

司法制度改革による 民事訴訟誘発需要仮説の実証分析

三好 祐輔*

佐賀大学

都築 治彦

佐賀大学

日本では近年、司法に国民の意思を反映させるという理念の下に、さまざまな司法制度の改革が行われた。なかでも、急激な弁護士数の増加や弁護士報酬の改定は、民事訴訟の件数の増加や弁護士利用率の増加につながっている。本稿では、弁護士の訴訟に関わる割合の増加、弁護士数の増加などの要因がきっかけとなり、弁護士による誘発需要が引き起こされているかどうかについて、リスク回避度に着目したモデル分析を通して、都道府県データや弁護士アンケートに基づいたデータによる実証分析を行った。分析結果によれば、これまで弁護士は、潜在的な需要があるのにも関わらず積極的に需要を掘り起こそうとはしなかった。だが、近年の弁護士数の増加により、簡易裁判で扱う訴訟について弁護士が関与するようになり、さらに着手金を下げて代わりに成功報酬を高めるという形で誘発需要を喚起していることが分かった。

1. はじめに

1.1 論文の背景と問題意識

司法サービスを受ける費用には様々なものが存在する。直接的な費用として、民事訴訟法が定めるところの裁判手続きを利用するために必要な費用(訴状に貼付する印紙代、証人を調べる場合の旅費日当など)がある。訴訟代理人を雇う場合はさらに高額な費用が掛かる。また、当事者から見て自分の訴訟がいつ終わるのか、今訴訟がどの段階にあるのかが見えない不安感が、実際以上に訴訟には時間がかかるという印象を与えている¹。そのため、法的に解決すべき市民間、企業間の問題の多くが、訴訟を経ずにあいまい

本稿の作成にあたり、森田果(東北大学)、本誌レフェリーの各先生から貴重な助言を頂きました。ここに記して感謝致します。本稿は課題番号(23730355) 文部科学省 科学研究費補助金若手研究(B)及び財団法人学術振興野村基金による研究助成を受けた研究成果です。また、日本弁護士連合会、最高裁判所事務総局から、弁護士報酬に関するアンケートデータ及び民事訴訟に関する統計資料の提供をして頂きました。感謝申し上げます。なお本稿における誤りはすべて筆者が責任を負うところであります。

* (連絡先住所) 〒840-8502 佐賀市本庄町1 佐賀大学 経済学部
(E-mail) miyoshiy@cc.saga-u.ac.jp
tsuzukih@cc.saga-u.ac.jp

¹ 裁判が遅れる原因の1つに、当事者主義の訴訟手続のもとで、当事者の準備に時間が掛かるという点が挙げ

な基準のもとに不透明に処理されることが多く、社会の法的なインフラストラクチャーが整備されていないため、泣き寝入りも珍しくない²。

以上のように訴訟費用が司法的な救済の大きな壁になっているという認識を踏まえ、1998年には少額訴訟の訴訟費用を削減する少額訴訟制度がスタートした³。また、司法制度改革審議会の意見書においても、民事訴訟の審理期間の半減が目標として提示された。これを受けて、第一審審理を2年以内に終了させる努力義務を課す裁判迅速法が2003年に制定された⁴。さらに、人口当たり法曹人口は各国と比較しても極めて低い水準にあるという理由で、司法の機能を充実させることが不可欠であるという認識の下、法務大臣が認定した司法書士は、簡裁訴訟代理等関係業務を行うことが可能となった⁵。

司法へのアクセスの改善のため、日本弁護士連合会（以下、日弁連）が出している法曹人口政策関連資料によると、司法試験の合格者数を04年には1,500人、10年頃までには年間3,000人程度とすることを目指した、法曹人口を増加させる司法改革が進められ、13年5月末日現在の弁護士数は3万3,663人に達した。さらに、日弁連の会則を改正して弁護士広告が2000年10月から解禁され、各弁護士会の弁護士報酬規定のあった報酬額についても04年から原則として依頼者との自由な契約によって決められるようになった⁶。しかし、これまで日本において裁判制度が実際に果たしてきた役割・機能は、

られる。また、裁判は法的紛争を最終的に解決する場として、証拠に基づいて事実を認定し、法的に判断するという、正確性、厳密性に重点が置かれた手続が定められている。その性質上、裁判による問題の解決には一定の時間を要する。そのため、欧米の先進国で司法の効率性の検討課題は、裁判の利用者が急増することにより、裁判の進行が遅れる問題をもつばら議論の対象としてきた(Buscaglia and Dakolias (1999)、Posner (1996)、Breen (2002)など)。また、日本においても地方裁判では、裁判に要する様々な費用、なかでも審理期間が長引くかどうかは裁判を起す際の重要な鍵となっている可能性がある(地方裁判所レベルで争われた解雇事件の第一審判決までの審理期間は平均813日に及ぶことを神林・平澤(2008)は言及している)。

² 特に、企業のリストラ・消費者破産・金融商品被害などの深刻な社会問題、利用者が司法サービスの十分な知識や情報を得ることが難しい点が挙げられる。裁判の見通しが立たず審理期間が長期化すると裁判費用が過大になり、潜在的には訴訟を起す誘因のある当事者も訴訟に踏み切らない悪循環に陥る。以上の現状を踏まえ、日本の司法制度はコスト・迅速性といった「司法の効率性」が軽視されがちな点を鶴(2003)は指摘する。

³ 少額訴訟制度は、60万円以下の金銭の支払い請求を目的とする紛争を示す(民訴368 I)。簡易・迅速な解決を図る特別な手続で、原則として1回の口頭弁論で審理を終え、当日内に判決が言い渡される。原告自身による訴訟が可能で、弁護士を訴訟代理人として雇う必要の無い事案を早急に解決する制度である。95年に少額訴訟制度を導入したブラジルは、訴訟費用を低くすることで国民の司法へのアクセスを高めた(World Bank, 2002)。

⁴ 国民に身近な開かれた司法を目指して、民事においては第一審の裁判を2年以内に終わらせることを目標にし、専門的な事件に関しては専門委員制度を導入するなど、司法制度改革の方向性を日弁連は発表した。

⁵ 我が国の司法は「小さな司法」であって、立法・行政に対する十分なチェック機能を果たしていない、あるいは「2割司法」、機能不全に陥っており、国民のニーズにこたえていないとの批判がある。日本の法曹人口の規模は人口10万人に対して21人だが、米国、英国、ドイツ、フランスにおいてはそれぞれ373人、222人、204人、81人である(法曹会、2009)。

⁶ Buscaglia and Dakolias (1999)、Cabrillo and Fitzpatrick (2009)等は、訴訟のハードルを高め、弁護士の宣伝・報酬を制限することにより訴訟の遅れを解消することが司法の効率性を高めると論じた。また、Garoupa et al. (2006)、Martins (2009)は司法関係者、特に弁護士の数を増やす政策が裁判を遅らせると指摘し、不必要な訴訟を減らすことにより裁判の遅れを解消する方法を推奨した。しかし、欧米と異なり、今後更に国民に開かれた司法制度が必要な中、訴訟件数を減らして裁判の遅れを解消する方法は日本において現実的でない。

相対的に極めて小さいとされてきたが、昨今の司法制度改革による司法サービス充実の効果は実際どの程度であろうか。これまで司法サービス市場については、ほとんど経済学的な分析がされていない。そこで、特徴の似た医療市場を扱う医療経済学の分析を参考に、以下議論する。医療市場・司法サービス市場の共通の特徴は、情報の非対称性の存在である。医師は患者よりも医療知識を相対的に多く保有する情報の非対称性があるため、患者は医師に意思決定を委ね、プリンシパル・エージェント関係を結ぶ。しかし、患者は医療サービスに関する十分な知識や情報を得ることが難しいため、医師が情報の非対称性を利用し、需要が過度に掘り起される誘発需要仮説がある⁷。

司法サービスに関しても、弁護士と依頼者との間で医療市場同様の利害対立が起これらうと考えられる。弁護士は利用者より法律の知識を多く持っており、利用者は弁護士の助言無しには自らの効用・行動を判断できない。そうした状況下では、プリンシパル・エージェント問題が発生する。実際、司法サービス供給者である弁護士が、収益の維持・拡大のために利用者にとって必要のない過剰なサービスを提供する事例が米国では報告されており、日本においても例外でない⁸。

以上のように、医療市場と司法サービス市場は特徴が似ているため、医療経済学の分析手法を司法に応用し、特に、医療経済学でよく議論される誘発需要仮説に着目して分析を行うことも可能であろう⁹。もっとも、医師の誘発需要とは事情が異なる。司法サービスについては本人による訴訟も可能なため、医療のように必ずしも代理人を必要としない¹⁰。また、医療には強制加入の保険制度による給付があるのに対し、司法サービスの場合は弁護士が依頼者の肩代わりをしない限り、依頼者の費用負担が増える。そのため、弁護士と依頼者の関係は、医師と患者の関係に比べ、プリンシパル・エージェントの問題がさらに顕著になる可能性がある。例えば、今日のように弁護士の数が増加する傾向にあれば、自身の収入を鑑みた弁護士が高い訴訟費用をかけても低報酬しか得られ

⁷ 医師による誘発需要の実証研究の先駆的先行研究として岸田(2001)がある。

⁸ 全国の消費者センターなどに寄せられた「事前に何の説明もなく、突然 300 万円を請求された」、「強引に契約を結ばされた」「無料相談のはずが、料金を取られた」等の苦情数は 2000 年の 6 倍を超え、2009 年度は 1900 件余りにのぼる。さらに、急増する弁護士トラブルの現場を取材した結果、自らの利益を優先する弁護士が増えている実態を日弁連前会長の宇都宮健児氏が指摘した(NHK『追跡! A to Z』第 52 回「急増する弁護士トラブル」(2010 年 9 月 10 日))。

⁹ 医師の誘発需要に関する先行研究が多い。保険市場ゆえに(費用をすべて支払う必要性がなく、ほとんどが税金で賄われており、患者の負担が少ないゆえ)情報の非対称性の問題が示唆されている(井伊・別所, 2006)。だが、訴訟費用のほとんどを支払う民事訴訟においては、弁護士を訴訟代理に立てると利用者の自己負担が増える。そのため、たとえ弁護士からの勧めがあっても訴訟に持ちこまねず、それほど誘発需要が見られない可能性がある。ただし、訴訟費用が少ない簡易裁判の場合、誘発需要が起こる可能性は高いと予測される。

¹⁰ 日本では弁護士強制主義が取られておらず、当事者が自ら訴訟を進行する(本人訴訟)が許可されている。実際、簡易裁判所の事件では本人訴訟が普通であり、弁護士が訴訟代理を務めているのは、過去 15 年間の平均で約 14%に過ぎない。だがここ最近では、その数倍の割合で弁護士が訴訟に関わっている(表 1・表 1-1)。

ない可能性を選ばず、低い訴訟費用でも確実に報酬を得られる可能性、すなわち着手金目的で訴訟を請け負う可能性もある。従って、弁護士の数が増加しても、依頼者は余分に支出してまで、勝訴の見通しの無い案件を裁判には持ち込まないのが実情であろう。

一方、弁護士の報酬は04年に自由化され、弁護士の裁量に任されるようになったため、彼らの労働インセンティブに大きく関係しているかもしれない¹¹。例えば、報酬における出来高の占める割合が大きくなると弁護士のリスク負担が大きくなるため、弁護士が代理人を引き受けて訴訟に持ち込むのを控える可能性が高くなる。それにも関わらず、弁護士が需要を掘り起こし、結果的に訴訟件数が増加していれば、司法制度改革により司法サービスを充実させた効果が現れたとみてよいであろう¹²。

本稿の分析結果を先に述べておくと、近年の司法制度改革による弁護士数の増加、司法書士が訴訟代理サービス市場に参入できるようになったことが原因で、弁護士は着手金を下げて代わりに成功報酬を高めるという形で誘発需要を喚起している。また、弁護士の増加により、司法へのアクセスコストが低下したことが原因で、利用者の自発的利用が増加している。以下では、弁護士および依頼者の危険回避度に着目し、弁護士報酬の自由化および新規参入の自由化により、利用者側の費用負担軽減による自発的需要、弁護士の情報提供による誘発需要の双方が起こっている現象をモデルで説明する。

1.2 理論モデル

ここでは、依頼者が弁護士に訴訟を依頼するプリンシパル・エージェントモデルを用いて定式化し、裁判に関する予測が依頼者と弁護士の間で異なる情報の非対称性の下、弁護士の情報提供によって、潜在的需要を誘発するというモデルを定式化する。

今、依頼者(client, c)と弁護士(attorney, a)がいるとする。依頼者及び弁護士は共に危険回避的であり、絶対的危険回避度一定の効用を有するとする。依頼者、弁護士の絶対的危険回避度をそれぞれ γ_c 、 γ_a ($\gamma_c > \gamma_a$)とし、互いに絶対的危険回避度一定の効用を有することを知っているとする。依頼者は弁護士を通じて訴訟を起こすことができ、自ら訴訟を起こすなど他の手段を用いることもできる。ある訴訟案件につき、弁護士に依頼して訴訟を行う場合の、弁護士を含む依頼者側の収入を、 $Q = e + u$ とする。

¹¹ 医師の収入は診療報酬制度によって決まっている。しかし、診療報酬制度は保険診療できる医療の種類とその価格を規定したものであり、医師が自らの報酬のために治療方法を変えるインセンティブは十分にある。

¹² Botero et al. (2003)によると、国の財源から司法への支出を増加させることは、短期的には裁判の遅れを解消する効果を持ちうるが、訴訟件数増加を引き起こし、裁判の遅れは元のレベルに戻るため、司法の効率性を高める方策として望ましくない。司法制度の関係者に適切なインセンティブを与え、司法サービス提供者間での競争を高める方策(弁護士の独占緩和)が、司法の効率性を高める上で効果的な戦略として強調されている。

e は弁護士の努力水準を表し、弁護士にとっての費用を $e^2/2\delta$ とする。また、弁護士には移動費用 eT/δ がかかるが、これは依頼者が負担する。 u は訴訟における収入の不確実性を表す攪乱項で、依頼者 C は u について、正規分布 $N(0, \sigma_c^2)$ に従うと考え、弁護士 A は $N(0, \sigma_a^2)$ に従うと考えているものとする。ここで、 $\sigma_c^2 > \sigma_a^2$ である。一方、依頼者が弁護士を通さずに自ら訴訟を行う場合のリスク調整済み利益を λ_c とする。

依頼者 C が弁護士 A へ支払う報酬契約は以下の式で表されるとする。

$$P = vQ + w + eT/\delta \quad (a)$$

ここで、 w は収入に関わらず支払われる額(着手金)を示している。 v は0から1までの値で報酬における可変割合であり、項 vQ は、報酬における取り分を表す。 v が1ならば、裁判で勝ち得た収入額が全て弁護士のものとなる一方、訴訟におけるリスクは全て弁護士が負担する。また、 v が0ならば弁護士の収入額は訴訟の結果によらず w に固定され、そのリスクは全て依頼者が負担する。 v および w は、弁護士が主導して決定する場合と、依頼者が主導して弁護士に提示する場合は考えられる。

また、依頼者が弁護士に訴訟を依頼する場合、着手金や成功報酬に加えて、弁護士にかかる移動費用 eT/δ を支払うとする。依頼者が弁護士に依頼しない場合、あるいは弁護士が訴訟契約を受け入れない場合は、弁護士はリスク調整済み利益 λ_a を得る。そして、 δ は σ_c^2 、 γ_c 、 $\gamma_c \sigma_c^2$ 、 λ_c 、 λ_a 、 T などの値に比して大きな正の数であるとする(弁護士の作業効率は高いとする)。また、 $\gamma_c \sigma_c^2$ 、 $\gamma_a \sigma_a^2$ などは T に対して大きいとする(移動費用はそれほど大きくない値とする)。

以下では、(I)報酬自由化前の弁護士主導で着手金・成功報酬比率が決定される場合、(II)報酬が自由化され、新人弁護士の新規参入・司法書士の参入が自由化された場合、(III)報酬・新規参入の自由化後、弁護士の情報提供によって訴訟が誘発される場合の3つに分け、着手金 w 、成功報酬比率 v 、移動費用 T が参加制約に与える影響を考察する。

まず、(I)報酬自由化前の弁護士主導で着手金や成功報酬比率が決定される場合、弁護士報酬を決定する際に弁護士同士の競争は起こらず、弁護士主導により着手金や成功報酬比率が決定される。それを以下のモデルにて表す。

(I) 報酬自由化前の弁護士主導で着手金や成功報酬比率が決定される場合

- (1) 自然が訴訟結果における収入の不確実性 u を決定する。
- (2) 弁護士はこの訴訟に対して、着手金 w と成功報酬比率 v を決定する。
- (3) 依頼者はこの案件について、弁護士に依頼して訴訟を行うかどうかを決定する。

(4) 弁護士は依頼者から訴訟依頼を受けて、引き受けるかどうかを決める。引き受ける場合には最適な努力水準を決定して訴訟を行い、訴訟の結果が出た後、(a)式によって依頼者から報酬を得る。

このモデルでの最適な弁護士、および依頼者の行動を考える。段階(4)での弁護士の純利益は、彼の受け取る報酬額から努力費用を引いたものなので、 $v(e+u)+w-e^2/2\delta$ となる。弁護士は u が正規分布 $N(0, \sigma_a^2)$ に従うと考えており、絶対的危険回避度一定(γ_a)のリスク回避者なので、この期待効用と同じ価値を持つ等価確実所得は、 $v e + w - e^2/2\delta - \frac{1}{2}v^2\gamma_a\sigma_a^2$ と近似される。ここで、 $\frac{1}{2}v^2\gamma_a\sigma_a^2$ はリスクプレミアムである。この等価確実所得を最大化するような努力水準 e は、

$$e = v \delta \quad (b)$$

となる。この結果、 v が大であるほど弁護士は努力水準を高め、一方、 v が小さい場合には努力水準を低下させる。すなわち、モラル・ハザードが発生することになる。

また、弁護士が依頼を引き受けるための参加制約は、 $e = v \delta$ より、

$$v^2\delta + w - \frac{1}{2}v^2\delta - \frac{1}{2}v^2\gamma_a\sigma_a^2 \geq \lambda_a \quad (c)$$

である。(c)式より、弁護士は v が大きいくほど訴訟によって直面するリスクが高まるが(リスクプレミアムが大きくなる)、それを上回る成功報酬を得られるので、訴訟を引き受ける可能性が高まる。

次に、段階(3)について、弁護士に依頼して訴訟を行う時の依頼者の利益は、訴訟結果からの収入 $e+u$ から、弁護士に支払う着手金 w と成功報酬 $v(e+u)$ 、そして移動費用の負担分 eT/δ を差し引いたものなので、 $(1-v)(e+u)-w-eT/\delta$ と表される。依頼者は絶対的危険回避度一定(γ_c)の危険回避者なので、この期待効用と同じ価値

を持つ等価確実所得は、 $(1-v)e - w - eT/\delta - \frac{1}{2}(1-v)^2\gamma_c\sigma_c^2$ と近似される。ここで、

$\frac{1}{2}(1-v)^2\gamma_c\sigma_c^2$ はリスクプレミアムである。(b)式より、 $e = v \delta$ であるから、依頼者が

弁護士に依頼を行うための参加制約は、

$$(1-v)v\delta - w - \frac{1}{2}(1-v)^2\gamma_c\sigma_c^2 - vT \geq \lambda_c \quad (d)$$

である。(d)式が成立する場合に依頼者は弁護士に依頼を行う¹³。

次に、段階(2)では、弁護士が依頼者に支払わせる着手金 w と成功報酬比率 v を決定する。弁護士は u が正規分布 $N(0, \sigma_a^2)$ に従うと考えているので、依頼者の期待利得の

等価確実所得 $(1-v)v\delta - w - \frac{1}{2}(1-v)^2\gamma_c\sigma_a^2 - vT$ が λ_c と等しいか上回るような

w と v を提示する。よって、 $(1-v)v\delta - w - \frac{1}{2}(1-v)^2\gamma_c\sigma_a^2 - vT = \lambda_c$ のもとで、

弁護士 A の期待利得 $v^2\delta + w - \frac{1}{2}v^2\delta - \frac{1}{2}v^2\gamma_a\sigma_a^2$ を最大化するので、 v についてそ

の1階条件を求めれば、次のようになる。

$$v_1 = \frac{\delta + \gamma_c\sigma_a^2 - T}{\delta + \gamma_a\sigma_a^2 + \gamma_c\sigma_a^2} \quad (e)$$

そのとき、依頼者が受け入れる（参加制約(d)式を満たす）最大の w は、

$$w_1 = -\lambda_c + [2\delta^2\gamma_a\sigma_a^2 + \delta(-4T\gamma_a\sigma_a^2 - 2T\gamma_c\sigma_a^2 + 2\gamma_a\gamma_c\sigma_a^4) + 2T^2\gamma_a\sigma_a^2 + 2T^2\gamma_c\sigma_a^2 - T^2\gamma_c\sigma_c^2 - 2T\gamma_a\gamma_c\sigma_a^4 - 2T\gamma_a\sigma_a^2\gamma_c\sigma_c^2 - 2T\gamma_c^2\sigma_a^4 - \gamma_a^2\sigma_a^4\gamma_c\sigma_c^2] / 2(\delta + \gamma_a\sigma_a^2 + \gamma_c\sigma_a^2)^2 \quad (f)$$

となる。

弁護士は、訴訟の結果についてかなりの先見性を持っており、そのため、本来リスク回避者であったとしても、ある程度リスクをとって、成功した場合の取り分（成功報酬比率）を高めたい、と考えることが分かる（(e)式より）。

以上の結果は、後に分析する（Ⅱ）報酬が自由化され、新人弁護士の新規参入や司法書士の参入自由化が行われた場合や、（Ⅲ）報酬・新規参入の自由化後、弁護士の情報提供によって訴訟を誘発する場合に比べて、着手金が高い水準にあり、成功報酬比率が中程度の水準にある。

次に、新人弁護士の新規参入・司法書士の参入自由化と報酬自由化によって、弁護士は着手金や成功報酬比率を主導的に決定する力を失う（プライスメーカーの地位を失い、プライステイカーとなる）。逆に、依頼者は着手金や成功報酬比率を主導的に決定する

¹³ 太田・岡田(2003)、太田ほか(2005)のアンケート調査結果によると、米国や中国は日本に比べ、国民が訴訟に前向きであると発表されている。特に、米国では、知識階級でない人々が、訴訟を行う傾向が強いため、知識階層の人は λ_c (裁判にかかる機会費用) が高く、知識階層でない人は λ_c が低いと考えられる。日本の場合は、訴訟に前向きでない傾向にあるため、米国の知識階層同様に、 λ_c が大きいとみなせる。従って、本稿で扱ったモデルの参加制約が、訴訟利用に対して大きく効いている可能性を示唆するものである。

ことができるようになる。以下、報酬が自由化され、新人弁護士の新規参入や司法書士の参入自由化が行われた場合について考察する。

(II) 報酬が自由化され、新人弁護士の新規参入や司法書士の参入自由化が行われた場合

(1) 自然が訴訟結果における収入の不確実性 u を決定する。

(2) 依頼者はこの案件について、弁護士に依頼して提訴するかを決定する。弁護士に依頼して訴訟を行う場合、着手金 w と成功報酬比率 v を提示する。

(3) 弁護士は依頼を引き受けるかどうかを決める。引き受ける場合には最適な努力水準を決定して訴訟を行い、訴訟の結果が出た後、(a)式に基づいて依頼者から報酬を得る。依頼者は(a)式に基づいて報酬を支払い、さらに弁護士の移動費用 ($e\hat{T}/\delta$ 、 $\hat{T} < T$) を負担する (参入自由化により移動費用が低下している)。

(I)と同様に、(b)式より、弁護士の努力水準は $e = v\delta$ となる。また、その参加制約は、(c)式で表される。段階(2)で、依頼者は弁護士に対して、その参加制約条件を考慮しつつ、最適な着手金 w と成功報酬比率 v を提示する。依頼者は、 u が正規分布 $N(0, \sigma_c^2)$ に従うと考えており、その場合における弁護士の期待利得の等価確実所得 $v^2\delta + w - \frac{1}{2}v^2\delta - \frac{1}{2}v^2\gamma_a\sigma_c^2$ が λ_a と等しいか上回るような w と v を提示する。よって、 $v^2\delta + w - \frac{1}{2}v^2\delta - \frac{1}{2}v^2\gamma_a\sigma_c^2 = \lambda_a$ のもとで、依頼者 C の等価確実所得 $(1-v)v\delta - w - \frac{1}{2}(1-v)^2\gamma_c\sigma_c^2 - v\hat{T}$ を最大化する。その1階の条件を求めれば、次のようになる。

$$v_2 = \frac{\delta + \gamma_c\sigma_c^2 - \hat{T}}{\delta + \gamma_a\sigma_c^2 + \gamma_c\sigma_c^2} \quad (g)$$

$$w_2 = \lambda_a - \frac{(\delta - \gamma_a\sigma_c^2)(-\hat{T} + \delta + \gamma_c\sigma_c^2)^2}{2(\delta + \gamma_a\sigma_c^2 + \gamma_c\sigma_c^2)^2} \quad (h)$$

(g)式、(h)式を(e)式、(f)式と比較すると、 $v_2 < v_1$ 、 $w_2 < w_1$ (δ や $\gamma_c\sigma_c^2$ などは T 、 \hat{T} 、 λ_c などに対して大)となる。すなわち、参入自由化および報酬自由化によって、(I)の場合に比べて、着手金、成功報酬比率共に下がる。

依頼者 C の参加制約条件は

$$(1-v_2)v_2\delta - w_2 - \frac{1}{2}(1-v_2)^2\gamma_c\sigma_c^2 - v_2\hat{T} \geq \lambda_c \quad (i)$$

であり、これが満足される場合に弁護士への依頼が行われる。移動費用が低下したこと、着手金、成功報酬比率が下落し、訴訟費用が下がったことを考えると、依頼者の参加制約条件は(d)式に比べて著しく弱くなったと考えて良い。よって、自由化以前は弁護士に依頼しなかった潜在的依頼者も依頼するようになる。つまり、自由化によって弁護士に依頼するアクセスコストが下がったことにより、利用率は増加する(仮説1)。このアクセスコスト低下による需要増は、依頼者の純粋な自発的需要増加の現れと考えられる。

上記のように、参入自由化と報酬自由化によってアクセスコストが下がり、依頼者の参加制約条件が緩和されたが、依頼者と弁護士の情報の非対称性は依然として存在する。しかし、報酬・参入の自由化によって弁護士間の競争が起こり、弁護士の情報提供によって情報の非対称性が解消され、さらに需要が誘発される。(II)は、以下の(III)への移行過程として解釈される。

(III) 報酬や新規参入の自由化後、弁護士の情報提供によって訴訟が誘発される場合議論の過程は(II)と同様だが、(1)の後に以下の情報提供行動が行われる。

(1-1) 弁護士が依頼者に対し、訴訟案件に対して情報提供を行う。これによって依頼者は u が $N(0, \sigma_a^2)$ に従うことを知る。

(I)、(II)と同様に、弁護士の努力水準は $e = v \delta$ となる。また、その参加制約は、(c)式で表される。さらに、依頼者は弁護士に対して最適な着手金 w と成功報酬比率 v を提示するが、依頼者は、弁護士から情報提供を受けているので、 u が正規分布 $N(0, \sigma_a^2)$

に従うと考える。 $v^2 \delta + w - \frac{1}{2} v^2 \delta - \frac{1}{2} v^2 \gamma_a \sigma_a^2 = \lambda_a$ のもとで、依頼者の期待利得の

等価確実所得 $(1-v) v \delta - w - \frac{1}{2} (1-v)^2 \gamma_c \sigma_a^2 - v \hat{T}$ を最大化すると、成功報酬比率と

着手金は以下のようなになる。

$$v_3 = \frac{\delta + \gamma_c \sigma_a^2 - \hat{T}}{\delta + \gamma_a \sigma_a^2 + \gamma_c \sigma_a^2} \quad (j)$$

$$w_3 = \lambda_a - \frac{(\delta - \gamma_a \sigma_a^2)(-\hat{T} + \delta + \gamma_c \sigma_a^2)^2}{2(\delta + \gamma_a \sigma_a^2 + \gamma_c \sigma_a^2)^2} \quad (k)$$

これらを(e)式、(f)式、(g)式、(h)式と比較すると、 $v_2 < v_1 < v_3$ 、 $w_3 < w_2 < w_1$ (δ は T などより大)となる。そして、依頼者の参加制約条件は以下のようなになる。

$$(1-v_3) v_3 \delta - w_3 - \frac{1}{2}(1-v_3)^2 \gamma_c \sigma_a^2 - v_3 \hat{T} \geq \lambda_c \quad (1)$$

(j)式、(k)式より、依頼者に着手金と成功報酬比率の決定の主導権が移ったが、着手金が低下しても、成功報酬比率は上昇する。これは着手金・成功報酬比率が共に低下する(Ⅱ)の場合と異なり、弁護士によって誘発需要が引き起こされたためといえる¹⁴。

また、(1)式より、(Ⅱ)の場合に比べて、着手金が低下し、成功報酬比率が上昇する一方で、訴訟リスクに対するリスクプレミアムが低下するため、依頼者の参加制約はさらに弱められたと考えられる。よって、弁護士が依頼者に情報を提供する結果、誘発需要が喚起され、弁護士に依頼する依頼者が増える。つまり、弁護士が従来よりもさらに裁判に関わる割合が高まることにより、利用率が高まる(仮説2)。

このように、「法曹拡大政策及び訴訟支援政策を行うことによって訴訟件数は増加するのか」という問題設定から、訴訟件数が増加した背景として「弁護士の数を増加させたことが利用者の自発的増加に繋がった」、あるいは「弁護士が潜在的な需要を喚起させた結果、誘発需要が発生している」とする各仮説を以下において検証する。

仮説1：アクセスコストが下がったことにより、依頼者の自発的な訴訟利用率が増加する。

仮説2：弁護士が依頼者に情報を提供し、着手金が下がり、成功報酬比率が上昇して誘発需要が喚起されることにより、利用率が高まる。

その際、利用者の自発的な需要と弁護士による誘発された需要に与える影響を把握するため、弁護士が訴訟を引き起こすインセンティブに報酬が大きく関わっているかどうかについて検証できるように展開する。これまで、訴訟に関する誘発需要について、リスク回避や報酬についてのインセンティブとの関連で論じられたことはなかった。本稿では、これらを含む理論モデルに基づいた誘発需要仮説の実証研究を行う¹⁵。

¹⁴ (e)式と(j)式を比較し、成功報酬比率 v の値が低下した原因は、アクセスコストの低下であるように見えるが、(f)式と(k)式を比較して、着手金 w は大きく低下しているため、誘発による効果であることがわかる。

¹⁵ 簡易裁判における過去15年間(93-07年)の審理期間の平均値は44日(地裁の約20分の1)であり、統計的に有意に異なる年度は見られない。従って、法曹人口の増加が原因で訴訟利用数が増加し、裁判の審査期間が増加したために混雑現象が発生したとは考えられない。ゆえに、先行研究のように司法の効率性の問題として訴訟の処理スピードが遅いことを問題視する議論はここでは適当ではない。海外の先進国で問題となっている司法の混雑率については本稿では議論の対象から外している。

2. 使用データと説明変数について

本稿が用いる利用率、1件当たりの訴訟金額は、最高裁判所によって公表された『司法統計年報』の県別訴訟件数、訴訟金額による。当該調査の対象は、民事・行政訴訟のうちの民事裁判である。訴訟件数(需要量)を表す代理変数として、『司法統計年報』民事簡易裁判の第一審の新受事件数を用いた。各独立変数のデータの記述統計は表1に記載されている。対数化される前の総訴訟件数を、都道府県別の人口(千人単位)で割って算出した値を利用率として記述した。1件当たり訴訟金額については、訴訟額別に何件訴訟があったのかを都道府県ごとに集計して算出したデータが記載されている。例えば、90万円以上120万円以内の訴訟金額を要求した事件の場合、中央値をとり平均105万円の事件であると処理し、その平均訴訟金額に同範囲内の訴訟件数を乗じ、それを都道府県ごとに総訴訟件数で除したものを1件当たりの訴訟金額として算出した¹⁶。

表1-1において年次を追ってみると、1件当たりの訴訟金額は、33万円前後を推移し

表1 民事裁判の基本統計量

変数	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値	vif ³	vif ³
(47都道府県で分類した場合)							
利用率 ¹	705	2.17	1.13	0.51	8.56		
1件当たりの訴訟金額(万円) ²	705	32.45	2.85	22.84	51.55	1.16	
人口密度(人/km ²)	705	632.79	1078.24	67.00	5653.00	7.17	7.18
法律相談所の累積数	705	3.75	3.34	0.00	20.00	1.66	1.66
人口(千人)当たり弁護士数	705	0.08	0.10	0.02	0.90	4.38	4.37
人口(千人)当たり司法書士数	705	0.15	0.03	0.07	0.24	1.61	1.6
弁護士の裁判に関わった割合(%)	705	13.50	10.91	2.65	93.82	1.14	1.71
地価(千円/m ²)	705	715.10	650.31	210.00	5219.00	8.53	8.58
賃金(労働者現金給与総額(月平均, 千円))	705	333.62	41.31	235.00	542.74	2.77	2.77
(関東・近畿・中部・中国・九州・東北・北海道・四国ブロックで分類した場合)							
利用率 ¹	24	2.96	0.94	1.63	5.65		
1件当たりの訴訟金額(万円) ²	24	33.81	1.74	29.66	36.08	1.58	
訴訟額に占める弁護士の着手金割合(%)	24	7.48	0.63	5.90	9.00	2.97	3.81
訴訟額に占める弁護士の成功報酬金割合(%)	24	12.21	4.26	8.20	23.40	2.74	5.64
人口密度(人/km ²)	24	498.29	437.69	67.00	1314.18	8.03	6.86
法律相談所の累積数	24	8.75	6.41	1.00	20.00	2.71	2.52
人口(千人)当たり弁護士数	24	0.11	0.07	0.05	0.27	5.58	5.42
人口(千人)当たり司法書士数	24	0.14	0.03	0.10	0.19	3.41	2.84

(注1) 利用率は、都道府県別の第一審通常訴訟新受事件数/都道府県別の人口総数(千人)として求める。

(注2) 1件当たりの訴訟金額は、訴訟の目的価額(Σ価額階級別の金額×価額階級別の受付総数)/第一審通常訴訟新受事件数として求める。

(注3) vifとは、variance inflation factorの略で、多重共線性の危険性を示す尺度である。

¹⁶ ただし、簡易裁判については140万円以下に限定して分析を進める。支払い督促を出すのは簡易裁判所のみで、仮に支払い督促が裁判において扱われる案件になれば、140万円を超えると地方裁判所の管轄になるため、140万円を超える案件(新受事件数)は標本の対象から外した。

ており、ほとんどの期間は他の年に比べて統計的に有意に異なっていない。一方、訴訟利用率は、90年代と2000年代の間で際立った変化はみられないが、ここ数年飛躍的に伸びた¹⁷。特に、07年度は利用率がそれまでの年代に比べ格段に増加した。こうした傾向は、弁護士が裁判に関わった割合、人口当たりの弁護士数にも見られる¹⁸。

次に、都市部に集中する傾向にある弁護士の数、例えば、弁護士の地域間分布を比較する。表1-2(第(4)列)は各地域の弁護士登録総数を人口(千人)で割った値を示す。都道府県別の弁護士の数には大きな格差があり、特に東京・大阪は他県に比べ人口に占める弁護士の数は非常に大きく、その後には、沖縄、京都、愛知、福岡、広島、宮城と続く。それらは、政令指定都市かそれに準じる都市を含む都道府県が多い¹⁹。逆に小さい方は、青森、岩手、島根、茨城、滋賀、三重、福島、佐賀である。

表 1-1 時系列でみた場合

	(1) 1件当りの 訴訟金額		(2) 利用率		(3) 弁護士の 関わった割合		(4) 人口当たりの 弁護士の数	
	平均値	t値	平均値	t値	平均値	t値	平均値	t値
1993	30.467	-1.599	1.6075	-1.226	11.536	-0.228	0.067	-1.122
1994	31.045	-1.130	1.6627	-1.107	10.697	-0.326	0.068	-1.082
1995	31.618	-0.666	1.6736	-1.084	10.152	-0.389	0.069	-0.995
1996	31.845	-0.482	1.8114	-0.787	9.370	-0.480	0.070	-0.877
1997	32.005	-0.353	1.9193	-0.555	9.055	-0.516	0.071	-0.738
1998	32.412	-0.023	2.1435	-0.073	8.897	-0.535	0.073	-0.589
1999	33.573	0.919	2.0527	-0.268	9.708	-0.440	0.074	-0.445
2000	33.995	1.261	2.0152	-0.349	9.474	-0.468	0.075	-0.313
2001	33.083	0.521	2.5190	0.735	9.043	-0.518	0.079	0.053
2002	33.654	0.984	2.1277	-0.107	8.375	-0.595	0.081	0.230
2003	32.923	0.392	2.2509	0.158	8.812	-0.544	0.083	0.444
2004	30.387	-1.664	2.3534	0.379	13.330	-0.020	0.085	0.698
2005	32.287	-0.124	2.4051	0.490	18.252	0.552	0.090	1.164
2006	32.854	0.336	2.7620	1.258	26.462	1.505	0.094	1.517
2007	34.447	1.627	3.3563	2.536	39.342	3.001	0.099	2.056
(93-07)平均値	32.440		2.1774		13.500		0.078	
標準偏差	1.234		0.4649		8.611		0.010	
(93-99)平均値	31.852		1.8387		9.916		0.070	
(2000-07)平均値	32.954		2.4737		16.636		0.086	

¹⁷ もっとも、利用者の利便の向上(裁判の迅速性を補完する機能)と手続の選択を容易にすることを目的とした裁判外紛争解決手続の利用の促進に関する法律(ADR法)が04年に公布されたため、裁判に持ち込むことなく、訴訟利用件数が増加しない可能性もあった。しかし、弁護士に依頼した時の費用が低下傾向、98年度からの少額訴訟制度の導入、03年度以降の訴訟費用の低額化(特に経済的に負担が困難な者には、訴訟救助による支払い猶予も容認)、04年度から弁護士の報酬の自由化といった制度的要因が訴訟件数を増加させた可能性がある。

¹⁸ 利用率については、東京、福岡、宮崎が多いが、特に東京と福岡は全国でも法律相談所の件数が第1位と2位で非常に多いことから、利用率が高くなっている可能性がある。これは貸金業法の改正による債務整理や自己破産などの影響があるのかもしれない。この点はレフェリーに指摘して頂いた。

¹⁹ 最大の東京と第2位の大阪だけで登録総件数は全国の半分以上を占めている。さらに、政令指定都市を含む都道府県だけで全体の約8割を占めている。

地域別における利用率が、東京・福岡を除き、100万人を超える大都市を持つ都道府県において他の地方に比べ低い傾向にあることは、注目に値する。つまり、利用率の高い地域に弁護士が集中しているわけではない。例えば、関東地区の人口の多い神奈川・埼玉・千葉では利用率は低いのに、熊本・大分・鹿児島・宮崎・香川・愛媛・徳島・岩手・福島・青森では高い²⁰。この点から、関東地区の事案は東京の弁護士に依頼されるが、交通の便が良くない九州・四国・東北ではその土地に事務所を置く弁護士が請け負っている可能性が高い。従って、利用率が高まったことに対する原因を、弁護士が身近な存在となってアクセスコストが低下したことであると断定することは困難である。

また、地域別における1件当たりの訴訟金額は愛知・宮城が高く、滋賀・高知は低い。訴訟金額が地方裁判所で扱う金額に比べて少ないためか、弁護士の多い東京・大阪が必ずしも高くはなく、ほとんどの県の間には有意な差はない²¹。しかも、愛知・宮城の両県とも人口当たりの弁護士の数、弁護士の関わった割合が他の都道府県に比べ共に著しく高くはないため、この統計量を見る限り、誘発需要が起こっていないようにもみえる。

近年の利用率が顕著に上昇しており、各都道府県当たりの弁護士の数が増加したことがその原因であるならば、1件当たりの訴訟金額は逆に下落するはずである。しかし、1件当たりの訴訟金額は下落しているとは見えない。第1.2節で紹介したリスク・プレミアムを考慮した訴訟モデルで説明した、例えば、弁護士報酬割合を高める代わりに弁護士がリスクを負うことを契約に盛り込むことが、こうした司法サービス市場の実態を説明する要因として妥当である可能性を示唆している。

上記の基本統計量の結果から、簡易裁判で訴訟件数が増加した理由を、供給サイド(弁護士数の増加)が原因となり訴訟利用率が増加した点と現段階で判断することは難しい。さらに、法律相談センターを設置した地域固有の影響に加え、司法書士による訴訟代理業務の開始、弁護士報酬の自由化等の制度変更が弁護士活動に複合的に影響を与えるため、上記の変数の特徴を把握するだけでは不十分かもしれない²²。そのため、利用率に焦点を当てた説明に加え、様々な角度及び要因も考慮した実証分析が必要となる。

²⁰ 神奈川、埼玉、千葉にとどまらず、東京では、新潟、長野、静岡といった関東周辺の需要を請け負っているため、関東周辺では他の地方都市に比べ利用率が高くない。同様に、大阪、京都の利用率は周辺の奈良、滋賀など他県に比べ高い。一方、福岡は県内の利用が高く、その周辺地域の需要を請け負っているようではない。

²¹ 簡易裁判の扱う金額は地域間に格差はなく、特に弁護士の多い都市部では全国と比較しても低い傾向にはないことは注目される。

²² 弁護士の援助が必要なのに資力がないため訴訟を起こせない者に対し、その費用を立て替え、弁護士を紹介する制度(法律扶助制度)が財団法人法律扶助協会によって運営されており、こうした訴訟費用の低下が訴訟件数増加の要因にあげられる。さらに司法制度改革では「弁護士の偏在化の解消」を目的に、全国に法律相談所が設置されてきた。だが、卓越した訴訟能力を持つ弁護士が法曹界に参加するというよりも、依頼者の利益を考えず、年間の処理件数をただ増やすことで自身の所得を確保する弁護士が増加しているのであれば、かえって司法改革制度の弊害が出ているのかもしれない。

表 1-2 都道府県別でみた場合

都道府県名	① 1 件当たりの 訴訟金額(万円) ¹	②利用率 ²	③弁護士 関わった割合(%)	④人口当たりの 弁護士数
北海道	31.805	3.2129	16.138	0.070
宮城県	35.698 *	2.5615	12.823	0.091
岩手県	31.664	2.1981	11.809	0.031
福島県	33.954	2.2514	9.589	0.039
秋田県	32.169	1.9181	14.486	0.042
青森県	35.204	2.3906	7.429 *	0.029
山形県	31.811	1.5086	14.760	0.042
東京都	34.139	4.9539 ***	13.264	0.711 ***
神奈川県	33.303	1.4272	18.874	0.082
埼玉県	34.377	1.2495	11.899	0.043
千葉県	32.763	1.4196	12.217	0.046
山梨県	31.562	1.1809	14.203	0.061
栃木県	32.255	1.2701	12.831	0.048
茨城県	34.491	1.6754	8.981	0.032
群馬県	34.349	1.6032	14.051	0.063
新潟県	32.165	1.2825	14.320	0.050
長野県	34.510	1.4230	14.030	0.050
愛知県	35.610 *	1.8910	12.744	0.120
静岡県	31.877	1.3417	17.473	0.057
三重県	30.236	1.1712	14.664	0.038
岐阜県	33.888	1.0445	14.458	0.042
石川県	35.547 *	2.0150	14.681	0.067
福井県	33.441	1.1818	16.657	0.048
富山県	33.430	0.9833	20.851 ***	0.047
大阪府	33.402	3.3652	12.547	0.288 ***
京都府	30.550	2.8070	13.396	0.126
兵庫県	31.518	1.6035	16.837	0.073
奈良県	31.640	1.1093	20.687 ***	0.052
和歌山県	29.761	1.5483	18.783	0.060
滋賀県	29.120 *	1.3738	13.449	0.035
広島県	34.561	2.5335	12.821	0.092
山口県	30.466	2.5314	12.311	0.046
岡山県	34.377	2.8021	13.963	0.087
鳥取県	31.444	2.4751	15.097	0.044
島根県	32.362	1.7738	15.252	0.032
香川県	33.261	2.3099	9.323	0.082
愛媛県	31.186	2.7943	7.407 *	0.057
徳島県	30.982	1.4221	17.820	0.060
高知県	27.939 ***	2.2821	9.058	0.064
熊本県	30.849	3.1953	9.717	0.061
大分県	31.787	2.9600	10.992	0.056
鹿児島県	32.451	3.0778	10.097	0.043
宮崎県	31.497	3.9265 *	14.697	0.045
福岡県	33.019	5.2989 ***	7.285 *	0.115
佐賀県	29.923	2.1612	10.886	0.042
長崎県	31.634	2.7624	9.491	0.046
沖縄県	30.959	2.8227	19.373 *	0.134
平均(1993-2007)	32.4454	2.1722	13.5004	0.0784
標本数	705	705	705	705
標準偏差	1.7865	0.9668	3.3838	0.1032

(注 1) 1 件当たりの訴訟金額は、訴訟の目的の価額 (Σ 価額階級別の金額×価額階級別の受付総数) / 第一審通常訴訟新受事件数。

(注 2) 利用率は、都道府県ごとに総訴訟件数を都道府県別の人口(千人)で除して算出する。

(注 3) *は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準でそれぞれ有意な値であることを示す。

(注 4) 背景が灰色の都道府県は、人口が 100 万人を超える政令指定都市を持つ。

その際に利用率を説明する変数として、可住地面積当たり人口、1人当たり課税対象所得²³、訴訟金額に占める弁護士の収益、人口に占める弁護士数²⁴、人口に占める司法書士数²⁵、年度ダミーを主に用いている。ただし、アンケート調査によるデータ(02、05、07年)以外に、弁護士の収益の内訳(成功報酬比率と着手金比率)について我々観察者は直接うかがい知ることはできない。だが、弁護士が訴訟に関わった割合が大きい年度ほど、訴訟利用率が高い傾向にあるため、自発的需要のみならず、誘発需要が発生している可能性が高いことが予想される。

こうした考えを正当化するため、弁護士報酬の自由化により弁護士が司法サービスの代行業務を積極的に増やそうと努力しているか否かを調べるため、弁護士の関わった割合の大小、あるいは人口に占める弁護士の割合の大小で、訴訟件数が増加しているかどうか χ^2 (カイ2乗)検定を行った。

表1-3の結果をみると、弁護士が訴訟に関わった割合が大きいと、司法サービスの利用が増加していることを積極的に支持できる。特に、98年度の少額訴訟制度の導入、03

表 1-3 χ^2 乗検定

標本(1993-2007年)	訴訟件数増加	訴訟件数減少
弁護士の裁判に関わった割合が中央値よりも小さい	215	114
弁護士の裁判に関わった割合が中央値よりも大きい	274	102
Pearson $\chi^2(1) = 4.6727$ Pr = 0.031		
標本(1998-2007年)	訴訟件数増加	訴訟件数減少
弁護士の裁判に関わった割合が中央値よりも小さい	138	97
弁護士の裁判に関わった割合が中央値よりも大きい	177	58
Pearson $\chi^2(1) = 14.6415$ Pr = 0.000		
標本(2003-2007年)	訴訟件数増加	訴訟件数減少
弁護士の裁判に関わった割合が中央値よりも小さい	63	31
弁護士の裁判に関わった割合が中央値よりも大きい	118	23
Pearson $\chi^2(1) = 8.8520$ Pr = 0.003		
標本(1993-2007年)	訴訟件数増加	訴訟件数減少
人口に占める弁護士の割合が中央値よりも小さい	255	122
人口に占める弁護士の割合が中央値よりも大きい	234	94
Pearson $\chi^2(1) = 1.1313$ Pr = 0.288		

²³ 所得を表す変数はすべてGDPデフレーターで92年の水準に基準化されている。

²⁴ なお、弁護士会関係のデータに関して、札幌・函館・旭川・釧路の各弁護士会の数値を合計したものを北海道の値、第一東京・第二東京の各弁護士会の数値を合計したものを東京都の値として扱った。

²⁵ 司法改革制度の中で簡易裁判所においては、裁判所の許可を得て、弁護士以外の者でも、例えば、特別の研修を修了した司法書士に訴訟代理権を認めている(民事訴訟法54条但し書)。司法書士数は日本司法書士会連合会発行の『月報司法書士』から得た。

年度に司法書士の訴訟代理権が認められたことにより、司法サービスの利用頻度はさらに大きくなっていることがうかがえる²⁶。しかし、人口に占める弁護士の数が多いか否かで分類すると、93年以降全体の期間では、人口に比して弁護士の数が多い地域であれば、司法サービスの利用頻度が増加しているとは限らない。これらの結果から、弁護士が訴訟に関わった割合が大きいほど訴訟利用率が増加する傾向が年度を通じて見られる。従って、弁護士が成功報酬目的あるいは着手金目的で訴訟代理を請け負っているとみなせるため、弁護士の裁判に関わった割合を弁護士報酬の代理変数として利用する。

ただし、利用頻度が増加したのは弁護士から訴訟代理サービスを持ちかけられたことが原因なのか、あるいは原告本人自らが弁護士に代行を依頼して裁判を起こすようになったのかを識別することが现阶段では困難である。そこで弁護士の利用頻度が高まっているのは、それは誘発需要によるものか、あるいは自発的需要によるものかの判断は第3.3節に委ねる。

以上においてみた 93-07 年度の都道府県データを、理論モデルから導いた仮説を計量経済学的手法を用いて検討する。ただし、それを個別の都道府県ごとに時系列で回帰すると、例えば、訴訟利用率と弁護士の数との相関が高い場合、多重共線性の影響が原因で推計された係数値は歪みをもつ可能性が高い。しかし、パネル・データで推計することにより、訴訟利用率と弁護士の数との相関が高くない都道府県もあるため、多重共線性の問題が緩和される可能性がある。さらに、標本数が飛躍的に大きくなり(自由度が増し)、推計の信頼度が向上する²⁷。従って、最終的な分析は以下の説明変数で行った。

「可住地面積当たり人口(人口密度)」、「弁護士の裁判に関わった割合」、「訴訟金額に占める弁護士報酬の割合」、「人口当たりの弁護士の数」、「法律相談センターの累積数」、「人口当たりの司法書士の数」、「1件当たりの訴訟金額」の7変数である。以下、コントロール変数として用いた「可住地面積当たり人口」の変数を除いた6つの変数について順次説明する。

(i) 弁護士の裁判に関わった割合

弁護士は、民事訴訟では代理訴訟人として、裁判所における当事者の代理・援助を主としている法曹である。依頼者が弁護士に依頼する頻度が高まって、裁判が利用される

²⁶ 03年以降、簡易裁判の訴額上限が90万円から140万円に引き上げられた(少額訴訟の上限も30万円から60万円に引き上げられた)。そのために弁護士の関わる割合が増加し、簡易裁判の利用数が増加したとも考えられる。

²⁷ 本稿の扱うデータは、93年から07年までの15年間の年次データであるため、都道府県ごとに時系列分析を行うと自由度が不足するという問題点を抱えている。だが、47都道府県のパネル・データにするとデータが最大合計705個の標本を得ることができる。

頻度が高まる場合、すなわち、自発的需要に加え誘発需要が起こっているのであれば、予想される係数の符号は正である²⁸。従って、係数の符号が正の場合は誘発需要仮説が成立している可能性が高い。逆に係数値が負であれば、弁護士に訴訟代行業を頼まず原告自身で訴訟を行っていることが原因で訴訟利用率が伸びている可能性が高い²⁹。

(ii) 訴訟金額に占める弁護士報酬(着手金・成功報酬)の割合

弁護士の成功報酬割合が大きいと、訴訟による収入の増加によって恩恵を被るため、弁護士は訴訟を増加させるインセンティブを持つことになり、利用率は増加する。従って、係数の符号が正の場合は誘発需要仮説が成立している可能性が高い。一方、着手金について、もし、弁護士が成功報酬よりも着手金収入を受け取ることに注力しているならば、勝訴の可能性の有無に関わらず、いたずらに年間の処理件数を増やそうと顧客獲得にのみ力を注ぐため、着手金は利用率に対し正の影響を与える。逆に、弁護士が需要を誘発しようとしているならば、負の影響を与える。

(iii) 人口当たりの弁護士数

1人当たりの弁護士の数が増加すれば、従来よりも近隣に弁護士事務所が開設されて利用者が分散し、弁護士に相談できるアクセスがよくなる。さらに待ち時間が少なくなるなど混雑が解消されるため、利用者は訴訟代行業を弁護士に委ねる機会が増加するであろう。従って、自発的需要により利用率が増えていくことが予想される。

(iv) 法律相談センターの累積数

日弁連・弁護士会が全国各地に法律相談センターを設置した累積数が増加すれば、市民の司法アクセスを容易にするため、利用率は増加することが予想される。さらに、法律相談センターの情報の提供により、訴訟利益の予想に関する情報の非対称性が緩和され、訴訟を誘発する効果が見られるのであれば、利用率に対して予想される符号は正である(裁判での解決が促進される)。

(v) 人口当たりの司法書士数

司法書士は03年以降、弁護士と同様に、簡易裁判では代理訴訟人として、裁判所における当事者の代理・援助ができる法曹である。1人当たりの司法書士の数が増加すれば、従来よりも近隣に事務所が開設され、司法書士に相談できるアクセスがよくなるため、利用者は訴訟代行業を司法書士に委ねる機会が増加するであろう。従って、自発的需

²⁸ 弁護士が訴訟代理を引き受ける割合が高まれば、顧客獲得競争が起こり、勝訴しようと弁護士が努力することも予想される。つまり、訴訟による収入の増加によって恩恵を被るため、弁護士は訴訟を増加させようとするインセンティブを持つことになり、利用率は増加する。

²⁹ 少額訴訟制度が始まった98年以降、弁護士に依頼せずに自分で訴訟を起こす傾向が強いことが予想されるため、マイナスの符号が予想される。

要により利用率が増えると予想される場合、係数の符号は正である。

(vi) 1件当たりの訴訟金額

1件当たりの訴訟金額が大きいと、分散が大きくなり、リスクプレミアムが大きくなるため、(c)式の弁護士が依頼を引き受けるための参加制約が狭まる負の影響を与える。その結果、弁護士が訴訟代理を引き受けるのに慎重になる。また、(d)式の依頼主の弁護士に依頼を行うための参加制約も同様に狭まるので、総じて訴訟利用率に対し負の影響を与えている。従って、1件当たりの訴訟金額により利用率が減少すると予想される場合、係数の符号は負である。

3. 実証分析

3-1 パネル・データによる定常性の検定

これまで、時系列データを用いた研究は様々な分野で進められてきたが、時系列データの分析だけで因果関係を推測することは危険である。非定常な系列同士を回帰分析すると、両者の間にみせかけの相関が発生するからである。そこでデータの非定常性に注意を払った、例えば、脱落変数バイアスの問題や攪乱項と説明変数の相関の問題などを考慮した統計的分析が必要になる。

本稿においてもデータの非定常性に基づくみせかけの相関が発生している可能性を考慮し、時系列分析の際に用いる単位根検定、共和分分析による長期安定的な関係の検定、誤差修正モデルによる短期的調整過程の分析を行う。もっとも、脱落変数バイアスを取り除くため、できるだけ多くの説明変数を加える必要があるが、それにも限界がある。そこで近年は、地域別のパネル・データを用いることで、地域特有の個体効果や地域別のトレンドなどをコントロールする手法が用いられている。これにより、地域間の異質性として捉えられる脱落変数の問題を取り除き、弁護士の数が訴訟利用率に与える真の影響を推定する。

しかし、パネル分析の固定効果モデルは、個別主体ごとの切片しか異なることを認めていないが、特に個体数と期間数共に大規模な場合、切片以外の係数が各個別主体で均一という仮定が適切でないことが知られている (Pesaran and Smith, 1995)。そこで、切片、係数、誤差項が個別主体ごとに異なることを許容する、Pesaran et al. (1999)によって開発されたパネル・データ版の誤差修正モデルを用いる。これは、パネル・データが非定常であってもよく、推計に関して共和分関係を必要としないため、みせかけの回帰の問題を心配する必要はない。だが、参考までにパネル単位根検定を通じて、本

表 2-1 単位根検定

変数名	LLC test ¹ 共通の単位根を持つ		IPS test ² 個別の単位根を持つ		Pesaran's CADF test ³ 個別の単位根を持つ		Hadri test (Homo) ^{4,5} 全ての主体のデータは定常である		Hadri test (Hetero)	
	統計量	P 値	統計量	P 値	統計量	P 値	統計量	P 値	統計量	P 値
無償仮説	-1.213	0.113	-1.911	0.963	-1.729	0.477	14.37	0.000	13.093	0.000
変数名	-8.244	0.000	-2.610	0.001	-0.99	1.000	8.137	0.000	30.053	0.000
利用率	6.497	1.000	-0.901	1.000	-1.801	0.306	24.322	0.000	25.877	0.000
人口密度	-4.018	0.000	-2.028	0.836	-1.289	0.997	34.338	0.000	26.695	0.000
弁護士関わった割合	-4.116	0.000	-2.056	0.783	-1.326	0.993	12.109	0.000	12.053	0.000
人口当たりの弁護士数	-2.971	0.002	-1.820	0.992	-1.538	0.874	22.136	0.000	18.774	0.000
1件当たりの訴訟金額	-4.703	0.000	-2.104	0.674	-2.479	0.000	22.174	0.000	46.886	0.000
人口当たりの司法書士数	-6.389	0.000	-2.297	0.187	-1.934	0.089	15.139	0.000	13.489	0.000
法律相談センター数	13.118	1.000	-0.285	1.000	-1.308	0.995	29.05	0.000	27.661	0.000
訴訟金額	-4.443	0.000	-2.179	0.471	-1.581	0.809	6.39	0.000	5.739	0.000
地価	-6.846	0.000	-2.648	0.000	-2.14	0.004	0.115	0.454	-0.036	0.515
賃金	-9.710	0.000	-3.028	0.000	-1.555	0.850	-4.869	1.000	-1.273	0.899
利用率の差分	-21.113	0.000	-2.678	0.000	-6.121	0.000	3.925	0.000	2.919	0.002
人口密度の差分	-7.192	0.000	-2.776	0.000	-2.199	0.001	0.798	0.212	-0.142	0.556
弁護士関わった割合の差分	-9.803	0.000	-3.158	0.000	-2.53	0.000	-0.446	0.672	-0.783	0.783
人口当たりの訴訟金額の差分	-7.523	0.000	-2.902	0.000	-2.147	0.004	1.222	0.111	0.809	0.209
1件当たりの司法書士数の差分	-6.725	0.000	-2.634	0.001	-2.396	0.000	1.814	0.035	1.729	0.042
訴訟金額の差分	-2.313	0.010	-1.798	0.995	-1.539	0.872	16.803	0.000	14.265	0.000
地価の差分	-8.474	0.000	-3.015	0.000	-2.293	0.000	0.289	0.386	0.407	0.342
賃金の差分										

(注1) LLC test とは、Levin, Lin and Chu(1992) test を指す。

(注2) IPS test とは、Im, Pesaran and Shin(2003) test を指す。

(注3) Pesaran's CADF test とは、Cross-section Augmented Dickey-Fuller test を指す。

(注4) Hadri test とは、Hadri (2000) panel unit root test を指し、紙幅の関係上、トレンド周りの定常性を検定する統計量のみ記載している。

(注5) Hadri test の(Homo)は攪乱項が同じ分散傾向にあると仮定した場合、(Hetero)は攪乱項の分散が各主体で異なると仮定した場合をそれぞれ指す。

稿で扱うパネル・データの時系列の属性をまず明らかにする。その上で、実際の訴訟利用率と長期の均衡訴訟利用率の乖離がどのように修正されてゆくのか、その調整過程を十分に捉えることができる誤差修正モデルの推定、さらに GMM 推定を順次行う。

3-2 パネルの単位根の検定

共和分関係を推定する前に、各変数について定常性検定を行う。まず、対象とするパネル・データの非定常性を検定した³⁰。パネルの単位根を調べる検定には、Levin, Lin and Chu (2002) test、Im, Pesaran and Shin (2003) test、Pesaran's (2007) cross-section augmented Dickey-Fuller test、Hadri (2000) test がある³¹。特に、本稿のように都道府県別データの場合、一般にクロスセクション方向の共通するショックが波及する影響を受けやすいため、Pesaran's test は非常に有用であるが、他の Levin, Lin and Chu test、Im, Pesaran and Shin test、Hadri test も行い、全ての個体のデータが定常であったかどうかについて調べる³²。

まず、対数変換した各変数について以下のように単位根検定を行った。表 2-1 の左端の結果をみると、Levin, Lin and Chu test では、訴訟利用率、弁護士の裁判に関わった割合、地価の変数は有意水準 10%でも帰無仮説を棄却できないが、その他の変数は有意水準 1%でも棄却できる結果となった。そこで、和分次数を見るため、一階の階差をとって検定を行うと、有意水準 1%でもすべての変数で帰無仮説が棄却されたため、これら 3つのデータに関しては定常(I(1))、それ以外は定常(I(0))であるといえる。

次に、Im, Pesaran and Shin test では、人口密度以外の変数は帰無仮説を棄却できていない。一階の階差をとって同様の検定を行うと、地価を除く全ての変数が定常となったので、それらほとんどの変数は定常(I(1))であるといえる。さらに、Pesaran's test では、法律相談センター数以外の変数は帰無仮説を棄却できていない。一階の階差をとって検定を行うと、人口密度、地価を除く全ての変数が有意水準 1%でもすべての変数で帰無仮説が棄却され、それらほとんどの変数は定常(I(1))であるといえる³³。

³⁰ 一変数ごとの単位根検定(ADF 検定)は、検定力が劣り、非定常過程であるという帰無仮説を許容しがちであるという欠点があるため、本稿では扱っていない。

³¹ 均一(共通)の単位根を持つという帰無仮説を検定する Levin, Lin and Chu (2002) test、個別の単位根を持つという帰無仮説を検定する Im, Pesaran and Shin (2003) test、クロスセクション方向の相関を許容しつつ、個別の単位根を持つという帰無仮説を検定する Pesaran's (2007) cross-section augmented Dickey-Fuller test、さらにクロスセクション方向の独立性を前提とし、各個体共通の単位根を検定する Hadri (2000) test である。

³² Maddala and Wu (1999) が指摘するように、完全に相関を除去できないため、クロスセクション方向の相関を許容した cross-section augmented Dickey-Fuller test は単位根検定には欠かせない。

³³ 全ての個体のデータが定常である(全ての個体が共通の単位根を持たない)とする帰無仮説を検定する Hadri (2000) test でみると、すべてのデータで帰無仮説が棄却され、少なくとも 1つの都道府県で単位根を持

以上のように、ほとんどの仮説検定において、地価以外の変数については、一次の和分(I(1))という結果が示されたため、それらの変数には単位根があるという帰無仮説を棄却できない³⁴。従って、本稿では各変数が単位根を持つと考えて分析を進める。

3-3 パネルの共和分検定と GMM 推定

次に、時系列データを利用する時に生じる非定常性の問題、都道府県別データによる地域間の異質性がもたらす脱落変数バイアスの双方の問題を考慮し、「訴訟利用率」と「人口当たりの弁護士の数」の関係を明らかにする必要がある。非定常な変数が複数ある場合、各変数間に長期的な共和分関係が存在するか否かを検定しなければならない。非定常な変数間の線形回帰モデルの残差が定常な場合、それらの変数は共和分関係にあり、長期的に安定的な関係があるといえる。そこでパネル・データについての共和分の検定は、Westerlund(2007)の開発した error-correction-based panel cointegration test の方法を用い、訴訟利用率と人口当たりの弁護士の数の2変数間における共和分検定を行った³⁵。

すべての検定に共通する帰無仮説は、「すべての個体において共和分関係がない」であるのに対し、対立仮説は、group mean statistics が定数項だけを含んだ時の $G\alpha$ 検定と、定数項とトレンド項の双方を含んだ $G\tau$ 検定はそれぞれ「共和分関係があり、長期均衡に向かう各々個体の誤差修正項の調整係数はそれぞれ異なりうる」としている。同様に、panel statistics が定数項だけを含んだ時の $P\alpha$ 検定と、定数項とトレンド項の双方を含んだ $P\tau$ 検定はそれぞれ「共和分関係があり、長期均衡に向かうすべての個体の誤差修正項の調整係数は等しい」である³⁶。共和分検定の結果は表 2-2 に示されているが、group mean statistics と panel statistics が定数項を含んだ場合、そして定数項とトレンド項を含んだ場合の合計 4 つのケース全てにおいて統計的に有意な共和分関係

つという結果になった。また一階の階差をとった分析結果では、有意水準 10%でも帰無仮説が棄却されない結果が多くの変数で見られ、それらの変数が定常であるという結果になった。だが、一部の変数(地価、弁護士の裁判に関わった割合)については有意水準 1%でも帰無仮説は棄却され、単位根があるという結果になったため、定常(I(2))以上という可能性も否定できない。ただし、Hadri test が正確な結果を出すには比較的大きな標本数が必要であり、それほど標本が大きい場合、系列相関のために帰無仮説を過剰に棄却する可能性がある(Hlouskova and Wagner, 2006)。従って、Hadri test において帰無仮説が棄却されても、必ずしも単位根があるという結果を意味しない。そのため、この結果の説明は脚注に留めておく。

³⁴ これは、GMM 推定の際、説明変数と誤差項の差分の相関がある場合に外生変数や先決変数を操作変数として用いる際、標本が少ない場合はバイアスを取り除く時に留意するべきことでもある。

³⁵ 詳細は、Celik, Aslanoglu and Uzun(2010)を参照。

³⁶ 統計量 $P\alpha$ は T (時間) に対し $P\tau$ は \sqrt{T} になっているため、標本が大きくなるほど $P\tau$ は $P\alpha$ に比べ検定力が小さくなる。これは、 $G\alpha$ 、 $G\tau$ 検定についても同様にいえる。詳細は、Westerlund(2007)を参照されたい。

表 2-2 共和分検定 (Westerlund ECM panel cointegration tests)

統計量	検定値	Z-value	P-value
G_{τ}	-2.822	-7.933	0.000
G_{α}	-12.741	-7.008	0.000
P_{τ}	-13.349	-3.198	0.001
P_{α}	-8.247	-5.814	0.000

(注) 帰無仮説は共和分関係が存在しない状態である。

(1%水準)が見出された。従って、共和分関係が見つかったことにより、見せかけの回帰の問題を回避することができたので、差分変数でなく原変数を用いた誤差修正モデルで推定が可能になる。

次に長期的な関係を示す共和分ベクトルの推定を行う。共和分ベクトルの推定は、Kao and Chiang(2000)、Mark and Sul (2003)の Panel Group-Mean Dynamic OLS (PDOLS)を用いる³⁷。この推定方法は、各個体間での係数の不均一性を許容し、各個体で共和分ベクトルを推計し、それらを平均化することにより、パネル全体での共和分ベクトルを求めるものである³⁸。

表 3-1 の右側の推定結果をみると、利用率と法律相談センターの累積数及び弁護士の関わった割合の間に正の共和分関係が観察されるが、利用率と司法書士の数との間に負の相関関係が観察される。それは、長期的視点に立ってみれば、弁護士の数あるいは法律相談センター数の増加により、弁護士が依頼者の訴訟代理を買って出て、裁判が利用される頻度が高まることを示すと考えられる。それに対し、司法書士は訴訟代理を引き受けても法廷に持ち込まずに他の手段(例えば、示談交渉)で解決するように努力することを予想させる。

さらに、非定常な系列同士を回帰分析すると、両者の間にみせかけの相関が発生することが知られており、その場合には「逆の因果関係」が生じている危険性がある。逆の因果関係とは、例えば、人口当たりの弁護士数が上昇すると、その地域の司法へのアクセスコストが減るために訴訟利用率が増加するという、本来見たい関係とは逆の因果関係がもたらす問題である。つまり、訴訟利用率の上昇が弁護士数を上昇させる影響を見せかけてしまう問題がある場合、内生変数バイアスを回避するため、弁護士数とは相関

³⁷ この推定方法は、Phillips and Hansen(1990)が開発した Group-Mean Fully Modified OLS の説明変数にリードとラグを付加したものである。DOLS(2)の欄は、2 個のリードとラグを用いた場合を示している。

³⁸ ただし、変数間の誤差間に相関がないことが前提となっているため、外れ値に影響を受けやすい問題がある。そこでまずタイム・ダミーを推定し、クロスセクション方向の共通ショックをコントロールし、各変数のクロスセクションの平均値を差し引くことで変数間の相関を取り除くことにより、説明変数の内生性及び系列相関の問題を排除することができるため、通常の OLS よりも効率的な推計方法である。

表 3-1 ECM(Error Correction Model) の推定結果

被説明変数：利用率	誤差修正モデル(PMG) ¹			共和分ベクトル(DOLS(2)) ²		
	1993-2007年			1993-2007年		
	係数	標準誤差	P値	係数	標準誤差	P値
誤差修正項	-0.364	0.072	0.000			
人口密度	-2.419	4.390	0.582	0.136	25.382	0.343
法律相談センターの累積数	0.029	0.015	0.061	0.142	1.347	0.000
人口当たりの弁護士数	1.417	0.399	0.000	0.278	30.382	0.245
人口当たりの司法書士数	0.512	0.391	0.190	-1.378	55.204	0.030
弁護士の関わった割合	0.006	0.003	0.029	0.020	0.118	0.000
1件当たりの訴訟金額	-0.385	0.161	0.017	-0.097	6.086	0.115
定数項	0.166	0.036	0.000			
標本数	658			658		
F検定				228.12		
決定係数				0.4825		
ハウスマン検定 ³	1.21		[0.547]			
対数尤度	749.260					

(注1) Pesaran, Shin and Smith (1999) の誤差修正モデル (Estimated Error Correction Form) による推計を用いている。

(注2) Kao and Chiang (2000) の Panel Group-Mean Dynamic OLS (PDOLS) による推計を用いている。DOLS(2) は、2個のリードとラグを付加した計算結果であることを示したものである。

(注3) ハウスマン検定は、長期的な係数の同質性の仮定が妥当かどうかを検証するものである。帰無仮説は、長期的な係数が個別間で等しい(同質である)、対立仮説は、長期的な係数が個別間で等しくない(同質でない)とする。

するが訴訟利用率とは無相関である操作変数を探し出し、操作変数法を用いて弁護士の数から訴訟利用率の真の因果関係を推定する必要がある。本稿では、訴訟利用率の増加が弁護士数を増加させる逆の因果関係を考え、弁護士数に対する操作変数として地価、労働者現金給与金額、1期前の人口当たりの弁護士数、1期前の人口当たりの司法書士数の情報を用いた分析を行っている。

各個体共通の要因である長期的な理論値に至る長期係数を抽出するため、各共和分ベクトルに対応した誤差修正モデルを推定する。ここでは、長期均衡関係を用いて、短期的な変動をなぞるような Pesaran et al. (1999) の誤差修正モデル Pooled Mean Group (PMG) の訴訟利用率の推定を行う³⁹。このモデルは、パネル・データが非定常であってもよく、また推計に関して共和分関係を必要としないもので、訴訟利用率の前年比を、共和分ベクトルから推計された理論訴訟利用率と実際の利用率との乖離である誤差修正項および様々な短期変動要因によって説明するものである。

³⁹ PMG 及び Mean Group 推計 (MG) 以外に、誤差修正モデルの Dynamic Fixed Effect (DFE) で推定することもできる。しかし、標本が 500 以下であれば計算過程において収束した結果が得られない、さらにパネル分析の固定効果モデルは先ほどの説明のように仮定が適切でない問題があるため、ここでは採用しなかった。

推定結果は表 3-1 の中央に示したとおりである。「人口当たりの弁護士数」、「弁護士の裁判に関わった割合」及び「法律相談センターの累積数」は正に統計的に有意な値を得た。また、「1件当たりの訴訟金額」については、負に統計的にも有意な値が得られた。この結果から、訴訟請求金額が大きくなると、依頼者にとって訴訟費用が障壁となり、弁護士に訴訟代理を委託するインセンティブを妨げている可能性がうかがえる⁴⁰。一方、弁護士数の増加、弁護士偏在化解消のために創設された法律相談センターは、利用者側のアクセスコストを低下させる役割を十分果たしており、訴訟サービスの提供が各地で行き届くようになったと判断してよいであろう⁴¹。従って弁護士の数が増加してアクセスコストが下がったことが原因で、司法サービスの利用者が増加している可能性があるという結果は、海外の先行研究の結果と異なる点で特筆すべきである⁴²。

さらに、誤差修正項については、 -0.364 と符号条件がマイナスとなっており、理論的に整合的である上、係数の有意性も高いことから、長期的な均衡に収束してゆく状態にあることがわかる。例えば、07年のように訴訟利用率が長期の水準よりも高くなった場合でも、望ましい均衡水準に向かって移行する調整が行われる可能性を示唆したといえる。また、MG 推定量と PMG 推定量を比較するハウスマン検定の結果をみると、長期均衡の係数は同質であるとするとする帰無仮説を有意水準 10%でも棄却していない。従って、MG 推定量は一致性を持たないため、係数は個別に推計されるべきではなく、長期的均衡の係数は個別間で等しいとする PMG 推定量の結果を採用し記載している。

以上の結果から、弁護士数の増加、弁護士が裁判に関わった割合、法律相談センターの累積数、そして訴訟金額(訴訟費用も含む)は訴訟を起こす際の重要な要因となっている。そこで、今度は期間を限定し、訴訟費用の削減を目的とした規制の影響、例えば 98 年以降からの少額訴訟が始まった時期以降、そして 03 年の改正司法書士法により、簡易裁判所において訴訟代理行為を行うことが可能になって以降、どのような変化が見られたのかを順次考察する。ただし、少額訴訟制度が始まって以降の推計では 470 個、司法書士が訴訟代理を請け負うことが可能になって以降の推計では 235 個の標本しか分析

⁴⁰ 支払督促・少額訴訟・民事調停・即決和解などの制度があるのにも関わらず、訴訟を利用する傾向がない背景には、相当の事でない弁護士を立てて裁判に持ち込まない日本人の文化的要因によるという解釈も可能である。米州開発銀行(Inter-American Development Bank)の調査によると、ウルグアイやアルゼンチンの国民は、紛争を解決するための交渉術が彼らになじみがない上、裁判が長引くと零細企業や低所得者層は資金制約(credit constraints)に直面するため、依然として司法制度による解決に根強い不信感を抱いている。

⁴¹ 法律相談所の持つアクセスコスト削減以外の機能、つまり訴訟という形を取らず、紛争を仲介するといった柔軟な解決を目指す ADR の影響があったと考えるならば、紛争解決を司法の手に委ねようとする利用者がかなり増加したことがうかがえる。

⁴² Buscaglia and Ulen(1997)は、ラテン・アメリカ諸国を対象とし、司法サービスの提供者の数と訴訟事件の処理スピードの間には相関がないと報告し、司法サービスの提供者を増加させても司法の利用件数が増加するとは限らないと指摘している。

表 3-2 GMM 推定の結果

被説明変数：利用率	2003-07年			1998-2007年			1993-2007年		
	係数	標準誤差	P値	係数	標準誤差	P値	係数	標準誤差	P値
人口密度	-0.316	0.095	0.001	-0.220	0.072	0.002	-0.286	0.057	0.000
法律相談センターの累積数	0.033	0.014	0.022	0.018	0.009	0.045	0.015	0.008	0.047
人口当たりの弁護士数	0.639	0.178	0.000	0.502	0.121	0.000	0.600	0.092	0.000
人口当たりの司法書士数	-0.044	0.276	0.874	0.147	0.182	0.421	-0.021	0.140	0.884
弁護士の関わった割合	0.035	0.010	0.000	0.033	0.008	0.000	0.031	0.008	0.000
定数項	3.369	0.832	0.000	3.126	0.579	0.000	3.494	0.460	0.000
標本数	235			470			658		
F検定	14.17			32.05			50.94		
Sargan test ³	0.150		[0.701]	1.850		[0.174]	1.700		[0.193]
1次の自己相関テスト	1.06		[0.291]	-0.4		[0.692]	-0.29		[0.772]
2次の自己相関テスト ⁴	1.62		[0.104]	0.99		[0.320]	1.01		[0.311]

(注1) Blundell and Bond (1998) が開発したシステム GMM (the system generalized method of moments) 推計を用いている。

(注2) 操作変数には、1期前の人口当たりの弁護士・司法書士数、他に、地価・労働者現金給与総額をそれぞれ対数表示したものをを用いている。

(注3) Sargan test は、過剰識別制約に関する検定で、帰無仮説は過剰識別制約が満たされる。[]内はp値。

(注4) 2次の自己相関のテストの結果はz値を示し、[]内は自己相関がないという帰無仮説を棄却する水準(p値)。

できないため、誤差修正モデル Pooled Mean Group (PMG) を用いることはできない。

そこで以下では、変数欠落バイアスと攪乱項と説明変数の相関の可能性を修正するため、Blundell and Bond (1998) が開発したシステム GMM (the system generalized method of moments) 推計を用いる⁴³。

表 3-2 の推定結果をみると、分析対象の年度を限定する場合としない場合に関わらず、表 3-1 の誤差修正モデルの推定結果と同様、「利用率」に対して、一貫して「人口当たりの弁護士数」は正に統計的に有意な値が得られている。この結果は、近隣に弁護士事務所が開設されて利用者が分散し、弁護士に相談できるアクセスがよくなり、さらに待ち時間が少なくなるなど混雑が解消されるため、利用者は訴訟代行業を弁護士に委ね、司法サービスを利用する人が増加していることを示す。従って、弁護士の数が増加することは、自発的需要により利用率が増えていくことを予想させる。

また、「法律相談センターの累積数」についても同様、全てのケースにおいて有意に正の値が得られた。さらに、「弁護士の裁判に関わった割合」についても統計的に有意な正の値が得られた。特に注目すべき点は、98年以降を対象とした場合に比べ03年

⁴³ システム GMM は一階の階差をとることにより固定効果によるバイアスを修正し、内生変数のラグを操作変数として用いることにより内生性を修正する。ここでは、操作変数が攪乱項と直交条件を満たしているかどうかを Sargan 統計量によりテストし、攪乱項が自己相関しているかどうかを Arellano-Bond 統計量によりテストする。システム GMM 推計では、人口密度、賃金、地価、年次ダミー以外のすべての説明変数を内生的と考えている。なお、本稿におけるシステム GMM は頑健な標準誤差を用いたワンステップ推計を用いている。

以降に限定した場合の係数値が大きい値を取っていることである。少額訴訟の事件の場合、訴訟の労力・費用が過大であることを理由に、弁護士は従来仕事を請け負わなかった。だが、簡易・迅速・低廉な裁判手続が可能になったこと、さらに、簡易裁判所の訴訟代理を司法書士が請け負うようになり、顧客獲得競争が始まった影響もあって、弁護士が少額訴訟の事件を積極的に引き受けるようになったことがうかがえる。なお、それ以外の変数については、全期間を対象とした推定結果とほぼ同様の結果を得た。

これらの推定方法の評価としては、Sargan の過剰識別制約テストの結果から、全てのケースにおいて有意水準 10%でも満たしておらず、GMM 推定で用いた操作変数の過剰識別制約が満たされている。さらに Arellano-Bond の 2 次の自己相関テストによると、自己相関が無いという帰無仮説を受容しているので、GMM 推定量は一致推定を満たしているといえる⁴⁴。以上の結果は、従来は弁護士が訴訟代理を引き受ける程度でもない案件でも弁護士に依頼する利用者が増加し、今後さらに弁護士が訴訟リスクを負担する報酬体系を提示すれば、簡易裁判レベルの司法サービスを利用する人が増加することを示す。

ただし、実際にどの程度、弁護士が成功報酬あるいは着手金を目的に訴訟を代行しているのかについて触れていない問題が残る。これまで本稿では「弁護士の裁判に関わった割合」を弁護士報酬における成功報酬の代理変数として用いたが、必ずしもそれで説明し尽くせたとはいえ切れない。特に、モデルで論じたように、弁護士がリスクを負担する形で誘発需要が起こっているのであれば、弁護士報酬の割合は着手金割合を減らし、代わりに成功報酬割合を増加させる報酬体系になっているはずである。

そこで、最後に都道府県毎のデータでないが、関東・関西・中部・中国・九州・東北・北海道・四国の 8 つのブロック毎に、日弁連が 02・05・07 年に行った、簡易裁判における弁護士の成功報酬割合、着手金割合に関するアンケート調査の結果を用い、これまでの分析に比べ標本は少なくなる問題点を含むが、その推定結果を例示したい。これまでの推定方法と異なるのは、「弁護士の裁判に関わった割合」の代わりに訴訟金額に占める「成功報酬割合」および「着手金割合」を説明変数として用いた点のみである。

表 4 の推定結果をみると、「利用率」に対し成功報酬割合は正に、そして着手金割合は負に有意な値がそれぞれ得られた⁴⁵。以上の結果からも、成功報酬割合が高まると訴訟利用数が増加傾向にある点が確認されており、02 年以降については、弁護士の報酬体

⁴⁴ ただし、本稿で扱う説明変数が単位根を持つような場合、操作変数に内生変数のラグだけで説明しようとすると標本が少ない状態で推計された係数にバイアスが生じる恐れがあるため、地価、賃金を対数表示したものを外生変数として操作変数に加えることにした。

⁴⁵ GMM 推計で誤差項が操作変数と直交しているかどうかを示す Hansen J 統計量が満たされているため、本稿では OLS の結果の頑健性を確かめるため、GMM の結果を記載している。

表4 アンケートを用いた推定結果

被説明変数：利用率	OLS			GMM ¹		
	係数	標準誤差	P値	係数	標準誤差	P値
人口密度	-0.075	0.096	0.446	-0.078	0.075	0.302
着手金割合	-0.200	0.087	0.035	-0.201	0.056	0.000
成功報酬割合	0.050	0.012	0.001	0.050	0.010	0.000
人口当たりの弁護士数	-0.008	0.153	0.960	-0.004	0.140	0.980
人口当たりの司法書士数	0.849	0.321	0.018	0.857	0.246	0.000
法律相談センターの累積数	0.039	0.008	0.000	0.039	0.007	0.000
1件当たりの訴訟金額	-0.868	0.759	0.270	-0.856	0.401	0.033
定数項	6.722	2.397	0.013	6.727	1.529	0.000
標本数	24			24		
F値	10.580			244.420		
Hansen's J statistic ²				0.004		[0.949]
決定係数	0.745			0.822		

(注1) Baum et al. (2007) の開発した GMM 推定を行っている。操作変数には、地価、労働者現金給与総額を対数表示したものをそれぞれ用いている。

(注2) Hansen's J statistic は過剰識別制約に関する検定で、帰無仮説は過剰識別制約が満たされる。[] 内は p 値を示す。

系は顧客獲得競争のため着手金を減らし、代わりに成功報酬割合を高めるように決まったことがわかる。従って、成功報酬の割合が高くなると、弁護士の参加制約が緩み、たとえ着手金を引き下げても、訴訟代理を引き受ける件数を増やせば自分の所得を確保できるため、訴訟代理サービスを請け負う傾向がさらに強まったことがわかる。これより、弁護士が着手金目的で訴訟利用者数を増加させているという考え方は否定される。

実際、弁護士の数が増加したためでなく、司法書士が参入してきたため、司法過疎が深刻と考えられる地域でも、訴訟利用率が高くなっているのかもしれない。また、OLS 推定だけでなく、GMM 推定からもほぼ同様の結果が得られている。Hansen の過剰識別制約テストの結果から、有意水準 10%でも満たしておらず、GMM 推定で用いた操作変数の過剰識別制約が満たされているため、推定の頑健性も確かめられたといえる⁴⁶。

このように、弁護士の数が増加することによるアクセスコストの低下が原因で自発的需要が増加しただけでなく、弁護士による誘発需要が引き起こされたことが、これまでの都道府県データに基づいた推定結果だけでなく、アンケート結果を用いた分析結果に

⁴⁶ ここでは、時系列の年度が3年しかないため、システム GMM を用いることができない。そこで、直交条件を満たす操作変数が説明変数より多い場合に、「望ましい」重み付けを行う Baum et al. (2007) が開発した線形 GMM を用いている。具体的には、共分散行列の逆行列が必要であるため、まず 2SLS で推定し、その残差を用い White estimator による共分散行列を得る。次にこの共分散行列を weight matrix に用いる。そして内生性に対する処理として、操作変数を用いることで、直交条件を作ることで成功している。誤差項が操作変数と直交しているかどうかを示す Hansen J 統計量の p 値を表示してある。

よっても確かめられた。もっとも、どちらの効果がより大きいのかについて単純に比較できないが、誘発需要の効果の大きさがうかがわれる。

4. まとめ

以上の結果より、弁護士は従来、簡易裁判では訴訟金額が低額ゆえ、潜在的な需要が存在しても積極的に需要を喚起しなかった。だが、近年の司法制度改革により、弁護士だけでなく司法書士が訴訟代理サービス市場に参入できるようになったこと、さらに以前よりも着手金が安くなったことが原因で、誘発需要が喚起されている（仮説2は採択された）。また、弁護士の増加によって利用率は増加している（仮説1は採択された）。

特に04年度からの弁護士報酬の自由化以降、着手金を減らし、さらに弁護士が訴訟リスクを負担する割合が高まったことで、訴訟利用者が増加している。もっとも、日本人は権利と義務を明らかにして対立を明確にすることを嫌っており、自ら積極的に裁判沙汰にさせることを避ける傾向にある⁴⁷。そのため、国民の司法へのアクセスをよくするために弁護士数を増加させても、いたずらに望まない紛争を顕在化させるという見方も可能なので、その点は今後の検討課題となる⁴⁸。

最後に、「弁護士偏在化の解消により訴訟数は増加するか」という問題について考察する。司法試験の合格者を増加させる法曹人口拡大政策は、現状の訴訟活用意欲に応じた訴訟拡大をもたらし、諸外国と異なり、司法サービスの充実を図ることができるため、政策の有用性が認められる。従って弁護士の数が増加する、あるいは弁護士が訴訟代理人として働く割合が高まる状況が今後も続くのであれば、地域・時代を問わず簡易裁判レベルでは訴訟件数を増加させるであろう。

しかし、それが「望ましい」訴訟拡大を導いているかどうかには疑いが残る。相談窓口数が各地に開かれてきたことで司法サービスが行き渡り、裁判の訴訟予見可能性が高まっているのであれば、訴訟件数が伸びる必然性はないからである⁴⁹。また、04年の弁護士報酬規定の自由化以降、自発的に訴訟利用者が増加したというよりも、弁護士が短時間で事件を処理し、年間の処理件数を増やした可能性が高いことも忘れてはならない。

⁴⁷ Wollschlager(1997)は、国際的な比較で見ると日本は非常に訴訟活用率が低いことに関して、制度的構造および文化的要因を理由に日本人は訴訟によって紛争を解決することを好まず、当事者同士の交渉による解決を好むといわれている国民性に由来する可能性があるとして指摘する。

⁴⁸ 地方裁判所レベルでは、審理期間が長期間に渡ることから、本稿で扱った簡易裁判では議論しなかった混雑現象(裁判にかかる時間が増加すれば、裁判に持ち込む件数が減少)が生じる恐れが生じる。そのため、利用者数の増加が即司法の効率性に繋がるという結論には至らないことがあるため、慎重に扱う必要がある。

⁴⁹ この説によると、プリンシパルとエージェントの間にある専門的知識の格差が縮小している可能性があるため、利用者が訴訟で勝てる見込みが十分に高くないと訴訟を起こそうとしない。

さらに、弁護士が収益の維持・拡大のために利用者にとって不必要な司法サービスを提供する不正事例が新聞等で取り上げられ始めている。そのような問題の対処法について我々のモデルからは、着手金や成功報酬割合により、弁護士のモラル・ハザードを防止する方策が考えられる。弁護士の不祥事についての事例研究は、今後の課題としたい。

参考文献

- 井伊雅子・別所俊一郎（2006）「医療の基礎的実証分析と政策：サーベイ」『フィナンシャル・レビュー』80, pp. 117-156.
- 太田勝造・岡田幸弘（2003）「紛争に対する態度の日米中3ヶ国比較」, 河合隼雄・加藤雅信編『人間の心と法』有斐閣, pp. 109-142.
- 太田勝造・藤本亮・河合幹雄・野口裕之（2005）「日本人の法意識」『ジュリスト』1297, pp. 53-62.
- 川島武宜（1967）『日本人の法意識』岩波新書.
- 神林龍・平澤純子（2008）「判例集からみる整理解雇事件」, 神林龍編『解雇規制の法と経済』日本評論社, pp. 53-75.
- 岸田研作（2001）「医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説—二次医療圏、市単位のパネルデータによる分析」『季刊社会保障研究』37(3), pp. 246-258.
- 最高裁判所（1993-2007）『司法統計年報』.
- 司法書士連合会（1993-2007）『月報司法書士』.
- 鶴光太郎（2003）「司法の効率性向上を目指して」『RIETI Economic Review』no. 16.
- 日本弁護士会（2002, 2005, 2007）「アンケート結果に基づく弁護士報酬の目安」未公開.
- 法曹会（2009）『裁判所データブック』最高裁判所事務総局編.
- Baum C. F., M. E. Schaffer, and S. Stillman（2007）“Enhanced routines for instrumental variables / GMM estimation and testing,” *Boston College Working Papers in Economics*, Boston College Department of Economics.
- Blundell, R. and S. Bond（1998）“Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models,” *Journal of Econometrics*, 87(1), pp. 115-143.
- Botero, J., R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer and A. Volokh（2003）, “Judicial Reform,” *World Bank Research Observer* 18(1), pp. 61-88.
- Breen, E. (ed.)（2002）*Evaluer la Justice, Droit et Justice, Collection de la Mission de recherche «Droit et Justice»*, Paris: Presses Universitaires de France.

- Buscaglia, E. and M. Dakolias (1999) “An analysis of the causes of corruption in the judiciary,” World Bank, Legal and Judicial Reform Unit, Legal Department.
- Buscaglia, E. and T. Ulen (1997) “A quantitative assessment of the efficiency of the judicial sector in Latin America,” *International Review of Law and Economics*, 17, pp. 275-291.
- Cabrillo, F. and S. Fitzpatrick (2009) *The Economics of Courts and Litigation, New Horizons in Law and Economics*, Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Çelik, S., E. Aslanoglu, and S. Uzun (2010) “Determinants of Consumer Confidence in Emerging Economies: A Panel Cointegration Analysis,” 30th Annual Meeting of The Middle East Economic Association, Allied Social Science Associations, Atlanta, GA, January 3-6.
- Garoupa, N., A. M. Simoes, and V. Silveira (2006) “Ineficiencia do Sistema Judicial em Portugal,” *SubJudice Justica e Sociedade*, 34, Jan-Mar, pp. 127-144.
- Hadri, K. (2000) “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data,” *The Econometrics Journal*, 3, pp. 148-61.
- Hlouskova, J. and M. Wagner (2006) “The Performance of Panel Unit Root and Stationary Tests: Results from a Large Scale Simulation Study,” *Econometric Reviews*, 25(1), pp. 85-116.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin (2003) “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 115(1), pp. 53-74.
- Kao, C. and M-H. Chiang (2000) “On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data,” *Advances in Econometrics*, 15, pp. 179-222.
- Levin, A., C. F. Lin, and C.-S. J. Chu (2002) “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.
- Maddala, G. S. and S. Wu (1999) “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), pp. 631-652.
- Mark, N. C. and D. Sul (2003) “Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, 65(5), pp. 655-680.
- Martins, D. B. (2009) “A provisao de servicos publicos de resolucao judicial de litigios: analise economica do sistema judicial portuges’ ,Dissertacao do Mestrado em Economia e Politicas Publicas,” mimeo, Lisboa: Instituto Superior de Economia e Gestao.

- Pesaran, M.H. and R. P. Smith (1995) “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels,” *Journal of Econometrics*, 68(1), pp. 79–113.
- Pesaran, M.H., Y. Shin and R. J. Smith (1999) “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-run Relationships,” *Cambridge Working Papers in Economics*, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M.H. (2007) “A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence,” *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), pp. 265–312.
- Phillips, P.C.B. and B. E. Hansen (1990) “Statistical Interference in Instrumental Variables Regression with I (1) Process,” *Review of Economic Studies*, 57(1), pp. 79–113.
- Posner, R. A. (1996) *The Federal Courts: Challenge and Reform*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Westerlund, J. (2007) “Testing for Error Correction in Panel Data,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), pp. 709–748.
- Wollschlager, C. (1997) “Historical Trends of Civil Litigation in Japan, Arizona, Sweden, and Germany: Japanese Legal Culture in the Light of Judicial Statistics,” in H. Baum (ed.) *Japan: Economic Success and Legal System*, pp. 89–142.
- World Bank (2002) “Chapter 6 The Judicial System,” in *World Development Report 2002: Building Institutions for Markets*, Oxford University Press.