Vol.2017-GI-38 No.5
2017/7/15

麻雀における他家の手牌と待ちの予測に基づく放銃確率推定

栗田 萌[1,a)] 保木 邦仁[2,b)]

概要：本研究では、麻雀において他プレイヤの手牌または待ちの予測を行うことで、打牌を行う際の放銃確率をその点数ごとに推定する手法を提案する。他プレイヤのフーロ数に基づいて、手牌の予測を行うか、待ちの予測を行うかを決定し、この予測結果から自プレイヤの打牌ごとの放銃確率を計算する。提案した手法で放銃確率の推定値を算出し実測値と比較したところ、その差が 1 %程度となる結果が得られた。

Ron-Probability Inference on the basis of Prediction of Other Players' Hands and Waitings in Mahjong

Moyuru Kurita[1,a)] Kunihito Hoki[2,b)]

Abstract: In this research, we propose a method to infer other players ron-probability when discarding tiles by predicting hands and waitings of the players. On the basis of the number of each player's calling, we choose hands or waitings, and by using their probability, we calculate ron-probability of each discard. By comparing ron-probability infered from proposed method and measured from game records, we found that their difference is about 1 %.

1. はじめに

多くの不完全情報ゲームにおいて、他プレイヤのみが知る情報を予測する能力はプレイヤの実力に直結する。また、現実で起こる問題は完全情報ゲームよりも不完全情報ゲームに近く、人工知能においても、完全な情報の予測は重要な課題である。

著者らは先行研究 [1] において、麻雀の手作りにおいて順位点の期待値を利得として一人麻雀のゲーム木を近似的に表現する手法を提案したが、そこでは他家に対する放銃に関しては考慮しなかった。強い麻雀 AI を実現する上では、打牌時の放銃確率を推定したうえで、自分がアガリを目指すか放銃を避けて守備的に打つか適切に選択することが望まれる。

本研究の目的は、その前者の部分、すなわち麻雀においてある打牌が放銃になる確率（放銃確率）と、その点数の確率分布を推定することにある。この目標は、次のようにして達成される。はじめに、他家手牌の予測に基づいた放銃モデルを提案する。次に、 フーロ、リーチ、テンパイ、アガリ形など、放銃の条件に影響を与える幾つかの麻雀のルールに基づいた場合分けをする。その中で現れる各種の確率に対して、牌譜データからの機械学習を用いた推定を行う。最後に、確率を推定した手牌または待ちをもとに、打牌の放銃確率を算出する。

本論文の構成は次のようである。まず 2 章で先行研究について説明する。次に 3 章で、麻雀のゲーム木と情報集合の性質を説明する。続く 4 章で本研究で用いる放銃に関するモデルを提案し、5 章でモデルに現れる各種の確率の推定方法を提案する。最後に 6 章で、牌譜のデータをもとに、提案した手法により推定した放銃確率や点数の予測の精度について明らかにする。

1 HEROZ 株式会社
2 電気通信大学
a) mkmjai1@gmail.com
b) k.hoki@uec.ac.jp

2. 先行研究

放銃確率の推定精度は麻雀の実力に直結するため、この推定法は多くの麻雀書籍で取り扱われている。草分けとなっているものとして、とつげき東北の研究 [2] がある。その中では、テンパイ確率がフーロ数と順目によって場合分

けされた統計値が求められ、放銃確率も各待ちによって場合分けされて統計値が求められている。

機械学習を用いた研究では、テンパイ確率と放銃確率の推定にロジスティック回帰を用いた水上らの研究 [3] や、多層ニューラルネットワークを用いた萩原らの研究 [4] がある。これらの研究では、見えている情報から特徴を抽出し各確率を求めている。また、放銃の点数についても平均値が推定されている。

一方、麻雀の放銃はルールに従うと数十通り程度の点数が存在し、その全てに確率を付与する手法は提案されていない。他方、麻雀と同じ多人数不完全不確定情報ゲームである大貧民では、他プレイヤの手札を予測することで一定の成果が複数報告されている [5], [6], [7]。また、他プレイヤの非公開情報の予測を行う研究としては、スカートの手札予測やスクラブルの手駒予測もあげられる [8], [9]。本研究では、手牌と待ちを予測することで、各点数にも確率を付与する手法を提案する。

3. 麻雀のゲーム木と情報集合

プレイヤ集合を $\mathcal{N}' = \{0, ..., 4\}$ とし、プレイヤ 0 は偶然プレイヤとする。ゲーム木の節点全てからなる集合を V とする。プレイヤ分割 $\mathcal{P}$ は、V の分割 $\mathcal{P} = \{\mathcal{P}_i : i \in \mathcal{N}'\}$ であり、$\mathcal{P}_i$ にはプレイヤ i の節点のみが属す。節点 $n \in \mathcal{P}_i$ はゲーム進行の分岐点であり、プレイヤ $i \in \mathcal{N}$ が分岐を選択（行動）する。最初の分岐点は $\mathcal{P}_0$ に属する根節点であり、サイコロの目と山積みに従って、東 1 局東家となったプレイヤ i の節点 $n \in \mathcal{P}_i$ にゲームが進行する。ゲーム木の深さと各節点の行動の選択肢数が有限と考えて、本研究では V は有限集合とする。

情報分割 U はプレイヤ分割の細分割である。即ち、U_i は $\mathcal{P}_i$ の分割であり、$U = \{U_i : i \in \mathcal{N}'\}$ である。U_i に属する節点集合はプレイヤ i の情報集合と呼ばれる。集合 $U_{\mathrm{Dahai}}(\bar{j})$ は、プレイヤ j 以外の打牌情報集合全てからなる集合である。プレイヤ i が行動する節点 $n \in \mathcal{P}_i$ では、この節点 n が属する情報集合 $u \in U_i$ を、プレイヤ i は知ることができる。しかし、この情報集合 u が複数の節点からなる場合には、ある節点 $n' \in u$ がその節点 n なのか n でないのか、プレイヤ i は判定出来ない。

以後、打牌する節点は打牌節点、打牌節点で行動するプレイヤを打牌プレイヤ、打牌プレイヤ以外のプレイヤを他家と呼ぶ。打牌節点の後には、0 から 3 個の各他家がロンできる節点が続き、そして、他家がフーロできる幾つかの節点が続く。

4. 放銃に関する確率モデル

本研究で用いる放銃モデルは次のようである。見逃しが得になることは稀であり、見逃しをしないという仮定を用いて、プレイヤ i の打牌情報集合で、プレイヤ j への放銃となる打牌と、その場合のロン点を予測したい。もし節点を予測できれば、ある打牌が、他家へのあるロン点の放銃となるかどうかは分かる。情報集合 u 上の節点の確率分布が分かると、ある打牌とロン点に対する放銃確率も計算可能である。しかしゲーム木の節点の特定は、他家全ての手牌の牌種を特定することであり、これは困難である。

他家全ての手牌の牌種を特定しなくとも、他家の裏向きの牌は 13 枚以下であり、その牌種を特定すれば、放銃を知ることができる。他家手牌が分かれば、ある打牌が、ある他家への放銃となるか判定可能である。また、他家がリーチしていなければ、裏ドラ・槓裏が得点計算に影響を与えない為、ロン点も分かる。従って、手牌全てからなる集合上の他家の手牌の確率分布からでも、放銃確率は計算可能である。

手牌 13 枚の場合の数は非常に多いが、テンパイ確率の推定を行いテンパイ条件下での手牌のみを考えると、場合の数は減らすことができる。また、他家の手牌がフーロを含む場合、この場合の数はさらに減らすことができ、テンパイ条件下では手牌の予測が現実的となる。面前のテンパイとなる手牌の数はそれでもなお多いが、手牌の待ちだけを考えると、更に場合の数を減らすことができる。待ちを特定しただけでは役が 1 翻以上ついているか分からず放銃の判定には不十分ではあるが、それでも放銃に関してかなりのことが分かる。よって本研究では、フーロした他家への放銃確率推定は手牌の予測に基づいて行い、リーチをしている他家への放銃確率推定は待ちの予測に基づいて行う。

まず、確率モデルを構成するために用いるいくつかの集合を定義する。

H	34 通りの牌種全てからなる集合
S_{Han}	$= \{1, \ldots, 13\}$、翻全てからなる集合
S_{Fu}	$= \{25, 30, 40, 50, 60, 70, 80, 90, 100, 110\}$、ロンによる符全てからなる集合
S_{Ten}	$= S_{\mathrm{Han}} \times S_{\mathrm{Fu}}$、ロン点全てからなる集合
Z	ロン（打牌する側からは放銃）全てからなる集合 $H \times S_{\mathrm{Ten}}$
S_{Color}	= { 萬子、筒子、索子 }、手牌の色に関する集合
S'_{Color}	= { 萬子、筒子、索子、複数色 }、手牌の色に関する集合
M_{Ryanmen}	両面待ち 18 種からなる集合。各要素は、対応する両面搭子待ちと両面単騎待ちからなる。
M_{PKTatsu}	辺搭子 6 組と嵌搭子 21 組からなる集合
M_{Toitsu}	対子 34 組からなる集合
M_{TankiRes}	$= H$、孤立単騎 34 種からなる集合
$S_{\mathrm{MachiForm}}$	= {Ryanmen, PKTatsu, Toitsu, TankiRes}、待ち形全てからなる集合

M $=\bigcup\{M_k : k \in S_{\mathrm{MachiForm}}\}$、待ち全てからなる集合

Q 手牌の全体集合

Q^c_{Honitsu} $c \in S_{\mathrm{Color}}$ の場合、どの牌種も色 c か字牌になるような手牌全てからなる集合。$Q^{\text{複数色}}_{\mathrm{Honitsu}} = Q - \bigcup_{c \in S_{\mathrm{Color}}} Q^c_{\mathrm{Honitsu}}$

Q_{Tenpai} テンパイ手牌全てからなる集合

Q^{ju}_{Tenpai} 情報集合 u で他家 j が持ち得るテンパイ手牌全てからなる集合

$Q^k_{\mathrm{MachiForm}}$ 待ち形 $k \in S_{\mathrm{MachiForm}}$ のテンパイ手牌全てからなる集合 $\bigcup\{Q^m_{\mathrm{Machi}} : m \in M_k\}$。但し、国士無双のテンパイ手牌は除外。

Q^m_{Machi} 待ち $m \in M$ のテンパイ手牌全てからなる集合。但し、国士無双のテンパイ手牌は除外。さらに、もし $m \in M_{\mathrm{TankiRes}}$ ならば、両面単騎待ちのテンパイ手牌も除外。

$Q^{juz}_{\mathrm{NRHoujuu}}$ 打牌情報集合 u において、リーチしていない他家 j に放銃 $z \in Z$ となるような、j の手牌全てからなる集合

S^{ju}_{Color} 情報集合 u で他家 j の手牌が Q^c_{Honitsu} に含まれ得る $c \in S'_{\mathrm{Color}}$ 全てからなる集合

卓上には各牌種 $h \in H$ が 4 枚、計 136 枚の牌が存在する。手牌 $q \in Q$ は基本的には 13 枚の牌からなり、各牌は牌種 $h \in H$ と晒されているか否かの情報を持つ。手牌の全体集合 Q は 136 枚の牌から作り得る手牌全てからなる。色 $c \in S'_{\mathrm{Color}}$ は手牌の染まり具合を表し、集合 S^{ju}_{Color} は、u で j が晒している面子の色から判断した j が染め得る手牌の色全てからなる集合である[*1]。

テンパイ手牌集合 Q_{Tenpai} は、あと 1 枚の牌と組み合わせるとアガリ形になる手牌全てからなる集合である。この手牌を持つプレイヤは、役が 1 翻以上ついて振聴でなけば、その 1 枚の牌でロンできる。あるプレイヤが情報集合 u で牌種 h を打牌する時に、もし他家 j の手牌が分かれば、j が h でロンできるか分かる。さらに、j がリーチしていなければ、アガリ牌 $h \in H$ に対するロン点 $s \in S_{\mathrm{Ten}}$ も知ることができる。よって、そのプレイヤは、ある手牌 q が $Q^{ju(h,s)}_{\mathrm{NRHoujuu}}$ に属すか否かを判定できる。同じ打牌種 $h \in H$ に対して複数のロン点でロンできる手牌も存在するが、このような手牌はルールに従いロン点の高い集合に属すものとする。従って、手牌集合 $Q^{ju(h,s)}_{\mathrm{NRHoujuu}}$ は s に関して互いに素である。

テンパイ手牌においてアガリ牌を加えることで面子か対子になる部分を待ちという。本研究では、待ちを M_{Ryanmen}、M_{Toitsu}、M_{PKTatsu}、M_{TankiRes} の四種の集合に分類する。対子待ちは、テンパイ手牌において必ず 2 種以上存在し、この待ちはシャボ待ちと呼ばれることが多い。テンパイ手牌では既に手牌に存在する面子、対子と待ちに手牌を切り分ける方法が必ず 1 つ以上存在する（ただし国士無双はかんがえない）。

つぎに、プレイヤ $i \neq j$ が打牌するときに起きる確率事象の幾つかを定義する。但し、根元事象は節点、他家 j の手牌を q、放銃を z とする。

$$\begin{aligned} \mathrm{Dahai}(\bar{j}) &= \{n : n \neq P_j, \text{打牌節点}\} \\ q^j &= \{n \in \mathrm{Dahai}(\bar{j}) : j \text{ が } q \text{ を持つ節点}\} \\ z^j &= \{n \in \mathrm{Dahai}(\bar{j}) : j \text{ がロン } z \text{ 可能な節点}\} \end{aligned} \quad (1)$$

情報集合 u も節点集合であり、事象として扱う。

また、手牌事象 q^j から派生する幾つかの事象を定義する。但し、他家を j、放銃を z、待ち形を k、待ちを m、色を c とする。

$$\begin{aligned} \mathrm{T}^j &= \sum\{q^j : q \in Q_{\mathrm{Tenpai}}\} \\ c^j &= \sum\{q^j : q \in Q^c_{\mathrm{Honitsu}}\} \\ k^j &= \sum\{q^j : q \in Q^k_{\mathrm{MachiForm}}\} \\ m^j &= \sum\{q^j : q \in Q^m_{\mathrm{Machi}}\} \end{aligned} \quad (2)$$

事象 T^j は事象 z^j を含む。役満のロンは形式的に 13 翻として計算し、ロン点 32000（親ならば 48000）の放銃となる事象は、13 翻以上の放銃となる事象の総和とする。

本研究では、条件付き確率 $\mathrm{P}(q^j|u)$、$\mathrm{P}(z^j|u)$、$\mathrm{P}(\mathrm{T}^j|u)$、$\mathrm{P}(c^j|u)$、$\mathrm{P}(q^j|T^j, u)$、$\mathrm{P}(\mathrm{T}^j|c^j, u)$、$\mathrm{P}(k^j|u)$、$\mathrm{P}(m^j|u)$、を導入し、手牌確率、放銃確率、テンパイ確率、混一色手牌確率、テンパイ時手牌確率、混一色手牌時テンパイ確率、待ち形確率、待ち確率と呼ぶ。

最後に本研究で確率の推定に用いる集合と関数を定義する。本研究では、上に挙げた複数の確率を機械学習法により推定する場合、確率を区別するラベルをタイプ I とし、特徴ベクトルが属する実数空間を X_I とする。情報集合 $u \in U_{\mathrm{Dahai}}(\bar{j})$ に対する他家 j のタイプ I の特徴を $\phi^{ju}_I \in X_I$ と書くまた、プレイヤ j のフーロの回数と打牌の回数は機械学習の特徴とはせず場合分けを行うため、プレイヤ j のフーロ数と打牌数がそれぞれ f, d であり、$\phi^{ju}_I = x$ となる節点 $n \in \mathrm{Dahai}(\bar{j})$ の集合を x^{jI}_{fd} と書く。また、情報集合 u からでは見えない、牌種 h の牌数を N^{uh} とし、関数 $\sigma(x)$ をシグモイド関数とする。

5. 確率の推定

本章では、4 章で定義した確率の推定法を述べる。各確率を牌譜やルールより推定し、最終的に放銃確率 $\mathrm{P}(z^j|u)$ を推定する。本章での情報集合 u は、j 以外のプレイヤが打牌する情報集合とする。

*1 もし j が面子を 1 つも晒していなければ $S^{ju}_{\mathrm{Color}} = S'_{\mathrm{Color}}$ が、もし j が萬子の面子 1 組だけ晒していれば $S^{ju}_{\mathrm{Color}} = \{$ 萬子、複数色 $\}$ が成り立つ。

5.1 フーロと打牌数に応じた他家のテンパイ確率

牌譜から採取された訓練データを用いてロジスティック回帰を使ってテンパイ確率を推定する。本節での情報集合 u では、プレイヤ j がフーロしているとする。j はフーロしているのでリーチをしていなくて、4 回フーロをしたならばテンパイしている。

テンパイ確率の推定精度の向上を期待して、混一色手牌とそうでない手牌について場合分けを行う。即ち、情報集合を u、他家を j とし、

$$\mathrm{P}(\mathrm{T}^j|u) = \sum_{c \in S^{ju}_{\mathrm{Color}}} \mathrm{P}(\mathrm{T}^j|c^j, u)\mathrm{P}(c^j|u) \tag{3}$$

が成り立つことを利用して、右辺の計算を行う。この右辺に含まれる条件 u が付いた確率を推定したい。しかし、牌全ての配置から u を特定したり、情報集合全てを列挙することが現実的ではないので、この条件付き確率を直接扱うのは困難である。そこで、j の u におけるフーロ数 f、打牌数 d、特徴 $x = \phi^{ju}_I$ に基づき、緩和された条件 x^{jI}_{fd} が付く確率を扱う。即ち、

$$\begin{aligned}&\mathrm{P}(c^j|u) \approx \mathrm{P}(c^j|x^{jI}_{fd})\\&\mathrm{P}(\mathrm{T}^j|c^j, u) \approx \mathrm{P}(\mathrm{T}^j|c^j, x^{jI}_{fd})\end{aligned} \tag{4}$$

のように近似する。そして、タイプ $I = 1$ の回帰を

$$\begin{aligned}&X_1 = \mathbb{R}^5,\ c \in S_{\mathrm{Color}}\\&\mathrm{P}(c^j|x^{j1}_{fd}) \approx \sigma(w^{j1}_{cfd} \cdot x)\end{aligned} \tag{5}$$

タイプ $I = 2$ の回帰を

$$\begin{aligned}&X_2 = \mathbb{R}^3,\ c \in S_{\mathrm{Color}}\\&\mathrm{P}(T^j|c^j, x^{j2}_{fd}) \approx \sigma(w^{j2}_{cfd} \cdot x)\end{aligned} \tag{6}$$

タイプ $I = 3$ の回帰を

$$\begin{aligned}&X_3 = \mathbb{R}^5,\ c = \text{複数色}\\&\mathrm{P}(T^j|c^j, x^{j3}_{fd}) \approx \sigma(w^{j3}_{cfd} \cdot x)\end{aligned} \tag{7}$$

とする。特徴 ϕ^{ju}_I の各成分の値を表 1 に示す。

重みベクトル w^{jI}_{cfd} は交差エントロピー誤差関数

$$\begin{aligned}E^{jI}_{cfd}(w) = &-\sum_{(x,t) \in D^{jI}_{cfd}} \Big(t \ln \sigma(w \cdot x)\\&+ (1-t)\ln(1 - \sigma(w \cdot x))\Big)\end{aligned} \tag{8}$$

を最小化するようなベクトル $w \in X_I$ である。$I = 1$ ならば D^{jI}_{cfd} は牌譜中のフーロ f 回、打牌 d 回、リーチしていない他家が j となるような打牌節点 n から採取される組 (x, t) の標本集合である。ここで、x は ϕ^{ju}_I、t は n における j の手牌の色が c ならば 1、そうでなければ 0 である。$I \in \{2, 3\}$ ならば D^{jI}_{cfd} は牌譜中のフーロ f 回、打牌 d 回、手牌が $q \in Q^{c}_{\mathrm{Honitsu}}$ で、リーチしていない他家が j となるような打牌節点 n から採取された組 (x, t) の標本集合である。ここで、x は ϕ^{ju}_I、t は n で j がテンパイしていれば 1、そうでなければ 0 である。最後に、複数色手牌確率 ($c =$ 複数色) は、等号条件 $\sum_{c \in S^{ju}_{\mathrm{Color}}} \mathrm{P}(c^j|x^{jI}_{fd}) = 1$ より求める。本研究で学習に用いた標本集合の数は条件 (I, f, d) によって異なるが、各条件ごとにおよそ 4000 程度である。

表 1 確率推定の特徴

タイプ 1
1.0
色 c と字牌以外の打牌が最も長く連続した数
色 c と字牌以外の打牌が最も長く連続した数 × 最後の手出しが色 c か字牌のフラグ
最も長く連続した色 c と字牌以外の打牌より前に字牌を切っているかのフラグ
最も長く連続した色 c と字牌以外の打牌より前に色 c の牌を切っているかのフラグ
タイプ 2
1.0
捨てた字牌の種類数
捨てた色 c の牌の種類数
タイプ 3
1.0
手出しの回数
他プレイヤのリーチ後に手出しした回数
捨てたヤオチュウ牌の種類数
捨てた中張牌の種類数

5.2 フーロした他家への放銃

前節ではテンパイ確率を推定したが、これだけでは放銃確率の推定には至らない。そこで、他家 j がフーロしている場合にはリーチしていないという麻雀の性質を利用して、手牌確率から放銃確率を推定する。$Q^{juz}_{\mathrm{NRHoujuu}}$ の定義より、リーチしていない他家が j の打牌情報集合 u、放銃 z に対して

$$\mathrm{P}(z^j|u) = \sum_{q \in Q^{juz}_{\mathrm{NRHoujuu}}} \mathrm{P}(q^j|u) \tag{9}$$

が成り立つ。以下の節では、式 (9) 右辺の総和を取ることが $Q^{juz}_{\mathrm{NRHoujuu}}$ の大きさから考えて現実的か、他家 j のフーロ数で場合分けをして議論する。現実的ではない場合には近似的な手法を提案する。

5.2.1 他家のフーロ数が 4 の場合

打牌情報集合 u の他家 j が 4 回フーロしている場合を考える。u で j は晒されていない孤立牌を唯一の待ちとしてテンパイしている。j のテンパイ手牌全てからなる集合 Q^{ju}_{Tenpai} の大きさは 34 以下である。さらに、u で j に放銃 z となるような孤立牌種を全列挙して、手牌集合 $Q^{juz}_{\mathrm{NRHoujuu}}$ を求めることも容易である。

手牌確率は次のように推定する。確率 $\mathrm{P}(q^j|u)$ は、麻雀のルールに加えて、他家は手牌をロンできるように組んで

いることが多いと仮定して推定する。但し、ロンできるようにとは、振聴、空聴、役がない手牌にならないようにの意味である。確率 $\mathrm{P}(q^j|u)$ は、j の孤立牌種が u から見えない数に比例するであろう。また、ロン出来ないような j の手牌 q の確率は 0 に近くなるであろう。従って、q の晒されていない孤立牌種を $h \in H$ として、

$$\mathrm{P}(q^j|u) \propto \begin{cases} N^{uh} & (\text{ロンできる}) \\ 0 & (\text{ロンできない}) \end{cases} \tag{10}$$

が得られる。

最終的な手牌確率推定の表式は、打牌情報集合を u、他家を j、放銃を z、フーロ数 4 の手牌を $q \in Q^{juz}_{\mathrm{NRHoujuu}}$、$q$ の孤立牌を h として、

$$\mathrm{P}(q^j|u) \approx \frac{N^{uh}}{\sum_{h' \in H^{ju}} N^{uh'}} \tag{11}$$

となる。ここで、H^{ju} は j がロンできるような、牌種全てからなる集合である。

5.2.2 他家のフーロ数が 3 の場合

他家 j の手牌は、晒されていない牌 4 枚とあと 1 枚の牌で面子 1・対子 1 の組みを作れば、アガリ形となる。はじめに、簡単のため 136 枚の牌全て未使用と見做して、j がテンパイとなるような牌 4 枚の組を列挙する。但し、空聴となる組は数えない。ある面子 1、対子 1 の組から牌を 1 つ取り去ると、残る 4 枚は次の 4 つの場合の何れかの組になる。

- 両面搭子・対子：両面搭子 18 種、対子 34 種、計 $18 \cdot 34 = 612$ 通り
- 対子・対子：対子 34 種、計 ${}_{34}\mathrm{C}_2 = 561$ 通り
- 孤立牌・面子：面子 55 種（刻子 34 種と順子 21 種）、孤立牌 34 種、同牌種 4 枚 34 種、計 $55 \cdot 34 - 34 = 1836$ 通り
- 辺嵌搭子・対子：辺嵌搭子は 27 種、対子は 34 種、計 $27 \cdot 34 = 918$ 通り

全通り足して、u におけるフーロ数 3 の j のテンパイ手牌集合 Q^{ju}_{Tenpai} の大きさは 3927 未満となる[*2]。従って、Q^{ju}_{Tenpai} 及び $Q^{juz}_{\mathrm{NRHoujuu}}$ の要素全てを列挙するのは容易である。

手牌確率は次のように推定する。打牌情報集合を u、他家を j、フーロ数 3 のテンパイ手牌を $q \in Q^{ju}_{\mathrm{Tenpai}}$ として、

$$\mathrm{P}(q^j|u) = \sum_{c \in S^{ju}_{\mathrm{Color}}} \mathrm{P}(q^j|\mathrm{T}^j, c^j, u)\mathrm{P}(\mathrm{T}^j|c^j, u)\mathrm{P}(c^j|u) \tag{12}$$

である。ここで、5.1 節のテンパイ予測と同様に確率の推定精度向上を期待して、混一色手牌とそうでない手牌について場合分けを行った。右辺の確率 $\mathrm{P}(\mathrm{T}^j|c^j, u)$ と $\mathrm{P}(c^j|u)$ の推定法は 5.1 節で述べた。確率 $\mathrm{P}(q^j|\mathrm{T}^j, c^j, u)$ は、

$$\mathrm{P}(q^j|\mathrm{T}^j, c^j, u) = \frac{\mathrm{P}(q^j|\mathrm{T}^j, c^j, u)}{\sum_{q_0 \in Q^{juc}_{\mathrm{HT}}} \mathrm{P}(q_0^j|, \mathrm{T}^j, c^j, u)}$$
$$Q^{juc}_{\mathrm{HT}} = Q^{c}_{\mathrm{Honitsu}} \cap Q^{ju}_{\mathrm{Tenpai}} \tag{13}$$

が成り立つことを利用し推定する。

確率 $\mathrm{P}(q^j|\mathrm{T}^j, c^j, u)$ は (1) 牌種の組み合わせの数 (2) 他家はアガリしやすい待ちでテンパイしがちだという仮定 (3) 他家は振聴となる待ちでは待たないという仮定から推定する。まずは、(1) に起因する確率因子 $f^{(1)}_{juq}$ を導入する。あるフーロ数 3 の手牌を q とし、q の晒されていない 4 枚の牌を、牌種 h の枚数 n_{qh} で表す。そして、

$$f^{(1)}_{juq} = \prod_{h \in H} {}_{N^{uh}}\mathrm{C}_{n_{qh}} \tag{14}$$

と確率因子を定義する。ここで ${}_nC_m$ は組み合わせ数であり、$m = 0$ ならば 1、$n < m$ の場合 0 とする。この因子は暗刻ができにくいことや、場に多く見えている牌を持つ確率が低くなることを表現可能である。

次に、(2) に起因する確率因子 $f^{(2)}_q$ を導入する。この因子は、他家は良い形の待ちになるように手牌 q を組むことを表し、

$$f^{(2)}_q = \begin{cases} 1 & (q \in Q^{\mathrm{Ryanmen}}_{\mathrm{MachiForm}} \cup Q^{\mathrm{Toitsu}}_{\mathrm{MachiForm}}) \\ 0.2 & (\text{それ以外}) \end{cases} \tag{15}$$

により定義する。右辺値 1 と 0.2 は、統計的な手法により得られた値ではなく、著者の麻雀の知識を基にして暫定的に決定された値である。

最後に、(3) に起因する確率因子 $f^{(3)}_{juq}$ を導入する。この因子は、情報集合 u において他家 j が振聴となる手牌を無視することを表し

$$f^{(3)}_{juq} = \begin{cases} 0 & u \text{ において } j \text{ にとって振聴となる } q \\ 1 & (\text{それ以外}) \end{cases} \tag{16}$$

により定義する。

これら 3 種の因子の積として、

$$\mathrm{P}(q^j|\mathrm{T}^j, c^j, u) \propto f^{(1)}_{juq} f^{(2)}_q f^{(3)}_{juq} \tag{17}$$

がおおよそ成り立つと考える。最終的な手牌確率推定の表式は、打牌情報集合を u、他家を j、放銃を z、打牌 d 回、フーロ 3 回の手牌を $q \in Q^{juz}_{\mathrm{NRHoujuu}}$ として、

$$\mathrm{P}(q^j|u) \approx \sum_{c \in S^{ju}_{\mathrm{Color}}} \Bigg(\frac{f^{(1)}_{juq} f^{(2)}_q f^{(3)}_{juq}}{\sum_{q_0 \in Q^{juc}_{\mathrm{HT}}} f^{(1)}_{juq_0} f^{(2)}_{q_0} f^{(3)}_{juq_0}} \cdot$$
$$\cdot \sigma(w^{jI_c}_{c3d} \cdot \phi^{ju}_{I_c}) \sigma(w^{j1}_{c3d} \cdot \phi^{ju}_1) \Bigg) \tag{18}$$

となる。但し、I_c は c が複数色ならば 3、それ以外では 2 である。

[*2] 複数の場合に該当する牌 4 枚の組があり 3927 より小さくなる。

5.2.3 他家のフーロ数が 2 の場合

他家の手牌の残り枚数は 7 枚であり、テンパイしている手牌に限定すれば列挙することは比較的容易である。待ちの種類自体は前節の 4 種類であり、3 フーロの場合に比べて 1 メンツ分だけ組み合わせ数が増加する。メンツは 50 通り程度であるため、組み合わせ数はおよそ 20 万程度である。その中でも、すでに見えている牌などから実現不可能な手牌も多く、他家が 2 フーロした時点で想定される手牌はおよそ 10 万程度である。一度列挙してメモリに記憶してしまえば、あとは各巡目ごとに手牌確率を更新するだけであり、AI として問題のない速度で計算可能である。したがって、2 フーロの場合は 3 フーロの場合と全く同じ手法で、想定される全ての手牌に対する確率付与を行う。

5.2.4 他家のフーロ数が 1 の場合

他家の手牌の残り枚数は 10 枚であり、テンパイしている手牌に限定しても列挙することは困難である。また、1 フーロはテンパイ確率自体は一般にそれほど高くないため、高い精度で待ち牌やロン点を予測するメリットは大きくない。そこで、予測する情報を簡略化することを考える。麻雀は手牌は 13 枚でツモかロンによりメンツ 4 つとヘッド 1 つからなる 14 枚の牌を揃えた時にアガリとなるが、手牌が 10 枚でメンツ 3 つとヘッド 1 つからなる 11 枚の牌を揃えるゲームを仮想的に考えることも可能である。アガリ手牌を 11 枚としても麻雀の役は定義可能であり、点数計算も 14 枚の時と同じように行うことができる。この場合大四喜のような役は実現不可能となるが、もともと実現確率が非常に低い役であるため大きな問題は生じない。また、役の成立に牌が 9 枚必要な三色や一気通貫も起こりにくくなるが、1 フーロの状態でこれらの役に振り込む確率に多少の誤差が含まれても推定の精度に大きな影響はないと考えられる。したがって、1 フーロの場合、手牌の残り枚数が 7 枚だと仮想的に考えて 2 フーロの場合と全く同じ手法を用いて想定される全ての手牌に確率の付与を行う。

5.3 リーチした他家への放銃

リーチしている他家への放銃を考える。手牌を全く晒していない他家の手牌全てに確率を与えるような手法は、組み合わせの数が大きすぎるため現実的ではない。そこで、他家テンパイの待ちを予測して、放銃を予測する。待ちの種類は 3 フーロの相手に対して想定される手牌の数より少なく、待ち全てに対して確率を与えることは比較的容易と考えられる。なお、他家手牌は国士無双以外のアガリ形となるテンパイに限定する。

リーチしている他家 j の待ちが $m \in M$、待ち形が $k \in S_{\mathrm{MachiForm}}$、打牌情報集合を u とする。事象 k^j と m^j には次のような関係がある。

$$\alpha_k \mathrm{P}(k^j|u) \approx \sum_{m \in M_k} \mathrm{P}(m^j|u) \tag{19}$$

但し、$\alpha_{\mathrm{Toitsu}} = 2$、$\alpha_{\mathrm{Ryanmen}} = \alpha_{\mathrm{TankiRes}} = \alpha_{\mathrm{PKTatsu}} = 1$ である。待ち形が $k = \mathrm{Toitsu}$ の場合に左辺を二倍するのは、対子待ちを持つ手牌では 2 つの対子が 1 つの手牌に存在し、右辺が同じ手牌の確率を二度足すからである。等号が成り立たないのは、同形の待ちが複数存在する手牌があるためである。このような性質を持つ手牌数は割合としてさほど多くはないため、以降これらの近似を利用する。但し、4 つの式とも左辺が大きくなることはない。以上のことから、

$$\mathrm{P}(m^j|u) \approx \mathrm{P}(k^j|u) \frac{\alpha_k \mathrm{P}(m^j|k^j, u)}{\sum_{m \in M_k} \mathrm{P}(m^j|k^j, u)} \tag{20}$$

と書ける。

リーチしている他家の待ち確率は、式 (20) を利用して、次のように推定する。まず、待ち確率が確率因子

$$\mathrm{P}(m^j|k^j, u) \propto f_{jum} \tag{21}$$

におおよそ比例すると考える。次に、待ち形確率 $\mathrm{P}(k^j|u)$ を推定する。そして、待ち確率を

$$\mathrm{P}(m^j|u) \approx \mathrm{P}(k^j|u) \frac{\alpha_k f_{jum}}{\sum_{m \in M_k} f_{jum}} \tag{22}$$

のようにして推定する。

各待ちに対して、牌種 h を放銃した時の点数 $(x_{\mathrm{Han}}, x_{\mathrm{Fu}}) \in S_{\mathrm{Ten}}$ の確率分布 $\mathrm{P}(z^j|m^j, u)$ について考える。ここで牌種 h はリャンメン待ちの場合のみ各待ちに対して 2 種類存在する。リーチの放銃点数の確率推定は、「待ちに無関係な部分の翻と符が u によらない定常的な分布に従う」という仮定と、「待ちがドラを持つ場合と、待ちによって役牌の刻子が完成する放銃は、前述の定常分布からその翻数だけ高い分布に従う」という仮定に基づいて行う。すなわち、

$$\mathrm{P}(z^j|m^j, u) \approx p_{\mathrm{rh}}(x_{\mathrm{Han}} - s^h_{jum}) p_{\mathrm{rf}}(x_{\mathrm{Fu}}) \tag{23}$$

とする。ここで、s^h_{jum} は待ちとアガリ牌種に依存する整数のシフト数で、待ち m と牌種 h に含まれるドラの枚数と、待ちが役牌で対子の場合の翻数の和である。関数 $p_{\mathrm{rh}}(a)$ と $p_{\mathrm{rf}}(b)$ はリーチに対する放銃の節点数から

$$p_{\mathrm{rh}}(a) \approx \frac{N_{\mathrm{rh}a}}{N}, \quad p_{\mathrm{rf}}(b) \approx \frac{N_{\mathrm{rf}b}}{N} \tag{24}$$

と推定する。ここで、N は採取したリーチ放銃節点総数であり、$N_{\mathrm{rh}a}$ は放銃の翻から待ちにより完成した役牌の刻子の翻数と、待ちと待ち牌に含まれるドラの数を引いた数が a である放銃の節点数であり、$N_{\mathrm{rf}b}$ は符が b の節点数である。この近似は各待ちごとの役の確率を同一視しているため、役牌がピンフに放銃するような、本来ありえない可能性も考慮することになっている。最終的に、リーチの相手に対する放銃確率は

$$\mathrm{P}(z^j|u) = \sum_{m\in M} \mathrm{P}(z^j|m^j,u)\mathrm{P}(m^j|u) \tag{25}$$

となる。

次に $\mathrm{P}(k^j|u)$ について考える。両面待ちについては、確率が残り筋の本数 $l(j,u)$ にのみ依存すると近似する。ここで、残り筋の本数とは、両面待ち 18 種のうち振聴になっていないものの数である。そして、確率は単純にサンプリングの結果から求める。すなわち

$$\mathrm{P}(\mathrm{Ryanmen}^j|u) \approx \frac{N^{\mathrm{R}}_{l(j,u),\mathrm{Ryanmen}}}{N^{\mathrm{R}}_{l(j,u)}} \tag{26}$$

とする。ここで、N^{R}_l は残り筋の本数が l のリーチ局面のデータ数、$N^{\mathrm{R}}_{l,\mathrm{Ryanmen}}$ はその中での両面リーチのデータ数である。

両面待ち以外の待ち形については、リーチについて近似的に成り立つ総和則

$$\sum_{k\in S_{\mathrm{MachiForm}}} \mathrm{P}(k^j|u) \approx 1 \tag{27}$$

を用いる。複数の種類の待ち形を含むテンパイ手牌が存在することから（複合形）、左辺は 1 より大きな値になる。各待ち形の確率は $k \neq \mathrm{Ryanmen}$ に対して

$$\mathrm{P}(k^j|u) \approx \left(1 - \frac{N^{\mathrm{R}}_{l(j,u),\mathrm{Ryanmen}}}{N^{\mathrm{R}}_{l(j,u)}}\right) \frac{N^{\mathrm{R}}_k}{N^{\mathrm{R}} - N^{\mathrm{R}}_{\mathrm{Ryanmen}}} \tag{28}$$

と推定する。ここで、N^{R} は採取したリーチデータの総数であり、N^{R}_k はその中で k の待ちを含むデータの総数である。

また、f_{jum} については、手牌の推定の時と同様に 3 つの因子の積として表す。すなわち (1) 待ちに関連する牌の残り枚数による因子、(2) 他家 j はアガリの確率と点数を高めるという仮定による因子、(3) 振聴リーチはしないという仮定である。はじめに、(1) に起因する因子を

$$f^{(1)}_{jum} = \begin{cases} 0 & u \text{ で構成不可能な } j \text{ の } m \\ 0.5 \text{ or } 0.8 & u \text{ で関連牌があと 1 or 2 枚} \\ & \text{見えた場合に構成不可能な } j \text{ の } m \\ 1 & \text{(それ以外)} \end{cases} \tag{29}$$

により定める。ここで構成不可能であるとは、例えば自分から六萬が 4 枚見えている場合に五八萬の両面待ちがあり得ない状態を指す。また、あと 1 枚待ちの関連牌が見えた場合に構成不可能となるとは、五八萬の両面待ちの場合、六萬七萬のいずれか一方が 3 枚見えている状態を指す。

(2) に起因する因子は単純ベイズ分類により求める。すなわち、リーチの特定の待ち形における、各待ちの確率を

$$\mathrm{P}(m^j|k^j, y^j_1, \cdots, y^j_M) \approx \mathrm{P}(m^j|k^j) \prod_{i=1}^{M} \frac{\mathrm{P}(m^j|k^j, y^j_i)}{\mathrm{P}(m^j|k^j)} \tag{30}$$

とする。ここで、$\mathrm{P}(m^j|k^j)$ は情報集合によらない各待ちの確率分布であり、牌譜データより

$$\mathrm{P}(m^j|k^j) \approx \frac{N^R_m}{N^R_k} \tag{31}$$

と推定する。ここで、N^R_m は待ち m を含むリーチデータの数である。条件付き確率 $\mathrm{P}(m^j|k^j, y^j_i)$ は、ロジスティック回帰や、各事象が起きた頻度より推定する方法が考えられるが、ここでは後者を用いる。すなわち、

$$\mathrm{P}(m^j|k^j, y^j_i) = \frac{\mathrm{P}(m^j|y^j_i)}{\mathrm{P}(k^j|y^j_i)} \approx \frac{N^R_{my_i}}{N^R_{ky_i}} \tag{32}$$

と推定する。ここで、$N^R_{my_i}$ と $N^R_{ky_i}$ は条件 y_i を満たす、待ちが m のリーチデータと待ち形が k のデータの数である。以上を元に、因子 $f^{(2)}_{jum}$ を

$$f^{(2)}_{jum} = \frac{N^R_m}{N^R_k} \prod_{i=1}^{M} \frac{N^R_k N^R_{my_i}}{N^R_m N^R_{ky_i}} \tag{33}$$

と推定する。本研究で用いた条件 y_i は以下にまとめられる。

- リーチ前に m と同じ色の赤牌を捨てている。
- リーチ前に m と同じ色の牌種 h を捨てている。
- リーチ前に m と同じ色の牌種 h を捨てた後、字牌を手出ししている。

一般にリーチにおいては、両面待ちが最もアガリやすく、次いでシャボ待ちがアガリやすいとされている。この性質は多くのプレイヤが知るところであり、手牌の構成はそれをふまえたものになる。したがって、例えば二筒をリーチ前に切っているプレイヤが三筒の対子待ちを持つ可能性は低い。また、牌種 h を捨てた後に字牌を手出しした場合、および赤牌を捨てた場合、その周辺の待ちは確率が低くなる。この因子の導入によって、これらの性質を取り入れた待ちの確率の推定が可能になる。

最後に (3) に起因する因子 $f^{(3)}_{jum}$ は、u において j にとってフリテンとなる m で 0、それ以外で 1 とする。これらを用いて

$$f_{jum} = f^{(1)}_{jum} f^{(2)}_{jum} f^{(3)}_{jum} \tag{34}$$

とする。

5.4 リーチもフーロもない他家への放銃

他家がリーチもフーロもしていない場合、リーチした場合の放銃確率に、5.1 節で推定したテンパイ確率をかけたものを用いる。

6. 評価実験

ここでは今までに提案した手法を用いて、実際にどの程

度の精度で放銃確率を推定できているかを検証する。はじめに点数については考えない牌ごとの放銃確率の結果を示し、次に点数の予測の精度を示す。サンプルデータとなる牌譜は天鳳 [10] の鳳凰卓のものを用いた。

6.1 牌の放銃確率

牌の放銃確率の検証では、牌譜での打牌に関して推定される放銃確率を計算し、実際にどの程度放銃しているか調べた。麻雀においては各プレイヤの 1 局の放銃確率はおよそ 10 %から 15 %程度であり、通常 1 回の打牌ごとの放銃確率はこの値よりも小さい。そこで、推定される放銃確率に関して 8 %を上限に 1 %刻みで打牌を分類し、実際の放銃頻度と比較した。サンプルは、数が多く放銃率も比較的高くなるあるプレイヤの 10 回目の打牌に限定し、他プレイヤの誰かがリーチまたは 1 回以上のフーロを行っている条件で行った。また、放銃確率は他の各プレイヤに対する放銃確率の合計値を用い、実測値も誰かに放銃した頻度を算出した。この条件のもと、推定される放銃確率が 8 %以下の節点が全体（節点数 10 万）の 95 %を占めた。結果を表 2 に示す。頻度は実際に放銃となった節点の数である。全ての分類値において推定値と実測値の差が 1 %程度である結果が得られた。

表 2 放銃確率の推定値 (%)、実測値 (%)、頻度

推定値	実測値	頻度	推定値	実測値	頻度
0 - 1	0.2 ± 0.04	128	4 - 5	5.4 ± 0.7	218
1 - 2	1.7 ± 0.2	230	5 - 6	5.8 ± 0.9	161
2 - 3	2.8 ± 0.3	310	6 - 7	7.5 ± 1.2	147
3 - 4	4.3 ± 0.5	264	7 - 8	8.4 ± 1.4	127

6.2 点数の予測

点数の予測では、実際に放銃となった打牌に関して、確率が最も高いと予想される翻数と実際の翻数の分布を求めた。放銃時のプレイヤの打牌数などに条件はつけず、放銃となった全ての節点に関して値を算出した。結果を表 3 に示す。翻を低く予測した放銃では、実際に低い放銃が多かったものの、翻を高く予測した放銃では、実際は低い放銃も多く見られた。翻の予測は他家の手牌の中に役牌やドラが存在する場合に変動し、その数は河やフーロの情報には表れにくいため、翻数を正確に特定することは難しいと考えられる。また、高い翻の放銃は起こりにくいため、これを予測することが困難であると考えられる。

符についても翻と同様に特定は困難である。しかし、データより 30 符と 40 符のものが全体の 97 %を占め、この二つで点数が大きくは変わらないため、特定する重要性自体は高くないと考えられる。

表 3 放銃時の翻の予測値と実測値の分布

放銃時翻予測		予測 1 翻	予測 2 翻	予測 3 翻	予測 4 翻以上
実測	1 翻	0.231	0.105	0.025	0.010
実測	2 翻	0.126	0.190	0.029	0.012
実測	3 翻	0.034	0.112	0.028	0.005
実測	4 翻以上	0.012	0.052	0.012	0.013

7. おわりに

本研究では、麻雀における他家の手牌と待ちに関する予測を行うことで、打牌の放銃確率を計算する手法を示した。フーロを行っている他家に関しては、想定される手牌の場合の数を概算し、2 回以上のフーロを行っている場合はその手牌全てに関して確率を付与する手法を提案した。1 フーロの場合は全ての手牌に確率を付与することは困難であるが、近似的な手法を提案した。リーチしている他家に関しては手牌の予測は行わず、待ちの部分のみを予測する手法を提案した。最後に、採取したデータの打牌に関して放銃確率を推定し、実測値と差が 1 %程度の精度を検証した。放銃の点数についても、翻と符を予測する手法を提案した。麻雀の性質から、点数を特定することは困難であるものの、予測される翻の放銃が実際に高い頻度で起こっている様子が確認された。

参考文献

[1] 栗田萌, 保木邦仁. 1 人麻雀の有向非巡回グラフを用いた近似表現情報処理学会研究報告. GI, Vol. 2017-GI-35, No. 14, pp. 1-8, 2017.
[2] とつげき東北. 科学する麻雀. 講談社現代新書、2004
[3] 水上直紀, 中張遼太郎, 浦晃, 三輪誠, 鶴岡慶雅, 近山隆. 多人数性を分割した教師付き学習による四人麻雀プログラムの実現. 情報処理学会論文誌, Vol. 55, No. 11, pp. 1-11, 2014.
[4] 萩原涼太, 山田渉央, 佐藤直之, 池田心. 麻雀における相手のアガリ点数予測法の性能評価. 情報処理学会研究報告. GI, Vol. 2016-GI-35, No. 11, pp. 1-8, 2016.
[5] 西野順二, 西野哲朗. 大貧民における相手手札推定. 2011-MPS-85, No. 9, pp. 1-6, 2011.
[6] 吉原大夢, 大久保誠也. コンピュータ大貧民における手札推定の有効性について. 情報処理学会研究報告. GI, Vol. 2013-GI-30, No. 4, pp. 1-6, 2013.
[7] 大渡勝己, 田中哲朗. 方策勾配を用いた教師有り学習によるコンピュータ大貧民の方策関数の学習とモンテカルロシミュレーションへの利用. 情報処理学会研究報告. GI, Vol. 2016-GI-35, No. 10, pp. 1-8, 2016.
[8] Michael Buro, Jeffrey R. Long, Timothy Furtak, and Nathan Sturtevant. Improving State Evaluation, Inference, and Search in Trick-Based Card Games, in Proceedings of the 21st International Joint Conference on Artifical Intelligence. pp. 1407-1413, 2009.
[9] Mark Richards and Eyal Amir. Opponent Modeling in Scrabble, in Proceedings of the 20th International Joint Conference on Artifical Intelligence. pp. 1482-1487, 2007.
[10] 角田真吾. 天鳳. http://tenhou.net/ 2017.