

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—

大野 薫*

- I はじめに
- II 新・連続時間確率過程モデル
- 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 旧モデルとの比較
- V おわりに

I はじめに

民事訴訟は一面で不確実性を減らすためのプロセスであるといえ、当初の極めて高い不確実性は、主張・立証活動等を通して減少しながら、やがて判決を下せるまでに低下してゆく。この遞減的な不確実性構造の中に、和解や放棄・取下げといった訴訟当事者間の選択肢が複雑に絡み合って存在し、それらのオプション価値は刻々と変わる不確実性に大きく依存している。

これまで民事訴訟における和解や放棄・取下げのオプション価値を評価する試みでは、ほぼ全てで定常的な不確実性構造が想定されていたため、主張・立証活動等で明らかになる新たな情報に応じてダイナミックに変化する不確実性構造を捉えるには不十分で

* 中央大学法科大学院教授

あった¹⁾。そこで大野 [2020a] は、より現実的な不確実性構造を反映できる連続時間確率過程モデルを構築し、終了判定モデルと組み合わせ、実際の民事訴訟データを用いたモンテカルロ・シミュレーションによるパラメータ推定を行うことで、民事訴訟に内在する不確実性構造が時間の経過に関して逓減的であることを示した。続いて大野 [2020b] は、モデル内の主要な変数のふるまいについてモンテカルロ・シミュレーション結果の詳細な考察を行い、加えて、モデルによる民事訴訟に内在するオプション性の分析から、時間の経過に伴う逓減的不確実性構造を持つ確率過程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、このモデルは時間の関数としての不確実性構造は反映したものの、もう一つの重要な不確実性構造を見落としていた。民事訴訟における裁判関係者の意思決定のベースとなる総合的な情報の指標としてモデルが仮定した、トライアル・インディケータ ψ の水準のみに依存する不確実性構造である。 ψ の値は主張・立証活動等を通してもたらされる情報によって変化してゆくが、情報が ψ に及ぼす影響は、時間の経過に伴う不確実性構造とは別に、その時に ψ の値がどの位置にあるのかにも依存する。任意の時点における ψ の不確実性の幅は中間点が最も広く、中間点から離れるにつれて縮小し、その結果、新たな情報が $d\psi$ の期待成長率の動きと予期せぬ変動に与えるインパクトも、同時に減少すると考えるのが妥当である。これは時間の経過に伴う逓減的な不確実性構造とは、本質的に独立している。

たとえば極端な例として、原告有利とも被告有利とも全くいえない (ψ の値が中間点にある) 状況で、突然判決を決定付ける情報もたらされたとしたら、 ψ の不確実性構造はどうなるだろうか。大野 [2020a] のモデルでは、情報前と情報後の微小時間において ψ の不確実性構造は変わらない。しかし実際には、 ψ の値が瞬間的に判決レベルに達したなら、その不確実性の幅も判決を下せるほどに急減少しているはずで、その後の追加的な情報で ψ が中間点にある時ほど大きく変動することはないだろう。これはインパクトの少ない情報の場合も同じであり、原告あるいは被告に多少有利な情報もたらされた場合、 ψ が中間点にある時と、既にどちらかの側にある時では、前者の方が ψ の値がより大きく変化する可能性が高い。

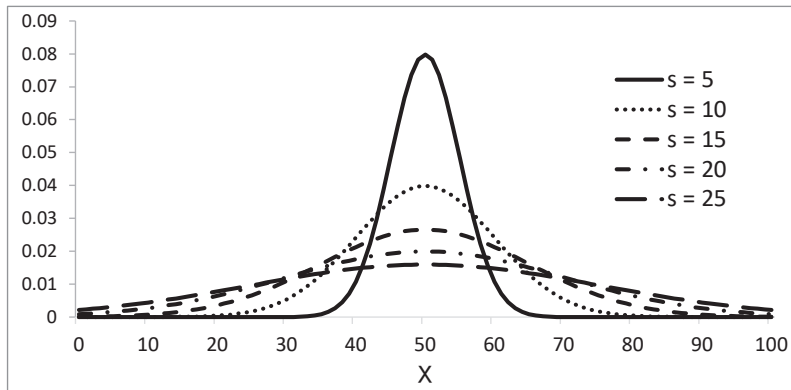
そこで本稿では、時間とは独立した、 ψ の水準に応じて変化する不確実性構造をモデルに追加して、新たな民事訴訟の確率過程モデルを構築する²⁾。その上で、司法統計データにフィットさせ、新モデルと旧モデルを推定されたパラメータから比較する。

II 新・連続時間確率過程モデル

時間とは独立した ψ の水準に伴う不確実性は、中間点において最も高く、中間点から離れるにつれて不確実性が減少し、両端で最小になると仮定する。そしてこの構造を、ガウス分布の確率密度関数を用いて、 $d\psi$ の拡散係数 $\sigma(t)$ 及びドリフト率の動き $d\theta$ の拡散係数 $\eta(t)$ を加重することでモデル化する。

ガウス分布は正規分布とも呼ばれ、その確率密度関数は $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2s^2}\right\}$ で定義される³⁾。曲線の高さの最大値は $\frac{1}{\sqrt{2\pi}s}$ である。図1は、 $\mu=50$ とし、標準偏差 s を変えた時の関数の形状を描いている。

図1 異なる標準偏差 (s) によるガウス分布の確率密度関数



(図1～図15、すべて筆者作成。)

1. 新たなトライアル・インディケーター・モデル

旧モデルと同様、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。0は原告の主張に全く根拠がなく、100は原告の主張が100%正しい状態といえる。 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、新モデルでは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 $\bar{\psi}(t)$ 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。

$$a = \frac{\psi_e - \psi_0}{K - N_0} \quad (2.6)$$

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ゆ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。

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

$$d\eta(t) = -\kappa_2 \eta(t) dt \quad (2.8)$$

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 の予期せぬ変動は、瞬時的相関係数 ρ_{12} で関連している。

$$dz_1 dz_2 = \rho_{12} dt \quad (2.9)$$

ブラック・ショールズ・モデル⁵⁾ ではドリフト率と拡散率が一定であるのに対して、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3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。

$$C(t) = L_A [F + \gamma(t)] \quad (2.10)$$

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ゆ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。

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

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 の予期せぬ変動は、それぞれ瞬時的相関係数 ρ_{13} と ρ_{23} で関連している。

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

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

3. 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4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) 和解モデル⁶⁾

和解は敗訴閾値から勝訴閾値の間で可能で、和解発生確率 $P_S(t)$ 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。

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

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 $D_S(t) = \psi(t) - \psi_{lose}$ となる。

(3) 放棄・取下げモデル

放棄・取下げは $\psi(t)$ が放棄・取下げ考慮閾値 ψ_w 以下に下落すると発生し、その発生確率 $P_W(t)$ は、閾値からの距離に応じて最大確率 $P_W H$ を限度として、 r_w の率で増加する。

$$P_W(t) = \min \left\{ \exp[r_w (\psi_w - \psi(t))] - 1, P_W H \right\} \quad (2.16)$$

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。

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

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

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

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土台となる一様乱数ジェネレーターには²³¹⁹のシークエンスを持つ L'Ecuyer [1999] の MRG32k5a を用い⁷⁾、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。パラメータの値によっては、乱数の影響で $\psi(t)$ が 0 から 100 の範囲に収まらない事も起こり得るが、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。

2. 裁判データを用いたパラメータ値の推定

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。

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。

シミュレーション期間は訴訟開始時から5年間とし、全体を150の期間に区切った。1期間当たりの長さは約12日間になる。終了判定は毎期末に行い、5年で終結しない場合は「時間切れ」とした。

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。大野[2020a]では、モンテカルロ・シミュレーションによる多変数の最適化で局所最適解に陥る可能性を少なくするために、いくつかの重要な変数について事前にある程度妥当とみなせる数値に設定したが、旧モデルのデータ・フィッティング能力が極めて高いことから、本稿では ψ の初期値を50に固定した以外、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⁸⁾。また、最適化において、より推定精度の高い解を得るために、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、モデルのアウトプット値として用いた。

表2は、データ・フィッティングの結果をまとめている。前述したように ψ_0 以外はデータを基準とした最適化による推定値である。

IV 旧モデルとの比較

図2と図3は、表2のパラメータ値によるフィッティング結果を棒グラフで表している。図2は終了区分で、実際の裁判データに対して新・旧どちらのモデルも非常に良好なフィットを得ているが、全体的に新モデルの方がデータとの乖離が小さく、特に和解

表2 パラメータ値

パラメータ	新モデル	旧モデル
ψ の初期値 (ψ_0)	50.00	50.00
ロジスティック増加率 (ξ)	5.33	3.71
期待 ψ の最終値 (ψ_e)	93.57	89.99
$d\theta$ の平均回帰半減期	1.24年	1.12年
$d\theta$ の拡散係数初期値 (η_0)	141.60%	63.43%
$d\eta$ の平均回帰半減期	0.99年	1.00年
ガウス・ウェイト標準偏差 (s)	7.82	NA
$d\psi$ の拡散係数初期値 (σ_0)	255.95%	123.80%
$d\psi$ の拡散係数長期平均 ($\bar{\sigma}$)	50.89%	50.75%
$d\sigma$ の平均回帰半減期	0.39年	0.24年
原告勝訴閾値 (ψ_{win})	78.92	79.37
和解確率最大値 ($P_S H$)	88.80%	193.48%
和解確率最小値 ($P_S L$)	38.99%	41.07%
和解確率減衰率 (r_d)	22.93%	16.75%
放棄・取下げ考慮閾値 (ψ_W)	35.11	33.06
放棄・取下げ確率増加率 (r_W)	14.58%	13.54%
放棄・取下げ確率最大値 ($P_W H$)	52.51%	73.49%
原告敗訴閾値 (ψ_{lose})	15.04	8.96

に関しては新モデルのフィットの方が高いように見える。図3は審理期間で、ここでも終了時期の分布を両モデルが上手く捉えている。

なお、終了区分の割合計算で除外した5年以内に終結しない「時間切れ」のケースが、新モデルでは0.84%、旧モデルでは0.32%あった。司法統計データの審理期間5年超の割合は0.27%なので、審理期間に関しては旧モデルのフィットの方がわずかに高いようである。

図2 終了区分のフィッティング結果

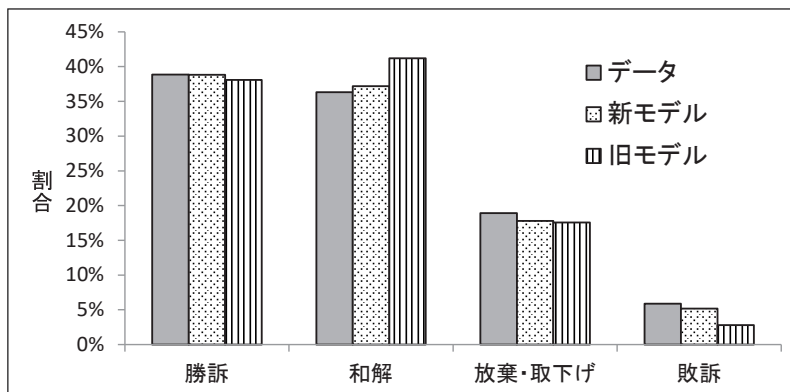
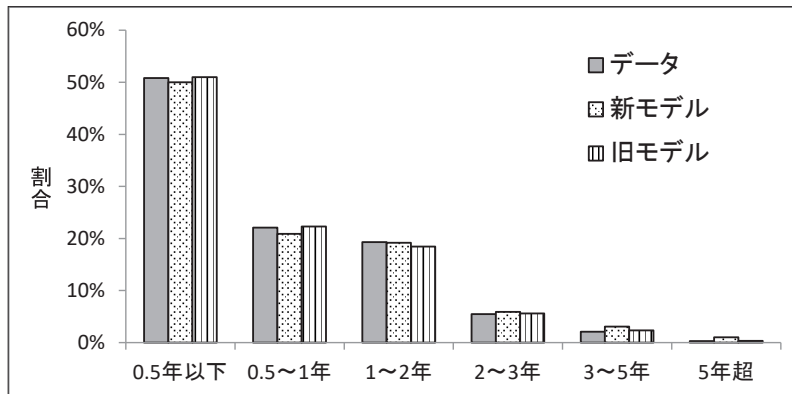


図3 審理期間のフィッティング結果



それでは新モデルと旧モデル，どちらが優れているだろうか。数理モデルのデータ描写能力を比較する指標の一つにRMSE（Root Mean Squared Error）がある。RMSEは二乗平均平方根誤差とも呼ばれ，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とったもので，平均的にどれだけの誤差があるのかを表す⁹⁾。RMSEは新モデルが0.536%で，旧モデルが1.874%だった。モンテカルロ・シミュレーションによるフィッティングなので偶然の結果という可能性も否定できないが，約3分の1に減少した平均誤差は，新モデルの優位性を示唆するものであるとはいえよう。

表2をみると，新・旧モデルでパラメータの推定値が異なり，特にロジスティック増加率， $d\theta$ の拡散係数初期値， $d\psi$ の拡散係数初期値，和解確率最大値，和解確率減衰率，放棄・取下げ確率最大値，原告敗訴閾値に顕著な違いが出ている。これらの違いの効果は図でみると分かりやすい。まず，両モデルで異なっている不確実性構造から比較する。

図4と図5は，データから推定したパラメータ値による旧モデルの不確実性構造で， $d\psi$ の拡散係数 $\sigma(t)$ と $d\theta$ の拡散係数 $\eta(t)$ を，敗訴閾値から勝訴閾値までの ψ と時間 t との3次元グラフで描いている。 $\sigma(t)$ と $\eta(t)$ のどちらもフラットな斜面のスキー場のような形状で， ψ の値は不確実性構造に何の影響も及ぼしていない。

一方，図6と図7は新モデルの不確実性構造で，旧モデルとは形状が一変している。 $\Gamma\sigma(t)$ と $\Gamma\eta(t)$ の双方が ψ の値によるガウス・ウェイト関数を反映して，中間値をピークとしたベル型曲線が連続的に逡減してゆく立体的な構造である。新モデルの不確実性は，あたかも開始直後の高い山がなだらかに平地に下ってゆく尾根のような形で，時間の経過とともに減少してゆく。

異なる不確実性構造により， ψ の期待値の推移にも違いが出ている。図8は，新・旧モデルにおける ψ の期待値の推移である。旧モデルと比較して，新モデルは増加速度が

図4 旧モデルの不確実性構造： $\sigma(t)$

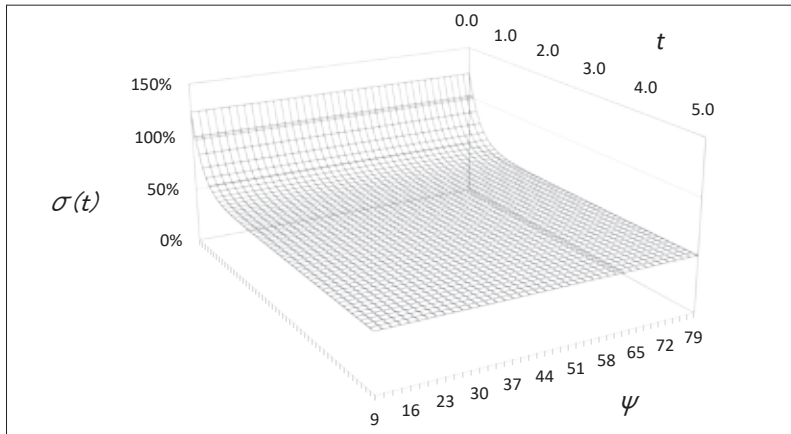


図5 旧モデルの不確実性構造： $\eta(t)$

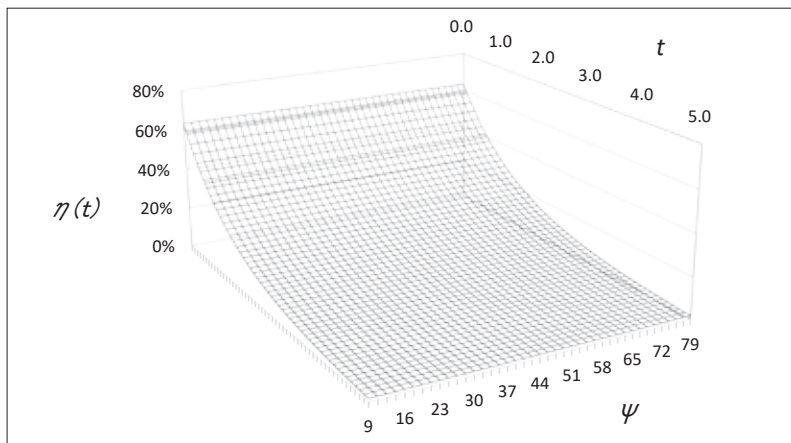


図6 新モデルの不確実性構造： $\Gamma\sigma(t)$

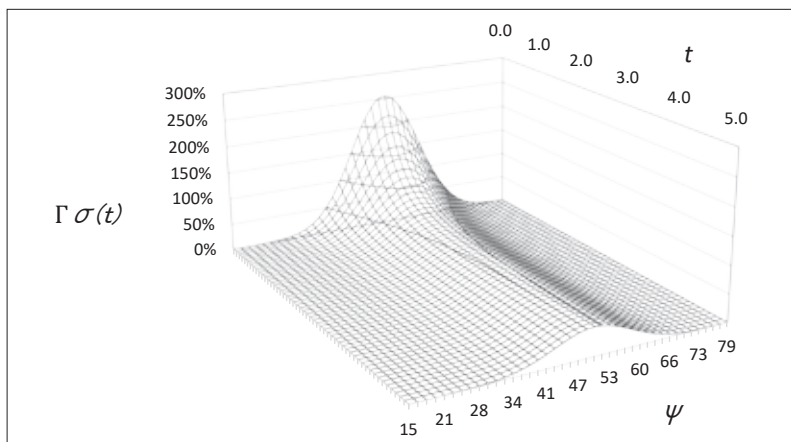


図7 新モデルの不確実性構造： $\Gamma\eta(t)$

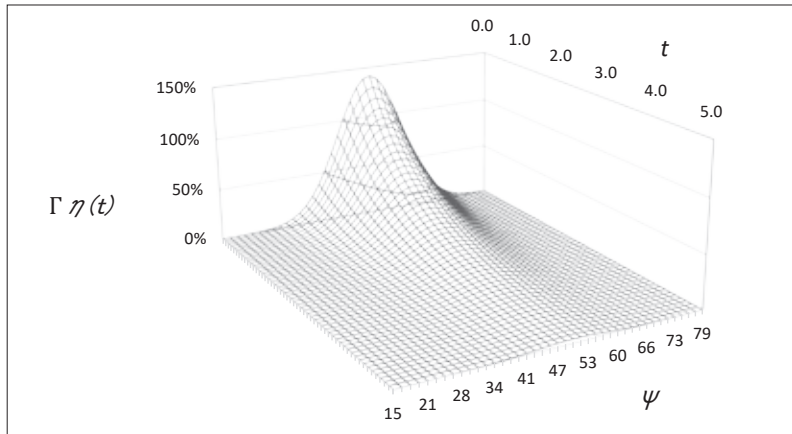
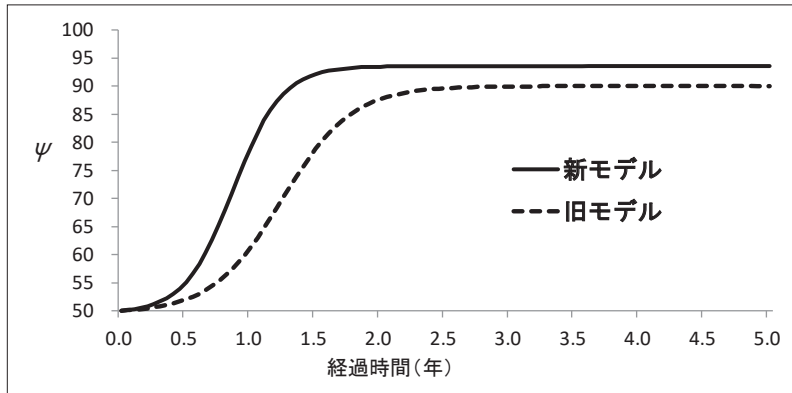


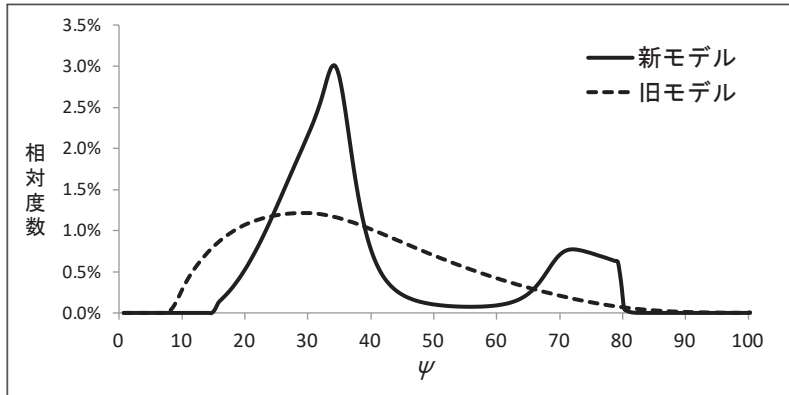
図8 ψ の期待値の推移



大きく、素早く立ち上がり、より高い飽和点に達している。

図9は、モンテカルロ・シミュレーションで1年後にまだ終結していないサンプル・パスにおいて、 ψ の相対度数分布がどのようになっているかを描いている¹⁰⁾。旧モデルが30近辺にピークを持ち、右側になだらかな裾野が広がる丘のような形になっているのと対照的に、新モデルでは、下方35近辺に険しいピークと上方75近辺に小高い丘のようなピークを持つ、複雑な二峰型になっている。

この二峰型分布形状は、新モデルの不確実性構造の特徴をよく表している。旧モデルでは ψ の値が中心から離れてもその時点における不確実性は変わらないため、中心方向に戻ろうとする力は弱まらず、一峰型になる。それに対して新モデルでは、開始当初の高い不確実性によって ψ の値が中心から離れると不確実性が減少し、中心方向に戻ろうとする力が弱まるため、二峰型を形作ることになる。典型的な民事訴訟では、 ψ の値は不確実性の低下を伴いながら終結に向けてどちらかに収束してゆき、突然反対側に移動

図9 1年後の ψ の相対度数分布

するようなケースはまれであると考えられることから、新モデルの方が現実の不確実性構造をよりの確に捉えている可能性が高い。平均的なモデル誤差を表す RMSE の結果も考慮すると、新モデルの不確実性構造の方が、より豊かに現実のデータを捉える能力があるとみなせよう。

図10は、 ψ の値によるモデルの和解発生確率 $P_S(t)$ である。旧モデルにおいて ψ が敗訴閾値または勝訴閾値に近づくと急速に和解発生確率が増加するものの、両者の形に大きな違いは認められない。

しかしながら、両モデルの和解発生確率パターンにそれほど大きな差がないにもかかわらず、図11のモンテカルロ・シミュレーションで観察された和解の相対度数分布では、両者の形状がまったく異なるものとなっている。旧モデルでは、 ψ が40以下ではほぼフラットで、そこから和解可能範囲の上限である勝訴閾値までなだらかに下がっている。一方、新モデルでは ψ が二峰形分布になるのを反映して(図9参照)、中心付近

図10 モデルの和解発生確率

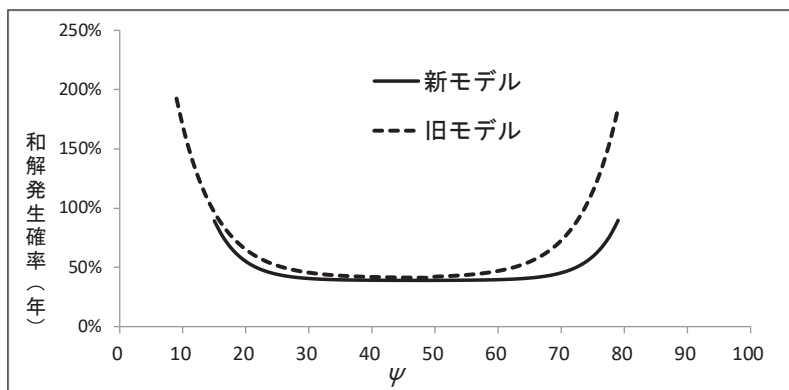
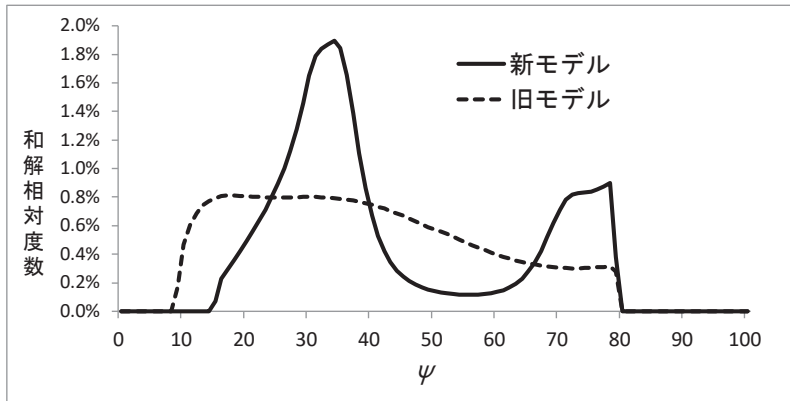


図 11 シミュレーションで発生した和解の相対度数分布



では和解があまり発生せず、両端に移動するにつれて増加し、下方では35近辺をピークに峰を形作り、上方では70を超えたあたりからプラトーに達する。

図12は、モンテカルロ・シミュレーションにおける和解発生時の ψ の平均値の推移である。どちらのモデルでも、当初1年位までは和解が ψ の下落と共に発生し、裁判の初期では、原告が不利な状況になるにつれて和解が発生しやすくなることがみてとれる。それ以降、旧モデルでは ψ が同じようなレベルにとどまるのに対して、新モデルでは緩やかな上昇を続けている。

実際にはどちらのモデルが、現実の和解を捉える能力が高いだろうか。図2の終了区分のフィッティング結果では、特に和解で新モデルの優位性が示された。図13は和解における審理期間別発生割合で、5年以内に和解で終局したケースの総数を分母として、1年ごとの割合を描いている。RMSEは新モデルが4.37%で旧モデルが5.52%とわずかな差であるが、和解のほぼ9割が2年以内に発生していることも併せて考えると、新モデルの方が審理期間別発生割合においても、より現実を捉えているように見える。

新モデルの方がデータをよりの確に描写しているとすれば、図11と図12から、開始直後の不確実な状況では和解のインセンティブは低く、情報が徐々に明らかになり原告不利な趨勢がはっきりし始めるとインセンティブが高まり、1年を超えると状況が反転しても和解に傾く傾向が示唆される。このパターンは実証研究の結果と整合的である。

実証研究によると、訴訟開始前に当事者達が持つ情報には非対称性が存在する可能性が高く (Spier [2007], Sternlight [1999]), そこに利用可能性ヒューリスティック (Tversky and Kahneman [1973]), アンカリング (Tversky and Kahneman [1982]), 自己奉仕バイアス (Babcock and Loewenstein [1997]) といった認知的バイアスが加わり、当事者達は裁判の趨勢に関して、過度に楽観的で自信過剰な予想をする傾向がある (Moore and Healy

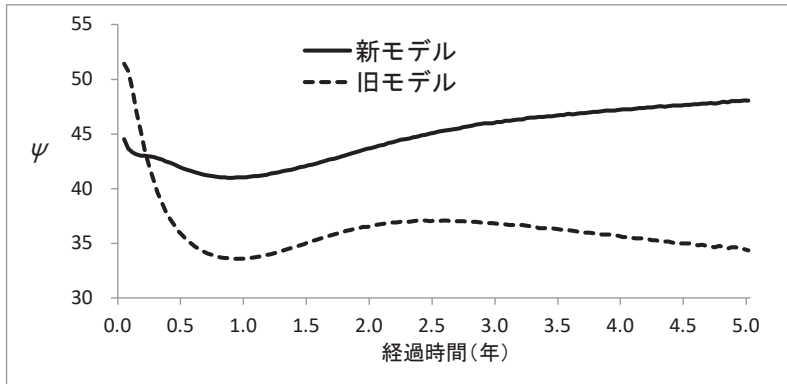
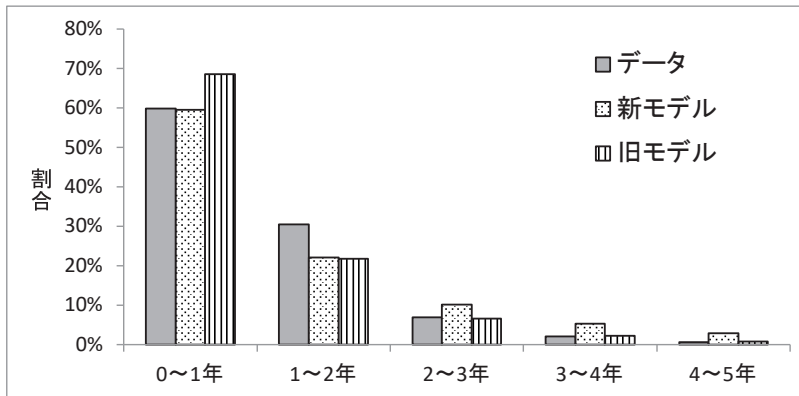
図 12 和解発生時の ψ の平均値の推移

図 13 和解における審理期間別発生割合



[2008])。しかし裁判が始まり自分の予想とは異なる展開になると、今度はプロスペクト理論 (Kahneman and Tversky [1979]) が描写する参照点を基準にした利得と損失とで本質的に異なる意思決定メカニズムに、後悔を最小限にしたいという動機が加わり (Guthrie [1999])、より和解に傾くようになる。

さらに、ある程度裁判の趨勢が見えてきた頃、裁判所によって和解協議が進められることも、当事者達に和解のインセンティブが増加する大きな要因であろう。実証研究によると、紛争当事者達が手続き上の公平性を実感すると和解に達しやすくなり、結果に対する満足度も高くなる (Hollander-Blumoff and Tyler [2008])。また、仲裁手続きが公平なものであると認識されると、個人も法人も仲裁者の和解案を受け入れやすくなる (Lind et al [1993])。加えて、中立的な仲裁者による和解案はゼロサムゲーム的な取り合いバイアスを軽減させ、紛争当事者達に和解を受け入れやすくする (Robbennolt and Sternlight [2012])。

図 11 と図 12 が示すように、新モデルと旧モデルでは和解の発生状況に大きな違いが認められたが、和解モデル自体は新・旧モデルで同じなので、明らかに新モデルに追加した ψ の水準による不確実性構造がこれらの差を生んでいる。その効果はより実証研究の結果に即した解釈を容易にするもので、新モデルの優位性を示しているといえよう。

図 14 は ψ の値によるモデルの放棄・取下げ発生確率 $P_w(t)$ である。どちらのモデルでも増加率は高く、放棄・取下げ考慮閾値以下になると発生確率は急上昇してすぐに上限に達するが、旧モデルの方が上限確率は高い。

図 15 は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、 ψ 分布と発生確率を反映して、新モデルの方がより早い時期に放棄・取下げが発生している。

和解の相対度数分布がまったく異なる形状になったのと対照的に、不確実性構造の違いは放棄・取下げの相対度数分布にそこまでの影響を及ぼしていない。放棄・取下げの平均期間も、旧モデルが 0.99 年なのに対して、新モデルは 0.85 年だった。これは和解

図 14 モデルの放棄・取下げ発生確率

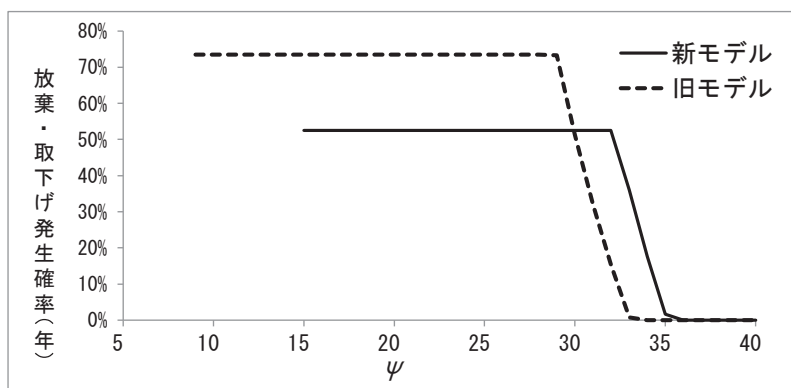
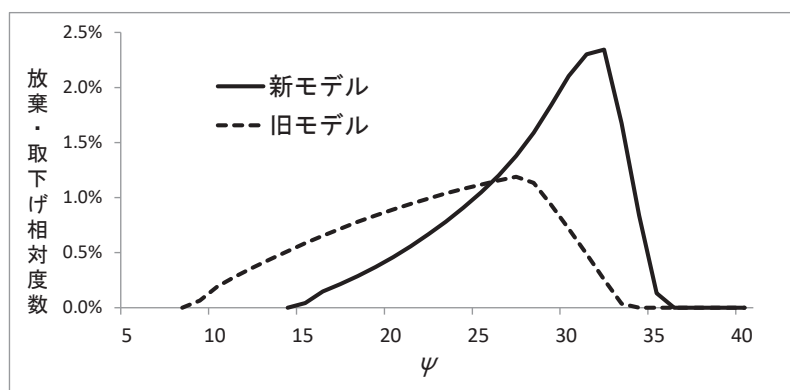


図 15 シミュレーションで発生した放棄・取下げ相対度数分布



発生区間がガウス・ウェイト関数のピークを含むほぼ全域と重なるのに対して、放棄・取下げ発生区間が関数の片側のなだらかな裾野部分にあたっているのが大きな要因であろう。加えて、図 14 で示された階段状の放棄・取下げ発生確率は、判定モデルの分離能力が低いことを示している。この描写が実際の放棄・取下げの意思決定を反映している可能性がある反面、単純な上限付き増加関数モデルでは、現実を捉える能力が不足している可能性も示唆していることは否めない。

V おわりに

本稿では、大野 [2020a] のモデルが見落としていた時間とは独立した ψ の水準に応じて変化する不確実性構造をモデルに追加して、新たな民事訴訟の確率過程モデルを構築した。その上で、司法統計データにフィットさせ、新モデルと旧モデルを推定されたパラメータから比較した。新たな不確実性構造の追加は、モデルのフィッティング能力を向上させ、和解モデルもより現実的なふるまいをみせた。一方、放棄・取下げモデルに対する影響は和解モデルほど劇的ではなく、放棄・取下げ可能範囲がガウス・ウェイト関数の片側裾野部分にあたるという要因があるとはいえ、単純な上限付き増加関数モデルでは現実を捉える能力が不十分である可能性も示唆された。放棄・取下げモデルの分離能力を高める再考察は、今後の課題の一つになるだろう。

また、本稿で新たに構築した確率過程モデルは民事訴訟に内在するオプションを評価する枠組みとなるものであるが、実際のデータとのフィッティング能力が極めて高いので、統計解析モデルのように用いて、推定パラメータの傾向から読み取る実証データの分析も興味深いだろう。例えば、 ψ の初期値 (ψ_0) を 50 に固定せず、自由に動けるパラメータとしてデータから推定したところ、 ψ_0 は 54.3 に上昇し、RMSE も 0.472% に向上した。他のパラメータ値も微妙に変化しているので詳細な検討を加えた上でないと判断はできないが、これは全体的に原告がやや有利な状況で裁判が提起されることを示唆している。医療関係訴訟や、建築関係訴訟といった個別の事件類型データにモデルをフィットさせて、大きく異なるパラメータ値があれば、統計的実証分析が困難な民事訴訟における意思決定プロセスに関して、有意義な洞察が得られる可能性もあるだろう。

注

- 1) Grundfest and Huang [2006] は本格的な和解オプション評価の解析解を提示したが、二期間モデルであるため現実の民事訴訟に内在する不確実性構造を十分に反映することは困難である。
- 2) 以降、大野 [2020a] で構築した確率過程モデルを旧モデルと呼び、本稿で構築する新たな確率過程モデルを新モデルと呼ぶ。
- 3) ガウス分布（正規分布）の一般的な表記では標準偏差を σ で表すが、ここでは式 (2.1) の σ との混乱を避けるために s を用いた。
- 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、他のパラメータの推定精度がより高くなるように、 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、50 に設定した。
- 5) Black and Scholes [1973] が確率過程から導出したオプション評価のための解析解モデルで、オプション評価理論の確立に多大な貢献をもたらし、1977 年にノーベル経済学賞が授与された。オプション評価において最も有名で一般的なモデルである。
- 6) 大野 [2020b] では、和解モデルにおける最大確率と最小確率の説明がやや不足していた。
- 7) 大野 [2020a, 2020b] では、計算速度の観点から一様乱数ジェネレーターとしてより短い 2^{191} のシークエンスを持つ L'Ecuyer [1999] の MRG32k3a を用いた。
- 8) 計算能力の向上も、より多くのパラメータを最適化推定することが可能になった一因である。なお、相関乱数の生成は計算負荷が過大になるので、引き続き $\rho = 0$ を仮定している。
- 9) $RSME = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}$ で計算される。ここで n はデータ数、 y_i はデータ値、 \hat{y}_i はモデル値である。
- 10) シミュレーションで発生した分布を描いた図 9、図 11、図 12、図 14 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、図 9 が 0.5、図 11 及び図 15 が 1.0 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), pp.1-48.
- Babcock, L., and Loewenstein, G. [1997] "Explaining Bargaining Impasse: The Role of Self-Serving Biases," *Journal of Economic Perspective*, 11: 109-126.
- Black, F., and M. Scholes. [1973] "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81 (3) : 637-654.
- Grundfest, J., and P. Huang. [2006] "The Unexpected Value of Litigation: A Real Options Perspective," *Stanford Law School Review*, Vol.58, No.5, pp.1267-1336.
- Guthrie, C. [1999] "Better Settle than Sorry: The Regret Aversion Theory of Litigation Behavior," *University of Illinois Law Review*, 43-90.
- 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), pp.263-292.
- L'Ecuyer, P. [1999] "Good Parameters and Implementations for Combined Multiple Recursive Random Number Generators," *Operations Research*, pp.159-164.
- Lind, E. A., Kulik, C., Ambrose, M., and Park, M. [1993] "Individual and Corporate Dispute Resolution: Using Procedural Fairness as a Decision Heuristic," *Administrative Science Quarterly*,

38, 224-251.

Lord, R., Koekkoek, R., and D. van Dijk. [2010], "A Comparison of Biased Simulation Schemes for Stochastic Volatility Models." *Quantitative Finance*, 10(2), pp.177-194.

Moore, D. A., and Healy, P. J. [2008] "The Trouble with Overconfidence," *Psychological Review*, 115(2), 502-517.

Moro, B. [1995] "The Full Monte," *Risk* 8(2), pp.57-58.

Robbenolt, J. K., and Sternlight, J. R. [2012] *Psychology for Lawyers: Understanding the Human Factors in Negotiation, Litigation, and Decision Making*, Chicago, IL: ABA Publishing.

Spier, K. E. [2007] "Litigation," In *Handbook of Law and Economics*, Vol.1, A. M. Polinsky and S. Shavell, eds. Amsterdam: Elsevier 259-342.

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.

Tversky, A., and D. Kahneman. [1973] "Availability: A Heuristic for Judging Frequency and Probability," *Cognitive Psychology*, 5: 207-232.

Tversky, A., and D. Kahneman. [1982] "Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases," In *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases*, Kahneman D, Slovic P, Tversky A, eds. Cambridge, NY: Cambridge University Press.

[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。

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)。

