

第5章 再生理論 Renewal theory

R. デュレット, 確率過程の基礎, Springer (訳: 今野紀雄ら)

2013/05/26(日)
確率過程ゼミ
浦田 淳司



内容

5-1 基本事項の定義(再生過程の定義)

5-2 大数の法則

5-3 待ち行列への応用

5-4 年齢と余命

再生過程とは

ポアソン過程: 到着時間間隔が独立で指数分布に従う

拡張

再生過程: ポアソン過程の一般化

- ・事象が起こる時間間隔 $\{t_i\}$ は独立 (ポアソン過程と同じ)
- ・時間間隔は指数分布以外も可能 (ポアソン過程の拡張)

例. 交通流モデル

特定地点を通過する際の車の時間間隔は再生過程でモデル化
一時間間隔を t_i として, $\{t_i\}$ が独立分布なら再生過程となる.

再生過程の定義

$i-1$ 台目の車両が通過した後に、 i 台目が通過するまでの時間 t_i は

$$P(t_i \leq t) = F(t) \quad F(0) = P(t_i \leq 0) = 0$$

という一般の分布 F に従うと仮定する。

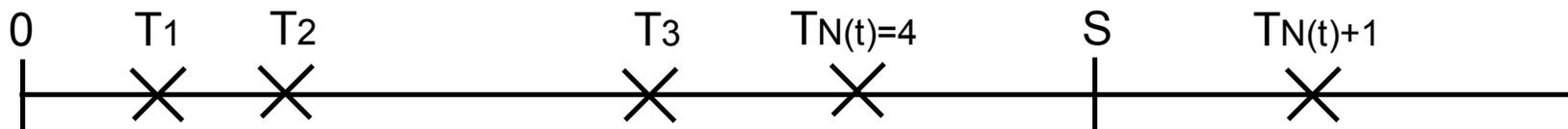
時刻 t までの通過車両の台数 $N(t)$ $N(t) = \max \{n : T_n \leq t\}$

T_n : n 回目の再生(更新) / $N(t)$: 時刻 t までの再生回数

$$\{N(t) \geq n\} = \{T_n \leq t\} \quad (1.1)$$

時刻 t の再生回数が n 回以上 n 回目の再生が時刻 t より前に実施

時刻 T_n で「新たな始まりを迎える」 \Rightarrow 再生過程



再生回数の期待値

時刻Xまでの再生回数の期待値

$$EX = \int_0^{\infty} E i_X(t) dt = \int_0^{\infty} P(X > t) dt \quad X以下のtの積分$$

$$\left(\begin{array}{l} i_X(t) \text{は} 0 < t < X \text{では} 1, \text{それ以外では} 0 \text{になる関数} \\ \int_0^{\infty} i_X(t) dt = \int_0^X 1 dt = X \end{array} \right)$$

Xが非負整数値をとる確率変数のとき

$$EX = \sum_{n=1}^{\infty} P(X \geq n)$$

(1.1)式 $\{N(t) \geq n\} = \{T_n \leq t\}$ とあわせて

再生回数Nの期待値

$$EN(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(N(t) \geq n) = \sum_{n=1}^{\infty} P(T_n \leq t) \quad (1.3)$$

停止時刻

$\{x_i\}$ は $\mu = Ex_i$ を満たす独立同分布

$$S_n = x_1 + x_2 + \cdots + x_n \quad \text{1回目, 2回目, , の確率変数の和}$$

「時刻Nで停止する」という現象が起こる(起こらない)ことが,
 $\{S_i\}$ だけで決定できるとき, この時刻Nを停止時刻と呼ぶ

ワルドの方程式

確率変数 $\{x_i\}$ の和の期待値は, $\{x_i\}$ の期待値を停止時刻の期待値倍したものと一致する

$$ES_N = \mu EN \quad N \text{が停止時刻, } EN < \infty, \mu = Ex_i \quad (1.5)$$

証明

$$S_N = \sum_{m=1}^{\infty} x_m i_N(m) \quad i_N(m) \text{は, } N \geq 0 \text{で} 1, \text{ それ以外では} 0$$

$$ES_N = \sum_{m=1}^{\infty} Ex_m \cdot Ei_N(m) = \mu \sum_{m=1}^{\infty} P(N \geq m) = \mu EN$$

$$(1.3) \text{式より} \quad EN(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(N(t) \geq n) = \sum_{n=1}^{\infty} P(T_n \leq t) \quad \square$$

停止時刻

「時刻Nで停止する」という現象が起こる(起こらない)ことが、 $\{S_i\}$ だけで決定できるとき、この時刻Nを停止時刻と呼ぶ

定義と再生回数 $N(t)$ を用いた停止時刻の定式化

$$N = \min\{n : T_n > t\} = N(t) + 1$$

停止時刻Nは、時刻tまでの再生回数+1とする

(1.5)式 $ES_N = \mu EN$ より

$$ET_{N(t)+1} = \mu E(N(t) + 1)$$

(1.1)式 $\{N(t) \geq n\} = \{T_n \leq t\}$ より、 $T_{N(t)+1} > t$ であり

$$\frac{t}{\mu} \leq EN(t) + 1 \quad (1.7)$$

再生回数+1は、時刻tを確率分布 $\{x_i\}$ の期待値で割ったものより大きい

同様に $\frac{t+M}{\mu} \geq EN(t) + 1$ は求められ、 $EN(t)$ の上限と下限は算出可能

大数の強法則

$EN(t)$ の正確な式は煩雑であり、時間 $t \rightarrow \infty$ の再生回数 $N(t)$ の漸近挙動を検討

$\mu = E\tau_i$ を到着時刻間隔の平均とすると次が成り立つ

$$\frac{N(t)}{t} \rightarrow \frac{1}{\mu} \quad (2.1)$$

単位時間あたりの再生回数は
期間 x_i の期待値の逆数

証明

(1.5)式 $ES_N = \mu EN$ で、また $S_n = T_n$ で置き換え、

$$\frac{T_n}{n} = \mu \quad (n \rightarrow \infty)$$

定義より $T_{N(t)} \leq t < T_{N(t)+1}$ であり、

$$\frac{T_{N(t)}}{N(t)} \leq \frac{t}{N(t)} \leq \frac{T_{N(t)+1}}{N(t)+1} \cdot \frac{N(t)+1}{N(t)}$$

左辺, 右辺は μ に収束

□

再生報酬過程（再生過程の拡張）

i番目の再生が起こる時刻で r_i の報酬を受ける

報酬の合計

$$R(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} r_i$$

(2.1)式 $N(t)/t \rightarrow 1/\mu$ より

$$\frac{R(t)}{t} = \left(\frac{1}{N(t)} \sum_{i=1}^{N(t)} r_i \right) \frac{N(t)}{t} \rightarrow E r_i \cdot \frac{1}{E t_i}$$

報酬の期待値 時間の期待値の逆数

単位時間あたりの報酬

再生報酬過程(例)

例: 車の維持費の1年間の平均費用を求める

故障又は買い替え時期が来たら, 買い替える(故障した場合は修理も実施)

車が故障するまでの寿命: 寿命関数 h

新車買替え年数: T

新車購入費用: A

故障修理費用: B (T 年経過前に生じた故障の修理費用)

$$i\text{番目の再生期間} \quad Et_i = \underbrace{\int_0^T th(t)dt}_{\text{故障による買い替え}} + \underbrace{T \int_T^\infty h(t)dt}_{\text{買い替え時期での買い替え}}$$

$$i\text{番目の再生時コスト} \quad Er_i = \underbrace{A}_{\text{新車費用}} + \underbrace{B \int_0^T h(t)dt}_{\text{故障した場合は修理代}}$$

スーパー買い物過程(食料品+日用品)とか?

交代再生過程

状態f:

{ s_i }: 分布Fに従う平均 μ_F の独立な確率変数

状態g:

{ u_i }: 分布Gに従う平均 μ_G の独立な確率変数

状態fで s_i の時間, 状態gで u_i の時間過ごすサイクルを繰り返す



状態1にいる極限の割合

$$\frac{\mu_F}{\mu_F + \mu_G}$$

← r_i

← t_i

再生報酬過程と同じ

GI/G/1待ち行列

再生過程の考え方を一般的なサービス時間の待ち行列に適用する

GI: 一般的な到着過程

- 連続的に到着する時間の間隔は独立
- 平均 $1/\lambda$ の分布Fに従う
- 時刻tまでの到着回数 $N(t)$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} = \frac{1}{Et_i} = \lambda$$

G: 一般的なサービス時間

- i番目の客は s_i の時間だけサービスを受ける
- s_i は独立で平均 $1/\mu$ の分布Gに従う

1: 窓口の数

GI/G/1待ち行列

定理: $\lambda < \mu$ とすると, 窓口の労働割合の極限は λ / μ である

証明

T_n : n番目までの客が来る時刻
 T_n までの窓口での労働の総時間 A_n
n人におこなったサービス総時間 S_n

$$A_n = S_n - Z_n$$

時刻 T_n 以後, システム内に誰もいなくなるまでの時間
 λ / μ では, 待ち行列はなくなるので, EZ_n は有界

$$Z_n / n \rightarrow 0$$

$$\frac{S_n}{T_n} = \frac{S_n/n}{T_n/n} \rightarrow \frac{Es_i}{Et_i} = \frac{1/\mu}{1/\lambda} = \frac{\lambda}{\mu}$$

$$\frac{A_n}{T_n} = \frac{S_n - Z_n}{T_n} \rightarrow \frac{\lambda}{\mu}$$

□

コスト方程式

平均の客数L

時刻s, 客の総数Xs(窓口+待ち行列) $L = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t X_s ds$

平均滞在時間W

m番目に到着した客がシステム内で過ごす滞在時間Wm

$$W = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{m=1}^n W_m$$

十分に時間が経過したときに列に加わる割合 λ_a

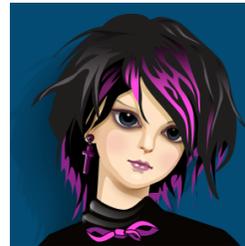
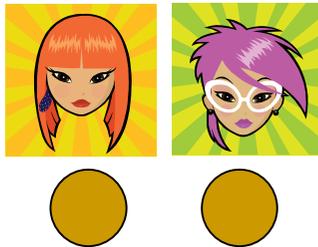
Na(t)は時刻t以前に到着して列に加わった客の数 $\lambda_a = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N_a(t)}{t}$

➔ **リトルの公式** $L = \lambda_a W$

時間あたりの客数 = 客の到着割合 × 客がいる時間
 (収入) (入り客) (客の支払い)

床屋連鎖

客はパラメータ2の
ポアソン過程で到着



1時間あたり3人髪を切る
(パラメータ3で髪を切る
平均20分)

椅子は2つ,
空いていない場合は帰る

詳細つりあい条件式： $2\pi(0) = 3\pi(1)$ $2\pi(1) = 3\pi(2)$ $2\pi(2) = 3\pi(3)$

$\pi(0) = c$ とおくと、 $\pi(0) = c$ $\pi(1) = \frac{2}{3}c$ $\pi(2) = \frac{2}{3}\pi(1) = \frac{4}{9}c$ $\pi(3) = \frac{2}{3}\pi(2) = \frac{8}{27}c$

$$\pi(0) + \pi(1) + \pi(2) + \pi(3) = 1$$

解くと、

定常分布

57/65の時間は客が入ってくる

イス両方埋まっている割合

$$\pi(0) = \frac{27}{65} \quad \pi(1) = \frac{18}{65} \quad \pi(2) = \frac{12}{65} \quad \pi(3) = \frac{8}{65}$$

床屋連鎖

平均の客数 $L = 0 \cdot \frac{27}{65} + 1 \cdot \frac{18}{65} + 2 \cdot \frac{12}{65} + 3 \cdot \frac{8}{65} = \frac{66}{65}$

平均利用人数？

列に加わる割合 $\lambda_a = 2(1 - \pi(3)) = 114/65$

利用する客の到着数

平均滞在時間 $W = \frac{L}{\lambda_a} = \frac{66/65}{114/65} = 0.579(h) (= 34.74 \text{ min})$

車利用時間

平均待ち時間 $W_Q = W - \underbrace{Es_i}_{\text{サービス時間}} = 0.579 - 0.333 = 0.246(h) (= 14.76 \text{ min})$

M/G/1 待ち行列での仕事量

時刻 t での仕事量 V_t を, システムにいる客(サービス中, 待ち中)全てに対する残りのサービス時間の総和として考える

リトルの公式 $V = \lambda Y$

$$Y = \underbrace{E(s_i q_i)}_{\text{待ち行列の客のサービス時間}} + \underbrace{E\left(\int_0^{s_i} s_i - x dx\right)}_{\text{サービス中(時間x)への残りのサービス時間}}$$

待ち行列の客
のサービス時間

サービス中(時間 x)
への残りのサービス時間

V : 平均仕事量 V

λ : 列に加わる割合

Y : サービス時間

s_i : i 番目の客のサービス
時間

q_i : i 番目の客の待ち時間

サービス時間と待ち時間は独立なので

$$Y = (E s_i) W_Q + E(s_i^2 / 2)$$

到着をポアソン過程とすると,

$$W_Q = V = \lambda Y = \lambda (E s_i) W_Q + \lambda E(s_i^2 / 2)$$

ポラチェック・ヒンチンの公式

$$\longrightarrow W_Q = \frac{\lambda E(s_i^2)}{2(1 - \lambda E s_i)}$$

リトルの公式とあわせて,
平均の客数, 滞在時間も導出可能

年齢と余命の定義

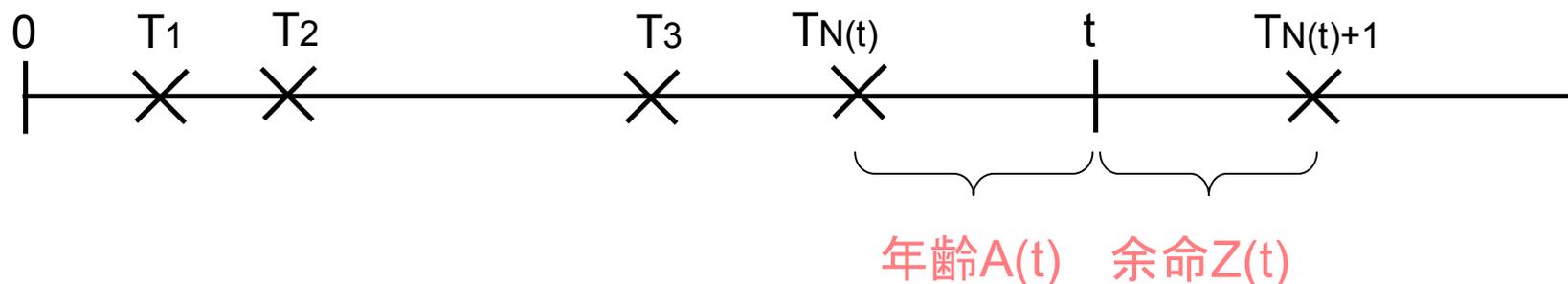
$\{t_i\}$ は独立同分布な確率変数

n 回目の再生の起こる時間 $T_n = t_1 + \dots + t_n$

時刻 t までの再生回数 $N(t) = \max \{n : T_n \leq t\}$

年齢 $A(t) = t - T_{N(t)}$

余命 $Z(t) = T_{N(t)+1} - t$



余命, 年齢の平均

余命の平均

i回目の平均 $\int_{T_{i-1}}^{T_i} Z(s) ds = \int_0^{t_i} r dr = t_i^2 / 2$

$$\int_0^t Z(s) ds \approx \sum_{i=1}^{N(t)} t_i^2 / 2 \quad \text{全時間帯の和}$$

再生報酬過程と同様に
余命の平均 $\frac{1}{t} \int_0^t Z(s) ds \rightarrow \frac{Et_i^2 / 2}{Et_i}$

年齢の平均

年齢の平均も同様に $\frac{1}{t} \int_0^t A(s) ds \rightarrow \frac{Et_i^2 / 2}{Et_i}$

検査のパラドクス

時刻 t で使用している商品の寿命を $L(t)=A(t)+Z(t)$ と表す

$$\frac{1}{t} \int_0^t L(s) ds = \frac{1}{t} \int_0^t \{A(s) + Z(s)\} ds \rightarrow \frac{Et_i^2}{Et_i}$$

$$\text{i) } \text{var}(t_i) = Et_i^2 - (Et_i)^2 > 0 \Leftrightarrow Et_i^2 > (Et_i)^2 \Leftrightarrow \frac{Et_i^2}{Et_i} > Et_i$$

$$\text{ii) } \text{最初の}n\text{個の商品の平均寿命 } \frac{t_1 + \dots + t_n}{n} \rightarrow Et_i$$



再生過程 終