

**Шалаев Ю.Н. каф. Информатики и  
проектирования систем.  
Институт кибернетики**

## **Теория случайных функций**

Случайной функцией называется  
случайная величина, зависящая от  
параметра  $t$ , т.е.  $X(t, \omega)$ .

Если параметр  $t$  – время, то случайную функцию называют случайным процессом. Для дискретного случая – случайной последовательностью.

Если зафиксировать элементарное событие  $\omega = \omega_0$ , то  $X(t, \omega_0)$  будет неслучайной функцией аргумента  $t$ . Конкретный вид случайной функции при фиксированном  $\omega$  в данном опыте называется реализацией случайной функции  $X(\omega, t)$ . Если зафиксировать параметр случайной функции при  $t = t_k$ , то она будет зависеть только от элементарного события  $\omega$ , следовательно, станет случайной величиной  $X(t_k, \omega)$ . При дальнейшем изложении аргумент  $\omega$  для краткости опускается.

# Законы распределения случайных функций

- Случайную функцию рассматривают как многомерную случайную величину. То есть  $X(t)$  можно представить как систему случайных величин:

$$\{X(t_1), X(t_2), \dots, X(t_n)\}, t_1 < t_2 < \dots, t_n = t,$$

где  $t_1, t_2, t_n$  – любые значения аргумента  $t$ .

Для случайной функции рассматриваются многомерные законы распределения:

одномерная функция распределения

$$F(x_1; t_1) = P\{X(t_1) < x_1\}.$$

Аналогично, для функции распределения второго порядка

$F_2(x_1, x_2; t_1, t_2) = P\{X(t_1) < x_1, X(t_2) < x_2\}$   
и для функций  $n$  порядка

$F_n(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) = P\{X(t_1) < x_1, X(t_2) < x_2, \dots, X(t_n) < x_n\}$

где  $t_1, t_2, \dots, t_n$  – произвольная последовательность значений аргумента  $t$ , взятая из области его значений.

$x_1, x_2, \dots, x_n$  – последовательность неслучайных вещественных переменных величин.

Для непрерывных случайных функций  $X(t)$  плотности распределения находятся как

$$f_1(x_1; t_1) = \partial F_1(x_1; t_1) / \partial x_1,$$

$$f_2(x_1, x_2; t_1, t_2) = \partial \partial F_2(x_1, x_2; t_1, t_2) / \partial x_1 \partial x_2,$$

$$f_n(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) = \partial^n F_n(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) / \partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n$$

Их называют плотностями распределения первого, второго и  $n$ -го порядка.

Для плотностей распределения случайной функции  $X(t)$  имеет место интегральные соотношения:

$$f_1(x_1; t_1) = \int_{-\infty}^{\infty} f_2(x_1, x_2; t_1, t_2) dx_2;$$

$$f_k(x_1, x_2, \dots, x_k; t_1, t_2, \dots, t_k) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f_n(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) dx_{k+1} \dots dx_n, k < n.$$

Для независимых сечений  $X(t)$   $n$ -мерная плотность вероятностей выразится через одномерную плотность распределения вероятностей формулой

$$f_n(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) = f_1(x_1; t_1) f_2(x_2; t_2) \dots f_n(x_n; t_n).$$

# Характеристики случайных функций

## Математическое ожидание случайной функции

Математическим ожиданием случайной функции  $X(t)$  называется неслучайная функция  $m_x(t)$ , которая при каждом значении аргумента  $t$  равна математическому ожиданию соответствующего сечения случайной функции:

$$MX(t) = \int_{-\infty}^{\infty} xf_1(x, t)dx = m_x(t).$$

Математическое ожидание случайной функции  $X(t)$  представляет собой некоторую среднюю функцию, около которой группируются и относительно которой колеблются все возможные реализации случайной функции.

# Свойства математического ожидания

- Математическое ожидание неслучайной (детерминированной) функции равно самой этой функции

$$MC(t) = C(t).$$

- Неслучайную функцию можно выносить за оператор математического ожидания

$$MC(t)X(t) = C(t)MX(t).$$

- $M(X(t) \pm Y(t)) = MX(t) \pm MY(t).$

- Для некоррелированных  $X(t)$  и  $Y(t)$

$$MX(t)Y(t) = MX(t)MY(t).$$



# Дисперсия случайной функции

Дисперсией случайной функции  $X(t)$  называется неслучайная функция  $D_x(t)$ , значение которой для каждого  $t$  равно дисперсии соответствующего сечения случайной функции

$$DX(t) = M[X(t) - m_x(t)]^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x(t))^2 f_1(x, t) dx.$$

Дисперсия характеризует разброс возможных реализаций случайной функции относительно среднего. Обладает свойствами дисперсии случайной величины.

# Корреляционная функция случайной функции $X(t)$

Корреляционной функцией случайной функции  $X(t)$  называется неслучайная функция двух аргументов  $t_1$  и  $t_2$ , которая при каждой паре значений  $t_1$  и  $t_2$  равна корреляционному моменту соответствующих сечений случайной функции:

$$K_x(t_1, t_2) = M[(X(t_1) - m_x(t_1))(X(t_2) - m_x(t_2))] = M(\overset{\circ}{X}(t_1)\overset{\circ}{X}(t_2))$$

После преобразования  $K_x(t_1, t_2)$ , получим

$$K_x(t_1, t_2) = M(X(t_1)X(t_2)) - m_x(t_1)m_x(t_2).$$

- Корреляционная функция находится как

$$K_x(t_1, t_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x_1 - m_x(t_1))(x_2 - m_x(t_2)) f_2(x_1, x_2; t_1, t_2) dx_1 dx_2.$$

Для независимых сечений случайной функции корреляционная функция равна нулю.

# Свойства корреляционной функции

- Дисперсия случайной функции находится при равенстве аргументов  $t_1=t_2=t$ :  
$$DX(t)=K_x(t,t).$$
- Корреляционная функция вещественной случайной функции симметричная функция:  
$$K_x(t_1,t_2)=K_x(t_2,t_1).$$
- $K_x(t_1,t_2)$  убывает по мере увеличения длины интервала  $(t_1,t_2)$ .
- Для вещественной случайной функции

$$|K_x(t_1,t_2)| \leq \sqrt{K_x(t_1,t_1)K_x(t_2,t_2)}.$$

# Линейные преобразования случайных функций

- Прибавление неслучайного слагаемого  
Пусть  $X(t)$  – случайная функция, а  $C(t)$  – неслучайная функция:

$$Y(t) = X(t) + C(t).$$

Математическое ожидание:

$$MY(t) = m_x(t) + C(t).$$

Корреляционная функция:

$$K_y(t_1, t_2) = K_x(t_1, t_2).$$

- Умножение на неслучайный множитель

Рассмотрим случайную функцию

$$Y(t) = X(t) * C(t).$$

Математическое ожидание:

$$MY(t) = MX(t) * MC(t) = C(t) * MX(t).$$

Корреляционная функция:

$$K_y(t_1, t_2) = C(t_1)C(t_2)K_x(t_1, t_2).$$

## Дифференцирование случайной функции

- Пусть  $X(t)$  – случайная функция и заданы математическое ожидание  $m_x(t)$  и корреляционная функция  $K_x(t_1, t_2)$ . Найдем характеристики случайной функции

$$Y(t) = dX(t)/dt.$$

Математическое ожидание:

$$m_Y(t) = dm_x(t)/dt.$$

Функция корреляции:

$$K_Y(t_1, t_2) = \partial \partial K_x(t_1, t_2) / \partial t_1 \partial t_2.$$

# Интегрирование случайной функции

- Пусть  $X(t)$  – случайная функция и заданы математическое ожидание  $m_x(t)$  и корреляционная функция  $K_x(t_1, t_2)$ . Найдем характеристики случайной функции

$$Y(t) = \int_0^t X(\tau) d\tau$$

Математическое ожидание

$$m_y(t) = \int_0^t m_x(\tau) d\tau$$

Функция корреляции

$$K_y(t_1, t_2) = \int_0^{t_1} \int_0^{t_2} K_x(\tau_1, \tau_2) d\tau_1 d\tau_2$$



# Сложение случайных функций

Рассмотрим сумму случайных функций:

$$Z(t) = X(t) + Y(t).$$

Найдем характеристики  $Z(t)$ :

По теореме сложения математических ожиданий получим:

$$m_z(t) = M((X(t) + Y(t))) = m_x(t) + m_y(t).$$

Из определения корреляционной функции:

$$K_z(t_1, t_2) = M[\overset{\circ}{Z}(t_1) \bullet \overset{\circ}{Z}(t_2)] = M[(\overset{\circ}{X}(t_1) + \overset{\circ}{Y}(t_1))(\overset{\circ}{X}(t_2) + \overset{\circ}{Y}(t_2))].$$

После преобразования, получим:

$$K_z(t_1, t_2) = K_x(t_1, t_2) + R_{xy}(t_1, t_2) + R_{yx}(t_1, t_2) + K_y(t_1, t_2).$$

- Взаимная корреляционная функция:

$$R_{xy}(t_1, t_2) = M \overset{\circ}{X}(t_1) \overset{\circ}{Y}(t_2).$$

Корреляционная функция связи характеризует степень зависимости значения случайной функции  $X(t)$  взятого в момент  $t_1$ , от значения случайной функции  $Y(t)$  взятого в момент  $t_2$ .

$K_x(t_1, t_2)$  – корреляционная функция связи одной случайной величины, поэтому иногда ее называют «автокорреляционной функцией».

# Свойства взаимной корреляционной функции

- Для действительных случайных функций перестановка индексов при одновременной перестановке аргументов не меняет значения взаимной корреляционной функции:
- Взаимная корреляционная функция не изменяется при прибавлении любых неслучайных слагаемых.
- Если взаимная корреляционная функция равна нулю:

$$R_{xy}(t_1, t_2) = R_{yx}(t_2, t_1).$$

$$R_{xy}(t_1, t_2) = 0,$$

то функции  $X(t)$  и  $Y(t)$  называются некоррелированными (несвязанными).

# Сложение случайной функции со случайной величиной

Пусть  $X(t)$ -случайная функция,  $\xi$ -случайная величина; они некоррелированы. Получим случайную функцию  $Z(t)=X(t)+\xi$  и определим ее характеристики при известных  $m_x(t)$  и  $K_x(t_1, t_2)$ :

$$MZ(t)=m_z(t)=m_x(t)+M\xi.$$

Для корреляционной функции получим:

$$K_z(t_1, t_2)=K_x(t_1, t_2)+K_{\xi\xi}=K_x(t_1, t_2)+D\xi.$$

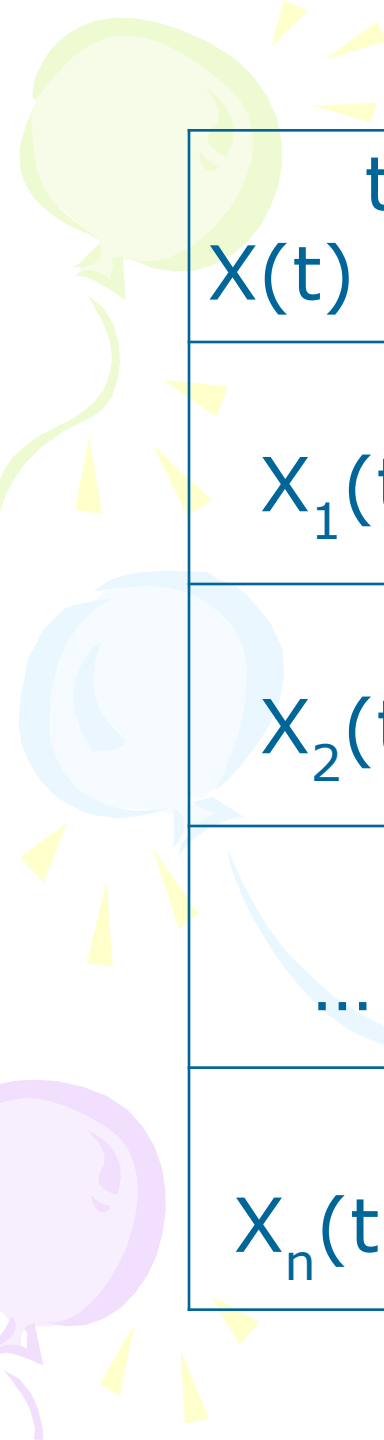
# Нормированная взаимная корреляционная функция связи

- Это безразмерная характеристика связи между случайными функциями:

$$r_{xy}(t_1, t_2) = \frac{R_{xy}(t_1, t_2)}{\sqrt{D_x(t_1)D_y(t_2)}}.$$

# Оценка характеристик случайной функции

Пусть имеется  $n$  реализаций случайной функции  $X(t)$ :  $x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t)$ . Требуется найти оценки характеристик случайной функции:  $m_x(t)$ ,  $D_x(t)$  и  $K_x(t_1, t_2)$ . Для этого рассмотрим ряд сечений  $X(t)$  для моментов  $t_1, t_2, \dots, t_m$ . Каждому из этих моментов будет соответствовать  $n$  значений случайной функции. Моменты задаются обычно равноотстоящими или из технических условий. Значения  $X(t)$  заносятся в таблицу:



$t$				
$X(t)$	$t_1$	$t_2$		$t_m$
$X_1(t)$	$x_1(t_1)$	$x_1(t_2)$	...	$x_1(t_m)$
$X_2(t)$	$x_2(t_1)$	$x_2(t_2)$	...	$x_2(t_m)$
...	...	...	...	...
$X_n(t)$	$x_n(t_1)$	$x_n(t_2)$	...	$x_n(t_m)$

Каждое сечение  $t_k$  есть  $n$  значений случайной величины и оценка математического ожидания находится по известному соотношению:

$$\hat{m}_x(t_k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i(t_k), \quad k = \overline{1, m}.$$

Получим  $m$  точек оценки функции математического ожидания. Это усреднение по множеству реализаций.  $\wedge$

Оценка не смещена, так как  $M\hat{m}(t) = m(t)$ .

Для дисперсии:

$$\hat{D}_x(t_k) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i(t_k) - \hat{m}_x(t_k))^2.$$



- Для корреляционной функции:

$$\hat{K}_x(t_k, t_l) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i(t_k) - \hat{m}_x(t_k))(x_i(t_l) - \hat{m}_x(t_l)), \quad k, l = \overline{1, m}.$$

По полученным значениям можно построить функцию математического ожидания и дисперсии по точкам, а функция корреляции двух аргументов воспроизводится по ее значениям в прямоугольной сетке.

- Эти функции можно аппроксимировать аналитическими выражениями.

# Стационарные случайные функции

Различают стационарность случайной функции в узком и в широком смысле.

- Стационарность в узком смысле случайной функции называется такая случайная функция  $X(t)$ , для которой  $n$ -мерная плотность распределения вероятностей  $f_n(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n)$  при любом  $n$  зависит только от величины интервалов  $t_2 - t_1, t_3 - t_1, \dots, t_n - t_1$  и не зависит от положения этих интервалов в области изменения аргумента  $t$ .

Так, одномерная плотность  
распределения вероятностей  $f_1(x;t)$   
стационарной в узком смысле не будет  
зависеть от  $t$  –  $f(x)$ . Двумерная будет  
зависеть от разности  $t_2 - t_1 = \tau$  то есть  
 $f_2(x_1, x_2; \tau)$ . N-мерная будет зависеть  
только от их разностей  $\tau_1 = t_2 - t_1$ ,  $\tau_2 =$   
 $t_3 - t_1, \dots,$   
 $\tau_{n-1} = t_n - t_1$ , то есть

$$f_n(x_1, x_2, \dots, x_n; \tau_1, \tau_2, \dots, \tau_{n-1}).$$

• Стационарная функция называется стационарной в широком смысле, если ее математическое ожидание постоянно, а корреляционная функция зависит только от разности аргументов  $\tau = t_2 - t_1$ :

$$m_x(t) = \text{const}; \quad K_x(t_1, t_2) = K_x(\tau).$$

- Стационарная функция в широком смысле может быть нестационарной в узком смысле. Наоборот, случайная функция стационарная в узком смысле, является стационарной в широком смысле:

$$m_x(t) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = m_x = const, \quad DX(t) = K_x(0),$$

$$K_x(t, t + \tau) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x_1 - m_x)(x_2 - m_x) f_2(x_1, x_2; \tau) dx_1 dx_2 = K_x(\tau).$$

# Свойства $K_X(\tau)$

- Если  $X(t)$  вещественная и стационарная, то ее корреляционная функция является четной функцией:

$$K_X(\tau) = K_X(-\tau).$$

- Если  $X(t)$  стохастически непрерывна, то ее корреляционная функция  $K_X(\tau)$  есть функция непрерывная.
- Если  $X(t)$  вещественная и стационарная, то имеет место неравенство
$$|K_X(\tau)| \leq K_X(0).$$

# Эргодические свойства стационарных случайных функций

- Так как  $X(t)$  вещественная и стационарная и процесс протекает однородно по времени, то по одной реализации достаточной продолжительности можно оценить характеристики случайной функции.
  - Эргодическое свойство состоит в том, что каждая отдельная реализация  $X_k(t)$  несет как бы информацию всей совокупности возможных реализаций  $X(t)$ , т.е. одна реализация достаточной продолжительности может заменить при обработке множество реализаций.

# Оценка характеристик стационарной случайной функции

Если  $X(t)$  обладает эргодическим свойством, то для нее среднее по времени приблизительно равно среднему по множеству наблюдений.  
Для  $m_x(t) = \text{const}$ :

$$\hat{m}_x = \frac{1}{T} \int_0^T x(t) dt.$$



• Для корреляционной функции:

$$K_x(\tau) = M \overset{\circ}{X}(t) \overset{\circ}{X}(t + \tau),$$

где

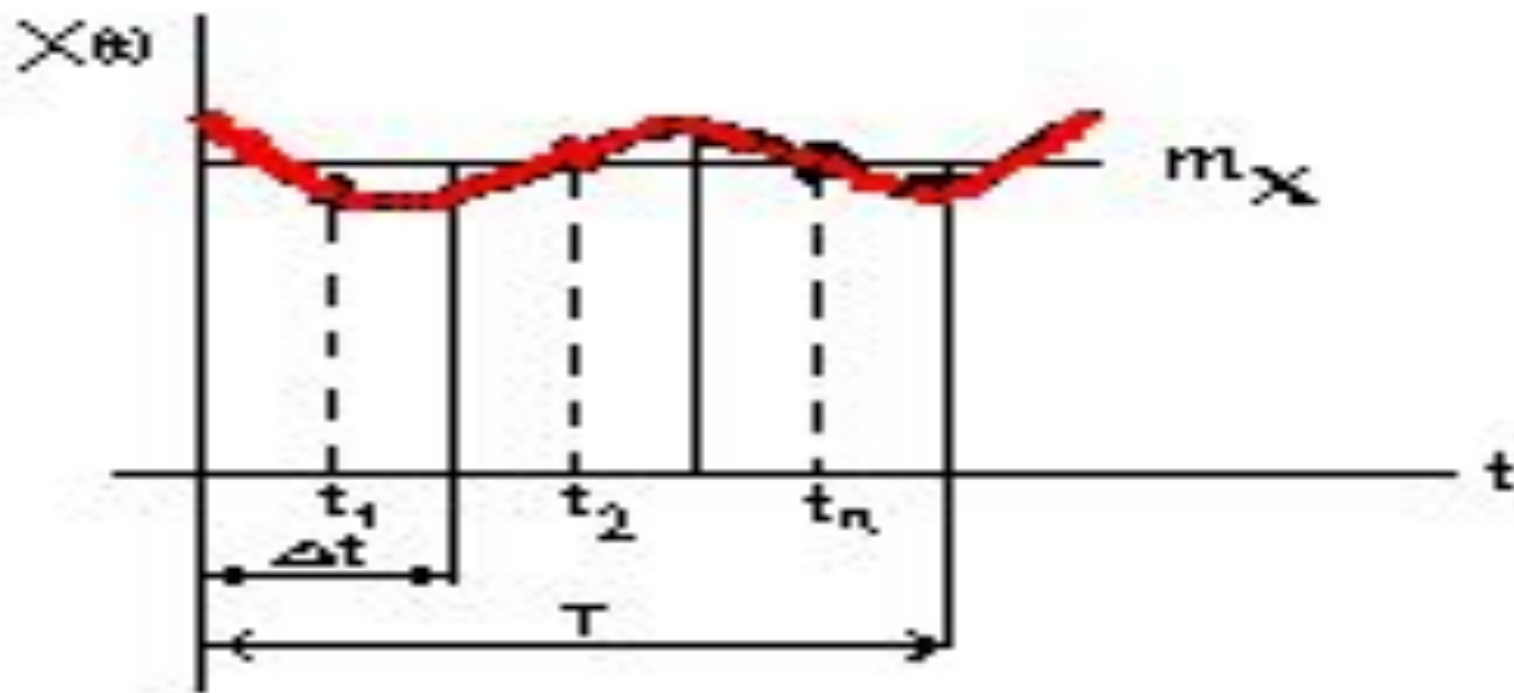
$$\overset{\circ}{X}(t) = X(t) - m_x, \quad t + \tau \leq T.$$

Тогда

$$\overset{\wedge}{K}_x(\tau) = \frac{1}{T - \tau} \int_0^{T-\tau} \overset{\circ}{x}(t) \overset{\circ}{x}(t + \tau) dt.$$

Вычислив интеграл для ряда  $\tau$ , можно приближенно воспроизвести по точкам весь ход корреляционной функции.

• На практике интегралы заменяют конечными суммами. Для этого интервал  $T$  разбивают на  $n$  равных частей длиной  $\Delta t = T/n$ .



- Обозначим середины полученных участков  $t_1, t_2, \dots, t_n$ , тогда получим:

$$\hat{m}_x = \frac{1}{T} \cdot \frac{T}{n} \sum_{i=1}^n x(t_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x(t_i).$$


Для корреляционной функции введем:

$$\tau = m\Delta t = mT/n.$$

Для интервала интегрирования:

$$T - \tau = T - mT/n = (n - m)/n \cdot T, \quad 1/(T - \tau) = n/(n - m) \cdot T.$$

Тогда получим оценку корреляционной функции:


$$\hat{K}_x\left(\frac{mT}{n}\right) = \frac{n}{(n-m)T} \cdot \frac{T}{n} \sum_{i=1}^{n-m} X(t_i) X(t_{i+m}) = \frac{1}{n-m} \sum_{i=1}^{n-m} X(t_i) X(t_{i+m}).$$

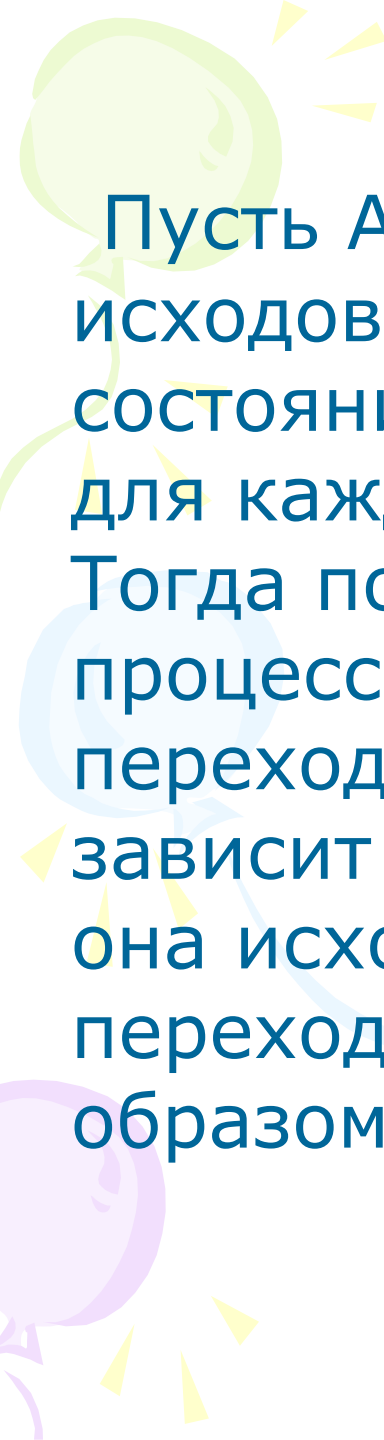
$m=0, 1, 2, \dots$

Вычисления проводятся до тех  $m$  при которых корреляционная функция становится равной нулю.



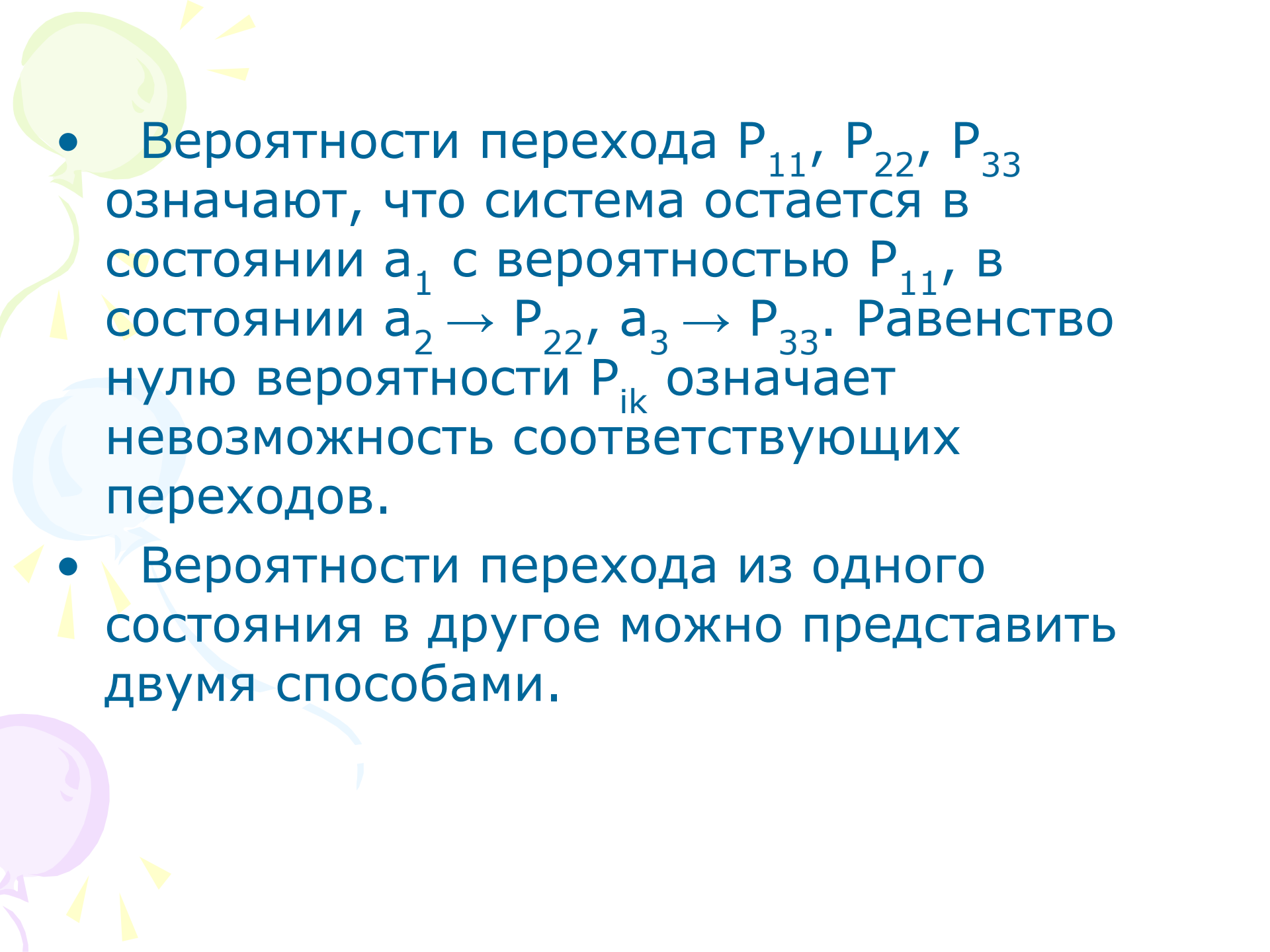
# Марковский случайный процесс

- Случайный процесс называется Марковским, если все вероятностные характеристики процесса в будущем зависят лишь от того, каким образом этот процесс протекал в прошлом.  
То есть будущее зависит от прошлого только через настоящее.



Пусть  $A = \{a_1, a_2, \dots, a_n\}$  – пространство исходов эксперимента или пространство состояний некоторой системы, одинаковые для каждого шага случайного процесса. Тогда по определению Марковского процесса вероятность того, что система переходит из состояния  $a_i$  в состояние  $a_k$  зависит только от состояния  $a_i$  из которого она исходит в процессе рассматриваемого перехода и не зависит от того, каким образом система пришла в это состояние.

- Случайный процесс, протекающий в физической системе называется цепью Маркова, если переходы системы из одного состояния в другое возможны только в определенные дискретные моменты времени  $t_1, t_2, \dots$ . Обозначим через  $P_{ik}$  вероятности перехода системы из состояния  $a_i$  в состояние  $a_k$ . Марковская цепь характеризуется тем, что вероятности  $P_{ik}$  определяются для всех упорядоченных пар состояний и задано исходное состояние.

- 
- Вероятности перехода  $P_{11}$ ,  $P_{22}$ ,  $P_{33}$  означают, что система остается в состоянии  $a_1$  с вероятностью  $P_{11}$ , в состоянии  $a_2 \rightarrow P_{22}$ ,  $a_3 \rightarrow P_{33}$ . Равенство нулю вероятности  $P_{ik}$  означает невозможность соответствующих переходов.
  - Вероятности перехода из одного состояния в другое можно представить двумя способами.



Первый способ состоит в том, что вероятности перехода записываются в виде квадратной матрицы.

- Для Марковской цепи с тремя состояниями  $a_1, a_2, a_3$  матрица имеет вид:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & P_{13} \\ P_{21} & P_{22} & P_{23} \\ P_{31} & P_{32} & P_{33} \end{bmatrix}$$

Матрица вероятностей перехода (стохастическая матрица) должна обладать условием, что сумма элементов каждой строки равна единице.


• Второй способ представления вероятностей перехода состоит в построении диаграммы перехода, когда возможные состояния системы  $S$  наглядно изображают с помощью графа состояний. Возможные состояния системы на графе изображаются окружностями. Вероятности перехода изображаются ребрами с соответствующими числами вероятностей перехода. Сумма вероятностей для ребер, выходящих из любой вершины графа должна равняться единице.

По матрице можно построить граф и наоборот.

- При изучении Марковских цепей иногда возникает задача: найти вероятности того, что через  $n$  шагов процесс перейдет из состояния  $a_i$  в состояние  $a_k$ . Зная матрицу  $P^n$  можно найти матрицу  $P^{n+1}$  по соотношению:

$$P^{n+1} = P \cdot P^n.$$

- Марковская цепь называется регулярной, если какая – либо степень ее матрицы вероятностей перехода не содержит нулевых элементов. Любая стохастическая матрица, не содержащая нулей, определяет регулярную Марковскую цепь.

- 
- Марковская цепь называется эргодической, если из каждого ее состояния можем попасть в любое другое состояние.

# Моделирование случайных величин

Случайные величины моделируют с помощью преобразований одного Или нескольких независимых Значений случайной величины  $L$ , равномерно распределенной в интервале  $(0,1)$ .

# Моделирование дискретных случайных величин

Общий метод моделирования основан на следующем очевидном равенстве

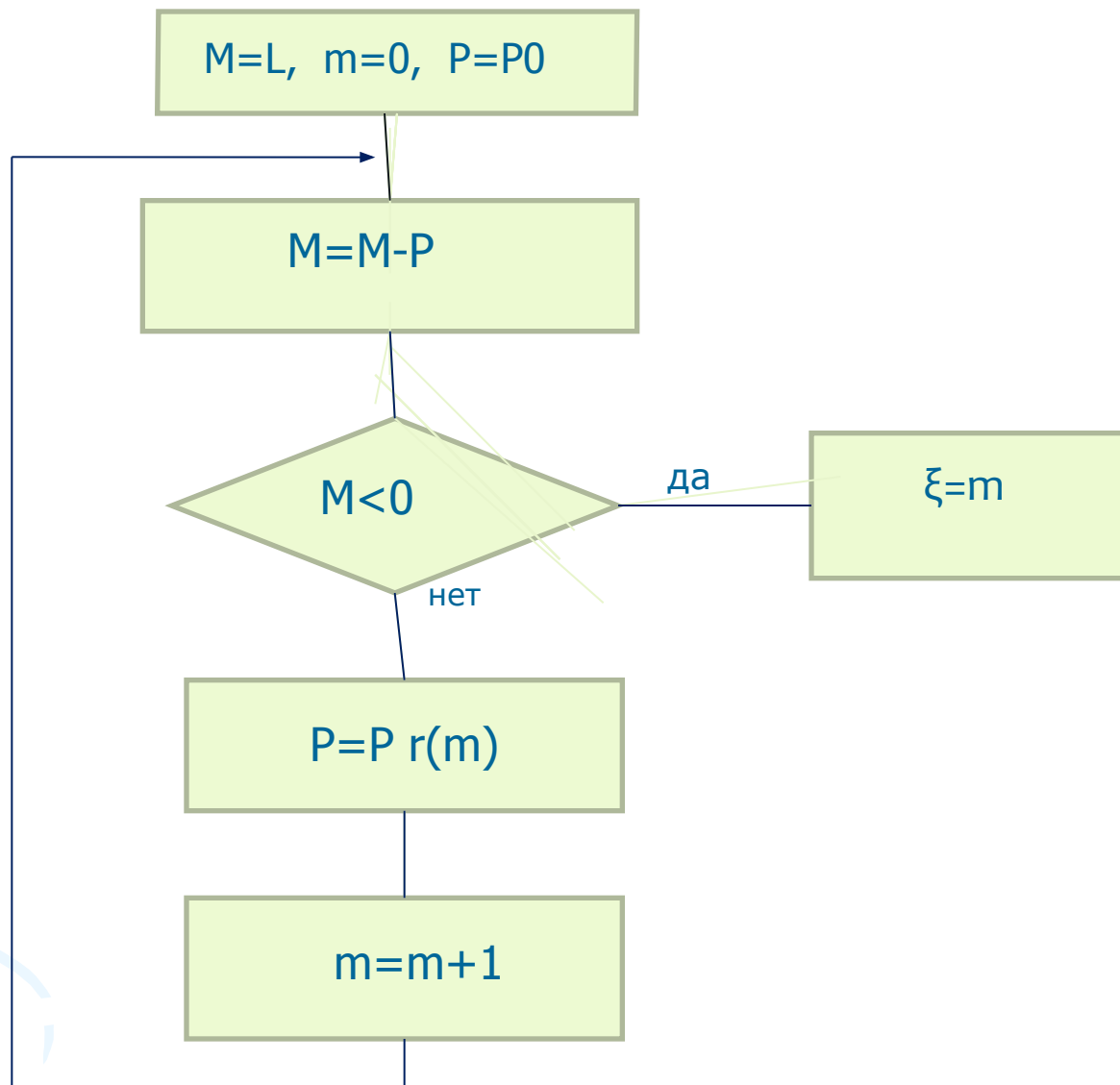
$$P\left(\sum_{k=0}^{m-1} P_k \leq L \boxtimes \sum_{k=0}^m P_k\right) = P_m,$$

$$\text{---} P_m = P(\xi = x_m), \quad m = 0, 1, 2, \dots$$

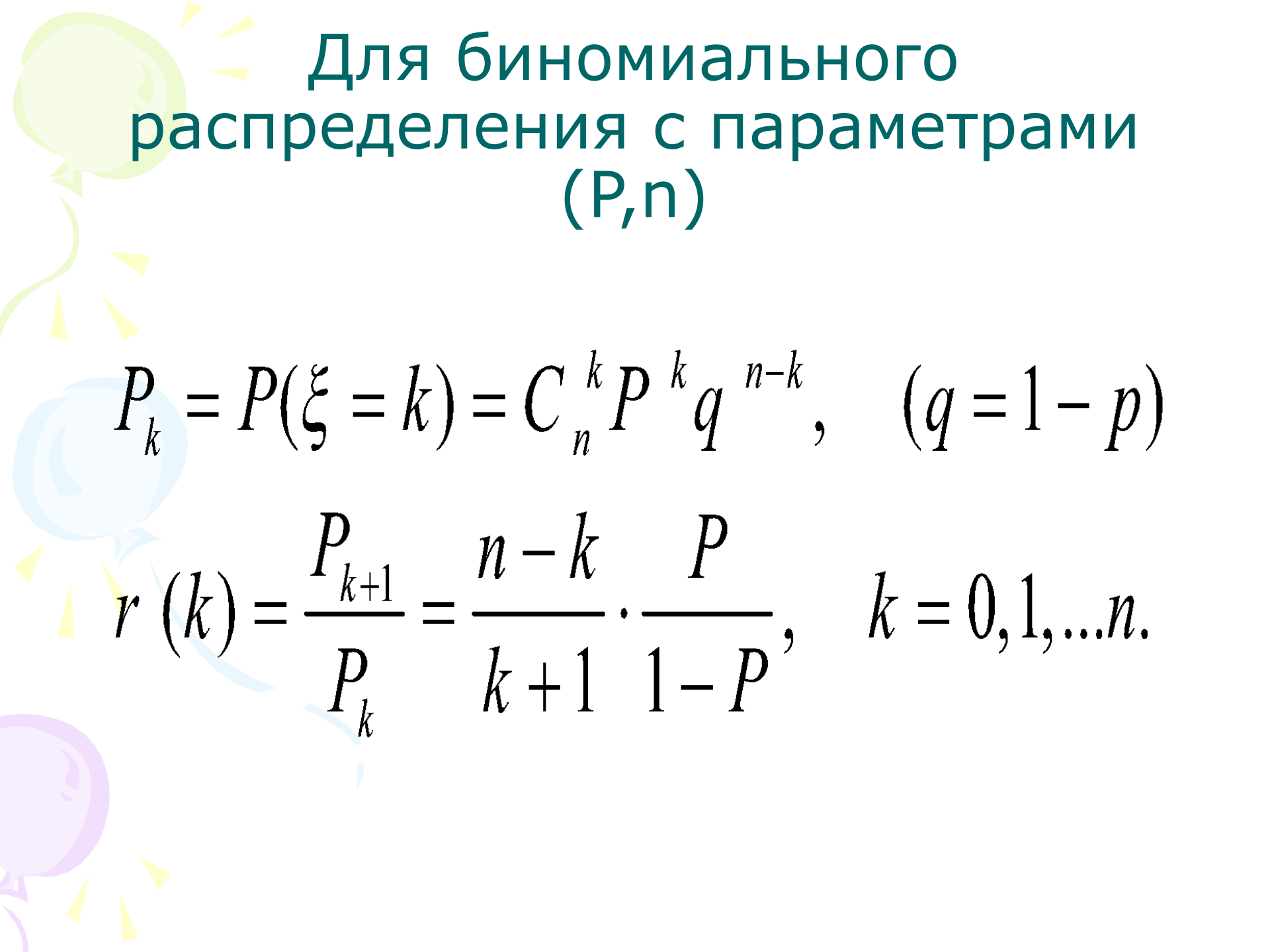
которые связаны рекурсивными формулами

$$P_{k+1} = P_k \cdot r(k)$$

и моделирование производится по схеме







# Для биномиального распределения с параметрами ( $P, n$ )

$$P_k = P(\xi = k) = C_n^k P^k q^{n-k}, \quad (q = 1 - p)$$

$$r(k) = \frac{P_{k+1}}{P_k} = \frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{P}{1-P}, \quad k = 0, 1, \dots, n.$$



Для распределения Пуассона с параметром  $a$

$$P(\xi = k) = \frac{a^k}{k!} e^{-a}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

$$r(k) = \frac{P_{k+1}}{P_k} = \frac{a^{k+1} \cdot e^{-a} \cdot k! \cdot e^a}{(k+1)! \cdot a^k} = \frac{a}{k+1}.$$

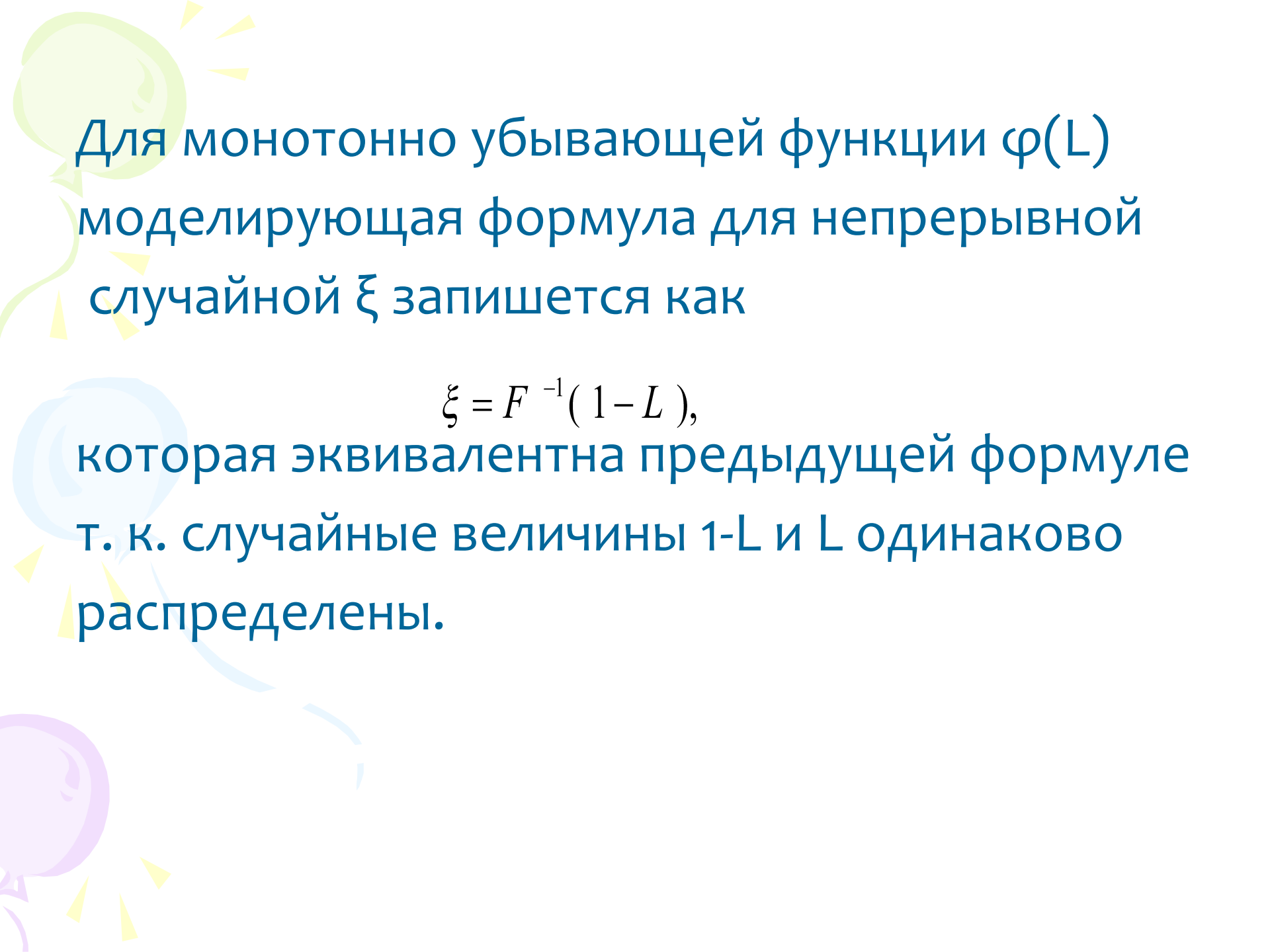
# Моделирование непрерывных случайных величин

- Случайная величина моделируется по формуле вида:

$$\xi = \varphi(L),$$

где  $\varphi(L)$  – строго монотонная и непрерывная функция на интервале  $(0,1)$ . Для случайной величины  $\xi$  задана плотность распределения  $f(x)$  на интервале  $(a, b)$ . Для монотонно возрастающей функции  $\varphi(L)$  моделирующая формула для непрерывной случайной  $\xi$  запишется в виде

$$\xi = F^{-1}(L).$$



Для монотонно убывающей функции  $\varphi(L)$  моделирующая формула для непрерывной случайной  $\xi$  запишется как

$$\xi = F^{-1}(1-L),$$

которая эквивалентна предыдущей формуле т. к. случайные величины  $1-L$  и  $L$  одинаково распределены.

# Для экспоненциального закона

Плотность вероятностей экспоненциального закона имеет вид

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x \geq 0.$$

Функция распределения имеет вид

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda x}, \quad 0 \leq x < \infty$$

$$1 - L = 1 - e^{-\lambda \xi}, \quad \xi = x, \quad e^{-\lambda \xi} = L.$$

Из этих соотношений определяется формула для Моделирования экспоненциального закона

$$\xi = -\frac{\ln L}{\lambda}.$$