

データ構造と アルゴリズム I

第5回

予定 (I)

- 4/14: 第1回: イントロダクション
- 4/21: 第2回: アルゴリズムの解析
- 4/28: 第3回: 関数の増加
- 5/2 (火, 金曜日の講義日):
 - 第4回: 漸化式, 確率論的解析
- 5/12: 小テスト
- 5/19: 第5回: 乱択アルゴリズム
- 5/26: 休講
- 6/2: 前半まとめテスト

164

C.2 確率

- 確率は標本空間 S によって定義される.
- S の要素を根元事象という.
- 例: 2枚の硬貨を投げる試行の場合
 $S = \{HH, HT, TH, TT\}$
- 事象: 標本空間の部分集合
 - 2枚のうち1枚が表である事象は $\{HT, TH\}$
- S に関する確率分布 $\Pr\{S\}$: 事象から実数への写像 --- 事象に対して, 事象が生じる確率を与える.

165

確率公理

1. 任意の事象 A に対して $\Pr\{A\} \geq 0$
2. $\Pr\{S\} = 1$
3. 互いに素な任意の2つの事象 A, B に対し
 $\Pr\{A \cup B\} = \Pr\{A\} + \Pr\{B\}$

$$\Pr\{\emptyset\} = 0$$

$$A \subseteq B \text{ のとき } \Pr\{A\} \leq \Pr\{B\}$$

$$\Pr\{\bar{A}\} = 1 - \Pr\{A\}$$

$$\Pr\{A \cup B\} = \Pr\{A\} + \Pr\{B\} - \Pr\{A \cap B\} \\ \leq \Pr\{A\} + \Pr\{B\}$$

166

条件付確率

- 2枚のコインのうち少なくとも1枚が表であることがわかったときに, 両方とも表の確率は?
- A : 両方が表である事象
- B : 少なくとも一方が表である事象

$$\Pr\{A|B\} = \frac{\Pr\{A \cap B\}}{\Pr\{B\}} \quad (\Pr\{B\} \neq 0 \text{ のとき})$$

$$= \frac{1/4}{3/4} = \frac{1}{3}$$

HH	HT
TH	TT

167

$$\text{一般に } \Pr\{A|B\} \cdot \Pr\{B\} = \Pr\{A \cap B\}$$

$$\Pr\{A\} \cdot \Pr\{B\} = \Pr\{A \cap B\} \quad \text{または}$$

$$\Pr\{A|B\} = \Pr\{A\} \quad \text{のとき}$$

事象 A, B は独立 (independent) であるという.

168

Bayes (ベイズ) の定理

条件付確率の定義より

$$\Pr\{A \cap B\} = \Pr\{B\} \cdot \Pr\{A | B\}$$

$$= \Pr\{A\} \cdot \Pr\{B | A\}$$

$$\Pr\{B\} = \Pr\{B \cap A\} + \Pr\{B \cap \bar{A}\}$$

$$= \Pr\{A\} \Pr\{B | A\} + \Pr\{\bar{A}\} \Pr\{B | \bar{A}\}$$

$$\Pr\{A | B\} = \frac{\Pr\{A\} \cdot \Pr\{B | A\}}{\Pr\{B\}}$$

$$= \frac{\Pr\{A\} \cdot \Pr\{B | A\}}{\Pr\{A\} \Pr\{B | A\} + \Pr\{\bar{A}\} \Pr\{B | \bar{A}\}}$$

演習: 事後確率

- x : 公正な硬貨 (表の確率が1/2)
- y : インチキな硬貨 (表の確率が1)
- x か y をランダムに選択し, それを2回振る.
- 2回とも表のときに, 選んだ硬貨が y である確率は?
- ベイズの定理を用いて求める
- A : y が選択される事象
- B : 硬貨が2回とも表である事象
- 求める確率は $\Pr(A|B)$

170

事後確率

- A : y が選択される事象
- B : 硬貨が2回とも表である事象

$$\Pr\{A | B\} = \frac{\Pr\{B | A\} \Pr\{A\}}{\Pr\{B | A\} \Pr\{A\} + \Pr\{B | \bar{A}\} \Pr\{\bar{A}\}}$$

$$= \frac{1 \cdot (1/2)}{1 \cdot (1/2) + (1/4) \cdot (1/2)}$$

$$= \frac{4}{5}$$

171

三囚人のパラドックス

- 三人の囚人A, B, Cがいる. 当初は三人とも死刑の予定だったが, 恩赦により一人だけ死刑を免れることになった (誰が恩赦になるかはランダムに選ばれていると仮定).
- Aが看守に聞いた:
- B, Cのどちらかは必ず死刑なんだから, 奴らの内から, 死刑になる奴の名前を一人教えてくれないか? それを聞いたって別に俺に関する情報が増える訳じゃないし.
- 看守は, Cは死刑になると答えた.
- その晩, Aは考えた. 今までは俺が助かる確率は1/3だった. ところが, 今はCが死刑になるのは確実なので, 俺が助かるか, Bが助かるかのどちらかだ. じゃあ, 俺が助かる確率は1/2に増えてる!
- Aの考えは正しいか?

172

三囚人のパラドックス

- $\Pr\{A \text{ 恩赦}\} = \Pr\{B \text{ 恩赦}\} = \Pr\{C \text{ 恩赦}\} = 1/3$
- 求めたいのは, $\Pr\{A \text{ 恩赦} | \text{看守C死刑}\}$
- $\Pr\{A \text{ 恩赦} | \text{看守C死刑}\}$
 $= \Pr\{\text{看守C死刑} | A \text{ 恩赦}\} \cdot \Pr\{A \text{ 恩赦}\} /$
 $(\Pr\{\text{看守C死刑} | A \text{ 恩赦}\} \cdot \Pr\{A \text{ 恩赦}\} \text{ --- } ? * 1/3$
 $+ \Pr\{\text{看守C死刑} | B \text{ 恩赦}\} \cdot \Pr\{B \text{ 恩赦}\} \text{ --- } 1 * 1/3$
 $+ \Pr\{\text{看守C死刑} | C \text{ 恩赦}\} \cdot \Pr\{C \text{ 恩赦}\} \text{ --- } 0$

173

三囚人のパラドックス

	A 恩赦	B 恩赦	C 恩赦
Bが死刑と看守が言う	?	0	1/3
Cが死刑と看守が言う	?	1/3	0

174

看守の戦略

- Aが恩赦の時に、看守がB,Cのどちらを選んで答えるかの戦略が影響する。これが分からないと $\Pr\{A\text{恩赦}|看守C\text{死刑}\}$ が求まらない
- case 1: 看守はB,Cからランダムに選ぶ
Aが恩赦の確率は1/3, 情報は増えない
- case 2: 共に死刑なら看守はBを優先して答える
すなわち, Aが恩赦なら看守はCが死刑と言うことは決してない。よって, Cが死刑と言ったということは, Aが恩赦である確率は0 ☹
- case 3: 看守はCを優先して答える
すなわち, Aが恩赦なら看守はBと答えることは決してない。Aが恩赦である確率は1/2 ☺

175

モンティ・ホール問題



- モンティ・ホール氏が司会者を務めるアメリカのクイズ番組でのエピソード
- 三つのドアがあり、一つのドアの中には賞品の高級車が、二つのドアの中にはヤギがいる
- 参加者はドアAを選んだ
- ここで、モンティはドアCを開けて、中にヤギがいるのを見せて、参加者に聞いた。「今なら、ドアAからBにスイッチしても良いですよ。どうしますか?」
- あなたが参加者だったらどうする?

176

どれが正しい?

- 意見1: AもBも当たりの確率は1/2, よってスイッチしてもしなくても構わない
- 意見2: 最初の状態では, Aが当たりの確率は1/3, BかCのどちらかが当たりの確率は2/3, しかし, 今はCが外れであることが分かったので, Bが当たりの確率は2/3に増えている。よって絶対スイッチすべき!
- 意見3: きっと何か裏がある。スイッチすべきでない!

177

条件付き確率を考えると?

- モンティは当たりのドアを開けることはないとする

	Aに車	Bに車	Cに車
モンティがCを開ける	?	1/3	0
モンティがBを開ける	?	0	1/3

178

モンティの戦略

- Aに車がある時に、モンティがB,Cのどちらを選ぶかの戦略が影響する
- case 1: モンティはB,Cからランダムに選ぶ
Aに車がある確率は1/3, Bは2/3, スイッチすべき
- case 2: モンティはBを優先して開ける
すなわち, Aが当たりならモンティはCを開けることは決してない。よって, Cを開けたということは, Aに車がある確率は0, Bは1, スイッチすべき
- case 3: モンティはCを優先して開ける
すなわち, Aが当たりならモンティはBを開けることは決してない。Aに車がある確率は1/2, Bも1/2, どちらでも良い

179

モンティの戦略(続き)

- 今までのケースだと、スイッチして損をすることはない。しかし、モンティがいつもドアを開けるとは限らない場合には?
- case 4: モンティはAが当たりの場合にのみ、残りのどちらかのドアを開けてスイッチを促す
Aが当たりの確率は1, Bが当たりの確率は0, スイッチしてはいけない!

180

情報科学の立場からの考察

- センサやフィルタからの入力を解析して、環境を推定するのはよくあること
- その際に、センサやフィルタの特性を考慮することは必須
- これらの問題(三囚人, モンティホール問題)の解は、センサ/フィルタ(看守or モンティ)の特性を考慮しないと得られない
- 世の中にあるパズルの本やweb上でのモンティホール問題の解説のほとんどは、この点を無視しており、(情報科学的には)間違っている。

181

離散確率変数

- 離散確率変数 X : 標本空間 S (有限または可算無限) から実数への関数
 - 例えば、さいころを二個振る場合、標本空間は36個の要素 $(1,1), (1,2), \dots$ からなる。確率変数 X として、例えばさいころの大きいほうの値とすると、 X のとり得る値は $1, 2, \dots, 6$ 。
- 確率変数 X と実数 x に対して、事象 $X=x$ を $\{s \in S: X(s)=x\}$ と定義する: $X=2$ は $\{(1,2), (2,1), (2,2)\}$ 。

$$\Pr\{X=x\} = \sum_{\{s \in S: X(s)=x\}} \Pr\{s\}$$

$$\Pr\{X=x\} \geq 0, \sum \Pr\{X=x\} = 1$$
- 関数 $f(x) = \Pr\{X=x\}$ を確率変数 X の確率密度関数 (probability density function) という

182

確率変数の期待値

- 離散確率変数 X の期待値 (expected value, expectation, mean) μ_X または μ

$$E[X] = \sum x \Pr\{X=x\}$$
- $E[X+Y] = E[X] + E[Y]$
--- X, Y が独立でなくても成立
- $E[aX] = aE[X]$ (期待値の線形性)
- 新たな確率変数 $g(X)$ に対し

$$E[g(X)] = \sum_x g(x) \Pr\{X=x\}$$

183

指標確率変数

- 標本空間 S と事象 A が与えられているとき、事象 A に関する指標確率変数 $X_A = I[A]$ を以下のように定義する
 - $I[A]=1$ if A が生じるとき
 - $I[A]=0$ if A が生じないとき
- $X_A = I[A]$ が成立するとき、 $E[X_A] = \Pr[A]$ が成立する
- 指標確率変数と期待値の線形性を使うと、期待値の計算を容易にすることができる
 - 求めたい期待値を指標確率変数の和で表現する

184

ベルヌーイ試行 (Bernoulli trial):

- 2通りの結果しかない試行を独立に繰り返す試行
 - 成功確率 p
 - 失敗確率 $q = 1-p$
- 例: コインのトス

185

2項分布

- ベルヌーイ試行を n 回繰り返したときに何回成功するか?
- 確率変数 X を、 n 回の試行中の成功回数とする

$$\Pr\{X=k\} = \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \quad \begin{array}{l} \text{2項分布} \\ \text{(binomial distribution)} \end{array}$$

- $\Pr\{X=k\}$ は、 $(p+q)^n$ の展開式の k 番目の項

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = (p+q)^n = 1^n = 1$$

186

二項分布の平均値

$E[X]$ を求めたい (X は n 回中の成功回数)
 $X_i = I[\text{Success-}i\text{-th}]$ (i 回目の試行で成功するかどうかを表す指標確率変数) とすると、期待値の線形性より

$$E[X] = E\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n E[X_i] = \sum_{i=1}^n p = np$$

187

クイズ: 期待効用は?

- 壺の中に100円玉が49枚、50円玉が99枚入っている
- 壺をよく振って、一枚ずつコインを取り出していく
- 一方のコインがすべてなくなった時点で、残りのコインを全部もらえる
- 得られる金額の期待値は?
- もしお金を払って、このゲームに参加するならいくら払う?

188

解答

- H_i を、 i 枚目の100円玉が残るという事象、 F_i を i 枚目の50円玉が残るという事象とすると、期待値は $E[\sum_{i=1}^{49} 100 \times I[H_i] + \sum_{i=1}^{99} 50 \times I[F_i]]$.
- $I[H_i]$ は、 i 枚目の100円玉と99枚の50円玉を合わせた100枚のコイン中で、その100円玉が最後に選ばれた場合。よって、 $E[I[H_i]] = 1/100$ 。 $I[F_i]$ は、 i 枚目の50円玉と49枚の100円玉を合わせた50枚のコイン中で、その50円玉が最後に選ばれた場合。よって、 $E[I[F_i]] = 1/50$.
- もらえる金額の期待値は、期待値の線形性より、 $\sum_{i=1}^{49} 100 \times E[I[H_i]] + \sum_{i=1}^{99} 50 \times E[I[F_i]] = 49 + 99 = 148$.

189

誕生日のパラドックス

- k 人の人が集まっているとき、同じ誕生日の人がいる確率 p を考える。
- 双子/うるう年等を無視すれば、明らかに366人いれば確実に1
- k がどのくらいになると、 $p=1$ に近くなるか?

190

誕生日のパラドックス

- k 人から選ばれたペア (i, j) に関して、二人の誕生日が同じ場合に1、そうでない場合に0となる指標確率変数 X_{ij} を考える
- $n=365$ として、 $E[X_{ij}] = 1/n$ が成立する
- 同じ誕生日の人の数を表す確率変数を X とすると、

$$X = \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k X_{ij}$$

$$E[X] = E\left[\sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k X_{ij}\right] = \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k E[X_{ij}] = \binom{k}{2} \frac{1}{n} = \frac{k(k-1)}{2n}$$

- $k(k-1) > 2n$, すなわち $k=28$ ぐらいで、上記の期待値は1以上
- 一方、自分と同じ誕生日の人がいる確率は $k=253$ で初めて0.5を超える
- 自分にとって めったにないこと ≠ 集団として めったにないこと

191

秘書雇用問題

- 新しい秘書を雇いたい
- 1から n までの、 n 人の候補がいる
- まず1を雇用する
- 次に2を面接し、1よりも良ければ、1を解雇して2を雇う。そうでなければ2を断る
- 以下、 n まで繰り返し
- 平均的に、何人の秘書を雇用することになるか?

192

入力に対する仮定

- 雇用する秘書の数は、明らかに秘書がどんな順番で来るかに依存
- 一番運が良い場合: 良い順に来る. 最初の一人を雇用し, 後は全部断れる.
- 最悪の場合: 悪い順に来る. 全員雇用してしまう.
- 平均的な場合: ランダムな順序で到着する

193

ランダムという仮定

- 正しいとは限らない.
- 人材を紹介する会社が, 雇用毎にマージンを取るなら, 悪い順に紹介して来るかも知れない.
- 一般に, アルゴリズムの入力はユーザに依存し, ユーザの入力はなんらかの偏りがあることが通例.
- 運の悪い偏りがあっても性能を保証する方法 --- 乱択アルゴリズム

194

乱択アルゴリズム

- アルゴリズム中で, 入力が必ずランダムになるように, 乱数 (さいころ) を振って調整する.
- 雇用問題なら, 紹介会社にリストを提出させて, リストの順をランダムに並び替える.
- 悪意のある紹介会社 / 偏りのある入力であっても, 結果がランダムであることが保証できる.

195

秘書雇用問題の解析

- i 番目の候補が雇用されるという事象に対応する指標確率変数を X_i とする. i が雇用されるなら 1, されないなら 0.
- 雇用される秘書の数は, $X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$
- i が雇用されるのは, i が 1 から i までの候補中で最も優れている場合である.
- 順番がランダムなら, この確率は $1/i$ である

$$E[X] = E\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n E[X_i] = \sum_{i=1}^n \frac{1}{i} \cong \ln n$$

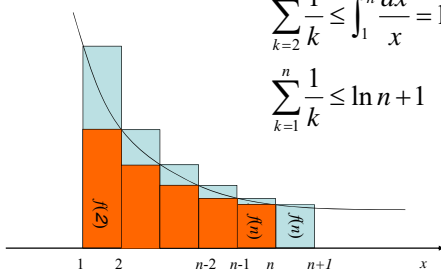
196

調和関数の評価

$$\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \geq \int_1^{n+1} \frac{dx}{x} = \ln(n+1)$$

$$\sum_{k=2}^n \frac{1}{k} \leq \int_1^n \frac{dx}{x} = \ln n$$

$$\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \leq \ln n + 1$$



197

お見合い問題 / オンライン秘書雇用問題

- 秘書を雇うのではなく, 順にお見合いする場合を考える.
- お見合いをした直後に, その相手と結婚するかしないかを定める.
- 一度断った相手とは結婚できない.
- 結婚すると決めたら, 後のお見合いはできない.
- n 人の候補がいるとして, 最も望ましい相手と結婚できる確率を最大化するには?

198

お見合い問題

- 以下の方法を考える
- 最初のk人は無条件に断る.
- k+1人目から, 過去最高なら結婚する.
- kをどう選べば, 最高の相手と結婚できる確率が最適となるか?
- 候補はランダムに来ると仮定する

199

簡単な例

- 3人の場合で, 1が最高, 2がその次, 3が最悪とする.
- 起こりうる順番は,
 - (1,2,3), (1,3,2)
 - (3,2,1), (2,3,1)
 - (3,1,2), (2,1,3)の6通り
- 0人スキップするのは, 最初の一人を選ぶのと同じ. 1と結婚できる確率は1/3.
- 2人スキップするのは, 最後の一人を選ぶのと同じ. 1と結婚できる確率は1/3
- 1人スキップする場合は, 1と結婚できる確率は1/2
- 1人スキップするのが最適

200

簡単な例(続き)

- 4人の場合は, 一人スキップか, 二人スキップが最適
- 一人スキップの場合: 1が一人目ならアウト
 - 1が二人目ならOK, 確率1/4
 - 1が三人目の場合, 最初の二人で, より良い方が一番目ならOK, 確率1/4*1/2=1/8
 - 1が四人目の場合, 最初の三人で, 一番良い人が一番目ならOK, 確率1/4*1/3=1/12
 - 合計は1/4+1/8+1/12=11/24
- 二人スキップの場合: 1が最初の二人に入っていたらアウト
 - 1が三人目ならOK, 確率1/4
 - 1が四人目なら, 最初の三人で, 一番良い人が二番目以内ならOK, 確率1/4*2/3=1/6
 - 合計は1/4+1/6=5/12
- 一人スキップが良い --- 大体n/3スキップするのが良さそう?²⁰¹

お見合い問題(続き)

- i番目に最高の相手がいて, かつ, その相手と結婚できるという事象を S_i とする.
- 最高の相手と結婚できる確率は, $\Pr(S_{k+1})+\Pr(S_{k+2})+\dots+\Pr(S_n)$ となる.
- $i \geq k$ に関して, $\Pr(S_i)=1/n \times k/(i-1)$ となる
 - 最高の相手はランダムにちらばっているのだから, i番目にいる確率は1/n, また, i番目の最高の相手と結婚できるためには, 1からi-1番目までで, 最も良い相手が, k番目までに入っている必要があり, この確率は $k/(i-1)$ --- 条件付き確率と独立性

202

お見合い問題(続き)

$$\sum_{i=k+1}^n \frac{k}{n(i-1)} = \frac{k}{n} \sum_{i=k+1}^n \frac{1}{i-1} \cong \frac{k}{n} (\ln n - \ln k)$$

この式を微分すると, $\frac{1}{n} (\ln n - \ln k - 1)$

$k = n/e$ の時最大.

n=9だと, $9/2.718... \cong 3.3$

203