 25.5 | 27.7 | 29.8 | 32.5 | 34.5 |
| 4.1 | 4.8 | 5.9 | 7.0 | 8.6 | 9.9 | 12.3 | 15.1 | 18.2 | 21.1 | 23.7 | 26.9 | 29.1 | 31 | 34 | 36.1 |
| 4.7 | 5.4 | 6.6 | 7.8 | 9.5 | 10.8 | 13.3 | 16.2 | 19.3 | 22.3 | 25.0 | 28.3 | 30.6 | 32.5 | 35.5 | 37.7 |
| 5.2 | 6.0 | 7.3 | 8.5 | 10.3 | 11.7 | 14.3 | 17.3 | 20.5 | 23.5 | 26.3 | 29.6 | 32.0 | 34 | 37 | 39.2 |
| 5.8 | 6.6 | 8.0 | 9.3 | 11.2 | 12.6 | 15.3 | 18.4 | 21.6 | 24.8 | 27.6 | 31.0 | 33.4 | 35.5 | 38.5 | 40.8 |
| 6.4 | 7.3 | 8.7 | 10.1 | 12.0 | 13.5 | 16.3 | 19.5 | 22.8 | 26.0 | 28.9 | 32.3 | 34.8 | 37 | 40 | 42.3 |
| 7.0 | 7.9 | 9.4 | 10.9 | 12.9 | 14.4 | 17.3 | 20.6 | 23.9 | 27.2 | 30.1 | 33.7 | 36.2 | 38.5 | 41.5 | 43.8 |
| 7.6 | 8.6 | 10.1 | 11.7 | 13.7 | 15.4 | 18.3 | 21.7 | 25.0 | 28.4 | 31.4 | 35.0 | 37.6 | 40 | 43 | 45.3 |

Приложение Б

Таблица значений интеграла вероятностей 

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| *х* | Ф ( *х*) | *х* | Ф ( *х*) | *х* | Ф ( *х* ) |
| 0.00 | 0.0000 | 1.20 | 0.3849 | 2.40 | 0.4918 |
| 0.05 | 0.0199 | 1.25 | 0.3944 | 2.45 | 0.4929 |
| 0.10 | 0.0398 | 1.30 | 0.4032 | 2.50 | 0.4938 |
| 0.15 | 0.0596 | 1.35 | 0.4115 | 2.55 | 0.4946 |
| 0.20 | 0.0793 | 1.40 | 0.4192 | 2.60 | 0.4953 |
| 0.25 | 0.0987 | 1.45 | 0.4265 | 2.65 | 0.4960 |
| 0.30 | 0.1179 | 1.50 | 0.4332 | 2.70 | 0.4965 |
| 0.35 | 0.1368 | 1.55 | 0.4394 | 2.75 | 0.4970 |
| 0.40 | 0.1554 | 1.60 | 0.4452 | 2.80 | 0.4974 |
| 0.45 | 0.1736 | 1.65 | 0.4505 | 2.85 | 0.4978 |
| 0.50 | 0.1915 | 1.70 | 0.4554 | 2.90 | 0.4981 |
| 0.55 | 0.2088 | 1.75 | 0.4599 | 2.95 | 0.4984 |
| 0.60 | 0.2257 | 1.80 | 0.4641 | 3.00 | 0.4987 |
| 0.65 | 0.2422 | 1.85 | 0.4678 | 3.05 | 0.4989 |
| 0.70 | 0.2580 | 1.90 | 0.4713 | 3.10 | 0.4990 |
| 0.75 | 0.2734 | 1.95 | 0.4744 | 3.15 | 0.4992 |
| 0.80 | 0.2881 | 2.00 | 0.4773 | 3.20 | 0.4993 |
| 0.85 | 0.3023 | 2.05 | 0.4798 | 3.25 | 0.4994 |
| 0.90 | 0.3159 | 2.10 | 0.4821 | 3.30 | 0.4995 |
| 0.95 | 0.3289 | 2.15 | 0.4842 | 3.35 | 0.4995 |
| 1.00 | 0.3413 | 2.20 | 0.4861 | 3.40 | 0.4996 |
| 1.05 | 0.3531 | 2.25 | 0.4878 | 3.45 | 0.4997 |
| 1.10 | 0.3643 | 2.30 | 0.4893 | 3.50 | 0.4998 |
| 1.15 | 0.3749 | 2.35 | 0.4906 | 3.75 | 0.4999 |

Составители:

ПОЛУЧЕНИЕ НА ЭВМ

РАВНОМЕРНО РАСПРЕДЕЛЕННЫХ

ПСЕВДОСЛУЧАЙНЫХ ЧИСЕЛ

Методические указания

к лабораторной работе по дисциплине

«Моделирование»

Подписано в печать 16.05.2007 Формат 60х84 1/16.

Бумага офсетная. Печать плоская. Гарнитура Nimes New Roman.

Усл. печ. л. 1,0. Усл.-кр.-отт. 1,0. Уч-изд.л. 0,9.

Тираж 100 экз. Заказ № 248

ГОУ ВПО Уфимский государственный авиационный технический университет

Центр оперативной полиграфии УГАТУ

450000, Уфа-центр, ул. К. Маркса, 12