

バス待ち時間のParadox:

確率論入門

2022/5/1

すうがく徒のつどい@オンライン

本発表について

注意事項

- ◆ 専門性少な目
- ◆ 厳密さより説明優先
- ◆ オリジナルな解釈
- ◆ 脱線可能性アリ
- ◆ ツッコミ歓迎
- ◆ 質問大歓迎

前提知識

- ◆ 基本的な数学の表記
 $t \in \mathbb{R}$, $[0, t)$, $N \rightarrow \infty$

推奨知識

- ◆ 簡単な微分積分
- ◆ 簡単な幾何学

自己紹介

- ◆ はけん
- ◆ Twitter: @haken_math
- ◆ 一般企業勤務(ソフトウェア開発)
- ◆ 高専では計算量理論、大学では確率論(待ち行列)
- ◆ 最近は趣味で論理について研究したりしなかったり



slido




**Join at slido.com
#tsudo3haken**


① Start presenting to display the joining instructions on this slide.

本発表のゴール

目標：「バス待ち時間のパラドックス」のどこに問題があるか分かるようになる

ニューゲーム 

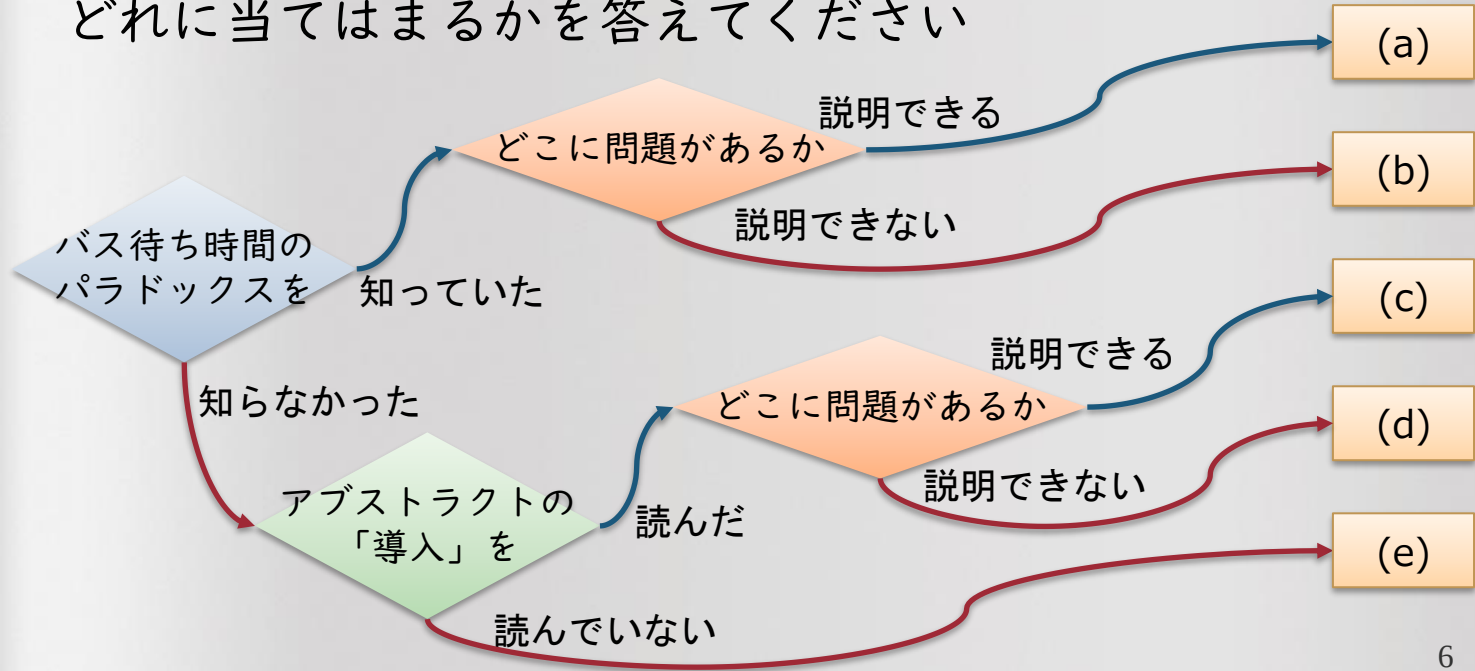
- ◆ 確率という概念
- ◆ 公理的定義
- ◆ 確率過程と特性
- ◆ バス待ち時間のパラドックス

つよくてニューゲーム 

- ◆ 確率論の基本定理
- ◆ 確率論の論理

[講義前] アンケート

どれに当てはまるかを教えてください



slido



[講義前] バス待ち時間のパラドックスについて

① Start presenting to display the poll results on this slide.

“

確率という概念



确实と偶然

条件 \mathcal{C} (ex. サイコロの面がすべて1)

事象 E (ex. サイコロで1の目が出る)

确实な事象とは

- ◆ \mathcal{C} が実現するときはいつでも E が起きる
- ◆ E に対する十分な条件が \mathcal{C} に含まれている

偶然事象とは

- ◆ \mathcal{C} が実現しても E は起きたり起きなかったりする
- ◆ E に対して \mathcal{C} に含まれる条件は十分でない



偶然を扱う法則

通常之法則

- ◆ E が起きる必要かつ十分な \mathcal{C} を知りたい
- ◆ ex. サイコロの1の目が出る
 - ◇ サイコロに1の目があった
 - ◇ サイコロを振るディーラーは腕が確かだった
 - ◇ 1の目を出す振り方をした

確率法則

- ◆ E が起きる \mathcal{C} の条件を特定しきれない
- ◆ \mathcal{C} が繰り返し実現するときの E が起きる割合(傾向)は、 E と \mathcal{C} を関連づける特性値としての役割を担う

確率

条件 \mathcal{C} が繰り返し実現するとき、その中で事象 E が起きる「確からしさ」を数値で評価したもの

$$PE = p$$

確率の定義方法

- ◆ 主観の「確信の度合」で定義
- ◆ 「同程度の可能性」を議論可能な単純な概念に帰着
- ◆ 多数の試行で事象が「生起する頻度」から出発
- ◆ 事象の集合族とその上の測度の公理を設定

確率の定義例

事象A: (6面体)サイコロで3以上の目が出る

$$PA = p$$

- ◆ **主観的**: 先ほど2回連続で2以下の目だった。3回連続は考えづらい。次こそは出るはずだ。確信度 $p=80\%$
- ◆ **古典的**: 6つの各目は同程度に確からしい。3以上の目はその中の4つだから $p = 4/6$
- ◆ **統計的**: 過去100万回の試行で3以上の目は666672回だった。 $p = 0.666672$

事象の表し方：集合

◆ 事象の関係

- ◇ Ω で A が起きるとき必ず B も起きるならば $A \subset B$
- ◇ $A \subset B$ かつ $A \supset B$ 、ならば、 $A = B$

◆ 特別な事象

- ◇ **全事象** Ω : Ω で確実に起きる事象
- ◇ **空事象** \emptyset : Ω で起きえない事象

◆ 事象の演算

- ◇ **積事象** $A \cap B$: A と B が同時に起きる事象
- ◇ **和事象** $A \cup B$: A と B のどちらか一方が起きる事象
- ◇ **余事象** A^c : $A \cup A^c = \Omega$, $A \cap A^c = \emptyset$ を満たす事象

事象の表し方の例

条件 Ω : サイコロを振ったとき

◆ 事象 A : 偶数の目が出る

◆ 事象 B : 4以上の目が出る

◇ $A \cap B$: 4または6の目が出る

◇ $A \cup B$: 2, 4, 5, 6のいずれかの目が出る

◇ A^c : 奇数の目が出る

◆ Ω : 6以下の目が出る

◇ $B \subset \Omega$

◇ Ω' : 1, 2, 3, 4, 5, 6のいずれかの目が出る

◆ \emptyset : π の目が出る

事象の分割と根元事象

事象 A, B, C が以下の関係式を満たす

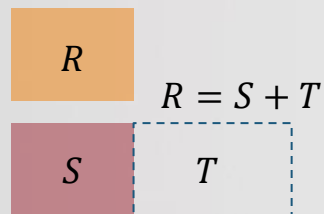
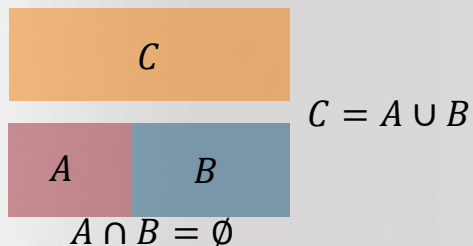
$$C = A \cup B, \quad A \cap B = \emptyset$$

このとき A, B は C を分割するといい、次のように書く

$$C = A + B$$

分割できない事象 R を根元事象という。すなわち

$$R = S + T \Rightarrow S = \emptyset \text{ または } T = \emptyset$$



確率の古典的定義

任意の $i \in \mathbb{N}$ に対し、 $\{\omega_i\}$ は \emptyset でない根元事象を表す

$$\Omega = \{\omega_1\} + \cdots + \{\omega_n\}$$

を満たす組 $(\omega_1, \dots, \omega_n)$ が存在するとき、

$E = \{\omega_{i_1}\} + \cdots + \{\omega_{i_m}\}$ と表される事象に対し

$$\mathbf{P}^{\text{cl}} E = \frac{m}{n}$$

ただし、 $1 \leq i_1 < \cdots < i_m \leq n$

$E = \emptyset$ の場合、 $m = 0$ とする

古典的確率の計算例と限界

サイコロを振ったとき3以上の目が出る事象 A

◆ $\{\omega_i\}$ を i の目が出る事象とすれば、

◆ $\Omega = \{\omega_1\} + \{\omega_2\} + \dots + \{\omega_6\}$

◆ $A = \{\omega_3\} + \{\omega_4\} + \{\omega_5\} + \{\omega_6\}$

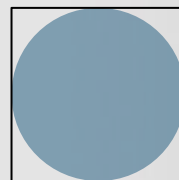
◆ $P^{\text{cl}}A = 4/6$

ある正方形のマスに無作為に点をつける

内接円内に点が入る事象 B

◆ 根元事象が無数に存在する

◆ $P^{\text{cl}}B$ を計算できない



幾何学的確率

事象 E : 領域 N の無作為に選ばれた点が部分 M に入る

$$P^{\text{ge}} E = \frac{\text{mes } M}{\text{mes } N}$$

ここで $\text{mes } X$ は領域 X の(幾何学的)測度を表す

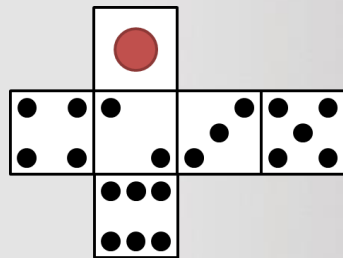
◆ 事象 A : サイコロの3以上の目が出る

◇ サイコロの i の目の面の領域 M_i

$$\text{◇ } P^{\text{ge}} A = \frac{\text{mes } (M_3 + M_4 + M_5 + M_6)}{\text{mes } \sum_{i=1}^6 M_i} = \frac{4}{6}$$

◆ 事象 B : 内接円内に点が入る

$$\text{◇ } P^{\text{ge}} B = \frac{\pi r^2}{2r \times 2r} = \frac{\pi}{4}$$

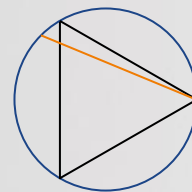
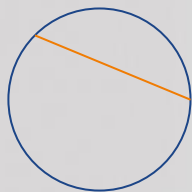


ベルトランの逆説

事象C: 円の無作為に描いた弦の長さが、内接正三角形の一辺より長くなる

複数の作図戦略が存在

- ◆ 弦の方向をY軸に固定しX軸と交差する点を抽出
- ◆ 弦の円との接点を固定し接線からの角度を設定
- ◆ 円内の一点を抽出し、その点を弦の中点とする



X軸と交差する点を無作為に抽出

原点中心の単位円を考える

X軸上の点を選んだときに弦を
正しく作れる範囲は

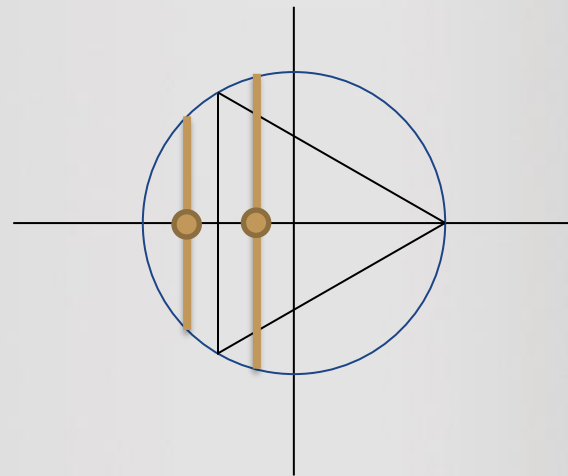
$$(-1, 1)$$

内接正三角形の一辺より弦が
長くなる範囲は

$$(-1/2, 1/2)$$

したがって求める確率は

$$P^{\text{ge}} C = \frac{\text{mes}(-1/2, 1/2)}{\text{mes}(-1, 1)} = \frac{1}{2}$$



接線からの角度を無作為に設定

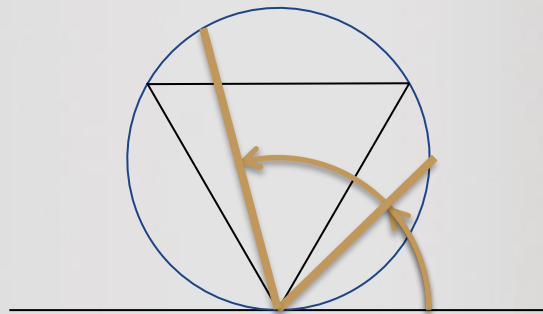
円とその接線を考える

接線からの角度を選んだとき
に弦を正しく作れる範囲は
 $(0, \pi)$

内接正三角形の一辺より弦が
長くなる範囲は
 $(\pi/3, 2\pi/3)$

したがって求める確率は

$$P^{\text{ge}C} = \frac{\text{mes}(\pi/3, 2\pi/3)}{\text{mes}(0, \pi)} = \frac{1}{3}$$



円内の一点を無作為に抽出

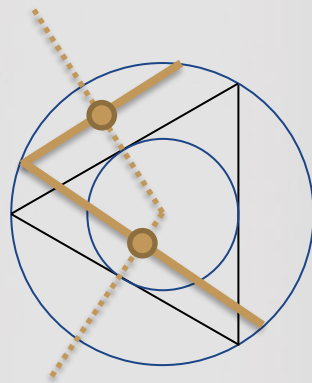
半径 r の円 N を考える

円内の中心を除く、どの点を選んでも弦を正しく作れる

内接正三角形の一边より弦が長くなる範囲は半径 $r/2$ の同心円 M 内

したがって求める確率は

$$P^{\text{ge}C} = \frac{\text{mes } M}{\text{mes } N} = \frac{\pi(r/2)^2}{\pi r^2} = \frac{1}{4}$$



この章のまとめ

確率の意味

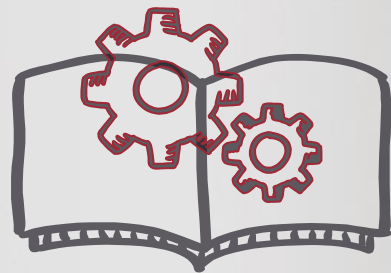
- ◆ 条件 \mathcal{E} が繰り返し実現するとき、その中で事象 E が起きる「確からしさ」を数値で評価したもの

確率の定義

- ◆ 主観の「確信の度合」で定義
- ◆ 「同程度の可能性」を議論可能な単純な概念に帰着
- ◆ 多数の試行で事象が「生起する頻度」から出発
どれも間違いではない(\mathcal{E} が分からないだけ)

論理的にはどれも不都合がある

“ 公理的定義



確率論の公理的定義のアプローチ

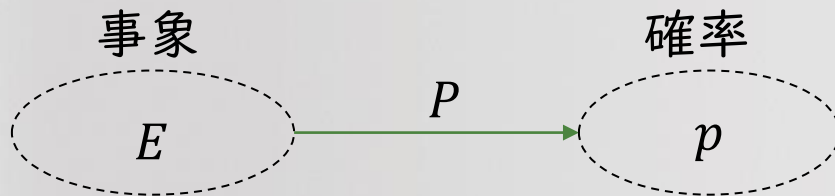
古典的定義

$$P^{\text{cl}}E = \frac{m}{n}$$

の問題は、《同程度の可能性》が前提の分数にある。

公理的定義： **確率測度** P を問題のパラメータにする。

- ◆ P に求められる性質(公理)だけ要請しておく
- ◆ $P^{\text{ax}}E = P(E)$



確率測度の公理

任意の事象 A に対し

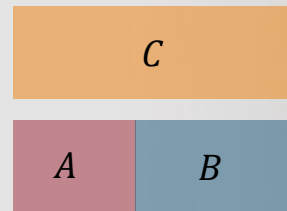
$$P(A) \geq 0$$

任意の事象 A に対し $A \subset \Omega$ である事象 Ω

$$P(\Omega) = 1$$

$C = A + B$ ならば

$$P(C) = P(A) + P(B)$$



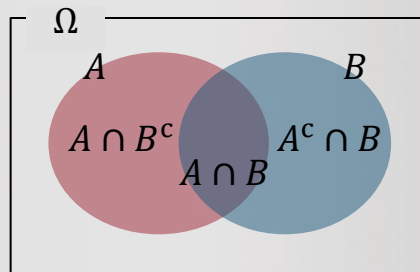
最後は**加法性の公理**とよぶ。通常以下いずれかを足す

◆ **完全加法性**: $C = \sum_{i \in \mathbb{N}} A_i$ ならば $P(C) = \sum_{i \in \mathbb{N}} P(A_i)$

◆ **連続性**: $B_1 \supset B_2 \supset \dots$, $\bigcap_{i \in \mathbb{N}} B_i = \emptyset \Rightarrow \lim_{i \rightarrow \infty} P(B_i) = 0$

確率の性質

- ◆ $P(A^c) = 1 - P(A)$
 - ◇ $P(\emptyset) = 0$
- ◆ $A \subset B$ 、ならば、 $P(A) \leq P(B)$
 - ◇ P の値域は $[0, 1]$
- ◆ $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
 - ◇ 以下に加法性の公理を適用して得られる
 - ◇ $A \cup B = A \cap B^c + A \cap B + A^c \cap B$
 - ◇ $A = A \cap B^c + A \cap B$
 - ◇ $B = A \cap B + A^c \cap B$



完全加法族

確率測度 P の定義域 \mathcal{F} に対する要請

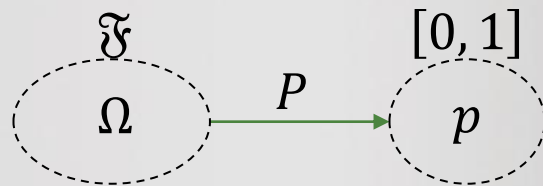
- ◆ \mathcal{F} は事象の取りうる範囲
 - ◇ 事象には集合に対する関係 \subset 、演算 \cap と \cup を適用できる
 - ◇ すなわち \mathcal{F} は集合族
- ◆ 要請1: $\Omega \in \mathcal{F}$ かつ $\emptyset \in \mathcal{F}$
- ◆ 要請2: $A \in \mathcal{F}$ かつ $B \in \mathcal{F}$ ならば
 - ◇ $A \cap B \in \mathcal{F}$ 、 $A \cup B \in \mathcal{F}$ 、 $A^c \in \mathcal{F}$ および $B^c \in \mathcal{F}$
- ◆ 要請3: $A_1, A_2, \dots, \in \mathcal{F}$ ならば
 - ◇ $\bigcap_{i \in \mathbb{N}} A_i \in \mathcal{F}$ かつ $\bigcup_{i \in \mathbb{N}} A_i \in \mathcal{F}$

要請1~3を満たす \mathcal{F} を完全加法族(σ -集合体)という

確率空間(ここまでのまとめ)

組 (Ω, \mathcal{F}, P) を**確率空間**とよぶ

- ◆ 全事象の集合 Ω
- ◆ Ω の完全加法族 \mathcal{F}
- ◆ \mathcal{F} 上の確率測度 P



確率の公理的定義は次のように解釈できる

- ◆ 事象 E は \mathcal{F} の要素であり Ω の部分集合
- ◆ 確率測度 P は \mathcal{F} から $[0, 1]$ への関数
- ◆ 事象 E の確率は関数 P を適用した結果の値

事象の表し方: 確率変数

事象A: サイコロで4以下の目が出る

- ◆ サイコロの目を X とし、 $A = [X \leq 4]$ のように表す
 - ◇ X を**確率変数**とよぶ

確率変数 X を使った事象

- ◆ 5以上の目が出ない
 - ◇ $[X \geq 5]^c = [X < 5] = [X \leq 4]$
- ◆ ちょうど3の目が出る
 - ◇ $[X = 3] = [X \leq 3] \cap [X \leq 2]^c$
- ◆ 奇数の目が出る
 - ◇ $[X \in \text{Odd}] = [X = 1] + [X = 3] + [X = 5]$

確率変数の公理化

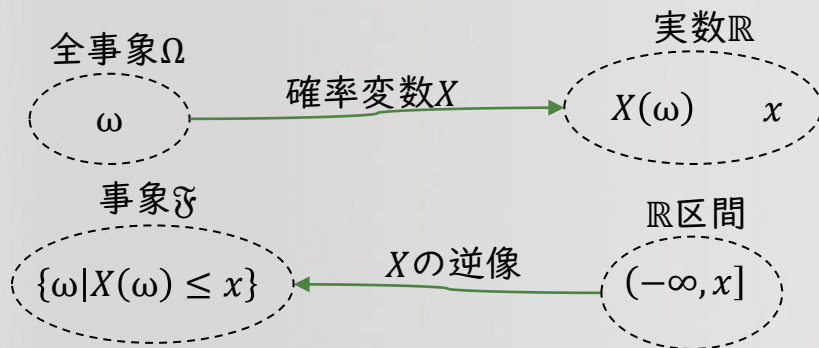
目標：確率空間 (Ω, \mathcal{F}, P) 上で、 $[X \leq 4] \in \mathcal{F}$ とする

◆ 方法： Ω の部分集合 $\{\omega | X(\omega) \leq 4\}$ で表す

◇ X は Ω から実数 \mathbb{R} への関数

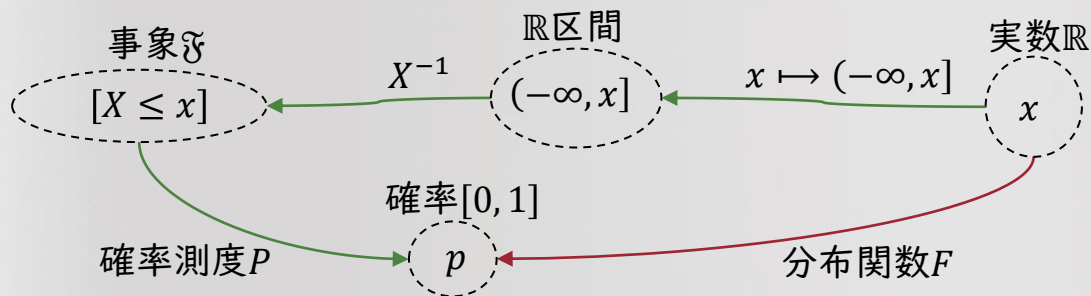
◇ 確率変数 $X(\omega)$ の要請：任意の x に対し

$$X^{-1}((-\infty, x]) \in \mathcal{F}$$



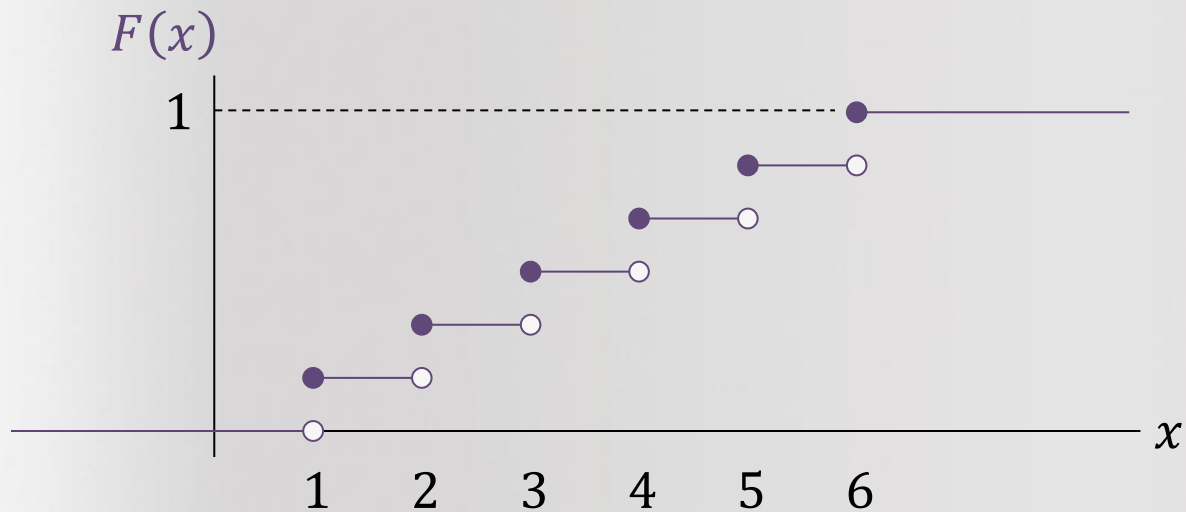
分布関数: 確率変数を使った事象の確率

- ◆ 確率測度 P で計算 (一般には難しい)
- ◆ 任意の x に対する $P([X \leq x])$ を組み合わせて計算
 - ◇ $F(x) = P([X \leq x])$ を、**分布関数** という
 - ◇ ex. サイコロの目 X に対し
 - ◇ $P([X \geq 5]) = P([X \leq 4]^c) = 1 - P([X \leq 4]) = 1 - F(4)$
 - ◇ $P([X = 3]) = P([X \leq 3]) - P([X \leq 2]) = F(3) - F(2)$



分布関数の例

サイコロの目 X の分布関数 $F(x)$



この章のまとめ

確率の公理的定義

- ◆ 確率測度 P に求められる性質(公理)だけ要請する
 - ◇ $P(A) \geq 0$
 - ◇ $P(\Omega) = 1$
 - ◇ $P(A + B) = P(A) + P(B)$
- ◆ 確率変数を使って事象を定義できる
- ◆ (乱暴には)確率変数の分布関数があれば P は不要
 - ◇ $F(x) = P([X \leq x])$
 - ◇ 全事象の集合 Ω を明に使わない形にできる
 - ◇ これは集合 Ω に基づく古典的定義との大きな違い

“

確率過程と特性



確率過程

実数 \mathbb{R} から確率変数への関数を**確率過程**とよぶ

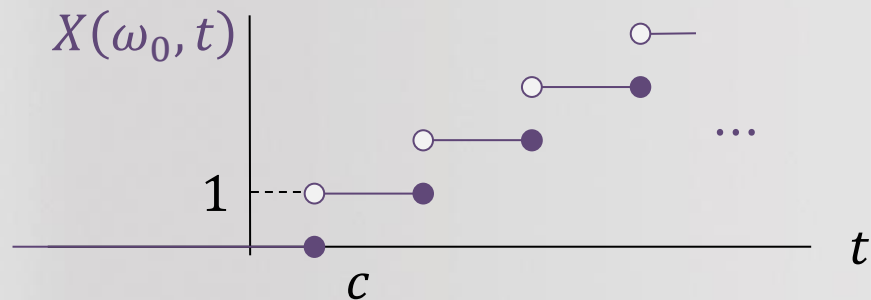
- ◆ $X(t) = X(\omega, t)$
 - ◇ $t \in \mathbb{R}$ をしばしば**時刻**という。 $X(t_0)$ は確率変数
 - ◇ $X(\omega_0, t)$ は実関数で**見本関数**という

以降では、確率過程の一つである**計数過程**を考える

- ◆ **イベント (EV)**がランダムな時刻に発生する
- ◆ 時間 $[0, t)$ の間に発生する**EV数**を $X(t)$
 - ◇ $X(\omega_0, t_0) \in \mathbb{N}$ で、 $s \leq t$ ならば $X(\omega_0, s) \leq X(\omega_0, t)$
 - ◇ $[0, t)$ の間に k 回EVがある確率 $P_k(t) = P([X(t) = k])$

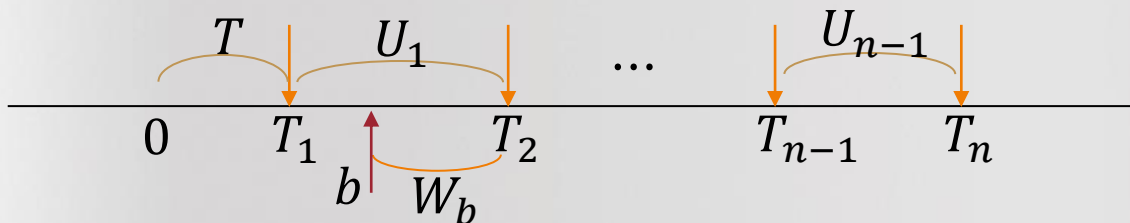
一様分布による計数過程

- ◆ 初めてのEVが時間 $[0, c)$ に均等の確率で発生
 - ◇ すなわち、 $0 \leq t \leq c$ に対し $P_1(t) = 1 - P_0(t) = t/c$
- ◆ 2番目以降のEVは、前回のちょうど時間 c 後に発生
 - ◇ すなわち、 $t > c$ に対し、 $X(\omega, t) = X(\omega, t - c) + 1$
 - ◇ $t > c$ ならば、 $P_k(t) = P_{k-1}(t - c)$



計数過程のもつ確率変数

- ◆ n 番目のEV発生時刻 T_n
 - ◇ $T_n = \max\{t | X(t) = n - 1\}$
- ◆ i 番目のEVと $i + 1$ 番目のEVの間隔 U_i
 - ◇ $U_i = T_{i+1} - T_i$
- ◆ 時刻 b から直後のEVまでの時間(待ち時間) W_b
 - ◇ $W_b = \max\{t | X(t) = X(b)\} - b$
 - ◇ $T = T_1 = W_0$



事象の独立性

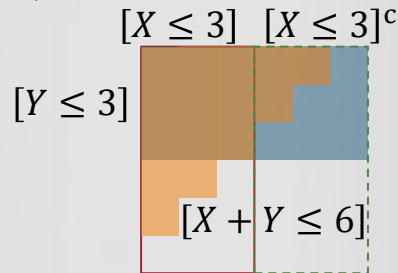
ある時間のEV発生が別の時間のEV発生に影響する

- ◆ $[W_0 \leq c/2]$ と $[W_{c/2} \leq c/2]$ は別の時間の事象
 - ◇ $P([W_0 \leq c/2]) = P([W_{c/2} \leq c/2]) = 1/2$
 - ◇ $P([W_0 \leq c/2] \cap [W_{c/2} \leq c/2]) = 0$

$P(A \cap B) = P(A)P(B)$ のとき **事象AとBは独立**という

- ◆ ex. サイコロ2回の出目をそれぞれ X, Y とする

- ◇ $P([X \leq 3] \cap [Y \leq 3]) = 1/4$
- ◇ $P([X \leq 3]) = P([Y \leq 3]) = 1/2$
- ◇ $P([X + Y \leq 6]) = 5/12$
- ◇ $P([X \leq 3] \cap [X + Y \leq 6]) = 1/3$



確率変数の独立性

$F(x, y) = P([X \leq x] \cap [Y \leq y])$ を X と Y の分布関数
確率変数 X と Y が独立であるとは、任意の x, y に対し、
$$F(x, y) = P([X \leq x])P([Y \leq y])$$

独立性の例

- ◆ サイコロ2回の出目 X, Y は独立
- ◆ $X = Y$ ならば $F(x, x) = P([X \leq x])$
 - ◇ $0 < P([X \leq x]) < 1$ ならば $F(x, x) \neq P([X \leq x])^2$
 - ◇ すなわち独立でない
- ◆ 一様分布による計数過程の W_0 と $W_{c/2}$ は独立でない

ポアソン過程

◆ 時間 $[t, t + \tau)$ に発生するEV数を $X_t(\tau)$

◇ $X_t(\tau) = X(t + \tau) - X(t)$

◇ $X_0(t) = X(t)$

以下をすべて満たす計数過程をポアソン過程という

◆ 定常性: 任意の $a < b$ と k に対し、

$$P([X_a(b - a) \leq k]) = P([X(b - a) \leq k])$$

◆ 無記憶性: 任意の $a < b \leq c < d$ に対し、 $X_c(d - c)$ と $X_a(b - a)$ は独立

◆ 稀少性: $P([X(\Delta t) \geq 2]) = o(\Delta t)$

◇ ただし、 $\lim_{\Delta t \rightarrow 0} o(\Delta t)/\Delta t = 0$

ポアソン過程のEV間隔の分布関数

i 番目のEVと $i + 1$ 番目のEVの間隔 U_i

- ◆ $\{U_i\}_{i=1,2,\dots}$ は独立で同一の分布に従う
 - ◇ 確率変数列が*i.i.d.*であるという
 - ◇ 初めてのEV発生時刻 T と同一の分布
- ◆ 分布関数 $F(t) = P([T \leq t]) = 1 - e^{-\lambda t}$
 - ◇ $\lambda > 0$ はポアソン過程のパラメータ
 - ◇ $p = P([T > 1])$ とおくと、 $\lambda = -\log p$

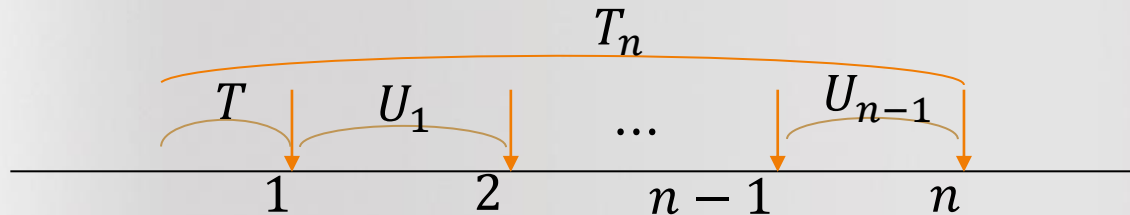


期待値

ポアソン過程の特性値として平均EV間隔を考えたい

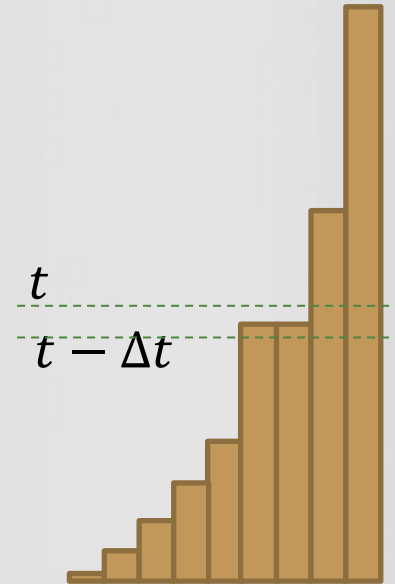
- ◆ n 番目のEV発生時刻を T_n
 - ◇ T と同一分布の独立な n 個の確率変数の和
 - ◇ 任意の n に対し T_n/n は確率変数
- ◆ $n \rightarrow \infty$ で T_n/n が確かになる(定数に収束する)と仮定
 - ◇ 確率変数 T の期待値とよぶ

$$ET \sim \lim_{n \rightarrow \infty} T_n/n$$



期待値の図形的解釈

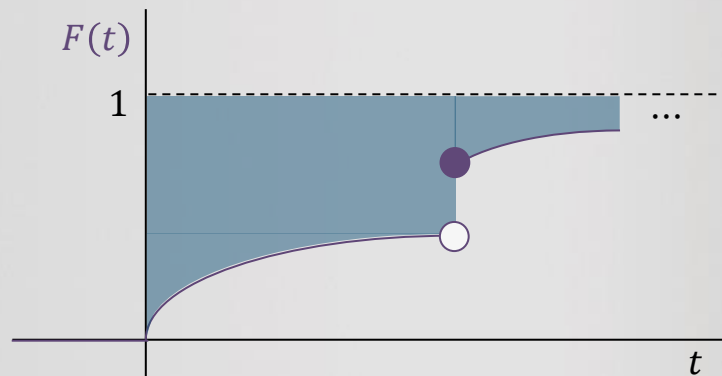
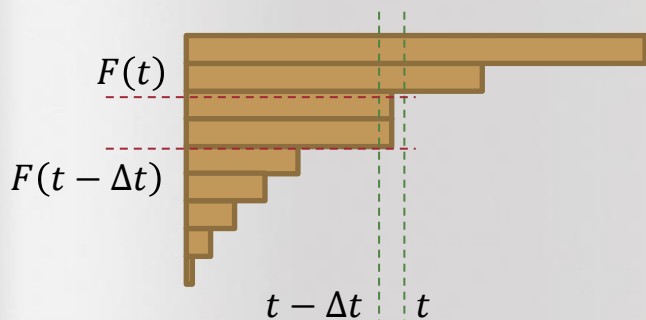
- ◆ EVを長方形で図示する
 - ◇ 高さはEV間隔の長さ
 - ◇ 幅は $1/n$
 - ◇ 面積の和が期待値に収束
- ◆ n 個のEVを高さの昇順に並べる
 - ◇ 現れやすい高さほど幅広くなる
 - ◇ 高さ $(t - \Delta t, t]$ 内のEVの幅の和 w_t
 - ◇ n が十分に大きいとき、 w_t は $P([t - \Delta t < T \leq t])$ に近づく



期待値の分布関数による計算

分布関数が $F(t)$ の非負確率変数 T の期待値

$$ET = \int_0^{\infty} (1 - F(t)) dt$$



この章のまとめ

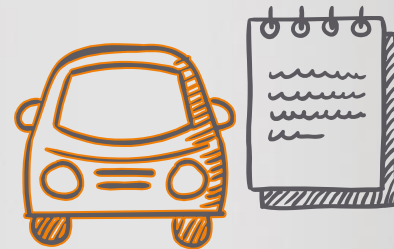
- ◆ 確率過程は実数 \mathbb{R} から確率変数への関数 $X(t)$
- ◆ 計数過程 $X(t)$ は時間 $[0, t)$ の間に発生するEV数
 - ◇ 一様分布による計数過程
 - ◇ ポアソン過程

確率的特性の表現方法

- ◆ EV間隔の確率変数列の性質
 - ◇ 独立性
 - ◇ さらに同一分布をもつときi.i.d.という
- ◆ 確率変数 X の期待値 $\mathbf{E}X$
 - ◇ 非負で分布関数が $F(x)$ のとき、 $\mathbf{E}X = \int_0^{\infty} (1 - F(x)) dx$

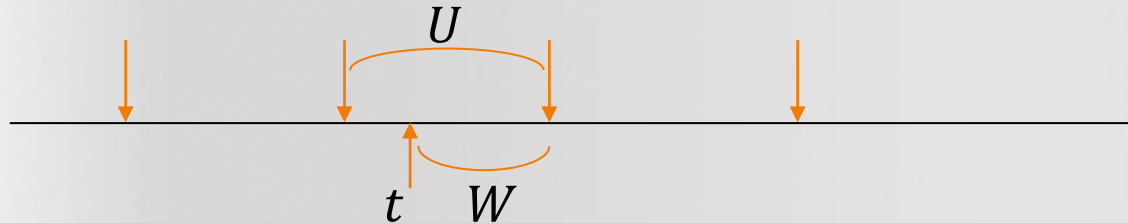
“

バス待ち時間のパラドックス



バス待ち時間のパラドックスの定式化

- ◆ バスの到着をEVとする計数過程
 - ◇ 定常過程(定常性をもつ)
- ◆ パラドックスの主張: $EW < EU$
 - ◇ バスの到着間隔 U
 - ◇ 待ち時間 W
 - ◇ 任意の時刻 t から次のバス到着までの時間

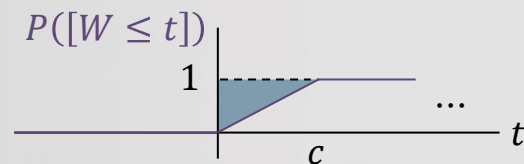
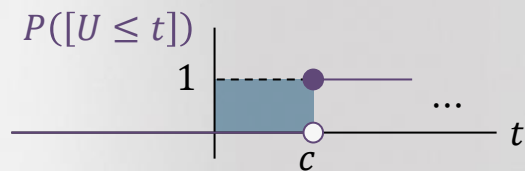


一様分布による計数過程の場合

◆ $P([U \leq t]) = \begin{cases} 1, & t \geq c \\ 0, & t < c \end{cases}$ より、 $\mathbf{EU} = c$

◆ $P([W \leq t]) = \begin{cases} 1, & t \geq c \\ t/c, & 0 < t < c \\ 0, & t \leq 0 \end{cases}$ より、 $\mathbf{EW} = c/2$

◆ $\mathbf{EW} = \frac{\mathbf{EU}}{2} < \mathbf{EU}$ が成り立つ



ポアソン過程の場合

- ◆ $P([W \leq t]) = P([U \leq t])$ より、 $\mathbf{E}W = \mathbf{E}U$
 - ◇ パラドックスの主張が成り立たない

具体的に計算できる

- ◆ $P([U \leq t]) = 1 - e^{-\lambda t}$ より、 $\mathbf{E}U = \int_0^{\infty} e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{\lambda}$

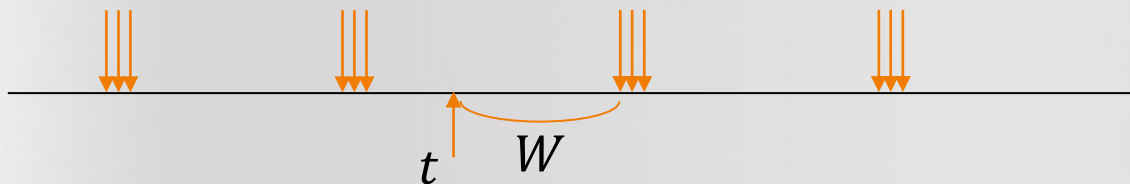
- ◆ 単位時間あたりの到着数 R に対し、 $\mathbf{E}R = \lambda$

λ を到着率とよぶ

到着が同時発生する過程

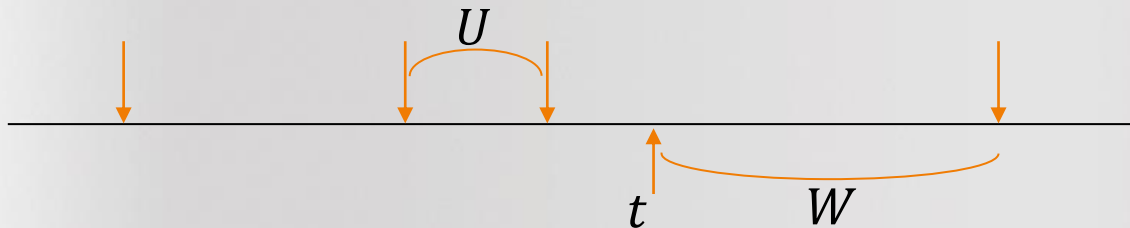
一様分布による計数過程の到着が同時に3つ発生する

- ◆ 同時に発生する到着の間隔は0とみなす
 - ◇ 平均到着間隔は $1/3$ になるので、 $EU = c/3$
- ◆ 待ち時間は変化しない
- ◆ $EW = c/2 = \frac{3}{2}EU > EU$ が成り立つ
 - ◇ 平均の待ち時間は平均到着間隔より長くなりうる



バス待ち時間の誤謬

- ◆ 任意の待ち開始時刻 t は任意の間隔 U に含まれるとは限らない
 - ◇ W と U は一般には独立
- ◆ 任意の待ち開始時刻 t はより長い間隔に含まれる確率が高い
 - ◇ $EW = \frac{EU}{2}$ という思い込みは到着間隔のばらつきを失念している



この章のまとめ

バス待ち時間のパラドックスを計数過程で定式化

◆ 到着間隔: U

◆ 待ち時間: W

◇ 定常過程のとき、初めての到着時刻と同一分布

◆ 主張は $EW < EU$

計数過程ごとの主張の成否

◆ 一様分布による計数過程: $EW < EU$

◆ ポアソン過程: $EW = EU$

◆ 3件同時発生する計数過程: $EW > EU$

“

確率論の基本定理



測度空間による定義

正規化された測度空間 (Ω, \mathcal{F}, P) を**確率空間**という
可測空間 (S, \mathcal{G}) に対し \mathcal{F}/\mathcal{G} -可測関数を **(S, \mathcal{G}) -値確率変数**
という

- ◆ $(S, \mathcal{G}) = (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ の場合、**実確率変数**という
 - ◇ $\mathcal{B}(\mathbb{R})$ は \mathbb{R} のボレル集合体

(S, \mathcal{G}) -値確率変数 X に対し、 $P^X = P \circ X^{-1}$ を**確率分布**と
いう

- ◆ 実確率変数 X に対し、 $F(x) = P^X((-\infty, x])$ を**分布関数**
という

期待値の定義

$X \in L^1(P)$ ならば以下で定義される $E(X)$ を**期待値**という

$$E(X) = \int_{\Omega} X(\omega) dP(\omega)$$

ただし、 $L^p(P)$ は $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$ 上で p -乗可積分を表す
分布関数 $F(x)$ をもつ実確率変数の場合、以下が成り立つ

$$E(X) = \int_{\mathbb{R}} x dF(x) = \int_0^{\infty} (1 - F(x)) dx - \int_{-\infty}^0 F(x) dx$$

分布関数から確率測度の構成

以下の条件を満たす関数 $F(x)$ を考える

- ◆ 右連続: $F(x+0) = F(x)$
- ◆ 単調非減少: $x \leq y$ ならば $F(x) \leq F(y)$
- ◆ 上限が1: $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$
- ◆ 下限が0: $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$

このとき、以下の確率空間 $(\mathbb{R}, \mathfrak{B}(\mathbb{R}), P_F)$ が唯一つ存在

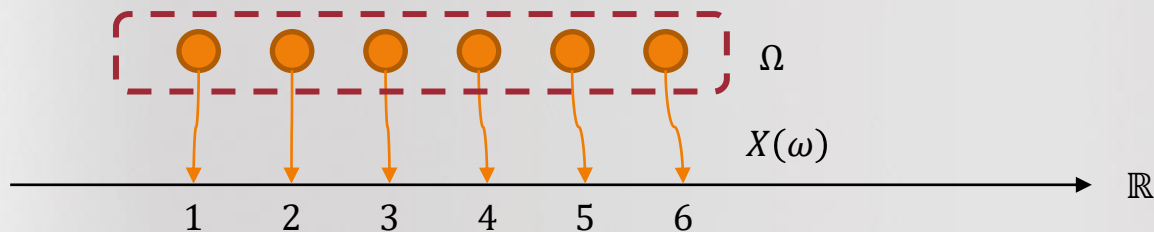
$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad P_F((-\infty, x]) = F(x)$$

- ◆ カラテオドリの拡張定理から成り立つ

確率空間の構成例

分布関数 $F(x)$ をもつ確率変数 X に対し $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$ を構成

- ◆ $G_n(x) = \lfloor nF(x) \rfloor / n$ は単関数で $F(x)$ へ一様収束
- ◆ $F(x) = \sum_{i=1}^n \alpha_i 1_{\{x \geq x_i\}}$ (ただし、 $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$) ならば
 - ◇ $\Omega = \{1, 2, \dots, n\}$, $\mathfrak{F} = 2^\Omega$
 - ◇ $P(\{i\}) = \alpha_i$
 - ◇ $X(i) = x_i$



独立な確率変数の確率空間

独立な確率変数 X, Y から $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$ を構成

◆ X に対応する空間 $(\Omega_X, \mathfrak{F}_X, P_X)$

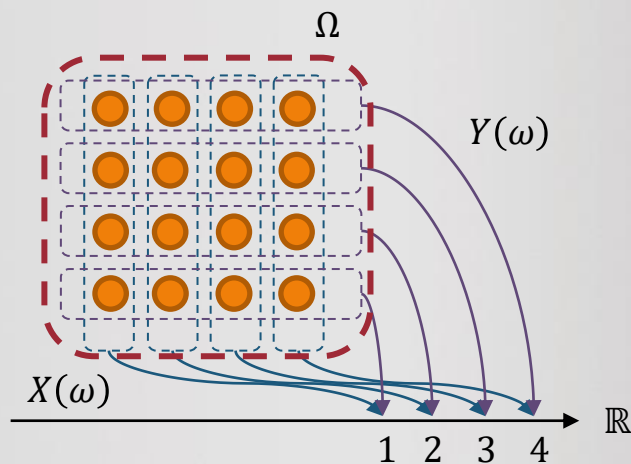
◆ Y に対応する空間 $(\Omega_Y, \mathfrak{F}_Y, P_Y)$

以下は確率空間となる

◆ $\Omega = \Omega_X \times \Omega_Y$

◆ $\mathfrak{F} = \mathfrak{F}_X \otimes \mathfrak{F}_Y$

◆ $P(B_X \times B_Y) = P_X(B_X)P_Y(B_Y)$
◆ ただし、 $B_X \in \mathfrak{F}_X, B_Y \in \mathfrak{F}_Y$
◆ $P = P_X \otimes P_Y$ と書く



無限直積測度の存在定理

- ◆ $\lambda \in \Lambda$ に対し確率測度 $(\Omega, \mathfrak{B}(\Omega), P_\lambda)$
- ◆ \mathfrak{F}_Λ は以下の条件を満たす最小の完全加法族とする
 - ◇ Λ の任意の有限列 $\bar{\lambda}$ に対し、 $\pi_{\bar{\lambda}}^{-1}(\mathfrak{B}(\Omega))$ を含む
 - ◇ ただし、 $\pi_{\bar{\lambda}}$ は Ω^Λ 上の射影関数
 - ◇ $\bar{\lambda} = \lambda_1, \dots, \lambda_n$ ならば $\pi_{\bar{\lambda}}$ は Ω^Λ から Ω^n への関数
 - ◇ $x \in \Omega^\Lambda$ が $x = \{x_\lambda | \lambda \in \Lambda\}$ ならば $\pi_{\bar{\lambda}}(x) = (x_{\lambda_1}, \dots, x_{\lambda_n})$
- ◆ 以下を満たす $(\Omega^\Lambda, \mathfrak{F}_\Lambda, P)$ が唯一つ存在
 - ◇ Λ の任意の有限列 $\bar{\lambda}$ に対し、 $\bar{\lambda} = \lambda_1, \dots, \lambda_n$ ならば
$$P \circ \pi_{\bar{\lambda}}^{-1} = P_{\lambda_1} \otimes \dots \otimes P_{\lambda_n}$$
 - ◇ これを測度族 $\{P_\lambda | \lambda \in \Lambda\}$ の直積測度という

ベルヌーイ列

i. i. d. で以下を満たす $\{X_i\}_{i=1,2,\dots}$ をベルヌーイ列という

$$P([X_i = 1]) = 1 - P([X_i = 0]) = p$$

ただし、 $0 < p < 1$

確率空間 $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$ に対し以下の確率変数列を考える

◆ $\{X_i\}_{i=1,2,\dots}$ が i. i. d. で (S, \mathfrak{G}) -値確率変数 X と分布が同一

◆ $A \in \mathfrak{G}$ に対し、 $P^X(A) = p$

すると、以下はベルヌーイ列になる

$$Y_i = \begin{cases} 1, & X_i \in A \\ 0, & X_i \in A^c \end{cases}$$

ボレルの定理

$\{X_i\}_{i=1,2,\dots}$ をベルヌーイ列とする

$$\blacklozenge S_n = \sum_{i=1}^n X_i$$

以下はボレルの定理とよばれる

$$P\left(\left[\frac{S_n}{n} \rightarrow p\right]\right) = 1$$

ただし、

$$[Y_n \rightarrow Y] = \bigcap_{r=1}^{\infty} \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k=1}^{\infty} \left\{ \omega \mid |Y_{n+k}(\omega) - Y(\omega)| < \frac{1}{r} \right\} \in \mathfrak{F}$$

大数の法則

$\{X_i\}_{i=1,2,\dots}$ に対する以下の形の定理を **大数の法則** という

$$\forall \varepsilon, P \left(\left[\frac{1}{n} \left| \sum_{k=1}^n (X_k - E(X_k)) \right| < \varepsilon \right] \right) = 1$$

特に、以下の場合には **大数の強法則** という

$$P \left(\left[\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - E(X_k)) \rightarrow 0 \right] \right) = 1$$

定理(コルモゴロフ):

i. i. d. で期待値をもつ $\{X_i\}_{i=1,2,\dots}$ は大数の強法則が成立

この章のまとめ

測度論による定義

- ◆ 確率変数は可測関数
- ◆ 期待値は確率測度によるルベーク積分

確率空間の基本的性質

- ◆ 確率変数の分布関数から確率空間を構成できる
 - ◇ カラテオドリの拡張定理
 - ◇ 独立な確率変数はそれぞれの確率空間の直積
- ◆ 統計的に意味づけできる
 - ◇ 大数の法則
 - ◇ ベルヌーイ列に対し、 $P([S_n/n \rightarrow p]) = 1$

“

確率論の論理



論理の基本枠組み

以下の取りうる組み合わせの規定を世界とよぶ

- ◆ **変数**…議論する対象
 - ◇ **関数**…変数から別の変数を取る操作
- ◆ **述語**…変数と組み合わせて**論理式**を構成する
 - ◇ 論理式は**論理語**と組み合わせて論理を展開できる
 - ◇ かつ
 - ◇ または
 - ◇ ならば
 - ◇ でない
 - ◇ 任意の
 - ◇ 存在する

実世界

実世界は以下の組み合わせとする

◆ 変数

- ◇ 実定数: $c \in \mathbb{R}$
- ◇ 実変数: $x \in \mathbb{R}$

◆ 述語

- ◇ 区間: $A \in \mathfrak{B}(\mathbb{R})$
- ◇ ex. $[a, b]$

論理式の例

- ◆ $x \in [a, b]$ 、すなわち、 $a \leq x \leq b$
- ◆ $x = 0$

事象世界

事象世界は以下の組み合わせとする

◆ 変数

◇ 事象: $A \in \mathcal{F}$

◇ 事象列: $\{A_i\}_{i=1,2,\dots}$

◆ 述語

◇ 確率測度 P の全体または一部の規定

論理式の例

◆ $P(A) = p$

◆ 事象 A と B が独立

確率モデル

定義の通説がない

- ◆ 偶然現象に対する数理的表現
 - ◇ 単に確率分布のことを指す
 - ◇ 統計における想定した確率的法則性
 - ◆ 確率的挙動と確定的挙動を組み合わせた系
 - ◆ 待ち行列やパーコレーションといったモデルの総称
- ここでは、

確率空間 (Ω, \mathcal{F}, P) の Ω や \mathcal{F} を具体的に記述することなく、 P の全体または一部を規定する定義を**確率モデル**とよぶ

確率モデルの本世界

確率モデルの**本世界**は以下の組み合わせとする

◆ 変数

- ◇ 確率変数: X
- ◇ 確率変数列: $\{X_i\}_{i=1,2,\dots}$
- ◇ 確率過程: $X(\omega, t)$

◆ 述語

- ◇ 分布 P^X の全部または一部の規定

論理式の例

- ◆ X は分布関数 $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$ をもつ
- ◆ $\{X_i\}_{i=1,2,\dots}$ はi. i. d.で期待値をもつ

確率モデルの疑似世界

確率モデルの疑似世界は以下の組み合わせとする

◆ 変数

◇ 確率変数: X, Y, Z, \dots

◆ 述語 (実世界と同じ)

◇ 区間: $A \in \mathfrak{B}(\mathbb{R})$

論理式の例

◆ $X \in [a, b]$ 、すなわち、 $a \leq X \leq b$

◆ $Y = 0$

◆ $Z \in (-c, c)$ 、すなわち、 $|Z| < c$

疑似論理式

確率モデルの疑似世界の論理式を疑似論理式という

- ◆ 疑似論理式は事象世界の変数となる
 - ◇ $[a \leq X \leq b]$ のように表す
- ◆ 事象世界の関数が論理語に相当(疑似論理語)
 - ◇ かつ、または、でない: $A \cap B, A \cup B, A^c$
 - ◇ ならば: $A^c \cup B = (A \cap B^c)^c$
 - ◇ 任意の: $\forall k, A_k = \bigcap_{k=1}^{\infty} A_k$
 - ◇ 存在する: $\exists l, B_l = \bigcup_{l=1}^{\infty} B_l$
- ◆ $P([X \in I]) = 1$ のとき、次のように書く
$$X \in I \quad \text{a.s.}$$

疑似論理式の例

確率変数列 $\{X_i\}_{i=1,2,\dots}$ および確率変数 X

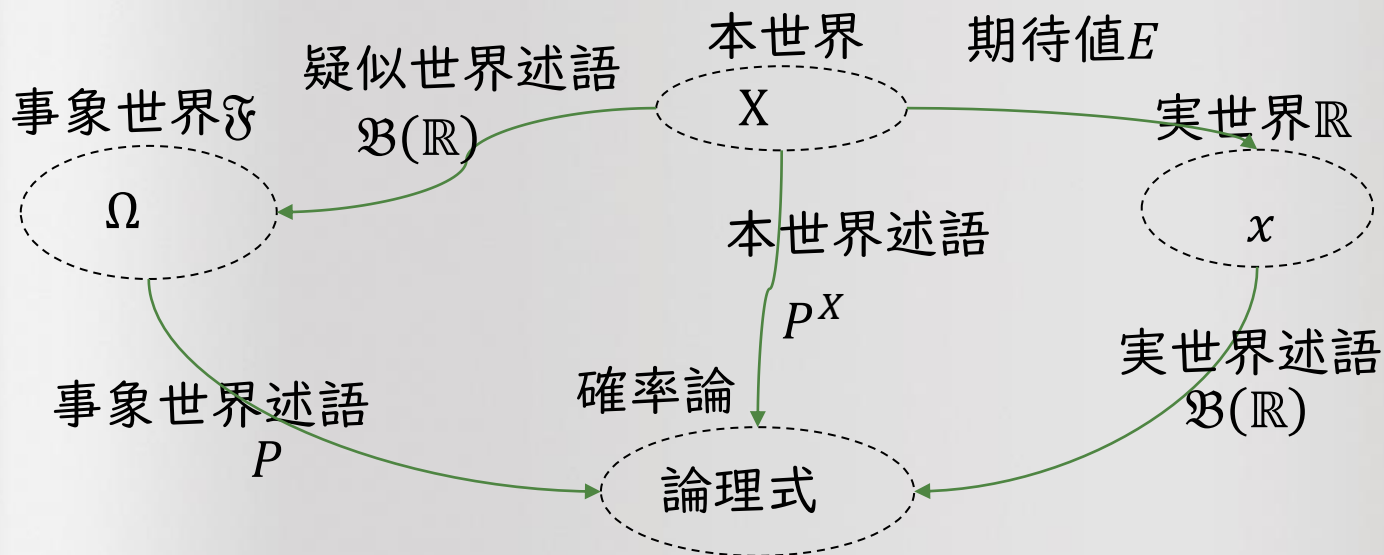
- ◆ 任意の $n \in \mathbb{N}$ に対し、 $X_n - X$ も確率変数

疑似論理式の例

- ◆ $[|X_{n+k} - X| < 1/r]$ は以下組み合わせの疑似論理式
 - ◇ 変数: $X_{n+k} - X$
 - ◇ 述語: $(-1/r, 1/r)$
- ◆ $[X_n \rightarrow X] = \forall r, \exists n, \forall k, [|X_{n+k} - X| < 1/r]$
 - ◇ 疑似論理式に対する疑似論理語の組み合わせ
 - ◇ 大数の強法則は、 $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - E(X_k)) \rightarrow 0$ a. s.

確率論の世界

確率モデルの本世界と疑似世界から(狭義)確率論の論理式を作れる

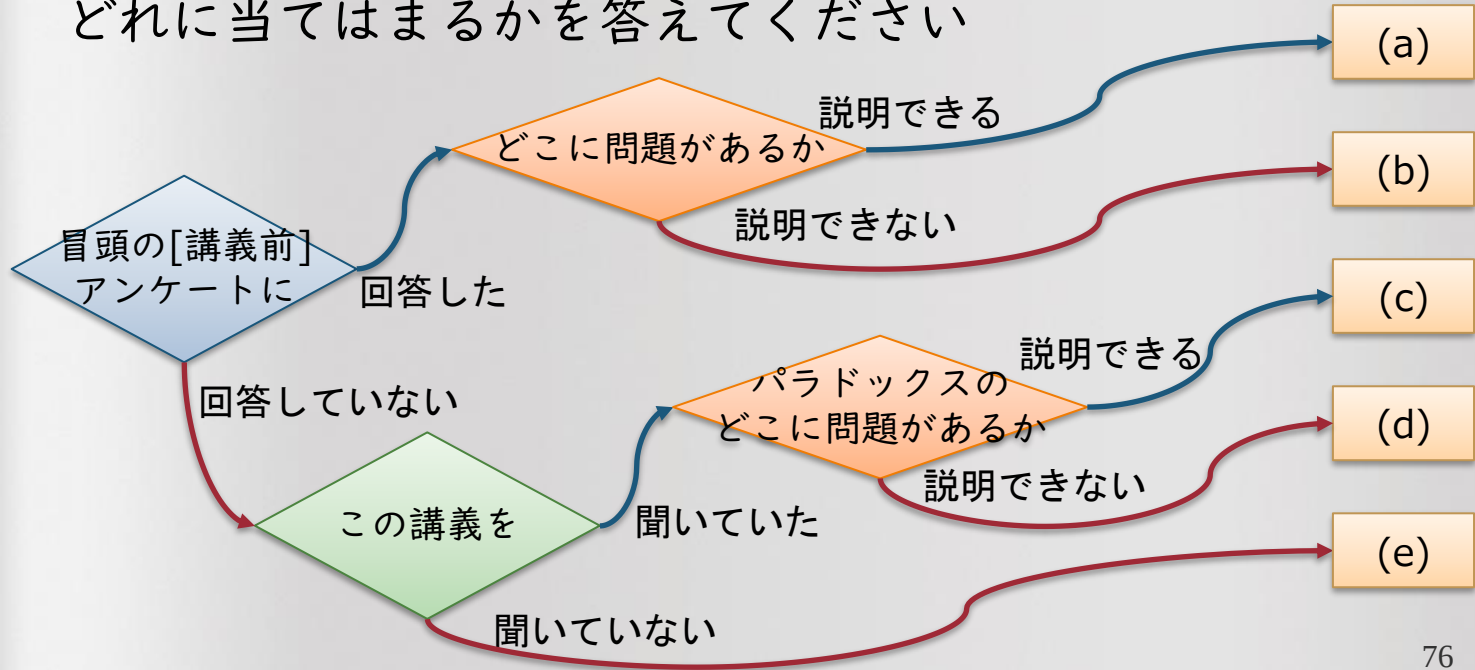


狭義確率論の例

- ◆ バス待ち時間のパラドックスは確率論の命題
 - ◇ 到着過程は確率モデルの変数
 - ◇ 到着間隔 U がi. i. d.で $L^2(P)$ ならば $E(W) = \frac{E(U^2)}{2E(U)}$
- ◆ パラドックスの理解度の統計は確率論の命題でない
- ◆ パラドックスの理解度に関する確率変数
 - ◇ 本講義前に理解していた人数比 X
 - ◇ 現在理解している人数比 Y
 - ◇ 以下の主張は確率論の命題
 - ◇ $E(X) < E(Y)$
 - ◇ $X < Y$ a. s.

[講義後] アンケート

どれに当てはまるかを教えてください



slido



[講義後] バス待ち時間のパ ラドックスについて

① Start presenting to display the poll results on this slide.

この章のまとめ

確率空間ではなく確率モデルを使った論理展開

◆ 論理は世界によって構成された論理式の集まり

確率論の論理式の構成方法

◆ 確率モデルの本世界

◆ 期待値に対する実世界

◆ 疑似論理式に対する事象世界

◇ 確率モデルの疑似世界

◇ $X \in I$ a.s.と書かれていたら $X \in I$ は疑似論理式 $[X \in I]$

“

おわりに



まとめ

- ◆ 確率の定義と基本的な関係性について確認した
 - ◇ 古典的定義
 - ◇ ベルトランの逆説
 - ◇ 統計的定義
 - ◇ 大数の法則
 - ◇ 公理的定義
 - ◇ 分布関数による構成
 - ◇ 確率モデル

- ◆ 確率論の命題例としてバス待ち時間のパラドックスを紹介した
 - ◇ 「不確かさ」を「確かに」論ずる方法論

A dark brown, textured book cover is centered on a rustic wooden surface. The cover features two decorative, ornate corner pieces in a light green or gold color. The text "Thank you for your attentions!" is printed in a bold, gold-colored serif font, centered on the cover. The wooden background shows natural grain patterns and knots.

**Thank you for your
attentions!**

slido



Audience Q&A Session

① Start presenting to display the audience questions on this slide.