

弁護士増加政策の効果と限界

——弁護士分布の地域格差への影響

濱 野 亮

- I はじめに
- II 弁護士分布と相関する変数としての県内総生産
- III 弁護士分布と県内総生産の関係
- IV 東京・大阪を除く地域の回帰モデルによる分析（1974年～2014年）
- V 弁護士密度（県内総生産基準）を用いた全地域の分析
- VI 弁護士供給拡大の効果と限界—地域格差への影響
- VII 現状の評価と政策提言
- VIII むすび

I はじめに

本稿の目的は、弁護士の都道府県別分布数と県内総生産の関係を計量的に分析することにより、わが国の弁護士分布構造の解明を試み、それに基づいて近時の弁護士増加政策の効果と限界を明らかにすることにある。

全体は3つの部分から構成される。まず、独立変数（説明変数）として県内総生産、従属変数（被説明変数）として弁護士数をとりあげて4つのモデルを用いた単回帰分析を行う¹⁾。1970年代半ば以降の変化を追って3つの広域（東京、その他の多弁護士数地域、少弁護士数地域²⁾）が区別できることを示す。2001年から2014年にかけての弁護士急増期を経ても、3つの広域が統計的に区別

1) 濱野（2019）で、2005年から2016年への弁護士増加率を都道府県別に分析した際、県民所得の変化率と弁護士増加率の興味深い相関関係が明らかになった。本稿はそこで得た問題意識を発展させたものである。

できることが示されるが、多弁護士数地域と少弁護士数地域が接近した可能性が示唆される。

続いて、弁護士密度（県内総生産1兆円当りの弁護士数）という指標を用いて、2001年から2014年にかけての弁護士急増期において、東京・大阪、多弁護士数地域、少弁護士数地域間の弁護士密度の格差が縮小したかを検証する。あわせて、各広域内部における弁護士密度の格差が縮小したかを検証する。その結果、3つの広域の接近傾向が認められ、広域内部の弁護士密度の格差は残っているものの、縮小したことが示される。

最後に、1974年以來の弁護士数と県内総生産の関係及び弁護士密度の変化が、供給側、需要側のどのような変化と並行して生じたのかを分析する。3広域の弁護士密度の格差の縮小や、広域内部の格差の縮小は、弁護士数の大幅増加だけに由来するのではなく、広域間で相対的な飽和が段階的に推移するというわが国の弁護士市場の構造と深い関係があることが示唆される。そのうえで、近年の司法試験合格者数の再絞り込み政策の影響について、わが国の弁護士市場の構造に即した懸念を示し、対策を提案する。

また、本稿を通じて、副次的に示唆されることがある。県内総生産を基準にした弁護士数（弁護士密度）は、従来、多く用いられてきた人口を基準にした弁護士率（単位人口当りの弁護士数）と並んで、弁護士偏在と弁護士数の水準を司法アクセス政策の観点から検討する目的にとって有効な指標であることを本稿は示唆している。弁護士の顧客が個人に限られず、企業も同様に、あるいは法律事務所の経営にとっては個人以上に重要な顧客であることに鑑みれば、県内総生産は、個人と企業双方の需要の代理変数であり、それを基準とした弁護士密度は総合的な指標と言える。この点を示すことができたことも本稿の成果である³⁾。

2) 本稿では、以下で示すように、東京・大阪、多弁護士数地域、少弁護士数地域の3地域を区分できることを導き、論じる。この3つの地域的まとまりを、特に際立たせて表現するときは「広域」という表現を用いる。

3) 弁護士分布を評価する指標としての弁護士率と弁護士密度の比較については、別稿（濱野近刊）を参照。そこでは、弁護士率と弁護士密度のどちらも、弁護士分布を評価する指標として適切であるという示唆が得られた。

Ⅱ 弁護士分布と相関する変数としての県内総生産

Ⅰ 弁護士分布と相関する変数

弁護士分布と相関しうると理論的に考えられる変数には様々なものがあるが、代表的な変数は都道府県別の総人口、大企業数、中小企業数、県内総生産、県民所得の5つである⁴⁾。理論的に、弁護士分布と関連を持つと考えられる主な要因としては、弁護士業務と直接関連するものとして顧客の分布、当該地域の経済活動の水準（紛争や予防法務の需要の頻度と経済的価値〔金額〕）、顧客の支払能力がある。総人口、大企業数、中小企業数は顧客の分布と関連し、県内総生産は当該地域の経済活動の水準と関連し、県民所得は当該地域の顧客の支払能力に関連する。代表的な先行研究である棚瀬（1987）では人口、大企業数、県内総生産⁵⁾がとりあげられていた。これら以外にも、業務の将来性・多様性、業務遂行上の便宜、転職先となりえる機会の豊富さ、業務に関連する人的ネットワークの集積度などが理論的に考えられる。また、業務以外の要因も弁護士の活動場所と関連しうる。業務上の要因と比較して関連の程度は低いかもしれないが、居住環境、家族に関わる諸条件（子育ての環境、子弟の教育機会など）が理論的に考えられる。

上記の業務に関連する代表的な5変数以外の業務関連変数や、業務に関連しない変数については検討する余裕がなく、いかなる変数を設定すべきかの結論が得られていないため、本稿では取り上げることができない。但し、5変数以外の業務関連変数も、総人口、大企業数や県内総生産と強い正の相関があるかもしれない。

そこでまず、各都道府県⁶⁾の弁護士数と、業務に関連する代表的な5変数との相関を2014年⁷⁾について見てみよう。[表1]の1行目が示すように、弁護士数と5変数との相関はいずれも非常に強い。特に大企業数との相関係数は0.998でほぼ完全相関である。これは、弁護士と大企業が同様の条件に呼応して（影響を受けて）分布していることを示唆しており、共通要因によって規定

4) 弁護士分布に相関しうる変数はこれに限られず、例えば人口密度も候補になる。

5) 棚瀬（1987: 13）は県民所得という表現を用いて、県民一人当りの県民総生産を指して用いていたが、現在の県民経済計算では、県内総生産と県民所得はどちらも、当該地域全体の総計量を指す。

【表1】 都道府県別弁護士数と業務関連5変数との相関行列（2014年，n=47）

	弁護士数	総人口	大企業数	中小企業数	県内総生産	県民所得
弁護士数	1.000	.745**	.998**	.836**	.930**	.872**
総人口	.745**	1.000	.768**	.974**	.929**	.971**
大企業数	.998**	.768**	1.000	.853**	.944**	.891**
中小企業数	.836**	.974**	.853**	1.000	.969**	.981**
県内総生産	.930**	.929**	.944**	.969**	1.000	.988**
県民所得	.872**	.971**	.891**	.981**	.988**	1.000

注：数値は Pearson の相関係数。**は 1%水準で有意（両側）。中小企業は基本的に中小企業基本法に基づく定義による。大企業は、企業数合計から中小企業数を引いたものである。弁護士数は3月現在、総人口は10月1日現在、大企業数、中小企業数は7月現在の値である。

出所：弁護士数は日本弁護士連合会編著（2014：91）、総人口は総務省統計局の人口推計（E-Stat、人口推計、長期時系列データ、時系列データ（平成12年～27年）<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200524&tstat=00000090001&cycle=0&tclass1=00000090004&tclass2=00000090005>、2018/06/27アクセス）、大企業数と中小企業数は中小企業庁（http://www.chusho.meti.go.jp/koukai/chousa/chu_kigyocnt/index.htm、2018/09/15アクセス）「中小企業の企業数・事業所数」（中小企業庁が、平成26年経済センサス-基礎調査）のデータを分析し、中小企業・小規模事業者数を集計したもの）より「都道府県・大都市別企業数、常用雇用者数、従業者数（民営、非一次産業、2014年）」⁶⁾（平成28年1月29日更新）、県内総生産と県民所得は内閣府の統計表（県民経済計算、http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html、2018/6/14アクセス）。

6) 本稿では北海道の弁護士数は、札幌弁護士会のみならず、旭川弁護士会、函館弁護士会、釧路弁護士会所属の弁護士数をも含めた全道の弁護士数としている。1980年以來10年おきに実施されている日弁連の弁護士業務実態調査においては、札幌弁護士会は高裁所在地に、旭川弁護士会、函館弁護士会、釧路弁護士会は、高裁不所在地に位置づけられている。この点で、本稿は異なり、高裁所在地という時の北海道の弁護士には、旭川、函館、釧路の各弁護士会所属の弁護士を含んでいる。これは、通常の理解では北海道は全道を対象としており、また、公表されている総人口、県内総生産や企業数のデータを利用するうえで、北海道については全道単位で用いるのが適切だからである。

7) 弁護士数のデータは最新で2019年のものが利用できたが、本稿執筆時に入手できた県内総生産と県民所得の最新データが2014年のものだったため、2014年を最新の基準年とした。

8) 中小企業庁のこのデータは、総務省が2014年11月30日に公表した、「平成26年経済センサス-基礎調査」に基づいて分析したとされているが（http://www.chusho.meti.go.jp/koukai/chousa/chu_kigyocnt/2016/160129chukigyocnt.html、2018/6/27アクセス）、E-Statで公表されている「平成26年経済センサス-基礎調査」の「参考表、提供分類2、参考表5 企業規模別企業等数、従業者数及び常用雇用者数-全国、都道府県、大都市」（<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&tstat=000001072573&cycle=0&tclass1=000001077419&tclass2=000001080255&second2=1>、2018/6/27アクセス）の数値とは微妙に異なっている。中小企業庁の分析は、専門的判断に基づいていると考えられるので、中小企業庁の分析結果に基づくこととした。

されているためであると考えるのが合理的である(棚瀬 1987: 52-53 参照)。総人口、中小企業数、県内総生産額についても、同様に、弁護士数分布と共通して規定している要因の存在によって高度に相関していると考えられる。

次に、業務に関連する代表的な5変数は、相互に相関している点に留意する必要がある。[表1]の2行目以下が示すように、5変数相互間の相関係数は非常に高い。県内総生産と県民所得が完全相関に近い(0.988)のは当然として、総人口、大企業数、中小企業数も高度に相関している。県内総生産と県民所得は、大雑把に言えば当該地域内の個人と企業の年間の生産活動によって生じた付加価値(総所得)であるから、総人口、大企業数、中小企業数と関連するのも当然である。

ところで、弁護士数と他の5変数との「相関」は、先に示唆したように、理論的にみて因果関係ではない。すなわち、各都道府県の総人口、大企業数、中小企業数、県内総生産、県民所得が対応する都道府県の弁護士を「生成」しているという関係にはない。ある年のある時点の弁護士数と、その年のある時点の総人口、大企業数、中小企業数、その年(年度)1年間の県内総生産、県民所得が「関連」しているという意味である。回帰分析において、独立変数が従属変数に対して、影響を及ぼす、規定するという表現が用いられることがあるが、これらは本来、因果関係がある場合に限定して用いるべきである。弁護士数と5変数との間の関係はこれらの表現を用いるべき「因果」関係ではない⁹⁾。

本稿の以下で試みる回帰分析は、因果関係を明らかにする試みではなく、変数間の関連性を明らかにすることを通じて、ある年における各都道府県の弁護士数(従属変数)をよく説明(予測)する回帰式を導出することを目的としている¹⁰⁾。

以上を前提として、このような変数間の関係を分析する上での定石といえる

9) 相関関係と因果関係の区別は、統計学の初歩で強調される事項であるが、近年の統計的因果推論をめぐる議論は、この問題を考える上で非常に参考になった。パール(2000=2009)、狩野(2002)、宮川(2004)、岩崎(2015)、岩波データサイエンス刊行委員会編(2016)参照。

10) このように回帰分析を、因果関係を前提とせずに、独立変数により従属変数を説明ないし予測するために用いることは計量経済学でしばしば行われている。因果関係がなくても、相関関係があれば予測できる。そして相関関係があるということは、そこにさらに検証されるべき課題が存在していることを示唆している(畑農・水落 2017: 19-25 参照)。

回帰分析を行う場合、少なくとも3つの方法が考えられる。かつ、それぞれクロスセクション・データを使う方法とパネル・データ（時間縦断的データ）¹¹⁾を使う方法がある。

第一に、理論的に妥当な一変数を選び、他の変数との相関が強いことに留意しつつ、単回帰分析を試みるという方法である。この場合その単回帰係数は、相関する他の変数との連関の影響を含む総合的な関連度を示している¹²⁾。この点では、第三の方法、すなわち相関する他の変数を独立変数に加えた重回帰分析とパス解析、構造方程式モデリングが次の段階の作業となる。

第二に、一つの変数（例えば総人口）でコントロールして回帰分析を行うという方法がある。弁護士率という変数を用いるのはその一つである。棚瀬（1987）も単位人口当りの弁護士数という意味での弁護士率を用いて単回帰分析を行っている。但し、総人口を単位とする弁護士率は弁護士の地域的偏在を示す指標の一つとして直観的に理解しやすいという利点があるが、弁護士の顧客には企業もあり、弁護士分布を評価する指標としてどの程度の有効性を持つのかは検討の余地がある¹³⁾。

第三に、弁護士数を従属変数とした重回帰分析である。第一の方法で述べたように、弁護士数と相関する変数は複数あり、それらは相互に相関している。そこで、これら複数の変数を含むモデルを作り、重回帰分析を複数回繰り返して、パス解析を行って、独立変数の直接効果、間接効果、総合効果を明らかにする方法である¹⁴⁾。これは古典的なパス解析であるが、さらに次の段階の作業として、複数の変数間の関係全体をモデル化し、その構造を一括して分析す

11) パネル・データとは、「複数の主体に関するデータで、各主体について2つ以上の時期において観察されたデータ」である。ストック＝ワトソン（2007＝2016: 12）。

12) 単回帰分析における単回帰係数の解釈、重回帰分析による偏回帰係数との関係については、宮川（2004: 40-46）、狩野（2002）、小島・山本（2013: 32-87）が参考になった。本稿が依拠する、県内総生産のみを独立変数とする単回帰分析における独立変数の回帰係数の推定値は、相関する他の変数が除外されていることに由来するバイアスを含むが、本文で、県内総生産を、本文以下で「総合指標」と位置づけたのは、そのことを前提としている。すなわち、県内総生産の回帰係数の推定値は、その直接効果だけではなく、モデルに応じて、相関する他の諸要因の間接効果や疑似効果（疑似相関）をあわせた総和である。但し、本文で述べたように因果関係を想定していないので、ここで言う「効果」とは比喩的表現である。浅野・中村（2009: 107-110）、ストック＝ワトソン（2007＝2016: 165-71）、小島・山本（2013: 76-87）、狩野（2002: 73-76）、宮川（2004: 42-45）を参照。

13) この点についての検証を試みた濱野（近刊）参照。

る構造方程式モデリングも最近の有力な方法である。

試みに、2014年の各都道府県（東京・大阪を除く）の県内総生産、総人口、大企業数、中小企業数を独立変数とした重回帰分析¹⁵⁾とパス解析を行ってみたが、多重共線性¹⁶⁾を示す指標の一つである分散拡大要因（VIF）が非常に高

14) アメリカの弁護士数に関する経済学者による古典的な分析（Pashigian 1977, 1978）では、国民総生産を含む多数の変数を独立変数とする重回帰分析が行われている。複雑な分析が行われているが、国民総生産が弁護士数（アメリカの状況を前提として弁護士需要と等値されている）を規定する重要な要因の一つであるというのが結論の一つだった。但し、アメリカは司法試験合格者数の人為的制限がないなど、根本的な条件が日本と異なるので、アメリカに関する分析結果は日本の分析に直接的には参考にならない。

15) 県内総生産を唯一の独立変数とする単回帰分析を基本式とし、それに他の独立変数をコントロール変数として追加していった分析結果が次の表である。

弁護士に関する重回帰分析の結果（2014年，東京，大阪を除く）

従属変数：道府県の弁護士数					
独立変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
県内総生産	46.342(**)	51.008(**)[17.526]	-3.590[44.089]	5.768[15.908]	-2.971[56.650]
	(2.167)	(9.148)	(9.746)	(5.885)	(11.183)
総人口		-0.018[17.526]	0.028[18.911]		0.030[24.035]
		(0.034)	(0.024)		(0.027)
大企業数			2.472(**)[17.166]	2.360(**)[15.908]	2.473(**)[17.183]
			(0.342)	(0.331)	(0.347)
中小企業数					0.000[35.701]
					(0.001)
切片	-66.480(**)	-64.629(*)	-9.491	-9.238	-7.501
	(24.379)	(24.838)	(18.350)	(18.445)	(25.134)
主要統計量					
推定値の標準誤差	107.536	108.453	72.849	73.231	73.741
決定係数	0.914	0.911	0.960	0.959	0.959
外れ値	なし	なし	なし	なし	なし
サンプルサイズ	45	45	45	45	45

注：係数の下の括弧内は標準誤差を示す。係数の横の鍵括弧内はVIFを示す。個々の係数のアスタリスクは5%水準(*)および1%水準(**)で統計的に有意であることを示す。決定係数のうち(2)～(5)は自由度調整済み決定係数。外れ値は標準化残差の絶対値が3を超えるもの。県内総生産は名目値で単位は1兆円。総人口の単位は千人。

16) 完全な多重共線性への対応は容易であり、ここで問題にしているのは不完全な多重共線性であるが、通例に従って、いちいち「不完全な多重共線性」という表現を用いるのではなく、多重共線性という表現を用いる。

い値を示した。これは、回帰式の偏回帰係数の推定精度が低下し、信頼度の低い推定値になっている可能性が高いことを意味している¹⁷⁾。多重共線性への対処は一般に様々な方法が提案されているが、決定的な解決法はないようである（マダラ 2001=2004: 321-361, 糞谷 2003: 103, 浅野・中村 2009: 113-124, ストゥデムント 2018: 1-22）。

第二、第三の方法は今後の課題とし、以下では、第一の方法により弁護士分布の単回帰分析を試みる¹⁸⁾。独立変数間に多重共線性が認められる場合に、いくつかの独立変数を除去して回帰分析を行うケースに該当するが、この場合、多重共線性が構造的なものであるならば、「予測」の精度は高くなると考えられ（佐和 1979: 164）、以下の県内総生産を独立変数とする回帰分析はそのような場合に当たると考える¹⁹⁾。また、本稿ではクロスセクション・データに関する分析のみを行い、パネル・データを用いた分析は今後の課題とする。

2 総合指標としての県内総生産

県内総生産は、都道府県の弁護士数に関連する総合的な指標である。

県内総生産は政府が行っている県民経済計算上の基本概念であり²⁰⁾、県内で一年間に行われた生産活動から発生する付加価値の総額（中間投入は控除）

17) 多重共線性については、佐和（1979: 161-169）、マダラ（2001=2004: 321-361）、小島・山本（2013: 56-58, 84-87）、杉野（2017: 154-159）、浅野・中村（2009: 113-124）、ストック＝ワトソン（2007=2016: 183-187）、糞谷（2015: 135-137）、畑農・水落（2017: 209-213）、ストゥデムント（2018: 1-22）が参考になった。

18) 統計的データ回析は、「現実のデータによってそのモデルの妥当性を検証することも加えた学習過程と考えるべきである」（久米・飯塚 1987: 175）という思想に基づいている。シンプルなモデルから始めるべきである点につき、ストゥデムント（2018: 126）は、「経済学の進歩というものは、シンプルなモデルから始めて、そのモデルを現実にあてはめるときにどう働くのかを見て、必要があればモデルを調整していくことからもたらされる」とする。本稿の諸モデルは、弁護士分布に関する最もシンプルなモデルの一つである。

19) 県内総生産を独立変数とする単回帰分析の回帰係数推定値には、いわゆる除外された変数のバイアス（例えば、ストック＝ワトソン 2007=2016: 165-171 参照）が含まれている。本稿の立場は、そのような単回帰係数は、人口、大企業数、中小企業数など、独立変数とも従属変数とも相関する他の変数の影響を全て含むという意味で総合的な相関性（傾向）を表現しているというものである。なお、独立変数とした県内総生産に対して逆に、従属変数とした弁護士数が「影響」を及ぼす可能性があるが、無視できるレベルと仮定している。特に東京については、企業法務専門の法律事務所の存在が経済に及ぼしている影響は大きい可能性があり、この点を含め今後の研究課題とする。

20) 以下、県内総生産概念については、内閣府（2018）による。

である²¹⁾。企業の本社、工場、支店などが複数の県にまたがる場合は、事業所を単位として、事業所が所在する各県に各経済活動の成果が帰属するように処理される(内閣府 2018: 10, 30)。

現在の県内総生産概念が地域の経済活動の状況を表す指標として改善の余地がないのかについては、専門家の間で議論が行われている²²⁾。ここでは、その問題には立ち入らず、現行の県内総生産概念を前提に分析する。

弁護士の顧客は類型として、個人、大企業、中小企業、官公庁、その他の団体に区別できる。弁護士に対する需要(以下、弁護士需要)の大部分は、これらの顧客において発生する紛争とその予防である。弁護士需要の弁護士業務にとっての経済的価値は、基本的に件数と個々のケースの経済的価値の積としてとらえるのが近似的に妥当である。これを直接把握する変数はないが、各顧客類型ごとの数およびその経済活動の水準は、弁護士需要全体と一定の相関関係があると仮定してよいだろう。各顧客類型ごとの数と、それぞれの年間の生産活動の付加価値の金銭的評価の積の総和は、概ね県内総生産に相当する。したがって、県内総生産は、弁護士の紛争処理需要と予防法務需要の年間の合計と関連する指標と位置づけることができる。

もう一つの指標は、顧客の支払能力である。これも弁護士の業務を基礎づけている。支払能力は顧客の資産(ストック)と所得(年間の個人報酬と企業所得、フロー)から成る。当該地域に居住(所在)する個人と企業(あわせて県民と総称)の年間所得の総和が県民所得である。政府の県民所得統計では、県民が県外における生産活動から得た所得は、県民の居住(所在)する県の県民所得に計上される(内閣府 2018: 10)。これに対して県内総生産は、県内において行われた生産活動から発生した付加価値を当該県の県内総生産として計上する。前記のように、複数の事業所(本店、工場、支店等)がある場合は、事業所が

21) 県内総生産勘定の借方(生産側)は、雇用者報酬、営業余剰・混合所得、固定資本減耗、生産・輸入品に課せられる税、(控除)補助金によって構成される。内閣府(2018: 11, 30)。雇用者報酬は、「生産活動から発生した付加価値のうち、労働を提供した雇用者(employees)への配分額」であり、営業余剰・混合所得は、「生産活動から発生した付加価値のうち、資本を提供した企業部門の貢献分を示す」。内閣府(2018: 15-16)。

22) 例えば、都道府県をまたぐ「本社サービス」の扱いについて現行の県内総生産の計算に課題があることを示唆する新井・金(2018)参照。インターネットやクラウドの普及による無料ビジネスの展開など経済の根本的な変化を、現行の県内総生産概念(基礎にある国民総生産概念)が適切に反映しているかという問題もある。

ある県にそれぞれの生産活動から発生した付加価値を帰属させる（事業所が計算の単位である）。2014年の県内総生産と県民所得の関係は、埼玉のような例外（両者はほぼ等しい）を除くと県民所得は県内総生産より小さく、平均で76.68%である²³⁾。

県民所得には蓄積された資産が含まれていない点で、顧客の支払能力の指標としては不十分である。また、顧客の支払能力は、弁護士需要の存在を前提にしているという意味で、県内総生産が直接的指標であるのに対して間接的指標というべきである。そこで、本稿では県民所得ではなく県内総生産を弁護士数に関連する指標として用いることにする。

このように、県内総生産という変数は、総人口、大企業数、中小企業数を反映すると同時に、それぞれの経済活動の水準を年間の総付加価値（報酬と所得）として表現しているという意味で、弁護士業務関連5変数の中で最も総合的な性格を持っている。総人口、大企業数、中小企業数のいずれも、県内総生産と異なって個々の経済活動の水準が反映されない。

そこで、県内総生産を独立変数、弁護士数を従属変数として単回帰分析を行う。その場合、単回帰係数は、先に述べたように、県内総生産と相関している、かつ弁護士数に影響を与える全ての変数との関連性を総合した影響を表していると解される²⁴⁾。県内総生産のみの直接的な影響を表しているわけではない。

なお、先行研究の棚瀬（1987）では、弁護士率（総人口10万人当りの弁護士数）を従属変数としていたため、県内総生産は県民一人当りに換算して独立変数として回帰分析がされていた。本稿では、弁護士数を従属変数としてしているので、独立変数は県内総生産（県民一人当りではなく都道府県レベルの総額）を用いている。

23) 内閣府・統計表・県民経済計算「平成13年度—平成26年度（93 SNA, 平成17年基準計数）から計算した。

24) これは、通常、パス回析で総合効果と呼ばれているものに相当するが、本文で注意したように県内総生産と弁護士数の関係は因果関係ではないので「効果」という表現を用いるのは必ずしも適切ではない。複合的な相関関係の総和を表現するために「総合した傾向」という用語を用いることも考えられるが、わかりにくいのでここでは、通例の用語を用いた。

3 ま と め

弁護士分布と相関する変数の中では、県内総生産が最も総合的な指標である。そこで次に、1970代半ば以降、約10年間隔²⁵⁾で4つの年(1974年、1980年、1990年、2014年)につき、弁護士分布と県内総生産の関係を単回帰分析によって追い、環境の変化が両者の関係に及ぼした影響について分析する²⁶⁾。ここで用いるデータは一時点で観測された横断的な複数のデータであり、いわゆるクロスセクション・データである。

なお、各年のクロスセクション・データに関する分析であり、時系列的な変化を直接分析するものではないので、まず、デフレーターによる調節を行った実質値ではなく、県内総生産の名目値による分析を行う²⁷⁾。そのうえで、実質値を用いた分析で補足する。

Ⅲ 弁護士分布と県内総生産の関係

1 1974年以降の変遷

弁護士分布と県内総生産の関係を1974年、1980年、1990年、2001年、2014年の各年について散布図によって見てみよう([図1]～[図5])²⁸⁾。

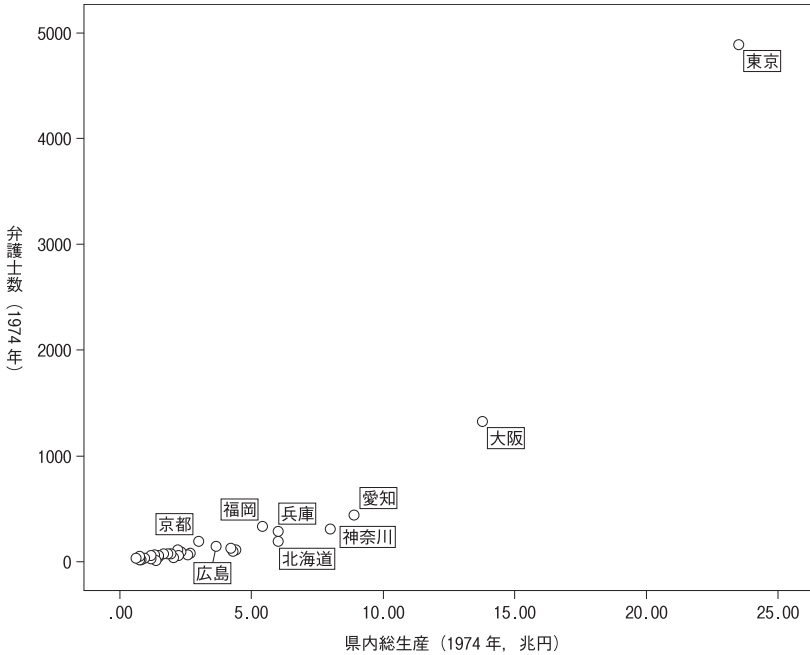
1974年は棚瀬(1987)が分析対象としていた時期であり、経済の高度成長に終止符を打った第一次石油危機直後である。1980年は第二次石油危機直後であり、経済が回復に向かう時期である。1990年はバブル経済のピーク時(バ

25) 趨勢の経年変化を見るためには本稿でとりあげた4つの時点の比較で十分であろう。より細かく毎年のデータに即して分析する作業は今後の課題とする。

26) 弁護士数は全数データであるが、県内総生産は測定誤差があるデータであるため、確率変数として扱う。以下第三章、第四章における回帰分析の標本サイズは最も小さい場合で1974年の実質県内総生産を用いた分析における $n=41$ である。通常の回帰分析において標本分布の大標本近似を適用するための前提条件は、標本サイズ $n=30$ 程度以上とされている(ストック=ワトソン(2007=2016))。したがって、第三章、第四章の分析においては、小標本の場合に用いるべき特別の統計量を用いる必要はないと判断している。なお第V章における標本サイズには $n<30$ のものが含まれるので、その場合は、通常の方法による平均値の検定、区間推定は行わず探索的なアプローチを採用した。

27) 後に述べるように、1974年から2014年までを通して一貫して利用できる実質県内総生産データは公表されていない。また、実質県内総生産は、名目県内総生産を基礎に、デフレーターにより計算されるので、さらに誤差が生じる。以上の理由により、単一年を対象とする分析では名目値を用いた。

【図1】 弁護士数と県内総生産の散布図（1974年）



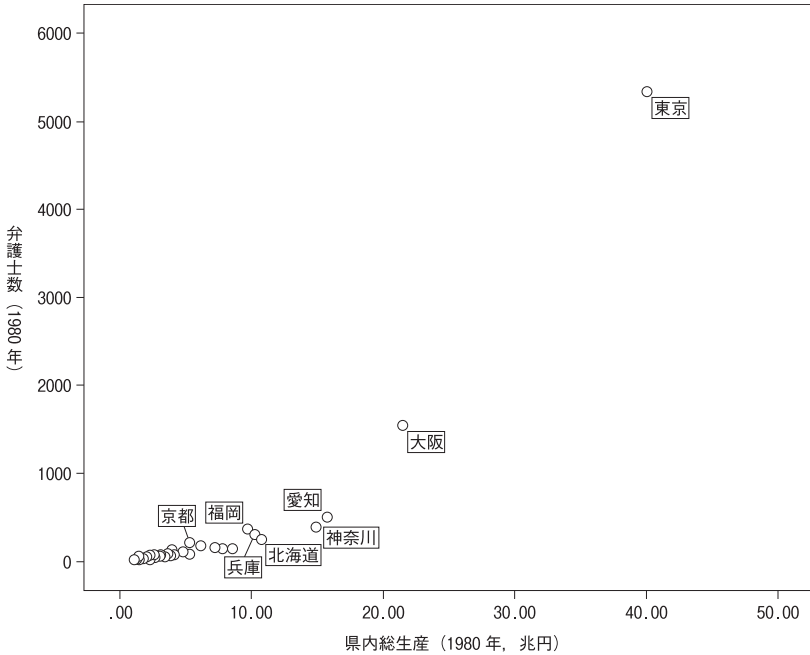
注：沖縄を除く。

出所：弁護士数は棚瀬（1987:3）の表1、県内総生産は内閣府・統計表・県民経済計算（昭和30年度-昭和49年度）（1968SNA, 昭和55年基準計数）、統計表、総括表、県内総生産（=県内総支出（名目））（[http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/ contents/main_68sna_s30.html](http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_68sna_s30.html), 2018/09/15 アクセス）による。

ブル崩壊直前）である。2001年は1990年代後半の不況と経済システム不安を経た低成長期であり、他方、司法試験合格者数が上昇し始めた時期である。2014年は司法試験合格者数が2007年以降約2000人水準を維持したあと減少

28) 始期を1974年にしたのは、先行研究である棚瀬（1987）が主たる対象としたのが1974年であり比較することが可能で、かつ、高度経済成長期の到達点を示しているからである。その後は、ある程度の期間を確保してトレンドを把握するため一定の間隔を空け、かつ、経済的環境と弁護士供給の双方の画期を考慮した。1980年は二度の石油危機を経たポスト高度経済成長期の始期であり、1990年は10年を経て、バブル経済が終焉した画期である。さらに10年を経て弁護士の大幅増加が始まる2001年をとりあげ、終期は、執筆開始時に県内総生産（名目および実質）、企業数、総人口の最新のデータが入手できる2014年とした。

【図2】 弁護士数と県内総生産の散布図 (1980年)



注：沖縄を除く。弁護士数は1980年3月末日現在。

出所：弁護士数は『弁護士白書2010年版』62頁，県内総生産は内閣府・統計表・県民経済計算（昭和50年度-平成11年度）（1968SNA，平成2年基準計数），統計表，総括表，県内総生産＝県内総支出（名目）（http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_68sna_s50.html），2018/09/15アクセス）による。

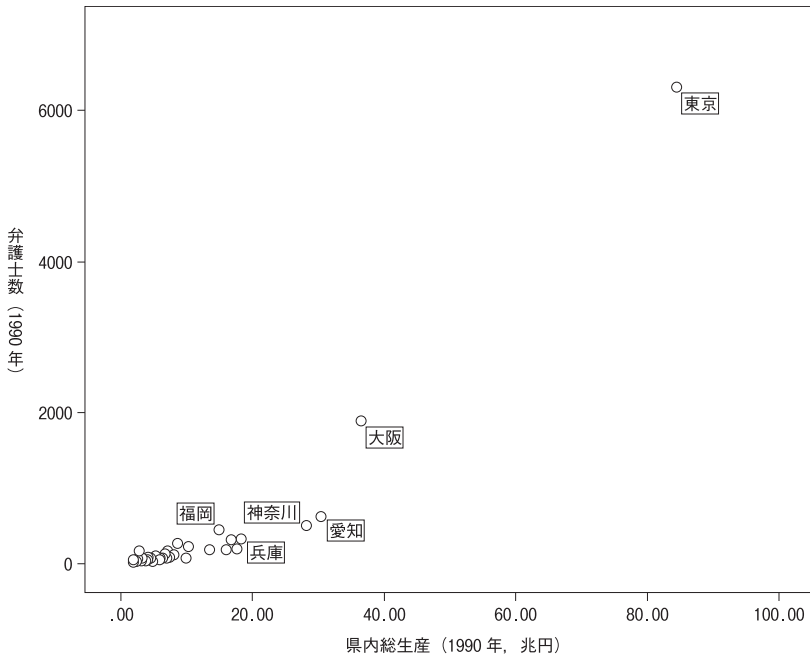
に向かう時期である（濱野 2019: 108）。経済は第2次安倍内閣（2012年12月発足）のもとで，日経平均株価が上昇に転じ，景気は回復しつつあった。

1974年以降の5つの時期の散布図からは次の観察が得られる²⁹⁾。

第一に，全都道府県の布置パターンには大きな変化はない。次に述べるように，全体を大局的に見ると，多項式（例えば2次式や3次式）あるいは指数関数（対数変換すると直線）で近似できるように見える。東京と大阪を外れ値としてとらえれば（棚瀬 1987: 14-5），その他は線形の関係（直線で回帰できる関

29) 散布図を観察して2つの変数の関係に関する知見を得ることは，回帰モデルを設計する上で必須の作業である。

【図3】 弁護士数と県内総生産の散布図（1990年）



注：沖縄を除く。弁護士数は1990年3月末現在。

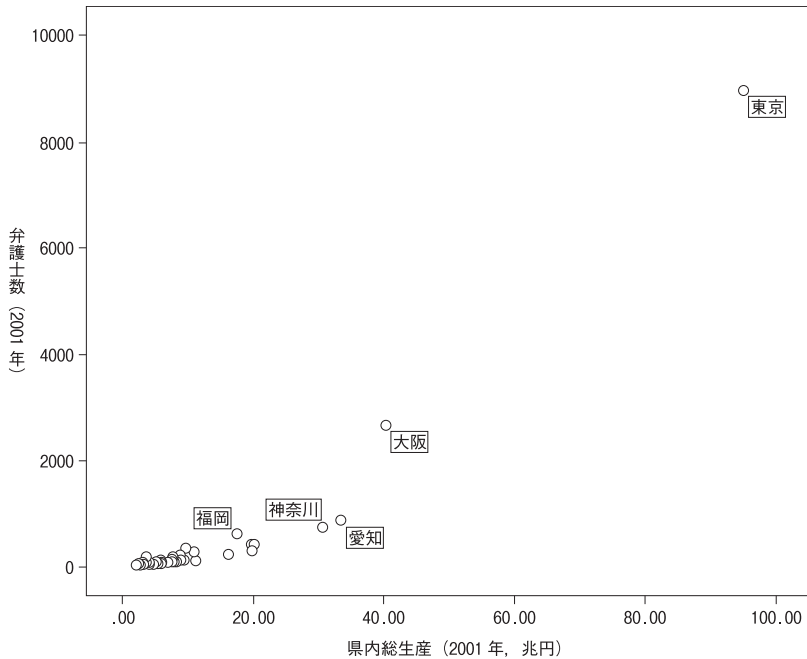
出所：弁護士数は『弁護士白書2010年版』62頁，県内総生産は内閣府・統計表・県民経済計算「平成2年度—平成15年度（93SNA，平成7年基準）」の「総括表 県内総生産＝県内総支出（名目）」（http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_68sna_s50.html），2018/09/15アクセス」による。

係)にあるように見える。この点は後に詳しく分析する。

第二に、布置パターンに大きな変化はないものの、縦軸と横軸のスケールに大きな変化がある点に注意する必要がある。1974年から1980年にかけて、また、1980年から1990年にかけて横軸の県内総生産の水準は大きく変化した。例えば、東京の県内総生産は約24兆円から約40兆円を経て約84兆円に達している。これは、経済成長とインフレに由来する。他方、1990年から2001年を経て2014年まで、横軸のスケールはほとんど変わっていない。経済の停滞とデフレのためである。縦軸（弁護士数）のスケールは弁護士急増を反映して2001年を経て2014年で大きく拡大している。

第三に、この散布図からわかる範囲での微細な変化としては、大阪の位置の

【図4】 弁護士数と県内総生産の散布図 (2001年)



注：沖縄を含む。弁護士数は2001年12月末日現在。

出所：弁護士数は『弁護士白書2004年版』23頁、県内総生産は、内閣府・統計表・県民経済計算「平成13年度—平成26年度(93SNA, 平成17年基準計数)の「総括表 県内総生産(名目)」(http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_68sna_s50.html)、2018/09/15アクセス」による。

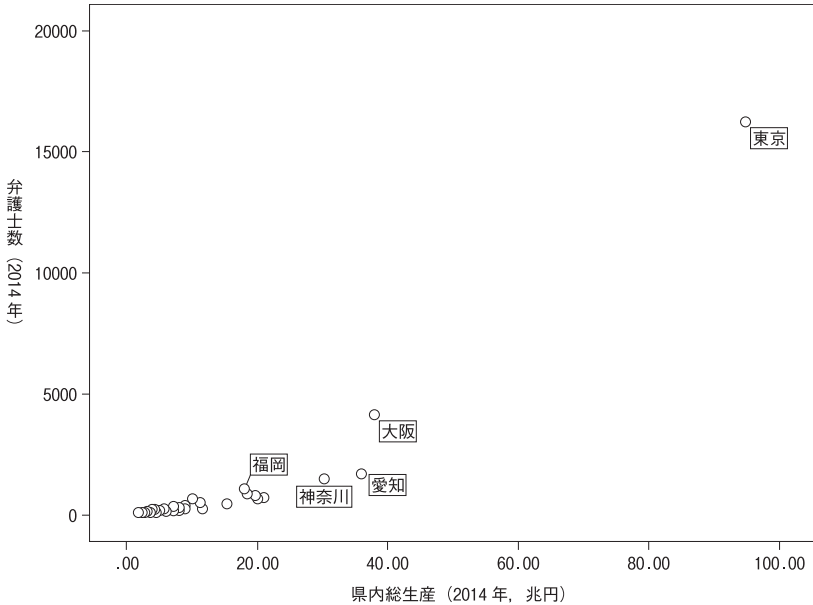
変化が目立つ。大阪は県内総生産、弁護士数ともに伸びが小さく、近年では愛知の位置に近づいている ([図5])。大阪経済の相対的地盤沈下が関係しているであろう³⁰⁾。

2 全都道府県を対象とする回帰式

ある年の全都道府県が共通の回帰式を持つグループに属すると仮定すると、この回帰式は、ある年の県内総生産と弁護士数の関係を表現する関数という意

30) 但し、京都と兵庫の弁護士数は一貫して多く、大阪と合わせて近畿圏として把握する必要があるかもしれない。同様のことは神奈川、千葉、埼玉を含めた東京圏についても言える。

【図5】 弁護士数と県内総生産の散布図（2014年）



注：沖縄を含む。弁護士数は2014年3月末日現在。

出所：弁護士数は『弁護士白書2016年版』35頁、県内総生産は、[図4]と同じ。なお、「県民経済計算（平成18年度-平成27年度）（2008SNA、平成23年基準計数）」が公表されているが、2001年度と2014年度を比較するために、一つ前のバージョンである93SNA、平成17年基準計数を用いた。

味で、このグループ全体のいわば構造表現ととらえることができる。

[図1]～[図5]のどれも、全体を直線で回帰するのは不適切であることが目視でわかる。実際、直線で回帰させると、いずれも、標準化残差の絶対値が3を超えるという形式的意味³¹⁾での外れ値が発生する。東京と大阪がまず外れ値となるが、それらを除いてもさらに外れ値が生じる。外れ値は最小二乗和法³²⁾によるパラメータ推定値に大きな影響を与え、回帰の結果を誤ったものにしてしまう恐れがある（ストック＝ワトソン 2007＝2016: 116-117）。したが

31) 外れ値の形式的診断基準は種々あるが（例えば、佐和 1979: 133-140、上田 2002: 84-90、Tabachnick & Fidell 2007: 72-77, 124）、簡便なものとして、残差が正規分布していると仮定して、標準化残差の絶対値が2あるいは3以上のデータを外れ値とする方法がある。本稿では形式的な判定基準としては、標準化残差の絶対値が3以上を採用しておく。但し、外れ値の判断には実質的な観点からの検討も必要である。

って、吟味が必要である。

目視によれば、東京や大阪の弁護士数は県内総生産に対して、それ以外の道府県と異なり線形関係ではなく、二次関数(下に凸の放物線³³⁾)などの多項式的関係または指数関数的関係(横軸の値が増えると、それに依存して縦軸の変化がより大きくなる)にある。こういう場合は、独立変数と従属変数の双方あるいは一方のみを対数変換することによって直線に回帰させるのが有力な対処法である(佐和 1979: 169-171, 浅野・中村 2009: 41-45, ストック＝ワトソン 2007=2016: 225-244, 鹿野 2015: 121-125, 畑農・水落 2017: 199-202)³⁴⁾。

1974年について両変数を自然対数に変換してプロットしたのが[図6]であり、直線状に分布している(決定係数0.871)。独立変数と従属変数の弾性値ないし弾力性(Xの増加率とYの増加率との比)が独立変数の値にかかわらず一定である場合に生じる分布であり、独立変数の回帰係数は、独立変数が1%変動するとき従属変数が何%変動するか(弾性値, 弾力性)を示している。1974年の推定回帰式では、県内総生産が1%大きい³⁵⁾と弁護士数は1.24%大きいことを示している(対数・対数モデル log-log model³⁶⁾)。

県内総生産と弁護士数の双方を対数変換した回帰分析によって各年の弾性率を求めると、1974年1.241%(回帰係数の標準誤差0.072, 1%水準で有意, 決定

32) 通例, 最小二乗法と呼ばれているが, 原語は least squares method であり, 杉野 (2017: 15) の指摘に従い, 本稿でも最小二乗法と呼ぶ。

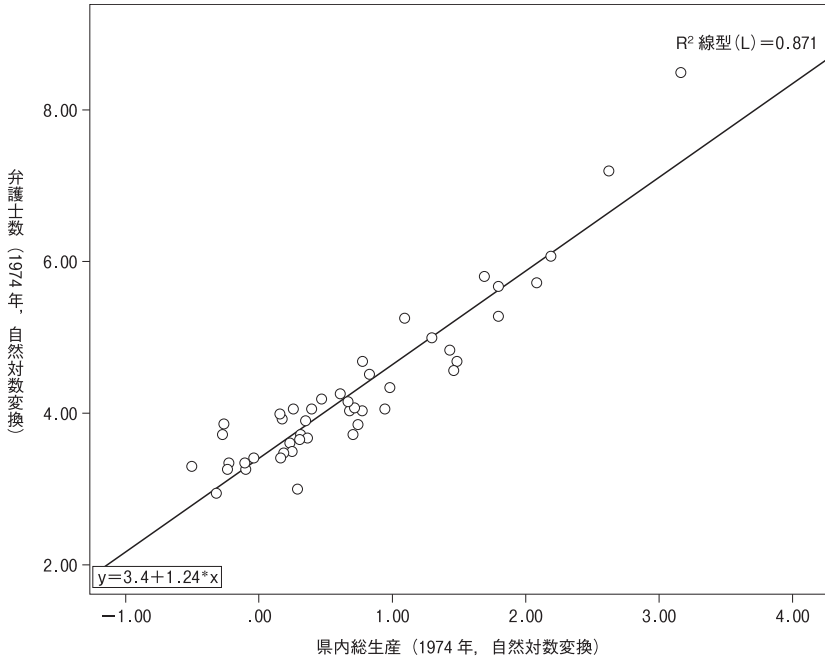
33) 横軸を総人口, 縦軸を弁護士数にとった散布図でも同様の分布を示すが, その場合, 2次式で近似するモデルには合理性がある。総人口をN人とすれば, 人間関係の総数は $N \cdot (N-1)/2$ となり, Nが都道府県の総人口程度に大きい場合は $N^2/2$ で近似できる。弁護士数は人口と線形関係にあるというよりは, 人間関係数と線形関係にあると考えれば2次式で近似するモデルが得られる。実際, 総人口を独立変数, 弁護士数を従属変数とした回帰分析によれば2次式回帰モデルは決定係数も高い(2014年のデータで0.916)。独立変数に中小企業数, 大企業数をとっても同様である(2014年のデータで決定係数は0.983, 0.997)。

34) 多項式モデル(例えば2次の多項式モデル=放物線に回帰させる)も考えられる。但し, 前注で述べた総人口を独立変数とするとするモデルとは異なり, 県内総生産を独立変数とした場合, 2次式に回帰させるモデルの合理性を導く理論的洞察は得られていない。

35) 本稿で扱う県内総生産と弁護士数の関係は, ある年の両変数の関係であるので, 独立変数の違いが従属変数に及ぼす影響は, 値が変動した時の影響ではなく, ある年の独立変数の値の違い(大きい小さいか)が従属変数の予測値の違いにどう関係するかという意味で, どのような関係(相関)があるか, という趣旨である。因果関係を意味しているものではない。

36) ストック&ワトソン(2007=2016: 240)の表現によった。例えば, 佐和(1979: 169)は線形対数(log-linear)モデル, 浅野・中村(2009: 42), 鹿野(2015: 122)は対数線形モデル, 畑農・水落(2017: 202)は両対数形(別名, 対数線形モデル)と呼んでいる。

【図6】 弁護士数と県内総生産の散布図（両変数を対数変換，1974年）



出所：【図1】と同じデータをもとに計算した。

係数 0.871), 1980年 1.284% (回帰係数の標準誤差 0.069, 0.1%水準で有意, 決定係数 0.886), 1990年 1.198%³⁷⁾ (回帰係数の標準誤差 0.079, 0.1%水準で有意, 決定係数 0.836), 2001年 1.338%³⁸⁾ (回帰係数の標準誤差 0.078, 0.1%水準で有意, 決定係数 0.868), 2014年 1.252% (回帰係数の標準誤差 0.062, 0.1%水準で有意, 決定係数 0.902) となる。

以上から、都道府県全体をまとめてとらえる場合は、各年につき、弁護士数の県内総生産に対する弾性値が一定という同一の構造を持っているとすることができる。これは、県内総生産の水準がどのようなものでも、県内総生産の差異（比率換算）と弁護士数の差異（比率換算）の比（すなわち弾性）が一定で

37) 沖縄が外れ値（標準化残差の絶対値 3 以上）。

38) 同上。

あるという興味深い特徴があることを示している³⁹⁾。

但し、このモデルでは、標準化残差の絶対値が3を超える外れ値はないものの、東京と大阪の残差が相対的に非常に大きく、この点で、弁護士の実数について議論する場合、モデルとして適切でない。また、弁護士数の変化を比率(%)で扱うより、実数で扱う方が理解しやすい。先行研究の棚瀬(1987)も東京と大阪は外れ値として扱って分析した⁴⁰⁾。本稿でも、対数・対数モデルではなく通常の線形回帰モデルを用いることにし、必要に応じて対数・対数モデルに言及する。

東京と大阪を外れ値として扱う場合には、理論的には、モデルの独立変数(県内総生産)として考慮されていない要因(「とくに質的・制度的要因」)が東京と大阪だけに作用した結果、従属変数値(弁護士数)が定数分、上方へシフトしたか、回帰係数の値(回帰直線の傾き)が大きくなったこと(あるいはその双方)を原因として想定できる(佐和1979:133参照⁴¹⁾)。東京と大阪独自の相関要因としては、棚瀬(1987:67-75)が分析したように、東京、大阪の経済相乗効果に加え、経済外的魅力、例えば政治的・政策的に重要な事案の集中、政策形成過程への参加機会の魅力、知的刺激・やりがいのある仕事の多さなどが挙げられる⁴²⁾。その結果、限界効果(直線の傾き)が一定ではなく、県内総生産が大きくなると限界効果もより大きくなるのである。

39) 独立変数と従属変数双方を対数変換すると線形の関係になる回帰モデルは、コブ・ダグラス型の生産関数がよく知られている(Cobb and Douglas 1928, 鹿野 2015: 121-125, 浅野・中村 2009: 97-98)。これは製造業の一定期間における物的生産量(従属変数)と、それを生産するために用いられた資本量と労働投入量(独立変数)の関係が、資本あるいは労働投入が(他方を固定して)1%増えた時の生産量の増加率(弾性値、弾力性)が一定であるということの意味する。消費電力(従属変数)とGDP(独立変数)の関係もこの対数・対数モデルで良く説明できるとされている(浅野・中村 2009: 3-5)。弁護士数と県内総生産との関係が、これらと共通の構造を持っていると考えられるかもしれない。独立変数が大きくなるほど、その相乗効果で従属変数への影響が飛躍的に大きくなっていく構造があるのであれば、独立変数の限界効果が独立変数の値に依存する(大きくなるほど限界効果が大きくなる)ことになり、対数・対数モデルがよくフィットすると想定される。

40) 大阪は次第に愛知に近づいており、特に2014年については外れ値として扱うべきではないかもしれない。1974年からの変化を見る本稿では大阪は外れ値として扱っておく。

41) 東京と大阪が外れ値的存在である点については、現行の「県内総生産」概念それ自体に内在する問題点も一定の関係性を有しているかもしれない。

42) これらの質的・制度的要因と相関する大学法学部と法科大学院の数・学生数の多さも、東京と大阪が外れ値的存在であることの重要な相関要因と考えられる。京都の弁護士数の相対的多さも同様である。

但し、注意すべきは、このようなパターンは弁護士供給が人為的に制約されている条件のもとでもたらされたものであるという点である。東京と大阪の隔たり、この二地域と他地域との隔たりは、弁護士供給が需要に対してより弾力的であった場合（例えば、司法試験が完全な資格試験として運用された場合）、異なっている可能性がある。

以上の点に鑑み、東京、大阪は、さしあたり除外して分析する。東京・大阪以外の地域は、東京・大阪を含めた図では密集していて内部の関係を詳細に分析することが難しい。東京・大阪を除外することによって、地域間の関係を詳しく見ることが可能になる。なお、2014年には、既に述べたように、大阪の位置が愛知にかなり近づいている点に注意する必要がある⁴³⁾。

3 グループ化

そこで次に、東京と大阪を除外して各年の散布図を観察する。

比較のベースである1974年について、東京と大阪を除いた散布図が〔図7〕である。

指数関数的な分布（あるいは二次曲線で近似できる分布）であるようにも見えるが、直線状（線形）にも見える⁴⁴⁾。東京、大阪を含む全体を指数関数で回帰した場合、この部分は東京、大阪からかけ離れているのではほぼ直線に近い回帰曲線になる。

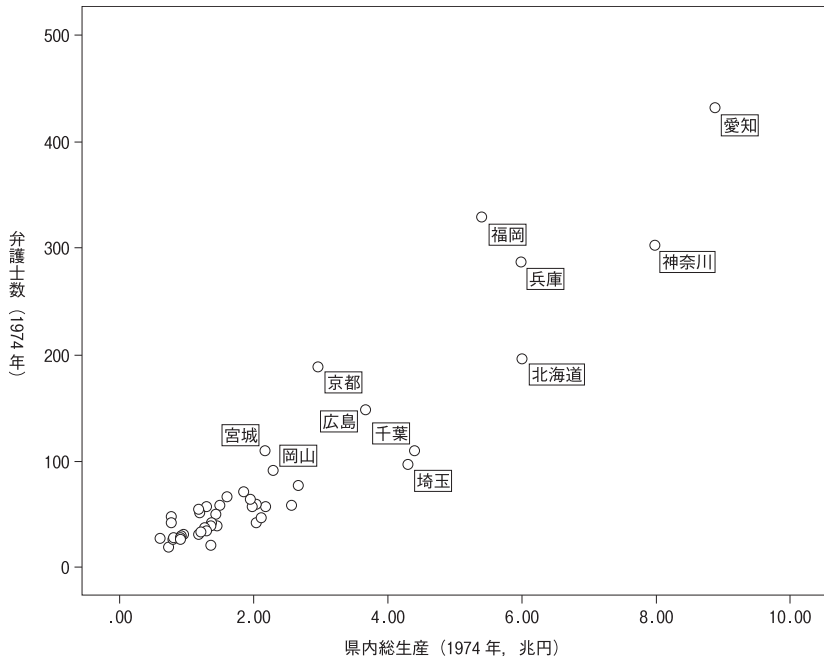
ここで、特に県内総生産に比して弁護士数が相対的に多い地域のグループ（愛知、福岡、兵庫、京都、広島、宮城）とそれ以外の2グループに分けると、それぞれのグループが直線で回帰できるようにも見える。弁護士数が相対的に多い地域のグループの多くは高裁所在地なので、試みに高裁所在地を除いた（すなわち高裁不所在地のみ）のが〔図8〕である。

〔図8〕は、高裁不所在地では、弁護士の多い神奈川、京都、兵庫とそれ以外の2グループに分かれることを示唆している。濱野（2018a）で論じたよう

43) 東京と大阪を結んだ直線の変遷を見ると、1974年が $Y = -3723.889 + 366.568X$ 、1980年は $Y = -2829.240 + 203.995X$ 、1990年は $Y = -1489.806 + 92.455X$ 、2001年は $Y = -2036.109 + 115.976X$ 、2014年は $Y = -3919.502 + 212.277X$ である。Xの係数（直線の傾き）は下がったあと回復し、現在は1980年の水準に戻っている。

44) 回帰方程式が一次式、二次式、指数関数、対数変換した一次式、それぞれの場合の決定係数は、0.867、0.879、0.815、0.854である。

【図7】 弁護士数と県内総生産の散布図（東京、大阪を除く、1974年）



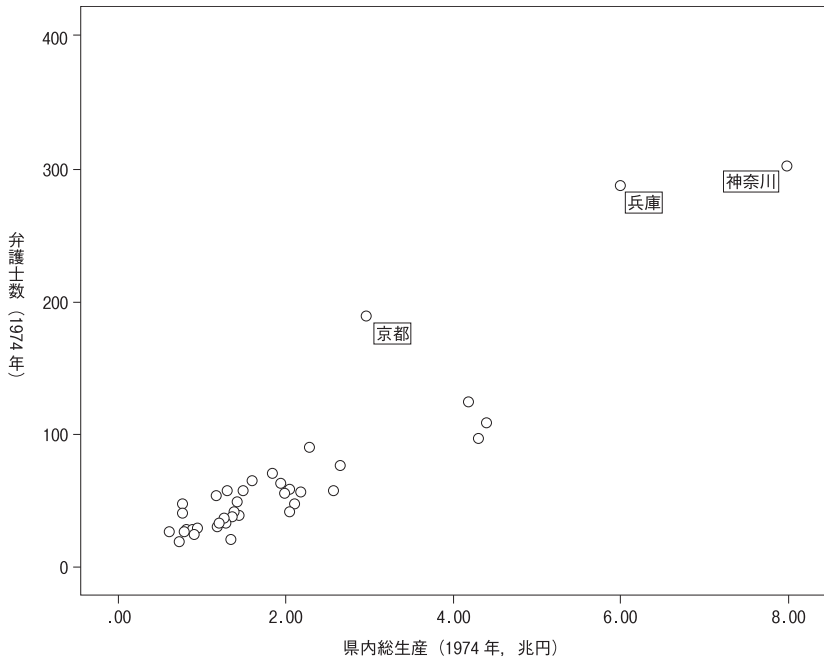
出所：【図1】と同じ。

に、2005年の弁護士率（総人口10万人当りの弁護士数）を基準に2005年から2016年にかけての弁護士増加率をクロスさせて分析すると、弁護士率8前後より上の高弁護士率地域とそれ以外の地域に区別される。弁護士率8前後より上の高弁護士率地域は、高裁所在地とその周辺（神奈川、京都、兵庫、岡山）及び沖縄だった。岡山と沖縄を除けば、【図8】で区分される弁護士の少ない方のグループと一致する。

そこで、1974年につき、弁護士数の少ないグループ（高裁不所在地のうち、神奈川、京都、兵庫を除く地域であり、少弁護士数地域と呼ぶ）を抜き出したのが【図9】である。県内総生産と弁護士数は直線的な関係にあるように見える。

逆に、東京と大阪を除く高裁所在地に神奈川、京都、兵庫を加えた弁護士の多い地域（多弁護士数地域と呼ぶ）の散布図が【図10】であり、やはり直線状に分布している。

【図8】 弁護士数と県内総生産の散布図（高裁所在地を除く、1974年）

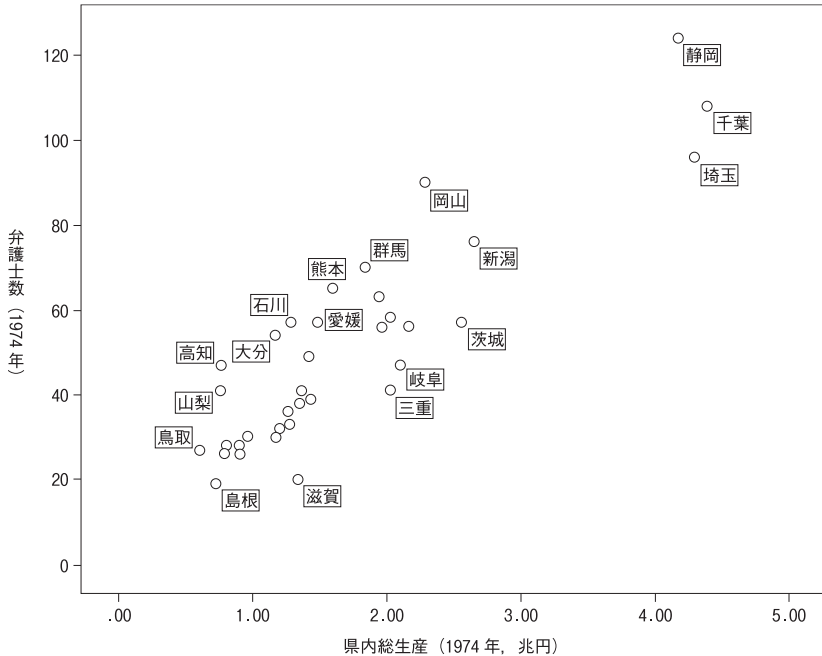


出所：【図1】と同じ。

このように、1974年についてみると、①東京と大阪、②その他高裁所在地に神奈川、京都、兵庫を加えた弁護士の多い9地域（多弁護士数地域）、③それ以外の高裁不所在地（少弁護士数地域）の3グループに区別でき（以下、随時、①、②、③で各広域を表す）、②と③はいずれも県内総生産と弁護士数が直線的な関係にあるように見える。

②と③の区別については、②のうち、県内総生産と弁護士数の少ない北海道、香川、宮城は③に含めることも考えられる。また、③のうち県内総生産と弁護士数の多い千葉、埼玉、静岡を②に含めることも考えられる。しかしながら、高裁所在地というカテゴリーは弁護士分析における単位として確立したものであり⁴⁵⁾、その動向を経時的に見ることが重要であるので、また、千葉、埼玉、静岡は県内総生産に比べて弁護士数が相対的に少ないので、この②、③の区分を維持することにした。経時的变化を追うことで、千葉、埼玉、静岡な

【図9】 弁護士数と県内総生産の散布図
 (高裁不所在地のうち、神奈川、京都、兵庫を除く少弁護士地域、1974年)



出所：[図1] と同じ。

ど1974年の時点で③のなかで弁護士数の多い地域が、②グループに近づいていく動きを示すかもしれない⁴⁶⁾。

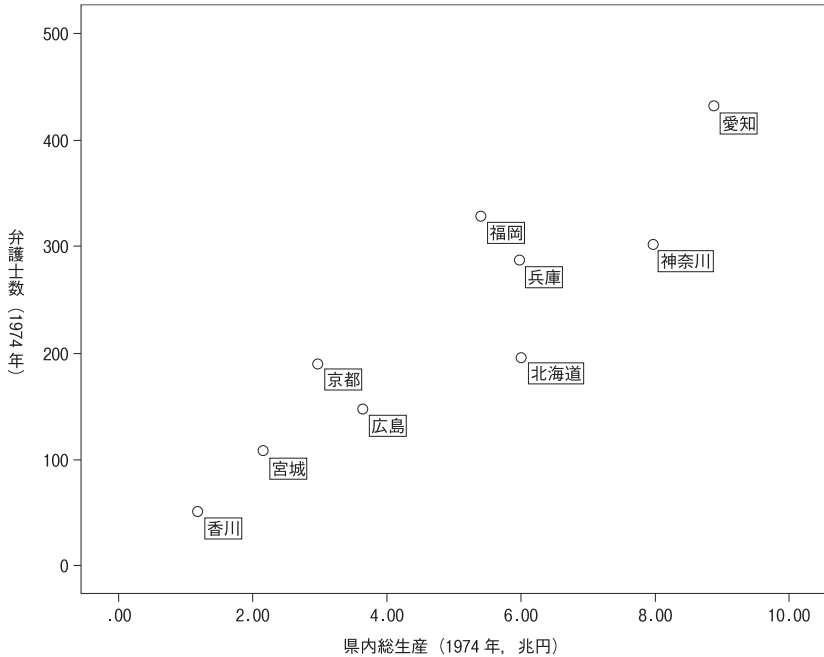
4 ま と め

県内総生産と弁護士数の関係は、以上でとりあげたどの年についても、全都

45) 高裁所在地は、単に高等裁判所が所在しているだけでなく、地域経済学研究でも、大企業の本社を中心とする経済的中枢管理機能を指標として見た時、高裁所在地である8都市は、企業組織内の上位に位置し、広域のテリトリーを持つ中核的な都市であって、それは各広域の行政機能の中核都市でもあることと対応しているとされている。阿部 (2010)、山田・徳岡編 (2018: 180-183)。阿部 (2010: 173) は、「日本の国土空間は高松を含めた8都市によって大きく分割運営されていると表現することができる」としている。

46) 2014年の散布図を見ると、千葉と埼玉は兵庫に非常に近づいている。静岡も広島に近づいているが、少し距離がある。

〔図 10〕 弁護士数と県内総生産の散布図
 （東京、大阪を除く高裁所在地と神奈川、京都、兵庫、1974年）



出所：〔図 1〕と同じ。

道府県を同一の構造（同一の回帰式）と想定する場合は、二次関数や指数関数で回帰できる。あるいは対数・対数モデルで線形回帰できる。

他方、1974年のデータによれば、東京と大阪を除外した散布図を子細に見ることによって、①東京・大阪、②その他の高裁所在地とその周辺の神奈川、京都、兵庫を含む多弁護士数地域（9地域）と、③その他の高裁不所在地（少弁護士数地域）に区分することができる。

東京と大阪を含めた全国を一体としてみると、東京と大阪に引きずられて指数関数で回帰させても当てはまりがよいが、東京と大阪以外の地域の県内総生産と弁護士数とは直線的な関係にあり、回帰直線は、全国の散布図（例えば〔図 1〕）の左下部分で、回帰曲線の直線的な部分（微分係数の変化率が非常に小さい部分）と重なり合っている。

そこで、次に、1974年の散布図の目視によって導かれた②（多弁護士数地

域)と③(少弁護士数地域)に区分するグループ化が、統計的に支持されるのかを検討する。統計的に支持される場合には、この2つのグループが1974年以降現在に至るまで、どのような展開を示しているのかを分析する。特に、回帰直線の傾きとモデルの説明力(決定係数・分散説明率)の変化が焦点になる。

Ⅳ 東京・大阪を除く地域の回帰モデルによる分析 (1974年～2014年)

Ⅰ ダミー変数による回帰分析(1974年)

1974年の散布図の目視によって導かれた②と③のグループ化が、統計的に支持されるかを見るために、ダミー変数(多弁護士数地域ダミー)を導入して回帰分析を行った⁴⁷⁾。

4つのモデルを設定する。モデルⅠは②と③を区別しないモデル、モデルⅡは②と③の切片は異なるが傾きは同じモデル、モデルⅢは②と③の切片、傾きとも異なるモデル、モデルⅣは、②と③の切片は同じだが傾きが異なるモデルである。

回帰直線の傾き(回帰係数)は、その年の県内総生産が1単位(1兆円)大きい場合に弁護士が何人多いかを示している。これは、限界効果 marginal effect⁴⁸⁾と呼ばれている。なお、既に述べたように、県内総生産から弁護士数への因果関係の存在は想定していない。ここでの限界「効果」とは、2つの変数間の相関関係を前提にして、他の変数を一定にしたとき、独立変数の差異が従属変数の差異に連動・相関する程度を意味している。ある年の県内総生産と弁護士数のデータに基づいて、最小二乗和推定してパラメータを求め、得られた回帰式により、その年において県内総生産1単位(1兆円)の差異が何人の弁護士数の差異を帰結しているかを予測することができる。

47) ダミー変数を導入した回帰分析については、ストック＝ワトソン(2007=2016:141-143)、畑農・水落(2017:204-209,215-216)、山本(2015:54-73)、鹿野(2015:117-136)などを参照した。

48) 限界効果については田中(2015:164)、畑農・水落(2017:164-168,172-180,198-199)参照。先に述べたように、本稿の回帰モデルは独立変数と従属変数の間の因果関係は想定しておらず、因果関係を想定した場合に用いる「効果」という表現を用いると誤解を生むおそれがある。限界「傾向」といった表現を用いることも検討したが、通常用いられていないので、本稿では、一般に用いられている「限界効果」という表現を用いることにする。

モデルⅡは、②と③で限界効果は等しい（県内総生産が同じなら②は③よりダミー変数〔定数項ダミー〕の推定係数分だけ弁護士数が多い）と想定している。モデルⅢは、②と③では限界効果が異なり、かつ、Y切片（県内総生産を0と仮定した場合の弁護士数）も異なると想定している。モデルⅣは、②と③では限界効果が異なるが、Y切片は同じと想定している。

弁護士数を Y 、県内総生産を X 、多弁護士数地域ダミーを D とし、切片を β_0 、 X の係数を β_1 、 D の係数を β_2 、交差項 XD の係数を β_3 、誤差項を u とすれば、各モデルはそれぞれ次の回帰式で表現される。

$$\text{モデルⅠ： } Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i$$

$$\text{モデルⅡ： } Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 D_i + u_i$$

$$\text{モデルⅢ： } Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 D_i + \beta_3 (X_i \times D_i) + u_i$$

$$\text{モデルⅣ： } Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_3 (X_i \times D_i) + u_i$$

但し、 i は都道府県を示す。多弁護士数地域ダミー D は、多弁護士数地域（東京、大阪以外の高裁所在地と神奈川、京都、兵庫）の場合1、少弁護士数地域（その他の高裁不所在地）の場合0をとるダミー変数である。

〔表2〕は、1974年のデータに基づき、4つのモデルのパラメータを最小二乗法で推計した結果である。

4つのモデルの回帰式はいずれも1%水準で有意である。

各モデルの独立変数の回帰係数のうち、モデルⅢの多弁護士数地域ダミー（定数項ダミー）の係数のみ有意ではない（ $p=0.668$ ）。したがって、モデルⅢは用いないことにする⁴⁹⁾。先の散布図の目視において、多弁護士数地域（②）と少弁護士数地域（③）で回帰直線の傾きも切片も異なるように見えたが、統計的には両者の回帰直線には、傾きと切片が異なるモデルでは有意な差があるとは言えないという結果となった。②と③で傾きが異なる直線で回帰させるモデルでは、1974年のデータによると、切片に有意な差があるとは言えないのである。次に述べるように、傾きのみ異なるモデルⅣでは、②と③の間で回帰

49) ある独立変数の係数の推定値=0を帰無仮説として検定し、棄却できない場合、「推定値=0としてよい」ということを意味するわけではない（竹内 2018: 490）が、この独立変数を回帰式から落とすのが通例の対応である。

【表2】 弁護士数と県内総生産の関係（4つのモデルによる回帰分析結果、1974年）

1974年	従属変数：弁護士数			
独立変数	モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ	モデルⅣ
県内総生産(兆円)	43.832(**)	34.658(**)	22.610(**)	21.926(**)
	(2.654)	(2.998)	(4.365)	(4.027)
多弁護士数地域ダミー		64.101(**)	8.767	
		(14.25)	(20.308)	
多弁ダミー×県内総生産			19.162(**)	21.022(**)
			(5.504)	(3.392)
定数項	-16.509(*)	-8.072	12.265	13.792
	(8.047)	(6.924)	(8.476)	(7.626)
回帰式の有意性(p値)	0.000	0.000	0.000	0.000
決定係数	0.867	0.906	0.926	0.928
外れ値	福岡	福岡	北海道、福岡	北海道、福岡

注：各モデルの標本サイズn=44（沖縄を除く）。個々の係数のアスタリスクは5%水準(*)および1%水準(**)で統計的に有意であることを示す。係数の下のカッコ内は標準誤差である。モデルⅡ、Ⅲ、Ⅳの決定係数は自由度修正済み決定係数である。標準化残差の絶対値が3を超えるケースを外れ値として示した。

出所：【図1】と同じデータにより計算した。

係数に有意な差がある。

モデルⅠ、Ⅱ、Ⅳの回帰係数はいずれも1%水準で有意である。そこで、これら3つのモデルを用いることができると判断する。

限界効果が②広域と③広域で異なるモデルとしては、Ⅲは使えないが、Ⅳの回帰係数はいずれも有意なので使える。すなわち、②広域と③広域を区別する場合、モデルⅡ（②の回帰直線と③の回帰直線は平行）とモデルⅣ（②の回帰直線と③の回帰直線は切片が等しく、傾きが異なる）を使うことができる。②広域と③広域を区別しないのがモデルⅠである。

推計結果からは、次のことがわかる。

1974年のデータによれば、多弁護士数地域（②）と少弁護士数地域（③）を区別して2グループ化することは統計的に支持されないとは言えない。モデルⅡとⅣの回帰式が有意であり、全ての回帰係数も有意であり、決定係数も高いからである。

その場合、2つの考え方のいずれを採用すべきかの決め手は今のところない。モデルⅡによれば、②と③は限界効果は等しいが、同一の県内総生産であ

れば、多弁護士数地域ダミー変数の係数 64 人分⁵⁰⁾、②の方が③より弁護士が多いことになる。この弁護士数の差は県内総生産以外の要因によってもたらされている両広域の水準の差を示している⁵¹⁾。モデルⅣによれば、②と③は限界効果が異なる、すなわち、②では県内総生産が 1 兆円多い場合弁護士は 43 人多いものに対して、③では 22 人多いものとどまる⁵²⁾。

法社会学理論的にどちらのモデルが妥当かの結論を出すことは、入手し得るデータと既知の情報に基づく限りできない。②広域と③広域が、いわば構造的に異なっているという点を表現するには限界効果が異なるとするモデルⅣが妥当である。そこまでの質的な差異は両広域にはないと考えればモデルⅡが妥当である。自由度修正済み決定係数はモデルⅣの方が少し良い。しかしながら、決定係数のみでモデルの優劣を判断すべきではない（ストゥデメント 2011-2017: 73-76, 森田 2014: 64-67）。

②広域と③広域を区別しないモデルⅠも排除されないが、②広域と③広域を区別する他のモデルが排除されない限り、従たる位置を占める。

そこで、次に、1980 年、1990 年、2001 年、2014 年のデータを用いて、3 つのモデルが維持されるのか、とりわけ、②広域と③広域を区別することが統計的に排除されないかについて検討する⁵³⁾。

2 4 つのモデルによる回帰分析（1980 年、1990 年、2001 年、2014 年）

(1) 概要

東京と大阪を除く地域について、前記の 4 つのモデルによって回帰分析を行った結果が [表 3] ～ [表 6] である⁵⁴⁾。

いずれの年のデータも、1974 年のデータと同様、モデルⅢの多弁護士数地

50) 95%信頼区間は下限が 35.324, 上限が 92.879。区間推定についての理解しやすい説明として 杉野 (2017: 41-50, 72-73, 118-121, 133-136) 参照。

51) 多弁護士数地域と少弁護士数地域の間に存在する、県内総生産では表現されない地域特性（個体効果と呼ばれる）によって弁護士数の水準（定数項）が異なっていると解釈される。

52) モデルⅣの回帰式において $D=1$ が②（多弁護士数地域）であり、その時、 X の回帰係数は $21.926 + (21.022 \times 1) = 42.948$ （四捨五入して 43）である。 $D=0$ が③（少弁護士数地域）であり、その時、 X の回帰係数は $21.926 \times (21.022 \times 0) = 21.926$ （四捨五入して 22）である。

53) 各年における 4 つのモデルの維持可能性を中心に見るので、県内総生産の実質値ではなく、名目値を用いた。

【表3】 弁護士数と県内総生産の関係（4つのモデルによる回帰分析結果、1980年）

1980年	従属変数：弁護士数			
独立変数	モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ	モデルⅣ
県内総生産(兆円)	28.827(**)	23.250(**)	16.702(**)	15.965(**)
	(1.543)	(1.625)	(2.324)	(2.165)
多弁護士数地域ダミー		71.861(**)	17.352	
		(13.903)	(19.552)	
多弁ダミー×県内総生産			10.555(**)	12.596(**)
			(2.951)	(1.844)
定数項	-20.089	-11.535	8.152	11.148
	(8.349)	(6.780)	(8.123)	(7.370)
回帰式の有意性(p値)	0.000	0.000	0.000	0.000
決定係数	0.893	0.932	0.947	0.947
外れ値	福岡	なし	福岡	福岡

注：[表2]の注と同じ。

出所：[図2]と同じデータにより計算した。

【表4】 弁護士数と県内総生産の関係（4つのモデルによる回帰分析結果、1990年）

1990年	従属変数：弁護士数			
独立変数	モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ	モデルⅣ
県内総生産(兆円)	18.578(**)	14.601(**)	10.276(**)	9.562(**)
	(1.206)	(1.188)	(1.652)	(1.572)
多弁護士数地域ダミー		104.589(**)	34.907	
		(19.267)	(26.687)	
多弁ダミー×県内総生産			7.362(**)	9.517(**)
			(2.155)	(1.401)
定数項	-11.951	-3.677	19.422	25.035(*)
	(11.813)	(9.289)	(10.702)	(9.886)
回帰式の有意性(p値)	0.000	0.000	0.000	0.000
決定係数	0.847	0.906	0.925	0.923
外れ値	福岡	福岡、沖縄	福岡、沖縄	福岡、沖縄

注：[表2]の注と同じ。但し、各回帰式の標本サイズはn=45（沖縄を含む）。

出所：[図3]と同じデータにより計算した。

【表 5】 弁護士数と県内総生産の関係（4つのモデルによる回帰分析結果，2001年）

2001年	従属変数：弁護士数			
独立変数	モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ	モデルⅣ
県内総生産(兆円)	23.928(**)	19.250(**)	13.460(**)	13.119(**)
	(1.476)	(1.444)	(1.804)	(1.689)
多弁護士数地域ダミー		138.913(**)	20.034	
		(25.908)	(35.012)	
多弁ダミー×県内総生産			10.535(**)	11.627(**)
			(2.433)	(1.498)
定数項	-43.478(*)	-31.172(*)	5.892	9.051
	(16.497)	(13.064)	(13.902)	(12.657)
回帰式の有意性(p値)	0.000	0.000	0.000	0.000
決定係数	0.859	0.913	0.939	0.940
外れ値	福岡	なし	福岡	福岡

注：[表2]の注と同じ。但し、各回帰式の標本サイズはn=45（沖縄を含む）。
出所：[図4]と同じデータにより計算した。

【表 6】 弁護士数と県内総生産の関係（4つのモデルによる回帰分析結果，2014年）

2014年	従属変数：弁護士数			
独立変数	モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ	モデルⅣ
県内総生産(兆円)	46.342(**)	39.112(**)	30.811(**)	29.901(**)
	(2.167)	(2.030)	(2.549)	(2.420)
多弁護士数地域ダミー		221.868(**)	54.871	
		(37.555)	(49.493)	
多弁ダミー×県内総生産			14.920(**)	17.849(**)
			(3.418)	(2.175)
定数項	-66.480(**)	-49.569(**)	2.293	10.788
	(24.379)	(18.453)	(19.474)	(17.952)
回帰式の有意性(p値)	0.000	0.000	0.000	0.000
決定係数	0.914	0.951	0.966	0.965
外れ値	なし	なし	福岡	福岡

注：[表2]の注と同じ。但し、各回帰式の標本サイズはn=45（沖縄を含む）。
出所：[図5]と同じデータにより計算した。

【表7】3モデルの母回帰係数の推定値とその95%信頼区間及び決定係数の推移

		1974年	1980年	1990年	2001年	2014年
モデルⅠ	県内総生産の係数	43.832	28.827	18.578	23.928	46.342
	95%信頼区間	38.476~49.188	25.714~31.941	16.146~21.010	20.951~26.904	41.972~50.712
	決定係数	0.867	0.893	0.847	0.859	0.914
モデルⅡ	県内総生産の係数	34.658	23.25	14.601	19.250	39.112
	95%信頼区間	28.603~40.714	19.968~26.531	12.204~16.999	16.336~22.164	35.015~43.210
	多弁護士数地域ダミーの係数	64.101	71.861	104.589	138.913	221.868
	95%信頼区間	35.324~92.879	43.783~99.939	65.708~143.471	86.628~191.197	146.079~297.657
	調整済み決定係数	0.906	0.932	0.906	0.913	0.951
モデルⅣ	②の県内総生産の係数	42.948	28.561	19.079	24.746	47.750
	95%信頼区間	27.966~57.930	20.465~36.658	13.078~25.080	18.314~31.178	38.477~57.023
	③の県内総生産の係数	21.926	15.965	9.562	13.119	29.901
	95%信頼区間	13.794~30.059	11.593~20.337	6.389~12.735	9.710~16.529	25.017~34.786
	調整済み決定係数	0.928	0.947	0.923	0.940	0.965

出所：【図1】～【図5】と同じデータにより計算した。

域ダミーの回帰係数が有意でない。したがって、どの年についてもモデルⅢは用いない。他のモデルの変数の回帰係数はいずれも1%水準で有意である。したがって、1974年と同様に、1980年、1990年、2001年、2014年の各データにつき、モデルⅠに加えて、モデルⅡとⅣも用いることができる。モデルⅡとⅣの独立変数の回帰係数が有意であることから、②(多弁護士数地域)と③(少弁護士数地域)の別グループ化は、5つのすべての時期については排除されない。

【表2】～【表6】についてモデルⅠ、Ⅱ、Ⅳの母回帰係数の推定値とその95%信頼区間、決定係数・自由度修正済み決定係数(以下、随時、決定係数と一括して表記)を各年につき整理した表が【表7】である。

【表7】から得られる知見をまとめる。

まず、県内総生産の回帰係数を見る。これは、ある年において、県内総生産

54) 1980年は沖縄のデータが欠損している。なお、経年変化を見る場合は、毎年の新規弁護士登録者数など供給側の変数を独立変数の一つとするモデルを検討すべきかもしれない。今後の課題とする。

が一単位異なる場合に弁護士数が何名異なるかを意味する数値（限界効果）である。例えば、2014年のモデルⅠにおいて、限界効果は46.342であるが、これは、県内総生産が1単位（1兆円）多い道府県では、弁護士数は約46名前後⁵⁵⁾多いと予測されることを意味する。

この限界効果の値が大きいくほど、県内総生産の違いが弁護士数のより大きな違いとなる。例えば、モデルⅠの各年を比較すると、限界効果は43.8（1974年）、28.8（1980年）、18.6（1990年）、23.9（2001年）、46.3（2014年）と推移した。県内総生産が一単位異なる地域間で、弁護士数の違いがこのように変化したということである（但し、県内総生産は名目額ベース）。これは県内総生産名目額と弁護士数の双方の動きの相関によって決まってくる。

限界効果の動きについては、3つの特色を指摘できる。

第一に、どのモデルにおいても県内総生産の回帰係数の動きの概要は、1974年から1980年を経て1990年まで低下したあと、2001年に上昇し、さらに2014年に回復するという共通した傾向が見られる⁵⁶⁾。

県内総生産の限界効果の1990年までの低下は、県内総生産が弁護士数に及ぼす影響（相関度）の低下であり、県内総生産の違いが弁護士分布に反映する程度が低下したことを意味する。すなわち、県内総生産額の差に対応した弁護士数の差が、この間に次第に縮小する傾向が生じたということである。これは、1970年代後半から1980年代において、高度成長期ほどではないにしても経済の拡大（県内総生産の上昇）があり、インフレ傾向も続き、とりわけ1980年代末はバブル経済の影響で地価等の高騰が顕著であったのに対して、弁護士供給は司法試験合格者の人為的制限政策のため著しく低水準（毎年約500名）に抑えられていたため、この時期の活発な経済状況を反映（連動）した弁護士の供給水準ではなく、かつ県内総生産の水準が大幅に上昇したため、各地の県内総生産の差異を、弁護士の新規登録や登録地の移動により十分（ないし相当程度）反映することが難しかったものと解釈できる。

55) 95%信頼区間は下限が41.972、上限が50.712。

56) 信頼区間の重なりを見ると、重なりがないのはモデルⅠの1974年から1980年にかけて、1980年から1990年にかけて、2001年から2014年にかけて、モデルⅡの1974年から1980年にかけて、1980年から1990年にかけて、2001年から2014年にかけて、モデルⅣの②広域の2001年から2014年にかけて、③広域の2001年から2014年にかけてである。信頼区間が重なっていない2つの年の間では限界効果に有意な差があったと判断してよい。

他方、1990年代以降、低経済成長期が続き、他方で弁護士供給は次第に増加し、特に21世紀初頭の15年間の司法試験合格者増は前例のないレベルであった。この結果、県内総生産の動きが相対的に小さいという条件下で、全国的な弁護士急増が限界効果を上昇させた。これは、県内総生産の差がより大きく弁護士数の差に反映されるようになったということである。

第二に、限界効果が1990年にかけて低下したにもかかわらず、モデルⅡの多弁護士数地域ダミー変数(定数項ダミー)の係数は1980年から1990年にかけても減少せず、1974年から2014年まで一貫して上昇している。モデルⅡは、多弁護士数地域(②)と少弁護士数地域(③)の限界効果(独立変数の傾き)を等しいとしたモデルであり、多弁護士数地域ダミーの係数は、②と③で県内総生産が同額である地域の弁護士数の差を示す。例えば、1990年において、②と③で県内総生産が同額の県の場合、弁護士数の予測値(期待値)は②の方が③より105人多い。1980年から1990年にかけて限界効果が減少しているのに対して多弁護士数地域変数ダミーの係数が上昇したということは、全体として(②と③双方において)県内総生産が弁護士数に及ぼす影響が低下したにもかかわらず、②と③の弁護士数の期待値の差が拡大したことを意味する。弁護士市場(弁護士獲得市場)において、多弁護士数地域(②)の方が少弁護士数地域(③)より優位なためと考えられる⁵⁷⁾。このモデルⅡは、②と③では県内総生産の限界効果という意味での構造は共通だが、ベースになる弁護士数が異なることを意味している。

このモデルⅡを採用するならば、1980年から1990年にかけては、構造が平準化(県内総生産の差が弁護士数の差をもたらす程度の低下)したもののベースの差は拡大したと解釈できる。さらに2001年から2014年にかけての弁護士大幅増加期になると、両広域の限界効果が大幅に回復するとともに、ベース弁護士数の差が拡大した。モデルⅡによれば、多弁護士数地域と少弁護士数地域の距離はこの時期に拡大したと言える。

第三に、モデルⅣによると、限界効果の95%信頼区間を見れば、1974年を除き⁵⁸⁾、どの年においても、多弁護士数地域(②)の限界効果の方が、少弁護

57) 多弁護士数地域の方が少弁護士数地域よりも、弁護士獲得競争上優位にある点について、データで示した濱野(2019)参照。

58) 1974年だけは②と③の限界効果の95%信頼区間は重なる部分がある。

士数地域（③）の限界効果を上回っている⁵⁹⁾。そして、両広域とも1990年まで限界効果は低下を続けたが、2001年に上昇し、2014年はさらに上昇した。

限界効果が上昇を続けた2001年と2014年の間に、多弁護士数地域（②）と少弁護士数地域（③）は距離が縮まり一体化する傾向が強まったのだろうか。それとも、逆に距離が広がったのだろうか。

両広域の限界効果の期待値の差がどのように推移したのかを見ると、1990年にかけて双方の限界効果が低下する過程で両者の差は縮小したが、2001年から2014年に上昇する過程で差は拡大した。②と③の限界効果を実数で見ると、2014年で1兆円当たり18名であり、2001年の12名をかなり上回った。③の限界効果の伸びが相対的に大きい②との差は依然として大きい。しかしながら、2014年は限界効果自体の値が大きく上昇しているので、②と③の距離を測定するには限界効果の比率で比較するべきであろう。1974年から2001年まで、どの基準年においても、②の限界効果は③のほぼ2倍だったが、2014年は1.6倍にとどまった。②と③が近づいたように見える。

（2）多弁護士数地域と少弁護士数地域の接近

モデルⅣにおける②（多弁護士数地域）と③（少弁護士数地域）の比喩的な意味での距離が、2001年と2014年の間で広がったか狭まったか（両地域の一体化傾向があるか）を、より厳密に判断する方法はないだろうか。いくつかの方法が考えられるが、ここでは、モデルⅣがY切片を共通にする2つの直線に回帰させている点に着目し、両直線の開きを示す角度が2つの年の間で拡大したか縮小したかを見ることにより、両広域の距離が広がったか狭まったかを検証してみよう（もう一つの方法は次の章で試みる）。この角度が小さくなっていけば、両広域が一体化する状態に近づいていることを意味し、両広域の比喩的な意味で距離が縮まったと判断してよいと考える。

多弁護士数地域（②）の回帰直線の偏角（Y切片を通りX軸に平行な直線と回帰直線とが作る角度＝回帰直線の傾きを示すベクトルの偏角）を α 、少弁護士数地域（③）の回帰直線の偏角を β とすれば、両広域の回帰直線が作る角度（交差

59) 信頼区間を比べると、1974年のみ多弁護士数地域の限界効果と少弁護士数地域の限界効果は重なっている部分があるが、他の年ではいずれも重なる部分がないので、有意な差があると言える。

角と呼ぼう)は $\alpha - \beta$ である。ここで、 $\beta < \alpha$, $0 < \alpha < \pi/2$, $0 < \beta < \pi/2$, $0 < \alpha - \beta < \pi/2$ である。

この交差角 $(\alpha - \beta)$ が2つの時期に拡大したか縮小したかを見るには、この値の値域において $\tan(\alpha - \beta)$ が単調増加であることを利用すれば、 $\tan(\alpha - \beta)$ の増減を見ることで必要かつ十分である。

$\tan \alpha$ は多弁護士数地域(②)の回帰直線の限界効果であり、これを $ME \alpha$ とし、時期*i*における ME を添え字*i*をつけて $ME \alpha_i$ とする。同様に、 $\tan \beta$ は、少弁護士数地域(③)の回帰直線の限界効果であり $ME \beta_i$ とする。 $\tan \alpha - \tan \beta$ は、モデルIVの交差項(多弁護士数地域ダミーと県内総生産の積)の係数(P_i とする)である⁶⁰⁾。

時期*i*の $\tan(\alpha - \beta)$ と時期*i+1*の $\tan(\alpha - \beta)$ の大小関係を明らかにするために、後者から前者を引いた値を Z と置くと、加法定理により $\tan(\alpha - \beta) = (\tan \alpha - \tan \beta) / (1 + \tan \alpha \tan \beta)$ であるので、

$$Z = P_{i+1} / (1 + ME \alpha_{i+1} \cdot ME \beta_{i+1}) - P_i / (1 + ME \alpha_i \cdot ME \beta_i) \dots \dots \dots (1)$$

ここで、 $Z > 0$ なら交差角は拡大、 $Z < 0$ なら交差角は縮小したことを示している。

2つの時期の回帰係数を比較するには、名目県内総生産の値を用いるよりは物価変動の影響を取り除いた実質県内総生産の値を用いるほうが適切であろう。

そこでまず、物価水準を基準年に基づいて調整した利用可能なデータに基づいて、4つのモデルを用いた回帰分析の結果を見てみよう([表8], [表9])。

公表されている県民経済計算では、1974年から2014年までを共通の基準年で一貫させた実質県内総生産データは存在しない⁶¹⁾。そこで、1974年、1980年、1990年は平成2年基準の実質県内総支出⁶²⁾(但し1974年のデータは得られないので1975年の値で代用)を用い、1990年と2001年は平成7年基準の実質

60) 先に示したモデルIVの回帰式 $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_3 (X_i \times D_i) + u_i$ において、 $D_i = 1$ として計算した時の X_i の係数 $(\beta_1 + \beta_3)$ が多弁護士数地域の限界効果であり、 $D_i = 0$ として計算した時の X_i の係数 β_1 が少弁護士数地域の限界効果であるので、 $\tan \alpha - \tan \beta = (\beta_1 + \beta_3) - \beta_1 = \beta_3$ すなわち交差項の係数である。

[表 8] 実質県内総生産等を用いた弁護士数と県内総生産の関係 (4つのモデルによる回帰分析結果)

	1974年(H2基準)	1980年(H2基準)	1990年(H2基準)	1990年(H7基準)	2001年(H7基準)	2001年(H17基準)	2014年(H17基準)
モデル I	県内総生産の係数	27.996(**)	24.314(**)	18.627(**)	17.367(**)	23.130(**)	25.335(**)
	95%信頼区間	24.587~31.405	21.588~27.040	16.183~21.070	15.009~19.724	20.342~25.919	22.282~28.408
	回帰式の有意性(P値)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	決定係数	0.876	0.885	0.846	0.837	0.867	0.865
	外れ値	なし	なし	福岡	福岡	福岡	福岡
モデル II	県内総生産の係数	22.400(**)	19.442(**)	14.928(**)	13.569(**)	18.687(**)	20.495(**)
	95%信頼区間	18.268~26.531	16.623~22.262	12.836~17.019	11.217~15.920	15.979~21.395	17.438~23.553
	多弁護士数地域ダミーの係数	59.795(**)	74.893(**)	105.854(**)	106.148(**)	136.977(**)	134.764(**)
	95%信頼区間	28.618~90.973	46.410~103.377	72.133~138.574	65.589~146.707	86.493~187.471	82.769~186.759
	回帰式の有意性(P値)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	調整済み決定係数	0.907	0.929	0.93	0.897	0.919	0.915
	外れ値	なし	なし	福岡	沖縄	福岡	なし
モデル III	県内総生産の係数	14.366(**)	14.056(**)	10.960(**)	9.603(**)	13.284(**)	14.435(**)
	95%信頼区間	7.754~20.977	10.071~18.041	8.095~13.825	6.325~12.881	9.720~16.847	10.582~18.289
	多弁護士数地域ダミーの係数	7.44(**)	19.603	42.372	36.202	32.171	18.388
	95%信頼区間	-37.959~52.839	-21.053~60.259	-3.615~88.358	-21.078~93.483	-35.815~100.157	-51.953~88.728
	多弁ダミー×県内総生産	11.875(**)	8.874(**)	6.731(**)	6.858(**)	9.383(**)	10.959(**)
	95%信頼区間	3.857~19.913	3.759~13.990	2.999~10.462	2.547~11.169	4.687~14.079	5.777~16.141
	回帰式の有意性(P値)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	調整済み決定係数	0.923	0.944	0.946	0.916	0.94	0.939
	外れ値	北海道	なし	福岡	福岡、沖縄	福岡	福岡
モデル IV	県内総生産の係数	13.942(**)	13.374(**)	10.076(**)	8.926(**)	12.719(**)	14.106(**)
	95%信頼区間	7.934~19.950	9.6553~17.095	7.299~12.854	5.807~12.045	9.367~16.071	10.499~17.713
	多弁ダミー×県内総生産	12.903(**)	10.808(**)	9.362(**)	8.949(**)	11.097(**)	12.018(**)
	95%信頼区間	7.943~17.863	7.636~13.979	6.891~11.833	6.167~11.731	8.115~14.080	8.821~15.216
	回帰式の有意性(P値)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	調整済み決定係数	0.925	0.944	0.943	0.915	0.94	0.941
	外れ値	北海道	なし	福岡	福岡、沖縄	福岡	福岡

注：係数の（**）は1%水準で有意。1974年は福島、埼玉、岡山の実質県内総支出のデータが欠損しているため、この3県は除かれている。また、1974年、1980年は沖繩を除く。標本サイズは、1974年はn=41、1980年はn=44、1990年、2001年、2014年はn=45。県内総生産の単位は兆円。
 出所：弁護士数は「図1」～「図5」と同じ。1974年の実質県内総生産等のデータは入手できなかったため1975年の実質県内総支出（1968SNA、平成2年基準）で代用。1974年、1980年、1990年の比較は平成2年基準の実質県内総生産データを用いた。1990年と2001年の比較は平成7年基準（1993SNA）の実質県内総支出データを用いた。2001年と2014年の比較は平成17年基準（1993SNA）の実質県内総生産データを用いた。1974年から2001年、2014年までを通して比較できるデータは入手できなかった。1990年、2001年、2014年を通して比較できるデータも入手できなかった。なお、最新の平成23年基準（2008SNA）の実質県内総生産データは2006年から2015年をカバーしているが、2001年はカバーしていないので用いなかった。以上の各データは、内閣府、統計情報、国民経済計算（GDP統計）調査、統計データ、統計表（県民経済計算）https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/kenmin.html、2019/5/31アクセスによる。

〔表9〕 実質県内総生産等を用いた3モデルの母回帰係数の推定値とその95%信頼区間と決定係数の推移

	1974年(H2基準)	1980年(H2基準)	1990年(H2基準)	1990年(H7基準)	2001年(H7基準)	2001年(H17基準)	2014年(H17基準)
県内総生産の係数	27.996	24.314	18.627	17.367	23.13	25.335	43.864
95%信頼区間	24.587~31.405	21.588~27.040	16.183~21.070	15.009~19.724	20.342~25.919	22.262~28.408	39.478~48.250
決定係数	0.876	0.885	0.846	0.837	0.867	0.865	0.904
県内総生産の係数	22.4	19.442	14.928	13.569	18.087	20.485	36.72
95%信頼区間	18.268~26.531	16.623~22.262	12.836~17.019	11.217~15.920	15.979~21.395	17.438~23.553	32.659~40.781
多弁護士数地域ゲームの係数	59.795	74.893	105.854	106.148	136.977	134.764	233.609
95%信頼区間	28.618~90.973	46.410~103.377	72.133~138.574	65.589~146.707	86.493~187.471	82.769~186.759	154.676~312.543
調整済み決定係数	0.907	0.929	0.93	0.897	0.919	0.915	0.948
②の県内総生産の係数	26.845	24.182	19.438	17.875	23.816	26.124	45.404
95%信頼区間	15.877~37.813	17.2913~31.074	14.19~24.687	17.781~23.776	17.482~30.151	19.32~32.929	36.296~54.512
③の県内総生産の係数	13.942	13.374	10.076	8.926	12.719	14.106	27.759
95%信頼区間	7.934~19.950	9.6553~17.095	7.299~12.854	5.807~12.045	9.367~16.071	10.499~17.713	22.963~32.555
調整済み決定係数	0.925	0.944	0.943	0.915	0.94	0.941	0.962

注、出所ともに「表8」と同じ。

県内総支出を用い、2001年と2014年は平成17年基準の実質県内総生産データを用いて比較する。但し、1974年は、福島、埼玉、岡山の実質県内総支出のデータが欠損しているので参考データにとどめ、ここでは参照しない。

モデルⅢの多弁護士数地域ダミーの係数が有意でないのは、名目値によるモデルⅢの回帰分析結果と同じであり、他のモデルの係数と回帰式が全て有意であることも同じである。よって名目値で検討した結果と同様に、モデルⅠ、Ⅱ、Ⅲは統計学的に排除されない。

各モデルの限界効果の動きのパターン、決定係数の動きのパターンは、名目値による回帰分析結果とほぼ同じである。

多弁護士数地域（②）と少弁護士数地域（③）の距離が縮まったかを見ると、モデルⅡにおいて、多弁護士数地域ダミーの係数の値（両広域の同一県内総生産水準における弁護士数の差）は、一貫して上昇しており、かつ、2001年から2014年に大幅に増加している。上記の形式値による分析結果と同じである。モデルⅣにおいては、②と③の限界傾向の差異は、1980年、1990年、2001年はほとんど横ばい（9～12）であり、2014年に18弱にはね上がっている。形式値の分析結果と同様である。②の限界効果が③のそれと比較して何倍かを見ると、2001年に1.85倍だったのが2014年は1.64倍に低下している。この点も形式値の分析結果と同様である。

そこで、モデルⅣにおいて、2つの広域の回帰直線の作る交差角が各期間の間で拡大したか、縮小したかを調べてみよう。先に示したように、式(1)のZの正負を調べればよい。

式(1)を再録すれば

61) 公表されている政府の県民経済計算統計では、1974年から2014年までを連続させた実質県民総生産のデータを利用することはできないので、1974年、1980年、1990年は平成2年基準の1968SNAによるデータ（実質県内総生産ではなく実質県内総支出で代用）を用いて比較し、1990年、2001年は平成7年基準の1993SNAによるデータ（実質県内総生産ではなく実質県内総支出で代用）を用いて比較し、2001年、2014年は平成17年基準の1993SNAによるデータ（実質県内総生産）を用いて比較する。なお、1974年の実質県内総支出データ（1968SNA）は入手できなかったので1975年のデータで代用した。但し、1975年の福島、埼玉、岡山は原データが欠損している。国民経済計算における実質値については作間（2003: 166-183）参照。

62) 理論的には県内総支出は県内総生産と一致するので、代用は許されると考える。

$$Z = P_{i+1}/(1+ME \alpha_{i+1} \cdot ME \beta_{i+1}) - P_i/(1 + \cdot ME \alpha_i \cdot ME \beta_i) \dots\dots\dots (1)$$

であり、 $Z > 0$ なら交差角は拡大、 $Z < 0$ なら交差角は縮小したことを示す。

Z の正負を 1980 年と 1990 年、1990 年と 2001 年、2001 年と 2015 年について示したのが、[表 10] である。

これによれば、多弁護士数地域 (②) の回帰直線と少弁護士数地域 (③) の回帰直線のなす角 (交差角) は、母回帰係数の期待値に基づくなら、1980 年から 1990 年にかけて拡大したものの、1990 年から 2001 年にかけて縮小し、さらに 2001 年から 2014 年にかけて縮小している。交差角のタンジェントの差 (式(1)の Z) は確率的な値であるが、点推定値にもとづく交差角の動きを基準にして判断することは許されよう。1990 年、2001 年、2014 年を比較すると、多弁護士数地域と少弁護士数地域が近づいている可能性がある。

限界効果を多弁護士数地域 (②) と少弁護士数地域 (③) で等しいと仮定するモデル II によれば、両広域の隔たりは定数項で示され、それは 1980 年以來一貫して拡大している。その意味で両広域の距離は 2001 年から 2014 年にかけても拡大した。しかしながら、両広域で限界効果が異なると仮定するモデル IV によれば、両広域の隔たりは 2 つの回帰直線の交差角で示され、それは、1980 年から 1990 年にかけて拡大した可能性があるのに対して、1990 年から 2001 年、2001 年から 2014 年にかけては縮小した可能性がある。いずれが妥当なモデルだろうか。

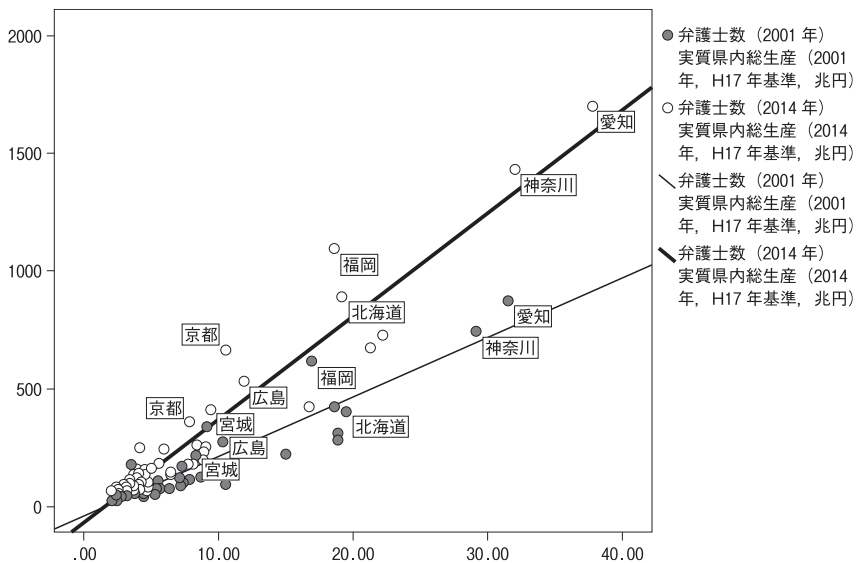
2001 年から 2014 年にかけての時期は濱野 (2019) が示したように、司法試験合格者数の大幅増加の結果、まず東京・大阪が相対的な過飽和状況になり、多弁護士数地域と少弁護士数地域にも弁護士供給が従来と比べて大幅に増えた。特に、これまで長年に渡り弁護士供給に大きな制約があった少弁護士数地域への供給が持続的に増加した点が顕著な特徴である。多弁護士数地域も次第に相対的な飽和の兆候を示す一方で、少弁護士数地域はさらに弁護士増加数を上昇させたが、司法試験合格者数を 2000 人とどめ、さらに 1500 人に向けて減少させていく政策が採られた結果、東京の相対的飽和が終わり、それに対応してまず少弁護士数地域への供給が減少し、続いて多弁護士数地域への弁護士供給も減少した。

[表 10] モデルⅣの 2 つの回帰直線の交差角の拡大・縮小

モデルⅣ	1980年(H2基準)	1990年(H2基準)	1990年(H7基準)	2001年(H7基準)	2001年(H17基準)	2014年(H17基準)
多弁タミー×実質県内総生産の回帰係数	10.808	9.362	8.949	11.097	12.018	17.645
95%信頼区間	7.636~13.979	6.891~11.833	6.167~11.731	8.115~14.080	8.821~15.216	13.333~21.957
②の県内総生産の係数	24.182	19.438	17.875	23.816	26.124	45.404
95%信頼区間	17.2913~31.074	14.19~24.687	17.781~23.776	17.482~30.151	19.32~32.929	36.296~54.512
③の県内総生産の係数	13.374	10.076	8.926	12.719	14.106	27.759
95%信頼区間	9.6553~17.095	7.299~12.854	5.807~12.045	9.367~16.071	10.499~17.713	22.963~32.555
調整済み決定係数	0.944	0.943	0.915	0.94	0.941	0.962
ME a - ME β	1980年(H2基準)	1990年(H2基準)	1990年(H7基準)	2001年(H7基準)	2001年(H17基準)	2014年(H17基準)
	10.808	9.362	8.949	11.097	12.018	17.645
ME a · ME β	323.410	195.857	159.552	302.916	368.505	1260.370
Z	1980年→1990年	1990年→2001年	2001年→2014年			
	0.0142	-0.0192	-0.0185			
交差角	拡大	縮小	縮小			

注：1974年の実質県内総支出のデータが欠損しており信頼度が低いので除いた。
出所：「表 8」と同じ。

〔図 11〕 多弁護士数地域と少弁護士数地域の弁護士数と実質県内総生産の散布図 (2001年と2014年)



注：横軸は平成11年基準の実質県内総生産（単位：兆円）、縦軸は弁護士数。
出所：〔表8〕と同じ。

モデルⅡは、2001年から2014年への弁護士急増期において、多弁護士数地域(②)と少弁護士数地域(③)は同一構造(限界効果が同一)であると想定しており、その条件のもとで、県内総生産が同一水準の地域の弁護士数の差が拡大したことになる。他方、モデルⅣは、2つの広域の構造(限界効果が異なる)と想定しており、このモデルによれば、この時期の弁護士急増の効果が、多弁護士数地域と少弁護士数地域の合体傾向(交差角の縮小)をもたらした可能性が示唆された。

モデルⅡとモデルⅣのいずれも統計的には排除されない。また、ここまでのデータではいずれがより妥当なモデルかという点での結論を導くことはできない。しかしながら、後のⅤ章2において、モデルⅣの方が現実をよりよく表現している可能性が示唆されることをここでは指摘しておきたい。

なお、多弁護士数地域と少弁護士数地域を区別せず、共通の直線で回帰するモデルⅠに基づいて、2001年と2014年の散布状況を重ね合わせたのが〔図11〕である。この散布図は、2001年と2014年の実質県内総生産と弁護士数の

関係を一枚の図で表しており、それぞれの時期のモデル1の回帰直線が記入されている。2001年と2014年の変化を具体的にイメージする上で便利な図である。

(3) 決定係数の動き

最後に、モデルの当てはまりの程度を示す決定係数の動きを見てみよう。

多弁護士数地域と少弁護士数地域とも、県内総生産を独立変数、弁護士数を従属変数とする傾きが正の直線に回帰できるということは、1974年以来一貫した特徴であるが、これは自明ではない現象である。弁護士数の差の県内総生産の差に対する比が、どのような県内総生産の水準であっても、常に一定（正）である（一定に近い）ということは、両変数間に、ある種の法則が作用していることを示唆している。既に述べたように、本稿では県内総生産と弁護士数との間に因果関係を想定していないが、両者間に様々な変数が交絡する結果、あるいは、県内総生産が様々な変数を媒介する結果、相関関係が1974年から2014年まで維持されているのかもしれない。

2つの変数の相関係数の2乗が決定係数（分散説明率）である。これは、従属変数の観測値の分散（平均値からの乖離の平方和＝偏差平方和）のどの程度が回帰式によって説明できるかを表している（南風原 2002：204-205、箕谷 2015：43、ストック＝ワトソン 2007＝2016：1104-111）⁶³⁾。決定係数が高いほど回帰直線からの乖離が小さいことを意味する。言いかえると、決定係数は、回帰式が両変数の関係をどれだけ良く近似できているかを表しているという意味で回帰式の当てはまりの良さの指標である。

既に述べたように、どのモデルも決定係数はかなり高いが⁶⁴⁾、経年で比較すると、どのモデルでも、1974年から1980年に上昇したが、1990年で一度低下し、2001年で回復、2014年で最も高くなっている（[表7]）。1974年の各モデルの決定係数も0.867～0.928で高いが、2014年になると0.914～0.965と

63) 決定係数は、従属変数の観測値の平均値からの乖離の総平方和のうちモデルによって説明できる平方和の占める比率であり、分散説明率とも呼ばれる（南風 2002: 61-62, 204-205, 杉野 2017: 123）。

64) 自由度が小さいと決定係数は高くなる。自由度が15程度以上ないとモデルの信頼度はあまり高くないと考えて良い（但し絶対的な基準ではない）とする説がある（箕谷 2003: 36）。この点で本稿のモデルⅠ～Ⅳの信頼度を低いと考える必要はないと思われる。

なり、非常に高い数字である⁶⁵⁾。

また、どの年においてもモデルⅠ、Ⅱ、Ⅳの順で決定係数が高くなっている。いずれの年においても、モデルⅣが最も当てはまりがよいのである。

これらは、どう解釈すべきであろうか。

モデルの適切性は決定係数のみで判断するべきではないが、決定係数が高まっているということは、回帰式が示す値(予測値)の残差の分散が減少し、0に近づくことを意味する。決定係数の低下は、回帰式が示す値の残差の分散が増大し、0から遠ざかることを意味する。既に述べたように、回帰式が変数間の一種の経済法則を表現しているとすれば、決定係数の高まりは、経済法則から外れる程度の減少(回帰式フィット率の上昇)を示し、従属変数(弁護士数)のデータ全体が、この経済法則への適合度をより高めていることになる。決定係数の低下は、その逆である。

したがって、どのモデルにおいても、1974年から1980年にかけて決定係数が上昇した後1990年にかけて決定係数が低下したこと、及び、2001年から2014年にかけて決定係数が上昇したことは、回帰直線が経済法則を表現しているとすれば、それに合致する程度が、1974年と1980年を比較すると高まり、1980年と1990年を比較すると低下したのに対し、2001年を経て2014年にかけて再度高まったと解釈してよいのではなかろうか。

このような変化を単一の要因に帰することはできないが、少なくとも、1980年代の経済の拡大期に弁護士供給を増やすことができなかったこと⁶⁶⁾、逆に、21世紀初頭の経済停滞期に弁護士供給を大幅に増やしたことが、関係する要因の一つと考えるのは合理的であろう。

また、いずれの年においてもモデルⅠ、Ⅱ、Ⅳの順で決定係数が高くなるということは、モデルⅠよりも多弁護士数地域と少弁護士数地域を区別したモデルⅡ、Ⅳの方がより現実にフィットしており、モデルⅡとⅣを比較すれば、両広域の限界効果を異なるものと想定したモデルⅣの方が現実への適合度が高いと考えてよいかもしれない。理論的にも、経済・行政・司法の中心地としての

65) 外れ値が一つ(福岡)あるが、標準化残差は3.179であり、パラメータ推定値を大きく歪ませる程ではないと考える。

66) 1974年から1980年にかけては決定係数が上昇したことの説明は難しい。2001年、2014年と異なり、弁護士供給の増加率が高まったわけではないが、石油危機の影響による経済の停滞が影響しているかもしれない。

歴史を持ち、法曹界においても伝統的な重要地域であった高裁所在地を中心とした多弁護士数地域とそれ以外の少弁護士数地域とは、弁護士分布に関して質的な差異、構造的な違いがあると想定することは合理的である。この質的な差異、構造的な違いを、モデルⅣは限界効果の違いとして（但し、定数項には差がない）表現していることになる。これに対してモデルⅡは、両広域間に限界効果の違いがないと想定している。すなわち、県内総生産の差額が弁護士数に反映する程度は両広域で差異がないと想定し、両広域の差異は、県内総生産とは無関係な（ということは同一広域内の全県で共通の）一定数の弁護士数の差異によってもたらされると想定している。理論的に、この県内総生産と無関係な一定数の弁護士が両広域間でどのようなメカニズムでもたらされているのかを説明することは困難であるように思われる⁶⁷⁾。県内総生産1単位の差異と弁護士数の差の比率が両広域では異なるという想定（モデルⅣ）の方が説得的であろう。

決定係数の高さと併せて考えるならば、モデルⅡよりもモデルⅣの方が現実をよりよく説明できると言って良いのではなかろうか。

3 ま と め

1974年のデータ分析から浮かび上がった2グループ（東京・大阪以外の多弁護士数地域、少弁護士数地域）は、各年のモデルⅡ、Ⅳの推計結果が示すように、1990年、2001年、2014年においても統計的に区別される存在である。

東京・大阪以外の地域についてみると、モデルⅠ、Ⅱ、Ⅳのいずれを採用しても、限界効果は1974年から1980年を経て1990年に減少したが、2001年は上昇し、2014年もさらに上昇した。1990年までは経済の成長とインフレが続くなかで弁護士供給が制限されていた結果、県内総生産の限界効果（当該年の県内総生産が1兆円異なる地域での弁護士数の差異）が低下したが、経済の低成長のもとで、弁護士数の漸増を経て司法制度改革を経た弁護士急増により、限界効果が反転上昇した。県内総生産の差異が弁護士数の差異に反映される程度は、どのモデルでも近年高まっている。

多弁護士数地域と少弁護士数地域の県内総生産の限界効果が等しいが両者の

67) モデルⅡの一つのありうる解釈は、初期設定の水準（ベース）が多弁護士数地域と少弁護士数地域では異なるが、構造（限界効果）は同一であるというものであろう。

定数項は異なると想定するモデルⅡを採用すれば、近年の弁護士急増の結果、多弁護士数地域と少弁護士数地域に共通の限界効果が上昇するとともに、両広域の間で、県内総生産の水準が同じ県の弁護士数の差(定数項の差の分)が拡大したと解釈される。

多弁護士数地域と少弁護士数地域の県内総生産の限界効果は異なるが定数項は等しい回帰直線を想定するモデルⅣについて見ると、多弁護士数地域と少弁護士数地域の限界効果は2014年においても依然として差がある。少弁護士数地域では、弁護士供給がより増えた結果、県内総生産の差をより大きく反映する分布になっているが、多弁護士数地域の限界効果の上昇も大きい。しかしながら、実質県内総生産等を用いた2つの広域の回帰直線の交差角の動きを見ると、両広域の差が縮まった可能性が示唆された。

決定係数(相関係数の二乗)は、どのモデルでも、1980年に上昇後、1990年に低下したが、2001年、2014年と上昇した。21世紀に入ると県内総生産と弁護士数の相関がより高まっており、弁護士分布が回帰直線に収斂する傾向を強めている。これは21世紀初頭の弁護士急増によって経済法則がより強く反映するようになっている可能性を示唆している。

モデルⅡとⅣはデータによってはともに統計学的に排除されないが、理論的想定と決定係数からは、モデルⅣの方が現実をよりよく説明(解釈)できる可能性を示唆した。

21世紀初頭の弁護士急増期に、県内総生産と弁護士数の線形関係は維持され、かつ、決定係数(したがって相関度)が再び強まっている。この注目すべき現象について、モデルⅣによれば、多弁護士数地域と少弁護士数地域が接近していることが示唆されたが、次の課題として、東京・大阪と多弁護士数地域との接近が見られるのか、また多弁護士数地域、少弁護士数地域、それぞれの内部において何がもたらされているのかを明らかにしたい。弁護士供給の水準と県内総生産の変動によっては、少弁護士数地域の中から多弁護士地域に分類するのが適切な県が現れたり、両広域が融合する傾向が生じる可能性がある。また、多弁護士数地域の中に東京、大阪に近づく地域が出ているかもしれない。

そこで、次に、東京・大阪を含めた全地域を把握できる新たな指標を導入して分析する。モデルⅣによって示唆された多弁護士数地域と少弁護士数地域の接近についても、この新しい指標によって確認したい。

V 弁護士密度（県内総生産基準）を用いた全地域の分析

1 弁護士密度（県内総生産1兆円当りの弁護士数）

以上の作業で得られた知見を整理すると、3点にまとめることができる。第一に、都道府県単位で見ると、県内総生産と弁護士数は相関度が高い。第二に、この2変数の関係は3つの広域（東京・大阪、多弁護士数地域、少弁護士数地域）を統計学的に区別できる。東京・大阪は県内総生産に対して弁護士数が線形関係を越えて非常に多いのに対して、多弁護士数地域と少弁護士数地域は、それぞれの内部で県内総生産と弁護士数は線形関係にある。第三に、1974年から1990年にかけて、多弁護士数地域、少弁護士数地域ともに、回帰直線の傾きが緩やかになっていき、決定係数（相関係数の二乗）も1980年から1990年にかけて低下したのに対し、2001年を経てさらに2014年にかけては、どちらの広域とも回帰直線の傾きが急になり、決定係数も上昇した（回帰直線の周りに、より、散らばらずに分布）。多弁護士数地域と少弁護士数地域の距離は一貫して拡大し続けていることを示すモデル（モデルⅡ）と、1990年まで差が開いたが、2001年から2014年へ同一構造に向けて近づく傾向を示唆するモデル（モデルⅣ）とがあり、どちらも統計学的には排除されないものの、モデルⅣの方が現実により適合的であるという判断をした。

ここで、①多弁護士数地域と少数弁護士数地域2広域間の関係、②2広域それぞれの内部における散らばりの程度、及び、③東京・大阪と他の広域との関係について、経年（4つの時点）でどのように変化しているかを把握できる方法があれば都合が良い。そのためには、多弁護士数地域と少弁護士数地域の2広域それぞれの内部で、県内総生産と弁護士数の関係を4つの時点いずれにおいても直線に回帰できたことに注目すると、県内総生産と弁護士数の直線的関係とその変化を表現する指標として、両変数の比を別の変数として計算することが思い浮かぶ（直線に近い分布であるということは傾きが一定に近く、したがって両変数の比も一定に近いことを意味している⁶⁸⁾）。東京・大阪についても同じ変数を指標として用いることにより他の2広域との関係づけもできそうである。

新たな変数としての県内総生産と弁護士数の比としてここでは、各都道府県の単位県内総生産額（1兆円）当りの弁護士数を指標とする⁶⁹⁾。この指標を県内総生産を基準とする弁護士密度（以下、単に弁護士密度⁷⁰⁾と呼び、3広域の

変動を見てみよう。

2 3 広域の弁護士密度の変動

3 広域の弁護士密度は、1974 年、1980 年、1990 年、2001 年、2014 年にどう変化したのか。多弁護士数地域の標本サイズは 9 であり、小標本であるため、大標本であることを条件とする平均値の区間推定は行うべきでない⁷¹⁾。そこで、標本平均値は参考として提示するにとどめ、探索的データ解析の考え方⁷²⁾に基づき、各広域の標本の中央値、最小値、最大値、四分位範囲(標準偏

68) このことは代数的には次のように示される。ある年の県内総生産を X 、その年の弁護士数を Y とすれば、多弁護士数地域、少弁護士数地域それぞれの回帰直線は $Y = aX + b$ と表される。但し、 $a > 0$ 、 $b < 0$ である ($a > 0$ は明らかであり、県内総生産が一定額になると弁護士が出現するので X 切片は正、すなわち、 $-b/a > 0$ 。故に $b < 0$)。この時、 $Q = Y/X = a + b/X$ 。この分数量関数は、 Y/X を Y' とおけば、 $Y' = a$ と Y' 軸を漸近線とする直角双曲線の $X > 0$ の部分である。 b は X の現実値と比べると非常に小さいので、 X の現実値が大きくなると Y/X は直線 $Y' = a$ に限りなく近づいていく。すなわち、 Q は一定に近くなる。 $b = 0$ すなわち回帰直線が原点を通れば、 $Q = a$ である。

69) 本文中で導入した新変数である弁護士密度の逆数は、弁護士一人当りの県内総生産であるが、これは、棚瀬(1987: 16-20)が用いた指標である。棚瀬はこの値を「弁護士一人当りの地域経済力の大きさ」と表現し、「地域経済力の指標でかりに表される潜在的需要」(同 17)を弁護士一人当たりにつき計算したものとした。「かりに」表現された「潜在的」需要とする理由は、弁護士供給が制限されており、需要と供給が均衡した結果、弁護士数や弁護士分布が決まっているのではなく、過小供給の結果もたらされた弁護士数だからであり、また、弁護士サービスを購入する能力や所得水準が地域によって差があるからである(同)。実際、この値は東京が最も低く、少弁護士数地域の値は高い。これに対して棚瀬(1987: 31)が引用する田邨(1967)は、弁護士一人当たりの県内総生産を「いわば弁護士一人が背後に背負っている分配国民所得額」として表現し、最も低い東京で業務が成立しているのであるから、他の地域でも、一人当たりの県内総生産で同水準になるまで弁護士数を増やすことができるだろうという一つの仮説を示している(いくつかの留保を付してであるが)。この推論には説得力があると考えるが、司法制度改革審議会意見書において司法試験合格者数の目標値を示す際、この発想は援用されなかった。

70) 限界効果と弁護士密度の関係は、次のとおりである。線形モデルにおける限界効果は、当該年において、県内総生産の値が何であっても、県内総生産が 1 兆円多ければ何人弁護士が多くなるかを示しているのに対して、弁護士密度は、県内総生産 1 兆円当りの弁護士数である。県内総生産 0 円の時弁護士数が 0 人なら、両者は一致する。横軸を県内総生産(単位 1 兆円)、縦軸を弁護士数にした散布図においては、原点と各都道府県を示す点を結んだベクトルの偏角を θ とするとき、 $\tan \theta$ が弁護士密度である。

71) 平均値などの標本分布が正規分布で近似できる大標本の標本サイズは $n = 30$ 以上とされている(ストック=ワトソン 2007=2016: 48)。小標本の場合の平均値等の推定、検定の方法(母集団の分布自体が正規分布に従うという条件のもと)は存在するが(同 81-84)、それを用いることは筆者の能力を超えている。

72) 渡部ほか(1985)、ハートウィック=デアリング(1981=1979)参照。

[表 11] 弁護士密度（実質県内総支出 1 兆円【平成 2 年基準】当り）弁護士数：1974 年、1980 年、1990 年）

1974 年	東京・大阪	多弁護士数地域	少弁護士数地域
中央値	92.47	27.10	17.79
最小値	64.02	19.79	10.24
最大値	120.93	39.00	33.53
四分位範囲		9.68	6.96
四分位範囲係数		0.36	0.39
中央値の比較	2.41	1.00	-0.34
平均値	92.47	28.68	18.53
1980 年	東京・大阪	多弁護士数地域	少弁護士数地域
中央値	87.74	25.25	15.84
最小値	63.23	19.23	9.76
最大値	112.25	33.96	31.75
四分位範囲		6.70	5.36
四分位範囲係数		0.27	0.34
中央値の比較	2.47	1.00	-0.37
平均値	87.74	26.26	16.72
1990 年	東京・大阪	多弁護士数地域	少弁護士数地域
中央値	63.65	21.63	13.97
最小値	51.95	17.85	6.64
最大値	75.35	30.16	61.38
四分位範囲		8.48	4.97
四分位範囲係数		0.39	0.36
中央値の比較	1.94	1.00	-0.35
平均値	63.65	22.53	15.46

注：中央値の比較は、中央値が多弁護士数地域の中央値よりどの程度大きいか（+）、小さいか（-）を、差を多弁護士数地域の中央値で除した値で示したもの。弁護士密度（実質県内総生産基準）の平均値は、3 広域それぞれにおいて、それを構成する都道府県ごとの弁護士密度（実質県内総生産基準）を計算し、その単純平均を計算した値である。東京・大阪は 2 地域のみなので、平均値と中央値は一致する。1974 年の実質県内総支出のデータは福島、埼玉、岡山が原データにおいて欠損しているため除かれている。

出所：[表 8] と同じ。

[表 12] 弁護士密度(実質県内総支出1兆円【平成7年基準】当り弁護士数:1990年, 2001年)

1990年	東京・大阪	多弁護士数地域	少弁護士数地域
中央値	62.69	20.49	13.02
最小値	47.42	16.21	6.28
最大値	77.96	27.87	55.51
四分位範囲		8.60	5.34
四分位範囲係数		0.42	0.41
中央値の比較	2.06	1.00	-0.36
平均値	62.69	21.03	14.30
2001年	東京・大阪	多弁護士数地域	少弁護士数地域
中央値	84.62	24.35	13.52
最小値	66.23	19.52	8.11
最大値	103.00	35.16	50.39
四分位範囲		7.38	5.50
四分位範囲係数		0.30	0.41
中央値の比較	2.47	1.00	-0.44
平均値	84.62	25.43	15.06

注: [表 11] の注と同じ。

出所: [表 8] と同じ。

差に相当する、散らばりの大きさを示す値)、四分位範囲係数(変動係数に相当する、散らばりの相対的な大きさを比較するための指標)を見る。母集団に関する推定は行えないが、この5つの年の変化の手がかりは得ることができる。なお、各年の関係を比較するので、県内総生産は物価変動の影響を取り除いた実質値を用いる。

3広域の弁護士密度に関する諸変数を示したのが[表 11]～[表 13]である⁷³⁾。各表は実質県内総生産(あるいはそれに相当する代替変数)の基準を同じくする値(平成2年基準, 同7年基準, 同17年基準)を比較しているが、対応する箱ひげ図も[図 12], [図 13]で示した。中央値や散らばり(四分位範囲で示す)の推移, 外れ値の様子がよくわかる。

73) 1974年と1980年は沖縄を含まない。また、1974年の実質県内総支出の原データにおいて福島、埼玉、岡山が欠損しているため、1974年はこの三県も含まない。

[表 13] 弁護士密度（実質県内総生産 1 兆円【平成 17 年基準】当り弁護士数, 2001 年, 2014 年）

2001 年	東京・大阪	多弁護士数地域	少弁護士数地域
中央値	82.50	26.17	14.63
最小値	68.09	20.71	8.90
最大値	96.91	36.89	51.44
四分位範囲		9.41	5.71
四分位範囲係数		0.36	0.39
中央値の比較	2.15	1.00	-0.44
平均値	82.50	27.13	15.91
2014 年	東京・大阪	多弁護士数地域	少弁護士数地域
中央値	134.03	44.59	29.67
最小値	104.73	38.52	18.95
最大値	163.33	63.04	59.64
四分位範囲		10.00	10.88
四分位範囲係数		0.22	0.37
中央値の比較	2.01	1.00	-0.34
平均値	134.03	47.20	29.94

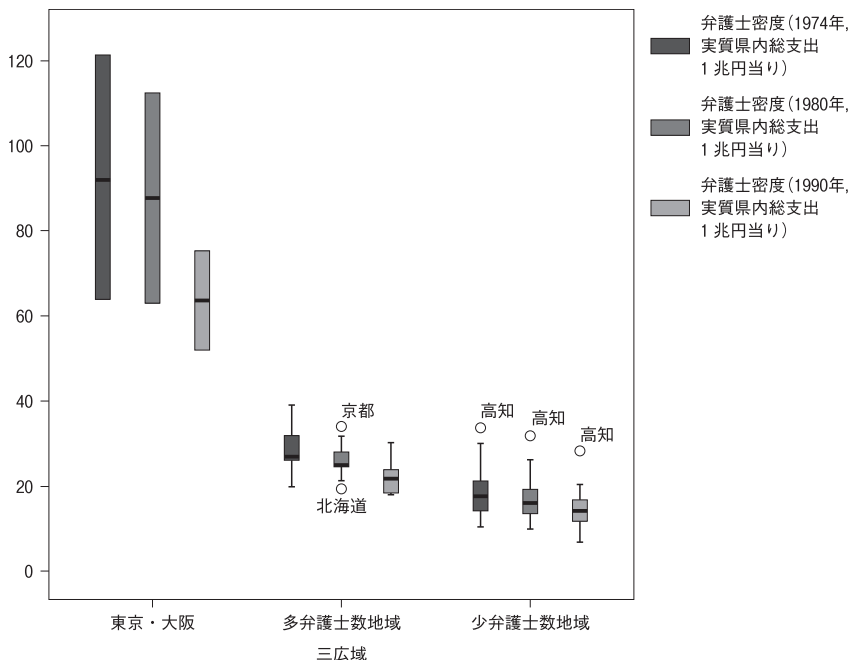
注：[表 11] の注と同じ。

出所：[表 8] と同じ。

[表 11] ～ [表 13] において、まず、基本的に重要な変数は、各広域の中央値である。これは各広域を構成する都道府県の弁護士密度を代表する値とすることができ。その動きは、各期間の各広域全体の弁護士密度の推移を概括的に示している。3 広域とも共通して、1980 年から 1990 年にかけて低下したが、1990 年から 2001 年にかけては上昇し、2001 年から 2014 年にかけてさらに上昇した。少弁護士数地域の 2001 年への上昇はわずかであるが、2001 年から 2014 年にかけては大幅に上昇している。多弁護士数地域も 2001 年から 2014 年にかけて大幅に上昇している。

1974 年から 1980 年を経て 1990 年までは経済が拡大したインフレ期であり、この時期に弁護士供給が人為的に低水準に固定されていた結果（[図 14] 参照）、弁護士密度の中央値はどの広域でも低下したと解釈できる。東京と大阪の中央値の下落幅も大きく、この時期の弁護士供給が東京、大阪に相対的に傾斜していたにもかかわらず（後出 [図 23]、[図 24] 参照）、その増加は経済の拡

【図12】 弁護士密度 (実質県内総支出1兆円【平成2年基準】当り弁護士数:1974年, 1980年, 1990年)



注：[表11] の注と同じ。
出所：[表8] と同じ。

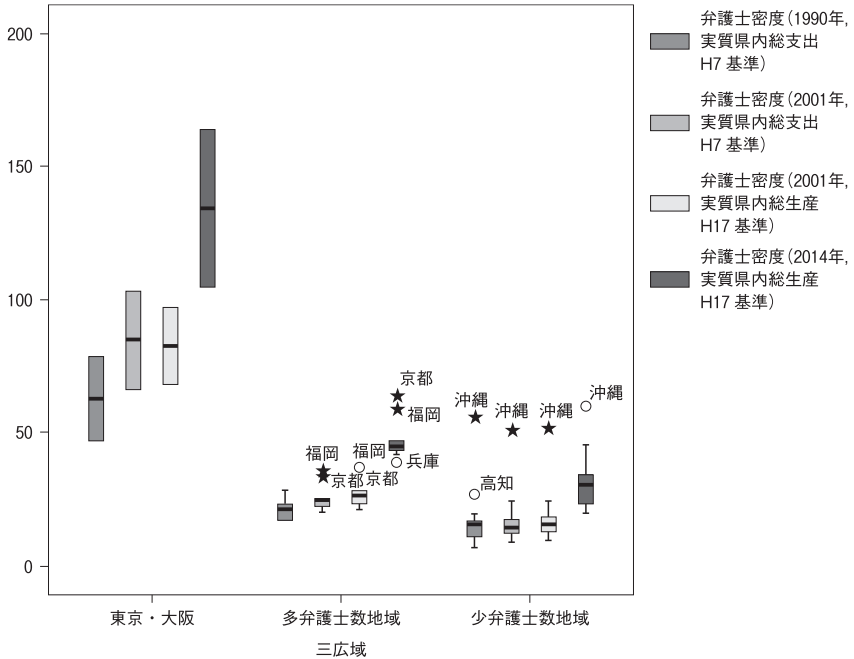
大に追いついていなかったことがわかる。

他方、1990年から2001年を経て2014年にかけては、経済の停滞期・デフレ期であり、かつ、毎年の弁護士増加数の上昇が始まり（[図14]）、とくに21世紀に入ってからの急増が顕著である。その結果、弁護士密度の中央値は回復し、とりわけ2001年から2014年にかけての上昇幅が大きい。

次に、広域間の関係と、広域内部の関係を示す重要な2つの指標の動きを見てみよう。第一に、時間の経過とともに、広域間で、弁護士密度を尺度とした距離が近づいたか、遠くなったかを示す指標である。これを広域間格差指標と呼ぶ。第二に、時間の経過とともに、広域内部で弁護士密度の格差が拡大したか、縮小したかを示す指標である。これを広域内格差指標と呼ぶ⁷⁴⁾。

前者の広域間格差指標としては2つの候補がある。第一に、広域と広域の弁護士密度中央値の差である。広域の弁護士密度の中央値は、その広域の弁護士

〔図 13〕 弁護士密度（実質県内総支出 1 兆円【平成 7 年基準】当り弁護士数：1990 年，2001 年と，実質県内総生産 1 兆円【平成 17 年基準】当り弁護士数，2001 年，2014 年）

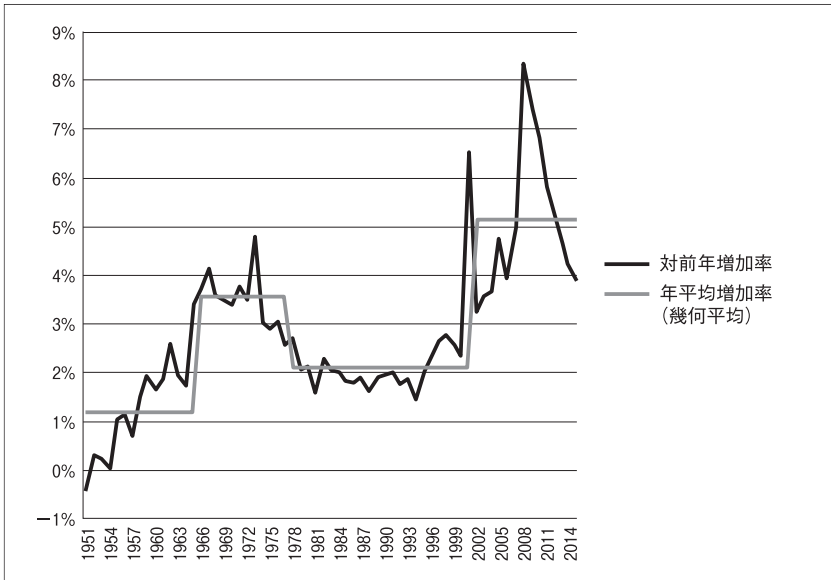


注：〔表 11〕の注と同じ。
出所：〔表 8〕と同じ。

密度を代表する値であり，その差は，広域と広域の弁護士密度の距離を示している。この値は，直観的に理解しやすいものの，弁護士密度の格差を示す指標としては問題がある。例えば，弁護士密度中央値が 100（単位は人／県内総生産 1 兆円，以下同じ）の広域と 1000 の広域があるとして，いずれにおいても弁護士密度平均値の中央値が 100 増えたとする。この 2 広域の弁護士密度の格差は 900 のまま変わらなかったことになる。しかしながら，100 が 200 になった広

74) 弁護士密度の差を「格差」と呼ぶ場合，弁護士密度の差は小さい方が良いという規範的な判断を含意している。これは，県内総生産以外の要因（県内総生産と無相関の）が弁護士数を規定していることを前提にしたうえで（回帰モデルの前提），そのような県内総生産以外の要因は司法アクセスの平等を評価する上では無視すべきであるという規範的判断を前提にしていることになる。

【図14】 弁護士数の対前年増加率の推移 (1951年～2015年)



注：各年3月31日現在の正会員数。

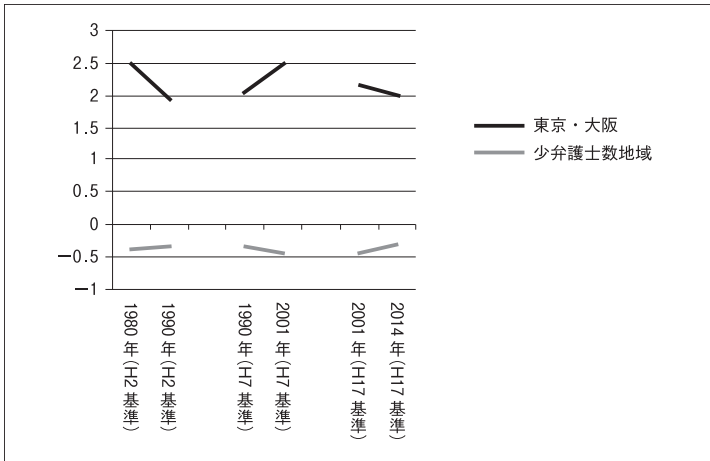
出所：日本弁護士連合会編著 (2015: 42) 資料 1-1-2 のデータに基づき計算，作成。濱野 (2018: 248) [図 2] を再掲。

域と 1000 が 1100 になった広域では，増分の 100 の意味が異なっている。弁護士密度の格差には，このインパクトの違いが反映されるべきである。すなわち，この間の変化は， $(1000-100)/100=9.0$ から， $(1100-200)/200=4.5$ に格差が縮小したととらえるほうが適切である。弁護士密度の増加量（絶対数）は等しくても，格差は大幅に縮小したと解釈される。これは，差の比率（ベースを弁護士密度とした相対的値）の変化を格差の変化ととらえたものである。これが第 2 の広域間格差指標であり，格差比率と呼ぶことにする。

[表 11] ～ [表 13] において中央値の比較と書かれている変数がこの格差比率であり，その年の多弁護士数地域の弁護士密度中央値をベースにした格差の比率が計算してある。

もう一つの指標である広域内格差指標は，広域内部における弁護士密度の格差を示すもので，弁護士密度の各県の値が中央値の周囲に集まっているのか，遠くに散らばっているのかを示す値である。平均値の場合の変動係数に相当す

【図 15】 広域間格差指標（格差比率）の推移



注：多弁護士数地域の中央値を基準にした他広域の中央値との差の比率（プラスとマイナス）をプロットした。1990年、2001年は、それぞれ、基準年が異なる2つの値を示している。1974年は次の1980年との間隔が短く、かつ欠測値が多いため省略した。
出所：[表 8] と同じ。

る四分位範囲係数がそれである。これは、四分位数間範囲を中央値で除した値⁷⁵⁾である。上位4分の1の値と下位4分の1の値の差が中央値の何倍であるかを示しており、中央値の影響を取り除いた相対的な散らばり（散布度）を表している。これにより、中央値が異なる集団及び時期の散らばりを比較することが可能になる。値が小さいほど中央値の周りに集中していること、すなわち格差が小さいことを示す。[表 11] ~ [表 13] には、多弁護士数地域と少弁護士数地域の四分位範囲係数が掲げてある⁷⁶⁾。

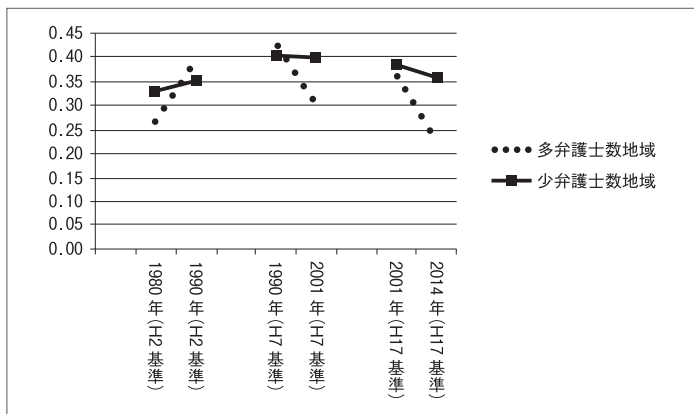
以上の2つの指標をグラフ化したのが [図 15] と [図 16] である。

まず、[図 15] が示す広域間格差指標（格差比率）の動きから明らかになることは、東京・大阪と多弁護士数地域との格差、多弁護士数地域と少弁護士数

75) 四分位範囲係数（四分位数間範囲係数とも呼ばれる）は、平均値ではなく中央値が中心の尺度として適切な場合に用いられる相対的な散布度を比較するための指標である（蓑谷 1985: 100）。異なる変数の散らばりを比較する際、中央値の大きさの違いの影響を取り除いた相対的な散布度を比較するために、四分位範囲が中央値の何倍かを計算した指標である。

76) 東京・大阪は2ケースなので、定義上、四分位範囲係数は存在しない。

[図 16] 広域内格差指標（四分位範囲係数）の推移

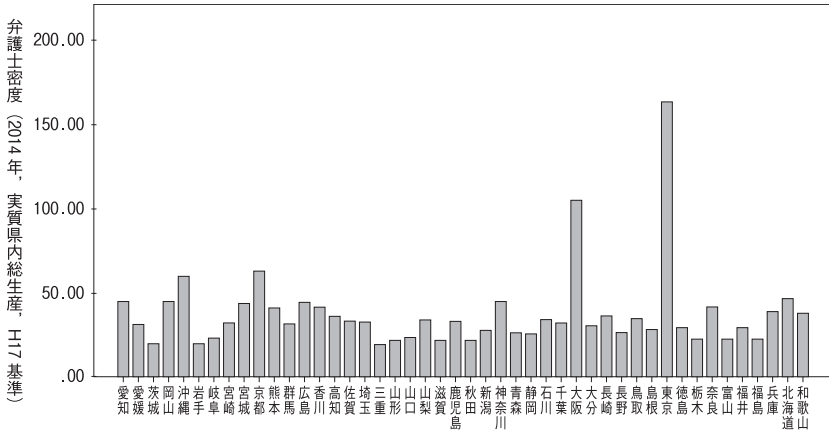


注：1990年，2001年は，それぞれ，基準年が異なる2つの値が示されている。1974年は次の1980年との間隔が短く，かつ欠測値が多いため省略した。
出所：[表8]と同じ。

地域との格差ともに，1980年から1990年に縮小し，1990年から2001年には拡大したものの，2001年から2014年には再び縮小した。先に示したモデルⅣにおいて，2001年から2014年にかけて多弁護士数地域と少弁護士数地域の接近傾向が示唆されたが，[図15]が示す2001年から2014年にかけての少弁護士数地域の格差比率の動きは，それと整合的である。そして，この時期，同様の動きが東京・大阪と多弁護士数地域の間にも認められたのである。

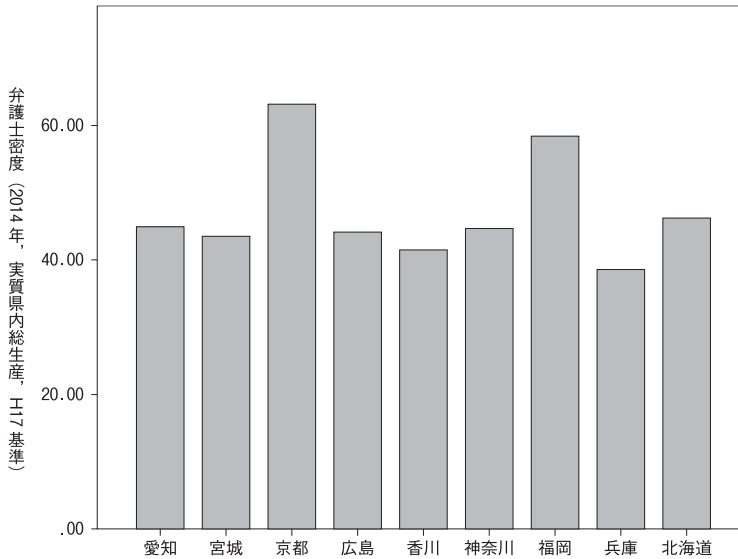
次に，[図16]が示す広域内格差指標（四分位範囲係数）の動きを見てみよう。1990年を除くと，多弁護士数地域よりも少弁護士数地域の方が四分位範囲係数の値はわずかに大きく，散らばりの相対的な水準が少し高目であるものの，経年的な動きは両者で類似しており，1980年から1990年にかけて係数は上昇したが，1990年から2001年にかけて下降，さらに2001年から2014年にかけても下降した。2001年以降，弁護士急増のもとで，多弁護士数地域，少弁護士数地域ともに内部における弁護士密度の散らばりは縮小したのである。[図16]の折れ線グラフが示すように，多弁護士数地域の方が下落幅は大きく，中央値の周囲に，より密集するようになったことを示している。1980年代，インフレ，経済拡大のもとで弁護士供給が低く抑えられていた時期に，多弁護士数地域，少弁護士数地域ともに内部の弁護士密度格差が拡大したが，そ

【図 17】 全国の弁護士密度（2014 年）



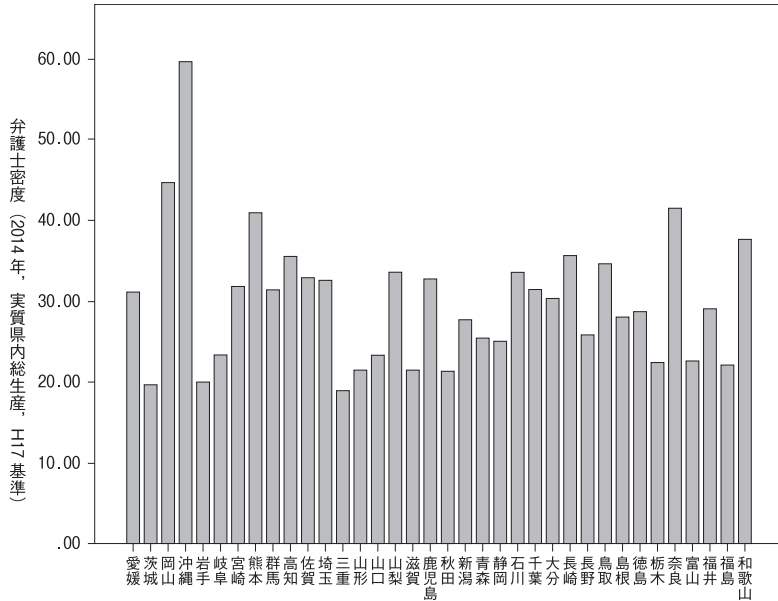
出所：[表 8] と同じ。

【図 18】 多弁護士数地域の弁護士密度（2014 年）



出所：[表 8] と同じ。

【図 19】 少弁護士数地域の弁護士密度 (2014年)



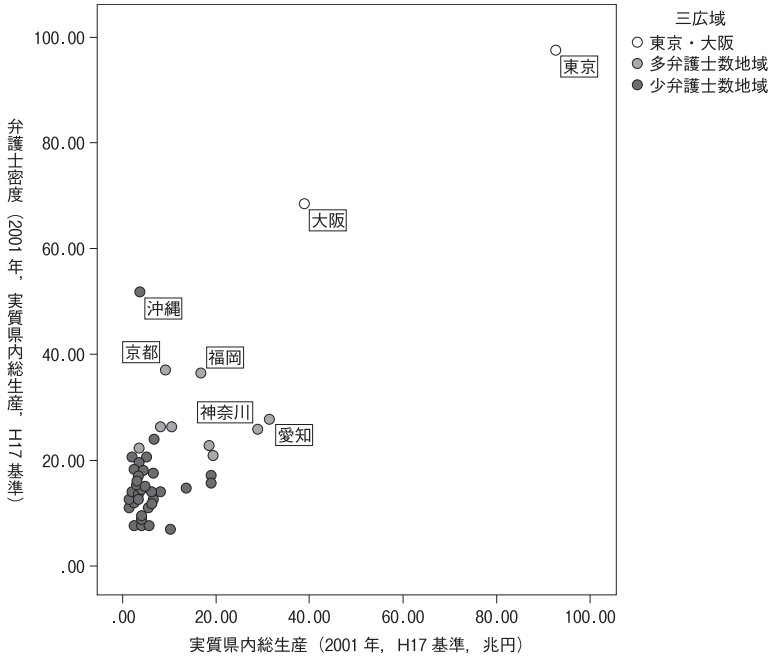
出所：[表 8] と同じ。

の後の経済低成長期・弁護士数増大期において、内部の弁護士密度の格差は縮小した。

但し、この広域間格差（格差比率）と広域内格差とは、三つの時期において対照的な動きをしている。まず、1980年代は広域間の格差は縮小したが広域内部の格差は拡大した。これに対して、弁護士の増加が始まった1990年代以降は、まず2001年までは、広域間格差が広がったが、広域内部の格差は縮小し、その後は、広域内部の格差は更に縮小するとともに、広域間格差も縮小に転じた。

司法アクセス拡充の観点からは、広域間格差、広域内格差ともに、縮小することが望ましい。1990年代以降の弁護士増は、広域内部の格差の縮小という点では一貫してプラスの効果をもたらしたが、広域間の格差という点では、当初は格差拡大というマイナスの効果を生み、21世紀に入ってから格差縮小というプラスの効果を生んだ。このような特徴的な動きは、わが国の弁護士市場の構造（東京・大阪、多弁護士数地域、少弁護士数地域の間における弁護士獲得競

【図 20】 弁護士密度と実質県内総生産の散布図（2001 年）

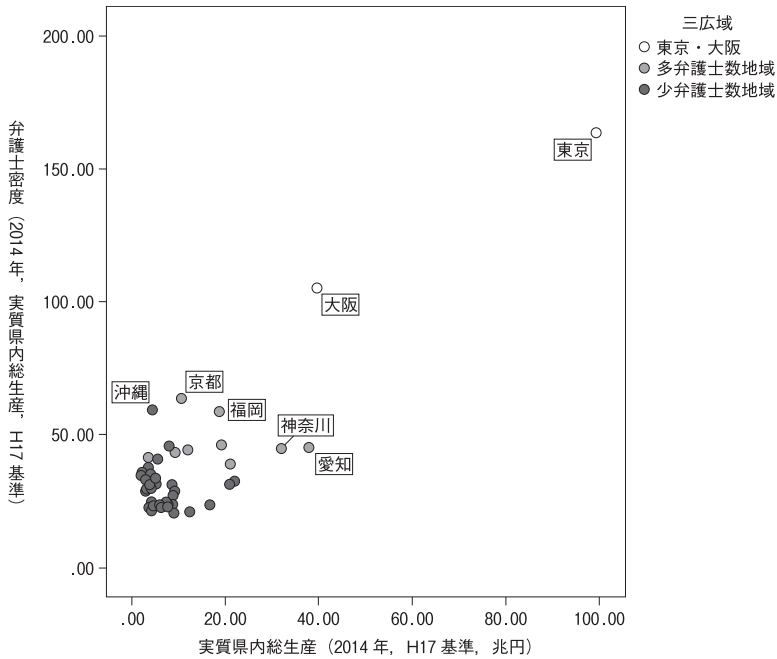


出所：[表 8] と同じ。

争上の優劣と相対的飽和の段階的移行) が関係している。司法試験合格者数を増やしても、一定水準を超えないと広域間格差は縮小しない可能性を示唆している。この点についてはⅥ章で詳しく分析する。

最後に、2014年の都道府県別弁護士密度の状況を棒グラフで示し、弁護士密度から見た司法アクセスの現状を概観してみよう。全国、多弁護士数地域のみ、少弁護士数地域のみ、の3パターンを示した（[図 17] ~ [図 19]）。多弁護士数地域、少弁護士数地域それぞれの内部において密度の差が縮小し、相対的にフラット化した2014年の状況を表す図である。2001年の棒グラフは割愛するが、2014年現在、依然として弁護士密度には地域差があるものの、上記のように、2001年と比較すると各地域内部の散らばりは縮小した結果をこれらの図は表している。多弁護士数地域では京都と福岡の弁護士密度の高さが目立つ。少弁護士数地域では、沖縄を別にすれば、岡山、熊本、奈良の弁護士密度

【図 21】 弁護士密度と実質県内総生産の散布図 (2014 年)



出所：[表 8] と同じ。

の高さ、茨城、岩手、三重の低さが目立つ。

なお、弁護士密度が県内総生産の水準に無関係に各都道府県で一致していれば（弁護士へのアクセスが県内総生産を基準にして全都道府県で完全に平等）、県内総生産を横軸にとった散布図は、横軸に平行な直線上に全ての点が並ぶことになる⁷⁷⁾。これに照らして現実の散布図を見れば、県内総生産以外の要因で弁護士密度に差が生まれている状況が把握できる。

2001年と2014年のデータによるその散布図が[図 20]と[図 21]である。

東京、大阪が外れ値であること、それ以外では、多弁護士数地域と少弁護士数地域がほぼ完全に二層に分かれていることがわかる。それぞれの層では横軸に平行な比較的狭い幅の範囲内で散らばっている。少弁護士数地域では、沖縄

77) 県内総生産が大きいかほど弁護士密度が高くなる場合は、右上がりのカーブを描く。

が外れ値的位置にあり、他はほぼかたまっているが、弁護士密度にはなお差が残っている。2001年と2014年を比べると⁷⁸⁾、第一に東京と大阪が、多弁護士数地域に近づいている。第二に多弁護士数地域の中で弁護士密度の低い層が少弁護士数地域にかぶっている。多弁護士数地域内の縦の広がりが縮んでいる様子がわかり、かつ、多弁護士数地域と少弁護士数地域の距離が近づいたことが示されている。第三に、沖縄の外れ具合も緩和し、他の少弁護士数地域に非常に接近した。全体として、少弁護士数地域内の縦の広がりが縮んでいる様子がわかる。

今後、この2軸による散布図がどう変化していくかは、我が国の司法アクセス状況を示すものになる。司法試験合格者数を1500人前後にまで引き下げて維持する政策がどのような帰結をもたらすかを注視する必要がある。

3 ま と め

本章では弁護士密度という指標を用いて、3広域間及び各広域内の変動を見た。

弁護士供給が低水準で固定されていた1980年代において、3広域とも弁護士密度の中央値の低下がみられたが、法曹増員に転じてからは、2001年、2014年と弁護士密度の中央値は3広域とも上昇し続けた。東京・大阪と多弁護士数地域の間、多弁護士数地域と少弁護士数地域の間、密度の格差（中央値の隔たり）は、1980年から1990年にかけて縮小したが、2001年にかけて拡大した後、2014年にかけて再び縮小し、両広域は接近している。

近年の弁護士急増は、どの広域の弁護士密度も上昇させたが、多弁護士数地域、少弁護士数地域の弁護士密度の上昇が相対的に大きく、その結果、3広域が接近した。この点で、第IV章のモデルIVで2001年から2014年にかけて多弁護士数地域と少弁護士数地域の接近が見られたとする結論と平仄があっている。

多弁護士数地域と少弁護士数地域それぞれの内部における弁護士密度の散らばり（格差）も、1980年から1990年にかけて広がったが、1990年から2001年にかけて縮小し、さらに2001年から2014年にかけて小さくなった。近年の

78) 弁護士密度の軸（縦軸）の目盛りが2014年は2001年の二倍になっている点に注意する必要がある。

弁護士急増のもとで、多弁護士数地域、少弁護士数地域ともに、内部における弁護士密度の格差も縮小した。

とはいえ、広域間格差が解消したわけではなく、また、広域内格差も残っている。今後、司法試験合格者数を1500人水準に抑えた結果が、2014年以降の弁護士密度の状況にどのような影響をもたらしているかを追跡する必要がある。

ところで、司法試験合格者増にともなう、弁護士の増加は1990年代に開始し、21世紀に入って加速したが、一時的に1990年から2001年にかけて3広域間の弁護士密度の格差が広がり、次に2001年から2014年にかけて縮小したのはなぜであろうか。1990年代以降、広域内部の格差の縮小という点では一貫してプラスの効果をもたらしたが、広域間の格差という点では、当初は格差拡大というマイナスの効果を生み、21世紀に入ってから格差縮小というプラスの効果を生んだ。この一見不思議な現象は、弁護士密度格差の縮小・解消という司法アクセスの拡充の観点からも、それをもたらした要因を明らかにする必要がある。

この問題を検討するために、次の章では、この時期の供給側の要因と需要側の要因に分けて分析する。

VI 弁護士供給拡大の効果と限界—地域格差への影響

1 供給側の要因

以上の分析からは、21世紀に入ってからからの弁護士急増の効果が、県内総生産と弁護士数の関係に、それ以前と顕著に異なるパターンをもたらしていることが示された。すなわち、線形回帰モデルにおける限界効果と決定係数の上昇、弁護士密度の中央値の広域間格差の縮小と広域内の格差の縮小である。先の4つのモデルで検証したように、多弁護士数地域と少弁護士数地域を統計的に区別することは依然としてできるものの、両広域の近接傾向が示唆されたが、弁護士密度の分析によっても、このことは示され、かつ、東京・大阪と多弁護士数地域との接近、多弁護士数地域と少弁護士数地域の接近、2広域内部の格差の縮小も示された。

これは、本稿が調べた1974年以来の変化の中で、2001年以前との顕著な差異である。それをもたらした供給側の要因の一つは、言うまでもなく司法試験

[表 14] 3 広域の弁護士分布とその変動

	1980 年	1990 年	2001 年	2014 年	増加(80 年 →90 年)	増分 シェア	増加(90 年 →01 年)	増分 シェア	増加(01 年 →14 年)	増分 シェア
東京・ 大阪	6880	8201	11626	20359	1321	56.0%	3425	67.2%	8733	54.1%
多弁護士 数地域	2361	2924	3957	7674	563	23.9%	1033	20.3%	3717	23.0%
少弁護士 数地域	2200	2675	3314	7012	475	20.1%	639	12.5%	3698	22.9%
合計	11441	13800	18897	35045	2359	100.0%	5097	100.0%	16148	100.0%

出所：[図 1] ～ [図 5] と同じデータにより計算した。

合格者の急増による弁護士の急増（[図 14]）である。

そこで、この急増期の弁護士供給が 3 広域にどのように吸収されたかを具体的に見てみることによって、3 広域の近接傾向と広域内の弁護士密度格差の縮小がもたらされたプロセスを示したい。あわせて、一時的に 1990 年から 2001 年にかけて広域間格差が拡大し、その後 2001 年から 2014 年にかけて広域間格差が縮小したという特異な現象をもたらした要因も明らかにする。

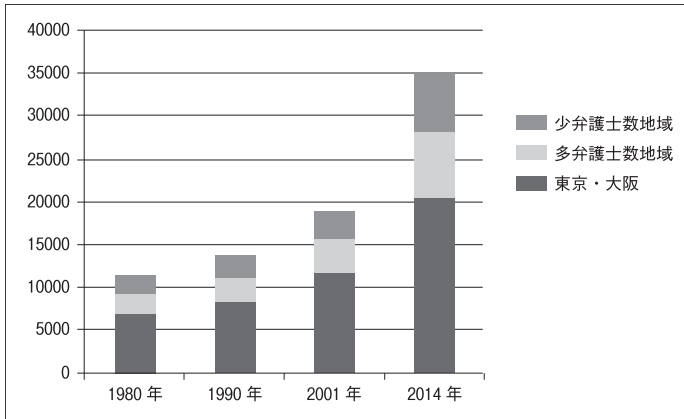
まず、この時期の弁護士急増は、広域ごとの弁護士供給パターンに大きな変化をもたらした。すでに濱野（2019）で示したが、分析に用いた広域区分が本稿のそれとは若干異なるので⁷⁹⁾、本稿の広域カテゴリーに即して要点を示そう。

本稿の広域区分に即して、1980 年、1990 年、2001 年、2014 年の弁護士数の分布とその変動を示したのが [表 14] と [図 22] ～ [図 24] である。

[表 14] と [図 24] が示すように、1980 年から 1990 年にかけて、毎年の司法試験合格者数につき 1960 年代後半以来の水準である 500 名程度が維持されていた時期と比較すると、1990 年から 2001 年にかけては弁護士数の毎年の増加数が緩やかに上昇を続ける中で、広域間の競争上有利な東京・大阪への弁護士供給が相対的に増え、これに対応して、多弁護士数地域、少弁護士数地域へ

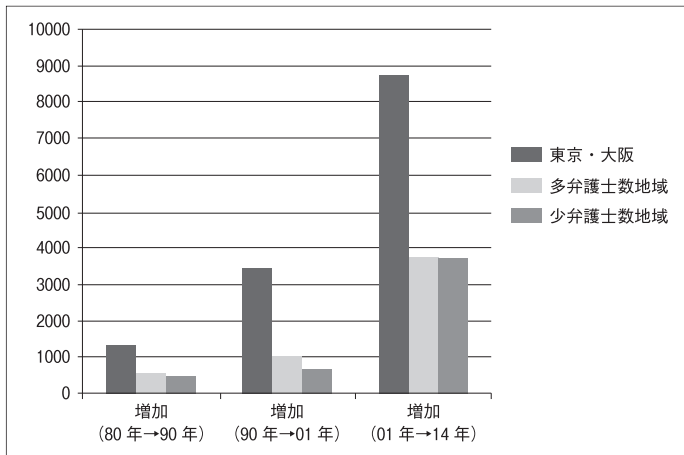
79) 濱野（2019）では、2005 年の弁護士率（人口 10 万人当りの弁護士数）の高いグループ（弁護士率 8 以上）と低いグループに分けた。前者の高弁護士率地域は、東京、大阪を含む高裁所在地と神奈川、京都、兵庫、岡山、沖縄の 13 都道府県である。

[図22] 3広域の弁護士分布の推移



出所：[図1]～[図5]と同じデータにより計算した。

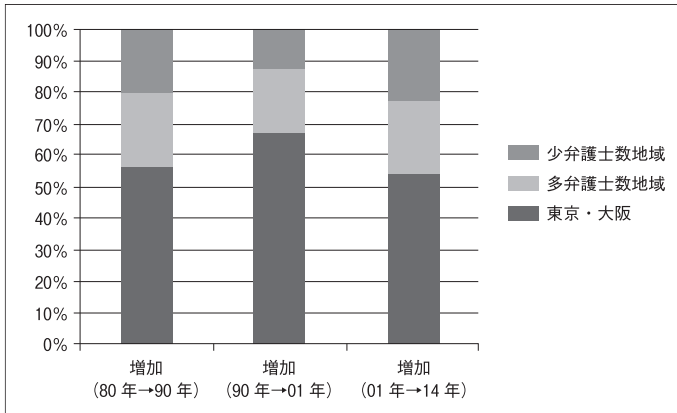
[図23] 3広域の弁護士増加数の推移



出所：[図1]～[図5]と同じデータにより計算した。

の弁護士供給はその分、相対的に抑制された。絶対数は、多弁護士数地域、少弁護士数地域とも1980年代の10年間よりも多く増加したが（[図23]）、増分に占めるシェア（増分シェアと呼ぶ）は低下し（[図24]）、東京・大阪に食われた形である。多弁護士数地域、少弁護士数地域ともに増分シェアは低下した

【図 24】 弁護士増加数に占める 3 広域のシェアの推移



出所：[図 1] ～ [図 5] と同じデータにより計算した。

が、[表 14] が示すように、特に少弁護士数地域における増分シェアの低下が大きい（20.1%から12.5%に低落）。

これに対して、2001年から2014年にかけては、弁護士の大幅急増を背景に、東京・大阪の増分シェアの大幅な低下（67.2%から54.1%）、多弁護士数地域、少弁護士数地域の増分シェアの増加が顕著で、とりわけ少弁護士数地域の増分シェアの伸びが大きい（12.5%から22.9%へ上昇、[表 14]）。多弁護士数地域の増分シェアも2001年から2014年にかけて上昇したが（23.0%）、1980年から1990年にかけてよりは低い水準にとどまった。

この現象は、別稿（濱野 [2019]）で示したように、2008年から2014年にかけて東京が相対的飽和状況に直面し、弁護士増加数が急激に低下し（大阪はそれ以前から持続的に低落）、多弁護士数地域と少弁護士数地域が、その分を吸収したためである。なお、多弁護士数地域と少弁護士数地域では前者が弁護士獲得競争上優位にあるため、少弁護士数地域での増加は少し遅れて始まった。[図 24] が示す3広域の増分シェアの動きは、このような相対的飽和の段階的推移によって理解できる。

しかしながら、2007年から2014年まで司法試験合格者数を約2000人に抑えたために、まず、競争上劣位にある少弁護士数地域の増加の伸びが鈍り、2012年ごろからは、増分シェアは低下に転じた。続いて、多弁護士数地域も

後を追って増分シェアは低下に転じた(濱野 2019: 120-23)。弁護士獲得競争上、少弁護士数地域の方が不利なため、司法試験合格者数の抑制の結果、まず先に増分シェアを落としたのである。逆に、東京は相対的飽和を脱して、再び、増分シェアを上昇させ始めた。2014年前後は、ちょうどこの転換点にあたっている。この影響はまだ本稿の対象とする2014年のデータに顕著に現れていないが、2007年から2014年まで司法試験合格者数を約2000人に抑えていた影響自体はすでに及んでいるだろう。それにもかかわらず、2001年から2014年の時期における東京・大阪の増分シェアの大幅低下、少弁護士数地域の大幅上昇は注目される。司法試験合格者抑制がなければ、少弁護士数地域のシェアの増加傾向はより一層顕著に現れた可能性がある⁸⁰⁾。

本稿が分析したように、東京・大阪と多弁護士数地域の間、多弁護士数地域と少弁護士数地域の間、それぞれの密度中央値の格差(隔たり)は、1980年から1990年にかけて、ともに縮小したが、ともに2001年に拡大した後、2014年に再び縮小し、両広域は接近した。上で示した弁護士供給の広域別の展開を踏まえば、1990年から2001年にかけて密度中央値の格差が拡大したのは、司法試験合格者増が、まず東京・大阪(とりわけ東京)で相対的に多く吸収されたことを背景にしている。また、多弁護士数地域と少弁護士数地域との間では前者においてより多く吸収されたことを背景にしている。2001年から2014年にかけて格差が縮小したのは、この時期の東京の相対的飽和、多弁護士数地域と少弁護士数地域の弁護士増、とりわけ、少弁護士数地域で従来より弁護士増加幅が大きかった結果と解釈できる。

弁護士密度を基準にした3広域間の格差の拡大と縮小は、この時期の弁護士供給の急増と、わが国の弁護士市場の構造に由来する3広域間の弁護士獲得競争上の優劣(それに基づく相対的飽和の段階的推移)という要因が競合した結果もたらされたのである。

2 需要側の要因

需要側の要因としては、1980年代後半のバブル崩壊後を経た1990年代以降

80) 司法試験合格者数が抑制されなかった場合、弁護士の増分に占める各広域の比率がどうなったかは、東京・大阪、多弁護士数地域の相対的飽和がどの程度の年数で緩和するかと、少弁護士数地域においていつ相対的飽和に達するかによって規定されると考えられる。

デフレが続いたこと、他方で、この時期に、情報・サービス産業の高度化、経済機能の東京集中、経済のグローバル化、規制緩和（規制改革）が進展したことが関連しうる。

この点に関して、筆者は、1997年前後が一つの画期となることを示唆した（濱野 2012）。すなわち、新規弁護士登録者のうち東京の三弁護士会登録者の占める比率と、弁護士総数に占める東京三会所属弁護士の比率が、ともに、1997年前後より上昇した⁸¹⁾ことと、外国法事務弁護士数もこの時期以降急上昇したことを示す経験的データと、企業法務処理の状況が1997年頃より大きく変化したという東京の複数の弁護士による認識や、大規模法律事務所の新規採用弁護士数の急増や合併による規模の急拡大がこの時期に見られたといった挿話的データに基づいて、少なくとも東京の弁護士に対する企業の需要が1997年前後以降、量的にも質的にも新しいステージに入ったことを示唆した。

このような経済の変化についてさらに具体的に分析する余裕はないが⁸²⁾、経済のマクロ指標の一つである県内総生産の変動については概観できる。弁護士密度は弁護士数を県内総生産によって除した値であるので、供給側の弁護士数の変動と需要側の県内総生産の変動の相対的關係が反映する。3つの時期における3広域の県内総生産の動きを見ることによって、広域単位での弁護士密度の動きのコンテクストを理解することができる。

まず、実質県内総生産に関連する基本的変数として、3広域の中央値、中央値の差の比率（多弁護士数地域の中央値を基準とした差の比率）、四分位範囲、四分位範囲係数を示したものが〔表 15〕である。

実質県内総生産の動きは、中央値で見ると、3広域共通して1980年から1990年にかけては大幅に増加したが、以後は、わずかな増加にとどまっている。1980年代は実質でも相当の経済成長を記録したが、1990年以降はその広域も経済の成長（拡大）は低水準である。1990年代以降、県内総生産の伸びが低かったことは、それだけで弁護士密度の上昇要因であるが、加えて1990年代後半から徐々に弁護士増加政策がとられ、さらに21世紀に入って大幅な増加が実現したことはより大幅な弁護士密度の上昇をもたらした。

まず、1980年から1990年にかけての特徴は、東京・大阪と多弁護士数地域

81) この傾向は2000年代半ば頃まで続く。

82) 若干の分析を試みた濱野（2016）参照。

[表 15] 実質県内総生産に関する基本変数の値の推移

		1980年 (H2基準)	1990年 (H2基準)	1990年 (H7基準)	2001年 (H7基準)	2001年 (H17基準)	2014年 (H17基準)
東京・大阪	中央値	35.969	60.060	60.394	63.565	65.763	69.403
	中央値の差 の比率	+2.115	+3.045	+2.800	+2.512	+2.888	+2.726
多弁護士数 地域	中央値	11.548	14.847	15.893	18.099	16.915	18.627
	四分位範囲	9.948	15.317	16.628	17.291	15.602	16.558
	四分位範囲 係数	0.861	1.032	1.046	0.955	0.922	0.889
少弁護士数 地域	中央値	2.883	3.986	4.287	4.807	4.577	4.926
	中央値の差 の比率	-0.750	-0.732	-0.730	-0.734	-0.729	-0.736
	四分位範囲	2.244	3.756	3.790	3.974	3.635	4.582
	四分位範囲 係数	0.778	0.942	0.884	0.827	0.794	0.930

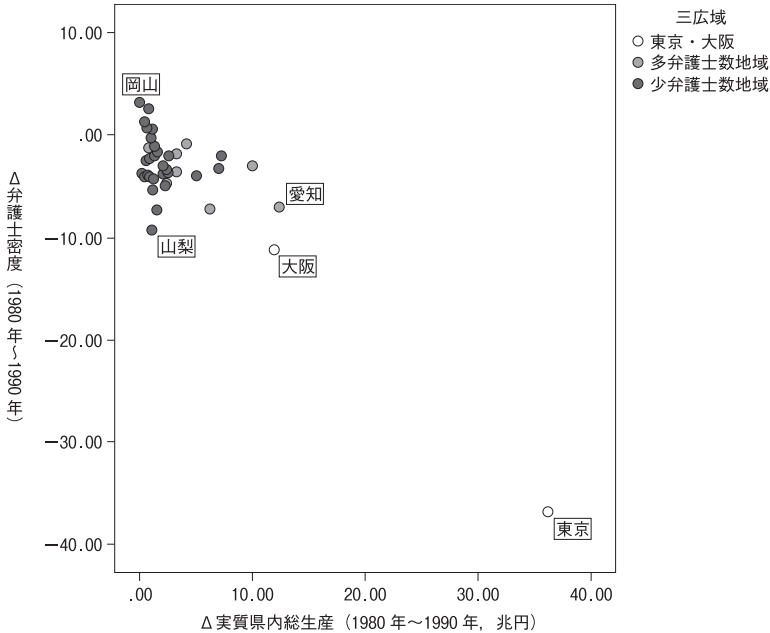
注：中央値の差の比率は、東京・大阪、少弁護士数地域それぞれの中央値と多弁護士数地域の中央値の差を、多弁護士数地域の中央値で除した値。中央値の単位は兆円。

出所：[表 8] と同じ。

の実質県内総生産の中央値の差がかなり拡大したことにある。先に見たように、この時期、弁護士密度の東京・大阪と多弁護士数地域の格差は縮小したが（[表 11]）、これは、弁護士供給がこの時期低い水準に固定されていたことと、県内総生産の両広域間の差が拡大したことの双方が関係している。すなわち、この時期の東京・大阪の弁護士増加数が、県内総生産の相対的な伸びの大きさに追いつかなかったことに由来している。他方、少弁護士数地域と多弁護士数地域の県内総生産の中央値の差は、ほとんど変わらない（わずかに縮小）。この時期の弁護士密度の中央値の差もほとんど変わらなかった（わずかに縮小、[表 11]）。

このように 1980 年代の 10 年間は全般的に県内総生産が大幅に伸びたにもかかわらず弁護士供給全体が低い水準で固定されていたために、大多数の各都道府県で弁護士密度は低下した。特に東京の弁護士密度の低下幅が顕著で、それを示すのが [図 25] である。東京のみが著しく弁護士密度を下げて右下遠く

【図 25】 弁護士密度の増減分と実質県内総生産の増減分の散布図（1980年から1990年）



注： Δ 弁護士密度（1980年～1990年）は、1990年の弁護士密度から1980年の弁護士密度を引いた値。 Δ 実質県内総支出（1980年～1990年）は1990年の実質県内総支出（平成2年基準）から1980年のそれを引いた値。

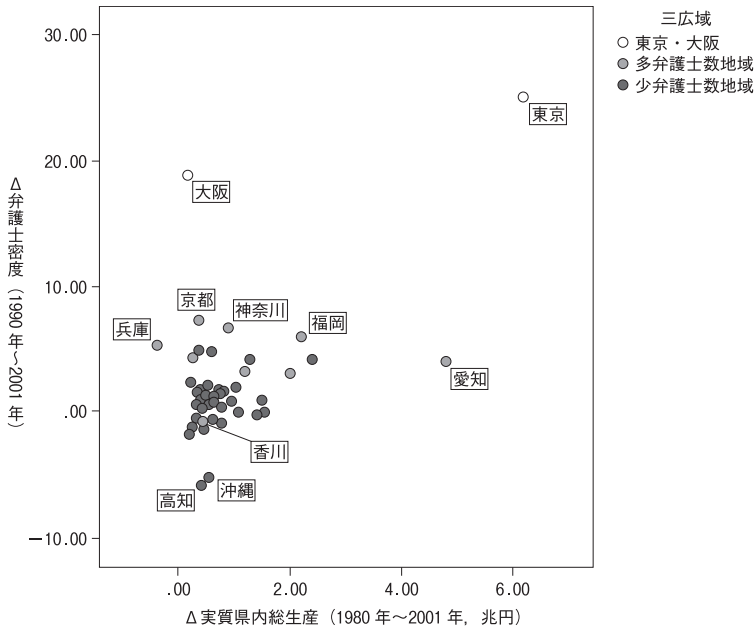
出所：[表 8] と同じ。

に位置している。これは従来全く指摘されていない知見であるが、司法試験合格者数を500名前後に固定していた結果失われた東京の弁護士市場の巨大さを示している⁸³⁾。

次に、1990年から2001年、2001年から2014年にかけては、2つの時期ともに、東京・大阪と多弁護士数地域の県内総生産中央値の差の比率はわずかに縮小し、多弁護士数地域と少弁護士数地域の県内総生産中央値の差の比率は、わずかに拡大した（[表 15]）。この対照的な県内総生産の動きと弁護士密度の関係を見るために、実質県内総生産の差分を横軸に、弁護士密度の差分を縦軸にとって散布図を描いたのが [図 26] と [図 27] である。

83) この時期の東京の弁護士の超過利潤の巨大さも示唆している。

【図 26】 弁護士密度の増減分と実質県内総生産の増減分の散佈図 (1990 年から 2001 年)



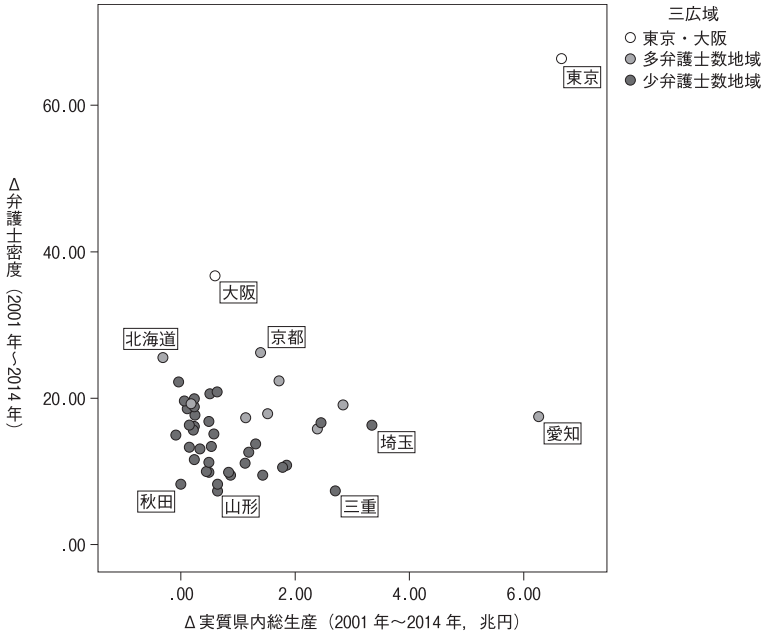
注：△弁護士密度（1990年～2001年）は、2001年の弁護士密度から1990年の弁護士密度を引いた値。△実質県内総支出（1990年～2001年）は2001年の実質県内総支出（平成7年基準）から1990年のそれを引いた値。

出所：[表 8] と同じ。

【図 26】 が示すように、1990 年から 2001 年にかけては、それまでの 10 年間で対照的に、どの地域も弁護士密度の変化がプラスに転じたが（この点で、【図 25】 のパターンとは劇的に変化した）、とりわけ、東京と大阪の増分が大きい。多弁護士数地域の弁護士密度もかなり上昇したが、少弁護士数地域はわずかな上昇にとどまっている。弁護士密度の広域間格差が拡大したことを示している。

これに対して、【図 27】 が示す 2001 年から 2014 年にかけては、【図 26】 が示す 1990 年から 2001 年へのパターンと大きな変化はないが、少弁護士数地域の弁護士密度も全体的にかなり上昇し、多弁護士数地域と同レベルに達している県もかなりある（マイナスを記録した県はない）。東京の上昇幅も大きいですが、大阪の上昇幅は小さく多弁護士数地域に接近した。弁護士密度の広域間格差が

【図 27】 弁護士密度の増減分と実質県内総生産の増減分の散佈図（2001年から2014年）



注：Δ弁護士密度（2001年～2014年）は、2014年の弁護士密度から2001年の弁護士密度を引いた値。Δ実質県内総支出（2001年～2014年）は2014年の実質県内総支出（平成17年基準）から2001年のそれを引いた値。

出所：[表 8] と同じ。

縮小したことを示している。なお、全体として弁護士密度が大幅に上昇していることは縦軸のスケールの変化が表している。

これらの図からは、1990年代以降弁護士増加が始まり、1980年代と大きくパターンが変わった状況、そして、まず、東京で弁護士増が進んだ結果、弁護士密度が相対的に上昇し、少弁護士数地域の弁護士密度は2001年以降に大きく上昇し始めた状況が見てとれる。

3 弁護士供給の拡大効果に関する仮説の提示

第V章で分析した1980年以降、1990年、2001年を経て2014年までの弁護士密度の動きを、以上の供給側と需要側の要因分析と総合し、次の仮説を提示し、政策的な留意点を指摘したい。

まず、1990年ごろまでの経済拡大とインフレの時期に、司法試験合格者数が約500名に抑えられていたため弁護士供給が限定的である条件のもとで、県内総生産の水準の高い東京・大阪や多弁護士数地域で弁護士供給が追いつかず、相対的に広域間の弁護士密度の差が縮小した。この時期の東京で得ることができたはずの弁護士市場は非常に大きかったと推測される。

次に、1990年代に司法試験合格者の増加が始まると、まず東京に弁護士が吸収され、他地域、とりわけ少弁護士数地域へ弁護士が回らず、これが、1990年から2001年にかけて、東京・大阪と多弁護士数地域、多弁護士数地域と少弁護士数地域の弁護士密度格差が広がった要因である。しかしながら、21世紀に入り司法試験合格者数の増加幅が拡大する過程で、2000年代後半に東京でまず相対的飽和となり、次に多弁護士数地域の弁護士増加が頭打ちになったのに対して、少弁護士数地域では弁護士増加が持続した⁸⁴⁾。その結果、3広域間の弁護士密度の格差が縮小した。この現象は、弁護士獲得競争において、東京・大阪が優位に立ち、多弁護士数地域が続き、少弁護士数地域が最も劣位にあるという弁護士市場の構造のもとで、弁護士増加局面では、まず東京・大阪が相対的に飽和し、多弁護士数地域が続き、このような相対的飽和状態の移行に対応して、少弁護士数地域への弁護士供給が増大するという特質（濱野2019）に由来している。

1990年から2001年にかけて、東京・大阪と多弁護士数地域の間、多弁護士数地域と少弁護士数地域の間での弁護士密度格差が拡大し、2001年から2014年は、逆に、双方の格差が縮小したという特異な現象は、前者において弁護士供給が東京の相対的飽和をもたらす水準ではなく、また、多弁護士数地域より競争上不利な少弁護士数地域にまで潤沢に弁護士が供給される水準ではなかったため、まず東京・大阪、とりわけ東京で弁護士が大幅に増加した結果である⁸⁵⁾。続いて2000年代の弁護士の大幅増の過程で、弁護士密度の全般的上昇

84) 司法試験合格者数を2000人に抑え、さらに1500人に向けて減少させる過程で、まず少弁護士数地域の増加幅が抑えられたが、その影響は2014年までのデータには顕著には現れていない。

85) 濱野（2012: 106-107）で示したように、新規弁護士登録者のうち東京の三弁護士会登録者の占める比率は1996年から反転して上昇し始め、2005年ごろまで上昇は続いた。弁護士総数に占める東京三会所属弁護士の比率は1999年から急上昇し、2000年代半ばから後半にピークとなって頭打ちとなった。

のみならず、東京の相対的飽和をもたらし、少弁護士数地域にまで、より多数の弁護士供給を可能にする水準であったため、2001年から2014年にかけて、3広域間の平均密度格差の縮小がもたらされた。

以上のような仮説からは次のような政策上の留意点が導かれる。司法試験合格者数を増減させることは、県内総生産を基準にした弁護士密度を全般的に変動させるのみならず、弁護士市場の構造（3広域間の競争上の優劣）を基礎に、弁護士密度の地域間格差と広域内における散らばりをも変動させる。1990年代において、広域内弁護士密度の格差は縮小したが、当時の司法試験合格者数水準では東京・大阪と多弁護士数地域の弁護士密度格差は縮小せず、むしろ、拡大する結果をもたらした。これに対して、2001年から2014年にかけての司法試験合格者の大幅増加により、広域内部の格差が縮小しただけでなく、東京・大阪と多弁護士数地域、多弁護士数地域と少弁護士数地域それぞれの格差も縮小した。これは東京がまず相対的に飽和し、さらに多弁護士数地域も相対的に飽和したことにともなって、少弁護士数地域への弁護士供給が増加し続けた結果もたらされたものである。この点は従来ほとんど論じられていないが、司法アクセス政策上、留意しなければならない。

東京・大阪の弁護士の一時的飽和は、人目を引く現象であるが、他地域、とりわけ少弁護士数地域への弁護士供給を増加させる効果があり、かつ、飽和は相対的、一時的なものであるという点を忘れてはならない。多弁護士数地域や少弁護士数地域における飽和も同じである。弁護士の一時的な就職難への短絡的反応ではなく、日本の弁護士市場の構造を踏まえた全体的・長期的な視点で、司法試験合格者数の水準を考えなければならない。

4 各県の弁護士密度の長期的推移と残存する弁護士密度格差

最後にまとめとして、1974年以來の弁護士密度について、3広域に区分せず、都道府県単位の全国的な動きを追ってみよう。従来、単位人口当りの弁護士数（弁護士率）で地理的分布の不均衡（弁護士偏在）を論じることが多かったが、本稿が示したように、県内総生産を基準に計算した弁護士密度も、弁護士の地理的分布の不均衡を検討する上で重要な指標である⁸⁶⁾。

東京・大阪を除いた道府県全体と、東京・大阪を含む全国とに分けて⁸⁷⁾、

86) 弁護士密度の指標としての有効性と、弁護士率との比較は濱野（近刊）を参照。

【表16】 弁護士密度関連変数の値の推移（都道府県単位）

全国	1974年 (H2基準)	1980年 (H2基準)	1990年 (H2基準)	1990年 (H7基準)	2001年 (H7基準)	2001年 (H17基準)	2014年 (H17基準)
平均値	24.09	21.68	18.86	17.65	20.01	20.89	37.68
最大値	120.93	112.25	75.35	77.96	103.00	96.91	163.33
最小値	10.24	9.76	6.64	6.28	8.11	8.90	18.95
標準偏差	17.82	16.24	12.99	12.73	16.29	15.67	23.87
変動係数	0.74	0.75	0.69	0.72	0.81	0.75	0.63
最大と最小の幅	110.69	102.48	68.71	71.68	94.89	88.00	144.39
最大と最小の比	11.81	11.50	11.35	12.41	12.70	10.89	8.62
東京・大阪を除く	1974年 (H2基準)	1980年 (H2基準)	1990年 (H2基準)	1990年 (H7基準)	2001年 (H7基準)	2001年 (H17基準)	2014年 (H17基準)
平均値	20.76	18.67	16.87	15.65	17.14	18.15	33.40
最大値	39.00	33.96	61.38	55.51	50.39	51.44	63.04
最小値	10.24	9.76	6.64	6.28	8.11	8.90	18.95
標準偏差	6.92	5.98	8.66	7.91	7.99	8.20	10.77
変動係数	0.33	0.32	0.51	0.51	0.47	0.45	0.32
最大と最小の幅	28.76	24.20	54.74	49.24	42.27	42.53	44.09
最大と最小の比	3.81	3.48	9.24	8.84	6.21	5.78	3.33

出所：[表8] の出所と同じ。

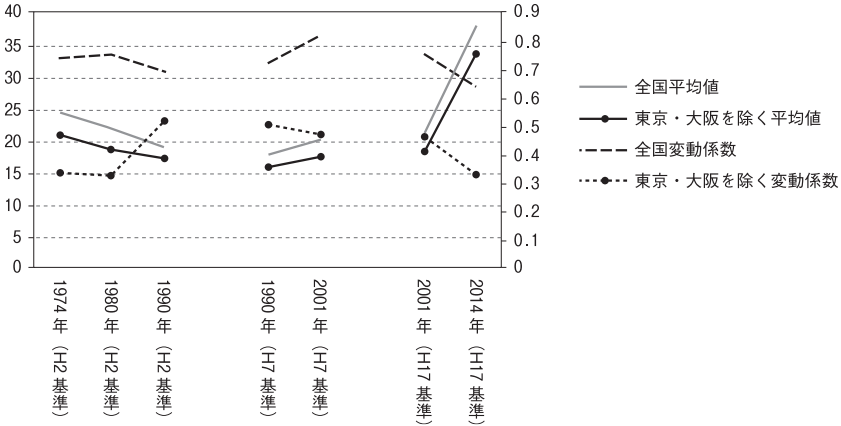
弁護士密度の最大値、最小値、平均値、変動係数、最大と最小の幅、最大値と最小値の比の推移を示したのが、[表16]、[図28]～[図30]である。

まず、[図28]が示すように、平均値は、全国と東京・大阪を除く地域とはほぼ同じ動きをしており、1974年から1990年にかけて低下したが、2001年に緩やかに上昇、さらに2014年には大幅に上昇した。2014年現在、全国の弁護士密度平均値は県内総生産1兆円当たり38人である。

散らばりの程度を示す変動係数の動きを見ると、全国と東京・大阪以外の地域とでは若干異なっている。全国では、1990年にかけて下降したが（平均値の

87) 東京と大阪の弁護士密度は外れ値的に大きいため、平均値を上方にひっぱっている。そこで、東京と大阪を除いた平均値も算出した。

〔図 28〕 弁護士密度の平均値と変動係数の推移



注：平均値は実質県内総生産（総支出）1兆円当りの弁護士数。変動係数は、平均値の標準偏差を平均値で除した値。左軸は平均値，右軸は変動係数を示す。1990年（H2年基準）と1990年（H7年基準），2001年（H7年基準）と2001年（H17年基準）とは、実質化のための基準年を異にしているために値が一致しないのであり，比較する意味はない。

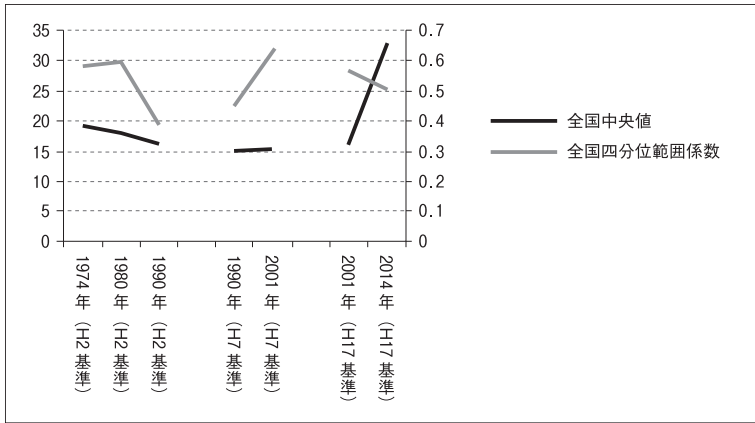
出所：〔表 8〕の出所と同じ。

散らばりは縮小)，2001年にかけて上昇し，2014年にかけて反転，下降し，1990年の水準よりも更に低くなっているようである。これに対して，東京・大阪を除いた地域では，1990年にかけて上昇（散らばりは拡大）したが，以後は下降を続けている（散らばりは縮小）。1990年から2001年にかけて東京の弁護士密度が他とかけ離れて上昇したことに由来していると考えられる。それを除けば，近年の弁護士の大幅増加は都道府県単位で見ても弁護士密度の散らばりを縮小させている。

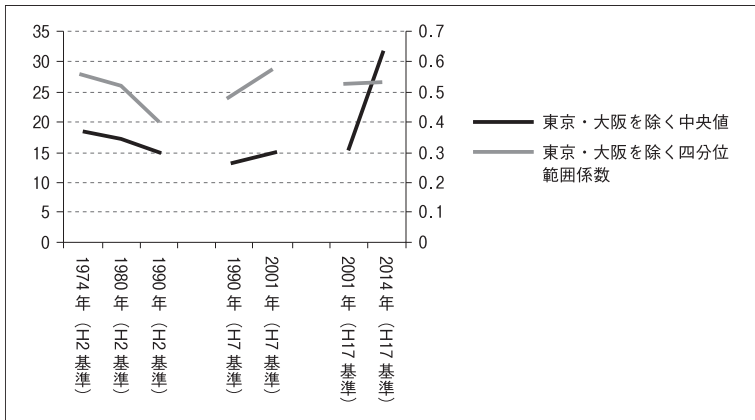
念のため，中央値と四分位範囲係数の動きを見ても，ほぼ同じパターンである（〔図 29〕）。但し，東京・大阪を除いた場合の四分位範囲係数の動きについては，2001年から2014年にかけて低下していない点が，変動係数の動きとは異なる（〔図 30〕）。この指標によれば，近年のこの地域の散らばりは横ばいである。標本サイズは十分大きいので，平均値と変動係数を見て論じることは妥当であり，中央値と四分位範囲係数の動きは参考に留めておいてよいだろう。

以上のように，近年の弁護士大幅増加の効果として，全国的な弁護士密度平均値の上昇と，弁護士密度の散らばりの縮小を確認することができる。都道府県単位で見ても，弁護士密度の上昇と弁護士密度の格差縮小が確認された。

【図 29】 弁護士密度の中央値と四分位範囲係数の推移（全国）



【図 30】 弁護士密度の中央値と四分位範囲係数の推移（東京・大阪を除く）



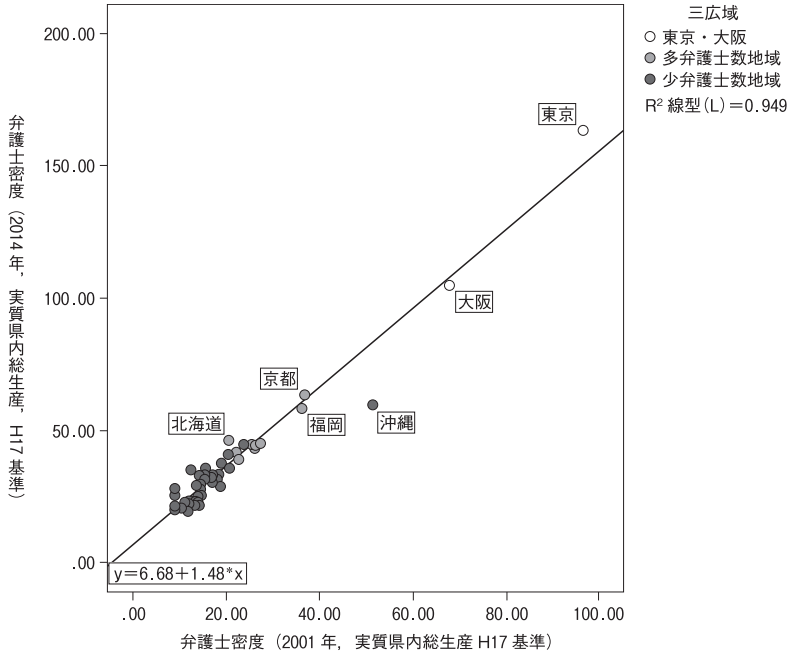
注：左軸は中央値，右軸は四分位範囲係数。

出所：[表 8] の出所と同じ。

しかしながら，なお，弁護士密度には格差が残っている。2014年現在，弁護士密度の最大地域と最小地域の差は県内総生産1兆円当たり144人である。

弁護士密度の格差をもたらしている主な要因として考えられるのは，弁護士供給側の要因としては，司法試験合格者数の制約（特に，近年の減少政策），需要側の要因としては県内総生産の水準とその変化である。それ以外の要因とし

【図 31】 2001 年と 2014 年の弁護士密度の散布図



出所：[表 8] の出所と同じ。

ては、地域の弁護士会や既存法律事務所の弁護士リクルート方針の態様が考えられる（それ以外の要因がないという趣旨ではない）。

格差の現状を、2001年と2014年の弁護士密度の散布図で表現してみよう。

[図 31] が示すように、両者の相関は非常に強い（相関係数は 0.974）。そのなかで、2014年の東京の密度が相対的に高めであり、沖縄が低めになっていることがわかる。

より詳しく見るために、回帰直線に基づく2014年の予測値から実測値が離れている程度を標準化残差で示したのが [表 17] である。標準化残差は、この回帰式から計算される2014年の予測値と実測値（実現値）の乖離の程度を示しており、平均を 0、標準偏差を 1 となるよう残差を変換した値である。

予測値よりも2014年の実測値が大きい地域は、上位から順に、東京、鳥取、北海道、島根と続き、標準化残差が 0 に近い神奈川と茨城が平均的地域、最も実測値が過小なのが沖縄で、山形、徳島、三重、秋田と続く。

[表17] 2014年の弁護士密度の乖離度(2001年の弁護士密度を独立変数にした回帰分析)

	標準化残差		標準化残差
東京	2.362	茨城	-0.076
鳥取	1.735	富山	-0.081
北海道	1.623	新潟	-0.107
鳥根	1.450	山梨	-0.110
長崎	1.042	岐阜	-0.257
佐賀	1.000	大分	-0.262
青森	0.969	群馬	-0.285
熊本	0.737	広島	-0.299
鹿児島	0.676	兵庫	-0.316
宮崎	0.502	福岡	-0.340
岡山	0.494	高知	-0.350
福井	0.482	岩手	-0.353
奈良	0.469	宮城	-0.389
千葉	0.465	愛媛	-0.399
和歌山	0.458	愛知	-0.477
埼玉	0.304	福島	-0.478
香川	0.300	長野	-0.480
京都	0.297	大阪	-0.548
滋賀	0.290	静岡	-0.604
石川	0.177	栃木	-0.628
神奈川	0.042	山口	-0.693
		秋田	-0.887
		三重	-0.941
		徳島	-1.059
		山形	-1.166
		沖縄	-4.289

注：ハイライトは東京・大阪と多弁護士数地域。
出所：[表8]の出所と同じ。

[表 17] が示す標準化残差の数値は、2つの時期の弁護士密度を基準に、各都道府県が2014年にどの程度ばらついたかを示すとともに、平均からどの程度はなれた弁護士密度を実現したかを示している。東京、鳥取、北海道、島根など上位地域は、弁護士を相対的に多く流入させたのに対して、下位の沖縄、山形、徳島、三重、秋田は、弁護士の流入が相対的に低調だったと言える。

[図 31] と [表 17] は、21世紀初頭の弁護士急増期における、地域間の弁護士獲得競争の結果、依然として残っている地域間の格差を示しているのである。

5 ま と め

本章は、特に21世紀初頭の弁護士供給拡大の局面に焦点をあてて、弁護士密度の広域間・広域内格差への影響を明らかにした。1990年以降、それ以前と対照的にどの広域も弁護士密度が上昇した。その中で、1990年から2001年にかけて東京・大阪と多弁護士数地域、多弁護士数地域と少弁護士数地域双方の間の弁護士密度格差が拡大したこと、2001年から2014年にそれら双方の広域間の弁護士密度格差が縮小したこと、および、1990年から2014年にかけて多弁護士数地域と少弁護士数地域双方の内部の弁護士密度格差が縮小したことを明らかにし、そうした現象を説明するための仮説を提示した。とはいえ、広域間、広域内ともに弁護士密度の格差が解消したわけではない。

さらに、都道府県単位の弁護士密度も平均値の上昇、変動係数の低下傾向が見られるものの、弁護士密度の格差は依然として残っていることが示された。

Ⅶ 現状の評価と政策提言

1 司法制度改革の成果

以上で明らかになった弁護士密度の全般的上昇は、実質県内総生産の低成長という要因が寄与しているものの、司法制度改革による司法試験合格者数の増加政策の効果でもある。

弁護士急増の社会的意義は、単に毎年 of 弁護士の供給が増大したというだけでなく、まず東京が飽和に近づき、続いて多弁護士数地域が飽和に近づくという段階的飽和過程を通じて、従来、弁護士供給が著しく制約されていた少弁護士数地域に対して、持続的に弁護士の大幅供給が実現した点にある（濱野 2019）。

これが、2001年から2014年にかけて、東京・大阪と多弁護士数地域間、多弁護士数地域と少弁護士数地域間の弁護士密度格差を縮小させ、多弁護士数地域内、少弁護士数地域内の弁護士密度格差を縮小させた要因である。

2 限界と懸念

このような司法制度改革の成果にもかかわらず、弁護士密度の格差は広域間においても、広域内においても残っている。加えて、近年、司法試験合格者数を1500人程度に抑制する政策がとられているため、広域間および広域内の弁護士密度の縮小傾向は鈍化する懸念がある。格差拡大に反転する可能性もある。

濱野(2019)が示したように、わが国の現在の弁護士市場の構造は、弁護士獲得競争において、東京が最も優位に立ち、他の高裁所在地とその周辺が多弁護士数地域が続き、少弁護士数地域は不利な位置にある。段階的飽和現象が見られ、東京で相対的な飽和状態になると、多弁護士数地域と少弁護士数地域への弁護士供給数がオーバフローとして増え、多弁護士数地域が飽和状態になると、さらに少弁護士数地域にあふれていく⁸⁸⁾。少弁護士数地域間でも、弁護士率(単位人口当りの弁護士数)や弁護士増加率の差は大きい(濱野2018:242-246)。司法試験合格者数が1500人レベルに絞られて維持されるならば、少弁護士数地域への弁護士供給が再び抑制され、弁護士密度の上昇が鈍化し、下降に反転する可能性もある。近年の司法試験合格者数の絞り込みの影響はまずなによりも少弁護士数地域への弁護士供給の低下として現れている(同)。今後は、東京の飽和が緩和し毎年の弁護士増加数が上昇に転じ、多弁護士地域への弁護士供給の下降も反転するだろう。この傾向が続くなら、多弁護士数地域と少弁護士地域の格差は再び拡大する可能性がある。

3 当面の政策提言

司法試験合格者数の決定手続きにおいて、弁護士の一時的な就職難が生じた時、日本の弁護士市場の構造を考慮した総合的な検討を行うことなく、短絡的に合格者の水準を操作するような対応をするべきではない。消費者利益が司法

88) その途中で、東京、大阪、多弁護士数地域の相対的飽和が終わり、少弁護士数地域の弁護士増も鈍化する。

試験合格者数の決定過程で十分反映されない制度の欠陥でもあり、消費者利益を反映するための制度改革をする必要がある⁸⁹⁾。

原理的には、司法試験合格者数を再び増やし、東京と多弁護士数地域の弁護士数が一時的に飽和する状態（全国弁護士総数のシェアが低下する状態⁹⁰⁾）を現出させ、少弁護士数地域への弁護士供給を増やす方法がある。しかしながら、当面、政治的には極めて困難である。また、法曹志望者が激減している状況では、司法試験合格者数の引き上げは合格者の質の維持という点で懸念がありえる⁹¹⁾。そのような状況のもとで、いかなる対策が可能であろうか。

東京・大阪や多弁護士数地域の弁護士数の水準が十分なわけでもなく、分布が適切であるというわけでもないが、まずは少弁護士数地域の問題に取り組むべきである。

第一に、少弁護士数地域における弁護士求人情報（需給状況に関する情報）を迅速に司法修習生、司法試験受験者、さらに法学部生、高校生に伝える仕組みを作る必要がある。

また、少弁護士数地域やその周辺の法科大学院・法学部（特に法曹コースを設置した法学部）は、その地域の弁護士業務の実態、求人情報を学生に伝え、リクルート・チャンネルを作る必要がある。少弁護士数地域の法律事務所と法科大学院や法学部（当該県に限らない）の連携も検討に値する。このような方策により少弁護士数地域への関心と理解を持つ法科大学院生を増やし、現地の法律事務所への就職の道筋をつける必要がある。

同時に、全国各地の弁護士の受給状況、司法アクセスの現状について、正確な情報を、法曹に関心を持つ高校生、大学生、社会人に伝える仕組みを作り、運用する必要がある⁹²⁾。これにより、優秀な人材が多数、司法試験受験を自

89) 神取道宏は、そのミクロ経済学の入門書において、一般に、日本の経済政策の決定過程に共通する問題点として、消費者の利益を代表する者が不在である点を指摘し、国民やメディア関係者が経済学の正確な知識を習得して消費者の権利を主張することの必要性を強調している（神取 2014: 196）。このことは司法制度の根幹である司法サービスの生産者数を規定する司法試験合格者数の決定過程についても当てはまる。

90) 「飽和」概念については濱野（2018b）参照。

91) 司法試験合格者数を人為的に固定することの問題点は、受験者の数と質の変動を考慮せず合格者を一定数に定める点にある。

92) 東京の大規模法律事務所による新人の弁護士大量採用状況や給与水準、その他の法律事務所の新人弁護士採用情報なども、社会に伝える必要がある。

指し、合格する状況を早急に復活させなければならない。マスメディアの弁護士に関するネガティブな情報が高校生、大学生に及ぼした負の影響は深刻である。

短絡的な司法試験合格者数操作は、20、30年単位で悪影響が持続する危険がある。

4 原理的な問題

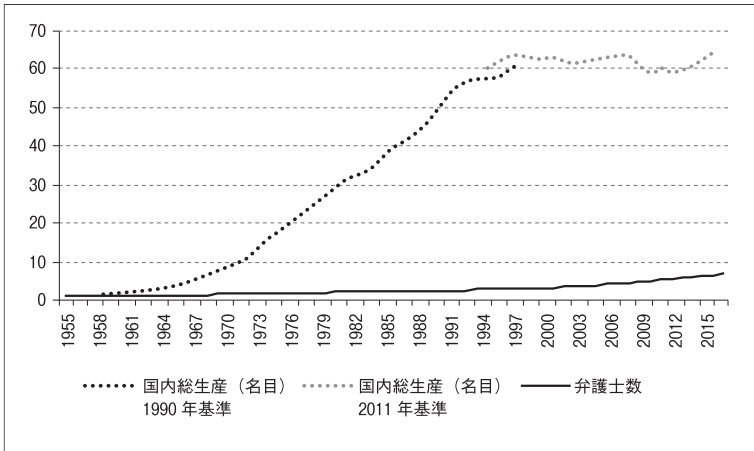
(1) 司法試験合格者数の人為的制限が意味するもの

司法試験合格者数に人為的な一定数を割り当てるという現行制度は、敗戦後に導入された司法修習制度と一体化しており、その廃止は容易ではない。弁護士についてのみ司法修習制度を廃止すること(分離修習)は検討の余地があるが、政治的に極めて難しい。法曹の資格試験に人為的な一定数を割り当てるという制度は、受験者の能力・知識の水準が大きく変動した場合にさらに弊害をもたらす。司法制度改革以前の制度において、多様で優秀な人材を広く法曹に導くという点で大きな問題があったことは周知のとおりであるが、今日のように法曹人気著しく低下した状況で、人為的な一定数を合格させる場合においても、優秀な人材に法曹資格を与えるという点で問題が生じうる。

戦後の司法研修所制度導入以来続いてきた弁護士供給の人為的制限(合格者数割当制度)は、経済水準とその変動に弾力的に対応した弁護士供給を妨げたという点でも問題があった。1990年代以降、経済の低成長にもかかわらず大幅な弁護士増を日本経済が吸収しえていることに鑑みれば、少なくとも高度経済成長期以降において弁護士分布と経済水準(県内総生産、国内総生産)とが著しく乖離していたことを示唆している。東京や大都市圏への弁護士偏在も、供給の人為的制限のもとで生じた現象である(六本 1991: 175)。人為的制限がなければ東京や大都市圏への弁護士偏在が生じなかったという意味ではなく、人為的制限がなければ、東京や大都市圏以外の地域における弁護士数が現状より多くなったという意味である。仮に人為的制限がなく、司法試験が、客観的な基準をクリアすれば合格する資格試験に近いものとして運用されていれば、東京、大阪、高裁所在地の相対的飽和が生む高裁不所在地への弁護士供給増が、高度経済成長期に持続的に生じた可能性がある。

戦後の経済変化は劇的なものであり、その間の法サービス需要は、潜在的なものや、他の士業あるいは企業法務部員によって満たされた需要をも弁護士が

〔図 32〕 名目国内総生産と弁護士数の推移——高度経済成長期以降（1955年=1）



注：破線の1955年～1998年は国内総生産（名目、1990暦年基準）、1994～2016年は国内総生産（名目、2011暦年連鎖価格基準）。弁護士数（正会員数）は、各年3月31日現在。

出所：内閣府、国民経済計算（GDP統計）、統計データ、統計表（国民経済計算年次推計）の、1955年から1998年までは、1998年度国民経済計算（1990年基準・68SNA）、フロー編、1統合勘定、国内総生産と総支出勘定による。http://www.esri.cao.go.jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h10/12annual_report_j.html、2018/10/01アクセス。1994年から2016年までは、2016年度国民経済計算（2011年基準・2008SNA）、フロー編、1統合勘定、国内総生産勘定による。http://www.esri.cao.go.jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h28/h28_kaku_top.html、2018/10/01アクセス。

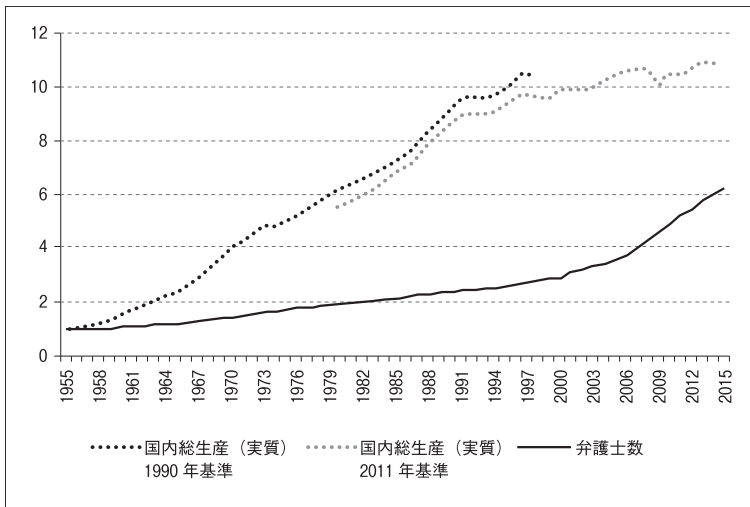
満足し得たものとして含めれば、同様に劇的に増大し、かつ多様化した。

わが国の高度成長期以降の国内総生産（名目）と弁護士数の推移を高度成長期の始期に近い1955年を1として比較したのが〔図32〕である⁹³⁾。物価の影響を除去した実質国内総生産で見たのが〔図33〕である⁹⁴⁾。実質で見た〔図33〕の方が国内総生産と弁護士数の伸びのギャップは小さいが、それでも、21世紀初頭の弁護士急増期までは両者のギャップは非常に大きい。名目、実質どちらで見ても、弁護士数は国内総生産の急成長に全く追いついていない。〔図

93) 利用可能な統計の関係から、1955年～1998年は1990暦年基準の国内総生産（名目）、1994年～2016年は2011年基準の国内総生産（名目）による。

94) 利用可能な統計の関係から1955年～1998年は国内総支出（実質、1990暦年基準）、1980年～2016年は国内総生産（実質、2011暦年連鎖価格基準）による。国内総支出と国内総生産は理論的には一致することになっているが微妙にずれている。

〔図 33〕 実質国内総生産と弁護士数の推移——高度経済成長期以降（1955年=1）



注：破線の1955年～1988年は国内総支出（実質，1990暦年基準），1980年～2016年は国内総生産（実質，2011暦年連鎖価格基準）。弁護士数（正会員数）は，各年3月31日現在。

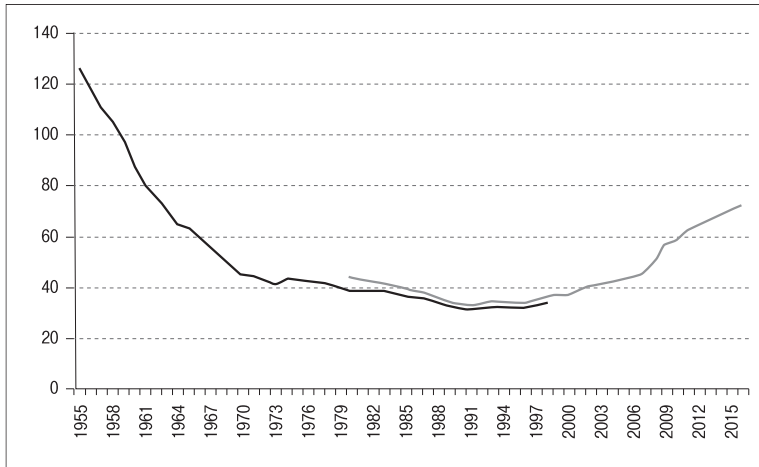
出所：内閣府，国民経済計算（GDP統計），統計データ，統計表（国民経済計算年次推計），1998年度国民経済計算（1990基準・68SNA），4主要系列表，国内総支出（実質，暦年），http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h10/12annual_report_j.html，2018/06/14アクセス。平成23年基準支出側GDP系列簡易週及，内閣府，国民経済計算（GDP統計）統計データ，http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/h23_retroactive/23kani_top.html，2018/06/14アクセス。2016年度国民経済計算（2011年基準・2008SNA），主要系列表（1）国内総生産（支出側）実質，内閣府，統計表（国民経済計算年次推計），http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h28/h28_kaku_top.html，2018/06/14アクセス。

34] は実質国内総生産を基準に計算した弁護士密度の推移である。

この3つのグラフは，戦後日本の経済拡大に際して，司法試験合格者数がより多く，また人為的な合格者数割当がないか，状況の変化に応じて弾力的に増員されていれば，弁護士が獲得できた市場の大きさ（失われた市場）を示唆している。それは，わが国における「法の支配」の実現・浸透にとっても大きな損失であった。

特に〔図 34〕の弁護士密度（実質国内総生産1兆円当りの弁護士数）の推移を示すグラフは衝撃的である。1990年代に底を打って反転するまで，弁護士密度は長期的に下降し続けていたのであり，高度経済成長期からバブル経済崩壊までの日本経済の前例のない拡大期において，弁護士界はとり残されていたこ

〔図 34〕 弁護士密度の推移（実質国内総生産 1 兆円当り弁護士数）——高度経済成長期以降



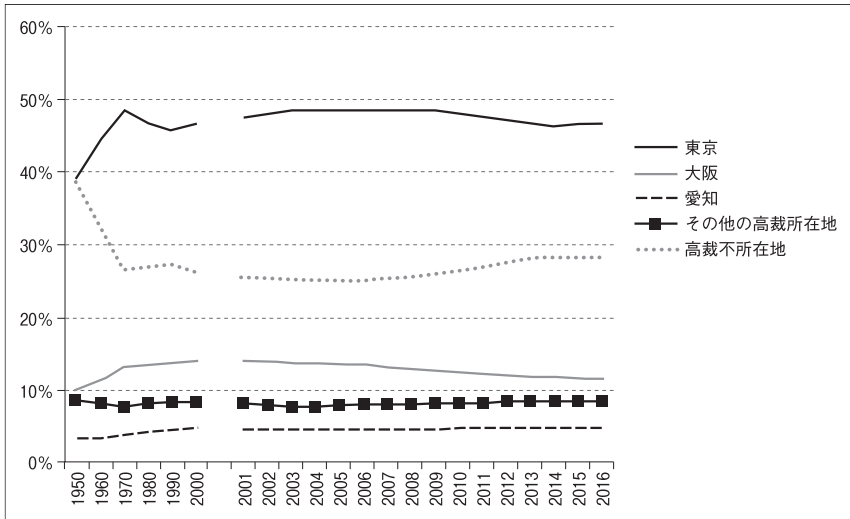
注と出所：〔図 33〕と同じ。

とが如実に示されている。個々の弁護士は超過利潤で潤ったかもしれないが、業界全体が失った機会は巨大であり、日本の経済と社会が得べかりし利益と価値もまた巨大である。1990年代後半以降、弁護士密度はようやく上昇し始めたが、2016年の弁護士密度は1963年の水準である。失われた半世紀といえることができる。

さらに留意すべきは、東京・大阪への偏在も、高裁不所在地のシェアを食う形で高度経済成長期に進んだ現象であり、それは司法試験合格者数の人為的固定化によって支えられていた。〔図 35〕が示すように1950年においては、東京と高裁不所在地全体はほぼ同数の弁護士をかかえていたが、高度成長期に大幅に差が開いた。近年の弁護士急増によって、ようやくその格差が少し縮まりつつある。

今日の弁護士の地理的分布は、このような司法試験合格者数の人為的制限のもとで長期間にわたって形成された法律事務所と弁護士の分布によって根底において規定されている。各都道府県の弁護士数の増加は、第一次的に、既存の法律事務所の弁護士求人 の充足によって、第二次的に、新規に開設される法律事務所とそこでの弁護士求人によって生まれる。前者が多数であると考えられ、積み重ねられてきた法律事務所と弁護士の分布パターンに基本的に枠付け

【図 35】 広域別弁護士分布比率の推移 (1950年～2016年)



注：データの制約から2000年までは10年刻みである。1950年～2000年は各年3月31日現在、2001年～2004年は12月31日現在。2007年のみ7月現在。2005年～2016年は3月31日現在。

出所：1950年から2000年は弁護士白書2016年版35頁、2001年～2003年は弁護士白書2004年版23頁、2004年は弁護士白書2005年版69頁。以下、弁護士白書2005年、93頁、2006年、58頁、2007年105頁、2008年110頁、2009年82頁、2010年98頁、2011年105頁、2012年版123頁、2013年版101頁、2014年版91頁、2015年75頁。

られているのである。弁護士市場の構造的制約⁹⁵⁾と言える。

したがって、本稿で示した県内総生産と弁護士数の相関関係（東京、大阪を例外とする直線関係）も、長年形成されてきたこの分布パターンに制約されたもの（枠付けられたもの）である点に留意する必要がある。供給に人為的な制限がなく市場メカニズムが十分に機能している結果としての分布パターンとは区別しなければならない。

そのような構造的制約のもとで、司法制度改革による司法試験合格者の大幅増加により、本稿で示したように、回帰式の決定係数の上昇がもたらされた。その意味で経済法則がより強く作用するようになった可能性を示唆した。

95) 一定期間の各都道府県の弁護士増加数と、その期間の始期の弁護士数との相関係数は極めて高いことが、本文で述べた弁護士市場の構造的制約を示している。2001年から2014年の増加数と2001年の弁護士数の相関係数は0.995（但し大阪が外れ値）、1990年から2001年は0.999、1980年から1991年は0.994（神奈川と大阪が外れ値）であった。

しかしながら、司法試験合格者数は2000年代後半に約2000人に達した後、その水準で維持され、さらに、2014年から減少し、2016年からは約1500人で推移させている。その結果、少弁護士数地域への弁護士供給が再び減少している（濱野 2019: 118-23）。この政策転換は、弁護士分布と県内総生産との関係に一定の影響を及ぼす可能性がある。

（2） 弁護士供給が制約されなかったと仮定した場合のモデル

弁護士供給の人為的制約が仮になかったとしたら、どのような結果がもたらされただろうか。

わが国の弁護士市場の構造が、東京・大阪（最近では大阪は多弁護士数地域に接近）、多弁護士数地域、少弁護士数地域間での弁護士獲得競争上の優劣関係の特徴としていることを前提にすると、相対的飽和状態の順次の移行が循環するものと予測される。すなわち、東京・大阪が飽和すると、多弁護士数地域、少弁護士数地域により多くの弁護士が供給され、多弁護士数地域が飽和すると、少弁護士数地域により多くの弁護士が供給される。少弁護士数地域もいずれ相対的に飽和するが、それまでの間に、東京・大阪、多弁護士数地域の相対的飽和が解消され、再び弁護士を吸収する可能性が高い。弁護士供給に制約がなければ、この移行過程が循環すると予測される⁹⁶⁾。

以上を前提に、近年の3広域間の格差縮小傾向を基礎にすると、3つのモデルを考えることができる⁹⁷⁾。全国を一つの指数関数で回帰するモデル（独立変

96) この場合、実務につけない（つかない）弁護士がある程度発生する可能性があるが、それは専門職の労働市場においても異常なことではない。

97) なお、どのモデルも弁護士増に限界がないモデルであるが、供給が無制約であっても、弁護士の増加には限界（天井）があると考えたほうが合理的である。相対的飽和を繰り返しつつも、いずれ上限に達するという想定である。これは人口の増加や、ある空間における生物の個体数の増加と同様である。このような個体数増殖について上限を設定する増加曲線の一つがロジスティック曲線である。マルサスによる人口増殖の理論（指数関数的増加）に対して、上限があるはずであるという観点から、資源量が有限であるなどの理由により負の密度効果（時刻が進むにつれて増殖率が低下）を織り込んだ微分方程式をモデル化して解くと、ある平衡値（環境許容量と呼ばれる）に向かって漸近していく曲線（横軸は時刻）が得られる。これがロジスティック曲線である。増加には飽和密度があるというモデルである。参照、瀬野（2007 18-37）。本稿の回帰分析の横軸は県内総生産であるが、個々の地点において、それぞれに固有のロジスティック方程式（横軸は時刻）を設ければ、それぞれの地点における飽和密度（平衡値）が得られるだろう。弁護士増に上限を設定するモデルによる分析は今後の課題とする。

数と従属変数の双方を対数変換して直線で回帰)、多弁護士数地域と少弁護士数地域が融合し一つの直線で回帰するが、東京・大阪(あるいは東京のみ)は外れ値として残るモデル、全国を一つの直線で回帰するモデルである。

第一のモデルは、現在においても成立しているが、弁護士供給の制約がない条件下では、限界効果の逡増率はより高まり、決定係数もより高くなるだろう。

第二のモデルは、多弁護士数地域と少弁護士数地域の融合傾向が進んで、両地域は統計的には区別できなくなった段階である。直線で回帰するモデル(前記のモデルI)のみが維持される。限界効果はより高まる。東京・大阪との距離も縮小するが、外れ値として残るモデルである(大阪は多弁護士数地域に吸収され、東京のみが外れ値として残るかもしれない)。理論的な究極においては、外れ値を除く全ての地域で弁護士率が一致し、回帰直線は原点を通ることになる。

第三のモデルは、東京・大阪も外れ値として扱う必要が無い程度に他地域との距離が縮んだ場合である。全体を1本の直線で回帰するモデルが成立する。限界効果はより高まる。理論的な究極においては、全ての地域で弁護士率が一致し、回帰直線は原点を通ることになる。

第一と第三のモデルは、東京・大阪も他地域と同一の構造を持っていると想定するモデルであり、第二のモデルは、弁護士供給の制約をはずしても、東京・大阪、とりわけ、東京と他地域とは構造が異なると想定するモデルである。第一と第三のモデルの違いは、第一のモデルは、県内総生産1兆円の差に対応する弁護士数の差分(限界効果)は県内総生産の水準の変化に応じて逡増するという想定であり、第二のモデルは、限界効果はどの地域も一定と想定するものである。

以上は、司法試験合格者数の人為的制約がないと仮定した場合の仮想モデルであるが、人為的制約がある現実の弁護士分布を評価するうえでも、比較対象として有益である。3広域の構造的分化という現状に関するモデルを修正する必要が生まれる可能性があり、その過程をデータによって分析するためのモデルを構築する際、参考になると考えている。

VIII む す び

1 県内総生産という変数の意義

本研究の根本にある問いは、弁護士へのアクセスの地域間格差をどのような方法で測定し評価したらよいか、最も基本的な変数である各地域の弁護士数を司法アクセスの観点から評価する方法として何が適切かという問いである。その方法を用いて、近年の弁護士急増が分布の地域間格差にどのような影響を与えているのか（どの程度改善したのか、あるいは、どの程度悪化したのか）を明らかにし、弁護士急増の成果を評価したいと考えた。副次的に、弁護士の地理的分布を規定する要因は何かという問いも念頭にある。

第Ⅱ章で論じたように、弁護士分布の評価指標としては伝統的に単位総人口当りの弁護士数が用いられてきたが、他にも候補があり、本稿は、最も総合的な指標として県内総生産をとりあげ、まず、県内総生産を独立変数、弁護士数を従属変数として3つの広域に関する回帰分析を行った。

各都道府県の弁護士数と県内総生産とは関連度が高く、それは1974年から2014年までの5つの観測年のいずれにおいても変わらない。関連の型は、県内総生産を独立変数とする時、東京・大阪を含めれば指数関数で近似することができる（独立変数と従属変数の双方を対数変換すれば直線回帰）。県内総生産が大きいほど弁護士数は逓増する（限界効果逓増）。県内総生産の大きさは、その水準が高くなると、言わば相乗効果が高まる構造のモデルである。これに対して東京・大阪を除外してとらえると、県内総生産の差と弁護士数の差の比が常に一定である直線で近似することができる（限界効果一定）。このモデルは、特に弁護士数が多い東京と大阪を別にすれば、県内総生産と弁護士数とは直線的な関係にあるという構造を示すモデルである。このモデルによれば、多弁護士数地域と少弁護士数地域の2広域が統計的に一貫して区別される。2広域は1990年から2001年にかけて距離が開いたが、2001年から2014年にかけて距離は縮小した。モデルの当てはまりの良さを示す決定係数（分散説明率）は上昇した。

指数曲線モデルと直線モデルは矛盾するものではない。指数曲線のうち、独立変数の値が小さい部分は直線に近いからである（限界効果の逓増率は非常に低い）。

次に、県内総生産と弁護士数の関係を示す変数として、弁護士密度（単位県内総生産1兆円当りの弁護士数）を導入して分析した。全国の弁護士密度は、近年上昇が顕著で、散らばりの程度（四分位範囲係数、変動係数）も小さくなっている。弁護士密度を基準にしても、東京・大阪と多弁護士数地域、多弁護士数地域と少弁護士数地域の接近が認められた。しかしながら、地域によって弁護士密度の上昇率にはばらつきがある。

直線モデルの限界効果（回帰直線の傾き）と弁護士密度は、理論的に密接な関係にある。限界効果は、ある年の地域間における県内総生産の差1兆円に対応する弁護士数の差（東京・大阪を除くどの地域も一定）であり、弁護士密度は、ある年のある地域の県内総生産1兆円当りの弁護士数である。仮に全ての都道府県の弁護士密度が一致すると、直線モデルの回帰直線は原点を通ることになる。回帰直線を $Y = aX + b$ とすれば、弁護士密度は $Y/X = a + b/X$ で現されるが、これが定数になるためには、 $b = 0$ であることが必要十分だからである⁹⁸⁾。

直線モデルにおいて、近年、限界効果が上昇している。かつ、多弁護士数地域と少弁護士数地域の距離が縮小し、融合する傾向にある。多弁護士数地域と少弁護士数地域をあわせた回帰直線（モデル1）が原点を通る直線に近づけば、弁護士密度が均一化に向かっていることを意味する。東京・大阪も多弁護士数地域との距離を縮めている。東京・大阪を含めて全国の都道府県について原点を通る直線で回帰できれば、全ての都道府県の弁護士率が均一化することを意味する。弁護士急増が何をもちたらしめるのかを検討する上で、このような限界効果と弁護士密度の理論的な関係は、重要な手がかりを与えてくれる。

県内総生産額が大きい地域は、いわゆる金回りがより良い地域であり、経済の活性度が高い。弁護士はそのような地域に、少なくとも客観的には引きつけられている。県内総生産が大きい地域ほど多くの弁護士が活動している。

カート・ボネガットのある小説（1965=1990: 15）の冒頭で、ロースクールの教授が、「弁護士は、額の大きな金が動く場所を常に探し求めなければならない。それは、良いパイロットが着陸できる場所を常に探し求めなければならないのと同じである」と言ったことを主人公が想起する場面が出てくる⁹⁹⁾。自らは直接的な生産活動を行わないという弁護士業務の一面を言い表している。

98) 前出第V章Iも参照。

大きな額の金が動くところに弁護士が集まる傾向があるのは普遍的な法則と言えるかもしれない。

2 本研究の成果と限界、残された課題

本研究の成果を要約する。県内総生産と弁護士数との関係について、1974年から2014年にかけての5つの年に関するデータを用いて計量的に分析し、法曹急増の効果と限界につき、3広域の関係の変化と弁護士密度（県内総生産1兆円当りの弁護士数）格差の変動を明らかにした。司法制度改革による弁護士数の大幅増加は、弁護士密度の全般的上昇、広域間の弁護士密度格差の縮小、広域内の弁護士密度格差の縮小をもたらしたことが示された。以上を通じて、総人口と並んで、県内総生産を弁護士分布の評価指標として用いることができることを示した。なお、弁護士分布の評価指標としての弁護士密度（県内総生産基準）を、伝統的に用いられてきた弁護士率（総人口基準）という指標と比較する作業は濱野（近刊）で行った。

司法制度改革の成果と限界をデータに基づいて論じることができたのは、司法政策にとっての本稿の成果である¹⁰⁰⁾。法律事務所分布への影響について分析した濱野（2018）とあわせて、司法制度改革の重要な成果を経験的データに基づいて示すことができた。また、近時の司法試験合格者数絞り込みの影響が、少弁護士数地域の弁護士密度に及ぼすインパクトと格差再拡大の可能性について、我が国弁護士市場の構造をふまえた懸念を示した。司法制度の根幹に関わる司法試験合格者数について、短絡的に対応することの問題点も指摘した。

本稿の限界と残された課題は次の通りである。

第一に、本稿の対象データは2014年までであるため、司法試験合格者数を

99) 本文で引用した小説のこの場面は、Ramseyer (1986: 499) が引用して、1980年代前半にアメリカの弁護士が、金融市場が急速に国際化する東京に目をつけて参入している状況を説明していた。

100) ロースクール制度の失敗をもって司法制度改革全体を否定的に評価する発言を巷間接することが稀ではないが一面的である。司法制度改革に関する近時の評価として、『法の支配』180号（2016年）、『論究ジュリスト』31号（2019年）、日本法社会学会編『法社会学』86号（近刊）の各特集を参照。

約1500名に絞ったことの影響については検討できなかった。2010年代の司法試験合格者絞り込み政策の帰結を明らかにするのが次の課題である。そのためには、まず、2014年以降の各都道府県の弁護士数と県内総生産の関係を追う必要がある。

第二に、本稿では弁護士数と県内総生産の測定単位を都道府県としているが、その妥当性について吟味する余地がある(一般的に、上田2003:21-26)。3つの側面がある。従来から論じられているように(棚瀬1987:18-20, 六本1991:169, 175, 馬場2014:319-20), 東京とその周辺, 大阪とその周辺などは、弁護士の顧客の所在地と活動地域という点で一括りにして分析する余地がある。例えば、かつては埼玉、千葉の弁護士数の少なさは、東京の弁護士がカバーしていると想定されたことがある(「周辺県の大都市マーケット化」棚瀬(1987:18))。しかしながら、弁護士急増の過程で東京や大阪の周辺府県の弁護士も急増しており、単純に東京や大阪とその周辺地域を一括りにすることが妥当かは慎重に検討する必要がある。確かに、例えば東京の弁護士が神奈川、埼玉、千葉の弁護士需要をカバーしていた(いる)面はあると考えられるが、近年の大都市周辺県の弁護士増加率の高さを考慮すると、これらの周辺県においても弁護士不足は相当程度に及んでいたと考えられる。少なくとも、東京の弁護士がカバーしきれない需要が潜在していたと考えるべきであろう¹⁰¹⁾。また、埼玉の弁護士が群馬、茨城、栃木の需要をカバーしている可能性もある。次に、都道府県間において、同じ総人口水準であっても人口密度、都市化の程度など、弁護士業務に関連する重要な変数につき大きな差がある。この点を分析において考慮する余地がある。そのための方法を開発する必要がある。また、都道府県内部の弁護士分布は、本稿の視野に入っていないが、司法アクセスの点からは重要な論点である。広域ごとに代表的な都道府県を選び、その内部における地域分布に近年の弁護士大幅増加がどのような影響をもたらしているかを分析する作業などがまずは必要である。

第三に、司法アクセスの量的側面の一端は明らかにできたが、質的側面も重要であることは言うまでもない。過度な合格者数制限が行われていた時期と比

101) 馬場(2014:319-320)は、東京と埼玉・茨城・千葉を、愛知と岐阜・三重を、京都・大阪と奈良・滋賀を同一の弁護士率となるよう補正しているが、同一の弁護士率と想定するのは躊躇される。

較して、弁護士の質は低下しているという説もあるが、むしろ向上している可能性も視野にいれて、検証するべきである。

第四に、弁護士分布の評価指標の基準としての県内総生産と他の変数との関係について検討する必要がある。第Ⅱ章で述べたが、弁護士数と相関する変数は多く、それらを独立変数としてとりあげた重回帰分析やパネル・データを用いた分析が次の課題である。例えば、第Ⅵ章で指摘したように一定期間の弁護士数の差分は、当該期間の始期の弁護士数と相関しているが、当該期間の県内総生産の差分とも相関している。この点について、重回帰分析により各要因の効果を吟味する作業は、弁護士市場の構造を明らかにする可能性があり興味を引く。弁護士密度と弁護士率との関係も明らかにしたい。弁護士率と単位人口当りの県内総生産の関係も重要な研究課題である。なお、今後深刻化する総人口の減少も視野に入れた分析をする必要があるだろう。

第五に、第Ⅶ章で触れた司法試験合格者（数）決定手続きの問題を、政治学的な視点を交えて分析する課題がある。法務省と司法試験委員会、文部科学省、自民党と公明党の司法関係議員、とりわけ自民党の司法制度調査会や「法曹養成と法曹人口を考える国会議員の会」が果たしている役割¹⁰²⁾及び諸利害関係集団との関係を明らかにしたい。日弁連会長選挙制度の代表性や予備試験の社会的・政治的機能も関連する重要な研究課題である。これらは司法政策の意思決定過程の研究という広い文脈に位置づけて政治学的に分析しなければならない。司法試験合格者数の人為的な枠（合格者数の割当制）の存在という根本問題についても、戦前の弁護士試補・司法官試補制度までさかのぼって歴史的展開を分析し、法学部・法科大学院教育、司法研修所における教育と実務修習の実態を踏まえて当否を検討する必要がある。

102) 「自由民主党・法曹養成と法曹人口を考える国会議員の会」は2009年4月17日付で「法曹養成と法曹人口に関する緊急提言」を発表した（<http://www.moj.go.jp/content/000036352.pdf>, 2019/9/19 アクセス）。予備試験の簡素化・簡易化、司法試験合格者数「目安」の撤廃、養成課程の少数化・厳格化、司法試験受験資格制限（「撤廃に向かうべき」）、法曹人口のあり方について（「過剰な法曹人口を作り出さないように努めなければならない」）の5項目を提言した。その後の政府の動きの出発点になっており、現在でもこの会は一定の重要な役割を果たしている可能性がある。

[文 献]

- 阿部和俊(2015)「経済的中枢管理機能からみた日本の主要都市と都市システム(2010年)」季刊地理学 67 卷 155-175 頁.
- 浅野 哲・中村二郎(2009)『計量経済学 第2版』有斐閣.
- 新井園枝・金 榮慧(2018)「地域を跨ぐ本社サービス投入の推計と影響評価」徳井 丞次編『日本の地域別生産性と格差——R-JIP データベースによる産業別分析』東京大学出版会, 105-119 頁.
- 馬場健一(2014)「本人訴訟の規定要因——『弁護士の地域分布と本人訴訟率』再考」和田仁孝・樫村志郎・阿部昌樹・船越資晶編『法の観察』法律文化社, 315-334 頁.
- Cobb, Charles W. and Paul H. Douglas (1928) "A Theory of Production," *American Economic Review*, Vol.18, pp.139-165.
- 南風原朝和(2002)『心理統計学の基礎——統合的理解のために』有斐閣.
- 畑農鋭矢・水落正明(2017)『データ分析をマスターする12のレッスン』有斐閣.
- ハートウィッグ, F.=B.・E.・デアリング(1981=1979)『探索的データ解析の方法』(柳井晴夫・高木廣文訳)朝倉書店.
- 濱野 亮(2012)「日本の企業法務をめぐる伝統的条件とその変容」法社会学 76 号 103-115 頁.
- (2016)「経済社会の秩序形態(2・完)——二軸によるマッピングと現状診断」立教法学 94 号 1-80 頁.
- (2018)「弁護士急増の司法アクセス政策上の意義——法律事務所分布への影響を中心に」立教法学 97 号 214-252 頁.
- (2019)「弁護士急増がもたらしているもの——弁護士の地理的分布への影響を中心に」ダニエル・H.・フット=濱野 亮=太田勝造編『法の経験的社会科学の確立に向けて』(村山真維先生古稀記念)信山社, 197-132 頁.
- (近刊)「弁護士分布の評価指標——顧客類型別弁護士率を用いた検証」立教法学 102 号.
- 久米 均・飯塚悦功(1987)『回帰分析』岩波書店.
- 鹿野繁樹(2015)『新しい計量経済学——データで因果関係に迫る』日本評論社.
- 岩崎 学(2015)『統計的因果推論』朝倉書店.
- 岩波データサイエンス刊行委員会編(2016)『岩波データサイエンス』Vol.3 岩波書店.
- 神取道宏(2014)『ミクロ経済学の力』日本評論社.
- 狩野 裕(2002)「構造方程式モデリング, 因果推論, そして非正規性」甘利俊一・狩野 裕・佐藤俊哉・松山 裕・竹内 啓・石黒真木夫『多変量解析の展開——隠れた構造と因果を推理する』岩波書店, 65-129 頁.

- 小島隆矢・山本将史 (2013) 『Excel で学ぶ共分散構造分析とグラフィカルモデリング——Excel2013/2010/2007 対応版』 オーム社.
- 蓑谷千風彦 (1985) 『回帰分析のはなし』 東京図書.
- (2003) 『計量経済学 第2版』 多賀出版.
- (2015) 『線形回帰分析』 朝倉書店.
- マダラ・G. S. (2001 = 2004) 『計量経済分析の方法 改訂3版』 (佐伯親良訳) エコノミスト社.
- 宮川雅巳 (2004) 『統計的因果推論——回帰分析の新しい枠組み』 朝倉書店.
- 森田 果 (2014) 『実証分析入門——データから「因果関係」を読み解く作法』 日本評論社.
- 内閣府 (経済社会総合研究所 国民経済計算部) (2018) 『県民経済計算標準方式 (平成23年基準版)』 (www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/pdf/hyojunb23.pdf, 2018/08/31 アクセス).
- 日本弁護士連合会編著 (2015) 『弁護士白書 2015年版』 日本弁護士連合会.
- パール, J. (2000 = 2009) 『統計的因果推論——モデル・推論・推測』 (黒木学訳) 共立出版.
- Pashigian, B. Peter (1977) “The Market for Lawyers: The Determinants of the Demand for and Supply of Lawyers”, *Journal of Law and Economics*, Vol.20, pp. 53-85.
- (1978) “The Number and Earnings of Lawyers: Some Recent Findings,” *American Bar Foundation Research Journal*, No. 1978, pp.51-82.
- 作間逸雄 (2003) 『SNS がわかる経済統計学』 有斐閣.
- 佐和隆光 (1979) 『回帰分析』 朝倉書店.
- 芝 祐順・南風原朝和 (1990) 『行動科学における統計解析法』 東京大学出版会.
- 杉野 勇 (2017) 『入門・社会統計学——2ステップで基礎から [Rで] 学ぶ』 法律文化社.
- ストック, J. H.=ワトソン, M. W. (2007 = 2016) 『入門計量経済学』 (宮尾龍蔵訳) 共立出版.
- ストウテムント, A. H. (2011 = 2017) 『計量経済学の使い方』 上 [基礎編] (高橋青天監訳) ミネルヴァ書房.
- (2011 = 2018) 『計量経済学の使い方』 下 [応用編] (高橋青天監訳) ミネルヴァ書房.
- 瀬野裕美 (2007) 『数理生物学——個体群動態の数理モデリング入門』 共立出版.
- Tabachnick, Barbara G. & Linda S. Fidell (2007) *Using Multivariate Statistics, 5th edition*, Pearson Education Inc.

- 竹内 啓 (2018) 『歴史と統計学——人・時代・思想』 日本経済新聞出版社.
- 田邨正義 (1967) 「法曹人口, 法曹の職域」 『判例タイムズ』 201号 72-73頁.
- 田中隆一 (2015) 『計量経済学の第一歩——実証分析のススメ』 有斐閣.
- 棚瀬孝雄 (1987) 『現代社会と弁護士』 日本評論社.
- 上田尚一 (2002) 『統計学の論理』 朝倉書店.
- (2003) 『統計の誤用・活用』 朝倉書店.
- 山田浩之・徳岡一幸編 (2018) 『地域経済学入門 第3版』 有斐閣.
- 山本 勲 (2015) 『実証分析のための計量経済学——正しい手法と結果の読み方』 中央経済社.
- 六本佳平 (1991) 『法社会学入門——チュートリアル18講』 有斐閣.
- 渡部 洋・鈴木規夫・山田文康・大塚雄作 (1985) 『探索的データ解析入門——データの構造を探る』 朝倉書店.