

# 知的財産権に関する行政裁判の実証分析

## —勝訴確率と代理人の数、審査期間の間の因果関係について—\*

青木玲子<sup>‡</sup>

一橋大学経済研究所

笹原彰<sup>†</sup>

一橋大学経済学研究科

2012年3月

### <要約>

本稿では、知的財産権に関する行政裁判のデータを用いて、訴訟における勝訴確率、審査期間、原告側の代理人の数の間の因果関係を実証的に明らかにする。本稿におけるデータセットでは原告が被告に対してどんな申立てをしているのかを識別できるので、それを操作変数に用いて、勝訴確率、審査期間、代理人の数の間の内生性に対処することができた。その結果、代理人の数が多くなると審査期間は短くなるが勝訴確率が低下し、審査期間が長引くと敗訴する確率が高くなることがわかった。また、審査期間が長くなりそうなケースには比較的少数の代理人が配分される傾向にあることがわかった。

キーワード：知的財産、裁判

## 1. はじめに

知的財産権を保護することが企業や個人の開発へのインセンティブを高めることは様々な論文で理論的・実証的に論じられており、それを受けてか先進諸国では知的財産権の整備が進んでいる。日本でも2004年に知的財産高等裁判所設置法が制定され、知的財産高等裁判所が設置された。本稿では近年関心が高まりつつある知的財産の訴訟のデータを用いて、裁判における代理人の数や審査期間、原告の企業の特性で勝率を説明することができるかどうかを検証する。その際に問題になるのが、勝訴確率、代理人の数、審査期間の同時決定性であり、それはいくつかの説明変数が内生変数になることを意味し、単に最小二乗法の回帰分析を起こっただけでは係数の推定量の信頼性が得られない。そこで、原告の訴えの種

---

\* 本稿の研究は民事紛争処理研究基金研究助成プロジェクト「特許侵害訴訟の計量的経済分析」の一部であり、一橋大学グローバルCOEプログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築」の助成を受けている。また、川口大司准教授、北村行伸教授には貴重なご助言を頂戴した。記して謝意を表したい。もちろん、あり得る誤りは全て筆者に帰属する。

<sup>‡</sup> 一橋大学経済研究所 aokirei@ier.hit-u.ac.jp

<sup>†</sup> 一橋大学経済学研究科後期博士課程 akirasasahara@gmail.com

類をコントロールするダミー変数を操作変数として用いて、内生性に対処してより信頼できる係数の推定値を得ることを試みた。このような、データを用いて訴訟に関して経済学的な考察をする試みは決して新しいものではなく、特に欧米では早くから訴訟に関するデータが整備されていたことから 1980 年代後半からさかんに実証分析が行われている<sup>1</sup>。しかし、日本のデータを用いた知的財産権に関する訴訟の実証分析はほとんど行われておらず、筆者の知る限り、Yuzuki (2011a, b)のみである。以下では、先行研究でどんな分析が行われているのかを簡単に紹介する。

企業の特性をを用いて、知的財産の裁判における企業行動を説明する研究は、主に米国を中心に行われており、例えば、Bessen and Meurer (2005) はアメリカの企業のデータと知的財産の訴訟のデータをマッチさせて、企業の特性と訴訟に関わる確率の関係を検証している。これによると、技術が遠い企業同士の訴訟は全体の 63%を占め、技術が近い企業同士の訴訟は全体の 37%程度でしかない。つまり、技術が互いに近いような企業は互いにパテントを引用し合っているようなケースが多く、訴訟に発展するケースが少なくなることを示唆している<sup>2</sup>。また、従業員一人あたりの特許の数が 1%増えれば、訴訟に関わる確率が 0.40%上昇し、従業員の数が増えれば訴訟に関わる確率が 0.54%上昇することが示されている。そして、従業員一人あたりの R&D 支出の係数はほぼ 0 で、訴訟に関わる確率に大きな影響を与えないことが示されている。また、資本集約的な企業は訴訟に関わる確率が低いことが明らかになっている。これは、Bessen and Meurer (2005) の説明によると、ホールドアップのリスクを嫌って調停を選択するケースが多いためであるという<sup>3</sup>。

Hall and Rosemarie (2007) はアメリカの半導体産業の企業データとの知的財産訴訟のデータをマッチさせて、企業の特性をを用いて訴訟に巻き込まれる確率を説明できるかどうか検証している。彼らの研究によると、従業員数で測った企業規模が 1%大きくなると、訴訟に関わる確率が 0.6%上昇し、被告となる確率が 0.38%上昇し、原告となる確率が 0.26%上昇する。また、R&D 集約度が 1%上昇すると、訴訟に関わる確率が 0.49%上昇する。これらの結果は、大きな企業ほど、そして技術開発を積極的に行っている企業ほど訴訟に関わる確率が高くなることを示しており、直観に反しない。しかし、Bessen and Meurer (2005) の結果に反して、労働者一人あたりの資本で測った資本集約度の統計的に有意ではないが訴訟に関わる確率と正の相関関係にある。

以上の 2 つの研究は、企業が訴訟に関わるか否かを企業の特徴で説明できるかどうかを検証したものであるが、他にも、調停に落ち着くのかあるいは裁判まで発展するのかがどう

---

<sup>1</sup> 詳しくは Lanjouw and Lerner (1997) のサーベイ論文を参照して欲しい。

<sup>2</sup> 「技術が近い/遠い」の定義は、USPTO (United States Patent Trademark Office, 米国特許商標庁)の patents 分類に基づいて Jaffe (1986) によって考案された指標に基づくものである。

<sup>3</sup> 他にも patents・ポートフォリオのサイズ、他の企業の patents を用いた商品の数、産業ダミーなどが説明変数として組み込まれている。ポートフォリオ・サイズの符号は正で統計的に有意であるが、他の企業の patents を用いた商品の数の符号は負で統計的に有意ではなく、産業ダミーも有意ではなかった。

かを企業の特徴で説明しようとする研究も多くなされている。例えば、Somaya (2003) は、1975年から1995年までのアメリカの化学産業、コンピューター産業の企業の特許データと知的財産訴訟のデータを用いて、企業の特許の引用件数とその事案が調停に落ち着く確率の関係を検証している。彼は、ある特許の引用特許を同一企業が取得しているという自己引用が多い企業は調停に落ち着くことなく裁判まで発展しやすいという戦略的利害関係仮説 (Strategic Stakes Hypothesis) と、逆に自己引用の多い企業は調停に落ち着くケースが多くなるという相互ホールドアップ仮説 (Mutual Holdup Hypothesis) の2つの相反する仮説を提唱してどちらの仮説が正しいのかを実証的に検証している<sup>4</sup>。そして、実証分析から自己引用件数と裁判の頻度が正の相関関係にあることから、戦略的利害関係仮説が支配的な影響を与えていることを示している。Cremers (2005, 2009) も、ドイツの知的財産裁判のデータを用いて、多く引用されている特許は裁判に発展する確率が高くなることを示している。

このように、企業の特性と「訴訟に関わるか否か」、「調停するのか裁判まで発展するのか」などの企業行動を関連させる研究は多く行われている。しかし、本稿における分析は大きく3つの点で先行研究とは異なる。第1に、先行研究で使用されているデータは企業同士で裁判を行う民事裁判であるが、本稿で分析する係争はすべて企業（あるいは個人）が特許庁長官を相手に争う行政裁判であるということである。第2に、データの制約上、「訴訟に関わるか否か」、「調停するのか裁判まで発展するのか」は確認できないため、「勝訴するか否か」と代理人の数、審査期間の間の因果関係に焦点を当てて分析を行ったことである<sup>5</sup>。第3に、先行研究はアメリカやドイツなどの訴訟の包括的なデータが入手できる国を対象に行ったものであったが、本稿の分析は日本のデータを用いたものである。日本では他の先進諸国に比較して、裁判に関するデータが公開されてこなかったことから、この分野の実証分析は進んでおらず、先にも述べた様に、日本のデータを用いた研究は私が知る限り Yuzuki (2011a, b) のみである。Yuzuki (2011a) は、日本の知的財産に関する民事訴訟のデータを用いて、特許明細上に記載された請求項（その発明に欠くことができない項目、権利、範囲を示す説明文）の数と勝率に間に有意な正の相関関係があること、そして、引用数と勝率の間には有意な相関関係がないことを示した。

ここでは、日本の知的財産に関する訴訟、とりわけ、知的財産に関する行政訴訟のデータ

---

<sup>4</sup> 戦略的利害関係仮説は、頻繁に訴訟に関わるような企業は自己引用して自分の特許を強化しようとするので、自己引用が多くなるので、自己引用件数と裁判の頻度が正の相関関係になるという仮説であり、相互ホールドアップ仮説は、自己引用件数が多いと訴訟に発展したときのリスクが大きくなるので、リスクを回避するために調停を選択することが多くなるために自己引用件数と裁判の頻度が負の相関関係になるという仮説である。

<sup>5</sup> 訴訟に関わる企業は日経ニューズや会社財務カルテ（東洋経済新報社）のような企業データベースに掲載されていない有限企業などの中小企業も多く含まれるため、包括的な企業データと訴訟データをリンクさせて、どのような企業が訴訟に関わりやすいのかどうかを分析することはできない。また、行政裁判の性質上、調停に落ち着くケースはごく稀であり、調停の事案はデータとして入手できないため、企業の特徴と調停しやすいのかどうかの関係を分析することもできない。

を用いて、勝訴確率や審査期間、代理人の数がどのような要因から決まっているのかを計量経済学的手法を用いて検証する。ここで用いる訴訟データはすべて行政訴訟なので、すべてのケースで被告は特許庁長官ということになる。原告は企業であったり個人であったり様々である。原告は、例えば、登録されるべきでなかった特許や商標を無効にするために、あるいは審査官の下した拒絶査定に対して不服を申し立てる目的で訴訟を起こす。これらの裁判が原告の勝利で終わるのか、あるいは訴えが認められないのか、代理人の数や審査期間、原告の特性から説明できるのかどうかはとても興味深く、議論するに値する。しかし、例えば代理人の数が勝訴確率に与える影響を分析するときに注意をしなければならないのは、代理人の数と勝訴確率の間の同時決定性である。つまり、代理人の数が勝訴確率に影響を与えると同時に、勝訴確率もまた代理人の数に影響することが考えられる<sup>6</sup>。このようなとき、単に最小二乗法の回帰分析をただけでは係数の推定量の一致性や不偏性が保証されないことが知られている。そこで、原告がどんな申立てをしたかを示すダミー変数を操作変数として用いて、係数をより正確に推定することができた<sup>7</sup>。この、原告の申立てを表すダミー変数は、「無効の審決」ダミー、「訂正の審決」ダミー、「拒絶査定不服の審決」ダミー、「異議の決定」ダミーの4つのダミー変数から成る。

最小二乗法の推定結果と操作変数法の推定結果を比較すると、やはり、最小二乗法の係数には上方バイアスがあることがわかった。これは内生性から生じたものであると思われる。操作変数法を用いた推定の結果、驚くべきことに、代理人の数が多くなると審査期間は短くなるが勝訴確率が低下し、審査期間が長引くと敗訴する確率が高くなることがわかった。また、審査期間が長くなりそうなケースには比較的少数の代理人が配分される傾向にあることがわかった。代理人の数と勝訴確率の関係については、直観に反するものであり、最適な組織の人数がどのようなものか考える組織論においても強いインプリケーションを持つ結果である。しかし、克服すべき問題点もある。例えば、サンプルサイズが十分に大きくなく、最尤推定には不向きなこと；被説明変数が代理人の数、審査期間であるときには過剰識別のテストをクリアすることができず、適切な操作変数としての性質が満たされていない可能性が高いことである。

以下、本稿は次のように構成される。次節ではデータの出所を明らかにし、簡単にデータからわかる事実について議論する。3節では計量経済学的手法を説明し、4節で結果を提示する。5節で結論を述べる。

---

<sup>6</sup> 勝てそうな裁判には多くの代理人でチームを組む傾向があるとすれば、勝訴確率は代理人の数に正の影響を与えるし、勝てなそうな裁判にこそ多くの代理人でチームを組む傾向があるなら、勝訴確率は代理人の数に負の影響を与えるだろう。

<sup>7</sup> しかし、操作変数法は有限標本では一致性はあるが不偏性は保証できない、つまりバイアスのある推定量であることがわかっている(Wooldridge, 2011; 川口, 2008を参照のこと)。

## 2. データ

訴訟に関するデータは特許審決データベースからダウンロードしたものを用いる。これは株式会社パテントビューロによって管理されている知的財産に関する裁判の審決に関するデータを公開しているウェブサイトである。そこでは個別の事案について、判決、審査期間、代理人、原告企業はもちろん、争点となる発明・考案の種類や原告の申立ての種類、結論の理由など事細かに記載されている。このデータベースから裁判の特性としての変数、

(1) 原告が勝訴したのかどうか<sup>8</sup>、(2) 代理人（弁護士）の数、(3) 原告の申立ての種類、(4) 原告が個人なのか法人なのか、(5) 原告が法人の場合は日系企業なのか外資系企業なのか、の以上5つの情報を入手してデータ化する。

(3) の原告の申立ての種類を示す変数について簡単に説明したい。この変数は、原告の申立てを表すダミー変数として「無効の審決」ダミー、「訂正の審決」ダミー、「拒絶査定不服の審決」ダミー、「異議の決定」ダミーの4つのダミー変数から成る。原告の申立ての種類は大きく5つに分けられる（無効の審決、判定、訂正の審決、拒絶査定不服の審決、異議の決定）。「無効の審決」とは、本来、登録されるべきでなかった特許や商標を無効にするため、特許庁に請求する審判である。「判定」とは、発明や考案、意匠の範囲がどこまで及ぶか、商標が類似しているか否かについて特許庁に見解を求める審判である。「訂正の審決」は既に登録されている特許や商標の一部の訂正を求める審判である。「拒絶査定不服の審判」とは、審査官の下した拒絶査定に対して不服を申し立てる審判をいう。「異議の決定」とは、他人が先に商標登録出願を行い登録された場合に商標登録を取り消す訴えである<sup>9</sup>。分析に用いられる4つのダミー変数は、それぞれのケースが「判定」に比較してどの程度異なるのかを示すものとなる。

原告となる企業の特性を表す変数は、個々の企業のホームページから情報を入手して構築する<sup>10</sup>。企業の規模を表す変数として、資本金と従業員数の2つの変数を入手する。企業規模として適切な変数として売上高という指標も多くの実証分析で使用されるが、売上高は公開していない企業が多く欠損値が多くなってしまうのでここでは使用しない。また、理論的バックグラウンドはないが、多くの企業のホームページで設立年を公開しており、操業年数という情報が得られたためそれも企業の特性を表す変数として用いる。

以上の、裁判の特性を表す変数、企業の特性を表す変数の基本統計量が表1に要約されている。

---

<sup>8</sup> 「勝訴」の定義であるが、原告の訴えが一部であっても何らかの形で認められた場合は「勝訴」、完全に何も認められずに棄却された場合を「敗訴」と定義した。

<sup>9</sup> これらの申立ての種類については特許庁(2007)を参照のこと。

<sup>10</sup> 企業レベルのデータは、例えば日経ニーズや東洋経済新報社の会社財務カルテなどを用いてまとめて入手できるが、日経ニーズは上場企業しか扱っていないため、原告となる企業が上場していない場合には情報を入手できない。また、会社財務カルテなど未上場企業のデータも収録しているデータベースは多々存在するが、有限会社のような中小企業もサンプルの中に多く含まれるのでやはり適切ではない。

	変数	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
裁判の特性を表す	勝訴ダミー(原告勝訴=1, 敗訴=0)	424	0.17	0.37	0	1
	代理人の数	424	2.53	2.64	0	22
	個人ダミー (原告が個人=1)	398	0.04	0.20	0	1
	外資系企業ダミー(原告が法人で外資=1)	378	0.07	0.27	0	1
	判定 (ダミー変数)	424	0.007	0.08	0	1
	訂正の審決 (ダミー変数)	424	0.14	0.12	0	1
	拒絶査定不服の審決 (ダミー変数)	424	0.70	0.45	0	1
企業の特徴を表す	異議の決定 (ダミー変数)	424	0.06	0.24	0	1
	ln(資本金(円))	310	21.75	3.04	16.11	29.59
	従業員数(人)	278	17536.08	50425.58	8	384586
	操業年数(年)	313	50.78	26.59	1	117

表 1. 基本統計量

全 424 サンプルのうち、原告が個人であるものは 18 件のみであり、相対的に非常に少ない。原告が企業であるケースは 416 件にのぼるが、そのうち原告が日系企業であるものは 386 件、外資系企業であるものは 30 件である。図 1 を用いて代理人の数と審査期間の分布を確認しておく。

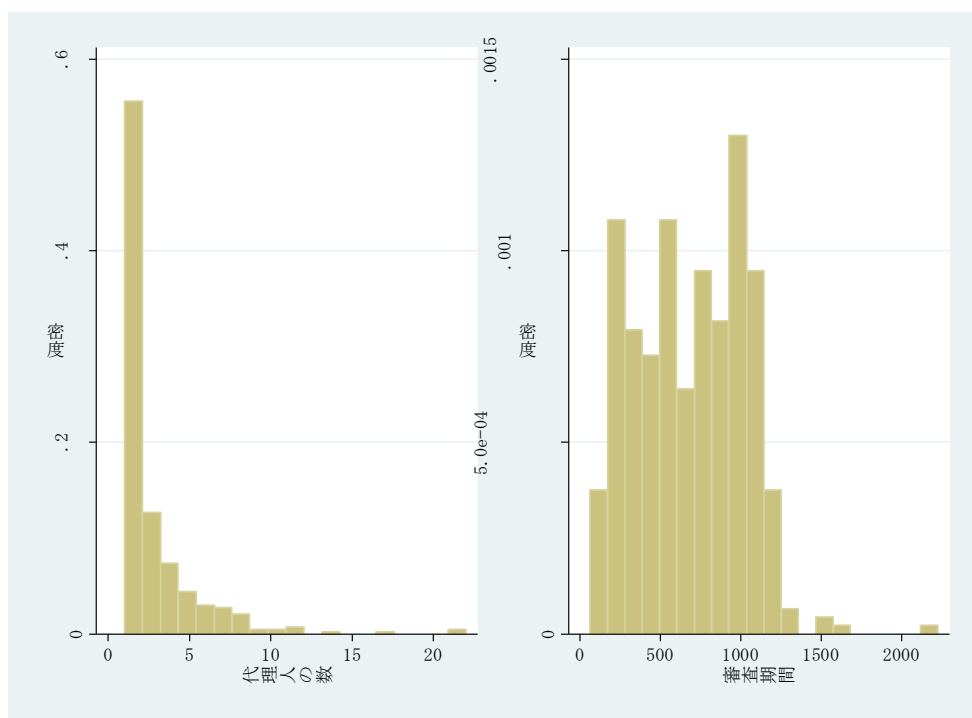


図 1. 代理人の数と審査期間の分布

代理人の数は大きく左に歪んでおり、ほとんどの裁判で、原告側の代理人は 1 から 5 人であることがわかる。一方で、審査期間は 200 日から 1300 日くらいのところで頻度が大きくなっている。1400 日を越えるものとなるとかなり少なくなることがわかる。

表 2 は原告が個人なのか企業なのか、企業の場合は日系なのか外資なのかによって勝訴確率などの変数の平均が変わるのかどうかを確認するために平均値の差の検定をしたものである。パネル A では、原告が企業のケースと個人のケースの差異を検定した結果を報告し

ている。これによると、原告が個人の場合はサンプル内で 38%の確率で勝訴しているのに対し、原告が法人の場合は勝訴確率が 14%にまで低下する。そしてその差は 1%水準で有意に 0 と異なる。個人の場合は、訴訟のコストが企業に比較して高いので、勝てるようなケースのみが実際に裁判に自己淘汰されているのかもしれない。裁判の期間に関しても、原告が個人の場合は 469 日なのに対して、企業の場合は 714 日と長くなっている。そしてその差は 1%水準で有意に 0 と異なる。代理人の数も、個人の方が企業の場合よりも平均して 1.791 人多く雇っているようである。そして、その差は 5%水準で 0 と異なる。

パネル B は日系企業のケースと外資系企業のケースで勝訴確率や裁判の期間、代理人の数に有意な違いがないかどうかを見たものである。企業対個人のケースとは異なり、ここでは勝訴確率と裁判の期間に有意な違いは観察されない。しかし、外資系企業の方が日系企業よりも平均して 1.194 人多く代理人を雇う傾向にあるようである。

パネルA: 法人vs個人

	法人	個人	差	標準誤差	サンプルサイズ
勝訴する確率	0.142	0.388	-0.246***	0.086	398
裁判の期間 (日)	714.212	469.298	245.031***	80.465	398
代理人の数 (人)	2.608	4.399	-1.791**	0.699	373

パネルB: 日系企業vs外資系企業

	日系企業	外資系企業	差	標準誤差	サンプルサイズ
勝訴する確率	0.140	0.166	-0.025	0.066	378
裁判の期間 (日)	715.747	718.260	-2.520	63.638	378
代理人の数 (人)	2.506	3.699	-1.194**	0.472	356

注:\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを意味する。

表 2. 原告の形態別の平均勝訴確率、審査期間、代理人の数

表 3 は原告の申立ての種類ごとの勝訴確率、審査期間、代理人の数の平均値をまとめたものである。注にもあるように、上段にあるのはそれぞれにおける平均値で、下段の括弧ないにあるものは「無効の審決」の平均値との平均値の差検定をしたときの標準誤差である。したがって、「無効の審決」がベンチマークとなっているので「無効の審決」の場合には標準誤差は計算されない。

これを見ると、「無効の審決」は勝訴する確率が 60%と非常に高いことがわかる。一方で「判定」、「異議の決定」はそれぞれ 33%, 42%と、「無効の審決」に比較して勝訴する確率が低い。「訂正の審決」、「拒絶査定不服の審決」はそれぞれ 16.7%, 1.7%と「無効の審決」と比較すると勝訴確率が極端に低いことがわかる。そしてそれらは 1%水準で統計的に有意である。

裁判の期間を見ると、「無効の審決」の場合は平均して 376 日、「判定」の場合は 298 日、「訂正の審決」は 320 日、「異議の決定」は 414 日と、どれもあまり変わらないが、「拒絶査定不服の審決」だけは平均して 813 日と極端に長く、「無効の審決」との差は 1%水準で 0 とは異なる。

代理人の数を見てみると、「無効の審決」の場合は平均して4.7人、「判定」の場合は3.7人、「訂正の審決」は6.3人、「異議の決定」は3.0人と、どれもあまり変わらないが、「拒絶査定不服の審決」の場合は1.9人と他のケースと比較して人数が少ない。そして、「無効の審決」との差は1%水準で0と異なる。

	無効の審決	判定	訂正の審決	拒絶査定不服の審決	異議の決定
勝訴確率	0.600	0.333	0.167***	0.017***	0.423***
	[Benchmark]	[0.168]	[0.121]	[0.344]	[0.064]
裁判の期間(日)	376.067	298.334	320.833	813.281***	414.538
	[Benchmark]	[161.868]	[116.289]	[33.160]	[61.407]
代理人の数(人)	4.711	3.667	6.333	1.923***	3.042***
	[Benchmark]	[1.381]	[0.992]	[0.286]	[0.541]

注: 上段はそれぞれの申立てにおける勝訴確率, 裁判の期間, 代理人の数である。下段の括弧内は無効の審決との平均値の差の検定をしたときの標準誤差である。\*\*\*, \*\*はそれぞれ1%, 5%水準で有意であることを意味する。

表3. 申立ての種類別の平均勝訴確率, 審査期間, 代理人の数

ここでの簡単な分析の結果から, 原告の意思決定が以下のような段階を踏んでいるものと仮説を立てる。

第1段階: 何を訴えるかを定める(「無効の審決」なのか, 「訂正の審決」なのか...など)。

第2段階: 代理人の数を定める。

第3段階: 審査期間と勝訴なのか敗訴なのかが決まる。

表3から, 申立ての種類ダミー変数が, 勝訴確率を説明したいときに説明変数となる変数, 例えば, 代理人の数や裁判の期間に有意な影響を与えていることがわかるので, 勝訴確率を被説明変数とする際に適切な操作変数となり得る。しかし, 適切な操作変数であるためには, もう1つ要求されることがある。それは, 上の第1段階の意思決定が第2段階の意思決定にのみ影響し, 第3段階の勝訴か敗訴かの決定には影響しないことである<sup>11</sup>。これについては, 直接テストすることができないので, 過剰識別(overidentification)のテストを行って間接的にテストする。

この節ではデータの出所と変数について説明をして, 記述統計から全体的な傾向を俯瞰した。次節では, 分析手法について説明し, 計量経済学的手法を用いて勝訴確率や審査期間が裁判の特性や原告の特性とどのように関係しているのかを明らかにしていく。

<sup>11</sup> 技術的には, これは構造形の回帰式の誤差項と操作変数が相関しないことを要求している。



### 3. 分析手法

#### 3-1. 勝訴確率に関する分析

ここでは Angrist and Krueger (1991) のアイディアに基づいて、説明変数の内生性を考慮した勝訴確率に関する分析を行う。想定する構造形の回帰式は以下の通り：

$$D_{win,i} = \beta_0 + \beta_1 period_i + \beta_2 \#Lawers_i + \mathbf{X}\beta + u_i \quad (1)$$

ただし  $D_{win,i}$  は勝訴ダミーで、勝訴した場合は 1、そうでなければ 0 をとる変数である。 $period_i$  は原告の申立てから判決が下されるまでの期間(日数)で、 $\#Lawers_i$  は代理人の数である。そして、 $\mathbf{X}$  は外生的な企業の特徴を表す変数を含むベクトルで、労働者数や資本金で測った企業の規模を表す変数と、操業年数が含まれる。 $u$  は誤差項である。

ここ問題となるのは、 $period_i$  と  $\#Lawers_i$  が内生変数となることである<sup>12</sup>。前の節での簡単な分析から示唆されるように、 $D_{win}$  と  $period_i$ 、 $D_{win}$  と  $\#Lawers_i$  はそれぞれ同時に決定する傾向にある。つまり、原告が敗訴するような裁判は裁判の期間が長くなる可能性があるし、逆に裁判が長引くと原告にとって不利になる可能性もある。また、勝てそうな裁判にはたくさんの代理人でチームを組む可能性があるし、逆に代理人の数が多いと裁判に勝つ可能性が高まるかもしれない。このような、回帰式の右辺と左辺で因果関係がはっきりしないことは同時性の問題(simultaneity)と言われ、一般に両者に正の相関があるときその変数の係数には正のバイアスが生じることがわかっている(Wooldridge, 2011)。また、 $period_i$  や  $\#Lawers_i$ 、原告の企業の特徴  $\mathbf{X}$  では捉えきれない勝訴・敗訴の決定要因があるとすると、それが誤差項  $u$  に含まれてしまうので、その未知の要因と説明変数が相関するとき関心のある  $\beta_1$  や  $\beta_2$  の一致推定量が得られなくなってしまう。

このような問題に対処することを目的に、次のような誘導形の回帰式を第 1 段階に推定する：

$$period_i = \gamma_0 + \mathbf{Z}\gamma_1 + e_i \quad (2)$$

$$\#Lawers_i = \delta_0 + \mathbf{Z}\delta_1 + \varepsilon_i \quad (3)$$

ただし {無効の審決ダミー, 訂正の審決ダミー, 拒絶査定不服の審決ダミー, 異議の決定ダミー}  $\in \mathbf{Z}$ ,  $e_i$ ,  $\varepsilon_i$  はそれぞれ誤差項である。原告がどんな申し立てをするかで、代理人の数や裁判の期間が大きく変動することは前の節の分析で確認できた。したがって、 $Cov(\mathbf{Z}, u_i) = 0$  が成立するなら  $\mathbf{Z}$  は望ましい操作変数としての性質を満たす<sup>13</sup>。ここでの基本的なアイディアは、原告がどんな申し立てをしたかを示すダミー変数で  $period_i$  や  $\#Lawers_i$  の内生変動を除去して、それらの変数の外生変動のみで勝訴確率との因果関係を見ようというものである。

説明変数が 0 か 1 のダミー変数となっているので、操作変数プロビットという手法を用い

<sup>12</sup> 労働者数、資本金、操業年数などの企業の特徴を表す変数群  $\mathbf{X}$  は外生変数としてみなせる。なぜなら、裁判に勝つために労働者数や資本金を増やしたり、あるいは減らしたりという操作は行われていないはずだからである。実際、これらの変数は内生性のテストをクリアしている。

<sup>13</sup>  $Cov(\mathbf{Z}, u_i) = 0$  が成立しているかどうかはテストすることができないので、ここではこの条件が成立していると仮定して分析を進める。

て(1), (2), (3)の回帰式を推定する。また, 比較のために内生性を考慮しない標準的なプロビット・モデルも推定する。

### 3-2. 代理人の数, 裁判に期間に関する分析

「勝敗⇔代理人の数⇔裁判の期間⇔勝敗」の因果関係を検証したいので, 代理人の数, 裁判の期間をそれぞれ被説明変数にした分析も行うことにする。現実的には, 代理人の数が決まって判決が出て, 裁判の期間が決まるので, 代理人の数を被説明変数にした分析は解釈が難しいが, 因果関係を確認するための推定であると理解して欲しい。

代理人の数を被説明変数にするケースでは, 構造形の回帰式が,

$$\#Lawers_i = \theta_0 + \theta_1 D_{win,i} + \theta_2 period_i + \mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + u_i \quad (4)$$

で表され, 第1段階の推定式が,

$$D_{win,i} = \mu_0 + \mathbf{Z}\boldsymbol{\mu}_1 + v_i \quad (5)$$

$$period_i = \gamma_0 + \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma}_1 + e_i \quad (6)$$

で表される。ただし  $v_i$  と  $e_i$  はそれぞれ誤差項である。 $\mathbf{Z}$  と  $D_{win,i}$  に強い影響を与えていることは前の節の分析からわかっているので, ここでも  $Cov(\mathbf{Z}, u_i) = 0$  が成立していれば,  $\mathbf{Z}$  は適切な操作変数としての性質を満たす。

裁判の期間を被説明変数にするケースでは, 構造形の回帰式が,

$$period_i = \pi_0 + \pi_1 D_{win,i} + \pi_2 \#Lawers_i + \mathbf{X}\boldsymbol{\pi} + u_i \quad (7)$$

で表され, 第1段階の推定式が,

$$D_{win,i} = \mu_0 + \mathbf{Z}\boldsymbol{\mu}_1 + v_i \quad (5)$$

$$\#Lawers_i = \delta_0 + \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}_1 + \varepsilon_i \quad (6)$$

で表される。

## 4. 分析結果

### 4-1. 勝率に関する分析

内生性を考慮しない(1)式のプロビット推定結果が表4の左の列に報告されている。これより, 代理人の数が1人増えると勝訴確率が0.018%上昇すること, 裁判の期間が100日伸びると勝訴確率が0.01%低下することが示唆される。そしてそれらの係数は1%水準で統計的に有意である。また, 操業年数が1年伸びると勝訴確率が0.001%上昇することも示唆されており, この係数も10%水準で統計的に有意である。

しかし, これらの結果は, 内生性を考慮しておらず, 信頼できるものではない。実際, 操作変数プロビットを推定した際に検定された, 説明変数の外生性のWald testは検定統計量が22.47で, 1%水準で説明変数が外生変数であるという帰無仮説を棄却している。そこで, 原告の申立てのダミー変数を操作変数とした操作変数プロビット・モデルを推定する。第1段階の推定結果を見ると, 代理人の数には訂正の審決ダミーが統計的に有意な影響を与えている。裁判の期間には, 企業の資本金の額と拒絶査定不服の審決ダミーが有意な影響を与

えており、 $\gamma_1 \neq 0$ ,  $\delta_1 \neq 0$  と結論づけられるので、第1段階の推定は概ねうまくいったと言える。内生変数、 $period_i$  を  $Z$  に回帰したときの F 値が 54.74,  $\#Lawyers_i$  を  $Z$  に回帰したときの F 値が 27.72 であったので、Staiger and Stock (1997) の基準に照らして  $Z$  は適切な操作変数であることがわかった。

第2段階の推定結果が一番右の列に報告されている。興味深いことに、代理人の数の符号がマイナスになり、しかも 1%水準で統計的に有意である。やはり、内生性を考慮しない推定でプラス方向のバイアスがあったことになる。ここでの推定結果を信頼するとすれば、典型的な係争において、代理人の数がเพิ่มด้วย逆チームワークが悪くなってしまったり、チーム内でモラルハザードが起こって裁判におけるパフォーマンスが悪くなってしまいうということがあるのかもしれない。したがって、ここでの分析結果は最適な意思決定チームの人数が何人なのかという、組織論においても重要なインプリケーションを持つかもしれない。

被説明変数	内生性を考慮しない推定	内生性を考慮した推定		
	プロビット 限界効果	第1段階(1)	第1段階(2)	操作変数プロビット 限界効果
	勝訴ダミー	代理人の数	裁判の期間	勝訴ダミー
代理人の数	0.018*** [3.10]			-0.224*** [-2.71]
裁判の期間	-0.0001*** [-3.33]			-0.003*** [-13.97]
操業年数	0.001* [1.85]	0.005 [1.00]	0.152 [0.21]	-0.002 [0.45]
労働者数	-3.93e-07 [-0.69]	1.1e-06 [0.37]	-0.0002 [-0.56]	-1.7e-06 [-0.65]
資本金	-0.008 [-1.35]	0.043 [0.88]	-13.250** [-2.01]	0.002 [0.06]
無効の審決ダミー		1.071 [0.82]	-73.833 [-0.63]	
訂正の審決ダミー		6.305*** [3.71]	-181.111 [-0.96]	
拒絶査定不服の審決ダミー		-2.068 [-1.60]	408.700*** [3.31]	
定数項		13.412 [1.21]	1027.722 [0.69]	
LR Chi2(5)	46.980			225.51
Prob (Chi2)	0.000			0.000
Pseud R-sq.	0.263			
Log Likelihood	-65.982			-2269.362
Wald test of exogeneity: Chi2(2)				305.03
Prob (Wald test)				0.000
サンプルサイズ	248	248	248	248

注：括弧内は z 値である。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを意味する。プロビット推定結果は、推定の結果得られた係数ではなく、限界効果を報告している。だから定数項の値が報告されていない。

表 4：勝訴確率に関するプロビット推定，操作変数プロビット推定の結果

裁判の期間の係数については、標準的なプロビット・モデルと結果と符号は同じである。た

だし限界効果が $-0.0001$  から $-0.0030$  にやや小さくなっている。やはり、内生性を考慮しない推定では上方バイアスがあったことが示唆される。

操業年数、労働者数、資本金などの企業の特徴を示す変数の係数は統計的に有意ではなく、勝訴確率に有意な影響を与えているとは言えない。

最後に、操作変数が構造形の回帰式の誤差項と相関していないかを、過剰識別のテストを用いて間接的にテストする<sup>14</sup>。筆者が用いている計量ソフトでは、操作変数プロビットを推定したときに過剰識別のテストを実行できないので、直交条件を設定して GMM 推定を行い、過剰識別のテストを行った。その結果得られた検定統計量(Hansen's J Chi2(1))は、1.744 (p 値が 0.187)であったので、過剰識別がないことを示唆している。したがって、データ上は第 2 節で立てた仮説は正しいものと判断できる。

#### 4-2. 代理人の数, 裁判の期間に関する分析

(4)式を内生性を考慮せずに OLS で推定した結果が一番左の列に報告されている。これより、表 4 の結果と似たような結果が得られたことがわかる。OLS の場合は、勝訴ダミーは代理人の数に優位な正の影響を与えている。現実には、明らかに代理人の数が決まったあとに勝敗が決するので、この結果の解釈は難しいが、典型的な裁判で勝った場合には、代理人の数が多いということである。裁判の期間については、係数がマイナスで 1%水準で統計的に有意である。裁判の期間が 1 日長くなると、原告が勝つ確率が 0.002%だけ低下するということである。

しかし、この OLS の推定結果は、先ほどから議論されているように、内生性が考慮されていないので信頼できる結果とは言えない。そこで、申立てのダミー変数を操作変数とした操作変数法を用いて推定する。第 1 段階の推定結果を見ると、勝訴ダミーには無効の審決ダミーが、裁判に期間には資本金、訂正の審決ダミーが有意な影響を与えていることがわかる。勝訴ダミーを Z に回帰したときの F 値が 20.24 であり、やはり Staiger and Stock (1997)の基準に照らして Z は適切な操作変数であることがわかる。

拒絶査定不服のダミー、異議の決定のダミーが第 1 段階の推定で使用されていないのは、すべてのダミー変数を用いた操作変数推定における過剰識別のテストで過剰識別であると判断されたからである。Sargan テストでは検定統計量が 9.369 (p 値が 0.002)、Basman テストでは検定統計量が 9.462 (p 値が 0.002)であった。1 つずつダミー変数を除いていっても「ちょうど識別」になるまで過剰識別でないという帰無仮説は棄却され続けた<sup>15</sup>。ここでの結果

<sup>14</sup> これは、厳密には、操作変数と構造形の回帰式の誤差項が相関しているかどうかをテストするものではなく、操作変数の数が推定するパラメーターの数よりも多いときに、操作変数が余分(redundant)でないかどうかをテストするものである。だから、ちょうど識別される(just identified)ときにはこのテストを行うことができない。

<sup>15</sup> 内生変数が 2 つなので、操作変数を 2 つ使用しているが、どの操作変数を使用するかで推定結果が大きく変化することはない。

被説明変数	内生性を考慮しない推定		内生性を考慮した推定		
	OLS		第1段階(1)	第1段階(2)	2SLS
弁護士の数			勝訴ダミー	裁判の期間	代理人の数
勝訴ダミー	2.148***				-1.360
	[4.82]				[-0.73]
裁判の期間	-0.002***				-0.008***
	[-5.25]				[-4.24]
操業年数	0.006	-0.0001	0.087		-0.003
	[1.16]	[-0.28]	[0.12]		[-0.51]
労働者数	2.2e-07	-2.3e-07	-0.0002		-1.4e-06
	[0.07]	[-0.59]	[-0.52]		[-0.31]
資本金	-0.023	0.001	-14.032**		-0.030
	[-0.43]	[1.51]	[-2.14]		[-0.42]
無効の審決ダミー		0.537***	175.011		
		[4.67]	[1.47]		
訂正の審決ダミー					
拒絶査定不服の審決ダミー		-0.003	-646.751***		
		[-0.03]	[5.66]		
定数項	18.11	-0.585	680.703		17.39
	[1.47]	[-0.40]	[0.45]		[1.04]
Adj. R-sq.	0.240	0.43	0.385		
F-statistics	16.560	32.01	31.91		
Prob (F-statistics)	0.000	0.000	0.000		
Wald Chi2(5)					66.89
Prob (Chi2(5))					0.000
サンプルサイズ	248	248	248		248

注：括弧内はt値あるいはz値である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを意味する。

表5：代理人の数に関するOLS, IV推定の結果

は望ましくないものであり、操作変数が構造形の回帰式の誤差項と相関していることを示唆している。したがって、ここで2SLSの推定から得られた結果にはバイアスがあると考えられる。

表5の一番右の列に第2段階の推定結果が報告されている。これもやはり、表4の結果とよく似ている。OLSの場合は勝訴ダミーの係数が正だったのが、操作変数法で推定すると係数がマイナスになっている。しかし、統計的に有意ではない。つまり、勝つかどうかは代理人の数には影響しないという、現実的な結果が得られている。一方で、裁判の期間が長くなるような裁判は代理人の数が少ないという結果はOLSの結果と変わらない。長引きそうな裁判に資源を投入しても無駄になったときの代償が大きいため、少数精鋭で臨むのかもしれない。

企業の特徴を示す変数はOLSでも操作変数法による推定でも統計的に有意ではない。

2つの内生変数（勝訴ダミー、裁判の期間）が本当に内生変数なのかどうかをテストするDurbin-Wu-Hausmanテストをすると、得られた検定統計量が37.307（p値が0.000）であったので、それらの変数が外生変数であるという帰無仮説は1%水準で棄却された。だから、内生性を考慮して操作変数推定することの意義が再確認された。

裁判の期間を被説明変数にした推定結果が表 6 に要約されている。まず、一番左の列に OLS 推定の結果を報告している。これによると、勝訴ダミーの係数が-200 で、1%水準で統計的に有意である。だから、勝つような裁判は裁判の期間が平均して 200 日短いということである。代理人の数の係数は-43 でこれも 1%水準で有意である。つまり、代理人の数が 1 人増えると裁判の期間が 43 日短くなることを示唆している。しかし、内生性を考慮して操作変数法を用いて推定すると、ここでも係数の推定値が大きく変わった。

まず第 1 段階の推定結果を見てみよう。勝訴ダミーには無効の審決ダミーが有意な影響を与えており、代理人の数には無効の審決ダミーと拒絶査定不服の審決ダミーが有意な影響を与えている。勝訴ダミーを被説明変数にした回帰式では、F 値が 38.550、代理人の数を被説明変数にした回帰式では F 値が 27.650 あるので、ここでも Staiger and Stock (1997) の基準を満たしていることがわかる。訂正の審決ダミーが分析から除外されているのは、過剰識別のテストでその変数を除外することを強く勧める結果が出たからである。すべての申立ての種類のダミー変数を入れて過剰識別のテストを行うと、Sargan テストの検定統計量が 9.370 (p 値が 0.002)、Basmann テストの検定統計量が 9.467 (p 値が 0.002) であったので、過剰に識別されているという結果が出た。

被説明変数	内生性を考慮 しない推定	内生性を考慮した推定		
	OLS	第1段階(1)	第1段階(2)	2SLS
裁判の期間		勝訴ダミー	代理人の数	裁判の期間
勝訴ダミー	-200.014*** [-3.21]			-161.987 [-0.85]
代理人の数	-43.504*** [-5.25]			-119.071*** [-4.24]
操業年数	-0.643 [-0.79]	-0.0001 [-0.28]	0.004 [0.63]	-0.476 [-0.49]
労働者数	-0.0001 [-0.27]	-2.3e-07 [-0.59]	6.5e-07 [0.21]	-0.0002 [-0.31]
資本金	0.205 [0.03]	0.009 [1.49]	0.074 [1.41]	-3.650 [-0.42]
無効の審決ダミー		0.537*** [4.67]	-2.201*** [-2.39]	
訂正の審決ダミー				
拒絶査定不服の審決ダミー		-0.003 [-0.03]	-5.427*** [-6.21]	
定数項	-395.435 [-0.24]	-0.585 [-0.40]	12.47 [1.07]	2071.319 [1.04]
Adj. R-sq.	0.196	0.432	0.350	
F-statistics	13.070	38.550	27.650	
Prob (F-statistics)	0.000	0.000	0.000	
Wald Chi2(5)				90.370
Prob (Chi2(5))				0.000
サンプルサイズ	248	248	248	248

注：括弧内は t 値あるいは z 値である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを意味する。

表 6：代理人の数に関する OLS, IV 推定の結果

1 つずつ操作変数を除外していても、やはり、「ちょうど識別」になるまで操作変数を除外する結果が得られた。ここでの結果は望ましくないものであり、操作変数が「裁判の期間」を説明する上で余分(redundant)でないことを強く示唆している。したがって、操作変数と構造型の回帰式の誤差項が相関している可能性が非常に高いので、2SLS の推定量も OLS 同様にバイアスがある可能性が高い。

第 2 段階の推定結果を見ると、勝訴ダミーの係数の絶対値が小さくなった上に、統計的に有意でなくなった。つまり、勝つような裁判は期間が短いとか、負けるような裁判は期間が長いということはないということである。一方で、代理人の数の係数の絶対値が大きくなり、かつ、ここでも 1%水準で有意である。代理人の数が 1 人増えると、裁判の期間が 119 日も短くなることを示唆している。企業の特性を表す変数はここでも統計的に有意ではない。

最後に、勝訴ダミー、代理人の数の 2 つの内生変数が本当に内生変数なのかどうかをテストする。Durbin-Wu-Hausman テストを行うと、検定統計量が 59.737 (p 値が 0.000) となり、2 つの説明変数がともに外生変数であるという帰無仮説が 1%水準で棄却された。したがって、この分析からも操作変数法を用いる意義が確認できる。

## 5. 結論

本稿では、勝訴確率、代理人の数、審査期間の間の因果関係を、原告の申立ての種類を示すダミー変数を操作変数として操作変数法を用いて推定した。最小二乗法の推定結果と操作変数法の推定結果を比較すると、やはり、最小二乗法の係数には上方バイアスがあることがわかった。これは内生性から生じたものであると思われる。操作変数法を用いた推定の結果、代理人の数が多くなると審査期間は短くなるが勝訴確率が低下し、審査期間が長引くと敗訴する確率が高くなることがわかった。また、審査期間が長くなりそうなケースには比較的少数の代理人が配分される傾向にあることがわかった。代理人の数と勝訴確率の関係については、直観に反するものであり、最適な組織の人数がどのようなものか考える組織論においても強いインプリケーションを持つ結果である。

しかし、ここでの分析はいくつか問題を抱えている。第 1 に、サンプルサイズが十分に大きくないので最尤推定を行う操作変数プロビットには不向きなことである。そして、被説明変数に代理人の数、審査期間を選択した際には、ある意味仮説と整合的であるが、過剰識別のテストをクリアすることができず、原告の申立ての種類のだミー変数が適切な操作変数とは言えないことである。したがって、そこで得られた係数の推定値にもやはりバイアスがある。また、ここで得られた結果が知的財産権に関する行政裁判に特異なものなのか、それともどんな裁判でも普遍的に観察されるものなのかを他の種類の訴訟のデータを用いて検証していくことも必要であろう。

## 参考文献

[1] 株式会社パテントビューロ(2011) 特許審決データベース, <http://tokkyo.shinketsu.jp/>.

- [2] 川口大司 (2008) 『労働政策評価の計量経済学』 日本労働研究雑誌, 569 号, pp.16-28。
- [3] 特許庁 (2007) 『特許制度の現状と課題について』  
[http://www.jpo.go.jp/shiryou/toushin/shingikai/pdf/tizai\\_bukai\\_11\\_paper/shiryou04.pdf](http://www.jpo.go.jp/shiryou/toushin/shingikai/pdf/tizai_bukai_11_paper/shiryou04.pdf).
- [4] Angrist, J. and A. B. Krueger (1991) “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, No.4, pp.979-1014.
- [5] Bessen, J. and M. J. Meurer (2005) “The Patent Litigation Explosion,” Boston University, School of Law, Working Paper, No.05-18.
- [6] Cremers, K. (2005) “Determinants of Patent Litigation in Germany,” ZEW Discussion Paper, No. 04-72, Mannheim.
- [7] Cremers, K. (2009) “Settlement during Patent Litigation Trials: An Empirical Analysis for Germany,” *Journal of Technology Transfer*, Vol.34, pp.182-195.
- [8] Hall, B. H. and R. H. Ziedonis (2007) “An Empirical Analysis of Patent Litigation in the Semiconductor Industry,” Unpublished Manuscript, University of Michigan.
- [9] Jaffe, A. (1986) “Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms’ Patents, Profits and Market Value,” *American Economic Review*, Vol.76, pp.984-1001.
- [10] Lanjouw, J. O. and J. Lerner (1997) “The Enforcement of Intellectual Property Rights: A Survey of the Empirical Literature,” NBER Working Paper No. 6292.
- [11] Somaya, D. (2003) “Strategic Determinants of Decisions not to Settle Patent Litigation,” *Strategic Management Journal*, Vol. 24, No. 1, pp.17-38.
- [12] Staiger, D., and J. H. Stock (1997) “Instrumental Variables Regression with Weak Instruments,” *Econometrica*, Vol.54, pp.1461-1481.
- [13] Yuzuki, T. (2011a) “The Empirical Study of Patent Litigate Terminal Judge in Japan 1988-2005,” Unpublished Manuscript, Kyoto University.
- [14] Yuzuki, T. (2011b) “Estimation of Citation Curve in the Patent Infringement Final and Binding Judge,” Unpublished Manuscript, Kyoto University.
- [15] Wooldridge, J. M. (2011) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.