

关于通过随机水平次数均值的问题*

林燕厦

(福建师范大学数学系)

[1]中讨论了随机过程通过一个水平面次数的均值问题。本文是讨论随机过程通过一个随机水平次数均值的问题。

令 $u, \{\xi(t), t \in [0, T]\}$ 分别是概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) 上的离散型随机变量和随机过程。 $G(y^*)$ 是 u 的分布函数。以下我们假设 $\{\xi(t)\}$ 关于 u 是条件平稳的, 即对 $\forall n > 0, h \in R_+,$ 及 $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n \leq T$

$$P(\xi(t_1) < x_1, \dots, \xi(t_n) < x_n | u = y^*) = P(\xi(t_1 + h) < x_1, \dots, \xi(t_n + h) < x_n | u = y^*)$$

其特殊情况是 $\{\xi(t), t \in [0, T]\}$ 为平稳过程, 且 u 与 $\{\xi(t)\}$ 独立。

引理1 若 $\{\xi(t)\}$ 是关于 u 条件平稳随机过程, 则 $\{\xi(t)\}$ 也是平稳随机过程。

引理2 若 $G(y^*)$ 为 u 的分布函数, $\{\xi(t), t \in [0, T]\}$ 为关于 u 的条件平稳随机过程。 $r(0|y^*) = 1, 1 - r(h|y^*) \leq C(y^*)h^2, C(y^*) \geq 0, EC(u) < \infty,$ 则存在与 $\xi(t)$ 等价的过程 $\eta(t)$ 。 $\eta(t)$ 以概率 1 具有连续的样本函数。

证明 由于

$$\begin{aligned} E(\xi(t+h) - \xi(t))^2 &= \int_{-\infty}^{\infty} E((\xi(t+h) - \xi(t))^2 | y^*) dG(y^*) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} 2(1 - r(h|y^*)) dG(y^*) \leq 2h^2 \int_{-\infty}^{\infty} C(y^*) dG(y^*) = \bar{K}h^2 \end{aligned}$$

其中 $\bar{K} = 2 \int_{-\infty}^{\infty} C(y^*) dG(y^*)$ 。取 $g(h) = |\log|h||^{-2}, q(h) = \bar{K}h^2 \cdot |\log|h||^4$, 因此由 Markov 不等式

$$P(|\xi(t+h) - \xi(t)| > g(h)) \leq q(h).$$

由于

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} g(2^{-n}) &= \sum_{n=1}^{\infty} (\log 2)^{-2} \cdot n^{-2} < \infty \\ \sum_{n=1}^{\infty} 2^n q(2^{-n}) &= \sum_{n=1}^{\infty} 2^n \cdot \bar{K} \cdot 2^{-2n} |\log 2^{-n}|^4 = \bar{K} (\log 2)^4 \sum_{n=1}^{\infty} \frac{n^4}{2^n} < \infty \end{aligned}$$

由 [1] P63 得 $\xi(t)$ 具有等价过程 $\eta(t)$, $\eta(t)$ 以概率 1 具有连续的样本函数。

现在给出随机过程 $\{\xi(t)\}$ 通过水平 u 的定义。称 $\xi(t, \omega)$ 在 t_0 时刻通过 $u(\omega)$, 如果存在 $\delta > 0$, 使 $\xi(t, \omega) - u(\omega)$ 分别在 $t \in (t_0 - \delta, t_0)$ 及 $(t_0, t_0 + \delta)$ 上不变号, 且 $(\xi(t_1', \infty) - u(\omega)) >$

*1982年4月6日收到。

$\cdot (\xi(t'), \omega) - u(\omega) < 0$, 其中 $t' \in (t_0 - \delta, t_0)$, $t'' \in (t_0, t_0 + \delta)$.

现在给出主要定理.

主要定理 设 u 为离散型随机变量, $G(y^*)$ 为 u 的分布函数, $\{\xi(t), t \in [0, 1]\}$ 为关于 u 的条件平稳正态实过程, 且关于 u 是条件均方连续, $E(\xi(t) | y^*) = 0$, $r(0 | y^*) = 1$, 当 n 充分大时 $2^n(1 - r^2(2^{-n} | y^*)) \geq k' > 0$, (k' 为常数), $\lambda_2(y^*) < \infty$, $1 - r(h | y^*) \leq C(y^*)h^2$. $EC(u) < \infty$, 则 $\{\xi(t), t \in [0, 1]\}$ 通过 u 的次数均值为

$$EC_u = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{\lambda_0(y^*)}{\lambda_2(y^*)} \right)^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{y^{*2}}{2\lambda_2(y^*)} \right\} dG(y^*).$$

其中 $\lambda_i(y^*) = \int_0^{\infty} \lambda^i dF(\lambda | y^*)$.

证明 由引理 2, 不妨设 $\xi(t)$ 以概率 1 具有连续的样本函数. 令

$$\xi_n(t) = \begin{cases} \xi\left(\frac{i}{2^n}\right), & t = \frac{i}{2^n}, & i = 0, 1, \dots, 2^n. \\ 2^n \left(t - \frac{i}{2^n} \right) \left[\xi\left(\frac{i+1}{2^n}\right) - \xi\left(\frac{i}{2^n}\right) \right] + \xi\left(\frac{i}{2^n}\right), & t \in \left[\frac{i}{2^n}, \frac{i+1}{2^n} \right], \end{cases}$$

则 $\xi_n(t)$ 关于 t 一致收敛于 $\xi(t)$. 令 $C_{n,u}(\omega)$, $C_u(\omega)$ 分别为 $\xi_n(t, \omega)$, $\xi(t, \omega)$ 在 $[0, 1]$ 中通过 $u(\omega)$ 的次数, 则 $C_{n,u}(\omega) \uparrow C_u(\omega)$ ($n \rightarrow \infty$), *a.s.* (其类似地证明见 [1] P195). 因此 $EC_{n,u} \uparrow EC_u$ ($n \rightarrow \infty$).

由于

$$\begin{aligned} EC_{n,u} &= \sum_{k=0}^{2^n-1} \left[P\left(\xi\left(\frac{k}{2^n}\right) < u < \xi\left(\frac{k+1}{2^n}\right)\right) + P\left(\xi\left(\frac{k}{2^n}\right) > u > \xi\left(\frac{k+1}{2^n}\right)\right) \right] \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \sum_{k=0}^{2^n-1} \left[P\left(\xi\left(\frac{k}{2^n}\right) < u < \xi\left(\frac{k+1}{2^n}\right) \mid y^*\right) + P\left(\xi\left(\frac{k}{2^n}\right) > u > \xi\left(\frac{k+1}{2^n}\right) \mid y^*\right) \right] \\ &\quad \cdot dG(y^*) = \int_{-\infty}^{\infty} 2^n [P(\xi(0) < y^* < \xi(2^{-n}) \mid u = y^*) + P(\xi(0) > y^* \\ &\quad > \xi(2^{-n}) \mid u = y^*)] dG(y^*) \end{aligned}$$

因为 $\int_{-\infty}^{\infty} 2^n P(\xi(0) < y^* < \xi(2^{-n}) \mid y^*) dG(y^*)$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} dG(y^*) \int_0^{\infty} dz^* \int_{y^* - 2^{-n}}^{y^*} 2^n f(x^*, z^* \mid y^*) dx^*$$

其中 $f(x^*, z^* \mid y^*)$ 是 $\xi(0)$ 与 $\xi_n = 2^n(\xi(2^{-n}) - \xi(0))$ 关于 $u = y^*$ 的条件联合密度, 因此

$$\begin{aligned} &\int_{-\infty}^{\infty} 2^n P(\xi(0) < y^* < \xi(2^{-n}) \mid y^*) dG(y^*) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} dG(y^*) \int_0^{\infty} dz^* \int_{-\infty}^{\infty} f(y^* + 2^{-n}x^*, z^* \mid y^*) dx^* \end{aligned}$$

因为 $\xi(2^{-n})$ 关于 $\xi(0)$ 关于 y^* 的条件联合密度为正态的, 因此 $\xi(0)$ 与 ξ_n 关于 y^* 的条件联合密度也是正态的, 其条件协方差阵为

$$\Sigma_n(y^*) = \begin{pmatrix} 1 & 2^n(r(2^{-n}|y^*) - 1) \\ 2^n(r(2^{-n}|y^*) - 1) & 2^{2n+1}(1 - r(2^{-n}|y^*)) \end{pmatrix}$$

因此

$$\begin{aligned} f(y^* + 2^{-n}x^*, z^* | y^*) &= \frac{1}{2\pi(\det(\Sigma_n(y^*)))^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(\det(\Sigma_n(y^*)))}\right. \\ &\quad \left.\cdot \left[2(1 - r(2^{-n}|y^*))\left(2^n y^* + x^* + \frac{1}{2}z^*\right)^2 + \frac{1}{2}(1 + r(2^{-n}|y^*))z^{*2}\right]\right\} \\ &\leq \frac{1}{2\pi(\det(\Sigma_n(y^*)))^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1 + r(2^{-n}|y^*)}{4(\det(\Sigma_n(y^*)))} z^{*2}\right\} \end{aligned}$$

由于 $1 - r(h|y^*) \leq C(y^*) \cdot h^2$, n 充分大时 $\det \Sigma_n(y^*) \geq k' > 0$ 因此

$$\frac{1}{2\pi(\det(\Sigma_n(y^*)))^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1 + r(2^{-n}|y^*)}{4(\det(\Sigma_n(y^*)))} z^{*2}\right\} \leq \frac{1}{2\pi k'^{1/2}} \exp\left\{-\frac{z^{*2}}{4C(y^*)}\right\}$$

而 $\int_{-\infty}^{\infty} dG(y^*) \int_0^{\infty} dz^* \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi k'^{1/2}} \exp\left\{-\frac{z^{*2}}{4C(y^*)}\right\} dx^* < \infty$

由于 $\{\xi(t)\}$ 为实过程, 关于 u 条件均方连续, $\lambda_2(y^*) < \infty$, 因此

$$r(h|y^*) = \int_0^{\infty} \cosh \lambda dF(\lambda|y^*),$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} 2^{2n+1}(1 - r(2^{-n}|y^*)) = \lambda_2(y^*), \quad \lim_{n \rightarrow \infty} 2^n(1 - r(2^{-n}|y^*)) = 0,$$

由控制收敛定理

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} 2^n P(\xi(0) < y^* < \xi(2^{-n}) | y^*) dG(y^*) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} dG(y^*) \int_0^{\infty} dz^* \int_{-\infty}^{\infty} \lim_{n \rightarrow \infty} f(y^* + 2^{-n}x^*, z^* | y^*) dx^* \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} dG(y^*) \int_0^{\infty} dz^* \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi \lambda_2^{1/2}(y^*)} \exp\left\{-\frac{y^{*2}}{2} - \frac{z^{*2}}{2\lambda_2(y^*)}\right\} dx^* \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \lambda_2^{1/2}(y^*) e^{-\frac{y^{*2}}{2}} dG(y^*). \end{aligned}$$

因此

$$\begin{aligned} EC_n &= \lim_{n \rightarrow \infty} EC_{n+1} = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} 2^n [P(\xi(0) < y^* < \xi(2^{-n}) | y^*) \\ &\quad + P(\xi(0) > y^* > \xi(2^{-n}) | y^*)] dG(y^*) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \lambda_2^{1/2}(y^*) e^{-\frac{y^{*2}}{2}} dG(y^*) \\ &= \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{\lambda_0(y^*)}{\lambda_2(y^*)}\right]^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{y^{*2}}{2\lambda_0(y^*)}\right\} dG(y^*). \end{aligned}$$

参 考 文 献

- [1] Gramér H., Leadbetter. M. R., Stationary and Related Stochastic Processes-Sample Function Properties and Their Application, New. York 1967.

A Problem on the Mean Numbers of Crossing
a Random Level

Lin Yian Xia

(Fujian Teachers University)

Abstract

The mean numbers of crossing a level is an important problem in probability application, so is a problem on the mean numbers of crossing a random level. In this note, we give an information on the mean numbers of crossing a random level. The formula is that

$$EC_u = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{\lambda_0(y^*)}{\lambda_1(y^*)} \right)^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{y^{*2}}{2\lambda_0(y^*)} \right) dG(y^*).$$