

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАУК  
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ

А В Т О М Е Т Р И Я

---

2003, том 39, № 4

УДК 519.216.3

С. Н. Моисеев

(Воронеж)

ПРЕДЕЛЬНОЕ ВРЕМЯ ПРЕДСКАЗУЕМОСТИ  
ПРОЦЕССОВ СКОЛЬЗЯЩЕГО СРЕДНЕГО

Показано, что для оптимального по минимуму среднеквадратической ошибки прогноза процесса скользящего среднего порядка  $q$  время предсказуемости может превышать время корреляции в  $q\sqrt{2}$  раз при определенном сочетании коэффициентов скользящего среднего.

**Введение.** Для описания реальных случайных процессов в самых различных областях исследований, в том числе при обработке сигналов и при анализе временных рядов различной физической природы, достаточно широко используется модель линейного процесса скользящего среднего  $q$ -го порядка ( $CC(q)$ ). Связано это с возможностью экономичного с точки зрения количества параметров описания процессом  $CC(q)$  практически любого линейного случайного процесса с заданной точностью, развитой техникой подгонки процессов  $CC(q)$  к наблюдаемым данным и простотой моделирования этих процессов [1]. Особенно экономичной модель  $CC(q)$  оказывается при описании процессов, у которых всего лишь небольшое число значений корреляционной функции можно считать значимо отличными от нуля. В работах [2, 3] для широкого круга линейных процессов было показано, что время предсказуемости  $\tau_{pred}$  не превосходит сколько-нибудь значительно время корреляции  $\tau_{cor}$ . В связи с широкой распространностью в различных приложениях модели процесса  $CC(q)$  представляет практический и теоретический интерес подробное исследование соотношения между его временем предсказуемости и временем корреляции.

Цель работы – показать, что для линейных процессов скользящего среднего время предсказуемости может значительно превышать время корреляции, причем это превышение может быть тем значительнее, чем больше порядок  $q$  процесса  $CC(q)$ .

**1. Постановка задачи.** Пусть наблюдаемый случайный процесс  $y_t$ ,  $t \in \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ , является процессом  $CC(q)$ :

$$y_t = \xi_t - \theta_1 \xi_{t-1} - \dots - \theta_q \xi_{t-q}, \quad (1)$$

где  $\xi_t$  – произвольный белый шум с независимыми в моменты времени  $t$  и  $t-k$ ,  $k \neq 0$ , значениями, имеющий нулевое среднее и дисперсию  $\sigma_\xi^2$ . Про-

цесс  $\text{CC}(q)$  стационарен без всяких ограничений. Необходимым условием обратимости процесса  $\text{CC}(q)$  является следующее ограничение на коэффициенты  $\theta_i$ ,  $i=1, q$ , [1]: корни уравнения  $1 - \theta_1 x - \dots - \theta_q x^q = 0$  должны лежать вне единичного круга на комплексной плоскости или, что эквивалентно, корни уравнения  $x^q - \theta_1 x^{q-1} - \dots - \theta_q = 0$  должны лежать внутри единичного круга. Обратимость процесса  $\text{CC}(q)$  означает, что его можно представить в виде процесса авторегрессии бесконечного порядка.

Время корреляции и время предсказуемости определим как характерные времена спадания до нуля нормированной автокорреляционной функции и коэффициента множественной корреляции соответственно.

Необходимо для каждого фиксированного порядка скользящего среднего  $q$  подобрать такие коэффициенты  $\theta_i$ ,  $i=1, q$ , чтобы для этого конкретного процесса  $\text{CC}(q)$  наблюдалось максимальное отношение  $\tau_{\text{pred}} / \tau_{\text{cor}}$  в случае линейного прогноза, т. е. максимальное относительное время предсказуемости. Для этого введем следующую функцию:

$$g(q) = \max_{\theta_i, i=1, q} \{\tau_{\text{pred}} / \tau_{\text{cor}}\}. \quad (2)$$

Функция  $g(q)$  характеризует потенциальные возможности линейного прогноза процесса  $\text{CC}(q)$  для самого лучшего сочетания коэффициентов  $\theta_i$ ,  $i=1, q$ , с точки зрения отношения  $\tau_{\text{pred}} / \tau_{\text{cor}}$ . Задача заключается в исследовании поведения функции  $g(q)$  с ростом  $q$ .

**2. Парные и множественные коэффициенты корреляции.** Время корреляции  $\tau_{\text{cor}}$  рассчитывается по значениям нормированной автокорреляционной функции  $r_k$ , состоящей из коэффициентов парных корреляций. Для процесса  $\text{CC}(q)$  функция  $r_k$  имеет следующий вид [1]:

$$r_k = \begin{cases} 1, & k=0, \\ \left( -\theta_k + \sum_{i=1}^{q-k} \theta_i \theta_{i+k} \right) / \left( 1 + \sum_{i=1}^q \theta_i^2 \right), & k=1, 2, \dots, q, \\ 0, & k>q, \end{cases} \quad (3)$$

где  $r_k = \mathbf{M}(y_t y_{t+k}) / [\mathbf{M}(y_t^2) \mathbf{M}(y_{t+k}^2)]^{1/2}$ ;  $\mathbf{M}(\cdot)$  – оператор усреднения.

Время предсказуемости  $\tau_{\text{pred}}$  для оптимального линейного прогноза рассчитывается по значениям функции  $\rho_k$ , состоящей из последовательности коэффициентов множественной корреляции. Коэффициент множественной корреляции между отсчетом  $y_{t+k}$  и  $p$  отсчетами  $y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1}$  просто выражается через коэффициенты парной корреляции  $r_k$  (3) [4, 5]:

$$\rho_{k(0, \dots, p-1)} = \sqrt{1 - \det \mathbf{R}_k / \det \mathbf{R}}, \quad (4)$$

где  $\det \mathbf{R}$  – детерминант матрицы  $\mathbf{R}$ ,  $\mathbf{R} = (r_{|i-j|})$ ,  $i, j = \overline{1, p}$ , – нормированная корреляционная матрица  $p \times p$  отсчетов  $y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1}$ ;  $\mathbf{R}_k$  – нормиро-

ванная корреляционная матрица  $(p+1) \times (p+1)$  отсчетов  $y_{t+k}, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1}$ , которая получается из матрицы  $\mathbf{R}$  добавлением сверху строки  $(r_k, r_{k+1}, \dots, r_{k+p-1})$  и слева столбца  $(1, r_k, r_{k+1}, \dots, r_{k+p-1})^T$ ; т – символ транспонирования.

Процесс  $CC(q)$  теоретически нельзя описать марковским процессом конечного порядка, т. е. процессом авторегрессии конечного порядка  $p$ . Поэтому для него необходимо полагать  $p = \infty$ , тем самым выбирая максимальный из всех возможных коэффициентов множественной корреляции:

$$\rho_k = \lim_{p \rightarrow \infty} \rho_{k(0, \dots, p-1)}. \quad (5)$$

В силу того что коэффициент множественной корреляции является частным случаем множественного корреляционного отношения [6, 7], для него справедливы следующие формулы:

$$\rho_{k(0, \dots, p-1)} = \sigma_{\text{pred}}(k) / \sigma_y = \sqrt{1 - \sigma_p^2(k) / \sigma_y^2}, \quad (6)$$

где

$$\sigma_y^2 = \mathbf{M}(y_{t+k}^2) = \sigma_\xi^2 \left( 1 + \sum_{i=1}^q \theta_i^2 \right)$$

– дисперсия процесса  $y_t$ ;

$$\sigma_{\text{pred}}^2(k) = \mathbf{M}(\hat{y}_{t+k}^2) = \mathbf{M}(y_{t+k} \hat{y}_{t+k})$$

– дисперсия оптимального по минимуму среднего квадрата ошибки (СКО) прогноза  $\hat{y}_{t+k}$  на  $k$  шагов вперед;

$$\sigma_p^2(k) = \mathbf{M}[(y_{t+k} - \hat{y}_{t+k})^2] = \sigma_y^2 \det \mathbf{R}_k / \det \mathbf{R}$$

– СКО оптимального прогноза на  $k$  шагов вперед. Из последнего равенства в (6) хорошо видно, что коэффициент множественной корреляции  $\rho_{k(0, \dots, p-1)}$  является наглядной и понятной мерой точности линейного прогноза на  $k$  шагов вперед, так как его квадрат совпадает с относительной разностью между дисперсией процесса и СКО прогноза.

**3. Время корреляции и время предсказуемости.** После того как найдены удобные в вычислительном плане формулы для  $r_k$  и  $\rho_k$ , необходимо определить  $\tau_{\text{cor}}$  и  $\tau_{\text{pred}}$ . Поскольку эти понятия качественные, то решение многих задач будет сильно зависеть от их количественного определения. В работах [8–10] приведено более десятка определений  $\tau_{\text{cor}}$ , которые с помощью введения параметров можно свести всего к двум видам:

$$\tau_{\text{cor}}^{(1)} = \int_0^\infty |R(\tau)|^\alpha d\tau, \quad 0 < \alpha < \infty, \quad (7)$$

$$\tau_{\text{cor}}^{(2)} = \max\{\tau : |R(\tau)| \geq \varepsilon\}, \quad 0 < \varepsilon < 1. \quad (8)$$

Для процессов, заданных в дискретные моменты времени  $t \in \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ , к которым относятся изучаемые нами процессы  $\text{CC}(q)$ , определения  $\tau_{\text{cor}}^{(1)}$  и  $\tau_{\text{pred}}^{(1)}$ , аналогичные (7) и (8), будут выглядеть следующим образом:

$$\tau_{\text{cor}}^{(1)} = \sum_{k=1}^{\infty} |r_k|^{\alpha}, \quad \tau_{\text{pred}}^{(1)} = \sum_{k=1}^{\infty} \rho_k^{\alpha}, \quad 0 < \alpha < \infty, \quad (9)$$

$$\tau_{\text{cor}}^{(2)} = \max\{k: |r_k| \geq \varepsilon\}, \quad \tau_{\text{pred}}^{(2)} = \max\{k: \rho_k \geq \varepsilon\}, \quad 0 < \varepsilon < 1. \quad (10a)$$

Для вырожденных случаев, когда  $\tau_{\text{cor}}^{(2)} = 0, \tau_{\text{pred}}^{(2)} \neq 0$ , будем использовать несколько видоизмененный вариант определений (10a):

$$\tau_{\text{cor}}^{(2)} = \max\{\tau: |r(\tau)| \geq \varepsilon\}, \quad \tau_{\text{pred}}^{(2)} = \max\{\tau: \rho(\tau) \geq \varepsilon\}, \quad 0 < \varepsilon < 1, \quad (10b)$$

где функции  $r(\tau)$  и  $\rho(\tau)$  в непрерывном времени получаются соответственно из функций  $r_k$  и  $\rho_k$  в дискретном времени их линейной интерполяцией между соседними значениями.

**4. Максимальное относительное время предсказуемости.** Для определений (9) функция  $g(q)$  (2) находится аналитически. Анализ формул (9) и выражений для  $r_k$  и  $\rho_k$  показывает, что максимальное значение отношения  $\tau_{\text{pred}}^{(1)} / \tau_{\text{cor}}^{(1)}$  достигается при следующих коэффициентах скользящего среднего:

$$\theta_i = 0, \quad i = \overline{1, q-1}, \quad |\theta_q| = 1. \quad (11)$$

Фактически выбор такого крайнего сочетания коэффициентов (11) приводит к вырождению модели  $\text{CC}(q)$  в модель  $\text{CC}(1)$ , так как процесс  $\text{CC}(q)$  последовательности (1) процесса  $y_t$ , набранной через единичный шаг, становится эквивалентным процессу  $\text{CC}(1)$  последовательности, набранной через шаг  $q$ :

$$y_t = \xi_t - \theta_q \xi_{t-q}. \quad (12)$$

Для процесса (12) автокорреляционная функция будет иметь единственное отличное от нуля значение, а коэффициент множественной корреляции —  $q$  отличных от нуля значений:

$$r_k = \begin{cases} 1, & k = 0, \\ r_q, & k = q, \\ 0, & k \neq q; \end{cases} \quad \rho_k = \begin{cases} 1, & k = 0, \\ \rho_q, & k = 1, 2, \dots, q, \\ 0, & k > q. \end{cases} \quad (13)$$

При этом

$$r_q = -\theta_q / (1 + \theta_q^2), \quad \rho_{q(0, \dots, p-1)} = |\theta_q| \sqrt{(\theta_q^{2p} - 1) / (\theta_q^{2p+2} - 1)} / \sqrt{1 + \theta_q^2}.$$

Подставляя  $\rho_{q(0, \dots, p-1)}$  в формулу (5), получаем

$$\rho_q = \begin{cases} |\theta_q| / \sqrt{1 + \theta_q^2}, & |\theta_q| < 1, \\ 1 / \sqrt{1 + \theta_q^2}, & |\theta_q| \geq 1. \end{cases}$$

Следовательно, для процесса (12) будут справедливы следующие формулы:

$$\tau_{\text{cor}}^{(1)} = |r_q|^\alpha, \quad \tau_{\text{pred}}^{(1)} = q \rho_q^\alpha, \quad 0 < \alpha < \infty.$$

При  $|\theta_q| = 1$  достигается максимум для  $|r_q|$  и  $\rho_q$ :

$$\max_{\theta_q} |r_q| = 1/2, \quad \max_{\theta_q} \rho_q = 1/\sqrt{2}.$$

Легко проверить, что при  $|\theta_q| = 1$  достигается максимум и для отношения  $\tau_{\text{pred}}^{(1)} / \tau_{\text{cor}}^{(1)}$ . Поэтому

$$g(q) = 2^{\alpha/2} q. \quad (14)$$

Таким образом, максимальное отношение  $\tau_{\text{pred}}^{(1)} / \tau_{\text{cor}}^{(1)}$  для процессов СС( $q$ ) превышает порядок скользящего среднего  $q$  в  $2^{\alpha/2}$  раза, т. е. согласно терминологии работы [11] горизонтом предсказуемости для процессов СС( $q$ ) является величина  $2^{\alpha/2} q \tau_{\text{cor}}$ .

Рис. 1 иллюстрирует этот вывод для процесса СС(5) при  $\theta_i = 0$ ,  $i = \overline{1, 4}$ ,  $\theta_5 = -1$ . На рисунке кружками, соединенными для наглядности прямыми линиями, приведены значения нормированной автокорреляционной функции  $r_k$  в зависимости от задержки  $k$ . Квадратиками, соединенными прямыми линиями, соответствуют значения коэффициента множественной корреляции  $\rho_k$ . Для рис. 1 при  $\alpha = 1$  в (9)  $\tau_{\text{cor}}^{(1)} = 1/2$ ,  $\tau_{\text{pred}}^{(1)} = 5/\sqrt{2}$ ,  $g(5) = 5\sqrt{2}$ .

Для определений  $\tau_{\text{cor}}$  и  $\tau_{\text{pred}}$  (10) функция  $g(q)$  сильно зависит от уровня  $\epsilon$ : чем меньше  $\epsilon$ , тем меньше  $g(q)$ . На практике обычно выбирают такое максимальное  $\epsilon$ , при котором еще можно пренебречь значениями  $|R(\tau)| < \epsilon$ , т. е. принять их равными нулю. Во многих практических задачах можно пре-

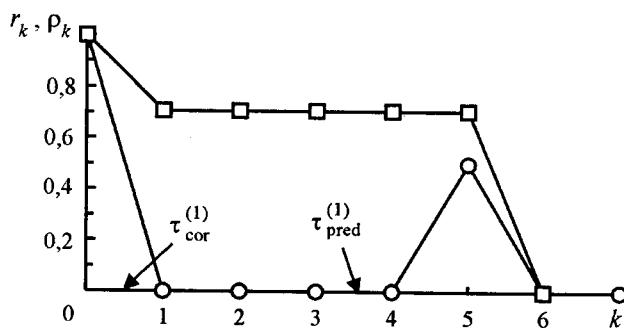


Рис. 1. Корреляционная функция и коэффициент множественной корреляции СС(5)

бречь значениями функции  $R(\tau)$ , если они по модулю меньше примерно уровня 0,3. Поэтому положим

$$\varepsilon = \exp(-1) \approx 0,368. \quad (15)$$

Для максимизации функции  $g(q)$ , рассчитываемой по определениям (10), в первую очередь необходимо минимизировать величину  $\tau_{\text{cor}}^{(2)}$ . Это легко достигается при выборе такого сочетания коэффициентов  $\theta_i$ ,  $i=1, q$ , процесса  $\text{CC}(q)$ , при котором будут выполняться следующие соотношения:

$$r_1 = -(\varepsilon - 0), \quad |r_k| < \varepsilon, \quad k > 1, \quad (16)$$

где значение  $(\varepsilon - 0)$  на бесконечно малую величину меньше  $\varepsilon$ . Первое равенство в (16) может быть выполнено не для всех  $\varepsilon$ . Так, для процесса  $\text{CC}(1)$   $\min_{\theta_1} r_1 = -1/2$  при  $\theta_1 = 1$ , и (16) может быть удовлетворено только для  $0 < \varepsilon \leq 1/2$ . Однако с ростом  $q$  ограничения на возможные значения  $\varepsilon$  быстро ослабевают. Так, уже для процесса  $\text{CC}(2)$   $\min_{\theta_1, \theta_2} r_1 = -1/\sqrt{2}$  при  $\theta_1 = \sqrt{2}$ ,  $\theta_2 = -1$ , и равенство (16) может быть удовлетворено уже для  $0 < \varepsilon \leq 1/\sqrt{2} = 0,707\dots$ . При выполнении соотношений (16) согласно (10б) будем иметь

$$\tau_{\text{cor}}^{(2)} = (1 - \varepsilon) / (1 + \varepsilon).$$

Максимизация  $\tau_{\text{pred}}^{(2)}$  процесса  $\text{CC}(q)$  заключается в максимизации величины  $\rho_q$ . Максимум величины  $\rho_q$  достигается при выполнении условий

$$r_i = (-1)^i (\varepsilon - 0), \quad i = 1, 2, \dots \quad (17)$$

При выполнении (17) выполняются также условия (16). Поэтому условия (17) являются идеальными для достижения максимума отношения  $\tau_{\text{pred}}^{(2)} / \tau_{\text{cor}}^{(2)}$ . К сожалению, не для всех  $\varepsilon$  и  $q$  условия (17) можно выполнить в полной мере. Однако, если выполнены условия (16) и  $0 < \varepsilon \leq 1/2$ , всегда можно подобрать коэффициенты  $\theta_i$ ,  $i=1, q$ , при которых будет справедливо неравенство  $\rho_q \geq \varepsilon$ . В этом случае

$$\tau_{\text{pred}}^{(2)} = q + 1 - \varepsilon / \rho_q$$

и максимальное отношение  $\tau_{\text{pred}}^{(2)} / \tau_{\text{cor}}^{(2)}$  можно представить в виде

$$g(q) = q(1 + \varepsilon) / (1 - \varepsilon) + b_\varepsilon, \quad (18)$$

где  $0 \leq b_\varepsilon < 1$ ,  $b_\varepsilon = (1 + \varepsilon)(1 - \varepsilon) / \rho_q / (1 - \varepsilon)$ .

Таким образом, максимальное отношение  $\tau_{\text{pred}}^{(2)} / \tau_{\text{cor}}^{(2)}$  для процессов  $\text{CC}(q)$  превышает порядок скользящего среднего  $q$ , как минимум, в  $(1 + \varepsilon) / (1 - \varepsilon)$  раз при  $0 < \varepsilon \leq 1/2$ . Рис. 2 иллюстрирует этот вывод для процесса

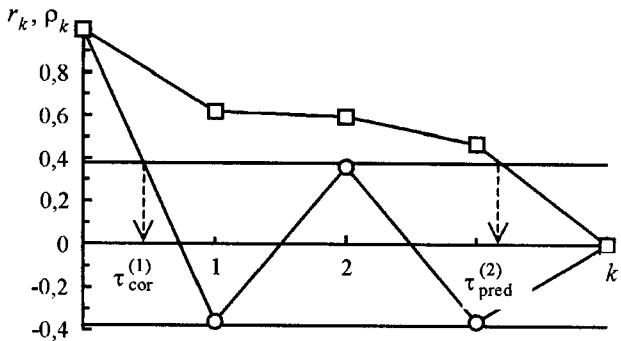


Рис. 2. Корреляционная функция и коэффициент множественной корреляции СС(3)

СС(3) при  $\theta_1 = 0,2166$ ,  $\theta_2 = -0,4669$ ,  $\theta_3 = 0,596$ . На этом рисунке кружками отмечены значения нормированной автокорреляционной функции  $r_k$  в зависимости от задержки  $k$ , а квадратиками – значения коэффициента множественной корреляции  $\rho_k$ . Кружки, соединенные линиями, дают функцию  $r(\tau)$ , а квадратики, соединенные линиями, – функцию  $\rho(\tau)$ . Горизонтальными линиями на рис. 2 показаны уровни  $\pm \epsilon$  (15). Здесь хорошо видно, что  $\tau_{\text{pred}}^{(2)}$  ( $\tau_{\text{pred}}^{(2)} = 3,214$ ) значительно превосходит  $\tau_{\text{cor}}^{(2)}$  ( $\tau_{\text{cor}}^{(2)} = 0,462$ ),  $g(3) = 6,96$ .

Рис. 2 интересен тем, что для  $\epsilon = \exp(-1)$  значение  $q = 3$  – это максимальное  $q$ , при котором выполняются идеальные условия (17). Для  $q > 3$  не существует набора коэффициентов  $\theta_i$ ,  $i=1, q$ , при которых в полной мере выполнены условия (17). Отметим также, что для процесса СС(3) существуют четыре набора коэффициентов, приводящих к одной и той же автокорреляционной функции (см. рис. 2), т. е. для которых выполняются условия (17). Однако приведенный выше набор для  $\theta_i$ ,  $i=1,2,3$ , – единственный, соответствующий обратимой модели СС(3).

Сравнение функции  $g(q)(14)$  при  $\alpha = 1$ , полученной для определений (9), с функцией  $g(q)(18)$ , полученной для определений (10б) при разумных  $\epsilon$ , показывает, что для всех  $q$  функция (18) значительно превосходит функцию (14). Следовательно, универсальные определения  $\tau_{\text{cor}}, \tau_{\text{pred}}$  (10) при разумных значениях уровня  $\epsilon$  приводят к значительно большим (в несколько раз, как минимум) значениям функции  $g(q)$ , чем универсальные определения (9).

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов, прогноз и управление. М.: Мир, 1974. Вып.1.
- Аносов О. Л., Бутковский О. Я., Кравцов Ю. А. Пределы предсказуемости для линейных авторегрессионных моделей // Радиотехника и электроника. 1995. 40, № 12. С. 1886.
- Anosov O. L., Butkovskii O. Yu., Kravtsov Yu. A., Protopopescu V. A. Predictability of linear and nonlinear autoregressive models // Phys. of Vibrations. 1999. 7, N 2. P. 61.
- Айвазян С. А., Енюков И. С., Мешалкин Л. Д. Прикладная статистика. Исследование зависимостей. М.: Финансы и статистика, 1985.

5. Коваленко И. Н., Филиппова А. А. Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Высш. шк., 1973.
6. Ивченко Г. И., Медведев Ю. И. Математическая статистика. М.: Высш. шк., 1984.
7. Моисеев С. Н. Прогноз нелинейных временных рядов через взвешенную сумму одномерных регрессий // Радиотехника и электроника. 1999. **44**, № 6. С. 715.
8. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника. М.: Радио и связь, 1982.
9. Романенко А. Ф., Сергеев Г. А. Вопросы прикладного анализа случайных процессов. М.: Сов. радио, 1968.
10. Мирский Г. Я. Характеристики стохастической взаимосвязи и их измерения. М.: Энергоиздат, 1982.
11. Кравцов Ю. И. Случайность, детерминированность, предсказуемость // УФН. 1989. **158**, вып. 1. С. 93.

Воронежский государственный университет,  
E-mail: [mois@rf.phys.vsu.ru](mailto:mois@rf.phys.vsu.ru)

Поступила в редакцию  
21 августа 2002 г.

---

---

**Подписка на наш журнал – залог Вашего успеха!**