

民事訴訟の確率過程モデル

——ベータ分布の確率密度関数による終了判定モデルの実証的拡張——

大野 薫*

- I はじめに
- II 民事訴訟の確率過程モデル 2024 年バージョン
- III モンテカルロ・シミュレーションとフィッティング結果
- IV 終了判定モデルの考察
- V おわりに

I はじめに

大野 [2020a] は、民事訴訟プロセスに特徴的な逡減的不確実性構造を反映することが可能な連続時間確率過程モデルを根幹に、終了判定モデルと費用モデルを組み合わせ、民事訴訟の確率過程モデルを構築した。そして司法統計データを用いたモンテカルロ・シミュレーションによるモデル・パラメータの最適化フィッティングを行い、訴訟価値分布が単純なブラック・ショールズ・モデル¹⁾ や二項モデルでは表現し得ない、複雑な意思決定を反映した形状であることを示した²⁾。続く大野 [2020b] では、このモデルによるシミュレーションの詳細な考察とオプション性の分析を行い、民事訴訟の分析におけるモデルの妥当性をサポートする結果を得た。

しかしながら大野 [2020a] のモデルは、意思決定のベースとなる指標として仮定し

* 中央大学法科大学院教授

たトライアル・インディケーター ψ の水準に応じて変化する，時間とは独立した不確実性構造を見落としていた。そこで大野 [2022] はこのもう一つの重要な不確実性構造を追加して，新たな民事訴訟の確率過程モデルを構築した。司法統計データにモデル・パラメータをフィットさせた比較では，新たな不確実性構造の追加がモデルのフィッティング能力を向上させ，和解判定モデルもより現実的な振る舞いを示した。しかしその一方で，放棄・取下げの終了判定関数は階段状となり，単純な上限付き指数関数による判定モデルの妥当性に疑問を投げ掛ける結果となった。そこで本稿ではこの結果を踏まえ，放棄・取下げ判定モデルを中心に，終了判定モデル全体を再構築する。

大野 [2020a] の終了判定モデルでは， ψ の水準に応じて変化する原告と被告の和解及び放棄・取下げに対する意欲を事前に考察してシンプルな関数を想定した。それに対して，本稿では再考察が必要な放棄・取下げの終了判定関数を司法統計データから事後推定する。具体的には， ψ の水準による放棄・取下げ判定関数のフレームワークにさまざまな形を取ることが可能なベータ分布の確率密度関数を用い，パラメータの最適化を通して，妥当な形状を推定する。

さらに，時間の経過が不確実性構造に大きな影響を及ぼすのと同様，和解及び放棄・取下げの意思決定でも時間の経過が重要な要素になると考えられることから，それぞれの終了判定モデルにベータ分布の確率密度関数を用いた時間軸ウェイトを追加する。

ベータ分布は確率変数 x に関して $0 < x < 1$ の範囲で定義される連続確率分布³⁾ で，第一種ベータ分布の確率密度関数は以下で表される。

$$f(x; a, \beta) = \frac{x^{a-1}(1-x)^{\beta-1}}{B(a, \beta)} \quad (1.1)$$

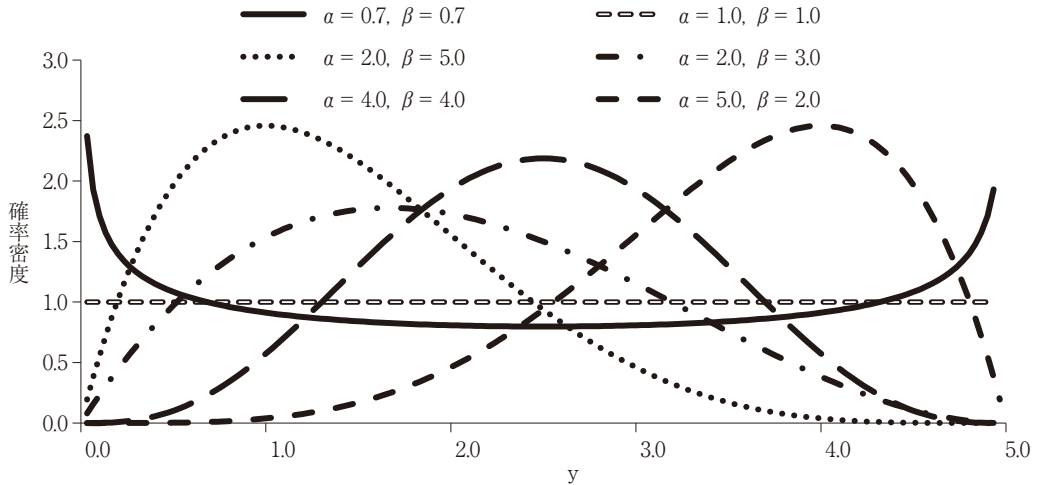
分母はベータ関数で， $B(a, \beta) = \int_0^1 x^{a-1}(1-x)^{\beta-1} dx$ $a, \beta > 0$ である。

ベータ分布の確率密度関数は，二つのパラメータ a と β の値によって大きく形を変えするという特徴がある。本稿では，司法統計データを用いたパラメータの最適化によって関数形状を探索するが，ベータ分布は $0 < x < 1$ の範囲なので，終了判定モデルへの組み込みには， ψ のスケール範囲ならびに審理期間に関して変換を行う必要がある。スケール変換後の変数を y ，最大値を H ，最小値を L とすると， $y = x(H-L) + L$ となり， $x = \frac{y-L}{H-L}$ である。したがって，本稿の終了判定モデルで用いる最大値と最小値を含めた 4 形状パラメータによる第一種ベータ分布の確率密度関数は以下となる。

$$f(y; a, \beta, L, H) = \frac{(y-L)^{a-1}(H-y)^{\beta-1}}{(H-L)^{a+\beta-1} B(a, \beta)} \quad (1.2)$$

図 1 は，ベータ分布の確率密度関数がどのような形状を取り得るのかの例として，い

図1 パラメータ値の組み合わせによるベータ分布の確率密度関数の形状



(出所) 図1～図13, すべて筆者作成。

くつかのパラメータ値の組み合わせを描いたものである。横軸はシミュレーションの最大審理期間に対応している。図1で明らかなようにベータ分布の確率密度関数はパラメータの値で変幻自在に形を変えるが、その形状は $a = \beta$ の場合は左右対称になり、 $a = \beta < 1$ ではU字形、 $a = \beta = 1$ では一様分布、 $a = \beta > 1$ では単峰形、 $a \neq \beta$ の場合はどちらかに偏った形となる。

II 民事訴訟の確率過程モデル 2024 年バージョン

本稿でのモデルの改良は和解判定における時間軸の追加と、放棄・取下げ判定の全面的な再構築である。具体的には、 ψ 軸に関する和解の終了判定関数はこれまでと同じものを用い、時間の推移による変化を許容するために、ベータ分布の確率密度関数による時間軸ウェイトを追加する。放棄・取下げの終了判定関数は、 ψ 軸及び時間軸の双方にベータ分布の確率密度関数を用いてモデル化する。大野 [2020a] で民事訴訟の確率過程モデルを構築して以来、データ分析の結果を踏まえた上での改良が続いているので、2024年バージョンとして、以下に全体をまとめておく。

1. トライアル・インディケーター・モデル

原告、被告、裁判官などの裁判関係者が、民事訴訟プロセスにおける不確実性下の意

思決定のベースとする総合的な情報の指標として、トライアル・インディケーター ψ を仮定する。 ψ は直接観察できない心理的な仮想概念で、0～100の値を取り、 ψ の水準が判決や和解などの終了形態にダイレクトに影響を及ぼす。 ψ は主観的な勝訴確率、もしくは裁判所の心証に似ているが、裁判関係者が共有するという違いがある。なお、 ψ は客観的な確率ではないが、期待訴訟価値の計算においては勝訴確率として取り扱う。 ψ は民事訴訟の不確実性構造を確率過程で描写するために有用な概念であり、以下の確率微分方程式に従う。

$$d\psi(t) = \theta(t)dt + \Gamma\sigma(t)dz_1 \quad (2.1)$$

ここで Γ は、最大値が1になるように正規化したガウス・ウェイトで、

$$\Gamma = \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left\{-\frac{(\psi(t) - \psi_{Mid})^2}{2s^2}\right\} \div \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} = \exp\left\{-\frac{(\psi(t) - \psi_{Mid})^2}{2s^2}\right\} \quad (2.2)$$

となる。 ψ_{Mid} はガウス・ウェイト関数の中心位置で、泡沫訴訟のような特殊な場合には、関数の中心と ψ スケールの中間点が異なる可能性も考えられるが、通常は $\psi_{Mid} = 50$ である⁴⁾。ドリフト係数 $\theta(t)$ は t 時における ψ の期待成長率、拡散係数 $\Gamma\sigma(t)$ は ψ の水準及び時間に依存する t 時のボラティリティ、 dz_1 はブラウン運動の増分である。

$\theta(t)$ の動きに以下の確率微分方程式を仮定する。

$$d\theta(t) = \lambda[\bar{\theta}(t) - \theta(t)]dt + \Gamma\eta(t)dz_2 \quad (2.3)$$

$d\theta(t)$ は平均回帰プロセスに従い、 t 時における期待平均値は $\bar{\theta}(t)$ である。 λ は平均回帰速度で、 t 時において、不確実性による予期せぬ変動で期待値 $\bar{\theta}(t)$ から乖離した $\theta(t)$ が、どれだけ速く期待値に収束しようとするのかを表す。半減期は $\ln(2)/\lambda$ で、この時点において当初の乖離幅が半分になることが期待される。 $\eta(t)$ は拡散係数、 dz_2 はブラウン運動の増分である。

予期せぬ変動で乖離した値が戻ろうとする $\bar{\theta}(t)$ は ψ の t 時における期待値の導関数 ($d\bar{\psi}/dt$) で、 $\bar{\psi}(t)$ はスケール変換されたロジスティック関数 $N(t)$ に従う。

$$\bar{\psi}(t) = a[N(t) - N_0] + \psi_0 \quad (2.4)$$

$$N(t) = \frac{K}{1 + (K/N_0 - 1)e^{-\xi t}} \quad (2.5)$$

N_0 は初期値、 K は飽和値、 ξ は増加率、 t は時間であり、 a は $\bar{\psi}(t)$ を初期値 (ψ_0) と最終値 (ψ_e) の範囲にスケール変換する。

$$a = \frac{\psi_e - \psi_0}{K - N_0} \tag{2.6}$$

民事訴訟プロセスでは、当初の高い不確実性が徐々に減少していくと考えられるので、不確実性の大きさを表す拡散係数項の $\sigma(t)$ 及び $\eta(t)$ は一定ではなく、共に平均回帰プロセスに従い、 $\sigma(t)$ は長期平均 $\bar{\sigma}$ に、 $\eta(t)$ はゼロに収束すると仮定する。

$$d\sigma(t) = \kappa_1 [\bar{\sigma} - \sigma(t)] dt \tag{2.7}$$

$$d\eta(t) = -\kappa_2 \eta(t) dt \tag{2.8}$$

ここで、 κ_1 と κ_2 は平均回帰速度である。また、 ψ の予期せぬ変動と θ の予期せぬ変動との関連を、瞬時的相関係数 ρ_{12} で許容する。

$$dz_1 dz_2 = \rho_{12} dt \tag{2.9}$$

ブラック・ショールズ・モデルではドリフト率と拡散率が一定であるが、このモデルではドリフト率と拡散率の双方が ψ の水準と時間に応じて変化し、より柔軟に不確実性構造を反映することが可能になる。

2. 費用モデル

訴訟プロセスを通して発生する費用を①着手金その他の訴訟提起費用、②経費、③成功報酬の三つに分け、時間的な不確実性が高い経費は以下のようにモデル化する。

$$C(t) = L_A [F + \gamma(t)] \tag{2.10}$$

t 時に発生する経費 $C(t)$ は訴額 L_A と経費率の積で、経費率は予め期待される最低限の固定経費率 F と予期せぬ出費による変動経費率 $\gamma(t)$ からなる。変動経費率の不確実性は当初高く、訴訟プロセスが進むにつれて徐々に減少していくと考えられるので、 $\gamma(t)$ は平均回帰を伴う以下の確率微分方程式に従うと仮定する。

$$d\gamma(t) = \kappa_3 [\bar{\gamma} - \gamma(t)] dt + \varphi(t) dz_3^+ \tag{2.11}$$

κ_3 は平均回帰速度、 $\bar{\gamma}$ は長期平均、 $\varphi(t)$ は拡散係数である。 $\gamma(t)$ は正の値しか取らないので、 dz_3^+ は折り畳み標準正規分布に従う正の変量となる。

変動経費率の予期せぬ変動も、やがて一定のレベル $\bar{\varphi}$ に平均回帰速度 κ_4 で収束する。

$$d\varphi(t) = \kappa_4 [\bar{\varphi} - \varphi(t)] dt \quad (2.12)$$

また、 γ の予期せぬ変動と、 ψ 及び θ の予期せぬ変動との関連を、それぞれ瞬時的相関係数 ρ_{13} と ρ_{23} で許容する。

$$dz_1 dz_3^+ = \rho_{13} dt \quad (2.13)$$

$$dz_2 dz_3^+ = \rho_{23} dt \quad (2.14)$$

3. 新・終了判定モデル

モデル内での訴訟プロセスの終了は、 t 時における ψ の値に応じて、①原告勝訴（認容、認諾）、②和解、③放棄・取下げ、④敗訴（棄却、却下）の四つに分けて判定を行う。

(1) 勝訴と敗訴

$\psi(t)$ が勝訴閾値 ψ_{win} 以上になったら勝訴として終了し、敗訴閾値 ψ_{lose} 以下になったら敗訴として終了する。

(2) 和解判定モデル

ψ の水準による和解の終了判定ウェイト関数は変更せず、大野 [2022] モデルと同じものを用いる⁵⁾。和解は敗訴閾値から勝訴閾値の間で可能で、 ψ 軸判定ウェイト $S_W \psi(t)$ は両閾値の時に最大値 $P_S H$ を取り、 $\psi(t)$ が閾値から離れるにつれて最小値 $P_S L$ まで、減衰率 r_d で指数関数的に減少する。

$$S_W \psi(t) = \exp[-r_d D_S(t)] (P_S H - P_S L) + P_S L \quad (2.15)$$

ここで、 $D_S(t)$ は勝訴閾値または敗訴閾値から $\psi(t)$ までの距離であり、 $\psi(t) > 50$ の時 $D_S(t) = \psi_{win} - \psi(t)$ 、 $\psi(t) \leq 50$ の時 $D_S(t) = \psi(t) - \psi_{lose}$ である。

ψ の水準に加えて、和解の判定関数が時間と共に変化するのを許容するために、ベータ分布の確率密度関数による時間軸ウェイト $S_W T(t)$ を追加する。

$$S_W T(t) = \frac{(t - T_L)^{a_1 - 1} (T_H - t)^{\beta_1 - 1}}{(T_H - T_L)^{a_1 + \beta_1 - 1} B(a_1, \beta_1)} \quad (2.16)$$

a_1 と β_1 は全体最適化によって値が推定される。最終的な和解の発生基準確率 $P_S(t)$ は、 ψ 軸と時間軸のウェイトを掛け合わせて

$$P_S(t) = S_W \psi(t) S_W T(t) \quad (2.17)$$

となり、シミュレーションの各ピリオド (Δt) において、一様乱数が $P_S(t) \Delta t$ 以下なら和解が発生する。

(3) 放棄・取下げ判定モデル

ベータ分布確率密度関数による ψ 軸判定ウェイト $W_W \psi(t)$ は、

$$W_W \psi(t) = \frac{(\psi(t) - \psi_L)^{a_2 - 1} (\psi_H - \psi(t))^{\beta_2 - 1}}{(\psi_H - \psi_L)^{a_2 + \beta_2 - 1} B(a_2, \beta_2)} \quad (2.18)$$

である。同様に、ベータ分布確率密度関数による時間軸判定ウェイト $W_W T(t)$ は、

$$W_W T(t) = \frac{(t - T_L)^{a_3 - 1} (T_H - t)^{\beta_3 - 1}}{(T_H - T_L)^{a_3 + \beta_3 - 1} B(a_3, \beta_3)} \quad (2.19)$$

である。 a_2, β_2 及び a_3, β_3 は、全体最適化によって値が推定される。最終的な放棄・取下げの発生基準確率 $P_W(t)$ は、両ウェイトを掛け合わせたものにスケーリングのための a と b を加えて

$$P_W(t) = a W_W \psi(t) W_W T(t) + b \quad (2.20)$$

となり、シミュレーションの各ピリオド (Δt) において、一様乱数が $P_W(t) \Delta t$ 以下なら放棄・取下げが発生する。

III モンテカルロ・シミュレーションとフィッティング結果

1. モンテカルロ・シミュレーション・モデル

モンテカルロ・シミュレーションでは、以下の離散化式を用いた。

$$\psi(t + \Delta t) = \psi(t) \exp \left\{ \left[\theta(t) - \frac{(\Gamma \sigma(t))^2}{2} \right] \Delta t + \Gamma \sigma(t) \sqrt{\Delta t} \varepsilon_1 \right\} \quad (3.1)$$

$$\theta(t + \Delta t) = \exp(-\lambda \Delta t) \theta(t) + [1 - \exp(-\lambda \Delta t)] \bar{\theta} + \sqrt{\frac{1 - \exp(-2\lambda \Delta t)}{2\lambda}} \Gamma \eta(t) \varepsilon_2 \quad (3.2)$$

$$\gamma(t + \Delta t) = \exp(-\kappa_3 \Delta t) \gamma(t) + [1 - \exp(-\kappa_3 \Delta t)] \bar{\gamma} + \sqrt{\frac{1 - \exp(-2\kappa_4 \Delta t)}{2\kappa_4}} \varphi(t) \varepsilon_3^+ \quad (3.3)$$

ここで,

$$\sigma(t) = \exp(-\kappa_1 t) \sigma_0 + [1 - \exp(-\kappa_1 t)] \bar{\sigma} \quad (3.4)$$

$$\eta(t) = \exp(-\kappa_2 t) \eta_0 \quad (3.5)$$

$$\varphi(t) = \exp(-\kappa_4 t) \varphi_0 + [1 - \exp(-\kappa_4 t)] \bar{\varphi} \quad (3.6)$$

であり, ε_1 と ε_2 は標準正規分布に従う乱数, ε_3^+ は折り畳み標準正規分布に従う正の乱数を表す。

モンテカルロ・シミュレーションの根幹である一様乱数ジェネレーターには²¹⁹¹のシークエンスを持つ L'Ecuyer [1999] の MRG32k3a を用い⁶⁾, 標準正規乱数への変換にはテール部分の近似にすぐれた Moro [1995] のインバース法アルゴリズムを用いた。また, $K=100$, $N_0=1$ に設定し, 時間幅(Δt)による曲線誤差を少なくするために, $\bar{\theta}(t)$ の値は数値的に求めた。乱数の影響で $\psi(t)$ が 0 から 100 の範囲に収まらないことも起こり得るが, Lord, Koekkoek, and van Dijk [2010] や Andersen [2008] がシンプルな Full Truncation Scheme で確率的ボラティリティ・モデルの良好な推定結果を得ていることから, 本稿のシミュレーション・モデルでも同様のアルゴリズムを用いた。

新たな放棄・取下げ判定モデルに加えた ψ 軸ベータ分布確率密度関数の範囲は敗訴閾値から勝訴閾値までとする考え方もできるが, 本稿のシミュレーションでは ψ のスケール範囲(0, 100)とし, 和解及び放棄・取下げ判定モデルの時間軸ベータ分布確率密度関数の範囲は, シミュレーションの最大審理期間が 5 年であることから(0, 5)とした。シミュレーションではこの 5 年を 150 のピリオド (Δt は約 12 日間)に区切り, 毎期末に終了判定を行って, 5 年で終結しない場合は「時間切れ」とした。

2. 司法統計データを用いた最適パラメータ値の推定

本稿では, 新旧モデルの比較を容易にするために, 大野 [2022] と同じ令和 2 年度の司法統計データを用いて, 最適化フィッティングを行った。表 1 は, 令和 2 年度裁判所司法統計の全地方裁判所第一審通常訴訟既済事件全体のデータから, パラメータのフィッティング用に, モデル終了判定カテゴリーと審理期間の割合を抽出したものである。司法統計データの「終局区分」の内, モデル終了判定カテゴリーの「勝訴」には「認容」と「認諾」を含め, 「敗訴」には「棄却」と「却下」を含めて, 割合を計算した。「決定」, 「命令」, 「その他」はモデルの終了判定カテゴリーにないので, 最適化の基準から除外した。

パラメータ値の推定では, 表 1 のデータ全体を基準として, データとモデル予測値の

表 1 終了判定カテゴリーと審理期間のフィッティング用データ

終了判定カテゴリー		勝訴		和解		放棄・取下げ	敗訴
		38.86%		36.33%		18.92%	5.89%
審理期間	0.5 年以下	0.5 ～ 1 年	1 ～ 2 年	2 ～ 3 年	3 ～ 5 年	5 年超	
	50.80%	22.10%	19.31%	5.45%	2.07%	0.27%	

(出所) 令和 2 年度司法統計データ第 19 表と第 20 表より筆者作成。

乖離の二乗の総和(残差平方和)を最小化するように、複数のランダム初期点を用いた一般化簡約勾配法で最適化を行った。最適化においては、より推定精度の高い解を得るために、モデルのアウトプット値としてサンプル・パス数 10 万のシミュレーションを 5 回繰り返した平均値を用いた。また、大野 [2022] と同様、 ψ の初期値 (ψ_0) を 50、全ての ρ を 0 に設定⁷⁾ し、他のパラメータは自由に変動させてデータから推定した。

図 2 と図 3 はフィッティング結果を棒グラフで示している。実際の司法統計データに対して、図 2 の終了区分においても、図 3 の審理期間においても、2022 年モデルと 2024 年モデルの双方が遜色のない良好なフィットを得ている。RMSE (Root Mean Squared Error)⁸⁾ は、2022 年モデルが 0.536% で、2024 年モデルが 0.766% だった。2024 年モデルの方が若干高いが、乱数誤差の範囲とみなせよう。

表 2 は、フィッティングにより推定された最適パラメータ値をまとめている。不確実性構造のパラメータ群に関しては、2022 年モデルと 2024 年モデルで乱数誤差以上とみなせる変化は見られない。

図 2 終了区分のフィッティング結果

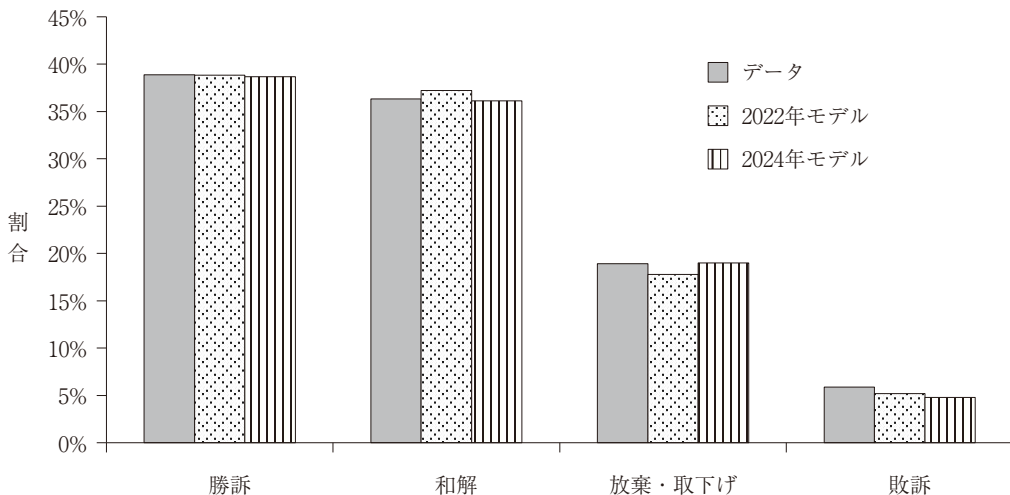


図3 審理期間のフィッティング結果

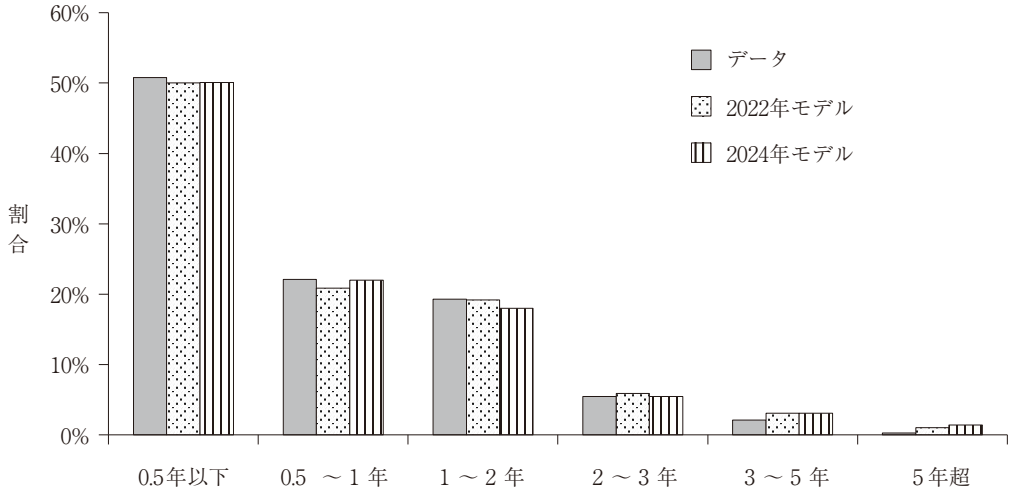


表2 フィッティングにより推定された最適パラメータ値

パラメータ	2022年モデル	2024年モデル
ロジスティック増加率 (ξ)	5.33	5.39
期待 ψ の最終値 (ψ_e)	93.57	94.56
$d\theta$ の平均回帰速度 (λ)	0.56	0.53
$d\theta$ の拡散係数初期値 (η_0)	141.60%	142.34%
$d\eta$ の平均回帰速度 (κ_2)	0.70	0.71
ガウス・ウェイト標準偏差 (s)	7.82	8.09
$d\psi$ の拡散係数初期値 (σ_0)	255.95%	258.21%
$d\psi$ の拡散係数長期平均 ($\bar{\sigma}$)	50.89%	52.14%
$d\sigma$ の平均回帰速度 [κ_1]	1.78	1.76
原告勝訴閾値 (ψ_{win})	78.92	80.87
和解 ψ 軸確率最大値 ($P_S H$)	88.80%	95.76%
和解 ψ 軸確率最小値 ($P_S L$)	38.99%	46.94%
和解 ψ 軸確率減衰率 (r_d)	22.93%	5.37%
放棄・取下げ考慮閾値 (ψ_W)	35.11	39.55
放棄・取下げ確率増加率 (r_W)	14.58%	NA
放棄・取下げ確率最大値 ($P_W H$)	72.51%	NA
和解時間軸ベータ関数 a_1	NA	1.018
和解時間軸ベータ関数 β_1	NA	1.032
放棄・取下げ ψ 軸ベータ関数 a_2	NA	7.839
放棄・取下げ ψ 軸ベータ関数 β_2	NA	6.069
放棄・取下げ時間軸ベータ関数 a_3	NA	1.041
放棄・取下げ時間軸ベータ関数 β_3	NA	1.036
放棄・取下げスケールング a	NA	1.61
放棄・取下げスケールング b	NA	-2.58
原告敗訴閾値 (ψ_{lose})	15.04	15.05

IV 終了判定モデルの考察

1. 和解判定

図4は2024年モデルにおける Δt 当たりの和解発生基準確率で、図5は比較を容易にするために、同じ ψ 軸と時間軸(t)の二軸で描いた2022年モデルの和解発生基準確率である。

時間軸に関しては、当然ながら2022年モデルでは一定であるが、2024年モデルも時間軸に沿った変化は僅かである。少なくともこのデータに関しては和解判定の基本的構造は時間が経過してもそれほど変わらず、和解の意思決定は主に ψ の水準に影響されているように見える。和解判定モデルへの時間軸ベータ分布の確率密度関数ウェイトの追加は、局所最適解に陥る可能性を高くし、全体最適解を探す計算負荷を増大させるデメリットがある一方で、時間の推移と共に和解発生の内部メカニズムがどのように変化するか確認できる点は、特に分野別のデータなどを分析する際にメリットとなる。

ψ 軸に関しては、2024年モデルでは敗訴閾値及び勝訴閾値の両端に近づいても、和解発生基準確率は2022年モデルのように上昇率が加速しておらず、新たな放棄・取下げ判定モデルとの相互作用がうかがえる。また、2024年モデルでは、 $\psi=50$ を境に不連続な段差が見られるが、これは勝訴閾値と敗訴閾値が ψ 軸の中心から非対称に位置し

図4 2024年モデルにおける和解発生基準確率 (Δt)

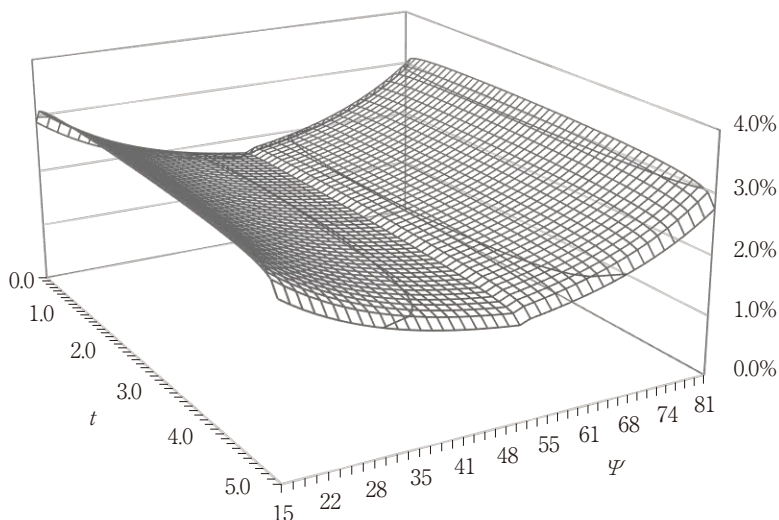
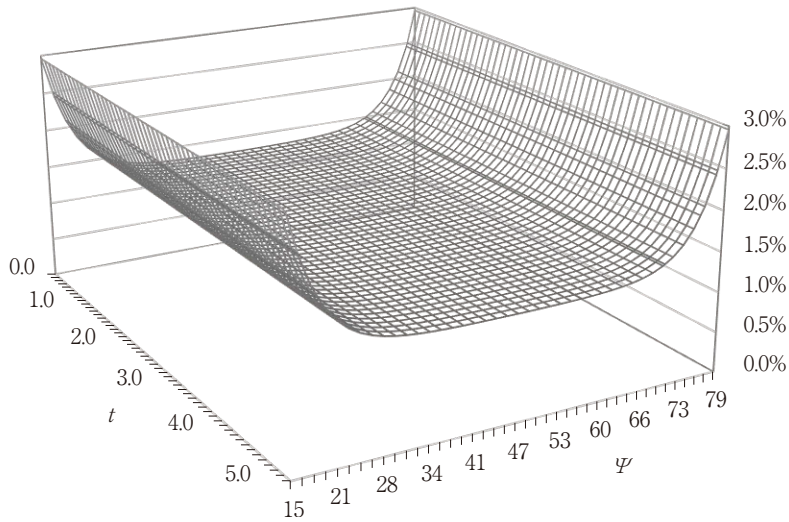


図5 2022年モデルにおける和解発生基準確率 (Δt)



ているのと、減衰率の低さが原因で、 ψ のスケール中心値が50ではないか、あるいは和解に対する意欲が勝訴領域と敗訴領域で異なる可能性を示唆している。

図6は、モンテカルロ・シミュレーションで実際に観察された ψ 軸に対する和解の相対度数分布である⁹⁾。和解は ψ の中心付近ではほとんど発生していないが、 ψ がどちらかに推移して裁判の趨勢が明らかになり始めると数多く発生するようになり、二峰形の分布を形作る。下方では35近辺に鋭いピークがあり、上方では70を超えたあたりからプラトーに達する。しかし、2024年モデルでは20前後でテラスを形作っていて、 ψ の低下と共に減少し続けてきた和解が、この近辺でしばらく横ばいに推移することを示している。

図6 ψ 軸におけるシミュレーションで発生した和解の相対度数分布

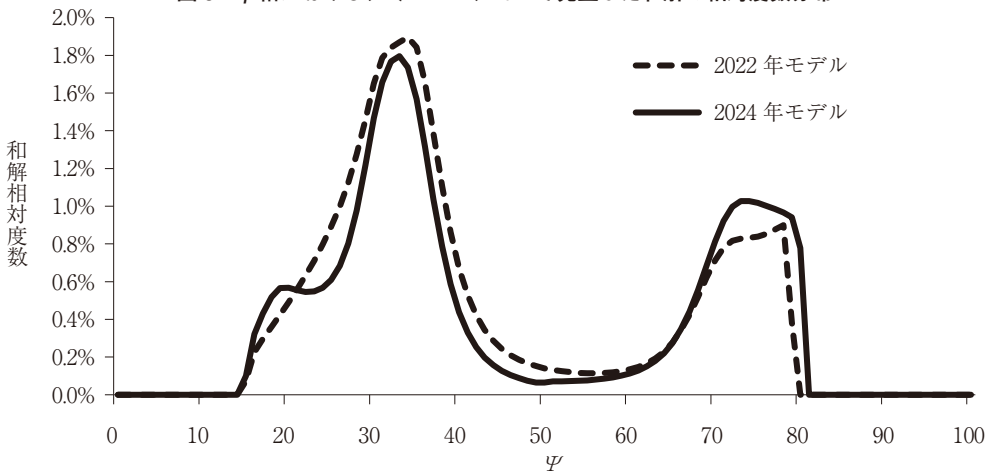


図7 時間軸におけるシミュレーションで発生した和解の相対度数分布

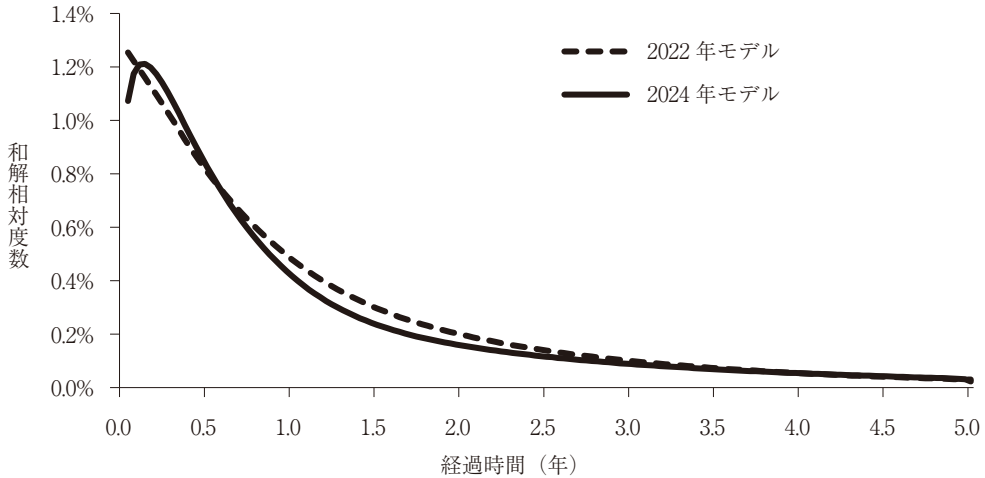


図7はシミュレーションで観察された時間軸に対する和解の相対度数分布である。両者に大きな違いはないが、2024年モデルでは最初に少し上昇してピークを経てから下降しており、追加した時間軸ウェイトの形状を反映している（図4参照）。

2. 放棄・取下げ判定

図8は2024年モデルにおける Δt 当たりの放棄・取下げ発生基準確率で、図9は同じ ψ 軸と時間軸(t)の二軸で描いた2022年モデルの放棄・取下げ発生基準確率である。

時間軸に対しての2024年モデルの形状はなだらかに丸みをおびているものの、両端付近を除けば時間の推移による変化はそれほど大きくなく、2022年モデルと大差はない。

しかしながら、 ψ 軸に関しての形状はまったく異なっている。2024年モデルでは、2022年モデルより低い ψ の値から放棄・取下げが発生し始め、急上昇して丸みを帯びたピークを形作ってから急下降する山のような形状になっている。これは原告の放棄・取下げの意思決定に関して、重要な意味合いを持つ。発生基準確率が原告の意欲を描写していると考えれば、2022年モデルでは不利な状況が明らかになるやいなや、原告の放棄・取下げの意欲はすぐに最大限に達し、それが敗訴の判決に至るまで継続する。一方、2024年モデルでは、原告が不利な状況に向かっていくことを認識すると放棄・取下げの意欲が急速に高まり、 ψ の値が23近辺で最大限に達するものの、さらに不利な状況に進むと、意欲は急速に薄れていく。

この2024年モデルの、 ψ 軸に関してあるレベル以下になると、状況が不利になればなるほど放棄・取下げの意欲が減少するパターンは、法と行動経済学の分野における理

図8 2024年モデルにおける放棄・取下げ発生基準確率 (Δt)

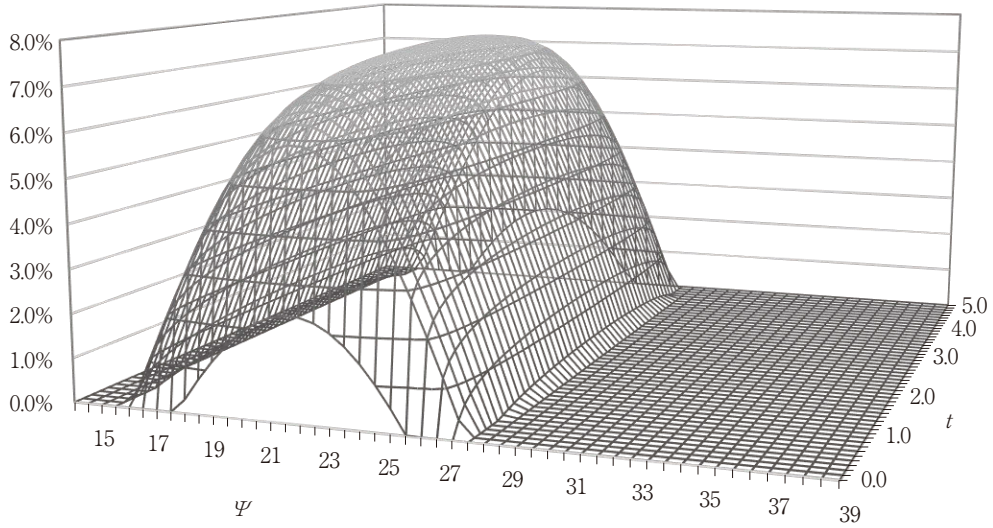
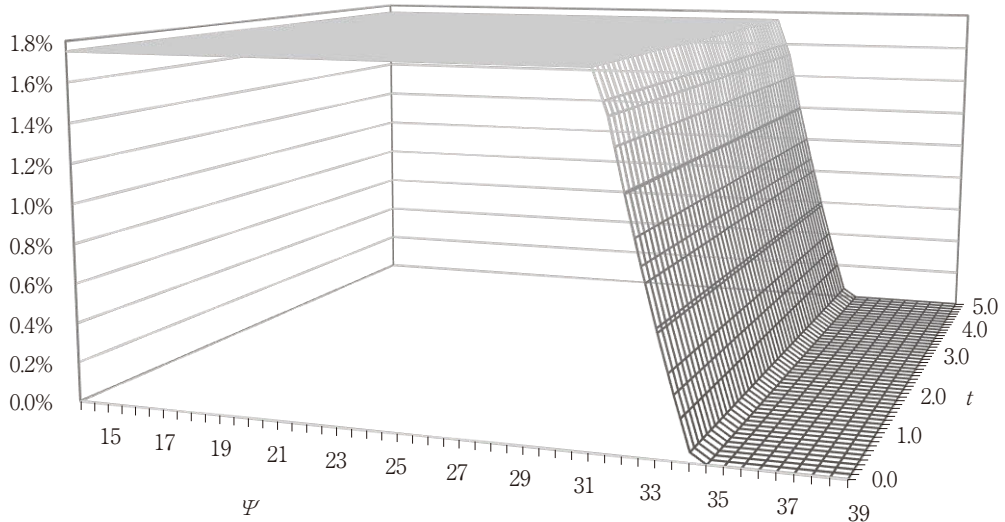


図9 2022年モデルにおける放棄・取下げ発生基準確率 (Δt)

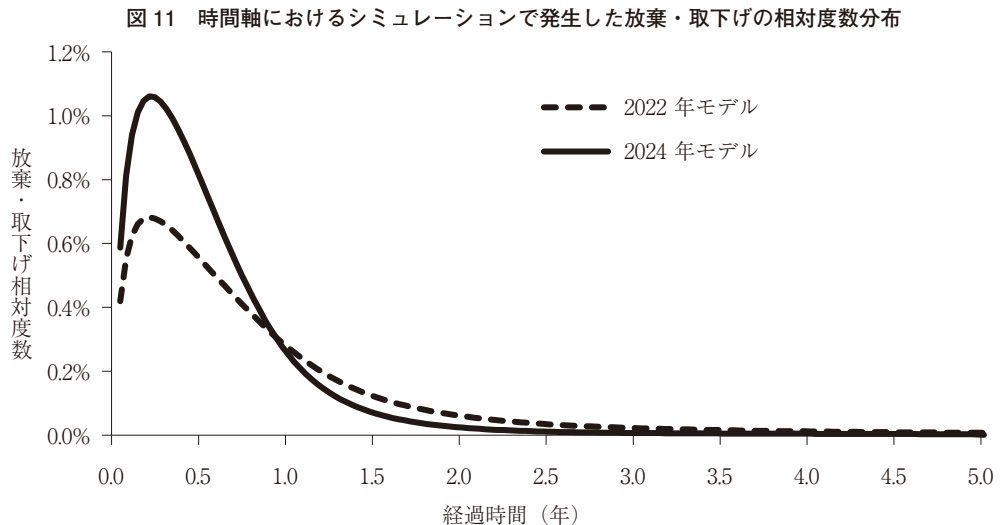
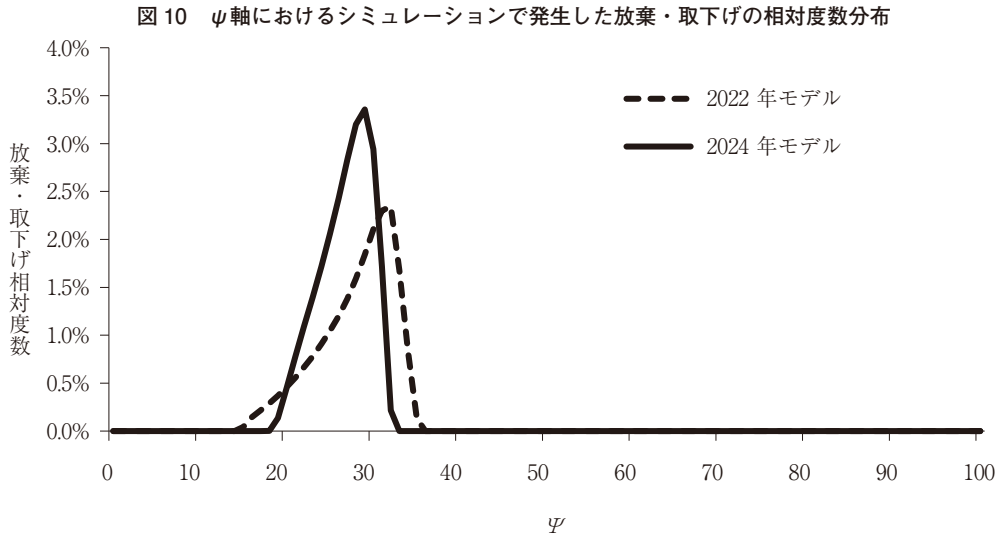


論及び実証研究と整合的である。放棄・取下げのピークを経ても訴訟が継続しているケースでは、原告は金銭も時間も労力もより多く費やしてしまっている。これらは将来の合理的な判断のためには無視すべき埋没費用であるが、人はつぎ込んだ費用が多くなればなるほど、不合理でも現在の選択に固執し、そのまま継続する傾向が強くなる (Arkes and Blumer [1985], Staw and Ross [1989])。また、埋没費用が訴訟を止める選択に関わる損失として認識されると、プロスペクト理論 (Kahneman and Tversky [1979]) のフレームワークでは、原告はどちらも損失となる選択肢に直面している状況である。こ

のような場合、原告はリスク追及的になり、たとえわずかな確率でも有利な判決が出ることに掛け、放棄・取下げよりも訴訟の継続を選択するようになる。

図10はシミュレーションで実際に観察された ψ 軸に対する放棄・取下げの相対度数分布である。ピークは2024年モデルの方が高いが、両者とも形状が似ている。とはいえ、これは表面的に結果が似ているだけで、図8と図9が示すように、放棄・取下げを発生させる判定モデル内部の関数の形状はまったく異なっている。2024年モデルの方が放棄・取下げの意思決定に関して、より有意義な洞察を提供しているといえよう。

図11は時間軸におけるシミュレーションで発生した放棄・取下げの相対度数分布で、両者の形は似ているものの、2024年モデルの方がより高いピークを付け、下降も急に



なっている。

図12と図13は、和解と放棄・取下げを直接的に比較するために、放棄・取下げ相対度数から和解相対度数を引いた値を描いている。

図12の ψ 軸における比較では、両者とも似通った複雑な形状になっているものの、2024年モデルでは30以下の部分で放棄・取下げが突出して発生し、高いピークを形成している。図13を見ると、経過時間が1.5年以下で2024年モデルの放棄・取下げの頻度が高く、特に初期に顕著に発生していて、0.5年付近では放棄・取下げが和解とほぼ同数に達している。合わせると、訴訟開始後半年以内に ψ が30以下に下落して趨勢

図12 ψ 軸における和解と放棄・取下げの比較：放棄・取下げ－和解相対度数

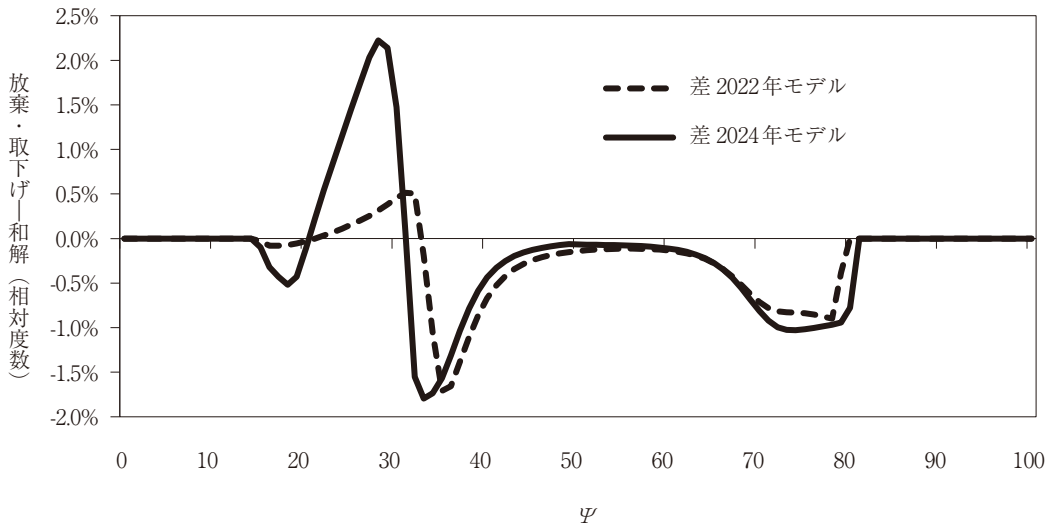
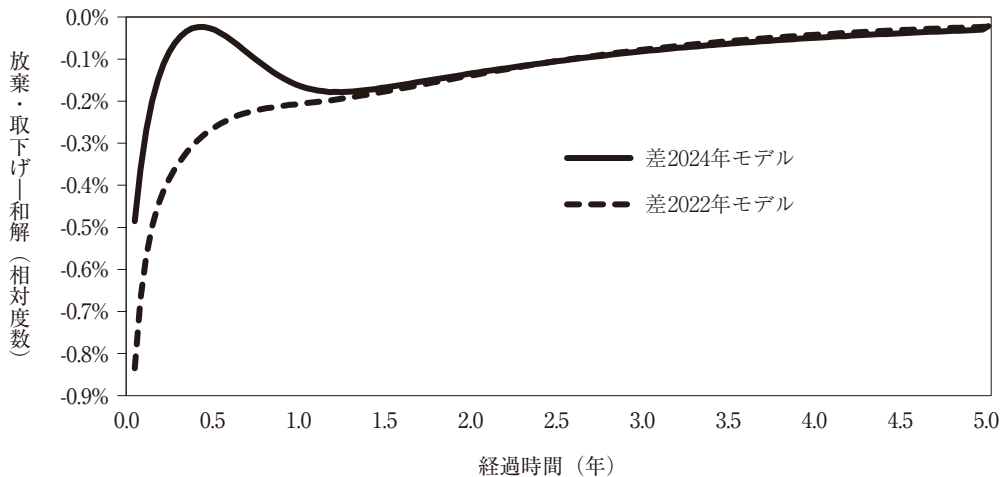


図13 時間軸における和解と放棄・取下げの比較：放棄・取下げ－和解相対度数



がはっきりし、放棄・取下げが多発していると考えられる。

我が国の民事訴訟において、図 13 の 2024 年モデルのように審理期間の初期にとりわけ放棄・取下げが超過的に発生していることを裏付けるデータを筆者は承知していないが、法と行動経済学の分野における理論と実証研究は、このパターンを示唆している。原告がまず直面するのは、訴訟を提起するか否かの意思決定である。訴訟を提起しないと確実な損失を被り、訴訟を提起すると相応の賠償が期待できる。このような状況で、原告は泣き寝入りした場合の確実な損失を避けるためにリスク追及的になり、訴訟を選択して確率的な勝訴に掛ける傾向が強くなる (Rachlinski [1996], Guthrie, Rachlinski, and Wistrich [2001])。また、訴訟前に当事者達が持つ情報には非対称性が存在するので (Spier [2007], Sternlight [1999]), 原告には自分に都合が良いように考えてしまう自己奉仕バイアスが働き (Babcock and Loewenstein [1997]), 裁判所の公平な判断が自分を支持すると思い込む傾向がある (Thomson and Loewenstein [1992])。さらに、客観的な判断のためには情報が不足しているのが明らかでも、原告は強い自信を持ち、過度に楽観的な予想をするので (Brenner, Koehler, and Tversky [1996], Moore and Healy [2008]), 訴訟を提起する。

しかしながら、いざ裁判手続きが始まると、訴訟前に見過ごしていた情報が明らかになるので、放棄・取下げが多く発生することになる。Golann [2011] の調査によると、米国における医療過誤請求では、58.6%が取下げられ、和解に至ったのは 26.6%で、判決が 14.8%だった。Golann はその多くが泡沫訴訟 (Fivolous Litigation) ではなく、取下げの最も重要な理由は、原告が訴訟の過程でより多くの情報を入手するにつれて、最初に考えていたよりも請求の根拠が弱いと判断するためであると結論づけている。Guthrie [1999] は、裁判手続きが始まり原告の見込みとは異なる展開になると判決の不確実性が増し、不利な判決が下された場合に、後で訴訟の継続を選択したことを後悔する心の痛みが強く意識されるようになり、それを避けるために訴訟を止める傾向が強くなるとしている。

V おわりに

本稿では、大野 [2022] で再考察の必要性が示唆された放棄・取下げの終了判定モデルを中心に、終了判定モデル全体を再構築した。具体的にはベータ分布の確率密度関数を放棄・取下げ判定関数のフレームワークとして用い、最適化のプロセスを通して、 ψ の水準及び時間の経過による関数の形状を司法統計データから事後推定した。加えて、

和解の終了判定モデルも、ベータ分布の確率密度関数を用いて時間軸に拡張した。

2024年モデルは2022年モデルと比較して、全体のフィッティング能力の向上は見られなかったものの、放棄・取下げの内部発生プロセス及びシミュレーションで観察された発生頻度において、法と行動経済学の分野における理論及び実証研究と極めて整合性が高い結果が観察された。ベータ分布の確率密度関数はパラメータの値によってさまざまな形状を取り得るので、全体最適解を探す難度が上がり計算負荷が増大するが、観察データを得ることが困難な和解と放棄・取下げの意思決定に関して、 ψ と時間軸の観点から新たな洞察が得られることは多大なメリットであるといえよう。

注

- 1) Black and Scholes [1973] が確率過程から導出した株式オプション評価のための最も有名な解析モデルで、オプション評価理論の確立に多大な貢献をもたらした。Scholes には1997年にノーベル経済学賞が授与された。残念ながら Black は1995年に亡くなっていた。
- 2) オプション評価モデルの民事訴訟分析へ応用は、Landes [1971], Cornell [1990], Grundfest and Huang [2006] 等を参照されたい。
- 3) 他の確率分布に合わせて $0 \leq x \leq 1$ とする場合もあるが、この場合 $\alpha, \beta < 1$ では機能しない。
- 4) 本稿ではモデルを全地方裁判所第一審通常訴訟既済事件全体のデータにフィットさせることから、 ψ_{Mid} は自由に動けるパラメータとしてデータから推定せずに、中間点の50に設定している。
- 5) モデルが複雑になったので、表記を多少変更した。
- 6) 大野 [2022] では一様乱数ジェネレーターとしてより長い 2^{219} のシークエンスを持つ L'Ecuyer [1999] の MRG32k5a を用いたが、判定モデルの改良により計算負荷が格段に大きくなったため、計算速度の観点から大野 [2020a, 2020b] と同様に計算負荷が小さい MRG32k3a に戻した。
- 7) 全体データを用いた最適化なので相関係数に0以外をあえて想定する理由は特に見当たらず、また相関乱数の生成は計算負荷が過大になることから、無相関乱数にしている。
- 8) RMSE は二乗平均平方根誤差とも呼ばれる数理モデルのデータ描写能力を比較する指標の一つで、データ値とモデル値の各乖離（誤差）を二乗し、それらの平均値の平方根を取ったもので、平均的にどれだけの誤差があるのかを表す。
- 9) シミュレーションで発生した分布を描いた図6, 7, 10~13では、よりスムーズな曲線になるよう、数値はサンプル・パス数10万のシミュレーションを1万回繰り返した平均値を用いた。また、度数分布の階級幅は、 ψ 軸の図が0.5、時間軸の図が Δt である。

<参考文献>

[英文]

- Andersen, L. B. G. [2008] "Simple and Efficient Simulation of the Heston Stochastic Volatility Model," *Journal of Computational Finance*, 11 (3): 1-48.
- Arkes, H. R., and C. Blumer. [1985] "The Psychology of Sunk Cost," *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 35(1): 124-140.
- Babcock, L., and G. Loewenstein. [1997] "Explaining Bargaining Impasse: The Role of Self-Serving Biases," *Journal of Economic Perspectives*, 11: 109-126.

- Black, F., and M. Scholes. [1973] "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81(3): 637-654.
- Brenner, L. A., D. J. Koehler, and A. Tversky. [1996] "On the Evaluation of One-sided Evidence," *Journal of Behavioral Decision Making*, 9(1): 59-70.
- Cornell, B. [1990] "The Incentive to Sue: An Options-Pricing Approach," *The Journal of Legal Studies*, 19(1): 173-187.
- Golann, D. [2011] "Dropped Medical Malpractice Claims: Their Surprising Frequency, Apparent Causes, And Potential Remedies," *Health Affairs*, 30(7): 1343-1350.
- Grundfest, J. and P. Huang. [2006] "The Unexpected Value of Litigation: A Real Options Perspective," *Stanford Law School Review*, 58(5): 1267-1336.
- Guthrie, C. [1999] "Better Settle than Sorry: The Regret Aversion Theory of Litigation Behavior," *University of Illinois Law Review*, 43-90.
- Guthrie, C., J. J. Rachlinski, and A. J. Wistrich. [2001] "Inside the Judicial Mind," *Cornell Law Review*, 86: 777-830.
- Hollander-Blumoff, R., and T. R. Tyler. [2008] "Procedural Justice in Negotiation: Procedural Fairness, Outcome Acceptance, and Integrative Potential," *Law & Social Inquiry*, 33: 473-500.
- Kahneman, D., and A. Tversky. [1979] "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, 47(2): 263-292.
- Landes, W. M. [1971] "An Economic Analysis of the Courts," *Journal of Law and Economics*, 4(1) : 61-107.
- L'Ecuyer, P. [1999] "Good Parameters and Implementations for Combined Multiple Recursive Random Number Generators," *Operations Research*, 159-164.
- Lord, R., Koekoek, R., and D. van Dijk. [2010] "A Comparison of Biased Simulation Schemes for Stochastic Volatility Models." *Quantitative Finance*, 10(2): 177-194.
- Moore, D. A., and P. J. Healy. [2008] "The Trouble with Overconfidence," *Psychological Review*, 115(2), 502-517.
- Moro, B. [1995] "The Full Monte," *Risk* 8(2): 57-58.
- Rachlinski, J. J. [1996] "Gains, Losses, and the Psychology of Litigation," *Southern California Law Review*, 70: 113-185.
- Spier, K. E. [2007] "Litigation," In *Handbook of Law and Economics*, Vol.1, A. M. Polinsky and S. Shavell, eds. Amsterdam: Elsevier, 259-342.
- Staw, B. M., and R. Ross. [1989] "Understanding Behavior in Escalation Situations," *Science*, 246(4927): 216-220.
- Sternlight, J. R. [1999] "Lawyers' Representation of Clients in Mediation: Using Economics and Psychology to Structure Advocacy in a Non-Adversarial Setting," *Ohio State Journal of Dispute Resolution*, 14: 269-366.
- Thompson, L., and G. Loewenstein. [1992] "Egocentric Interpretations of Fairness and Interpersonal Conflict," *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 51(2): 176-197.

[邦文]

大野薫 [2020a] 「不確実性構造を反映した民事訴訟の確率過程モデル」, 中央ロー・ジャーナル

第16巻第4号, 27-48ページ。

大野薫 [2020b] 「逡減的不確実性構造を反映した確率過程モデルによる民事訴訟の分析」, 中央ロー・ジャーナル第17巻第3号, 59-78ページ。

大野薫 [2022] 「民事訴訟の確率過程モデル再訪—もう一つの不確実性構造—」, 中央ロー・ジャーナル第19巻第1号, 127-145ページ。

裁判所令和2年度司法統計, 「第19表 第一審通常訴訟既済事件数—事件の種類及び終局区分別—全地方裁判所」 [<https://www.courts.go.jp/app/files/toukei/025/012025.pdf>] (検索日: 2021年9月20日)

裁判所令和2年度司法統計, 「第20表 第一審通常訴訟既済事件数—終局区分及び審理期間別—全地方裁判所」 [<https://www.courts.go.jp/app/files/toukei/026/012026.pdf>] (検索日: 2021年9月20日)