

# СХОДИМОСТЬ АДАПТИВНЫХ АЛГОРИТМОВ ПРИ КОРРЕЛИРОВАННЫХ СТОХАСТИЧЕСКИХ НАБЛЮДЕНИЯХ

Н. А. Карпиевич

Белорусский государственный университет  
г. Минск, Беларусь

Приводятся в явном виде условия сходимости в среднем квадратическом и почти наверное адаптивных алгоритмов при коррелированных наблюдениях. При этом допускается, что и сами точки, в которых проводятся наблюдения, могут интерпретироваться как случайные.

*Ключевые слова:* адаптивный алгоритм, стохастическая аппроксимация, сходимость.

В данной работе изучается сходимость в среднем квадратическом и почти наверное адаптивного алгоритма

$$c_n = c_{n-1} + \gamma_n \varphi(x_n) [y_n - \varphi'(x_n) c_{n-1}], \quad (1)$$

который, в частности, можно рассматривать как обучающийся алгоритм оценивания вектора неизвестных параметров  $c \in R^m$  при квадратичном критерии качества для объекта, описываемым уравнением

$$y = \varphi'(x)c. \quad (2)$$

Предполагается, что  $\gamma_n$  – заданная числовая последовательность,  $y$  и  $x$  наблюдаемые процессы, причем

$$y_n = \varphi'(x_n)c + \xi_n, \quad (3)$$

где  $y_n$  – результаты наблюдений;  $x_n$  – точки, в которых производятся наблюдения;  $\varphi(x)$  – базисные функции,  $\{\xi_n\}$  – в общем случае могут быть и случайными, характеризующими помехи.

Алгоритм (1) относится к так называемым алгоритмам типа стохастической аппроксимации (ТСА – алгоритмом). Подобные алгоритмы исследовались в общем случае многими авторами [см., например [1]–[5] и библиографию к ним]. Однако имеющиеся признаки сходимости из-за общности задачи в основном сложны и заданы в неявном виде, что существенно затрудняет их применение к алгоритмам конкретного вида. Причем основное предположение этих работ – некоррелированность выборки. Вопросы же сходимости ТСА – алгоритмов при коррелированных выборках мало изучены. Один из первых результатов в этом направлении получен в работе [5]. В ней для векторного случая исследована задача выбора оптимального  $\gamma_n$  (в смысле минимума следа матрицы вариаций оценок) и задача сходимости в среднеквадратическом для скалярного случая ( $m = 1$ ). Данная работа является непосредственным ее расширением на векторный случай.

Прежде чем приступить к формулировкам основных результатов введем следующие ограничения на параметры алгоритма (1):

а)  $\{\varphi(x_n)\}$  – последовательность независимых случайных векторов с неизвестным распределением;

б)  $\{\xi_n\}$  – последовательность коррелированных между собой случайных величин, независимых от  $\{\varphi(x_n)\}$ , с корреляционной функцией

$$M(\xi_n \xi_k) = \rho(n, k), M\xi_n = 0.$$

Кроме того, введем обозначения

$$u_n = c_n - c, \varphi(x_n) = \varphi_n, B_n = \varphi_n \varphi_n', \\ A_n = I - \gamma_n B_n, \|\varphi\|^2 = \varphi' \varphi, \quad (4)$$

$\lambda_n$  – наименьшее собственное число матрицы

$$F_n = M[(2 - \gamma_n \|\varphi\|^2) B_n]. \quad (5)$$

Справедлива следующая теорема.

**Теорема 1.** Если выполнены условия (а) и (б) и, кроме того, для любого  $n$

$$F_n = M[(2 - \gamma_n \|\varphi\|^2) B_n] > 0; \quad (6)$$

$$\gamma_n \lambda_n \rightarrow 0, \sum_{n=1}^{\infty} \gamma_n \lambda_n = \infty; \quad (7)$$

$$\frac{\gamma_n}{\lambda_n} M\|\varphi_n\|^2 \rho(n, n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0;$$

$$d_{n-1} = \frac{1}{\lambda_n} M\|\varphi_n\| \sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s \prod_{k=s+1}^{n-1} \left(1 - \frac{\gamma_k \lambda_k}{2}\right) M\|\varphi_s\| \rho(n, s) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0, \quad (8)$$

то

$$M\|c_n - c\|^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

то есть алгоритм (1) сходится в среднеквадратическом.

**Доказательство.** Алгоритм (1) можно рассматривать с общей точки зрения, как последовательные приближения некоторого линейного операторного уравнения

$$x(t) = A(t)x(t) + f(t).$$

Следовательно, и вопрос его сходимости в метрике определенного пространства можно рассматривать как задачу сходимости приближенного решения операторных уравнений. Как известно из общей теории приближенного решения операторных уравнений (в частности линейных) основное ограничение здесь состоит в том, чтобы соответствующий ряд Неймана сходился. Последнее же обычно достигается наложением на оператор  $A$  условия сжимаемости в соответствующем пространстве более общего условия  $r(t) \leq 1$ , где  $r$  – спектральный радиус оператора  $A$ . Основная идея доказательства этой теоремы и подчинена по существу реализации двух этих ограничений применительно к алгоритму (1).

Приступим теперь непосредственно к доказательству теоремы. При обозначениях (4) из (3) и (1) получаем

$$u_n = A_n u_{n-1} + \gamma_n \varphi_n \xi_n. \quad (9)$$

Отсюда следует, что

$$u_n' u_n = u_{n-1}' A_n^2 u_{n-1} + 2\gamma_n \varphi_n' A_n u_{n-1} \xi_n + \gamma_n^2 \|\varphi_n\|^2 \xi_n^2.$$

Если ввести далее матрицу  $W(n, s)$  по правилу

$$W(n, s) = A_n W(n-1, s), s = \overline{1, n}, \quad (10)$$

$W(n, s) = I$  при  $n \leq s$  то из (9) и (10) следует, что  $u_n$  представима в виде

$$u_n = W(n, 0)u_0 + \sum_{s=1}^n W(n, s)\gamma_s \varphi_s \xi_s, \quad (11)$$

где  $u_0$  – начальное состояние, причем

$$W(n, s) = A_n A_{n-1} \dots A_{s+1}.$$

Тем самым для следа матрицы вариаций оценок получаем следующее выражение

$$M \|u_n\|^2 = M[u_{n-1}' A_n^2 u_n] + 2\gamma_n M[\varphi_n' A_n] \sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s M[W(n-1, s)] M(\varphi_s) \rho(n, s) + \gamma_n^2 M \|\varphi_n\|^2 \rho(n, n). \quad (12)$$

Не нарушая общности здесь предполагалось, что начальное состояние некоррелировано с  $\xi_n$ . Оценим теперь сверху каждое из слагаемых (12). В силу условия (6)

$$M[u_{n-1}' A_n^2 u_{n-1}] = M[u_{n-1}' M(A_n^2) u_{n-1}]. \quad (13)$$

Так как выражение в скобках – квадратичная форма по  $u_{n-1}$ , то

$$u_{n-1}' M(A_n^2) u_{n-1} \leq \mu_n M \|u_{n-1}\|^2, \quad (14)$$

где  $\mu_n$  – наибольшее собственное число матрицы  $M(A_n^2)$ . Но в соответствии с (4), (5)

$$A_n = I - \gamma_n B_n.$$

Поэтому из (14) и (13) окончательно получим

$$M[u_{n-1}' A_n^2 u_{n-1}] \leq (1 - \gamma_n \lambda_n) M \|u_{n-1}\|^2, \quad (15)$$

где  $\lambda_n$  – минимальное собственное число матрицы  $B_n$ . В силу условия (6)  $\lambda_n > 0$  и  $\lambda_n \gamma_n < 1$ .

Оценим теперь второе слагаемое. Так как выполнено условие (6), то из уравнения (10) следует

$$\|M(W(n, s))\| \leq \|M(A_n)\| \|M(W(n-1, s))\|.$$

Так как по доказанному ранее

$$\|M(A_n)\|^2 \leq 1 - \gamma_n \lambda_n,$$

то

$$\|M(W(n, s))\|^2 \leq \prod_{k=s+1}^n (1 - \gamma_k \lambda_k). \quad (16)$$

В результате из (12) с учетом (15) и (16) получаем следующее неравенство для

$$v_n = M \|u_n\|^2$$

$$v_n \leq (1 - \gamma_n \lambda_n) u_{n-1} + 2\gamma_n M \|\varphi_n\| \sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s \beta(n-1, s) M \|\varphi_s\| \rho(n, s) + \gamma_n^2 M \|\varphi_n\|^2 \rho(n, n), \quad (17)$$

где по обозначению

$$\beta(n, s) = \prod_{k=s+1}^n (1 - \frac{1}{2} \gamma_k \lambda_k). \quad (18)$$

Для завершения доказательства теоремы достаточно применить теперь к неравенству (17) лемму 1 [4].

В заключение доказательства остановимся вкратце на анализе условий теоремы. Условие (6) обеспечивает свойство  $\lambda_n > 0$ , а соответственно при ограничении (7) и сжимаемость матрицы  $W(n, s)$ . В принципе оно всегда может быть выполнено соответствующим выбором управляющего параметра  $\gamma_n$  и точек  $x_n$ , в которых производятся измерения. Что касается условия (8), то при наличии (6) и (7) оно в первую очередь задает ограничения на корреляционные свойства вектора ошибок  $\xi_n = (\xi_1, \dots, \xi_n)$ . Представляет интерес вопрос о существовании представителя класса условий (6)–(8). С этой целью рассмотрим некоторые частные случаи.

Пусть вектор  $\varphi_n$  таков, что для всех  $n$

$$M\|\varphi_n\|^4 \leq m_4 < \infty, \lambda_n \geq \lambda > 0. \quad (19)$$

1. Если дополнительно к (6), (19)  $\{\xi_n\}$  – последовательность некоррелированных случайных величин, то очевидно выполнение условий теоремы, если только

$$\gamma_n \rightarrow 0, \sum_{n=1}^{\infty} \gamma_n = \infty, |\rho(n, n)| \leq \rho < \infty. \quad (20)$$

2. Пусть

$$\rho(n, s) = \begin{cases} 0, n - s > n_0 > 0 \\ |\rho(n, s)| \leq \rho < \infty, n - s \leq n_0 \end{cases}.$$

Тогда условие (7) приобретает вид (20), а

$$d_{n-1} \leq \gamma_n \beta^2 \rho \sum_{s=n-1-n_0}^n \gamma_s = 0, (\gamma_0) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0,$$

если только имеет место (20).

3. Пусть  $\lambda \gamma_n = \frac{2a}{n} < 1$

Тогда (см. [1] с. 241)

$$(1 - \xi_s) s^a n^{-a} \leq \beta(n-1, s) = \prod_{k=s+1}^n (1 - \frac{\lambda_k \gamma_k}{2}) \leq \prod_{k=s+1}^n (1 - \frac{a}{n}) \leq (1 + \xi_s) s^a n^{-a}, \quad (21)$$

где  $\xi_s \xrightarrow{s \rightarrow \infty} 0$ .

Теперь нетрудно заметить, что для  $\rho(n, s)$  вида

$$\rho_1 \frac{s^p}{n^p} \leq |\rho(n, s)| \leq \rho \frac{s^p}{n^p}, \rho > 0$$

условие (8) выполняться не будет. Тем более не будет оно выполняться и для равномерно ограниченных  $\rho(n, s)$ .

Рассмотрим далее случай, когда  $\rho(n, s)$  изменяется как показательная функция, т. е.

$$|\rho(n, s)| \leq \rho e^{-\lambda|n-s|}, \lambda > 0, \quad (22)$$

что характерно для марковских процессов. Тогда, используя оценку (21), можно непосредственно показать, что при условии (20)  $d_{n-1} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ , а следовательно имеет место среднеквадратическая сходимость. Таким образом, доказано следствие.

**Следствие.** Если выполнены условия (а), (б), (6) и (19) и одно из дополнительных

- 1)  $\rho(n, s) = \begin{cases} 0, n \neq s \\ \rho, n = s \end{cases}$
- 2)  $\rho(n, s) = \begin{cases} 0, n - s \geq n_0 > 0 \\ |\rho(n, s)| \leq \rho, n - s \leq n_0 \end{cases}$
- 3)  $|\rho(n, s)| \leq \rho e^{-\lambda|n-s|}$ ,

то

$$M\|c_n - c\|^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0,$$

как только

$$\gamma_n \rightarrow 0, \sum_{n=1}^{\infty} \gamma_n = \infty. \quad (23)$$

Оказывается можно получить более общий результат. Для этого докажем предварительно лемму.

**Л е м м а.** Если выполнено условие (23) и для  $n > s$

$$\sup_{n>s} \left| \frac{\rho(n, s)}{\rho(n-1, s)} \right| \leq \rho < 1, \sup_{n,s} |\rho(n, s)| < \rho_1 < \infty,$$

то

$$\lim d_{n-1} = \sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s |\rho(n, s)| \prod_{k=s+1}^{n-1} (1 - \gamma_k) = 0,$$

причем  $d_{n-1} = O(\gamma_n)$

**Доказательство.** Имеем очевидно

$$d'_{n-1} = \gamma_{n-1} |\rho(n, n-1)| + (1 - \gamma_{n-1}) \sum_{s=1}^{n-2} \gamma_s |\rho(n-1, s)| \left| \frac{\rho(n, s)}{\rho(n-1, s)} \right| \beta(n-2, s), \quad (24)$$

где по обозначению

$$\beta(n, s) = \prod_{k=s+1}^n (1 - \gamma_k), \beta(n, n) = 1.$$

При условиях леммы из (24) следует непосредственно неравенство

$$d'_{n-1} \leq \rho(1 - \gamma_{n-1}) d'_{n-2} + \rho_1 \gamma_{n-1},$$

которое приводит к следующей оценке

$$d'_{n-1} \leq \rho^{n-1} \beta(n-1, 0) d'_0 + \rho_1 \frac{1}{\rho} \sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s \beta(n-1, s) \rho^{(n-s)}, \quad (25)$$

где  $d'_0 \stackrel{def}{=} 1$ .

Так как при условии (23)  $\beta(n, s) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  для любого фиксированного  $s$  и имеет место неравенство  $\beta(n, s) \leq 1$ , то первое слагаемое в оценке (25) будет стремиться при  $n \rightarrow \infty$  к нулю не медленнее чем  $\rho^{n-1}$ .

Покажем, что и второе слагаемое сходится к нулю, причем его величина порядка  $\gamma_n$ . Действительно для любого  $\xi > 0$  найдется такое  $n_0$ , что для всех  $n \geq n_0, \gamma_n \leq \xi$ .

Поэтому

$$\sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s \beta(n-1, s) \rho^{n-s} \leq \sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s \rho^{n-s} \leq \int_{s=1}^{n_0-1} \gamma_s \rho^{n-s} + \xi \sum_{n=n_0}^n \rho^{n-s} \leq a_1 \rho^n + a_2 \xi,$$

что в силу произвольности  $\xi$  и доказывает сходимость  $d_n$  к нулю при  $n \rightarrow \infty$ .

Что касается скорости сходимости, то она определяется вторым слагаемым в оценке (25), поскольку первое слагаемое имеет скорость более высокую, чем  $\rho^{n-1}$ . Для оценки скорости сходимости второго слагаемого к нулю воспользуемся тем, что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^n \beta(n, s) \rho^{-s} = \infty.$$

Значит, по лемме из ([1], с. 215)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s \beta(n-1, s) \rho^{-s}}{\sum_{s=1}^{n-1} \beta(n-1, s) \rho^{-s}} = \lim_{n \rightarrow \infty} \gamma_n.$$

Откуда

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^{n-1} \sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s \beta(n-1, s) \rho^{-s} = \lim_{n \rightarrow \infty} \gamma_n \lim_{n \rightarrow \infty} (\rho^{n-1} \sum_{s=1}^{n-1} \beta(n-1, s) \rho^{-s}). \quad (26)$$

Осталось показать, что второе выражение в (26) имеет предел отличный от нуля. Для этого заметим, что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} (\rho^{n-1} \sum_{s=1}^{n-1} \beta(n-1, s) \rho^{-s}) \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^{n-1} \sum_{s=1}^{n-1} \rho^{-3} = \frac{1}{1-\rho}.$$

С другой стороны, так как  $\gamma_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ , то найдется постоянная  $a > 0$  такая, что при всех  $n$   $1 - \gamma_n \geq a$ , а значит  $\beta(n, s) \geq a^{n-1-s}$ .

$$\text{Тем самым } \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^{n-1} \sum_{s=1}^{n-1} \beta(n-1, s) \rho^{-s} \geq \frac{1}{1-a\rho}.$$

В итоге с учетом (26) мы можем записать, что

$$d'_{n-1} = o(\gamma_n), \quad (27)$$

где (27) означает  $d'_{n-1} = o(\gamma_n) \Leftrightarrow \frac{d'_{n-1}}{\gamma_n}$  – ограниченная последовательность.

**Теорема 2.** Если выполнены условия (а), (б), (6), (19), (23) и, кроме того,

$$\sup_{u,s} \left| \frac{\rho(n,s)}{\rho(n-1,s)} \right| \leq \rho < 1, \sup_{n,s} |\rho(n,s)| < \infty,$$

то

$$M \|c_n - c\|^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

При этом, если дополнительно

$$\sum_{n=1}^{\infty} \gamma_n^2 < \infty, \quad (28)$$

то

$$\|c_n - c\|^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

**Доказательство.** Первое утверждение следует непосредственно из теоремы 1 и доказанной выше леммы, поскольку  $d_n$  в теореме с точностью до постоянного множителя совпадает с  $d'_n$  из леммы.

Докажем второе утверждение. Для этого согласно задаче 2 ([1], с. 219) достаточно показать, что для  $u_n = c_n - c$

$$\sum_{n=1}^{\infty} \left\{ M \left[ \frac{\|u_{n+1}\|^2 - \|u_n\|^2}{\|u_1\|^2, \dots, \|u_n\|^2} \right] \right\} < \infty.$$

Действительно, из (9) получаем, что

$$\|u_n\|^2 - \|u_{n-1}\|^2 = -\gamma_n u'_{n-1} (2 - \gamma_n \|\Phi_n\|^2) B_n u_{n-1} + 2\gamma_n \Phi'_n A_n u_{n-1} \xi_n + \gamma_n^2 \|\Phi_n\|^2 \xi_n^2,$$

откуда в силу независимости  $\Phi_n$  от  $u_{n-1}, u_{n-2}, \dots$  следует

$$M[(\|u_n\|^2 - \|u_{n-1}\|^2) / u_{n-1}, u_{n-2}, \dots, u_0] = -\gamma_n \{ M[(u'_{n-1} F_n u_{n-1} + 2M(\Phi'_n A_n) u_{n-1} \xi_n + \gamma_n M \|\Phi_n\|^2 \xi_n^2) / u_{n-1}, u_{n-2}, \dots, u_0] \}.$$

Так как по условию  $F_n > 0$ ,  $M\|\Phi_n\|^2 \leq b^2$ ,  $M A_n^2 \leq 1 - \gamma_n \lambda$ , а  $u_{n-1}$  выражается равенством (11), то так же, как и при доказательстве теоремы 1, можно показать, что

$$\sum_{n=1}^{\infty} M \{ M[(\|u_n\|^2 - \|u_{n-1}\|^2) / u_{n-1}, u_{n-2}, \dots, u_0] \} \leq b^2 \sum_{n=1}^{\infty} 2\gamma_n \sum_{s=1}^{n-1} \gamma_s \prod_{k=s+1}^{n-1} \left( 1 - \frac{\gamma_k \lambda}{2} \right) \|\rho(n, s)\| + \rho_1 b^2 \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2.$$

Заметим, что внутренняя сумма в первом слагаемом имеет тот же вид, что и  $d_{n-1}^+$  из леммы. Поэтому она представляет величину порядка  $O(\gamma_n)$ . В итоге предыдущее выражение можно записать в виде

$$\sum_{n=1}^{\infty} M \left\{ M \left[ (\|u_n\|^2 - \|u_{n-1}\|^2) / u_{n-1}, u_{n-2}, \dots, u_0 \right] \right\} \leq K \sum_{n=1}^{\infty} \gamma_n^2,$$

что в сочетании с условием (28) гарантирует сходимость необходимого ряда, а значит и сходимость

$$\|u_n\|^2 = \|c_n - c\|^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

Теорема доказана.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Вазан М. Стохастическая аппроксимация. М., 1972.
2. Цыпкин Я. З. Основы теории обучающихся систем. М., 1970.
3. Айзерман М. А. и др. Метод потенциальных функций в теории обучения машин. М., 1970.
4. Поляк Б. Г. Сходимость и скорость сходимости итеративных стохастических алгоритмов. Автоматика и телемеханика. 1976. Т. 1. № 12. С. 83-94; 1977. Т. 2. С. 101-107.
5. Деревицкий Д. П., Фрадков А. Л. Прикладная теория дискретных адаптивных систем управления. М., 1981.
6. Медведев Г. А. Адаптивное оценивание при зависимых выборках // Вестн. БГУ. Сер 1. Мат., мех., физика. 1981. № 3.
7. Красносельский М. А. и др. Приближенное решение операторных уравнений. М., 1969.
8. Ширяев А. Н. Вероятность. М., 1980.