

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 (Ω, \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:

1. $p_{ii} = P(\exists n \geq 1, X_n = i | X_0 = i)$,
2. $E[\eta_i | X_0 = i] < +\infty \Rightarrow p_{ii} < 1, \quad (\forall i \in E).$

証明. 初めの式は

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

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 $\Leftrightarrow E[\eta_i | X_0 = i] = +\infty, (\forall i \in E)$.
- (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.

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 π 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. (Ω, \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 μ 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

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} |[P^n]_{ij} - [P^n]_{kj}| = 0 \quad (\forall i, j, k \in E) \quad (1)$$

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

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

が成立する.

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

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

と分解できるが,

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

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

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

が成り立つことから式 (1) が成立する.

第三段 Σ を測度空間 (E, \mathcal{E}, π) 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. ■