

文章编号:2095-6134(2015)03-0289-06

基于平均化的截尾随机逼近算法*

刘仁龙¹, 杨建奎¹, 熊世峰^{2†}

(1 北京邮电大学理学院, 北京 100876; 2 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190)
(2014 年 4 月 16 日收稿; 2014 年 8 月 6 日收修改稿)

Liu R L, Yang J K, Xiong S F. Averaging-based truncated stochastic approximation algorithm [J]. Journal of University of Chinese Academy of Sciences, 2015, 32(3): 289-294.

摘 要 考察带有随机干扰线性系统的随机逼近问题. 基于 Polyak 和 Juditsky (SIAM J. Control & Optimization, 1992, 30:838-855) 中的平均化加速算法, 提出平均化的截尾算法. 证明该算法下随机逼近序列的强相合性和渐近正态性.

关键词 渐近正态性; 线性系统; 强相合性

中图分类号: O226 **文献标志码:** A **doi:** 10. 7523/j. issn. 2095-6134. 2015. 03. 001

Averaging-based truncated stochastic approximation algorithm

LIU Renlong¹, YANG Jiankui¹, XIONG Shifeng²

(1 School of Science, Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing 100876, China;
2 Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China)

Abstract In this work the stochastic approximation problem of perturbed linear systems was examined. Inspired by the averaging-based accelerated algorithm of Polyak and Juditsky (SIAM J. Control & Optimization, 1992, 30:838-855), we propose an averaging-based truncated algorithm. The almost sure convergence and asymptotic normality of the sequence defined by this algorithm are proved.

Key words asymptotic normality; linear system; strong consistency

随机逼近是一种用逐步逼近的方式估计参数的数理统计方法. 随机逼近算法源于文献[1], 后来有了大量的研究, 并被广泛应用于数理统计、随机优化、自适应控制等各领域^[2-8]. 随机逼近理论研究的核心问题是其收敛性. 在事先掌握一定先验信息的条件下, 随机逼近序列可以达到理论上的最优收敛速度. Polyak^[9] 和 Ruppert^[10] 采用平均化方法, 在不需要先验信息的条件下得

到具有最优收敛速度的随机逼近算法. Polyak 和 Juditsky^[11] 对该算法进行深入研究, 证明对线性或非线性系统, 平均化的随机逼近序列不仅具有强相合性, 而且可以达到理论上的最优收敛速度. 在实际计算中, 由于初值选取、随机误差和异常值等因素的影响, 随机逼近序列可能极大地偏离真值的可行区域, 甚至有时会超出计算机的处理范围. 在这种情况下, 对序列进行截尾是一种

* 国家自然科学基金(11271355, 11101050, 11471172)资助
† 通信作者, E-mail: xiong@amss. ac. cn

自然的处理方法^[12]. 本文针对线性系统, 对文献[11]中的算法进行截尾改进. 得到了对应于文献[11]中的收敛结果.

记号和说明:

x^* —方程 $Ax = b$ 的解;

ξ_t —随机误差序列;

x_t —随机逼近序列;

γ_t —迭代的步长;

$I(A)$ —指集合 A 的示性函数.

1 假设及结论

对于线性方程组 $Ax = b$, 设其解为 x^* , 其中 $b \in R^N, A \in R^{N \times N}, x \in R^N$, 序列 $(y_t)_{t \geq 1}$ 是可以观测到的, 此处 y_t 满足

$$y_t = Ax_{t-1} - b + \xi_t, \tag{1}$$

其中, $Ax_{t-1} - b$ 可以理解为预测残差, ξ_t 是一个随机变量. 为了获得方程的解 x^* 的估计, 给出以下算法:

$$x_{t+1} = \begin{cases} x_t - \gamma_{t+1} y_{t+1}, & \|x_t - \gamma_{t+1} y_{t+1}\| \leq M_{\sigma_t}, \\ M \frac{x_t - \gamma_{t+1} y_{t+1}}{\|x_t - \gamma_{t+1} y_{t+1}\|}, & \|x_t - \gamma_{t+1} y_{t+1}\| > M_{\sigma_t}, \end{cases} \tag{2}$$

$$(\bar{x}_t) = \frac{1}{t} \sum_{i=0}^{t-1} x_i,$$

$$\sigma_t = \sum_{i=0}^{t-1} I_{[\|x_i - \gamma_{i+1} y_{i+1}\| > M_{\sigma_t}]}, \sigma_0 = 0.$$

其中, M 为一常数, M_t 是一个单调趋于无穷的正实数序列. (2)式可以改写为

$$x_t = z_t I_{(\|z_t\| \leq M_{\sigma_t})} + M \frac{z_t}{\|z_t\|} I_{(\|z_t\| > M_{\sigma_t})}, \tag{3}$$

其中

$$z_t = x_{t-1} - \gamma_t y_t.$$

若要估计出 x^* , 需要对 γ_t 与 ξ_t 进行一系列的假设如下:

假设 1.1 A 是一个 Hurwitz 矩阵, i. e., $\text{Re } \lambda_i(A) > 0$ (此处 $\lambda_i(A)$ 是 A 的特征值).

假设 1.2 系数 (或称步长) γ_t 满足 $\gamma_t \rightarrow 0$ 且

$$\frac{\gamma_{t-1} - \gamma_t}{\gamma_t} = o(\gamma_t), \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i^2 < \infty, \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i = \infty. \tag{4}$$

注记 1.1 上式要求步长随着迭代次数的增加, 减速不能过快以免跳过最优点.

假设概率空间为 (Ω, F, F_t, P) , 设 ξ_t 是一个

随机变量, 并关于 F_t 适应.

假设 1.3 ξ_t 是一个鞅差过程, 并且 ξ_t 相互独立, i. e., $E(\xi_t | F_{t-1}) = 0, \sup_t E(|\xi_t|^2 | F_{t-1}) < \infty$ (a. s.).

a) 下列极限存在:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(\xi_t \xi_t^T | F_{t-1}) \stackrel{P}{=} S > 0.$$

其中 ξ_t 是一个列向量, $S > 0$ 表示 S 是对称并且正定的.

b) 极限存在假设:

$$\lim_{C \rightarrow \infty} \overline{\lim}_{t \rightarrow \infty} E(|\xi_t|^2 I(|\xi_t| > C) | F_{t-1}) \stackrel{P}{=} 0.$$

下面引入欧氏空间中 2 个集合之间的距离:

$$d(S_1, S_2) = \inf \{ \|x - y\| : \forall x \in S_1, y \in S_2 \}.$$

假设 1.4 a) 存在二次连续可微函数 $v(x)$ (不一定非负), 记 $v_x(x)$ 为 $v(x)$ 的梯度函数, $h(\cdot)$ 为 $R^N \rightarrow R^N$ 的 Borel 可测函数, 在有界集上有界, $x \in J$ 时, $h(x) = 0$, 则对于 $R^N \rightarrow R, \forall \Delta > \delta > 0$, 都有:

$$\sup_{\Delta > d(x, J) > \delta} h^T(x) v_x(x) < 0.$$

b) $v(J)$ 等于常数 或者 对于任意的 x , 只要 $d(x, J) > 0$, 都有 $d(v(x), v(J)) > 0$. 其中 $v(J) = \{y: y = v(x), \forall x \in J\}$.

c) x^* 为 R^N 中, 原点为圆心且半径为 M 的球上某一点, 设存在常数 c_0 使 $v(x^*) < \inf_{\|x\|=c_0} v(x)$, 同时 $\|x^*\| < c_0$, 并且满足

$$(\bar{v}(J))^c \cap (v(x^*), \inf_{\|x\|=c_0} v(x)) \neq \emptyset.$$

假设 1.5 记

$$m(k, T) = \max \{ m: \sum_{i=k}^m \gamma_i \leq T \}.$$

对于算法 (2) 中的收敛子列 $\{x_{n_k}\}$,

$$\lim_{T \rightarrow 0} \limsup_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \left\| \sum_{i=n_i}^{m(n_k, T_k)} \gamma_i \xi_{i+1} \right\| = 0, \forall T_k \in [0, T].$$

注记 1.2 假设 1.4、1.5 借用了文献[12]中定理 3.1.1 的条件, 在后文中证明截尾序列的有界性会用到. a)、b)、c) 中 $v(x)$ 是存在的, 例如当 $N = 2$ 时, $x = [x_1, x_2]^T$, 令 $h(x) = -x, v(x_1, x_2) = \frac{1}{2}(x_1^2 + x_2^2)$ 就满足上述条件, 读者可自行验证.

如上假设具有一定的合理性, 有兴趣的读者可以参考文献[11-13]. 本文沿用文献[13]中扩展截尾随机逼近算法的思路及其假设, 不同之处在于本文主要研究截尾后通项算数平均的算法.

定理 1.1 假设 1.1—1.5 满足,则有

$$\sqrt{t}(\overline{x_t} - x^*) \xrightarrow{D} N(0, V).$$

其中, $V = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{S} (\mathbf{A}^{-1})^T$, 具体证明过程请参见第 2 部分定理 1.1 的证明.

注记 1.3 定理 1.1 说明对 x_t 进行截尾之后的算术平均仍保持文献[11]中结论成立.

定理 1.2 假设 1.1—1.5 满足则有:

$$\overline{x_t} - x^* \xrightarrow{\text{a. s.}} 0.$$

具体证明请参见第 2 部分定理 1.2 的证明.

2 定理的证明

定理 1.1 的证明

$$\text{记 } \Delta_t = x_t - x^*, \overline{\Delta_t} = \frac{\sum_{j=0}^{t-1} \Delta_j}{t}, \text{ 则 } \sqrt{t}(x_t - x^*)$$

$= \sqrt{t} \Delta_t$, 那么有如下结论:

引理 2.1

$$\begin{aligned} \sqrt{t} \overline{\Delta_t} &= \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \prod_{i=1}^j d_i \Delta_0 + \\ &\frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k d_i f_j + \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=0}^{t-1} f_k. \end{aligned} \quad (5)$$

其中

$$\begin{aligned} a_t &= I_{(\|z_t\| \leq M_{\sigma_t})}, \\ b_t &= I_{(\|z_t\| > M_{\sigma_t})}, \\ d_t &= (I - \gamma_t \mathbf{A}) a_t, \end{aligned}$$

$$f_t = (M \frac{z_t}{\|z_t\|} - x^*) b_t - \gamma_t \xi_t a_t.$$

证明 由(1)、(3)可推出:

$$x_t = (x_{t-1} - \gamma_t (\mathbf{A} x_{t-1} - b + \xi_t)) I_{(\|z_t\| \leq M_{\sigma_t})} +$$

$$M \frac{z_t}{\|z_t\|} I_{(\|z_t\| > M_{\sigma_t})}, \quad (6)$$

两边同时减去 x^* 可以得到

$$\Delta_t = \Delta_{t-1} d_t - c_t + h_t, \quad (7)$$

其中

$$\begin{aligned} a_t &= I_{(\|z_t\| \leq M_{\sigma_t})}, \\ b_t &= I_{(\|z_t\| > M_{\sigma_t})}, \\ d_t &= (I - \gamma_t \mathbf{A}) a_t, \\ c_t &= \gamma_t \xi_t a_t, \end{aligned}$$

$$h_t = (M \frac{z_t}{\|z_t\|} - x^*) b_t,$$

$$f_t = h_t - c_t.$$

式(7)通过一些迭代可以获得如下等式:

$$\sqrt{t} \overline{\Delta_t} = \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \prod_{i=1}^j d_i \Delta_0 + \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=0}^{t-1} \sum_{j=1}^{k-1} \prod_{i=j+1}^k d_i f_j + \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=1}^{t-1} f_k, \quad (8)$$

$$\sqrt{t} \overline{\Delta_t} = \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \prod_{i=1}^j d_i \Delta_0 + \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k d_i f_j + \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=0}^{t-1} f_k. \quad (9)$$

□

进一步整理式(9):

$$\begin{aligned} \sqrt{t} \overline{\Delta_t} &= \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \prod_{i=1}^j d_i \Delta_0 + \\ &\frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i \mathbf{A}) a_i h_j - \\ &\frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k d_i \gamma_j \xi_j a_j + \\ &\frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=0}^{t-1} h_k - \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=0}^{t-1} \gamma_k \xi_k a_k \\ &= I^{(1)} + I^{(2)} + I^{(3)} + I^{(4)} + I^{(5)}. \end{aligned} \quad (10)$$

下面考察 $I^{(k)}$ ($k = 1, 2, 3, 4, 5$).

第 1 步 对于 $I^{(1)}$,

$$\begin{aligned} \|I^{(1)}\| &= \left\| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \prod_{i=1}^j d_i \Delta_0 \right\| \\ &= \left\| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \prod_{i=1}^j (I - \gamma_i \mathbf{A}) a_i \Delta_0 \right\| \\ &\leq \left\| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \prod_{i=1}^j (I - \gamma_i \mathbf{A}) \Delta_0 \right\|. \end{aligned}$$

定义 $\alpha'_j = \gamma_j \sum_{k=j}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i \mathbf{A})$ 且 $\alpha_t = \alpha'_0$.

则 $\|I^{(1)}\| = \frac{1}{\sqrt{t} \gamma_0} \|\alpha_t \Delta_0\|$. 参考文献

[11]中引理 2, 在假设 1.2 成立, 且 $\text{Re } \lambda_i(\mathbf{A}) > 0$ ($i = 1, 2, \dots, N$) 的情况下, $\|\alpha'_j\|$ 有界, 所以有 $\|I^{(1)}\| = \frac{1}{\sqrt{t} \gamma_0} \|\alpha_t \Delta_0\| \rightarrow 0$ (值收敛).

第 2 步 在考察 $I^{(2)}$ 之前, 需要引入引理 2.2.

引理 2.2 在假设 1.4、1.5 满足的条件下,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sigma_n = \sigma < \infty.$$

证明 具体证明可参考文献[12](43-46 页中关于定理 3.1.1 的证明).

注记 2.1 此引理说明虽然 σ_t 不断增大, 但有界, 这说明在迭代过程中, $(\|z_t\| > M_{\sigma_t})$ 事件发生有限次.

现考察 $I^{(2)}$.

$$\begin{aligned}
I^{(2)} &= \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i h_j \\
&= \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i (M \frac{z_j}{\|z_j\|} - x^*) b_j \\
&= \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=0}^{t-1} (M \frac{z_j}{\|z_j\|} - x^*) b_j \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i.
\end{aligned} \quad (11)$$

对于 $(\|z_t\| > M_{\sigma_t})$ 事件发生有限次, 不妨设 b_1, b_2, \dots, b_L 等于 1, $b_i (i = L+1, L+2, \dots, t-1)$ 等于 0.

$$\begin{aligned}
\|I^{(2)}\| &= \left\| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^L (M \frac{z_j}{\|z_j\|} - x^*) b_j \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i \right\| \\
&\leq \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^L \left\| (M \frac{z_j}{\|z_j\|} - x^*) \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i \right\| \\
&= \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^L \left\| (M \frac{z_j}{\|z_j\|} - x^*) \frac{\alpha_j^t}{\gamma_j} \right\| \\
&= \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^L \left\| (M \frac{z_j}{\|z_j\|} - x^*) \right\| \left\| \frac{\alpha_j^t}{\gamma_j} \right\|.
\end{aligned} \quad (12)$$

因为 γ_j, α_j^t 有界, 且 L 是一常数, 所以 $I^{(2)} \rightarrow 0$ (值收敛).

第 3 步 考察 $I^{(4)}$

$$I^{(4)} = \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=0}^{t-1} h_k = \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=0}^{t-1} (M \frac{z_k}{\|z_k\|} - x^*) b_k.$$

类似于 $I^{(2)}$, $I^{(4)} \rightarrow 0$.

第 4 步 考察 $I^{(5)}$

$$\begin{aligned}
E | I^{(5)} |^2 &= E \left| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=0}^{t-1} \gamma_k \xi_k a_k \right|^2 \leq \\
&E \left| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{k=1}^t \gamma_k \xi_k \right|^2.
\end{aligned} \quad (13)$$

根据假设 1.3, $\sup_t E(|\xi_t|^2 | F_{t-1}) < \infty$ (a. s.),

所以存在 $K > 0$ 使得 $E \| I^{(5)} \|^2 \leq \frac{K}{t} \sum_{k=1}^t \gamma_k^2$, 而

根据假设 1.2 $\sum_{k=1}^{\infty} \gamma_k^2 < \infty$, 所以 $\frac{K}{t} \sum_{k=1}^t \gamma_k^2 \rightarrow 0 (t \rightarrow \infty)$,

所以 $I^{(5)} \rightarrow 0$ (均方收敛).

第 5 步 对于 $I^{(3)}$ 需要如下引理:

引理 2.3 记 $P_j^t = \gamma_j \sum_{k=j}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i$,

$m_j^t = P_j^t - A^{-1}$, 存在 $K_1 < \infty, K_2 < \infty$ 使得

$$\frac{1}{t} \sum_{j=0}^{t-1} \|m_j^t\| \rightarrow 0, \|P_j^t\| \leq K_1, \|m_j^t\| \leq K_2.$$

证明 令 $\omega_j^t = \alpha_j^t - A^{-1}$, 由 $(\|z_t\| > M_{\sigma_t})$ 只发生有限次, 不妨设 a_1, a_2, \dots, a_L 为 0, $a_k = 1 (k = L+1, L+2, \dots, t-1)$, 根据文献[11]中引理 2, $\|\alpha_j^t\|$ 有界, 易知 $\|P_j^t\| \leq \|\alpha_j^t\|$, 所以 $\|P_j^t\|$ 有界, 即存在 $K_1 < \infty$ 使得

$$\|P_j^t\| \leq K_1.$$

由 $m_j^t = P_j^t - A^{-1}$, 则易知 $\|m_j^t\| \leq \|P_j^t\| + \|A^{-1}\|$, 所以 $\|m_j^t\|$ 也有界, 故存在 K_2 使得

$$\|m_j^t\| \leq K_2.$$

下证 $\sum_{j=0}^{t-1} \|m_j^t\| \rightarrow 0$, 有

$$\begin{aligned}
\sum_{j=0}^{t-1} m_j^t &= \sum_{j=0}^{t-1} (P_j^t - A^{-1}) \\
&= \sum_{j=0}^{t-1} (\gamma_j \sum_{k=j}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i - A^{-1}) \\
&= \sum_{j=0}^L (\gamma_j \sum_{k=j}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i - A^{-1}) + \\
&\quad \sum_{j=L+1}^{t-1} (\gamma_j \sum_{k=j}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i - A^{-1}) \\
&= - \sum_{j=0}^L A^{-1} + \sum_{j=L+1}^{t-1} (\gamma_j \sum_{k=j}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) - A^{-1}).
\end{aligned} \quad (14)$$

而

$$\begin{aligned}
&\sum_{j=L+1}^{t-1} (\gamma_j \sum_{k=j}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) - A^{-1}) \\
&= \sum_{j=1}^{t-1} (\gamma_j \sum_{k=j}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) - A^{-1}) - \\
&\quad \sum_{j=1}^L (\gamma_j \sum_{k=j}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) - A^{-1}) \\
&= \sum_{j=1}^{t-1} \omega_j^t - \sum_{j=1}^L (\alpha_j^t - A^{-1}).
\end{aligned} \quad (15)$$

所以有

$$\begin{aligned}
\frac{1}{t} \sum_{j=0}^{t-1} \|m_j^t\| &\leq \frac{1}{t} \sum_{j=1}^{t-1} \|\omega_j^t\| + \\
&\frac{1}{t} \sum_{j=1}^L \|(\alpha_j^t - A^{-1})\| + \frac{1}{t} \sum_{j=0}^L \|A^{-1}\|.
\end{aligned} \quad (16)$$

根据文献[11](846), $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \sum_{j=0}^{t-1} \|\omega_j^t\| = 0$. 而 $\alpha_j^t - A^{-1}$ 有界, 所以

$$\frac{1}{t} \sum_{j=0}^{t-1} \|m_j^t\| \rightarrow 0.$$

□

对于 $I^{(3)}$, 有

$$I^{(3)} = \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k d_i \gamma_j \xi_j a_j,$$

因此

$$\begin{aligned} \| I^{(3)} \| &= \left\| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k d_i \gamma_j \xi_j a_j \right\| \\ &= \left\| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} \sum_{k=j+1}^{t-1} \prod_{i=j+1}^k (I - \gamma_i A) a_i \gamma_j \xi_j a_j \right\| \\ &= \left\| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} (m_j' + A^{-1}) \xi_j a_j \right\| \\ &\leq \left\| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} m_j' \xi_j a_j \right\| + \left\| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} A^{-1} \xi_j a_j \right\|. \end{aligned} \quad (17)$$

对于 $\frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} m_j' \xi_j a_j$,

$$\begin{aligned} E \left| \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} m_j' \xi_j a_j \right|^2 \\ \leq \frac{K}{t} \sum_{j=1}^{t-1} \| m_j' \|^2 \leq \frac{K K_2}{t} \sum_{j=1}^{t-1} \| m_j' \| \rightarrow 0. \end{aligned}$$

对于 $\frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} A^{-1} \xi_j a_j$, 因为 $(\| z_t \| > M_{\sigma_t})$ 只发生有限次, 不妨设 a_1, a_2, \dots, a_L 为 0, $a_k = 1 (k = L+1, L+2, \dots, t-1)$ 则

$$\frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} A^{-1} \xi_j a_j = \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^L A^{-1} \xi_j a_j + \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=L+1}^{t-1} A^{-1} \xi_j a_j.$$

易得

$$\frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} A^{-1} \xi_j a_j = \frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=L+1}^{t-1} A^{-1} \xi_j.$$

根据文献[14]中定理 5.5.11, 存在一个足够大的常数 C, K_3 有:

$$\begin{aligned} \overline{\lim}_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \sum_{j=L+1}^{t-1} E(|A^{-1} \xi_j|^2 I(|A^{-1} \xi_j| > C) | F_{j-1}) &\leq \\ K_3^2 \overline{\lim}_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \sum_{j=L+1}^{t-1} E(|\xi_j|^2 I(|\xi_j| > C K_3^{-1}) | F_{j-1}) & \\ = \varphi(C). \end{aligned}$$

根据假设 1.3(b) 当 $C \rightarrow \infty$ 时, $\varphi(C) \rightarrow 0$, 因此满足林德伯格条件, 根据中心极限定理 $\frac{1}{\sqrt{t}} \sum_{j=1}^{t-1} A^{-1} \xi_j a_j$ 依分布收敛到一个正态的随机变量. 因为分解式(10)中其他几部分收敛到零(值收敛或均方收敛), 所以 $\sqrt{t}(\bar{x}_t - x^*)$ 依分布收敛到一个正态的随机变量. 根据假设 1.3(a), 可以得到

$$\frac{1}{t} \sum_{j=1}^{t-1} A^{-1} E(\xi_j \xi_j^T | F_{j-1}) (A^{-1})^T a_j^2 \xrightarrow{P} V.$$

综上所述:

$$\sqrt{t}(\bar{x}_t - x^*) \xrightarrow{D} N(0, V).$$

定理 1.2 的证明

证明 利用分解式(10)可以很容易证明 $\frac{I^{(1)}}{\sqrt{t}} \rightarrow 0(t \rightarrow \infty)$,

$$\frac{I^{(2)}}{\sqrt{t}} \rightarrow 0(t \rightarrow \infty), \frac{I^{(4)}}{\sqrt{t}} \rightarrow 0(t \rightarrow \infty),$$

易知 $I^{(3)}$ 的结构和 $I^{(5)}$ 相似, 不失一般性只证 $I^{(5)} \rightarrow 0(a.s.)$. 对于 $I^{(5)}$ 令 $W_j = \gamma_j a_j$.

定义随机序列 $(\xi_t)_{t \geq 1}$:

$$\xi_t = \begin{cases} \xi_t, & |\xi_t| \leq t^{\frac{3}{4}}, \\ 0, & |\xi_t| > t^{\frac{3}{4}}. \end{cases} \quad (18)$$

根据切比雪夫不等式有:

$$P(|\xi_t| > t^{\frac{3}{4}}) \leq E|\xi_t|^2 t^{-\frac{3}{2}} \leq K t^{-\frac{3}{2}}. \quad (19)$$

$$\begin{aligned} E \xi_j^3 &= E \xi_j^2 \xi_j \\ &= \int \xi_j^2 \xi_j dF(x) = \int \xi_j^2 \xi_j I(|\xi_t| \leq t^{\frac{3}{4}}) dF(x) \\ &\leq t^{\frac{3}{4}} \int \xi_j^2 dF(x) = t^{\frac{3}{4}} E \xi_j^2 \leq K t^{\frac{3}{4}}. \end{aligned} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} E \xi_j^4 &= E \xi_j^2 \xi_j^2 \\ &= \int \xi_j^2 \xi_j^2 dF(x) = \int \xi_j^2 \xi_j^2 I(|\xi_t| \leq t^{\frac{3}{4}})^2 dF(x) \\ &\leq t^{\frac{3}{2}} \int \xi_j^2 dF(x) = t^{\frac{3}{2}} E \xi_j^2 \leq K t^{\frac{3}{2}}. \end{aligned} \quad (21)$$

下面令 $\frac{1}{t} \sum_{i=1}^{t-1} W_j \xi_j = t^{-1} S_t$, 易知 W_j 是一致有界的, 所以可以充分说明 $t^{-1} S_t \rightarrow 0$,

$$\begin{aligned} S_t^4 &= \left(\sum_{i=1}^{t-1} W_j \bar{\xi}_j \right)^4 = \sum_{i=1}^{t-1} (W_j)^4 (\bar{\xi}_j)^4 + \\ &\quad K \sum_{i,j}^{t-1} (W_j)^2 \bar{\xi}_j^2 \bar{\xi}_i^2 + \\ &\quad K \sum_{i \neq j, i \neq k, j \leq k}^{t-1} W_i W_j W_k \bar{\xi}_i^2 \bar{\xi}_j^2 \bar{\xi}_k^2 + \\ &\quad K \sum_{i < j < k < l}^{t-1} W_i W_j W_k W_l \bar{\xi}_i^2 \bar{\xi}_j^2 \bar{\xi}_k^2 \bar{\xi}_l^2 + \\ &\quad K \sum_{i \neq j}^{t-1} W_i (W_j)^3 \bar{\xi}_i^2 \bar{\xi}_j^3 = \sum_{i=1}^5 I_t^{(i)}. \end{aligned} \quad (22)$$

对于式(22)的第一部分 $I_t^{(1)}$, 利用式(21)有

$$E I_t^{(1)} = K E \sum_{j=0}^{t-1} \bar{\xi}_j^4 \leq K t^{\frac{3}{2}} \sum_{j=0}^{t-1} \bar{\xi}_j^2 \leq K t^{\frac{5}{2}}.$$

对于 $I_i^{(5)}$ 利用式(20)有:

$$\begin{aligned} |E I_i^{(5)}| &\leq K |E \sum_{i \neq j}^{t-1} \bar{\xi}_i \bar{\xi}_j^3| \leq 2K | \sum_{i>j}^{t-1} \bar{\xi}_j^3 E \bar{\xi}_i| \leq \\ K | \sum_{i>j}^{t-1} j^{\frac{3}{4}} E \bar{\xi}_j^2 i^{-\frac{3}{4}}| &\leq K | \sum_{i>j}^{t-1} E \bar{\xi}_j^2| \leq K t^2. \end{aligned} \tag{23}$$

同理:

$$|E I_i^{(2)}| \leq K t^2, |E I_i^{(3)}| \leq K t^{\frac{3}{2}}, |E I_i^{(4)}| \leq K t.$$

因此

$$t^{-4} E S_t^4 \leq K t^{-4} (t^{\frac{5}{2}} + t^2 + t^{\frac{3}{2}} + t) \leq K t^{-\frac{3}{2}}.$$

根据切比雪夫不等式有

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^{\infty} P(|t^{-1} S_t| > \delta) &\leq \sum_{t=1}^{\infty} (t\delta)^{-4} E S_t^4 \\ &\leq K \sum_{t=1}^{\infty} t^{-\frac{3}{2}} < \infty. \end{aligned}$$

下面证明 $\sum_{t=1}^{\infty} P(|t^{-1} S_t| > \delta) < \infty \Rightarrow \frac{I^{(5)}}{\sqrt{t}} \rightarrow 0$ (a.s.).

令事件 $\{\frac{S_t}{t} > \delta\} = A_t$, 则

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^{\infty} P(A_t) < \infty &\Rightarrow \sum_{t=1}^{\infty} P(A_t) \rightarrow 0 (i \rightarrow \infty) \\ &\Rightarrow P(\bigcup_{t=i}^{\infty} A_t) \rightarrow 0 (i \rightarrow \infty) \\ &\Rightarrow P(\bigcap_{i=1}^{\infty} \bigcup_{t=i}^{\infty} A_t) \rightarrow 0 \\ &\Rightarrow A_t \rightarrow 0 \text{ (a.s.)}. \end{aligned} \tag{24}$$

所以由大数定理可得 $\frac{I^{(5)}}{\sqrt{t}} \rightarrow 0$ (a.s.). 所以

$$\bar{x}_t - x^* \rightarrow 0 \text{ (a.s.)}.$$

参考文献

[1] Robbins H, Siegmund D. A stochastic approximation method

[J]. Ann Math Statist, 1951,22:400-407.
[2] Kiefer E, Wolfowitz J. Stochastic estimation of the maximum of a regression function[J]. Ann Math Statist, 1952,23:462-466.
[3] Kornfelev A P, Stochastic recurrent procedures[M]. Nauka, 1981 (in Russian).
[4] Kushner H J, Clark D S, Stochastic approximation methods for constrained and unconstrained systems [M]. Springer, New York, 1978.
[5] Nemirovski A, Juditsky A, Lan G, et al. Robust stochastic approximation approach to stochastic programming[J]. SIAM J Optim, 2009,19:1 574-1 609.
[6] Stein M L, Chen J, Anitescu M. Stochastic approximation of score functions for Gaussian processes [J]. Ann Appl Stat, 2013,7:1 162-1 191.
[7] Benaim M, Faure M. Stochastic approximation, cooperative dynamics and supermodular games [J]. Ann Appl Probab, 2012,22:2 133-2 164.
[8] Koshal J, Nedic A, Shanbhag U V. Regularized iterative stochastic approximation methods for stochastic variational inequality problems[J]. IEEE Trans Automat Control, 2013, 58:594-609.
[9] Polyak B T. New stochastic approximation type procedures [J]. Avtomat Telemekh, 1990,N7:98-107(in Russian).
[10] Ruppert D. Efficient estimators from a slowly convergent Robbins-Monro process[R]. Tech Report No. 781, School of Operations Research and Industrial Engineering, Cornell University, Ithaca, NY, 1988.
[11] Polyak B T, Juditsky A B. Acceleration of stochastic approximation by averaging [J]. SIAM J Control and optimization, 1992,30:838-855.
[12] 陈翰馥, 朱允民. 随机逼近[M]. 上海:上海科学技术出版社, 1996.
[13] 陈翰馥, 扩展截尾的随机逼近算法[J]. 系统科学与数学, 2012, 12:1 472-1 487
[14] Liptzer R S, Shiryaev A N. Martingale theory[M]. Nauka, Moscow, 1986(in Russian).