

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ
БЕЛОРУССКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
Факультет прикладной математики и информатики

Ермолаева Екатерина Александровна

Отчет по лабораторным работам по курсу
“Имитационное и статистическое моделирование”
студента 2 курса 14 группы

Работа сдана 2021г.

зачтена _____ 2021 г.

Преподаватель

Лобач Сергей Викторович
ассистент кафедры ММАД

(подпись преподавателя)

Минск 2021

Лабораторная работа 1.

Условие:

Используя метод Макларена-Марсальи построить датчик БСВ (1 датчик должен быть мультипликативный конгруэнтный, второй – на выбор). Исследовать точность построенной БСВ.

1) Осуществить моделирование $n = 1000$ реализаций БСВ с помощью мультипликативного конгруэнтного метода (МКМ) с параметрами $a_0, \beta, M = 231$.

2) Осуществить моделирование $n = 1000$ реализаций БСВ с помощью метода Макларена-Марсальи (один датчик должен быть мультипликативный конгруэнтный (п. 1), второй – на выбор).

K – объем вспомогательной таблицы.

3) Проверить точность моделирования обоих датчиков (п. 1 и п. 2) с помощью критерия согласия Колмогорова и χ^2 -критерия Пирсона с уровнем значимости $\varepsilon = 0.05$.

Теория:

Мультипликативный конгруэнтный метод:

Псевдослучайная последовательность a_1, a_2, \dots, a_n строится по следующим рекуррентным формулам:

$$a_t = a_t^* / M, \quad a_t^* = \{\beta a_{t-1}^*\} \bmod M \quad (t = 1, 2, \dots),$$

где β, M, a_t^* - параметры датчика: β - множитель ($\beta < M$), M – модуль, $a_t^* \in \{1, \dots, M - 1\}$ - стартовое значение (нечетное число).

В данной работе брались значения: $M = 2147483648, a_t^* = \beta = 262147$.

Метод Макларена-Марсальи:

Пусть $\{\beta_t\}, \{c_t\}$ - псевдослучайные последовательности, порожденные независимо работающими датчиками; $\{a_t\}$ - результирующая псевдослучайная последовательность реализация БСВ;

$V = \{V(0), V(1), \dots, V(K-1)\}$ – вспомогательная таблица K чисел.

Процесс вычисления $\{a_t\}$ включает следующие этапы:

- первоначальное заполнение таблицы

$$V: V(i) = \beta_i, \quad i = \overline{0, K - 1};$$

- случайный выбор из таблицы:

$$a_t = V(s), \quad s = [c_t \cdot K];$$

-обновление табличных значений:

$$V(s) = b_{t+K}, \quad t = 0, 1, 2, \dots$$

В данной работе в качестве $\{\beta_t\}$ бралась последовательность (из 1000 элементов), полученная мультипликативным конгруэнтным методом,

описанным выше. В качестве $\{c_t\}$ бралась последовательности (из 1000) элементов, полученная аналогичным способом с тем же M и $a_0^* = \beta = 50653, K = 256$.

χ^2 - критерий согласия Пирсона:

Область возможных значений случайной величины разбивается на интервалы $[x_{k-1}, x_k), k = \overline{1, K}$.

Рассматривается следующая статистика:

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^K \frac{(v_k - n \cdot p_k)^2}{n \cdot p_k}$$

где n – объем выборки,

v_k - количество элементов выборки, попавших в k -ый интервал,

p_k - вероятность попадания случайной величины в k -ый интервал.

Проверяется условие $\chi^2 < \Delta$, где $\Delta = G^{-1}(1 - \varepsilon)$, G - функция распределения распределения χ^2 , ε - уровень значимости (обычно $\varepsilon = 0.05$).

В данной работе отрезок $[0;1]$ разбивался на 10 интервалов.

Критерий согласия Колмогорова:

Рассматривается статистика:

$$D_n = \sup_{x \in \mathbb{R}} |F_{\xi}(x) - F_0(x)| \in [0;1],$$

где

$$F_{\xi}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_{[-\infty; x]}(x_i), x \in R,$$

$$F_0(x) = x, x \in [0; 1]$$

Проверяется условие $\sqrt{n}K_n < \Delta$, где $\Delta = K^{-1}(1 - \varepsilon)$, K - функция распределения распределения Колмогорова, ε - уровень значимости.

Код программы:

```
#include <iostream>
#include <algorithm>
using namespace std;
long long M = 2147483648;
long long a0 = 262147;
long long a1 = 50653;
long long K = 256;

void MKM(long double* sequence, int n, long long a, long long b) {
    long long aPrev = a;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        sequence[i] = (long double)aPrev / M;
        aPrev = (aPrev * b) % M;
    }
}

void MM(long double* sequence, int n) {
    long double* bSequence = new long double[1000];
```

```

    long double* cSequence = new long double[1000];
    MKM(bSequence, 1000, a0, a0);
    MKM(cSequence, 1000, a1, a1);

    long double* V = new long double[K];

    for (int i = 0; i < K; i++) {
        V[i] = bSequence[i];
    }
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        int s = (int) (cSequence[i] * K);
        sequence[i] = V[s];
        V[s] = bSequence[i + K];
    }

    delete[] bSequence, cSequence, V;
}

void Pirson(long double* sequence, int n) {
    double v[10] = { 0 };
    double x = 0;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        for (int j = 9; j >= 0; j--) {
            if (sequence[i] >= 0.1 * j) {
                v[j]++;
                break;
            }
        }
    }

    for (int i = 0; i < 10; i++) {
        x += pow((v[i] - n * 0.1), 2) / (n * 0.1);
    }
    cout << "Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):\n";
    cout << "Результат - " << x << "\n";
}

void Kolmogorov(long double* sequence, int n) {
    long double* sortedSequence = new long double[n];
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        sortedSequence[i] = sequence[i];
    }
    sort(sortedSequence, sortedSequence + n);
    long double D = 0;

    for (int i = 0; i < n; i++) {
        long double k = abs((long double) (i + 1) / n - sortedSequence[i]);
        if (D < k) {
            D = k;
        }
    }
    D *= sqrt(n);
    cout << "Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):\n";
    cout << "Результат - " << D << "\n";
    delete[] sortedSequence;
}

int main()
{
    setlocale(LC_ALL, "Russian");
    int n = 1000;
    long double* sequence1 = new long double[n];
    MKM(sequence1, n, a0, a0);
}

```

```

long double* sequence2 = new long double[n];
MM(sequence2, n);

cout << "Мультипликативный конгруэнтный метод:\n";
Pirson(sequence1, n);
Kolmogorov(sequence1, n);
cout << "Метод Макларена-Марсальи:\n";
Pirson(sequence2, n);
Kolmogorov(sequence2, n);
delete[] sequence1, sequence2;
return 0;
}

```

Результаты:

Мультипликативный конгруэнтный метод:

$$\sqrt{n}D_n = 0.83 < 1.36, \chi^2 = 7.64 < 16.92$$

Метод Макларена-Марсальи:

$$\sqrt{n}D_n = 0.93 < 1.36, \chi^2 = 11.72 < 16.92$$

Лабораторная работа 2.

Условие:

Смоделировать дискретную случайную величину (задания на стр. 18-22).
Исследовать точность моделирования.

- 1) Осуществить моделирование $n = 1000$ реализаций СВ из заданных дискретных распределений.
- 2) Вывести на экран несмещенные оценки математического ожидания и дисперсии, сравнить их с истинными значениями.
- 3) Для каждой из случайных величин построить свой χ^2 -критерий Пирсона с уровнем значимости $\varepsilon=0.05$. Проверить, что вероятность ошибки I рода стремится к 0.05.
- 4) Осуществить проверку каждой из сгенерированных выборок каждым из построенных критериев.

Теория:

Отрицательное биномиальное распределение (с параметрами m и p):

Случайная величина ξ принимает только целые неотрицательные значения, причем $P(\xi = k) = C_{k+m-1}^k p^m (1-p)^k$, $k \in Z, k \geq 0$. Параметры распределения: m - натуральное число, $p \in (0, 1)$.

В данной работе, сначала моделировалась последовательность БСВ, а потом по каждой БСВ строился соответствующий элемент выборки отрицательного биномиального распределения: отрезок $[0;1]$ разбивался на интервалы длин $C_{k+m-1}^k p^m (1-p)^k$ и проверялось, в какой интервал попадает элемент последовательности БСВ.

Распределение Пуассона (с параметром λ):

Случайная величина ξ принимает только целые неотрицательные значения, причем $P(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!}, k \in Z, k \geq 0$.

В данной работе, сначала моделировалась последовательность БСВ, а потом по каждой БСВ строился соответствующий элемент выборки распределения Пуассона: отрезок $[0;1]$ разбивался на интервалы длин $\frac{\lambda^k}{k!}$ и проверялось, в какой интервал попадает элемент последовательности БСВ.

Геометрическое распределение (с параметром p):

Случайная величина ξ принимает только целые неотрицательные значения, причем $P(\xi = k) = p (1 - p)^k, k \in Z, k \geq 0$. Параметр распределения $p \in (0, 1)$.

В данной работе, сначала моделировалась последовательность БСВ, а потом по каждой БСВ строился соответствующий элемент выборки геометрического распределения: отрезок $[0;1]$ разбивался на интервалы длин $p (1 - p)^k$ и проверялось, в какой интервал попадает элемент последовательности БСВ.

Код программы:

```
#include <iostream>
#include <time.h>
#include <algorithm>
using namespace std;

void NegBi(int* sequence, int n, int r, double p) {
    srand(time(0));
    double q = 1 - p;
    double p0 = pow(p, r);
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        p = p0;
        int z = 0;
        double a = (double)rand() / RAND_MAX;

        a -= p;
        while (a >= 0) {
            z++;
            p = p * q * (z - 1 + r) / z;
            a -= p;
        }
        sequence[i] = z;
    }
}

void P(int* sequence, int n, int lambda) {
    srand(time(0));
    double p0 = exp(-lambda), p;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        p = p0;
        int z = 0;
        double a = (double)rand() / RAND_MAX;

        a -= p;
        while (a >= 0) {
            z++;
            p = p * lambda / z;
            a -= p;
        }
    }
}
```

```

        sequence[i] = z;
    }
}

void G(int* sequence, int n, double p) {
    srand(time(0));
    double p0 = p;
    double q = 1 - p;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        p = p0;
        int z = 0;
        double a = (double)rand() / RAND_MAX;

        a -= p;
        while (a >= 0) {
            z++;
            p *= q;
            a -= p;
        }
        sequence[i] = z;
    }
}

double E(int* sequence, int n) {
    double res = 0;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        res += (double)sequence[i];
    }
    return res / n;
}

double D(int* sequence, int n, double e) {
    double res = 0;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        double k = ((double)sequence[i] - e);
        res += k * k;
    }
    return res / (n - 1);
}

void Pirson(int* sequence, int n, double(*f)(int)) {
    int* sortedSequence = new int[n];
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        sortedSequence[i] = sequence[i];
    }
    sort(sortedSequence, sortedSequence + n);
    int max = sortedSequence[n - 1];
    double x = 0;
    int count = 0;
    int j = 0;
    for (int i = 0; i <= max; i++) {
        count = 0;
        while (j < n && sortedSequence[j] == i) {
            count++;
            j++;
        }
        double p = f(i) * n;
        x += pow((count - p), 2) / p;
    }
    cout << "Критерий Пирсона (количество степеней свободы - " << max - 1 <<
"\n";
    cout << "Результат - " << x << "\n";
    delete[] sortedSequence;
}

```

```

double fBi(int x) {
    double p = pow(0.25, 6);
    double q = pow(0.75, x);
    double C = 1;
    for (int i = 1; i <= x; i++) {
        C *= (double)(5 + i);
        C /= i;
    }
    return C * p * q;
}

double fP(int x) {
    int lambda = 3;
    double res = pow(lambda, x) * exp(-lambda);
    for (int i = 2; i <= x; i++) {
        res /= i;
    }
    return res;
}

double fG(int x) {
    double p = 0.25;
    return p * pow(1 - p, x);
}

int main()
{
    setlocale(LC_ALL, "Russian");
    int n = 1000;
    int* sequenceBi = new int[n];
    int* sequenceP = new int[n];
    int* sequenceG = new int[n];

    NegBi(sequenceBi, n, 6, 0.25);
    P(sequenceP, n, 3);
    G(sequenceG, n, 0.25);

    double e = E(sequenceBi, n);
    double d = D(sequenceBi, n, e);
    cout << "Отрицательное биномиальное распределение (с параметрами 6 и 0.25):\n";
    cout << "Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - 18): " << e << "\n";
    cout << "Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 72): " << d << "\n";
    Pirson(sequenceBi, n, fBi);
    cout << "\n";

    e = E(sequenceP, n);
    d = D(sequenceP, n, e);
    cout << "Распределение Пуассона (с параметром 3):\n";
    cout << "Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - 3): " << e << "\n";
    cout << "Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 3): " << d << "\n";
    Pirson(sequenceP, n, fP);
    cout << "\n";

    e = E(sequenceG, n);
    d = D(sequenceG, n, e);
    cout << "Геометрическое распределение (с параметром 0.25):\n";
    cout << "Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - 3): " << e << "\n";
    cout << "Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 12): " << d << "\n";
}

```



```

    Pirson(sequenceG, n, fG);

    delete[] sequenceBi, sequenceP, sequenceG;
    return 0;
}

```

Результаты:

Отрицательное биномиальное распределение:

Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - 18):
18.138

Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 72): 73.3203

Критерий Пирсона (количество степеней свободы - 53)

Результат - 49.5619

Распределение Пуассона:

Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - 3):
3.039

Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 3): 2.96444

Критерий Пирсона (количество степеней свободы - 9)

Результат - 10.0552

Геометрическое распределение:

Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - 3):
3.011

Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 12): 12.4173

Критерий Пирсона (количество степеней свободы - 23)

Результат - 27.5227

Лабораторная работа 3.

Условие:

Смоделировать непрерывную случайную величину (задания на стр. 25-47). Исследовать точность моделирования.

1) Осуществить моделирование $n = 1000$ реализаций СВ из нормального закона распределения $N(m, s^2)$ с заданными параметрами. Вычислить несмещенные оценки математического ожидания и дисперсии, сравнить их с истинными.

2) Смоделировать $n = 1000$ СВ из заданных абсолютно непрерывных распределений. Вычислить несмещенные оценки математического ожидания и дисперсии, сравнить их с истинными значениями (если это возможно).

3) Для каждой из случайных величин построить свой критерий Колмогорова с уровнем значимости $\varepsilon = 0.05$. Проверить, что вероятность ошибки I рода стремится к 0.05.

4) Для каждой из случайных величин построить свой χ^2 -критерий Пирсона с уровнем значимости $\varepsilon = 0.05$. Проверить, что вероятность ошибки I рода стремится к 0.05.

5) Осуществить проверку каждой из сгенерированных выборок каждым из построенных критериев.

Теория:**Распределение Вейбулла-Гнеденко (с параметрами k, λ):**

НСВ $\xi \in [0; +\infty)$ с плотностью распределения

$$p_{\xi}(x) = k \cdot \lambda x^{k-1} \exp\{-\lambda x^k\}, x \geq 0$$

имеет распределение Вейбулла-Гнеденко $W(\lambda, k)$. Функция распределения имеет вид:

$$F_{\xi}(x) = 1 - \exp\{-\lambda x^k\}, x \geq 0$$

Среднее значение и дисперсия равны:

$$\mu = \lambda^{-1/k} \cdot \Gamma(1 + \frac{1}{k}),$$

$$\sigma^2 = \lambda^{-2/k} (\Gamma(1 + \frac{2}{k}) - \Gamma^2(1 + \frac{1}{k})),$$

здесь $\Gamma(x)$ -гамма-функция Эйлера, то есть

$$\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} x^{x-1} e^{-x} dx; \Gamma(k) = (k-1)!, k = 1, 2, \dots$$

Распределение может быть смоделировано методом обратной функции:

$$x = (-\frac{1}{\lambda} \ln U)^{1/k}, U - \text{БСВ}$$

Логистическое распределение (с параметрами k, μ):

НСВ $\xi \in R$ с плотностью распределения

$$p_{\xi}(x) = \frac{\exp\{(x-\mu)/k\}}{k(1+\exp\{(x-\mu)/k\})^2}, x \in R$$

имеет логистическое распределение $LG(k, \mu)$, где μ -среднее значение, $k = \sqrt{3}\sigma/\pi > 0$, σ - стандартное отклонение СВ. Функция распределения имеет вид:

$$F_{\xi}(x) = (1 + \exp\{-(x - \mu)/k\})^{-1}$$

Распределение может быть смоделировано методом обратной функции:

$$x = \mu + k \cdot \ln(\frac{U}{1-U}), U - \text{БСВ}$$

Распределение Фишера (с параметрами l, m):

НСВ $\xi \in [0; +\infty)$ с плотностью распределения

$$p_{\xi}(x) = \frac{\Gamma(\frac{l+m}{2}) x^{\frac{l}{2}-1} (l/m)^{l/2}}{\Gamma(1/2)\Gamma(m/2)(1+x/m)^{(l+m)/2}}, x \geq 0$$

имеет распределение Фишера $F(l, m)$.

Среднее значение и дисперсия равны:

$$\mu = \frac{m}{m-2}, m > 2,$$

$$\sigma^2 = 2m^2(l + m - 2)/l(m - 2)^2(m - 4), m > 4$$

Распределение может быть смоделировано по формуле:

$$x = \frac{\xi_l/l}{\xi_m/m}, \text{ где } \xi_l \sim \chi^2(l), \xi_m \sim \chi^2(m)$$

χ^2 -распределение (с параметром m):

НСВ $\xi \in [0; +\infty)$ с плотностью распределения

$$p_{\xi}(x) = \frac{x^{(m-2)/2} e^{-x/2}}{2^{m/2} \Gamma(m/2)}, x \geq 0$$

имеет хи-квадрат распределение $\chi^2(m)$, $m > 0$ - натуральное число.

Среднее значение и дисперсия равны:

$$\mu = m,$$

$$\sigma^2 = 2m$$

Распределение может быть смоделировано по формуле:

$$x = \sum_{i=1}^m z_i^2, z_i \sim N(0, 1)$$

Код программы:

```
#include <iostream>
#include <algorithm>
#include <cmath>
#include <time.h>
#include <gsl/gsl_sf.h>
#include <gsl/gsl_cdf.h>

using namespace std;

double m = -2, s = 1;
double a1 = 0.5, a2 = -1, b1 = 1, b2 = 2;
double m1 = 4, m2 = 3, l1 = 5;

void N(double* sequence, int n, double m, double s) {
    int k = 12;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        sequence[i] = 0;
        for (int j = 0; j < k; j++) {
            sequence[i] += (double)rand() / RAND_MAX;
        }
        sequence[i] -= 6;
        sequence[i] = m + sequence[i] * s;
    }
}

void W(double* sequence, int n, double a, double b) {
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        double r = (double)rand() / RAND_MAX;
        sequence[i] = a * pow(-log(r), 1 / b);
    }
}

void LG(double* sequence, int n, double a, double b) {
    for (int i = 0; i < n; i++) {
```

```

        double r = (double)rand() / RAND_MAX;
        sequence[i] = a + b * log(r / (1 - r));
    }
}

void X(double* sequence, int n, double m) {
    double* r = new double[m];
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        N(r, m, 0, 1);
        sequence[i] = 0;
        for (int j = 0; j < m; j++) {
            sequence[i] += r[j] * r[j];
        }
    }
    delete[] r;
}

void F(double* sequence, int n, double m, double l) {
    double* lr = new double[l];
    double* mr = new double[l];
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        X(lr, l, l);
        X(mr, l, m);
        sequence[i] = (lr[0] / l) / (mr[0] / m);
    }
    delete[] lr, mr;
}

double E(double* sequence, int n) {
    double res = 0;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        res += (double)sequence[i];
    }
    return res / n;
}

double D(double* sequence, int n, double e) {
    double res = 0;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        double k = ((double)sequence[i] - e);
        res += k * k;
    }
    return res / (n - 1);
}

double Pirson(double* sequence, int n, double(*f)(double)) {
    double v[10] = { 0 };
    double x = 0;
    double* sortedSequence = new double[n];
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        sortedSequence[i] = sequence[i];
    }
    sort(sortedSequence, sortedSequence + n);
    double step = (sortedSequence[n - 1] - sortedSequence[0]) / 10;
    int i = 0;
    for (int j = 0; i < n && j < 10; j++) {
        while (sortedSequence[i] < sortedSequence[0] + j * step + step &&
i < n) {
            v[j]++;
            i++;
        }
    }
    double curr = sortedSequence[0];
    for (int i = 0; i < 10; i++) {

```

```

        double p = f(curr + step) - f(curr);
        x += pow(v[i] - n * p, 2) / (n * p);
        curr += step;
    }
    delete[] sortedSequence;
    return x;
}

double Kolmogorov(double* sequence, int n, double(*f)(double)) {
    double* sortedSequence = new double[n];
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        sortedSequence[i] = sequence[i];
    }
    sort(sortedSequence, sortedSequence + n);
    double D = 0;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        double k = abs((double)(i + 1) / n - f(sortedSequence[i]));
        if (D < k) {
            D = k;
        }
    }
    D *= sqrt(n);
    delete[] sortedSequence;
    return D;
}

double fN(double x) {
    return gsl_cdf_ugaussian_P((x - m) / s);
}

double fW(double x) {
    return 1 - exp(-pow((x / a1), b1));
}

double fLG(double x) {
    return 1 / (1 + exp(-(x - a2) / b2));
}

double fX(double x) {
    return gsl_sf_gamma_inc_P(m1 / 2, x / 2);
}

double fF(double x) {
    return gsl_sf_beta_inc(l1 / 2, m2 / 2, l1 * x / (l1 * x + m2));
}

int main()
{
    setlocale(LC_ALL, "Russian");
    srand(time(0));

    int n = 1000;
    double* sequenceN = new double[n];
    double* sequenceW = new double[n];
    double* sequenceLG = new double[n];
    double* sequenceX = new double[n];
    double* sequenceF = new double[n];

    N(sequenceN, n, m, s);
    W(sequenceW, n, a1, b1);
    LG(sequenceLG, n, a2, b2);
    X(sequenceX, n, m1);
    F(sequenceF, n, m2, l1);

    double e = E(sequenceN, n);

```

```

double d = D(sequenceN, n, e);
double realE = m;
double realD = s;
double pirson = Pirson(sequenceN, n, fN);
double kolmogorov = Kolmogorov(sequenceN, n, fN);
cout << "\nНормальное распределение:\n";
cout << "Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение
- " << realE << "): " << e << "\n";
cout << "Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - " << realD
<< "): " << d << "\n";
cout << "Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):\n";
cout << "Результат - " << pirson << "\n";
int mistakeCount = 0;
for (int i = 0; i < 1000; i++) {
    N(sequenceN, n, m, s);
    if (Pirson(sequenceN, n, fN) > 16.92) {
        mistakeCount++;
    }
}
cout << "Процент ошибок первого рода - " << (double)mistakeCount / 10
<< "\n";
cout << "Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):\n";
cout << "Результат - " << kolmogorov << "\n";
mistakeCount = 0;
for (int i = 0; i < 1000; i++) {
    N(sequenceN, n, m, s);
    if (Kolmogorov(sequenceN, n, fN) > 1.36) {
        mistakeCount++;
    }
}
cout << "Процент ошибок первого рода - " << (double)mistakeCount / 10
<< "\n";

e = E(sequenceW, n);
d = D(sequenceW, n, e);
realE = a1 * tgamma(1 / b1 + 1);
realD = a1 * a1 * (tgamma(2 / b1 + 1) - pow(tgamma(1 / b1 + 1), 2));
pirson = Pirson(sequenceW, n, fW);
kolmogorov = Kolmogorov(sequenceW, n, fW);
cout << "\nРаспределение ♦ейбулла:\n";
cout << "Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение
- " << realE << "): " << e << "\n";
cout << "Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - " << realD
<< "): " << d << "\n";
cout << "Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):\n";
cout << "Результат - " << pirson << "\n";
cout << "Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):\n";
cout << "Результат - " << kolmogorov << "\n";

e = E(sequenceLG, n);
d = D(sequenceLG, n, e);
realE = a2;
realD = b2 * b2 * acos(-1) * acos(-1) / 3;
pirson = Pirson(sequenceLG, n, fLG);
kolmogorov = Kolmogorov(sequenceLG, n, fLG);
cout << "\nЛогистическое распределение:\n";
cout << "Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение
- " << realE << "): " << e << "\n";
cout << "Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - " << realD
<< "): " << d << "\n";
cout << "Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):\n";
cout << "Результат - " << pirson << "\n";
cout << "Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):\n";
cout << "Результат - " << kolmogorov << "\n";

```

```

e = E(sequenceX, n);
d = D(sequenceX, n, e);
realE = m1;
realD = 2 * m1;
pirson = Pirson(sequenceX, n, fX);
kolmogorov = Kolmogorov(sequenceX, n, fX);
cout << "\nРаспределение Хи-квадрат:\n";
cout << "Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение
- " << realE << "): " << e << "\n";
cout << "Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - " << realD
<< "): " << d << "\n";
cout << "Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):\n";
cout << "Результат - " << pirson << "\n";
cout << "Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):\n";
cout << "Результат - " << kolmogorov << "\n";

e = E(sequenceF, n);
d = D(sequenceF, n, e);
realE = m2 / (m2 - 2);
realD = 2 * 11 * 11 * (m2 + 11 - 2) / m2 / (11 - 4) / (m2 - 2) / (m2 -
2);
pirson = Pirson(sequenceF, n, fF);
kolmogorov = Kolmogorov(sequenceF, n, fF);
cout << "\nРаспределение Фишера:\n";
cout << "Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение
- " << realE << "): " << e << "\n";
cout << "Несмещенная оценка дисперсии: " << d << "\n";
cout << "Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):\n";
cout << "Результат - " << pirson << "\n";
cout << "Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):\n";
cout << "Результат - " << kolmogorov << "\n";

delete[] sequenceN, sequenceW, sequenceLG, sequenceX, sequenceF;
return 0;
}

```

Результат:

Нормальное распределение:

Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - -2):
-2.02608

Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 1): 1.03288

Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):

Результат - 12.1765

Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):

Результат - 0.929363

Распределение Вейбулла:

Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение -
0.5): 0.516864

Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 0.25): 0.259032

Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):

Результат - 5.13084

Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):

Результат - 1.15681

Логистическое распределение:

Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - -1):
-0.947544

Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 13.1595): 13.4934

Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):

Результат - 10.5762

Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):

Результат - 0.519319

Распределение Хи-квадрат:

Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - 4):
3.95465

Несмещенная оценка дисперсии (истинное значение - 8): 7.19646

Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):

Результат - 10.6012

Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):

Результат - 0.99958

Распределение Фишера:

Несмещенная оценка математического ожидания (истинное значение - 3):
2.8252

Несмещенная оценка дисперсии: 87.3072

Критерий Пирсона (порог критерия - 16.92):

Результат - 7.32921

Критерий Колмогорова (порог критерия - 1.36):

Результат - 0.638314

Лабораторная работа 4.

Условие:

Вычислить значение интеграла, используя метод Монте-Карло. Оценить точность.

1. По методу Монте-Карло вычислить приближенные значения интегралов.
2. Сравнить полученное значение либо с точным значением (если его получится вычислить), либо с приближенным, полученным в каком-либо математическом пакете (например, в mathematica). Для этого построить график зависимости точности вычисленного методом Монте-Карло интеграла от числа итераций n .

Интегралы:

$$\int_0^{\infty} e^{-x} \sqrt{1+x} dx,$$
$$\int_0^1 \int_0^2 (x^2 + y^2) dx dy$$

Теория:

Метод Монте-Карло приближенного вычисления интеграла:

Необходимо вычислить $a = \int_A g(x)dx$, $x \in R^n$, $A \subseteq R^n$.

Пусть η - произвольная случайная величина с плотностью распределения $P_\eta(x)$, $x \in A$ имеющая конечный момент второго порядка.

Рассмотрим СВ $\xi = \frac{g(\eta)}{P_\eta(\eta)}$. Для нее справедливо $E\{\xi\} = a$, $D\{\xi\} < \infty$.

Значит, в качестве приближенного значения a можно взять

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{g(\eta_i)}{P_\eta(\eta_i)}$$

В данной работе в качестве η для первого интеграла бралась экспоненциально распределенная случайная величина (с параметром 1), а для второго интеграла бралась случайная величина, равномерно распределенная на $[0; 1] \times [0; 2]$.

Код программы:

```
#include <iostream>
#include <time.h>

using namespace std;

double a = 1;

void E(double* sequence, int n, double a) {
    double r;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        do {
            r = (double)rand() / RAND_MAX;
        } while (r == 0);
        sequence[i] = -log(r) / a;
    }
}

double pE(double x) {
    return a * exp(-a * x);
}

double calculateIntegral(double(*g)(double), double(*p)(double), double*
sequence, int n) {
    double result = 0;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        result += (g(sequence[i]) / p(sequence[i]) / n);
    }
    return result;
}

double calculateDoubleIntegral(double(*g)(double, double),
double(*p)(double, double), double* sequence1, double* sequence2, int n) {
    double result = 0;
    for (int i = 0; i < n; i++) {
        result += (g(sequence1[i], sequence2[i]) / p(sequence1[i],
sequence2[i]) / n);
    }
    return result;
}
```

```

double g1(double x) {
    return exp(-x) * sqrt(1 + x);
}

double g2(double x, double y) {
    return x * x + y * y;
}

double p2(double x, double y) {
    return 1.0 / 2.0;
}

int main()
{
    srand(time(0));

    int n[] = { 10, 20, 50, 100, 500, 1000 };
    double realIntegral1 = 1.37894;
    double realIntegral2 = 10.0 / 3.0;
    double integral1;
    double integral2;
    double* sequence1;
    double* sequence21;
    double* sequence22;

    printf("ListLinePlot[{"");
    for (int i = 0; i < _countof(n); i++) {
        sequence1 = new double[n[i]];

        E(sequence1, n[i], a);

        integral1 = calculateIntegral(g1, pE, sequence1, n[i]);

        printf("%d, %lf", n[i], 1 - abs(integral1 - realIntegral1) /
realIntegral1);
        if (i != _countof(n) - 1) {
            printf(", ");
        }
    }
    printf("]]\n");

    printf("ListLinePlot[{"");
    for (int i = 0; i < _countof(n); i++) {
        sequence21 = new double[n[i]];
        sequence22 = new double[n[i]];

        for (int j = 0; j < n[i]; j++) {
            sequence21[j] = (double)rand() / RAND_MAX * 2;
            sequence22[j] = (double)rand() / RAND_MAX;
        }

        integral2 = calculateDoubleIntegral(g2, p2, sequence21, sequence22,
n[i]);

        printf("%d, %lf", n[i], 1 - abs(integral2 - realIntegral2) /
realIntegral2);
        if (i != _countof(n) - 1) {
            printf(", ");
        }
    }
    printf("]]\n");

    delete[] sequence1;

```

```
    return 0;  
}
```

Результат:

При n=1000 для первого интеграла:

Реальное значение - 1.378940.

Подсчитанное приближение - 1.380619.

Для второго интеграла:

Реальное значение - 3.333333.

Подсчитанное приближение - 3.389709.

Лабораторная работа 5.**Условие:**

Решить систему линейных уравнений, используя метод Монте-Карло.

1. Решить систему линейных алгебраических уравнений методом Монте-Карло.
2. Сравнить с решением данного уравнения, полученным в произвольном математическом пакете.
3. Построить график зависимости точности решения от длины цепи маркова и числа смоделированных цепей маркова.

$$Ax=f$$
$$A = \begin{pmatrix} 1.2 & -0.3 & 0.4 \\ 0.4 & 0.7 & -0.2 \\ 0.2 & -0.3 & 0.9 \end{pmatrix}, f = \begin{pmatrix} -4 \\ 2 \\ 0 \end{pmatrix}$$

Теория:**Метод Монте-Карло приближенного решения системы линейных алгебраических уравнений:**

Необходимо решить систему, представленную в виде $x=Ax+f$, где $x = (x_1, \dots, x_n)^T$, $f = (f_1, \dots, f_n)^T$, $A = (a_{ij})$, $i, j = \overline{1, n}$, собственные значения A по модулю меньше 1.

Наша цель – вычислить скалярное произведение вектора решения $x = (x_1, \dots, x_n)^T$ с некоторым вектором $h = (h_1, \dots, h_n)^T$. Для нахождения x_i берем h такой, что $h_j = 0 \forall j \neq i$ и $h_i = 1$.

Рассмотрим цепь Маркова с параметрами $\pi = (\pi_1, \dots, \pi_n)^T$, $P = (p_{ij})$ такими, что

$$\pi_i \geq 0, \sum_{i=1}^n \pi_i = 1, p_{ij} \geq 0, \sum_{j=1}^n p_{ij} = 1, i = \overline{1, n},$$

$$\pi_i > 0, \text{ если } h_i \neq 0, p_{ij} > 0, \text{ если } a_{ij} \neq 0$$

Положим

$$g_i^{(0)} = h_i / \pi_i, \pi_i > 0 \text{ (при } \pi_i = 0 \text{ } g_i^{(0)} = 0),$$

$$g_i^{(k)} = a_{ij} / p_{ij}, p_{ij} > 0 \text{ (при } p_{ij} = 0 \text{ } g_i^{(k)} = 0),$$

Выберем некоторое натуральное N и рассмотрим случайную величину

$$\xi_N = \sum_{m=0}^N Q_m f_{i_m}$$

Где $i_0 \rightarrow i_1 \rightarrow \dots \rightarrow i_m$ - траектория цепи Маркова, а Q_m определяется как:

$$Q_0 = g_{i_0}^{(0)}, Q_m = Q_{m-1} g_{i_{m-1} i_m}^{(m)}$$

Тогда скалярное произведение векторов h и x приблизительно равно $E\{\xi_N\}$.

В данной работе брали $\pi_i = \frac{1}{3}$, $p_{ij} = \frac{1}{2}$.

Код программы:

```
#include <iostream>
#include <time.h>

using namespace std;

double* calculate(double** A, double* f, int n, int L, int N) {
    double* result = new double[n] {0};
    int i;
    int iPrev;
    double Q;
    double ksi;
    double x;

    for (int ind = 0; ind < n; ind++) {
        x = 0;
        for (int j = 0; j < N; j++)
        {
            do {
                i = floor((double)rand() / RAND_MAX * n);
            } while (i == n);

            if (ind == i) {
                Q = n;
                ksi = Q * f[i];
                for (int k = 1; k <= L; k++)
                {
                    iPrev = i;
                    do {
                        i = floor((double)rand() / RAND_MAX * n);
                    } while (i == n);
                    Q *= A[iPrev][i] * n;
                    ksi += Q * f[i];
                }
                x += ksi;
            }
        }
        result[ind] = x / N;
    }

    return result;
}
```

```

int main()
{
    srand(time(0));
    int n = 3;

    double* f = new double[3]{ -4, 2, 0 };
    double** A = new double* [3]{
        new double[3]{ 1.2, -0.3, 0.4 },
        new double[3]{ 0.4, 0.7, -0.2 },
        new double[3]{ 0.2, -0.3, 0.9 }
    };
    double realX[3]{ -2.82857, 5.14286, 2.34286 };

    for (int i = 0; i < n; i++) {
        for (int j = 0; j < n; j++) {
            A[i][j] *= -1;
        }
        A[i][i]++;
    }

    int lengths[] { 100, 200, 500, 1000, 2000 };
    int amounts[] { 100, 200, 500, 1000, 2000 };
    double* x;
    double norm;
    double* bestX = new double[n] {0};
    int bestLength;
    int bestAmount;
    double bestNorm = 1000;
    printf("ListPlot3D[");
    for (int i = 0; i < _countof(lengths); i++) {
        for (int j = 0; j < _countof(amounts); j++) {
            {
                norm = 0;
                x = calculate(A, f, 3, lengths[i], amounts[j]);
                for (int k = 0; k < n; k++) {
                    norm += (x[k] - realX[k]) * (x[k] - realX[k]);
                }
                norm = sqrt(norm);
                if (norm < bestNorm) {
                    bestNorm = norm;
                    bestLength = lengths[i];
                    bestAmount = amounts[j];
                    for (int j = 0; j < n; j++) {
                        bestX[j] = x[j];
                    }
                }
                printf("{%d, %d, %lf}", lengths[i], amounts[j], norm);
                if (i != _countof(lengths) - 1 || j != _countof(amounts) - 1)
            }

            printf(", ");
        }

    }

    printf("]]\n\n");

    for (int i = 0; i < n; i++) {
        cout << bestX[i] << " ";
    }

    cout << "\n";
    cout << "best length - " << bestLength;
    cout << "\n";
    cout << "best amount - " << bestAmount;
    cout << "\n";
}

```

```

for (int i = 0; i < n; i++) {
    cout << realX[i] << " ";
}
cout << "\n";

for (int i = 0; i < n; i++) {
    delete[] A[i];
}
delete[] x, f, A, bestX;

return 0;
}

```

Результат:

Реальное решение - $(-2.82857, 5.14286, 2.34286)^T$.

Полученное приближение (при моделировании 1000 цепей Маркова длины 100000) - $(-2.89962, 5.16828, 2.2997)^T$.

Литература

1. Харин Ю.С., Малюгин В.И., Кирлица В.П., Лобач В.И., Хацкевич Г.А. Основы имитационного и статистического моделирования. Учебное пособие. Минск: ДизайнПРО, 1997 – 228 с.
2. Лобач В.И., Кирлица В.П., Малюгин В.И., Сталевская С.Н. Имитационное и статистическое моделирование. Практикум для студентов математических и экономических специальностей. Минск, БГУ, 2004 – 189 с.