

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ И НАУКИ
РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

МГТУ им Н.Э.Баумана

Факультет ФН

Кафедра вычислительной математики и математической физики

Соколов Арсений Андреевич

Домашнее задание №2 по математической
статистике

3 курс, группа ФН11-53Б
Вариант 9

Преподаватель

_____ Т. В. Облакова

«___» _____ 2019 г.

Москва, 2019 г.

1 Моделирование выборки из заданного закона распределения

Смоделируем выборку из дискретного закона распределения. Получим ряд распределения, принимая во внимание, что наша случайная величина подчинена биномиальному закону распределения с плотностью:

$$B(n, p) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k},$$

$p = 0.7$ – вероятность успеха в одном испытании;

$n = 140$ – объем выборки;

$k = 8$ – число испытаний.

```
> k <- 8
> p1 <- 0.7
> n <- 140
>
> distr_series_table <- as.data.frame(rbind(c(0:k),
+      dbinom(c(0:k), k, p1)),
+      row.names = c("Random Value", "Probability")))
> colnames(distr_series_table) <- c(0:k)
> sum(distr_series_table[2,])
[1] 1
```

<i>Random Value</i>	0.000	1.000	2.000	3.000	4.000	5.000	6.000	7.000	8.000
<i>Probability</i>	0.000	0.001	0.010	0.047	0.136	0.254	0.296	0.198	0.058

Причём:

$$\sum_{i=0}^k P_i = \sum_{i=0}^8 P_i = 1$$

Для моделирования такой дискретной случайной величины разобьём отрезок $[0; 1]$ на $k+1 = 8+1 = 9$ последовательных отрезков $\Delta_0, \Delta_1, \dots, \Delta_k$, длины которых равны соответствующим вероятностям P_0, P_1, \dots, P_k .

Тогда длины отрезков будут равными: $\Delta_0 = P_0 - 0$, $\Delta_1 = (P_0 + P_1) - P_0 = P_1$, \dots , $\Delta_n = 1 - (P_0 + P_1 + \dots + P_{n-1}) = P_n$

Видно, что длина частичного интервала с индексом i равна вероятности с тем же индексом. Длина $\Delta_i = P_i$.

Процедура получения конца i -го частичного интервала называется кумулятивным суммированием.

Далее, генерируем случайную величину R , равномерно распределенную на интервале $[0; 1]$. При попадании случайной величины r_i в частичный интервал

Δ_i случайная величина X принимает значение x_i с вероятностью P_i согласно теореме:

Теорема. Если каждому случайному числу $r_i (0 \leq r_i < 1)$, которое попало в интервал Δ_i , поставить в соответствие возможное значение x_i , то разыгрываемая случайная величина будет иметь заданный закон распределения.

Добавим к нашей таблице распределения третью строчку, соответствующую координатам концов интервалов разбиения отрезка $[0; 1]$:

```
> distr_series_table <- rbind(distr_series_table ,
+                               cumsum(dbinom(c(0:k), k, p1)))
> row.names(distr_series_table)[3] <- "Delta"
```

Имеем:

<i>RandomValue</i>	0.000	1.000	2.000	3.000	4.000	5.000	6.000	7.000	8.000
<i>Probability</i>	0.000	0.001	0.010	0.047	0.136	0.254	0.296	0.198	0.058
<i>Delta</i>	0.000	0.001	0.011	0.058	0.194	0.448	0.745	0.942	1.000

Сгенерируем программным путём $n = 140$ случайных чисел:

```
> set.seed(1337)
> rand_unif <- runif(n, 0, 1)
> head(rand_unif)
[1] 0.576321 0.564742 0.073990 0.453865 0.373279 0.331317
```

При установке параметра, такого же, как в первой строчке вышеприведённого кода, случайные величины будут сгенерированы на любом компьютере в точности равными тем, что получены в данной работе.

Случайное число $r_i = 0.57632155$ принадлежит шестому частичному интервалу, поэтому разыгрываемая случайная величина приняла возможное значение $x_6 = 6$. Аналогично получим остальные возможные значения дискретной случайной величины X :

```
> y <- rand_unif #tmp var for decreasing code
> emp_sample <- ifelse(y < distr_series_table[3,2], 0,
+   ifelse(y < distr_series_table[3,3] & y >= distr_series_table[3,3-1], 1,
+   ifelse(y < distr_series_table[3,4] & y >= distr_series_table[3,4-1], 2,
+   ifelse(y < distr_series_table[3,5] & y >= distr_series_table[3,5-1], 3,
+   ifelse(y < distr_series_table[3,6] & y >= distr_series_table[3,6-1], 4,
+   ifelse(y < distr_series_table[3,7] & y >= distr_series_table[3,7-1], 5,
+   ifelse(y < distr_series_table[3,8] & y >= distr_series_table[3,8-1], 6,
+   ifelse(y < distr_series_table[3,9] & y >= distr_series_table[3,9-1], 7,
+   ifelse(y < distr_series_table[3,10] & y >= distr_series_table[3,10-1],
+   8,NA)))))))))
```

Итого, последовательность смоделированных возможных значений дискретной случайной величины X такова:

```
> emp_sample
```

```
[1] 6 6 4 6 5 5 8 5 5 4 8 8 7 4 8 3 8 7 5 5 7
[22] 6 3 4 6 8 7 7 6 8 7 4 6 5 7 6 8 7 5 5 6 7
[43] 6 6 5 4 5 5 3 5 8 6 6 5 7 5 4 6 6 6 7 5 7
[64] 7 4 4 8 6 5 6 5 7 5 4 6 5 4 5 6 6 8 7 3 4
[85] 6 7 6 6 5 8 7 6 6 6 6 5 6 5 5 8 6 6 7 7 5
[106] 4 4 4 5 6 7 4 2 4 6 4 6 6 7 6 4 7 6 6 7 4
[127] 6 7 7 6 7 6 7 5 8 6 5 5 4 5
```

2 Статистический ряд. Эмпирическая функция распределения

Запишем группированный статистический ряд:

```
> stat_series <- as.data.frame(rbind(c(0:k),
+   c(0, hist_tmp$counts),
+   (c(0, hist_tmp$counts) / n) ),
+   row.names = c("Simulated values",
+   "Frequencies",
+   "Relative frequencies"))
> colnames(stat_series) <- c(0:k)
```

Имеем:

<i>Simulated values</i>	0.000	1.000	2.000	3.000	4.000	5.000	6.000	7.000	8.000
<i>Frequencies</i>	0.000	0.000	1.000	4.000	21.000	31.000	42.000	27.000	14.000
<i>Relative frequencies</i>	0.000	0.000	0.007	0.029	0.150	0.221	0.300	0.193	0.100

Здесь *Simulated values* – уникальные значения из выборки; *Frequencies* – частота значения, то есть количество исходов, в которых случайная величина приняла данное значение; *Relative frequencies* – относительная частота данного значения по отношению к общему объёму выборки. Очевидно, что:

$$\sum_{j=0}^k Freq_j = n,$$

$$\sum_{j=0}^k Rel_freq_j = 1$$

Совокупность пар (Sim_val_i, Rel_freq_i) , $i = (\overline{0, k})$ называют иногда *эмпирическим законом распределения*, а вышеприведённую таблицу – *таблицей частот*.

Эмпирической функцией распределения, соответствующей выборке $X = x_1, \dots, x_n$ называется функция:

$$F_n^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(x_i < x) = \frac{1}{n} \nu_n(x),$$

$I(A)$ – индикатор множества A ,

$\nu_n(x)$ – число выборочных значений, не превосходящих x .

Эмпирическая функция распределения $F_n^*(x)$ служит статистическим аналогом (оценкой) неизвестной функции распределения $F(x)$, которую называют при этом *теоретической*.

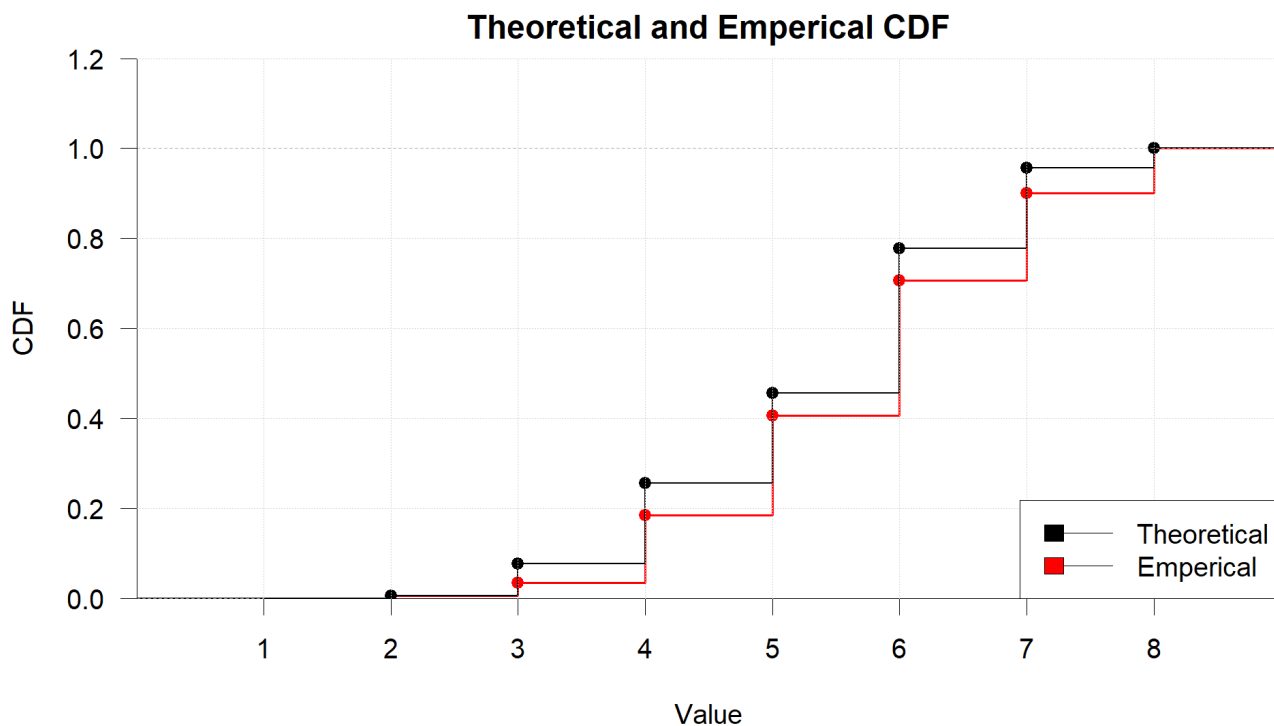
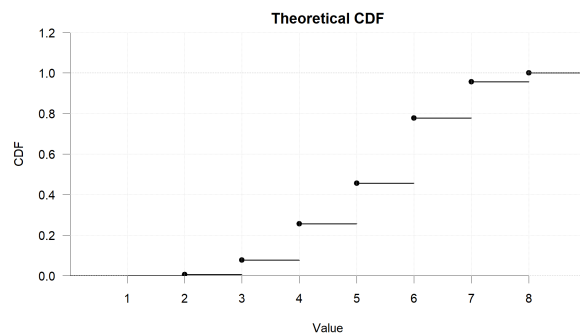
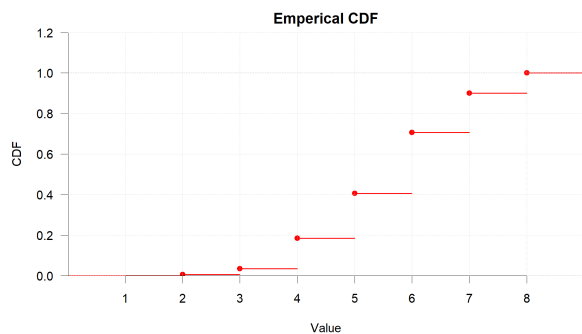
Построим эмпирический и теоретические функции распределения:

```
> library (fitdistrplus)
>
> theor_distr <- rbinom(n, k, p1)
>
> png(filename = "../img/theor_ecdf.png",
+       width = 1920, height = 1080,
+       pointsize = 24, res = 96 * 1.25)
> par(mar = c(4, 4, 2, 1), xaxs = "i", yaxs = "i")
> plot(ecdf(x = theor_distr),
+       col = "black", lwd = 3, verticals = F, axes = F,
+       xlim = c(0, k+1), ylim = c(0, 1.2),
+       xlab = "Value", ylab = "CDF", main = "Theoretical CDF")
> axis(1, c(1:k))
> axis(2, seq(0.0, 1.2, 0.2), las = 1)
> grid(nx = k+1, ny = 1.2 / 0.2)
> dev.off()
RStudioGD
2
>
>
> png(filename = "../img/emp_ecdf.png",
+       width = 1920, height = 1080,
+       pointsize = 24, res = 96 * 1.25)
> par(mar = c(4, 4, 2, 1), xaxs = "i", yaxs = "i")
> plot(ecdf(emp_sample),
+       col = "red", lwd = 3, verticals = F, axes = F,
+       xlim = c(0, k+1), ylim = c(0, 1.2),
+       xlab = "Value", ylab = "CDF", main = "Emperical CDF")
> axis(1, c(1:k))
> axis(2, seq(0.0, 1.2, 0.2), las = 1)
```

```

> grid(nx = k+1, ny = 1.2 / 0.2)
> dev.off()
RStudioGD
2
>
> png(filename = "../img/emp_and_theor_ecdf.png",
+       width = 1920, height = 1080,
+       pointsize = 24, res = 96 * 1.25)
> par(mar = c(4, 4, 2, 1), xaxs = "i", yaxs = "i")
> plot(ecdf(emp_sample),
+      col = "red", lwd = 3, verticals = T, axes = F,
+      xlim = c(0,k+1), ylim = c(0,1.2),
+      xlab = "Value", ylab = "CDF",
+      main = "Theoretical and Emperical CDF")
> plot(ecdf(theor_distr),
+      col = "black", lwd = 2, verticals = T, add = T)
> axis(1, c(1:k))
> axis(2, seq(0.0, 1.2, 0.2), las = 1)
> grid(nx = k+1, ny = 1.2 / 0.2)
> legend("bottomright", c("Theoretical", "Emperical"),
+       lty=c(1,1),
+       fill=c("black", "red"))
> dev.off()
RStudioGD
2

```



3 Статистика Колмогорова. Меры

Вычислим статистику Колмогорова для данного распределения по формуле:

$$D_n = \sup_x |F_n(x) - F(x)|$$

```
> kolm_stat <-
+   max(abs((cumsum(as.numeric(stat_series[3,]))
+     - pbinom(c(0:k), k, p1)))))
> kolm_stat
[1] 0.04235199
```

Определим две меры для нашей выборки: стандартное отклонение и среднее:

```
> theor_distr_mean <- mean(theor_distr)
> theor_distr_mean
[1] 5.464286
>
> emp_sample_mean <- mean(emp_sample)
> emp_sample_mean
[1] 5.757143
>
>
> theor_distr_sd <- sd(theor_distr)
> theor_distr_sd
[1] 1.32171
>
> emp_sample_sd <- sd(emp_sample)
> emp_sample_sd
[1] 1.318771
```