

# 時系列解析

2017 年 8 月 7 日

# 1 Markov 連鎖

注意.  $0 \cdot \infty = \infty \cdot 0 = 0$  と約束する.

基礎となる確率空間  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ .

- $E$ : 集合,
- $(E, \mathcal{E})$ : 可測空間,
- $(X_n)_{n=1}^{+\infty}$ :  $E$ -値確率過程.

注意. 2 章 ~ 10 章は  $E$  が高々可算集合であるとして考える.

# 2 Markov 連鎖

定義 (Markov 性).  $\forall n \in \mathbb{N}, i_0, i_1, \dots, i_n \in E$ ,

$$\begin{aligned} P(X_n = i_n \mid X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \\ = P(X_n = i_n \mid X_{n-1} = i_{n-1}). \end{aligned}$$

$(X_n)_{n=1}^{+\infty}$  が Markov 性を持つ場合, これを Markov 連鎖という. 以後  $(X_n)_{n=1}^{+\infty}$  は Markov 連鎖.

# 3 Markov 行列

定義 (Markov 行列).  $(i, j)$  成分  $(\forall i, j \in E)$  を  $P(X_1 = j \mid X_0 = i)$  とする確率行列. 行列を  $P$ ,  $(i, j)$  成分を  $[P]_{ij}$  と表記. 計算規則は以下.

$$\begin{aligned} P^0 &= I, & (I: \text{恒等写像}), \\ [P^n]_{ij} &= \sum_{k \in E} [P^{n-1}]_{ik} [P]_{kj}, & (\forall i, j \in E, n \in \mathbb{N}). \end{aligned}$$

定義から次が成立

$$[P^n]_{ij} = P(X_n = j \mid X_0 = i), (\forall n \in \mathbb{N}, i, j \in E).$$

証明. 数学的帰納法で示されることである.  $[P]_{ij} = P(X_1 = j \mid X_0 = i)$   $(\forall i, j \in E)$  は明らかに成り立つことであるが, 自然数  $n \geq 3$  に対して  $[P^{n-1}]_{ij} = P(X_{n-1} = j \mid X_0 = i)$   $(\forall i, j \in E)$  が成り立っていると仮定する. このとき任意の  $i, j \in E$  に対して

$$\begin{aligned} [P^n]_{ij} &= \sum_{k \in E} [P^{n-1}]_{ik} [P]_{kj} \\ &= \sum_{k \in E} P(X_{n-1} = k \mid X_0 = i) P(X_1 = j \mid X_0 = k) \\ &= \sum_{k \in E} P(X_{n-1} = k \mid X_0 = i) P(X_n = j \mid X_{n-1} = k) \\ &= \sum_{k \in E} \frac{P(X_{n-1} = k, X_0 = i)}{P(X_0 = i)} \frac{P(X_n = j, X_{n-1} = k)}{P(X_{n-1} = k)} \\ &= \sum_{k \in E} \frac{P(X_n = j, X_{n-1} = k, X_0 = i)}{P(X_0 = i)} \frac{P(X_{n-1} = k, X_0 = i) P(X_n = j, X_{n-1} = k)}{P(X_n = j, X_{n-1} = k, X_0 = i) P(X_{n-1} = k)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k \in E} \frac{P(X_n = j, X_{n-1} = k, X_0 = i)}{P(X_0 = i)} \frac{P(X_n = j | X_{n-1} = k)}{P(X_n = j | X_{n-1} = k)} \\
&= \sum_{k \in E} P(X_n = j, X_{n-1} = k | X_0 = i) \\
&= P(X_n = j | X_0 = i)
\end{aligned}$$

が成り立つから、以上で  $[P^n]_{ij} = P(X_n = j | X_0 = i)$ ,  $(\forall n \in \mathbb{N}, i, j \in E)$  が示された。 ■

## 4 Chapman-Kolmogorov 方程式

命題 (Chapman-Kolmogorov 方程式). 任意の  $n, m = 0, 1, 2, \dots$  と  $i, j \in E$  に対し次が成立.

$$[P^{n+m}]_{ij} = \sum_{k \in E} [P^n]_{ik} [P^m]_{kj}.$$

この命題は以降の命題の証明において基礎的である.

## 5 既約性・再帰性

定義 (既約性).  $P$  が既約である

$$\stackrel{\text{def}}{\Leftrightarrow} \forall i, j \in E, \exists n \in \mathbb{N}, \text{ s.t. } [P^n]_{ij} > 0.$$

定義 (再帰性).  $P$  が再帰的である

$$\stackrel{\text{def}}{\Leftrightarrow} P(\exists n \geq 1, X_n = i | X_0 = i) = 1 \quad (\forall i \in E).$$

$P$  が非再帰的である

$$\stackrel{\text{def}}{\Leftrightarrow} P(\forall n \geq 1, X_n \neq i | X_0 = i) > 0 \quad (\forall i \in E).$$

## 6 離散空間上の Markov 連鎖

定義 (到達時刻と到達回数).  $\forall i \in E, \omega \in \Omega$ ,

到達時刻  $\tau_i(\omega) := \inf \{n \geq 1 \mid X_n(\omega) = i\}$ ,

到達回数  $\eta_i(\omega) := \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{1}_{(X_n=i)}(\omega)$ .

$$p_{ij} := P(\tau_j < \infty \mid X_0 = i), \quad (\forall i, j \in E)$$

と表記すれば次が成立:

$$p_{ii} = P(\exists n \geq 1, X_n = i \mid X_0 = i), \tag{1}$$

$$E[\eta_i \mid X_0 = i] < +\infty \Rightarrow p_{ii} < 1, \quad (\forall i \in E). \tag{2}$$

証明. 初めの式は

$$\{\omega \in \Omega \mid \exists n \geq 1, X_n(\omega) = i\} = \{\omega \in \Omega \mid \tau_i(\omega) < \infty\}$$

により明らかである。第二式について、任意の  $i, j \in E$  に対して

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = i] &= \mathbb{E}\left[\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{1}_{(X_n=i)} \mid x_0 = i\right] \\
&= \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_n = j \mid X_0 = i) \\
&= \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_n = j, \tau_j \leq n \mid X_0 = i) \\
&= \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{m=1}^n \mathbb{P}(X_n = j, \tau_j = m \mid X_0 = i) \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=m}^{\infty} \mathbb{P}(X_n = j, \tau_j = m \mid X_0 = i) \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=m}^{\infty} \mathbb{P}(X_n = j, X_m = j, X_{m+1}, \dots, X_1 \neq j \mid X_0 = i) \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=m}^{\infty} \frac{\mathbb{P}(X_n = j, X_m = j, X_{m+1}, \dots, X_1 \neq j)}{\mathbb{P}(X_m = j, X_{m+1}, \dots, X_1 \neq j)} \frac{\mathbb{P}(X_m = j, X_{m+1}, \dots, X_1 \neq j)}{\mathbb{P}(X_0 = i)} \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=m}^{\infty} \mathbb{P}(X_n = j \mid X_m = j) \mathbb{P}(\tau_j = m \mid X_0 = i) \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(X_n = j \mid X_0 = j) \mathbb{P}(\tau_j = m \mid X_0 = i) \\
&= \mathbb{P}(\tau_j < \infty \mid X_0 = i) (\mathbb{E}[\eta_j \mid X_0 = j] + 1) \\
&= p_{ij} (\mathbb{E}[\eta_j \mid X_0 = j] + 1)
\end{aligned}$$

が成り立つ。  $i = j$  とすれば

$$\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = j] = p_{jj} (\mathbb{E}[\eta_j \mid X_0 = j] + 1)$$

となるが、  $\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = j] < \infty$  ならば  $p_{jj} < 1$  で

$$\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = j] = \frac{p_{jj}}{1 - p_{jj}}$$

が成り立つ。  $p_{jj} = 1$  の場合  $\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = j] < \infty$  ではありえないので  $\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = j] = \infty$  となる。また  $\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = j] < \infty$  ならば

$$\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = i] = \frac{p_{ij}}{1 - p_{jj}}$$

も成立する。また  $p_{ij} = 0$  の場合は  $\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = i] = 0$  である。以上の結果をまとめれば

$$\mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = i] = \begin{cases} \frac{p_{ij}}{1 - p_{jj}} & \text{if } \mathbb{E}[\eta_j \mid x_0 = j] < \infty, \\ 0 & \text{if } p_{ij} = 0, \\ \infty & \text{if } p_{jj} = 1 \end{cases}$$

■

## 7 正再帰性

定義 (不変確率測度).  $E$  上の確率測度  $\pi = ([\pi]_i)_{i \in E}$ ,  $(\sum_{i \in E} [\pi]_i = 1)$  が  $P$  に対して不変確率測度である

$$\stackrel{\text{def}}{\Leftrightarrow} [\pi]_i = [\pi P]_i (= \sum_{j \in E} [\pi]_j [P]_{ji}), \quad (\forall i \in E).$$

定義 (正再帰性).  $P$  は正再帰的

$$\stackrel{\text{def}}{\Leftrightarrow} P \text{ が既約かつ不変確率測度が存在.}$$

## 8 再帰性の諸命題

命題.  $P$  が既約の下, (i) ~ (iv) が順に示される:

- (i)  $P$  が再帰的  $\Rightarrow E[\eta_i | X_0 = i] = +\infty$ ,  $(\forall i \in E)$ .
- (ii)  $P$  は再帰的であるか非再帰的のどちらか. 特に  $E$  が有限集合なら  $P$  は再帰的.
- (iii)  $P$  が正再帰的  $\Rightarrow P$  は再帰的.
- (iv)  $E$  が有限集合なら  $P$  は正再帰的.

証明.

- (i)  $P$  が再帰的なら式 (1) により  $p_{ii} = 1$   $(\forall i \in E)$  である. 従って式 (2) の対偶により  $E[\eta_i | X_0 = i] = +\infty$  となる.

## 9 周期

定義 ( $i \in E$  の周期).  $N_i := \{n \geq 1 \mid [P^n]_{ii} > 0\}$  の最大公約数を  $i \in E$  の周期といい  $d_i$  と表す.

命題 (既約なら周期は unique).  $P$  が既約ならば  $d_i = d_j$   $(\forall i, j \in E)$ . この場合  $d_i$  を  $P$  の周期という.

定義 (非周期性).  $P$  が既約の下,

$$P \text{ は非周期的} \stackrel{\text{def}}{\Leftrightarrow} P \text{ の周期が } 1.$$

## 10 Ergodicity

命題 (周期に関する一命題).  $P$ : 既約, 非周期的,

$$\forall i, j \in E, \exists n_{ij} \in \mathbb{N}, \text{ s.t. } [P^n]_{ij} > 0 \quad (\forall n \geq n_{ij}).$$

定理 (Ergodicity).  $P$  が既約で非周期的かつ正再帰的であるとする.  $P$  の不変確率測度を  $\pi$  で表すとき次が成立.

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} [P^n]_{ij} = [\pi]_j, \quad (\forall i, j \in E).$$

証明.

第一段 直積空間  $E \times E$  上の Markov 連鎖を考える.  $E \times E$  の Markov 行列を  $Q$  と表し

$$[Q]_{ik,jl} := [P]_{ij}[P]_{kl}, \quad (\forall (i,k), (j,l) \in E \times E)$$

と定義する.  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  上の  $E$ -値確率過程  $(X_n)_{n=1}^{+\infty}, (Y_n)_{n=1}^{+\infty}$  がそれぞれ Markov 行列  $P$  を持つ独立な Markov 連鎖であるとすれば,  $Z_n = (X_n, Y_n)$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) は  $E \times E$  上の Markov 連鎖で Markov 行列  $Q$  を持つ. なぜならば任意の  $n \in \mathbb{N}$  と  $(i, j), (i_0, j_0), \dots, (i_{n-1}, j_{n-1}) \in E \times E$  に対して

$$\begin{aligned} & P(Z_n = (i, j) \mid Z_0 = (i_0, j_0), Z_1 = (i_1, j_1), \dots, Z_{n-1} = (i_{n-1}, j_{n-1})) \\ &= \frac{P(Z_n = (i, j), Z_0 = (i_0, j_0), \dots, Z_{n-1} = (i_{n-1}, j_{n-1}))}{P(Z_0 = (i_0, j_0), \dots, Z_{n-1} = (i_{n-1}, j_{n-1}))} \\ &= \frac{P((X_n = i, X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \cap (Y_n = j, Y_0 = j_0, \dots, Y_{n-1} = j_{n-1}))}{P((X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \cap (Y_0 = j_0, \dots, Y_{n-1} = j_{n-1}))} \\ &= \frac{P(X_n = i, X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) P(Y_n = j, Y_0 = j_0, \dots, Y_{n-1} = j_{n-1})}{P(X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) P(Y_0 = j_0, \dots, Y_{n-1} = j_{n-1})} \\ &= P(X_n = i \mid X_{n-1} = i_{n-1}) P(Y_n = j \mid Y_{n-1} = j_{n-1}) \\ &= \frac{P(X_n = i, Y_n = j, X_{n-1} = i_{n-1}, Y_{n-1} = j_{n-1})}{P(X_{n-1} = i_{n-1}, Y_{n-1} = j_{n-1})} \\ &= P(Z_n = (i, j) \mid Z_{n-1} = (i_{n-1}, j_{n-1})) \end{aligned}$$

が成立するからである. また  $Q$  は既約かつ再帰的である.  $P$  が既約であるから, 前命題により任意の  $(i, k), (j, l) \in E \times E$  に対して或る  $n_{ij}, n_{kl} \in \mathbb{N}$  が存在し  $[P^n]_{ij} > 0$  ( $\forall n \geq n_{ij}$ ) と  $[P^n]_{kl} > 0$  ( $\forall n \geq n_{kl}$ ) が成立する. 従って  $\forall n \geq \max\{n_{ij}, n_{kl}\}$  に対して

$$[Q^n]_{ik,jl} := [P^n]_{ij}[P^n]_{kl} > 0$$

が成立するから  $Q$  は既約である.

注意. 先の式変形と同様に,  $(X_n)_{n=1}^{+\infty}, (Y_n)_{n=1}^{+\infty}$  の独立性から任意の  $n \in \mathbb{N}$ ,  $(i, k), (j, l) \in E \times E$  に対して

$$[Q^n]_{ik,jl} = P(Z_n = (j, l) \mid Z_0 = (i, k)) = P(X_n = j \mid X_0 = i) P(Y_n = l \mid Y_0 = k) = [P^n]_{ij}[P^n]_{kl}$$

が導かれる.

次に再帰性を示す. これには  $Q$  に対して  $E \times E$  上の不変確率測度が存在することを言えばよい.

$$[\mu]_{ik} = [\pi]_i[\pi]_k \quad (\forall (i, k) \in E \times E)$$

として  $\mu = ([\mu]_{ik})_{i,k \in E}$  を定義すればこれは  $E \times E$  上の確率測度であり, 任意の  $(j, l) \in E \times E$  に対して

$$[\mu Q]_{jl} = \sum_{(i,k) \in E \times E} [\mu]_{ik} [Q]_{ik,jl} = \sum_{i,k \in E} [\pi]_i [\pi]_k [P]_{ij} [P]_{kl} = \sum_{i \in E} [\pi]_i [P]_{ij} \sum_{k \in E} [\pi]_k [P]_{kl} = [\pi]_j [\pi]_l = [\mu]_{jl}$$

が成り立つから  $\mu$  が  $Q$  の不変確率測度であることが判る. ゆえに  $Q$  は正再帰的で既約すなわち再帰的である.

第二段

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} |[P^n]_{ij} - [P^n]_{kj}| = 0 \quad (\forall i, j, k \in E) \quad (3)$$

を示す.  $(Z_n)_{n=1}^{+\infty} = ((X_n, Y_n))_{n=1}^{+\infty}$  に対しても同様に

$$\tau_{ik}(\omega) := \inf \{n \geq 1 \mid Z_n(\omega) = (i, k)\} \quad (\forall i, k \in E, \omega \in \Omega)$$

として到達時刻を定義する.  $(X_n)_{n=1}^{+\infty}, (Y_n)_{n=1}^{+\infty}$  の独立性から

$$\begin{aligned} [P^n]_{ij} &= \frac{P(X_n = j, X_0 = i)}{P(X_0 = i)} = \frac{P(X_n = j, X_0 = i, Y_0 = k)}{P(X_0 = i, Y_0 = k)} = P(X_n = j \mid (X_0, Y_0) = (i, k)), \\ [P^n]_{kj} &= \frac{P(Y_n = j, Y_0 = k)}{P(Y_0 = k)} = \frac{P(Y_n = j, X_0 = i, Y_0 = k)}{P(X_0 = i, Y_0 = k)} = P(Y_n = j \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) \end{aligned}$$

が成立する.

$$P(X_n = j \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) = P(X_n = j, \tau_{jj} > n \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) + P(X_n = j, \tau_{jj} \leq n \mid (X_0, Y_0) = (i, k)),$$

$$P(Y_n = j \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) = P(Y_n = j, \tau_{jj} > n \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) + P(Y_n = j, \tau_{jj} \leq n \mid (X_0, Y_0) = (i, k))$$

と分解できるが,

$$\begin{aligned} &P(X_n = j, \tau_{jj} \leq n \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) \\ &= \sum_{m=1}^n P(X_n = j, \tau_{jj} = m \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) \\ &= \sum_{m=1}^n P(X_n = j, (X_m, Y_m) = (j, j), (X_{m-1}, Y_{m-1}) \cdots (X_1, Y_1) \neq (j, j) \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) \\ &= \sum_{m=1}^n \frac{P(X_n = j, X_m = j, X_{m-1}, \dots, X_1 \neq j)}{P(X_0 = i)} \frac{P(Y_m = j, Y_{m-1}, \dots, Y_1 \neq j)}{P(Y_0 = k)} \\ &= \sum_{m=1}^n \frac{P(X_n = j, X_m = j, X_{m-1}, \dots, X_1 \neq j)}{P(X_m = j, X_{m-1}, \dots, X_1 \neq j)} \frac{P(X_m = j, X_{m-1}, \dots, X_1 \neq j)}{P(X_0 = i)} \frac{P(Y_m = j, Y_{m-1}, \dots, Y_1 \neq j)}{P(Y_0 = k)} \\ &= \sum_{m=1}^n [P^{n-m}]_{jj} \frac{P((X_m = j, X_{m-1}, \dots, X_1 \neq j) \cap (Y_m = j, Y_{m-1}, \dots, Y_1 \neq j))}{P((X_0 = i) \cap (Y_0 = k))} \\ &= \sum_{m=1}^n [P^{n-m}]_{jj} P(\tau_{jj} = m \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) \\ &= P(Y_n = j, \tau_{jj} \leq n \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) \end{aligned}$$

が成立することと, 既約性 ( $P(\tau_{jj} < +\infty \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) = 1$ ) により

$$\begin{aligned} &\left| P(X_n = j, \tau_{jj} > n \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) - P(Y_n = j, \tau_{jj} > n \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) \right| \\ &\leq 2P(\tau_{jj} > n \mid (X_0, Y_0) = (i, k)) \\ &= 2(1 - P(\tau_{jj} \leq n \mid (X_0, Y_0) = (i, k))) \\ &\longrightarrow 0 \quad (n \longrightarrow +\infty) \end{aligned}$$

が成り立つことから式 (3) が成立する.

第三段  $\Sigma$  を測度空間  $(E, \mathcal{E}, \pi)$  上の積分と見做して Lebesgue の収束定理を使う.

$$\begin{aligned}
 |[P^n]_{ij} - [\pi]_j| &= |[P^n]_{ij} - [\pi P^n]_j| \\
 &= \left| [P^n]_{ij} - \sum_{k \in E} [\pi]_k [P^n]_{kj} \right| \\
 &= \left| \sum_{k \in E} [\pi]_k [P^n]_{ij} - \sum_{k \in E} [\pi]_k [P^n]_{kj} \right| \\
 &\leq \sum_{k \in E} [\pi]_k |[P^n]_{ij} - [P^n]_{kj}| \\
 &\longrightarrow 0 \quad (n \longrightarrow +\infty).
 \end{aligned}$$

以上で命題の主張が示された.

■