

# КРИТЕРИЙ ЛЕМПЕЛЯ–ЗИВА — НОВАЯ НАДЕЖДА

Костевич Андрей Леонидович, канд. физ.-мат наук,  
руководитель группы разработки средств защиты информации ЗАО  
“Авест”

Шилкин Антон Владимирович, канд. физ.-мат наук,  
зав. сектором компьютерной безопасности НИИ прикладных проблем  
математики и информатики

Москва, 2013

# I. Введение

$\mathcal{H}_0 : \{X_t\}$  — н.о.р. с.в. Бернулли,  $\mathbf{P} \{X_t = 1\} = \frac{1}{2}$

Актуальность задачи в криптографии:

- ▶ **предварительный анализ стойкости криптографических алгоритмов**: тестирование выходных последовательностей  
**AES**: 4 из 15 (25%) кандидатов не прошли тестирование  
**NESSIE**: 13 из 31 (42%) кандидатов не прошли тестирование
- ▶ **проверка работоспособности физических ДСЧ**: тестирование ключевых последовательностей
  - ▶ AIS 31 — стандарт ФРГ с требованиями к физическим ДСЧ
  - ▶ FIPS 140-2 — стандарты США с требованиями к СКЗИ
- ▶ **оценка энтропии физических ДСЧ**
  - ▶ NIST SP800-90 — стандарт США с требованиями к энтропии

# I. Введение

$\mathcal{H}_0 : \{X_t\}$  — н.о.р. с.в. Бернулли,  $\mathbf{P} \{X_t = 1\} = \frac{1}{2}$

## Традиционные подходы:

- ▶ Эмпирический (Д. Кнут, G. Marsaglia): предлагается статистика, находится ее распределение при верной  $\mathcal{H}_0$

**Особенность:** выявляемая альтернатива неизвестна

- ▶ Параметрический (Г. И. Ивченко, Ю. И. Медведев, В. П. Чистяков, А. М. Зубков): выбирается параметрическое семейство альтернатив, оптимальным образом строится критерий

**Особенность:** на практике требуется рассматривать большое число параметрических семейств

**Сложностной подход:** Y. Ziv, A. Lempel, U. Maurer, Б. Рябко

Использование **мер сложности** последовательности: случайная посл. не может быть сжата или она является сложной для описания.

**Достоинство:**  $\mathcal{H}_1$  включает большое число вероятностных моделей

**Особенность:** сложность исследования вероятностных характеристик

## Основные наборы статистических тестов

Автор	Год издания	Критериев	Сложностных
FIPS 140-1	1994	4	-
NESSIE	2000	20	2
NIST SP 800-22	2001(2010)	16(15)	2(1)
AIS 31	2001	9	1

### Реализации критериев в рамках сложностного подхода:

- ▶ **Критерий сжатия Лемпеля-Зива** (NESSIE, NIST SP 800-22 ):  
основан на универсальном алгоритме сжатия Лемпеля-Зива
- ▶ **Критерий Маурера** (NESSIE, NIST SP 800-22, AIS 31):  
основан на универсальном алгоритме сжатия Elias-Willems
- ▶ **Проблема** с теоретическим обоснованием: вероятностные характеристики оценены с исп. стат. методов
- ▶ **Критерий Б.Я. Рябко**:  
основан на любом универсальном алгоритме сжатия
- ▶ **Проблема** в сложности исследования вероятностных характеристик

## Обоснование выбора предикторов

**Общая проблема** — сложность записи универсальных алгоритмов сжатия приводит к сложности исследования вероятностных свойств статистик критериев, поэтому предлагается использовать **универсальные предикторы**

Аргументы выбора подхода на базе предикторов:

- ▶ **теорема А. Yao**  
в рамках теории сложности доказана эквивалентность всех имеющих полиномиальную сложностью статистических критериев проверки случайности одному критерию: вероятность успеха прогноза следующего бита (next-bit test) отлична от 0.5
- ▶ **связь с мерами сложности:** по алгоритму сжатия информации может быть построен предиктор и наоборот
- ▶ **инструмент оценки энтропии**

## Построение критерия и его основные свойства

Наблюдается  $X_1^\infty = X_1, X_2, \dots$ , где  $X_t \in \mathcal{A} = \{0, 1\}$ , описывается условными вероятностями  $\{\mathbf{P}\{X_{t+1} | X_1^t\}\}$  из класса моделей  $\mathcal{M}$

**Если вероятностная модель известна**, то используется МП-предиктор:

$$\hat{X}_{t+1}^* = \arg \max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_{t+1} = a | X_1^t\}, \quad \pi_t^*(X_1^t) = \min_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_{t+1} = a | X_1^t\} \text{ вер.ош.} \quad (1)$$

**Если вероятностная модель неизвестна**, то использование предиктора позволяет построить оценки  $\{\hat{\mathbf{P}}\{X_{t+1} | X_1^t\}\}$  и:

$$\hat{X}_{t+1} = \arg \max_{a \in \mathcal{A}} \hat{\mathbf{P}}\{X_{t+1} = a | X_1^t\}, \quad \hat{\pi}_t(X_1^t) \geq \pi_t^*(X_1^t) \text{ вер.ош.} \quad (2)$$

Предиктор (2) называется **универсальным** для класса  $\mathcal{M}$ , если при неизвестных  $\{\mathbf{P}\{X_{t+1} | X_1^t\}\}$  из класса  $\mathcal{M}$  **ошибка предсказания стремится к нулю**:

$$\hat{\pi}_t(X_1^t) - \pi_t^*(X_1^t) \xrightarrow{\mathbf{P}} 0, t \rightarrow \infty \quad (3)$$

## Построение критерия и его основные свойства

Предиктор (2) будем называть **состоятельным** для класса  $\mathcal{M}$ , если

$$\arg \max_{a \in \mathcal{A}} \hat{\mathbf{P}}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} - \arg \max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} \xrightarrow{\mathbf{P}} 0, \quad t \rightarrow \infty$$

По мере регистрации  $X_t$  с помощью предиктора вычисляются прогнозы  $\hat{X}_{t+1}$  и индикаторы успехов прогноза  $Y_t = \mathbf{I}\{\hat{X}_t = X_t\}$ :

$$\begin{array}{c} X_0, \quad X_1, \\ | \\ Y_1 = \mathbf{I}\{\hat{X}_1 = X_1\} \end{array}$$

## Построение критерия и его основные свойства

Предиктор (2) будем называть **состоятельным** для класса  $\mathcal{M}$ , если

$$\arg \max_{a \in \mathcal{A}} \hat{\mathbf{P}}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} - \arg \max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} \xrightarrow{\mathbf{P}} 0, \quad t \rightarrow \infty$$

По мере регистрации  $X_t$  с помощью предиктора вычисляются прогнозы  $\hat{X}_{t+1}$  и индикаторы успехов прогноза  $Y_t = \mathbf{I}\{\hat{X}_t = X_t\}$ :

$$\begin{array}{ccc} X_0, & X_1, & X_2, \\ & | & | \\ & Y_1 & Y_2 = \mathbf{I}\{\hat{X}_2 = X_2\} \end{array}$$



## Построение критерия и его основные свойства

Предиктор (2) будем называть **состоятельным** для класса  $\mathcal{M}$ , если

$$\arg \max_{a \in \mathcal{A}} \hat{\mathbf{P}} \{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} - \arg \max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P} \{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} \xrightarrow{\mathbf{P}} 0, \quad t \rightarrow \infty$$

По мере регистрации  $X_t$  с помощью предиктора вычисляются прогнозы  $\hat{X}_{t+1}$  и индикаторы успехов прогноза  $Y_t = \mathbf{I} \{ \hat{X}_t = X_t \}$ :

$$\begin{array}{ccccccc} X_0, & X_1, & X_2, & X_3, & & \dots & \\ & | & | & | & & & \\ & Y_1 & Y_2 & Y_3 = & \mathbf{I} \{ \hat{X}_3 = X_3 \} & & \end{array}$$

## Построение критерия и его основные свойства

Предиктор (2) будем называть **состоятельным** для класса  $\mathcal{M}$ , если

$$\arg \max_{a \in \mathcal{A}} \hat{\mathbf{P}}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} - \arg \max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} \xrightarrow{\mathbf{P}} 0, \quad t \rightarrow \infty$$

По мере регистрации  $X_t$  с помощью предиктора вычисляются прогнозы  $\hat{X}_{t+1}$  и индикаторы успехов прогноза  $Y_t = \mathbf{I}\{\hat{X}_t = X_t\}$ :

$$X_0, X_1, X_2, \dots, X_t \quad \mapsto \quad Y_1^t = Y_1, Y_2, \dots, Y_t$$

**Свойство** (сохранение энтропии).  $H\{Y_1^t\} = H\{X_1^t\}$

Рассмотрим альтернативу  $\mathcal{H}_1$  — имеются реализуемые предыстории с неравновероятными переходами:

$$\max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_t = a \mid X_1 = x_1, \dots, X_{t-1} = x_{t-1}\} = \frac{1}{2} + \varepsilon_{x_1^{t-1}}, \quad \varepsilon_{x_1^{t-1}} \geq 0, \quad (4)$$

$$\exists \{t_j\}, \quad \exists x_1^{*t_j} = x_1^*, \dots, x_{t_j}^*, \quad \text{что } \varepsilon_{x_1^{*t_j}} > 0$$

## Построение критерия и его основные свойства

Предиктор (2) будем называть **состоятельным** для класса  $\mathcal{M}$ , если

$$\arg \max_{a \in \mathcal{A}} \hat{\mathbf{P}}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} - \arg \max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} \xrightarrow{\mathbf{P}} 0, \quad t \rightarrow \infty$$

По мере регистрации  $X_t$  с помощью предиктора вычисляются прогнозы  $\hat{X}_{t+1}$  и индикаторы успехов прогноза  $Y_t = \mathbf{I}\{\hat{X}_t = X_t\}$ :

$$X_0, X_1, X_2, \dots, X_t \quad \mapsto \quad Y_1^t = Y_1, Y_2, \dots, Y_t$$

**Свойство** (сохранение энтропии).  $H\{Y_1^t\} = H\{X_1^t\}$

Рассмотрим альтернативу  $\mathcal{H}_1$  — имеются реализуемые предыстории с неравновероятными переходами:

$$\max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_t = a \mid X_1 = x_1, \dots, X_{t-1} = x_{t-1}\} = \frac{1}{2} + \varepsilon_{x_1^{t-1}}, \quad \varepsilon_{x_1^{t-1}} \geq 0, \quad (4)$$

$$\exists \{t_j\}, \quad \exists x_1^{*t_j} = x_1^*, \dots, x_{t_j}^*, \quad \text{что } \varepsilon_{x_1^{*t_j}} > 0$$

## Построение критерия и его основные свойства

Предиктор (2) будем называть **состоятельным** для класса  $\mathcal{M}$ , если

$$\arg \max_{a \in \mathcal{A}} \hat{\mathbf{P}}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} - \arg \max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_{t+1} = a \mid X_1^t\} \xrightarrow{\mathbf{P}} 0, \quad t \rightarrow \infty$$

По мере регистрации  $X_t$  с помощью предиктора вычисляются прогнозы  $\hat{X}_{t+1}$  и индикаторы успехов прогноза  $Y_t = \mathbf{I}\{\hat{X}_t = X_t\}$ :

$$X_0, X_1, X_2, \dots, X_t \quad \mapsto \quad Y_1^t = Y_1, Y_2, \dots, Y_t$$

**Свойство** (сохранение энтропии).  $H\{Y_1^t\} = H\{X_1^t\}$

Рассмотрим альтернативу  $\mathcal{H}_1$  — имеются реализуемые предыстории с неравновероятными переходами:

$$\max_{a \in \mathcal{A}} \mathbf{P}\{X_t = a \mid X_1 = x_1, \dots, X_{t-1} = x_{t-1}\} = \frac{1}{2} + \varepsilon_{x_1^{t-1}}, \quad \varepsilon_{x_1^{t-1}} \geq 0, \quad (4)$$

$$\exists \{t_j\}, \quad \exists x_1^{*t_j} = x_1^*, \dots, x_{t_j}^*, \quad \text{что } \varepsilon_{x_1^{*t_j}} > 0$$

## Построение критерия и его основные свойства

**Теорема 1** (вероятностные свойства  $Y_t$ ). Если предиктор является состоятельным для  $\mathcal{H}_1$  (4), то случайная величина  $Y_t$  обладает следующим маргинальным распределением:

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \{Y_t = 1\} &= \frac{1}{2} + \hat{\varepsilon}_t, \text{ причем } \hat{\varepsilon}_t > 0 \text{ при } t > t^* & (5) \\ \hat{\varepsilon}_t &= \varepsilon_t^* - (\hat{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}^*), \\ \varepsilon_t^* &= \sum_{i_1, \dots, i_{t-1} \in \mathcal{A}^{t-1}} \varepsilon_{i_1^{t-1}} \cdot \mathbf{P} \{X_1^{t-1} = i_1^{t-1}\}, \\ \hat{\pi}_{t-1} &= \mathbf{E} \{ \hat{\pi}_{t-1}(X_1^{t-1}) \}, \quad \pi_{t-1}^* = \mathbf{E} \{ \pi_{t-1}^*(X_1^{t-1}) \}. \end{aligned}$$

Пусть по последовательности  $X_0^n$  построена  $Y_1^n$ . **Статистика:**

$$\begin{aligned} S_n &= \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_t, & \mathcal{H}_0 : \quad \mu &= \mu_0 = \frac{1}{2}, & \sigma^2 &= \sigma_0^2 = \frac{1}{4n} \\ & & \mathcal{H}_1 : \quad \mu &= \mu_1 > \frac{1}{2}, & \sigma^2 &= \sigma_1^2 = \mathbf{D} \{S\} \end{aligned}$$

# Построение критерия и его основные свойства

**Критерий:**

$$\text{принимается} \begin{cases} \mathcal{H}_0, & 2\sqrt{n}(S_n - \frac{1}{2}) < \Phi^{-1}(1 - \alpha) \\ \mathcal{H}_1, & \text{иначе} \end{cases} \quad (6)$$

**Теорема 2** (несмещенность). При использовании **любого** предиктора в асимптотике  $n \rightarrow \infty$  критерий (6) имеет уровень значимости  $\alpha$

**Теорема 3** (условие состоятельности). Пусть предиктор является состоятельным для  $\mathcal{H}_1$ , для  $\{Y_t\}$  выполняется ЦПТ и  $\mathbf{D}\{S_n\} = \sigma_n^2$  порядка  $\frac{1}{n}$ . Тогда при  $n \rightarrow \infty$  критерий (6) является состоятельным, мощность имеет вид:

$$\left| W_n - \left( 1 - \Phi \left( \frac{\Delta}{2\sqrt{n}\sigma_n} - \frac{1}{n\sigma_n} \left( \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t \right) \right) \right) \right| \rightarrow 0,$$
$$W_n \rightarrow 1 \text{ при } \frac{1}{\sqrt{n}} \left( \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t \right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty,$$

где  $\hat{\varepsilon}_t$  определена в теореме 1.

## Вероятностные свойства предиктора максимального правдоподобия для модели испытаний Бернулли

$$\mathcal{H}_1 : \mathbf{P}\{X_t = 1\} = p, \mathbf{P}\{X_t = 0\} = 1 - p, \quad p = 0.5 + \varepsilon, \quad 0 < |\varepsilon| < 0.5. \quad (7)$$

Пусть регистрируется последовательность  $X_1^n = X_{-m+1}^0 || X_1^k$  объема  $n$

По первой части  $X_{-m+1}^0$  будем строить ОМП-оценку параметра  $p$

$$\hat{p}_m = m^{-1} \sum_{i=-m+1}^0 \mathbf{I}\{X_i = 1\}$$

По второй части  $X_1^k$  строится  $Y_1^k$ , где  $\hat{X}_t = \begin{cases} 0 & \text{если } \hat{p}_m < 0.5, \\ 1 & \text{иначе.} \end{cases}$

Справедливо представление  $Y_t = X_t \oplus f(\hat{p}) \oplus 1$  — с.в. Бернулли

$$\tilde{p} = (1 - p) \cdot \mathbf{I}\{\hat{p}_m < 0.5\} + p \cdot \mathbf{I}\{\hat{p}_m \geq 0.5\}$$

$$\mathcal{L}\{S_k\} \rightarrow \mathcal{N}(\tilde{p}, \tilde{p}(1 - \tilde{p})/k), \quad k \rightarrow \infty.$$

## Мощность критерия на базе МП-предиктора

**Теорема 2.** Пусть верна  $\mathcal{H}_1$  (7) и используется МП-предиктор. Тогда в асимптотике  $m, k \rightarrow \infty$  критерий (6) является состоятельным, его мощность имеет вид:

$$\left| W_{m,k} - \left( \left( \Phi(c\sqrt{m}) \right) \left( 1 - \Phi\left(\frac{\Delta}{2\sqrt{p(1-p)}} - c\sqrt{k}\right) \right) + \left( 1 - \Phi(c\sqrt{m}) \right) \left( 1 - \Phi\left(\frac{\Delta}{2\sqrt{p(1-p)}} + c\sqrt{k}\right) \right) \right) \right| \rightarrow 0,$$

where  $c = (0.5 - p)/\sqrt{p(1-p)}$ .



# Построение предиктора Лемпеля-Зива

Предиктор Лемпеля-Зива:  $\mathcal{M}$  – стационарные эргодические марковские источники конечного порядка

LZ-предиктор строится по последовательности, разбивая ее на непересекающиеся слова, каждое из которых не встречалось ранее

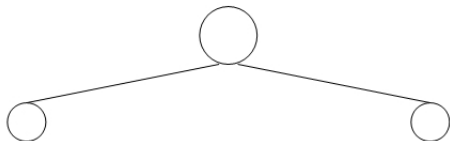
**Проблема в NIST 800-22:** использование оценок математического ожидания и дисперсии словаря вместо теоретических значений

Словарь LZ-предиктора представляется в виде дерева

Покажем на примере:  $X = 11001010001000100$

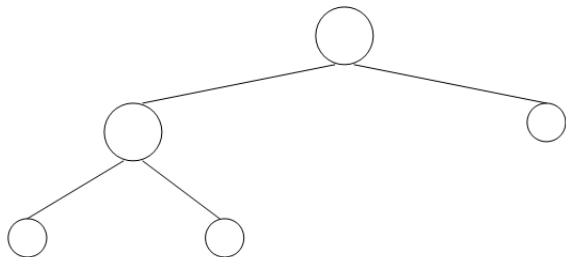
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$  Первоначальное дерево



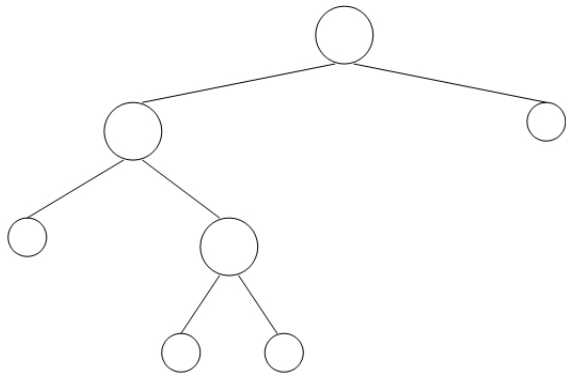
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$



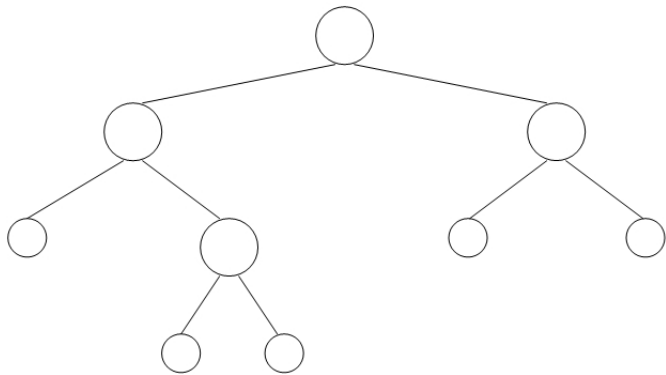
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$



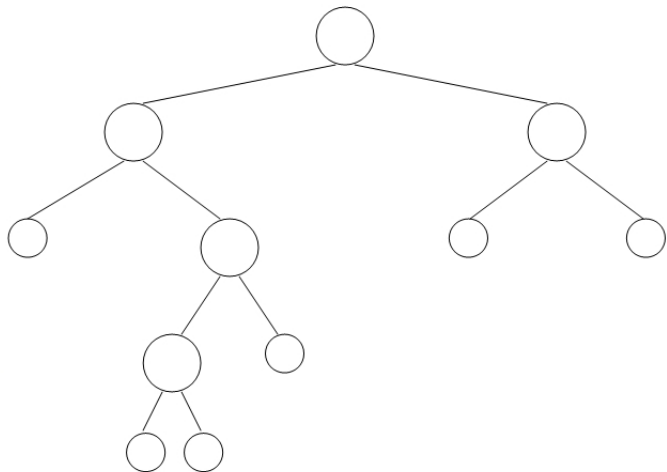
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$



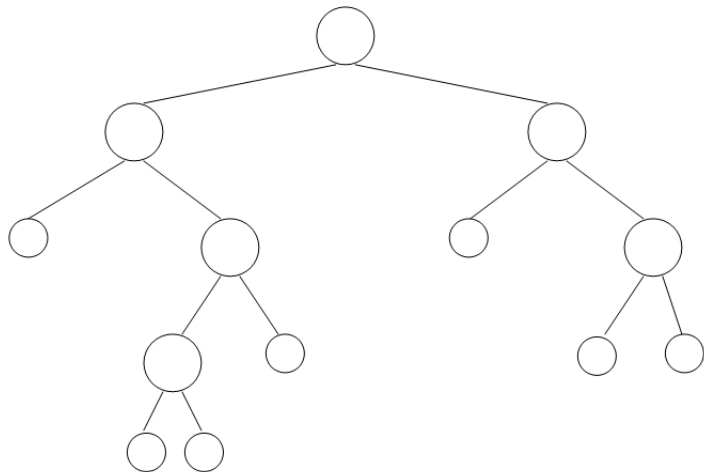
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$



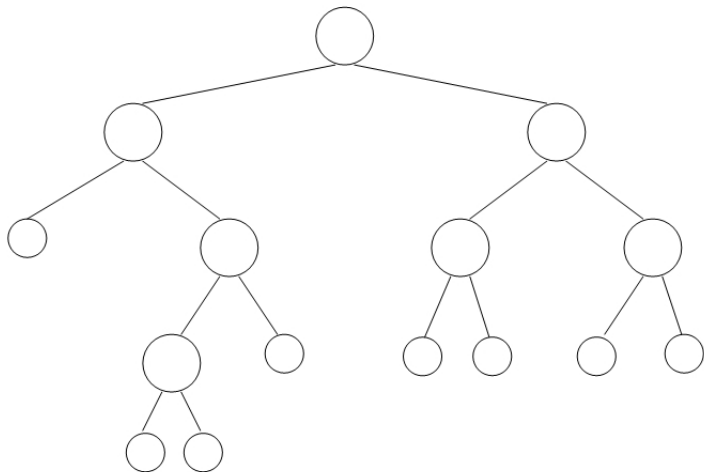
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$



## Построение дерева Лемпеля-Зива

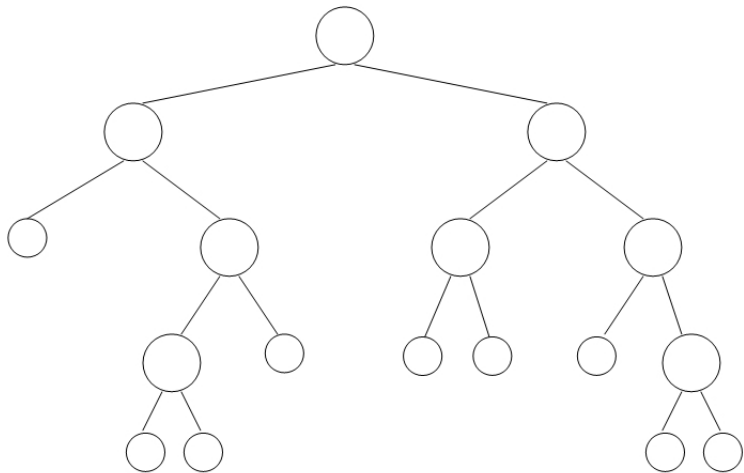
Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$





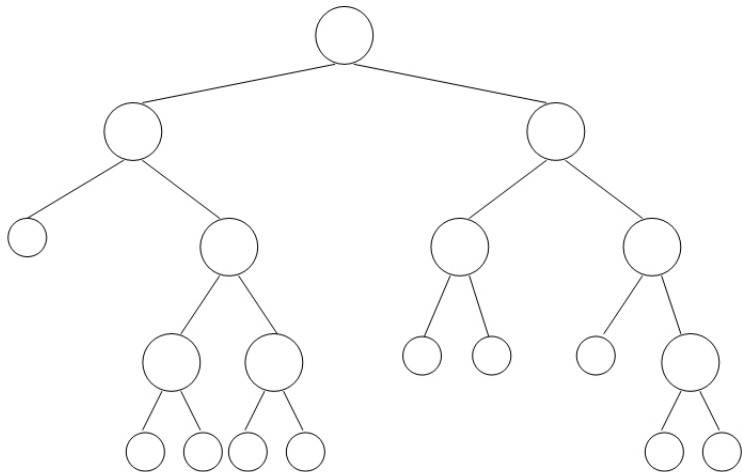
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$



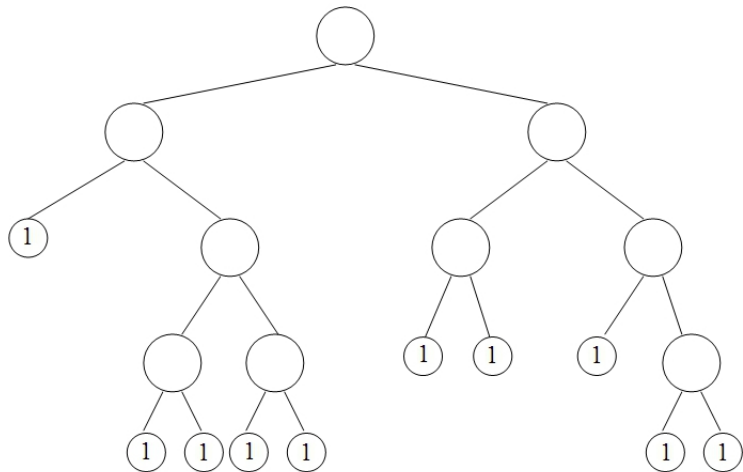
# Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$



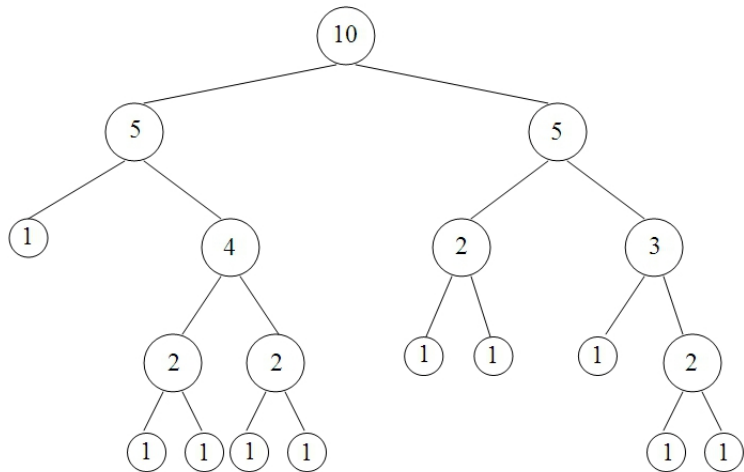
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$ . Расстановка весов



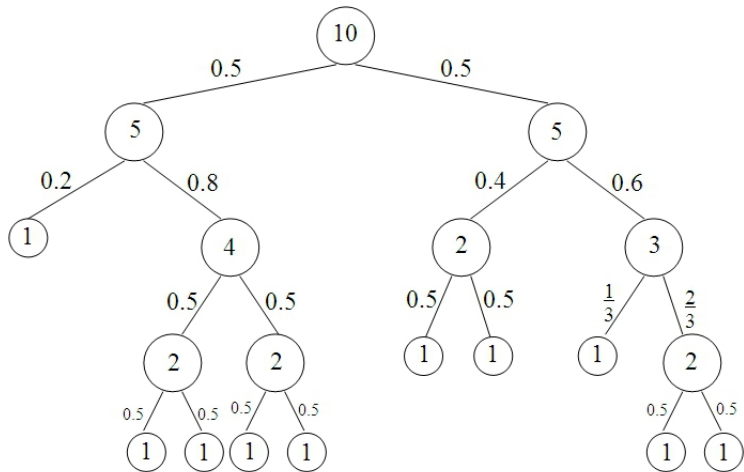
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$ . Расстановка весов



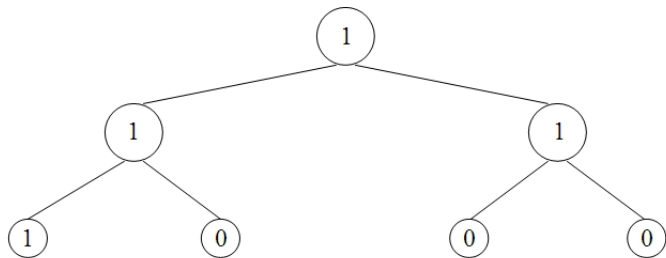
## Построение дерева Лемпеля-Зива

Пример:  $X_{-16}^0 = 11001010001000100$ . Оценка вероятностей перехода.



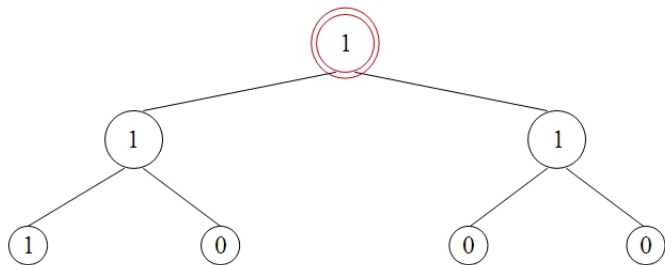
# Использование предиктора для прогнозирования

Пример:  $X_1^6 = 110010$



# Использование предиктора для прогнозирования

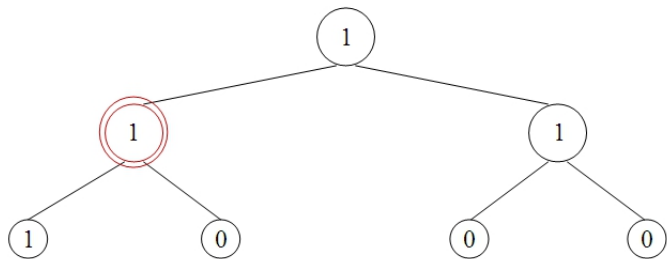
Пример:  $X_1^6 = 110010$



$X_1 = "1"$      $\hat{X}_1(s = "\lambda") = "1"$      $Y_1 = "1"$

# Использование предиктора для прогнозирования

Пример:  $X_1^6 = 110010$

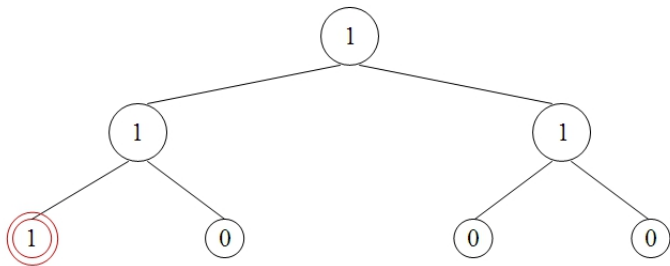


$X_2 = "1"$      $\hat{X}_2(s = "1") = "1"$      $Y_2 = "1"$



# Использование предиктора для прогнозирования

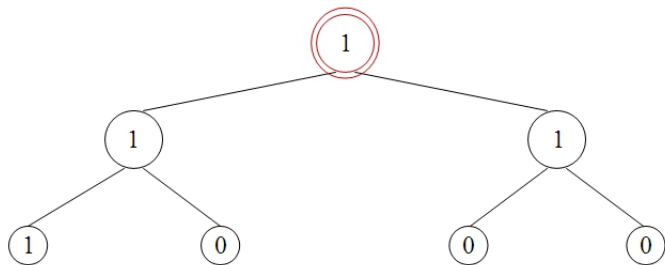
Пример:  $X_1^6 = 110010$



$X_3 = "0"$      $\hat{X}_3(s = "11") = "1"$      $Y_3 = "0"$

# Использование предиктора для прогнозирования

Пример:  $X_1^6 = 110010$



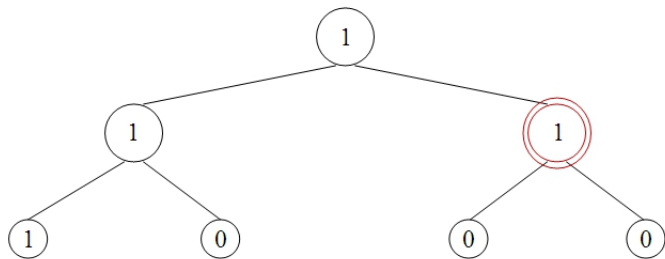
$X_4 = "0"$

$\hat{X}_4(s = "\lambda") = "1"$

$Y_4 = "0"$

# Использование предиктора для прогнозирования

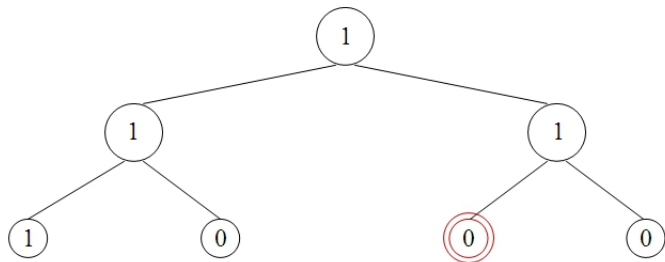
Пример:  $X_1^6 = 110010$



$X_5 = "1"$      $\hat{X}_5(s = "0") = "1"$      $Y_5 = "1"$

# Использование предиктора для прогнозирования

Пример:  $X_1^6 = 110010$



$X_6 = "0"$      $\hat{X}_6(s = "01") = "0"$      $Y_6 = "1"$

## Мощность критерия на базе предиктора Лемпеля-Зива

Модель  $Y_t$  – последовательность с.в. Бернулли, распределение вероятности успеха  $\tilde{p}(s)$  определяется контекстом  $s$

$$\tilde{p}(s) = ((1 - p) \cdot \mathbf{I}\{\hat{X}^{(s)} = 0\} + p \cdot \mathbf{I}\{\hat{X}^{(s)} = 1\}).$$

Индикаторы  $\{Y_t\}$  можно разделить на группы в зависимости от длины контекста, используемого при прогнозировании:

$$S_k = \frac{1}{k} \sum_{t=1}^k Y_t = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^L S^{(i)}, \quad S^{(i)} = \sum_{t=0}^{k/(L+1)-1} Y_{1+i+(L+1)t}.$$

**Теорема 2.** Пусть верна гипотеза (7). Тогда для заданного дерева Лемпеля-Зива статистика  $S^{(i)}$  имеет следующие моменты:

$$\mathbf{E} \{S^{(i)}\} = k\mu_{(i)}/(L+1), \quad \mathbf{D} \{S^{(i)}\} = k\mu_{(i)}(1 - \mu_{(i)})/(L+1),$$

$$\mu_{(i)} = \sum_{s \in C: l(s)=i} \mathbf{P} \{s\} \tilde{p}(s), \quad \mathbf{P} \{s\} = p^{\sum_j s_j} (1-p)^{(i-\sum_j s_j)}.$$

## Мощность критерия на базе предиктора Лемпеля-Зива

**Теорема 3.** Пусть верна гипотеза (7). Тогда в асимптотике  $k \rightarrow \infty$  мощность критерия (6) на базе предиктора Лемпеля-Зива, построенного по некоторой последовательности  $X_{-m+1}^0$ , имеет следующее асимптотическое выражение:

$$\left| W_k(X_{-m+1}^0) - \left( 1 - \Phi \left( \frac{\Delta}{2\sqrt{n}\sqrt{\sigma}} + \frac{0.5 - \mu}{\sqrt{\sigma}} \right) \right) \right|,$$
$$\mu = \frac{1}{(L+1)} \sum_{i=0}^L \mu^{(i)}, \quad \sigma = \frac{1}{k(L+1)} \left( \sum_{i=0}^L \mu^{(i)}(1 - \mu^{(i)}) + \right.$$
$$\left. + 2 \sum_{j>i} \sum_{s \in C: l(s)=j} \mathbf{P} \{s\} \check{p}(s) \left( \mathbf{I} \{ \hat{X}(s_1^i) = s_{i+1} \} - \mu^{(i)} \right) \right).$$

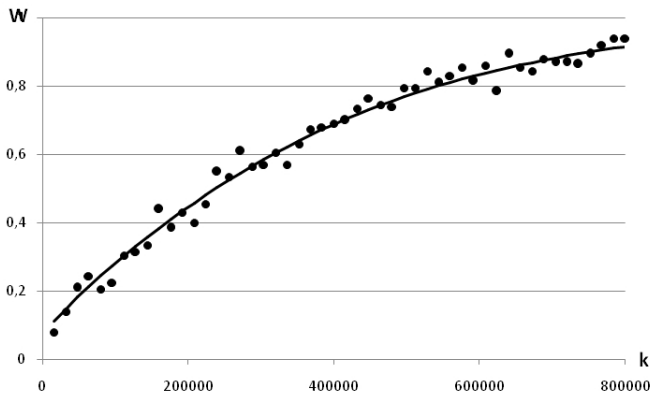
# Вычислительный эксперимент

Альтернатива  $\mathcal{H}_1$  — испытания Бернулли :  $p = 0.503$ ,  $n = 10^6$

$$m = 2 \cdot 10^5, k = 8 \cdot 10^5$$

теоретическая мощность(—)

оценка мощности методом Монте-Карло(●)



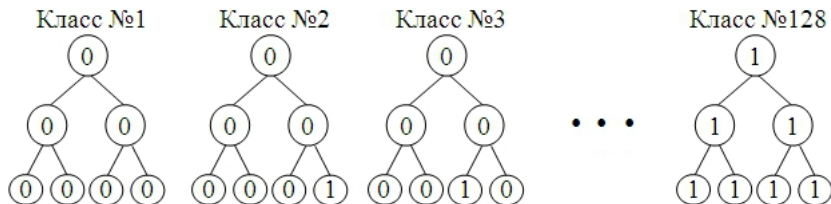
## Анализ числа классов

Рассмотрим  $\mathcal{H}_1(7)$  с  $p > 0.5$

Оптимальный МП-предиктор  $\hat{X}_t = 1$

LZ-предиктор, построенный по  $X_{-m+1}^0$ , принадлежит одному из классов эквивалентности

Класс определяется множеством  $\{\hat{X}^{(s)}\}, s \in LZ - tree$ . Например, для  $L = 2$

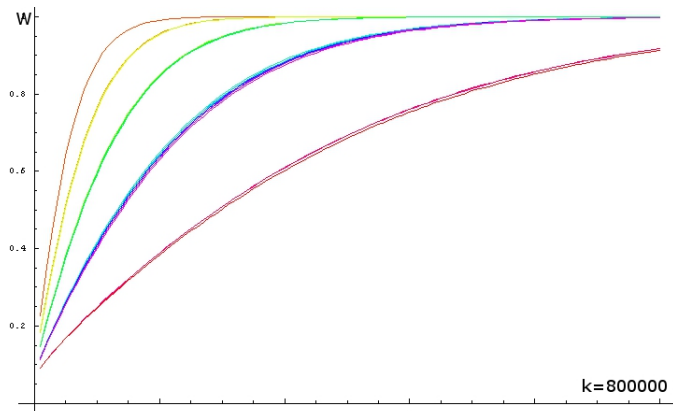


С ростом  $L$  число классов растет **экспоненциально!**



## Анализ числа классов

Могут быть получены **границы** для мощности критерия на базе предиктора Лемпеля-Зива



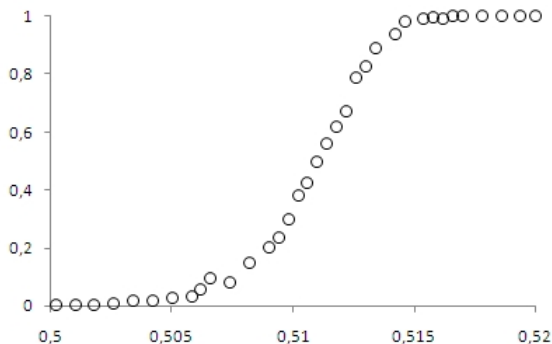
## Сравнение мощностей критерия на базе предиктора Лемпеля-Зива и критерия из NIST SP 800-22

Альтернатива  $\mathcal{H}_1$  – испытания Бернулли :  $p = \frac{1}{2} + \varepsilon$ ,  $n = 10^6$ .

мощность критерия сжатия Лемпеля-Зива из NIST SP 800-22(○)

мощность критерия на базе предиктора Лемпеля-Зива(●)

мощность критерия на базе МП-предиктора (—)



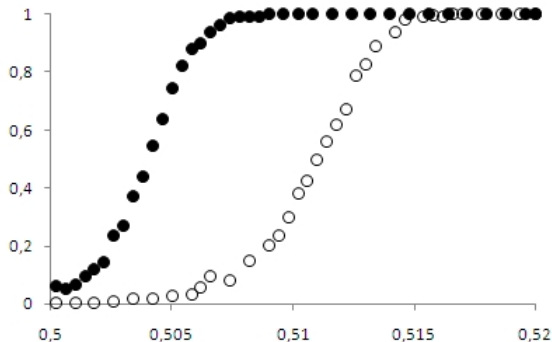
## Сравнение мощностей критерия на базе предиктора Лемпеля-Зива и критерия из NIST SP 800-22

Альтернатива  $\mathcal{H}_1$  – испытания Бернулли :  $p = \frac{1}{2} + \varepsilon$ ,  $n = 10^6$ .

мощность критерия сжатия Лемпеля-Зива из NIST SP 800-22(○)

мощность критерия на базе предиктора Лемпеля-Зива(●)

мощность критерия на базе МП-предиктора (—)



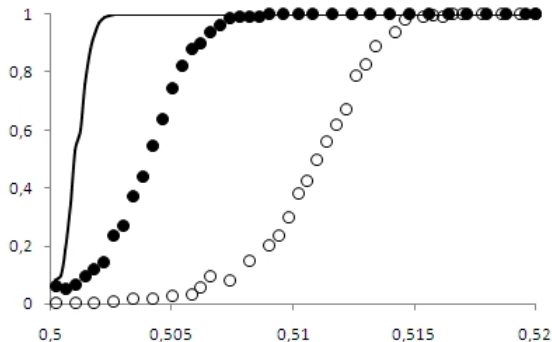
## Сравнение мощностей критерия на базе предиктора Лемпеля-Зива и критерия из NIST SP 800-22

Альтернатива  $\mathcal{H}_1$  – испытания Бернулли :  $p = \frac{1}{2} + \varepsilon$ ,  $n = 10^6$ .

мощность критерия сжатия Лемпеля-Зива из NIST SP 800-22(○)

мощность критерия на базе предиктора Лемпеля-Зива(●)

мощность критерия на базе МП-предиктора (—)



## Заключение

- ▶ Приведен подход к построению критерия тестирования гипотезы о случайности бинарной последовательности на базе любого универсального предиктора
- ▶ Предложена двухэтапная процедура и исследованы ее свойства в случае модели испытаний Бернулли и критерия на базе предиктора максимального правдоподобия
- ▶ Найдена мощность критерия на базе универсального предиктора Лемпеля-Зива
- ▶ Проведенные вычислительные эксперименты демонстрируют перспективность предложенного подхода
- ▶ Возможно использование универсальных предикторов для оценки энтропии

## Заключение

- ▶ Приведен подход к построению критерия тестирования гипотезы о случайности бинарной последовательности на базе любого универсального предиктора
- ▶ Предложена двухэтапная процедура и исследованы ее свойства в случае модели испытаний Бернулли и критерия на базе предиктора максимального правдоподобия
- ▶ Найдена мощность критерия на базе универсального предиктора Лемпеля-Зива
- ▶ Проведенные вычислительные эксперименты демонстрируют перспективность предложенного подхода
- ▶ Возможно использование универсальных предикторов для оценки энтропии

## Заключение

- ▶ Приведен подход к построению критерия тестирования гипотезы о случайности бинарной последовательности на базе любого универсального предиктора
- ▶ Предложена двухэтапная процедура и исследованы ее свойства в случае модели испытаний Бернулли и критерия на базе предиктора максимального правдоподобия
- ▶ Найдена мощность критерия на базе универсального предиктора Лемпеля-Зива
- ▶ Проведенные вычислительные эксперименты демонстрируют перспективность предложенного подхода
- ▶ Возможно использование универсальных предикторов для оценки энтропии

## Заключение

- ▶ Приведен подход к построению критерия тестирования гипотезы о случайности бинарной последовательности на базе любого универсального предиктора
- ▶ Предложена двухэтапная процедура и исследованы ее свойства в случае модели испытаний Бернулли и критерия на базе предиктора максимального правдоподобия
- ▶ Найдена мощность критерия на базе универсального предиктора Лемпеля-Зива
- ▶ Проведенные вычислительные эксперименты демонстрируют перспективность предложенного подхода
- ▶ Возможно использование универсальных предикторов для оценки энтропии



## Заключение

- ▶ Приведен подход к построению критерия тестирования гипотезы о случайности бинарной последовательности на базе любого универсального предиктора
- ▶ Предложена двухэтапная процедура и исследованы ее свойства в случае модели испытаний Бернулли и критерия на базе предиктора максимального правдоподобия
- ▶ Найдена мощность критерия на базе универсального предиктора Лемпеля-Зива
- ▶ Проведенные вычислительные эксперименты демонстрируют перспективность предложенного подхода
- ▶ Возможно использование универсальных предикторов для оценки энтропии