

計量経済 II：復習テスト 3

学籍番号_____ 氏名_____

2023 年 10 月 9 日

注意：すべての質問に解答しなければ提出とは認めない。正答に修正した上で、復習テスト 1~8 を（左上で）ホチキス止めし、中間試験実施日（11 月 20 日の予定）にまとめて提出すること。

1. $\{Y_t\}$ を平均 μ , 自己共分散関数 $\gamma(\cdot)$ の共分散定常過程とする。

(a) $\text{var}(Y_1 + Y_2)$ の定義を書きなさい。

(b) $[(Y_1 - \mu) + (Y_2 - \mu)]^2$ を展開しなさい。

(c) $\text{var}(Y_1 + Y_2)$ を $\gamma(0)$ と $\gamma(1)$ で表しなさい。

(d) $\text{var}((Y_1 + Y_2)/2)$ を $\gamma(0)$ と $\gamma(1)$ で表しなさい。

2. $\{Y_t\}$ を平均 0, 分散 σ^2 の iid とする. 簡単化のため平均 0 を既知とすると, s 次の標本自己共分散は

$$\hat{\gamma}_T(s) := \frac{1}{T} \sum_{t=s+1}^T Y_t Y_{t-s}$$

$s \geq 1$ として以下を示しなさい.

(a)

$$E(Y_t Y_{t-s}) = 0$$

(b)

$$\text{var}(Y_t Y_{t-s}) = \gamma(0)^2$$

(c) $r \geq 1$ について

$$\text{cov}(Y_t Y_{t-s}, Y_{t-r} Y_{t-s-r}) = 0$$

(d)

$$\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T Y_t Y_{t-s} \xrightarrow{d} N(0, \gamma(0)^2)$$

(e)

$$\sqrt{T} \hat{\gamma}_T(s) \xrightarrow{d} N(0, \gamma(0)^2)$$

解答例

1. (a)

$$\text{var}(Y_1 + Y_2) := E((Y_1 + Y_2 - E(Y_1 + Y_2))^2)$$

(b)

$$[(Y_1 - \mu) + (Y_2 - \mu)]^2 = (Y_1 - \mu)^2 + 2(Y_1 - \mu)(Y_2 - \mu) + (Y_2 - \mu)^2$$

(c)

$$\begin{aligned} \text{var}(Y_1 + Y_2) &:= E((Y_1 + Y_2 - E(Y_1 + Y_2))^2) \\ &= E((Y_1 - E(Y_1) + Y_2 - E(Y_2))^2) \\ &= E((Y_1 - \mu + Y_2 - \mu)^2) \\ &= E((Y_1 - \mu)^2 + 2(Y_1 - \mu)(Y_2 - \mu) + (Y_2 - \mu)^2) \\ &= E((Y_1 - \mu)^2) + 2E((Y_1 - \mu)(Y_2 - \mu)) + E((Y_2 - \mu)^2) \\ &= \text{var}(Y_1) + 2\text{cov}(Y_1, Y_2) + \text{var}(Y_2) \\ &= \gamma(0) + 2\gamma(1) + \gamma(0) \\ &= 2(\gamma(0) + \gamma(1)) \end{aligned}$$

(d)

$$\begin{aligned} \text{var}\left(\frac{Y_1 + Y_2}{2}\right) &= \frac{\text{var}(Y_1 + Y_2)}{4} \\ &= \frac{2(\gamma(0) + \gamma(1))}{4} \\ &= \frac{\gamma(0) + \gamma(1)}{2} \end{aligned}$$

2. (a) Y_t と Y_{t-s} は独立なので

$$\begin{aligned} E(Y_t Y_{t-s}) &= E(Y_t) E(Y_{t-s}) \\ &= E(Y_t) E(Y_t) \\ &= 0 \end{aligned}$$

(b) $E(Y_t Y_{t-s}) = 0$ なので

$$\begin{aligned} \text{var}(Y_t Y_{t-s}) &= E((Y_t Y_{t-s})^2) \\ &= E(Y_t^2 Y_{t-s}^2) \\ &= E(Y_t^2) E(Y_{t-s}^2) \\ &= \text{var}(Y_t) \text{var}(Y_{t-s}) \\ &= \text{var}(Y_t) \text{var}(Y_t) \\ &= \gamma(0)^2 \end{aligned}$$

(c) $E(Y_t Y_{t-s}) = 0$ なので

$$\begin{aligned} \text{cov}(Y_t Y_{t-s}, Y_{t-r} Y_{t-s-r}) &= E(Y_t Y_{t-s} Y_{t-r} Y_{t-s-r}) \\ &= E(Y_t) E(Y_{t-s} Y_{t-r}) E(Y_{t-s-r}) \\ &= E(Y_t) E(Y_{t-s} Y_{t-r}) E(Y_t) \\ &= 0 \end{aligned}$$

$\forall r = s$ なら $E(Y_{t-s}Y_{t-r}) \neq E(Y_{t-s})E(Y_{t-r})$.

(d) 以上より $\{Y_t Y_{t-s}\}$ は分散 $\gamma(0)^2$ のホワイト・ノイズなので、(若干の追加的な条件の下で) 中心極限定理より結果が成立。

(e) 前問より

$$\begin{aligned}\sqrt{T}\hat{\gamma}_T(s) &= \sqrt{T} \frac{1}{T} \sum_{t=s+1}^T Y_t Y_{t-s} \\ &= \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=s+1}^T Y_t Y_{t-s} \\ &\xrightarrow{d} N(0, \gamma(0)^2)\end{aligned}$$