

В.П. Малайчук, А.И. Федорович

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ МАРКОВСКИХ ГАММА-ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЕЙ

Аннотация. Предложены и исследованы алгоритмы моделирования нестационарных и стационарных выборок марковских случайных величин с гамма-законом распределения их плотности вероятности.

Ключевые слова: марковский процесс, гамма-последовательность, автокорреляция.

Постановка задачи. В задачах периодического неразрушающего контроля находящихся в эксплуатации линейно протяжных объектов измеряемые параметры, содержащие информацию о их состоянии, являются случайными величинами, статистические закономерности которых зависят от координат точек измерения. По своей физической природе эти параметры положительные, их законы распределения вероятностей несимметричны и марковские гауссовые последовательности не могут быть использованы в качестве их моделей. Рассмотрим разностное уравнение формирования марковских последовательностей

$$S(k) = \alpha S(k-1) + \beta U(k), \quad (1)$$

где $U(k)$ - независимые случайные величины с экспоненциальным распределением, единичным математическим ожиданием и единичной дисперсией (экспоненциальный белый шум).

Решение уравнения (1) известно и запишется в виде

$$S(k) = \beta \sum_{i=1}^k \alpha^{k-i} U(i), \quad (2)$$

где β - энергетический параметр последовательности $S(k)$.

Здесь $S(k)$, как взвешенная сумма экспоненциальных случайных величин, описывается гамма-распределением. Исследуем статистические закономерности выборок $S(k)$, которые, как следует из (2), представляют собой дискретные марковские гамма-последовательности случайных величин. Их параметры зависят от

координат точек измерения. Исследование имеет своей целью определение этих зависимостей и статистический анализ марковских гамма-последовательностей по выборкам случайных величин генератора, программно реализованного в соответствии с разностным уравнением (1).

Исследование сдвига, масштаба и автокорреляции. Учитывая что математическое ожидание $M[U(k)]$ и дисперсия $D[U(k)]$ равны единицы, из (2) следует

$$M[S(k)] = \frac{\beta(1 - \alpha^k)}{1 - \alpha}, \quad D[S(k)] = \frac{\beta^2(1 - \alpha^{2k})}{1 - \alpha^2}. \quad (3)$$

Коэффициент автокорреляции двух соседних измерений $S(k)$ и $S(k - 1)$ легко определяется и равен

$$r(k) = \alpha \sqrt{\frac{1 - \alpha^{2(k-1)}}{1 - \alpha^{2k}}}, \quad k \geq 2. \quad (4)$$

Как следует из анализа выражений (3) и (4), марковский дискретный гамма-процесс – это последовательность коррелированных случайных величин с нелинейными трендами математических ожиданий, дисперсий и коэффициентов автокорреляции. При больших значениях k ($k \rightarrow \infty$) процесс почти стационарный. Это марковская гамма-последовательность с математическим ожиданием, дисперсией и коэффициентом корреляции

$$M[S] = \frac{\beta}{1 - \alpha}, \quad D[S] = \frac{\beta^2}{1 - \alpha^2}, \quad r = \alpha. \quad (5)$$

Границу между нестационарным и стационарным участками последовательности можно оценить, решив неравенство

$$\frac{M - M(k)}{M} = \sqrt{\frac{D - D(k)}{D}} = \alpha^k \leq 10^{-2}. \quad (6)$$

В результате получим условие стационарности: если выполняется неравенство

$$k \geq \frac{2}{\lg\left(\frac{1}{\alpha}\right)} = \frac{2}{1 - \lg(10\alpha)} = k_c, \quad (7)$$

то значения $S(k)$ при $k \geq k_c$ представляют собой стационарную гамма-последовательность Маркова.

Графики изменений сдвига $M[k]$, масштаба $D[k]$, коэффициента корреляции $r[k]$ представлены на рисунках 1 и 2. И граничного значения стационарности $k_c(\alpha)$ - на рисунке 3.

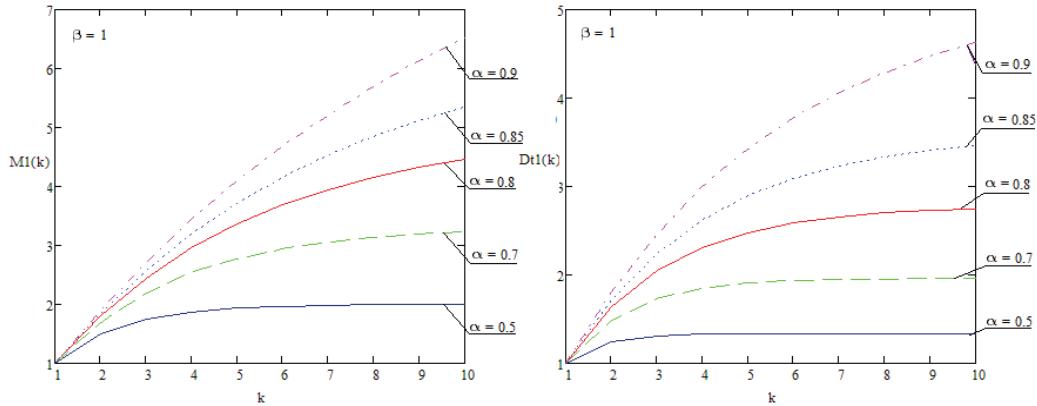


Рисунок 1 - Графики зависимости математического ожидания и дисперсии нестационарной гамма-последовательности Маркова от значений параметра α

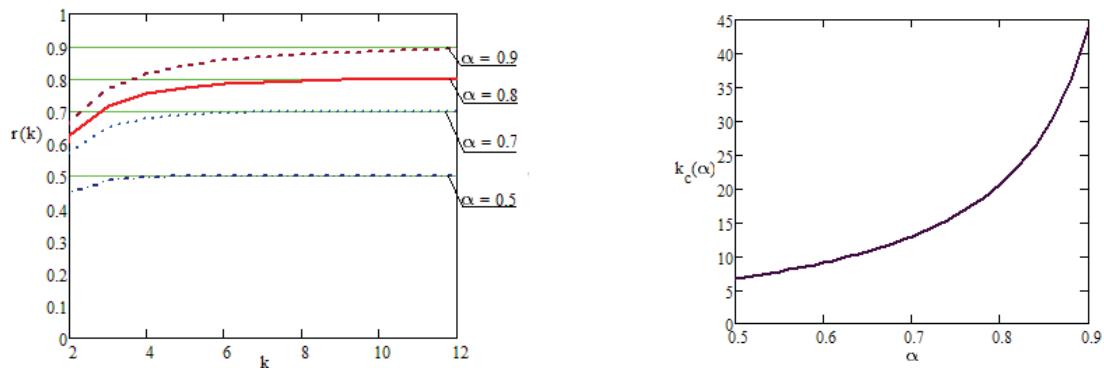


Рисунок 2 – Графики зависимости коэффициента автокорреляции нестационарной гамма-последовательности

Рисунок 3 – Зависимость граничного значения коэффициента стационарности от α

Разностное уравнение (1) описывает нестационарную последовательность, у которой изменяются как показатель сдвига $M[k]$, так и показатель масштаба $D[k]$. Чтобы моделировать однопараметрические гамма-последовательности, или когда только постоянна дисперсия, или постоянно только математическое ожидание, или постоянна мощность необходимо выбирать коэффициент β следующим образом:

1) при постоянной дисперсии $D[k] = D$

$$\beta(k) = \sqrt{\frac{D(1 - \alpha^2)}{1 - \alpha^{2k}}}, \quad M[S(k)] = \sqrt{\frac{D(1 + \alpha)(1 - \alpha^k)}{(1 - \alpha)(1 + \alpha^k)}}, \quad (8)$$

2) при постоянном математическом ожидании $M[k] = M$

$$\beta(k) = \frac{M(1 - \alpha)}{1 - \alpha^k}, \quad D[S(k)] = \frac{M^2(1 - \alpha)(1 + \alpha^k)}{(1 + \alpha)(1 - \alpha^k)}, \quad (9)$$

3) при постоянной мощности P

$$\beta^2(k) = \frac{P(1 - \alpha)(1 - \alpha^2)}{2(1 - \alpha^k)(1 - \alpha^{k+1})}, \quad (10)$$

$$M[S(k)] = \sqrt{\frac{P(1 + \alpha)(1 - \alpha^k)}{2(1 - \alpha^{k+1})}}, \quad D[S(k)] = \frac{P(1 - \alpha)(1 + \alpha^k)}{2(1 - \alpha^{k+1})} \quad (11)$$

Таким образом, путем выбора коэффициентов β и $\beta(k)$ в соответствии с (8), (9) или (10), разностное уравнение (1) можно использовать для моделирования дискретных двухпараметрических или однопараметрических нестационарных и стационарных автокоррелированных гамма-последовательностей.

Ожидается, что одномерный закон распределения вероятности $W(S_k)$ в последовательности $S_1, S_2, \dots, S_k, \dots, S_n$ - это гамма-распределения с параметрами γ_k и λ_k , зависящее от α , β и номера последовательности

$$W(S_k) = \frac{S_k^{\gamma_k-1}}{\lambda_k^{\gamma_k} \Gamma(\gamma_k)} \exp\left(-\frac{S_k}{\lambda_k}\right), \quad (12)$$

$$\lambda_k = \frac{\beta(1 + \alpha^k)}{1 + \alpha}, \quad \gamma_k = \frac{(1 + \alpha)(1 - \alpha^k)}{(1 - \alpha)(1 + \alpha^k)}.$$

На стационарных участках параметры гамма-последовательности равны

$$\lambda = \frac{\beta}{1 + \alpha}, \quad \gamma = \frac{1 + \alpha}{1 - \alpha}.$$

Вычислительные эксперименты. Используя генератор экспоненциальных случайных величин с параметром $\lambda = 1$ и разностное уравнение (1), моделировались выборки $S(1), S(2), \dots, S(k), \dots, S(n)$, проводился их статистический анализ, оценивались параметры и законы распределения вероятностей.

На рис. 3 представлены фрагменты нестационарной и стационарной гамма-последовательности. Математическое ожидание и дисперсия стационарного участка равны $MO = 5$, $D = 2,778$ соответственно.

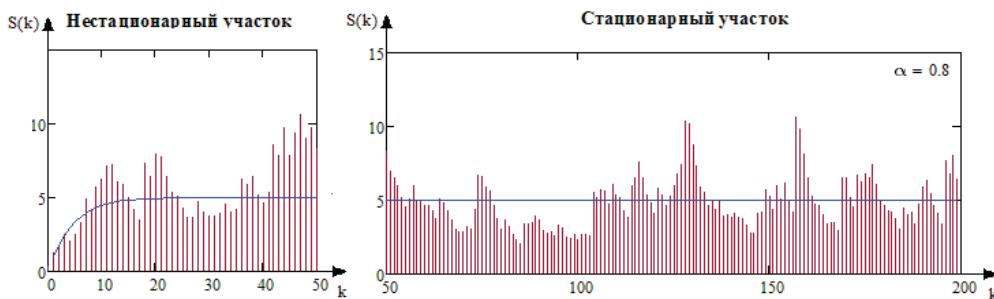


Рисунок 4 – Пример марковской гамма-последовательности
($MO^* = 4,89$, $D^* = 2,598$)

Так же моделировались однопараметрические гамма-последовательности, параметры которых описаны формулами (8), (9), (10), (11). На рисунке 4 представлены фрагменты однопараметрических марковских гамма-последовательностей: а) последовательность при постоянном математическом ожидании ($MO = 4$); б) – при постоянной дисперсии ($D = 2$); в) – при постоянной мощности ($P = 18$). Коэффициент α во всех трех случаях одинаковый и равен $\alpha = 0.8$.

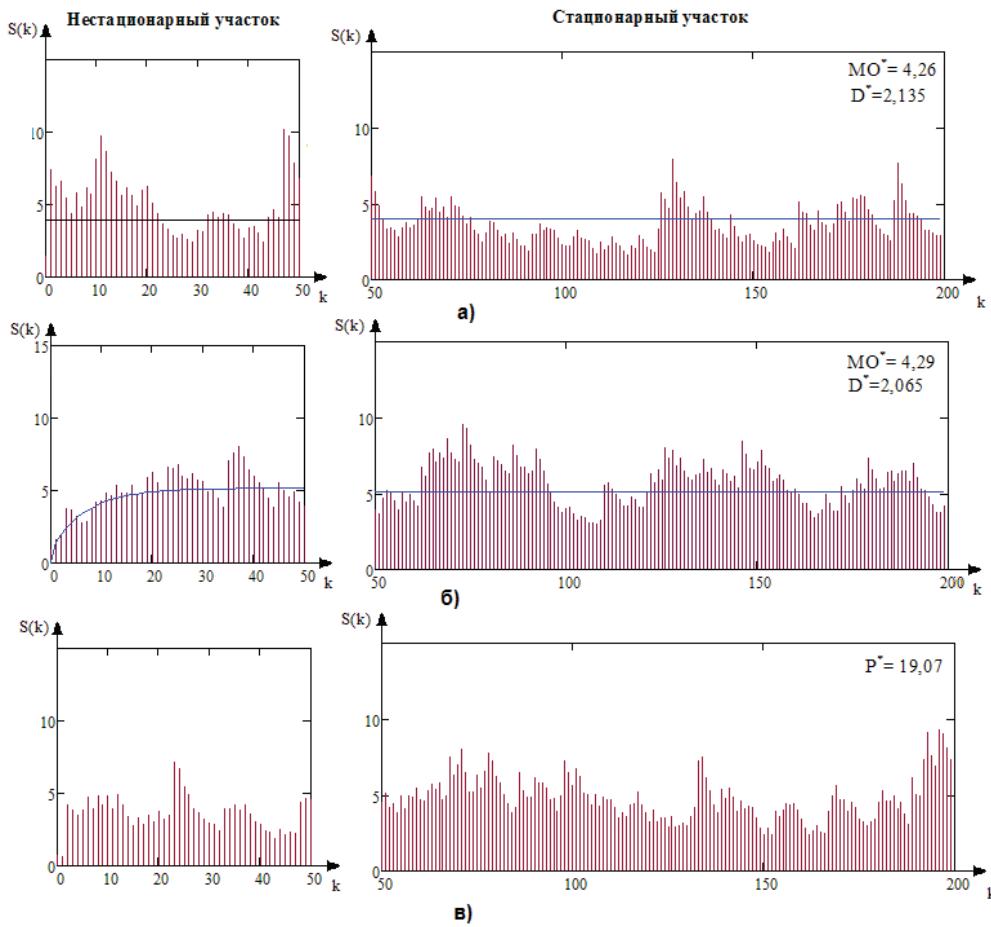


Рисунок 5 – Однопараметрические марковские гамма-последовательности (фрагменты выборок) (MO^* , D^* , P^* - оценки математического ожидания, дисперсии и мощности)

Выводы

1. Предложена математическая модель формирование нестационарных и стационарных дискретных марковских гамма-последовательностей случаных величин с помощью линейного цифрового фильтра, возбуждающего последовательностью независимых случайных величин с экспоненциальным законом распределения вероятностей.

2. Получены аналитические выражения для определения математического ожидания, дисперсии, коэффициента корреляции по заданным параметрам формирующих фильтров на нестационарном и стационарном участках двух параметрических и однопараметрических гамма-последовательностях.

3. Программно реализована компьютерная модель генератора марковских гамма-последовательностей и проведен статистический анализ выборок случайных величин; их оценки подтверждают работоспособность предложенного алгоритма формирования марковских гамма-последовательностей.

ЛИТЕРАТУРА

1. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика/ А.И. Кобзарь. – М.: ФИЗМАТ ЛИТ, 2006. – 816 с.
2. Малайчук В.П., Мозговой А.В. Математическая дефектоскопия: Монография.–Днепропетровск:Системные технологии, 2005,-180 с.