

# ベイズ統計学によるポーカーの必勝法

2505 大野敦士    2534 三上奈桜    2605 井端千尋

## 要旨

ベイズ統計学を用いて、ポーカーに勝ったとき、1回前にどのような操作をしていたのか確率を求めながら、勝つための最善の手(必勝法と呼ぶ)を導出した。通常のポーカーのルールを用いると確率導出が複雑になると考え、最初に引くカードの枚数を3枚にする等ルールを単純化した「単純ポーカー」の必勝法を求めた。その結果、「単純ポーカー」では、ノーペアにおいては1枚、ワンペアにおいてはペアを崩さず1枚交換し、スリーカードにおいては交換しないことが必勝法だと結論づけた。今後、この必勝法の検証を行うとともに、通常のルールのポーカーの必勝法に拡張する。

## 1. 目的

数学を用いて日常的な課題を解決したいと考え、ベイズ統計学を用いてポーカーに勝ったとき、どのような操作をしていたのか原因の確率を求め、確率的にポーカーの必勝法を導出する。

## 2. 定義とルール

「必勝法」とは、自分が持っているカードの役に対して、勝利のため確率的に最善と考えられる操作(カードの交換をすること)を行うことと定義する。また、ポーカーにはいくつかのルールがあるが、この研究ではドローポーカーの必勝法について求める。

ドローポーカーとは、以下のようなルールで行うトランプのゲームである。

まず、参加者全員にカードを5枚ずつ配る。カードの組み合わせにより、同じ数字のカードが1組のワンペア、同じ数字のカードが3枚のスリーカード等の役がある。カードが配られた後、参加者はより強い役をつくることを目的にして、任意の枚数手札を交換する。その後、ほかの参加者とカードを見せ合い、最も強い役を持っていた人が勝利となる。

## 3. 使用した道具・ソフト

- ・ パーソナルコンピューター
- ・ Excel2016

## 4. 方法

- (1) ベイズ統計学について学ぶ
- (2) 確率的にポーカーの必勝法を求める
- (3) 必勝法の検証を行う

## 5. 手順

- (1) ベイズ統計学について学ぶ

ベイズ統計学のもととなるベイズの定理(④)は以下のように証明される。

〈証明〉

確率の乗法定理より

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B|A) \quad \dots \textcircled{1}$$

また、同様に

$$P(A \cap B) = P(B) \cdot P(A|B) \quad \dots \textcircled{2}$$

①, ②より

$$P(A) \cdot P(B|A) = P(B) \cdot P(A|B) \quad \dots \textcircled{3}$$

$P(B) \neq 0$ として、

$$P(A|B) = \frac{P(A) \cdot P(B|A)}{P(B)} \quad \dots \textcircled{4} \quad (\text{終})$$

実際にベイズの定理を使うときには、④をより一般化させたベイズの展開公式(⑤)を用いる。

$$P(A_i|B) = \frac{P(B|A_i) \cdot P(A_i)}{\sum_{k=1}^n P(B|A_k) \cdot P(A_k)} \quad \dots \textcircled{5}$$

⑤について証明する。

〈証明〉

④は、図1の着色部の確率を求めている。

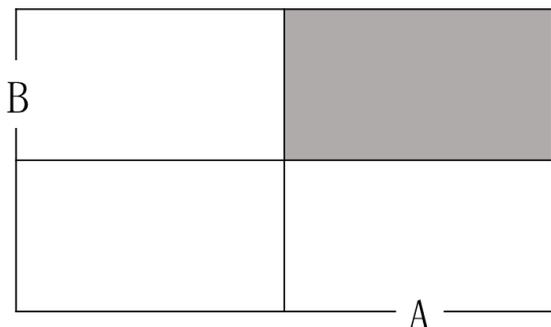


図1 ④の求めている部分

ここで、複数の事象 A が起こることを考えると、図1は図2のように変形できる。

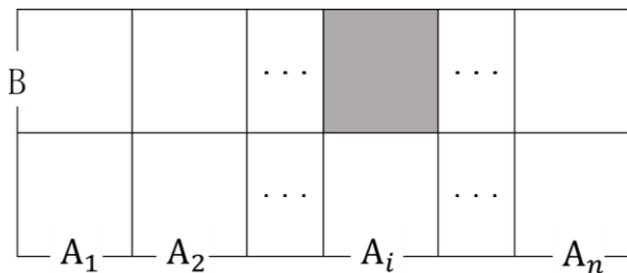


図2 複数の事象 A が起こるとき

このとき、④の分母について、図2より、

$$P(B) = P(A_1 \cap B) + P(A_2 \cap B) + \dots + P(A_n \cap B) \\ = \sum_{k=1}^n P(B|A_k) \cdot P(A_k) \quad \dots \textcircled{6}$$

⑤の分子について、求める着色部は $P(A_i \cap B)$ なので、確率の乗法定理より、

$$P(A_i \cap B) = P(A_i) \cdot P(B|A_i) \quad \dots \textcircled{7}$$

⑥、⑦は⑤の分母および分子に等しい。

ゆえに、⑤は成立。 (終)

ベイズ統計学の特徴として、

I 理由不十分の原則が使えること

II 確率の更新ができること

III 結果からその原因が考察できること

という3点があり、ポーカーの必勝法を求めるために最適だと考えた。

以上3点の特徴や、ポーカーの必勝法を求めるうえでの利用法について説明する。

理由不十分の原則は、確率分布が離散型一様分布になっていると仮定して、事前確率がわからないときには、それぞれの事象が起こる確率を等しく設定するという原則である。

確率の更新とは、新しいデータが得られたときに、事前確率を事後確率に変化させるものである。新しいデータが得られたときに、既存のデータと組み合わせることで、より確からしい確率を導出することが可能である。

また、結果から原因を考察することで、ポーカーに勝ったという結果が生じたときに、どのような操作をしていたかという原因を求められる。これを用いることで、必勝法が導出できる。

## (2) 確率的にポーカーの必勝法を求める

### (A) 「単純ポーカー」のルール設定

確率の導出の利便性から、ポーカーのルールを単純化した「単純ポーカー」についての必勝法をまずは求める。その後、一般的なポーカーに拡張する。

「単純ポーカー」のルールを以下のように定める。

- ・使用するカードはジョーカーを含まない52枚。
- ・最初に山札から引く枚数は3枚。
- ・手札を見て、任意の枚数交換する。ここで捨てたカードは再び戻ってこないものとする。
- ・役は、ノーペア(同数字のカードなし)、ワンペア(同数字のカード2枚)、スリーカード(同数字のカード3枚)とし、後に書いてあるものほど強いとし、相手よりも強い役を持っていれば勝ちとする。
- ・数字による強さは考えず、相手と自分の役が同じときは引き分けとする。
- ・自分と相手の使用する山札は異なるものとする。
- ・相手は手札を交換しないものとする。

以上のルールをもとに、確率を導出する。確率の導出には、ベイジアンネットワークを用いる。また、ベイズの定理を用いて、結果から原因を考察するためには、原因があり結果が起こる確率が導出されていることが必要である。そのため、ま

ずはその確率を導出する。

(B) 「単純ポーカー」の確率導出

ポーカーを行ううえで、自分の最初の役については変えることは不可能である。そこで、「単純ポーカー」について、自分の最初の役によって

- (i) 自分の最初の役がノーペアのとき
- (ii) 自分の最初の役がワンペアのとき
- (iii) 自分の最初の役がスリーカードのとき

の3通りに場合分けし、確率を導出し、必勝法を考察する。

確率導出においては一部で Excel を利用する。また、確率は小数で導出し、無限小数となった場合は、小数点以下5桁目を四捨五入し、小数点以下4桁の小数で表現する。

なお、場合分けに関わらない共通の確率は以下の通り。

表1 共通の確率導出

	分子立式	分母立式	結果
P(A)	$1 - \{P(B) + P(C)\}$		0.8282
P(B)	※1	${}_{52}C_3$	0.1694
P(C)	${}_{13}C_1 \times {}_4C_3$	${}_{52}C_3$	0.0024
P(α)	P(A)に同じ		0.8282
P(β)	P(B)に同じ		0.1694
P(γ)	P(C)に同じ		0.0024

※1  ${}_{13}C_1 \times {}_4C_2 \times {}_{48}C_1$

A…自分の最初の役がノーペア

B…自分の最初の役がワンペア

C…自分の最初の役がスリーカード

α…相手がノーペア β…相手がワンペア

γ…相手がスリーカード

また、勝つ確率、すなわち P(W)は次のようになる。

$$P(W) = P(b \cap \alpha) + P(c \cap \alpha) + P(c \cap \beta) \quad \dots \textcircled{8}$$

a…交換後ノーペア b…交換後ワンペア

c…交換後スリーカード

なお、今後特に断りのない限り、表1及び⑧と同様の記号を用いるものとする。

(i) 自分の最初の役がノーペアのとき

自分の最初の役がノーペアであるとき、ベイジアンネットワークは図3のようになる。

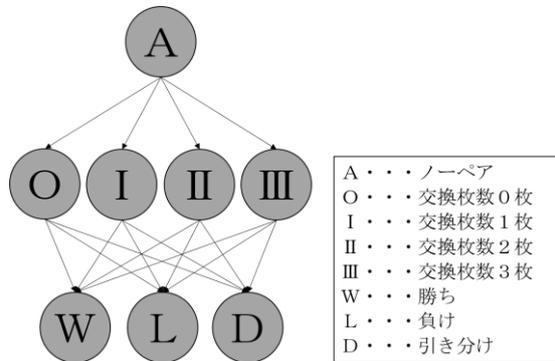


図3 ベイジアンネットワーク(自分の最初の役がノーペアのとき)

確率については表2のようになる。

表2 ノーペア確率導出

	分子立式	分母立式	結果
P(O)	理由不十分の原則		0.2500
P(I)	理由不十分の原則		0.2500
P(II)	理由不十分の原則		0.2500
P(III)	理由不十分の原則		0.2500
P(a O)	1	1	1.0000
P(a I)	${}_{43}C_1$	${}_{49}C_1$	0.8776
P(a II)	※1	${}_{49}C_2$	0.1454
P(a III)	※2	${}_{49}C_3$	0.0149
P(b O)	0	${}_{49}C_0$	0.0000
P(b I)	※3	${}_{49}C_1$	0.2449
P(b II)	※4	${}_{49}C_2$	0.1071
P(b III)	※5	${}_{49}C_3$	0.0129
P(c O)	0	${}_{49}C_0$	0.0000
P(c I)	0	${}_{49}C_1$	0.0000
P(c II)	${}_3C_2 \times 3$	${}_{49}C_2$	0.0077
P(c III)	※6	${}_{49}C_3$	0.0027

※1  $3 \times ({}_{10}C_1 \times {}_4C_1) + {}_9C_1 \times {}_4C_1 + {}_3C_1 + {}_3C_1 \times {}_3C_1$

- ※2  ${}_{10}C_1 \times {}_4C_1 + {}_9C_1 \times {}_4C_1 + {}_8C_1 \times {}_4C_1 + {}_3C_1 \times {}_3C_1 \times {}_3C_1 + {}_3C_1 \times {}_3C_1 + {}_2C_1 \times {}_3C_1 + {}_{10}C_1 \times {}_4C_1 + {}_3C_1 \times {}_3C_1 + {}_{10}C_1 \times {}_4C_1 + {}_9C_1 \times {}_4C_1$
- ※3  ${}_2C_1 \times {}_3C_1 \times 2$
- ※4  ${}_{10}C_1 \times {}_4C_2 + {}_3C_1 \times 48 + {}_3C_2 + {}_3C_2$
- ※5  ${}_{10}C_1 \times {}_4C_2 + {}_9C_1 \times {}_4C_1 + ({}_3C_2 + {}_{10}C_1 \times {}_4C_1) \times 3 + {}_3C_1 \times {}_3C_2 + {}_3C_1$
- ※6  ${}_{10}C_1 \times {}_4C_3 + {}_3C_1 \times {}_3C_3 \times 3$

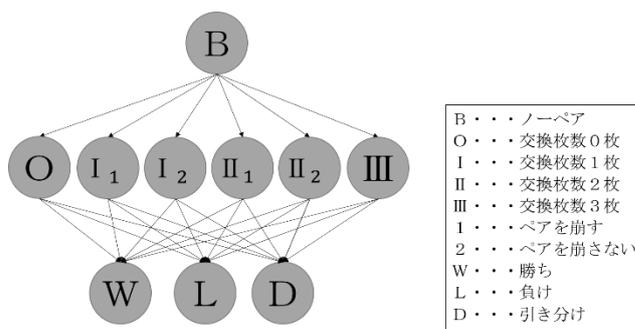


図4 ベイジアンネットワーク(自分の最初の役がワンペアのとき)

ノーペアにおいて,

$$P(b) = P(O)P(b|O) + P(I)P(b|I) + P(II)P(b|II) + P(III)P(b|III) \quad \dots \textcircled{9}$$

$$P(c) = P(O)P(c|O) + P(I)P(c|I) + P(II)P(c|II) + P(III)P(c|III) \quad \dots \textcircled{10}$$

であるから, ⑧より,

$$P(W) = P(b \cap \alpha) + P(c \cap \alpha) + P(c \cap \beta)$$

$$= P(b)P(\alpha) + P(c)P(\alpha) + P(c)P(\beta)$$

$$= 0.0782 \quad \dots \textcircled{11}$$

ベイズの定理より,

$$P(\text{操作}|W) = \frac{P(\text{操作})P(W|\text{操作})}{P(W)} \quad \dots \textcircled{12}$$

$$P(W|\text{操作}) = P(\text{操作})\{P(b|\text{操作})P(\alpha) + P(c|\text{操作})P(\beta)\} \quad \dots \textcircled{13}$$

※⑫, ⑬における「操作」とは, カードの交換枚数のことを指す。

⑫, ⑬より,

$$P(O|W) = \frac{0}{0.0782} = 0 \quad \dots \textcircled{14}$$

$$P(I|W) = \frac{0.0507}{0.0782} = 0.6483 \quad \dots \textcircled{15}$$

$$P(II|W) = \frac{0.0241}{0.0782} = 0.3082 \quad \dots \textcircled{16}$$

$$P(III|W) = \frac{0.0034}{0.0782} = 0.0435 \quad \dots \textcircled{17}$$

(ii) 自分の最初の役がワンペアのとき

自分の最初の役がワンペアであるとき, ベイジアンネットワークは図4のようになる。

なお, 「ペアを崩す」, 「ペアを崩さない」とは以下のような操作を指す。

- 例) 1, 1, 2 がそろっているとき
- 交換枚数 1 枚のとき
- ペアを崩す→1 を交換
- ペアを崩さない→2 を交換
- 交換枚数 2 枚のとき
- ペアを崩す→1 と 2 を交換
- ペアを崩さない→1 と 1(1 を 2 枚) 交換
- 確率については表3のようになる。

表3 ワンペア確率導出

	分子立式	分母立式	結果
P(O)	理由不十分の原則		0.1667
P(I <sub>1</sub> )	理由不十分の原則		0.1667
P(I <sub>2</sub> )	理由不十分の原則		0.1667
P(II <sub>1</sub> )	理由不十分の原則		0.1667
P(II <sub>2</sub> )	理由不十分の原則		0.1667
P(III)	理由不十分の原則		0.1667
P(a O)	0	${}_{49}C_0$	0.0000
P(a I <sub>1</sub> )	${}_{44}C_1$	${}_{49}C_1$	0.8980
P(a I <sub>2</sub> )	0	${}_{49}C_0$	0.0000
P(a II <sub>1</sub> )	※1	${}_{49}C_2$	0.8801
P(a II <sub>2</sub> )	※2	${}_{49}C_2$	0.2619
P(a III)	$1 - \{P(b III) + P(c III)\}$		0.8263
P(b O)	1	1	1.0000
P(b I <sub>1</sub> )	${}_2C_1 + {}_3C_1$	${}_{49}C_1$	0.1020
P(b I <sub>2</sub> )	${}_{47}C_1$	${}_{49}C_1$	0.9592
P(b II <sub>1</sub> )	※3	${}_{49}C_2$	0.1386

$P(b \Pi_2)$	※4	${}_{49}C_2$	0.1743
$P(b \text{III})$	※5	${}_{49}C_3$	0.1712
$P(c O)$	0	${}_{49}C_0$	0.0000
$P(c I_1)$	0	${}_{49}C_1$	0.0000
$P(c I_2)$	${}_2C_1$	${}_{49}C_1$	0.0408
$P(c \Pi_1)$	${}_2C_2$	${}_{49}C_2$	0.0009
$P(c \Pi_2)$	${}_3C_2$	${}_{49}C_2$	0.0026
$P(c \text{III})$	※6	${}_{49}C_3$	0.0024

- ※1  $\frac{1}{2} \times ({}_{44}C_1 \times {}_{40}C_1 + {}_{46}C_1 \times {}_{42}C_1)$
- ※2  ${}_2C_1 \times {}_{44}C_1 + {}_{11}C_2 \times {}_4C_1$
- ※3  ${}_2C_1 \times {}_{47}C_1 + {}_3C_2 + {}_4C_2 \times {}_{11}C_1$
- ※4  ${}_3C_1 \times {}_{46}C_1 + {}_2C_2 + {}_{11}C_1 \times {}_4C_2$
- ※5  ${}_2C_2 \times {}_{47}C_1 + {}_3C_2 \times {}_{46}C_1 + {}_{11}C_1 + {}_4C_2 \times {}_{45}C_1$
- ※6  ${}_3C_3 + 11 \times {}_4C_3$

ワンペアにおいて,

$$P(b) = P(O)P(b|O) + P(I_1)P(b|I_1) + P(I_2)P(b|I_2) + P(\Pi_1)P(b|\Pi_1) + P(\Pi_2)P(b|\Pi_2) + P(\text{III})P(b|\text{III}) \quad \dots \textcircled{18}$$

$$P(c) = P(O)P(c|O) + P(I_1)P(c|I_1) + P(I_2)P(c|I_2) + P(\Pi_1)P(c|\Pi_1) + P(\Pi_2)P(c|\Pi_2) + P(\text{III})P(c|\text{III}) \quad \dots \textcircled{19}$$

であるから, ⑧より,

$$P(W) = P(b \cap \alpha) + P(c \cap \alpha) + P(c \cap \beta) = P(b)P(\alpha) + P(c)P(\alpha) + P(c)P(\beta) = 0.3631 \quad \dots \textcircled{20}$$

よって, ⑫, ⑬より,

$$P(O|W) = \frac{0.1381}{0.3631} = 0.3803 \quad \dots \textcircled{21}$$

$$P(I_1|W) = \frac{0.0141}{0.3631} = 0.0388 \quad \dots \textcircled{22}$$

$$P(I_2|W) = \frac{0.1392}{0.3631} = 0.3834 \quad \dots \textcircled{23}$$

$$P(\Pi_1|W) = \frac{0.0196}{0.3631} = 0.0540 \quad \dots \textcircled{24}$$

$$P(\Pi_2|W) = \frac{0.0245}{0.3631} = 0.0675 \quad \dots \textcircled{25}$$

$$P(\text{III}|W) = \frac{0.0276}{0.3631} = 0.0760 \quad \dots \textcircled{26}$$

(iii) 自分の最初の役がスリーカードのとき

自分の最初の役がスリーカードであるとき, ベイジアンネットワークは図5のようになる。

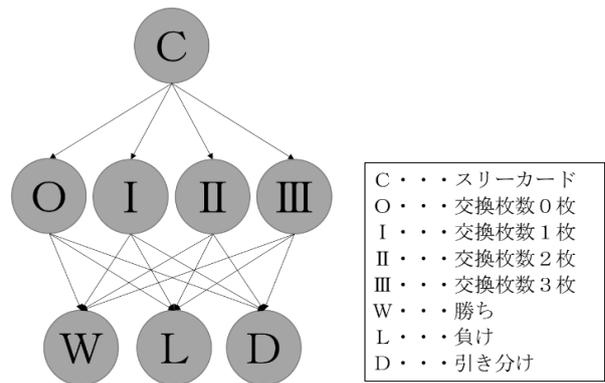


図5 ベイジアンネットワーク(自分の最初の役がスリーカードのとき)

確率については表4のようになる。

表4 スリーカード確率導出

	分子立式	分母立式	結果
$P(O)$	理由不十分の原則		0.2500
$P(I)$	理由不十分の原則		0.2500
$P(\Pi)$	理由不十分の原則		0.2500
$P(\text{III})$	理由不十分の原則		0.2500
$P(a O)$	0	${}_{49}C_0$	0.0000
$P(a I)$	0	${}_{49}C_1$	0.0000
$P(a \Pi)$	${}_{48}C_2$	${}_{49}C_2$	0.9592
$P(a \text{III})$	※1	${}_{49}C_3$	0.0118
$P(b O)$	0	${}_{49}C_0$	0.0000
$P(b I)$	${}_{48}C_1$	${}_{49}C_1$	0.9796
$P(b \Pi)$	※2		0.0408
$P(b \text{III})$	※3	${}_{49}C_3$	0.0102
$P(c O)$	1	${}_{49}C_0$	1.0000
$P(c I)$	1	${}_{49}C_1$	0.0204
$P(c \Pi)$	0	${}_{49}C_2$	0.0000
$P(c \text{III})$	${}_{12}C_1 \times {}_4C_3$	${}_{49}C_3$	0.0026

$$\text{※1 } {}_{12}C_1 \times {}_4C_1 + {}_{11}C_1 \times {}_4C_1 + {}_{10}C_1 \times {}_4C_1 + {}_{11}C_1 \times {}_4C_1 + {}_{10}C_1 \times {}_4C_1 + {}_1C_1$$

$$\text{※2 } 1 - \frac{{}_{48}C_2}{{}_{49}C_2}$$

$$\text{※3 } {}_1C_1 \times {}_{12}C_1 \times {}_4C_2 + {}_{12}C_1 \times {}_4C_2 + {}_{11}C_1 \times {}_4C_1$$

スリーカードにおいて,

$$P(b) = P(O)P(b|O) + P(I)P(b|I) + P(\Pi)P(b|\Pi) + P(\text{III})P(b|\text{III}) \quad \dots \textcircled{27}$$

$$P(c) = P(O)P(c|O) + P(I)P(c|I) + P(II)P(c|II) + P(III)P(c|III) \quad \dots \textcircled{28}$$

であるから、⑧より、

$$P(W) = P(b \cap \alpha) + P(c \cap \alpha) + P(c \cap \beta) \\ = P(b)P(\alpha) + P(c)P(\alpha) + P(c)P(\beta) \\ = 0.4684 \quad \dots \textcircled{29}$$

よって、⑫、⑬より、

$$P(O|W) = \frac{0.2494}{0.4684} = 0.5325 \quad \dots \textcircled{30}$$

$$P(I|W) = \frac{0.2079}{0.4684} = 0.4439 \quad \dots \textcircled{31}$$

$$P(II|W) = \frac{0.0084}{0.4684} = 0.0179 \quad \dots \textcircled{32}$$

$$P(III|W) = \frac{0.0027}{0.4684} = 0.0058 \quad \dots \textcircled{33}$$

図6 Excelでの計算(一部・Excelでは主に⑫⑳㉑における確率の導出を行った。)

### (C)「単純ポーカー」必勝法の考察・ルールの検証

#### (i) 自分の最初の役がノーペアのとき

⑭～⑰より、 $P(I|W)$ のときの確率が最も大きい。このことから、自分の最初の役がノーペアのときは1枚交換することが必勝法だと考えられる。

#### (ii) 自分の最初の役がワンペアのとき

⑳～㉒より、 $P(I_2|W)$ のときの確率が最も大きい。このことから、自分の最初の役がワンペアのときはペアを崩さず1枚交換(ペアになっているカード以外を交換)することが必勝法だと考えられる。

#### (iii) 自分の最初の役がスリーカードのとき

㉓～㉖より、 $P(O|W)$ のときの確率が最も大きい。このことから、自分の最初の役がスリーカードのときは交換しないことが必勝法だと考えられる。

#### (iv) 「単純ポーカー」のルールの検証

「単純ポーカー」においては、カードを3枚しか用いないルールの特性上、最初にワンペアができる確率が0.1694であり、通常のルールのポ-

ーカーでワンペアができる確率である0.4226(『ポーカーの確率』より)に比べて非常に低くなっており、ワンペアができること自体がまれである。そのため、最も強い役のスリーカードにおいて、勝ったとき、1枚交換した時の確率が高くなっている(㉑)のは、これが原因だと考えられる。

そのため、「単純ポーカー」のルールをより実際のポーカーのルールに近いものにして必勝法を求めることが必要だと考えられる。

## 6. 結論

「単純ポーカー」においては、自分の最初の役がノーペアのときは1枚、ワンペアのときはペアを崩さず1枚交換し、スリーカードのときは交換しないことが必勝法である。

## 7. 今後の展望

今後、求めた必勝法の有用性がどの程度なのかの検証を行う。

また、一般的なルールのドローポーカーにおける必勝法を求めるため、「単純ポーカー」のルールを拡張し、より実際のルールに近い条件で必勝法を求め、検証を行う。

## 8. 参考文献・引用文献

- ・『史上最強図解 これならわかる!ベイズ統計学』 涌井良幸 涌井貞美 ナツメ社
- ・『Excelでスッキリわかるベイズ統計入門』 涌井良幸 涌井貞美 日本実況出版社
- ・『結果から原因を推理する「超」入門ベイズ統計』 石村貞夫 講談社
- ・『高等学校数学A』 数研出版
- ・『エディノート数学I+A』 啓林館
- ・『ポーカーの確率』 熊本国府高等学校 [http://www.kumamotokokufu-h.ed.jp/kokufu/math/game\\_p.html](http://www.kumamotokokufu-h.ed.jp/kokufu/math/game_p.html)