

Ex. $\forall k, l \in C(i)$ (if $k \leftrightarrow i, l \leftrightarrow i$ である). $k \leftrightarrow l$ である.

Ex $C(i)$ は既約.

また $j \in C(i)$ に対し. 必ず $k \in I - C(i)$ $j \rightarrow k$ である. $\lambda \rightarrow j$ である.

$i \rightarrow k$ である. \Rightarrow 列 $k \in C(i)$ である. Ex $C(i)$ は閉.

以上より $C(i)$ は既約の閉.

$R_1 = C(i)$ とおく.

$I - T - R_1 = \emptyset$ なら終了. そうでない場合は $\lambda \in I - T - R_1$ に対し $R_2 = C(\lambda)$

以上. 上の議論を繰り返せばよい.

I が有限なら各 R_k も有限の正再帰的

$$P = \begin{array}{c|cccc|c} & R_1 & R_2 & R_3 & \dots & R_N & T \\ \hline R_1 & P_1 & & & & & \\ R_2 & & P_2 & & & & \\ \vdots & & & \ddots & & & \\ R_N & & & & & P_N & \\ \hline T & Q_1 & Q_2 & Q_3 & \dots & Q_N & S \end{array}, \quad P^N = \begin{array}{c|cccc|c} & P_1^N & & & & & \\ & & P_2^N & & & & \\ & & & \ddots & & & \\ & & & & & P_N^N & \\ \hline * & \dots & + & & & & S^N \end{array}$$

* T は消滅部分 (dissipative part) と呼ぶ.

T は前の補題より $\forall i \in T$ は非再帰的

(i が再帰的なら $i \rightarrow j$ なら $j \rightarrow i$ である) $i \notin T$ である)

再帰性と到達時刻

Def (平均到達時間と平均再帰時間)

$m(i, j)$ = 状態 i から j への平均到達時間

$$\stackrel{\text{def}}{=} \begin{cases} \sum_{k=1}^{\infty} k P(T_k = k | X_0 = i) = E[T_k | X_0 = i] & (\text{if } P(j \in C(i) | X_0 = i) = 1) \\ \infty & (\text{otherwise}) \end{cases}$$

$m(i, i)$ を平均再帰時間 と呼ぶ

Def (正再帰性)

i が再帰的の時.

$$\left. \begin{array}{l} i \text{ が正再帰的} \stackrel{\text{def}}{\iff} m(i, i) < \infty \\ i \text{ が零再帰的} \iff m(i, i) = \infty \end{array} \right\}$$

(非再帰的は $m(i, i) = 0$ は自明的(成り立ち))

平均到達時間の計算法

$$m(i, j) = P(i, j) \times 1 + \sum_{k \neq j} P(i, k) \{ 1 + m(k, j) \}$$

$$= 1 + \sum_{k \neq j} P(i, k) m(k, j)$$

これを i について解く.

$i = j$ ときは平均再帰時間を求める.

解が一意でない場合は一般の非負解 $(m(i, j))_{i, j}$ が存在する.

Def (吸収確率)

i = 非再帰的な状態

(分解定理)

j = 再帰的な状態 (ある再帰的な既約成分に落ちる)

i から j への吸収確率 $\stackrel{\text{def}}{=} i$ から j を含む再帰的な同値類への到達確率

Prop. i が再帰的なら $i \rightarrow j$ なら $f(i, j) = 1$ である.

Prop. 先の Lem 5). $f(j, i) = 1$ は示せず. また j は再帰的である.

Ex. $j \rightarrow i$ であるので $f(i, j) = 1$ を示す (先の Lem 5)

吸収確率の計算法

$C(i)$: j を含む再帰的な同値類 (閉かつ既約)

T : 非再帰的な元の集合

$$f(i, j) = \sum_{k \in C(i)} P(i, k) f(k, j) + \sum_{k \in T} P(i, k) f(k, j) + \sum_{k \in I - C(i) - T} P(i, k) f(k, j)$$

$$\begin{cases} k \in C(i) \Rightarrow f(k, j) = 1 \\ k \in I - C(i) - T \Rightarrow f(k, j) = 0 \end{cases} \quad (\text{分解定理})$$

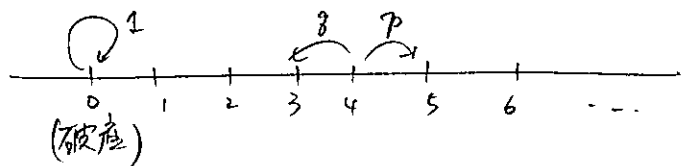
$$E) f(i, j) = \sum_{k \in C(j)} p(i, k) + \sum_{k \in T} p(i, k) f(k, j)$$

⇒ 2つの方程式を解けば良い (f(i, j))_{i, j ∈ I} について

(解₁ - 一意でない場合は 最小の非負解 が存在する) ↓ 証明は2枚紙

(Prop $\forall k \in C(j)$ に対し, $f(i, k) = f(i, j)$, $f(i, k) = P(T_k < \infty | X_0 = i) \geq P(\exists n \geq 1, T_n = k | T_j < \infty) < P(T_j < \infty | X_0 = i)$
 \hookrightarrow $f(i, j)$ を逆方向に $f(i, j) = f(i, k)$ を得る. $= \frac{P(T_k < \infty | X_0 = j) P(T_j < \infty | X_0 = i)}{f(i, k) = 1} = f(i, j)$)

Ex. キンファウ-の破産確率



確率 $p < 1$ の時
 $g > 1$ の時
 所持金の破産

$a(0) = 1$, $a(i)$: i から始める破産確率 $= f(i, 0)$

方程式: $a(i) = p a(i+1) + g a(i-1)$ ($i=1, 2, \dots$)
 $a(0) = 1$

⇒ $p [a(i+1) - a(i)] = g [a(i) - a(i-1)]$

⇒ $\begin{cases} a(i) = \alpha + \beta (\frac{g}{p})^i & (p \neq g) \\ a(i) = \alpha + \beta i & (p = g = \frac{1}{2}) \end{cases}$

(i) $p < g$ のとき, $0 \leq a(i) \leq 1$ ($\forall i$) $\beta = 0$
 かつ, $a(0) = 1$ より $\alpha = 1$ なのだから $a(i) = 1$ ($\forall i$) \rightarrow 必ず破産

(ii) $p = g$ のとき, $0 \leq a(i) \leq 1$ ($\forall i$)
 かつ $\beta = 0$
 $a(0) = 1$ より $\alpha = 1$ なのだから $a(i) = 1$ ($\forall i$) \rightarrow 必ず破産

(iii) $p > g$ のとき,
 $i \rightarrow \infty$ とき $a(i) \rightarrow \alpha$ である
 $i=0$ とき $a(0) = \alpha + \beta = 1$
 かつ 最小の非負解 は $\alpha = 0, \beta = 1$ である
 かつ, $a(i) = (\frac{g}{p})^i \rightarrow$ 運が良く出れば破産しない

Thm (平均再帰時間 m の性質と正再帰性の条件)

任意の i, j に対し

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n p^{(k)}(i, j) = \frac{f(i, j)}{m(i, j)}$$

← 到達確率
 ← 平均再帰時間

特に j が正再帰的 $\Leftrightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n p^{(k)}(j, j) > 0$

Cor I が既約であるとき

(1) j が正再帰的なら, $\forall i \in I$ に対し,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n p^{(k)}(i, j) = \frac{1}{m(i, j)} > 0$$

(2) j が零再帰的なら, $\forall i \in I$ に対し

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p^{(n)}(i, j) = 0$$

Proof

$$Z_n = \begin{cases} 1 & (X_n = j) \\ 0 & (X_n \neq j) \end{cases}$$

かつ, $N_j(n) = \sum_{k=1}^n Z_k$ かつ

$$E[N_j(n) | X_0 = i] = \sum_{k=1}^n E[Z_k | X_0 = i] = \sum_{k=1}^n p^{(k)}(i, j)$$

また, $\lambda = j$ を考えよう ($X_0 = \lambda = j$)

$T_j^{(k)}$ を状態 j を k 回訪した時刻とする ($T_j^{(k)} = \inf \{n \geq 1 | N_j(n) = k\}$)
 $k \rightarrow \infty$ かつ

$$T_j^{(k)} = 0 \text{ かつ}$$

$A_k = T_j^{(k)} - T_j^{(k-1)}$ かつ, A_k は独立同分布に従う

よって大数の強法則より

$$\frac{T_j^{(k)}}{k} = \frac{A_1 + A_2 + \dots + A_{k-1} + A_k}{k} \xrightarrow{a.s.} E[A_1] = E[T_j | X_0 = j]$$

また, $T_j^{(k)}$ の定義より, $T_j^{(N_j(n))} \leq n < T_j^{(N_j(n)+1)}$ ($= n + m(i, j) = \infty$ かつ)

かつ

$$\frac{T_j^{(N_j(n))}}{N_j(n)} \leq \frac{n}{N_j(n)} < \frac{T_j^{(N_j(n)+1)}}{N_j(n)+1} \cdot \frac{N_j(n)+1}{N_j(n)}$$

である. \Rightarrow j が正再帰的であるとき $N_j(n) \rightarrow \infty$ (a.s.)

よって, $\frac{n}{N_j(n)} \rightarrow m(i, j)$ (a.s.) (∞ かつ)

一方、 i が非再帰的ならば $P(\lim_{n \rightarrow \infty} N_j(n) < \infty | X_0 = i) = 1 - g(i, j)$ となる。
 $\chi(1 - g(i, j))$

$$\frac{n}{N_j(n)} \rightarrow \infty = m(i, j)$$

$i \neq j$ のとき

$$\frac{T_j^{(k)}}{k} = \frac{\tau_1}{k} + \frac{\tau_2 + \dots + \tau_k}{k} \xrightarrow{(k \rightarrow \infty)} \begin{cases} m(i, j) & (\text{if } T_j < \infty) \\ \infty & (\text{if } T_j = \infty) \end{cases} \quad (\text{a.s.})$$

以上より、 u と v のとき

$$\frac{n}{N_j(n)} \rightarrow \begin{cases} m(i, j) & (T_j < \infty) \\ \infty & (\text{otherwise}) \end{cases} \quad (\text{a.s.})$$

$$\Leftrightarrow \frac{N_j(n)}{n} \rightarrow \frac{1}{m(i, j)} \mathbb{1}[T_j < \infty] \quad (\text{a.s.})$$

期待値を求めるときは、ルンゲの優収束定理を用いる。

$$\frac{1}{m(i, j)} = \frac{P(T_j < \infty | X_0 = i)}{m(i, j)} = E\left[\frac{N_j(n)}{n} \mid X_0 = i\right] = \lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\frac{N_j(n)}{n} \mid X_0 = i\right] \\ = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n P^{(k)}(i, j)$$

(この証明は省略、特約参照)

定常分布と極限分布

Def (定常分布)

$\pi = (\pi(1), \pi(2), \dots) : I$ 上の分布

$$\pi \text{ が定常分布} \stackrel{\text{def}}{\Leftrightarrow} \pi = \pi P \quad (\pi(i) = \sum_{j \in I} \pi(j) P(j, i) \quad (\forall i))$$

(平衡方程式)

が成り立つ。

* Markov 連鎖で更新した分布は変化する。

Def (極限分布)

$$\pi_n(i) = \sum_{j \in I} \pi_0(j) P^{(n)}(j, i) \quad (\pi_0 \text{ は初期分布}) \quad \text{とす。}$$

$$\pi \text{ が極限分布} \stackrel{\text{def}}{\Leftrightarrow} \text{任意の } \pi_0 \text{ に対し、} \lim_{n \rightarrow \infty} \pi_n(i) = \pi(i) \quad (\forall i \in I)$$

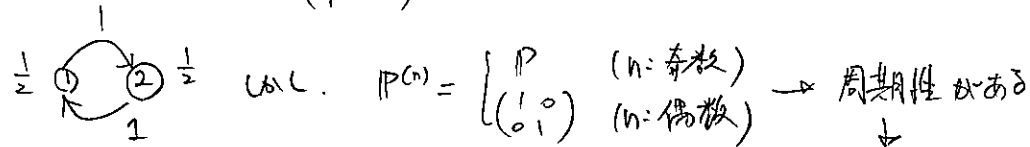
$$\lim_{n \rightarrow \infty} P^{(n)} = P^{(\infty)} = (\pi^T \quad \pi^T \quad \dots) \quad \leftarrow \text{極限分布}$$

(この形式は必ずしも存在しない)

Note ○ 極限分布が存在するのは、これは一意の定常分布である。
 → 極限分布

○ 定常分布が存在し、極限分布が存在するとき限り存在

$\pi = (\frac{1}{2}, \frac{1}{2}), P = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \Rightarrow \pi P = \pi$ (定常分布)



↓
 極限分布が存在しない

Thm (マルコフ連鎖の定常分布)

マルコフ連鎖は既約であるとき、以下は同値

- (1) ある $i \in I$ が正再帰的
- (2) 全ての $i \in I$ が正再帰的
- (3) 定常分布 π (唯一) が存在する。

(1), (2) は 正再帰性の性質

この定常分布は $\pi(i) \stackrel{\text{def}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n p^{(k)}(i, i) = \frac{1}{m(i, i)}$ である。

Lem 正再帰的 i に対し、

$\mu(i) = \sum_{n=0}^{\infty} P(X_n = i, T_i > n | X_0 = i)$ ← i を出発して再び i に戻りきる確率
 ($T_i < \infty$, a.s. の場合)

このとき $\pi(i) = \frac{\mu(i)}{m(i, i)}$ は定常分布 (存在)。

(i を出発して戻りきる、 $i \in I$ かつ i は閉鎖性を持つ)

Proof

まず $\mu(i) := P(X_0 = i, T_i > 0 | X_0 = i) = 1$ である。

また $\sum_{i \in I} \mu(i) = \sum_{n=0}^{\infty} P(T_i > n | X_0 = i)$
 $= \sum_{n=1}^{\infty} P(T_i \geq n | X_0 = i) = E[T_i | X_0 = i] = m(i, i)$

よって π は確率分布となる。

$\bar{P}^{(l)}(i, i) = P(X_l = i, T_i > l | X_0 = i)$ とすると、

$\sum_{k=0}^{\infty} \mu(i) P(i, k) = \sum_{k=0}^{\infty} \bar{P}^{(k)}(i, i) P(i, k)$

である。右辺 = $\mu(k)$ となる。

(i) ($k \neq i$ のとき)

$\sum_{k=0}^{\infty} \bar{P}^{(k)}(i, i) P(i, k) = \sum_{k=0}^{\infty} P(X_k = i, T_i > k, X_{k+1} = k | X_0 = i)$
 $= P(T_i > l, X_{l+1} = k | X_0 = i)$
 $= P(T_i > l+1, X_{l+1} = k | X_0 = i) \quad (\because i \neq k)$
 $= \bar{P}^{(l+1)}(i, k)$

\Rightarrow 右辺 = $\mu(k)$ となる。(一意性の仮定)

(ii) ($k = i$ のとき)

上と同様に

$\sum_{k=0}^{\infty} \bar{P}^{(k)}(i, i) P(i, k) = \sum_{k=0}^{\infty} P(X_k = i, T_i > k, X_{k+1} = i | X_0 = i)$
 $= P(T_i = l+1 | X_0 = i)$

\Rightarrow 右辺 = $P(T_i < \infty | X_0 = i) = 1 = \mu(i)$

Proof of Thm

(2) \rightarrow (1) は明らか。

(1) \rightarrow (2) を示す。

$i \in I$ を任意にとり、

既約性より、 $i \leftrightarrow j$ である。よって $\exists k, m$ して $p^{(k)}(i, j) > 0$, $p^{(m)}(j, i) > 0$ である。

$\frac{1}{m(i, i)} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n p^{(k)}(i, i) \geq \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n+m+k} \sum_{k=1}^n p^{(k)}(i, j) p^{(m)}(j, i)$
 $= \frac{p^{(k)}(i, j) p^{(m)}(j, i)}{>0} \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n+m+k} \sum_{k=1}^n p^{(k)}(i, i) > 0$
 (よって i は正再帰的)

(2) \rightarrow (3) i が正再帰的ならば、前の Lem より定常分布 π が存在する (一意性も保証される)

(3) → (2)

既約性より、定常分布 π に対し、 $\pi(i) > 0$ となる i は π の支持集合である。
 $\forall i \in I$ かつ $j \rightarrow i$ なる j が存在する。ある $n \geq 1$ として $p^{(n)}(j, i) > 0$ となる。
よって、 $\pi(i) = \sum_j \pi(j) p^{(n)}(j, i) \geq \pi(j) p^{(n)}(j, i) > 0$ となる。

よって、 $\forall j \in I$ に対し、

$$\pi(i) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left(\sum_{k \in I} \pi(k) p^{(n)}(k, i) \right)$$

$$= \sum_{k \in I} \pi(k) \left(\frac{1}{n} \sum_{l=1}^n p^{(n)}(k, i) \right)$$

$$\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{優収束定理}} \sum_{k \in I} \pi(k) \cdot \frac{1}{n(i, i)} = \frac{1}{n(i, i)} \quad (*) \quad (\text{左辺は } n \text{ に依らず } u \text{ であることに注意})$$

$$\frac{1}{n(i, i)} = \pi(i) > 0 \quad \text{よって} \quad n(i, i) < \infty \quad (*) \quad i \text{ は正再帰的。}$$

(一志性) 上の議論より $\pi(i) = \frac{1}{n(i, i)}$ となる i は、一意性から $i = j$ となる。 //

Def (周期性)

i の周期 $d(i)$: $p^{(n)}(i, i) > 0$ となる $n \geq 1$ の最大公約数

Lem

$i \leftrightarrow j$ なる $d(i) = d(j)$ (周期性はクラスの内質)

Thm (極限分布の存在条件)

マルコフ連鎖が既約であるとする。

連鎖が $\left\{ \begin{array}{l} \text{正再帰的} \\ \text{非周期的} \end{array} \right. \iff$ 極限分布が存在

Note \rightarrow 極限分布が定常分布で $\pi(i) = \frac{1}{n(i, i)}$ となる。

Lem 既約な正再帰的なマルコフ連鎖が非周期的ならば

$$\forall i, j \in I \text{ として } \lim_{n \rightarrow \infty} p^{(n)}(i, j) = \frac{1}{n(i, i)} = \pi(i) \quad (\text{定常分布})$$

同様に $(d(i) \geq 2)$ ならば、 $p^{(n)}(i, j)$ は収束しない。

Proof (カフカ) の法による。web-補足資料)

Proof of Thm

(\Rightarrow) Lem による。

(\Leftarrow) 極限分布が存在すれば、定常分布が存在するから、正再帰的。

また、上の Lem より、周期的ならば $p^{(n)}(i, i)$ は収束せず、極限分布が存在しなくなるから、非周期的であることがわかる。 //

Thm (大数の強法則)

既約な定常分布 π が存在するとき、 $f: I \rightarrow \mathbb{R}$ かつ $\sum_{i \in I} |f(i)| \pi(i) < \infty$

ならば

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n f(X_k) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{マルコフ連鎖}} E_{\pi}[f(X)] \quad (\text{a.s.})$$