

「平成の大合併」後の市議会議員定数

井田正道*

《論文要旨》

これは、「平成の大合併」後の2020年末時点における全国の市議会議員定数に関する分析である。筆者（井田）はかつて地方議員の大幅削減が行なわれる前の2003年時点における市議会議員定数の分析を発表しており、本稿はその続編の位置にある。また、地方議員定数に関してはその間に重大な制度改正が行なわれており、地方自治法で規定されていた定数上限規定が撤廃され、議員定数はすべて条例に委ねられることとなった。「平成の大合併」を終え、かつ制度変更が行なわれた後、議員定数の規定要因が変化したか否かを検証すべく、本研究を行なった。分析の視点は、人口、人口密度、第一次産業比率、といった変数と議員定数および議員一人当たり人口との関係性の分析にある。

分析から得られた主な結論は以下の通りである。(1)法定定数上限制度が廃止された後の2020年においても、人口50万人未満の市における人口と議員定数との相関関係は2003年時と同程度の強さを維持している。(2)議員一人当たり人口に関しては、すべての人口区分において「平成の大合併」後に平均値、中央値ともに上昇している。(3)「人口密度が高い市ほど、議員定数を抑制する傾向があり、また議員一人当たり人口を増大する傾向にある」との仮説については、2003年データから導き出された結論と同様に人口20万未満の市では検証されたが、それ以上の人口区分では検証されなかった。(4)「第一次産業従事者比率は高い市ほど、議員定数は多く、議員一人当たり人口は少ない傾向にある」という仮説に関しても、2003年データの分析結果と同様に人口50万人未満の各区分においては支持された。

「平成の大合併」や地方自治法改正による法定議員定数上限制の廃止を経ても市議会議員定数と人口や人口密度、第一次産業比率との関係は基本的には変化していない。

キーワード：地方自治、地方政治、地方議会、議員定数、市議会

* 明治大学政治経済学部専任教授

1. はじめに

筆者は2005年に「市議会議員定数に関する分析」と題する論文を発表し(以下、前論文と記す)、いわゆる「平成の大合併」実施のピークや全国的な地方議員総数の大幅削減が行なわれる以前の時点であった2003年時点のデータにもとづき、市議会議員定数に関する計量分析を行なった(井田2005)。この時期は、財政の効率化などを目的として市町村議会の議員定数の削減が多くの自治体で検討されていた時期であった。当時、筆者にも某市から「本市の適正な議員定数は何人か?」という問いに対する具体案を提示してほしいとの要望が寄せられた。しかしながら、そもそも適正な議員定数を判断する絶対的基準というものは実質的に存在しておらず、まずは他自治体の現状を分析することより、定数を決定する“相対的基準”の検出から始めなければならなかった。そのために全国の市のデータを作成し、分析を行ない、その分析結果を発表したのが前論文であった。

前論文では、市議会議員定数および議員一人当たり人口を従属変数に投入し、人口、人口密度、就業者中に占める第一次産業従事者比率、といった変数を独立変数に投入して考察を加え、いくつかの知見を得た。前論文の最後に、「平成の大合併」が終了した後に、議員定数の規定要因について変化が認められるのか否かについて改めて分析をこころみたいと述べた(井田2005, p.205)。そこで、本稿において2020年時点のデータについて、改めて議員定数の分析を行ない、議員定数の規定要因にいて「平成の大合併」がピークを迎える前と後において変化が認められたか否かについて考察を加える。いわば本稿は18年前に発表した前論文の続編の位置にある。

2. 研究の動向

全国の地方議員定数および地方議員の総数は2000年以降大きく減少している。地方議員数は平成13年（2000年）時点では62696人であったのが、平成30年（2018年）時点では33086人へと半減近くにまで減少した。なかでも「平成の大合併」がピークを迎えた平成16年（2004年）から19年（2007年）にかけて急減した。平成16年の地方議員定数は57673人であったのが、19年には39183人に減少した。これは市町村合併を契機した定数減に触発されて、合併をしなかった自治体にも定数削減の動きを加速させたことによる。減少したのは主として町村議会議員であり、市議会議員定数の総数は市町村合併により平成16年（2004年）～18年（2006年）にかけて増大し、その後はゆるやかながら減少傾向が続いている（総務省②）。とはいえ、市町村合併により市の総人口は大きく増大しており、人口を基準とすると、市議会議員も少なからず削減されているというのが実態である。

それではなぜ平成の時期に地方議員の大幅な定数削減が行なわれたのであろうか。神原は議員定数の削減が求められている理由を次の5個に整理した。それらは、①財政要因、②横並び要因、③人口要因、④不信要因、⑤選挙要因、である（神原 2013）。財政要因とは、財政がひっ迫し行財政改革の観点から議会も予算を減らすべきだという理由によるものであり、横並び要因とは、近隣や同規模の自治体も議員定数を減らしているから我が自治体も削減しなければならないとの理由である。人口要因とは、自治体の人口が減少しているから議員数も減らすべきとの理由であり、不信要因とは議会や議員が住民の代表として機能しているようには見えないという主として有権者側からの視点である。そして、選挙要因とは議員の“なり手不足”による無投票当選の増加や定員割れ自治体の増加により議員数を減らすべきとする議論で

ある。

これらのうち②の横並び要因と④の不信要因が比較的強いのではないか、というのが筆者の見聞にもとづく実感である。そして、不信要因などによる有権者の削減支持の意識が強い場合は議員の行動にも影響を及ぼしうる。議員は定数削減を主張することにより自身の次回選挙における落選リスクを減らそうという選択につながり、結果的に定数削減が実現することもありうる。定数削減を求める世論が存在する場合、仮に議員削減に後ろ向きとの烙印を押されかねず、当該議員は次回選挙における落選リスクが上昇しかねないからである。

筆者は2003年データを分析した前論文において、人口、人口密度、第一次産業従事者比率、といった変数と議員定数、議員一人当たり人口との関係性に関する仮説を設定し、検証をこころみた。当時は地方自治法により、人口区分別に法定上限定数が規定されていたことから、「地方自治法上、人口規模が同一区分であっても、人口の多い市ほど議員定数は多い傾向がある」との仮説を設定し、相関・回帰分析の結果、検証された。そのほか、「人口密度が高い市ほど、議員定数を抑制する傾向がある」、「第一次産業比率が高い市ほど議員定数が多い」との仮説も設定し、それらの仮説は比較的人口規模が小さい自治体において妥当性を有することが確認された（井田 2005）。

その後、地方議会の定数については、いくつかの論稿が発表された。丹羽は地方議員定数の制度および定数削減の議論動向を整理した上で、奈良県と大阪府における議員定数の法定上限比を従属変数に設定して分析を行ない、規定因として人口要因や財政力要因を検出した（丹羽 2006）。

河村は地区割りと議員定数との関係を1995年のデータで分析し、町内会や部落などの地区の数が多くなるほど議員定数が多くなるとの仮説を設定し、検証をこころみた（河村 2008）。

伊藤敏安は、市町村合併前後の市町村議会の議員定数の変化について考察

「平成の大合併」後の市議会議員定数

を加え、合併自治体の削減率が非合併自治体のそれを大きく上回っていること、また、合併自治体に関して合併直後は当時の法定上限定数と同数とした自治体や設定上限を超過した定数を設定した自治体も少なからず存在したが、時間の経過とともに定数を削減し、法定上限を下回るように変化していったことを指摘した（伊藤敏安 2016）。

伊藤哲也は市町村議会議員定数の決定として財政要因と人口要因に注目し、偏相関分析を用いて分析を行なった。その結果、人口要因は議員定数の規定因として検出されたが、他方で財政要因は定数決定の際の決定因として検出されなかったとしている。また、人口要因は人口規模の小さい市町村で顕著に確認できたとしている（伊藤哲也 2019）。

本論文では筆者が前論文において約束したように、前論文と同様の視点から「平成の大合併」終了後の時期における市議会議員定数の規定要因分析を行なうことにより、「平成の大合併」の完了および平成 23 年の地方自治法改正による法定上限定数制の撤廃により、これらの規定要因が変化したか否かについて検討を加える。

3. データ

ここで分析対象としたのは全国の市および特別区、合計 815 の自治体である^①。特別区に関しては、ここでは区ではなく市と表現することとする。人口は約 376 万の横浜市から約 3000 の北海道歌志内市まで存在し、平均は約 14 万人となっている。横浜市を始めとする政令市などが人口の平均値を上げている。議員定数に関しては 2020 年 12 月 31 日現在のもを使用する。議員定数の最大値は神奈川県横浜市の 86 であり、最小値は北海道夕張市や歌志内市の 8 である。平均は 23 人、中央値は 20 人となっている。

平成 15 年（2003 年）1 月 1 日に施行された地方自治法において、市議会

表1 旧人口区分別内訳（2020年末時点）

旧人口区分	N	%	累積%
～5万	280	34.4	34.4
5～10万	250	30.7	65.0
10～20万	152	18.7	83.7
20～30万	48	5.9	89.6
30～50万	50	6.1	95.7
50～90万	21	2.6	98.3
90万～	14	1.7	100.0
計	815	100	

は表1に示す人口区分別に法定定数上限が定められており、その数を超えない限りにおいて条例で定数を定めることとされていた。このような法定定数上限規定は、平成23年（2011年）4月28日に廃止が決定され、同年8月1日に施行された。

旧人口区分を基準とした2020年末時点の市の内訳を表1に示しておく。最も多いのは人口5万未満の区分であり、全体の約3分の1を占める。次いで多いのは5万以上10万未満の区分である。この2区分を合計すると全体の3分2に近い65%を占める。そして30万未満で全体のおよそ9割を占めている。815市のうちの人口の中央値は68888人の千葉県八街市であった。半数以上は人口7万人未満の市ということになる。

4. 議員定数および議員一人当たり人口の規定要因

4-1 人 口

議員定数

既述のように、前論文を発表した2005年時点においては、地方自治法において人口規模別に議員定数の上限が定められていた。しかし、平成23年

「平成の大合併」後の市議会議員定数

(2011年)の地方自治法の改正により、法定上限制度が廃止され、議員定数は条例に完全に委任された(総務省自治行政局行政課2015)。廃止理由としては、議会制度の自由度を高め、議会機能の充実・強化を求めるという観点から、法定上限制度はもはや不要であり、廃止すべきとの結論に達したためである。

旧制度、すなわち人口区分別の定数上限制度が存在していた時期においては当然のことながら、人口と議員定数との相関は強く、さらに同一人口区分のなかでも強かった。それらの相関関係の度合いは、法定定数上限が撤廃された今日においても維持されているのであろうか。

まず、人口50万人未満の市に関して回帰分析結果について2003年データと2020年データの分析結果を比較する。人口(単位:千人)を独立変数、議員定数を従属変数とした単回帰分析にもとづく回帰方程式および決定係数(R^2)は以下の通りである。

$$2003年 \quad y = .0589x + 19.825 \quad R^2 = .817$$

$$2020年 \quad y = .0601x + 15.959 \quad R^2 = .816$$

$$y = \text{議員定数}, \quad x = \text{人口(単位:千人)}$$

地方自治法において人口区分別に定数上限規定が存在していた2003年データとそれが撤廃された後の2020年データでは、人口と定数との相関関係は弱まるという仮説を設定することも理にかなっているように思われる。他方で、地方議員定数削減の大半は上限規定が撤廃された2011年より以前に行なわれており、また、議員定数が条例に完全委任されたとしても、各自自治体が議員定数を変える場合には人口が重要な判断基準となっているため、人口と議員定数との相関関係はほとんど弱まっていないと考えることも可能である。これらの単回帰分析結果は、後者の見方が妥当であることを裏付けるも

のである。2003年と2020年を比較すると回帰係数および決定係数はほとんど変化していないのである。

この回帰方程式による推定値に関しては、2003年と比べ2020年の非標準化係数の値が若干上昇しているため、人口が少ない市ほど両年における推定値の差が大きくなる傾向にある。人口1万人の定数推定値は、2003年には20.4であったのが2020年には16.6となり3.9減少している。それに対して人口49万の定数推定値は2003年の48.7に対して2020年には45.4となり差は3.3に縮小している。

いままで、人口と議員定数との関係について、人口50万未満の自治体という大きなくくりで検討を加えた。しかしながら、回帰係数の値は人口規模が大きくなるにつれて低下することが2003年データの分析で明らかになっている（表2参照）。同データの分析から、人口5万人未満の市においては、人口が1万人増加すると、1.38人定数が増大する傾向が存在していたのに対して、人口90万以上の市では0.14人増加するに過ぎなかった。つまり人口規模が大きくなるにつれて、人口増に伴う定数増はゆるやかになる。

この基本パターンは2020年においても変化していない。地方自治法の定数上限規定は撤廃されたが、旧人口区分を基準として、2020年についても相関分析と回帰分析を行なった。表2より説明すると、人口5万未満の市では人口が1万人増えると定数は1.49人増加する傾向にある。それに対して、人口90万以上の市では人口が1万人増えても議員定数は0.13人増加するにとどまる。

2003年と2020年とを比較すると、相関係数においてプラスマイナス0.1以上の変化が認められた人口区分は、人口20万～30万、および人口50万～90万であり、ともに2003年には「ある程度の正の相関関係」が認められたのが、2020年には「弱い正の相関関係」に変化している⁽²⁾。回帰係数×10000の値（すなわち人口が1万人増えると議員定数が何人増える傾向にあ

「平成の大合併」後の市議会議員定数

表2 人口と議員定数（旧人口区分別）

人口区分	2003年		2020年	
	相関係数	回帰係数×10000	相関係数	回帰係数×10000
～5万	.566	1.3792	.613	1.4870
5～10万	.409	.9086	.415	.8618
10～20万	.479	.5929	.528	.6738
20～30万	.680	.7901	.344	.4295
30～50万	.575	.4002	.575	.3308
50～90万	.528	.1907	.290	.1550
90万～	.943	.1358	.924	.1259

*2003年の係数は（井田 2005, p. 193）より。

るかを表す) を見ても、人口20万以上の4区分で係数の値が低下しており、人口と定数との関係性は弱まる傾向が認められる。それに対して、人口5万未満の市や人口10万以上20万未満の市では回帰係数の値は、2003年に比べて2020年に上昇している。

議員一人当たり人口

人口と定数との関係を検討する際には、議員一人当たり人口あるいは有権者数という観点が必要になる。国政選挙においては長い間、「定数不均衡問題」いいかえれば「一票の格差」の問題が指摘されてきた。それに対して、地方議会に関してはこの視点は同規模自治体の比較という点では採用されることがあるが、全体の比較の視点としてはほとんど採用されていない。実際、市議会議員選挙における「一票の格差」は、国政選挙とは比べものにならないほど大きい。2003年時点における議員一人当たり人口は、最大の横浜市が37322人であるのに対して、最小は北海道歌志内市の493人であり、75.7倍の格差が存在した。そして2020年においてこの格差はさらに拡大している。最大の横浜市の議員一人当たり人口は43721人であったのに対して、最小の歌志内市のそれは377人であり、格差は100倍を超えて

115.9倍にまで拡大している。これに町村を加えたらさらに格差は大きくなる。

次に、人口（単位：人）と議員一人当たり人口との関係について考察を加える。議員定数削減が論じられる際には、必ずといってよいほど定数削減のデメリットとして民意の反映度の低下という論点が提示される。これに関する有力な指標として議員一人当たり人口がある。前論文において、「議員一人当たり人口に関しては、人口の少ない市ほど少ない傾向がみられる」との仮説を設定し、分析の結果、支持された。

2003年および2020年の人口50万人未満の自治体のデータに対して行なった回帰方程式を以下に示す。

$$2003 \text{ 年} \quad y = .0229 x + 1164.7 \quad R^2 = .937$$

$$2020 \text{ 年} \quad y = .0247 x + 1526.9 \quad R^2 = .923$$

y = 議員一人当たり人口, x = 人口

決定係数 (R^2) はほぼ同水準を示し、ともに極めて高い値を示すことから、議員一人当たり人口と人口との相関関係は2020年においても強い相関が認められる。回帰係数に関しては2003年に比して2020年はやや上昇し、定数は増加している。

2003年においては、決定係数は.937と高く、人口が1万人増大すると議員一人当たり人口は229人増大する関係にあった。2020年における決定係数は.923と若干低下したものの、高い値であることに変わりはなく、人口が1万人増大すると議員一人当たり人口は247人増大するという関係にある。

次に、旧人口区分別に議員一人当たり人口の平均値、中央値、標準偏差の変化について検討する。表3には議員一人当たり人口に関する旧人口区分別の平均値、中央値、標準偏差に関する2003年と2020年の値を示す。すべて

「平成の大合併」後の市議会議員定数

表3 議員一人当たり人口（旧人口区分別）

人口区分	2003年			2020年		
	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差
～5万	1623	1627	383	1943	1928	499
5～10万	2839	2801	529	3448	3384	653
10～20万	4827	4700	883	5503	5495	887
20～30万	7283	7366	1264	7981	7879	956
30～50万	9231	9406	1115	10281	10224	1236
50～90万	12485	12574	1769	14166	14465	1787
90万～	22331	20319	6466	25104	22120	7235
全体	4073	2841	3687	4648	3411	4088

*2003年の値は（井田 2005, p.196）より。

の人口区分で平均値、中央値とも2020年のほうが高くなっている。また、2003年と2020年との標準偏差を比較すると、人口10万人未満の2つの区分で値が上昇しており、これらの区分ではばらつきの度合いが増大している。2003年の平均値を1とした2020年の平均値は5万未満：1.20、5万以上10万未満：1.21、10万以上20万未満：1.14、20万以上30万未満：1.10、30万以上50万未満：1.11、50万以上90万未満：1.13、90万以上：1.12、であった。比率を基準とすると、人口10万人未満の自治体はそれ以上の市よりも議員一人当たり人口が増大している。

4-2 人口密度

前論文においては、「人口密度が高い市ほど、議員定数を抑制する傾向があり、また議員一人当たり人口を増大する傾向にある」とする仮説も設定した。この仮説を設定した理由としては、人口密度の高い市は地域代表の要請が少なくなるため、結果として定数が抑えられる傾向にあり、逆に人口密度の低い市では、人口が散在しているため地域あるいは地区からそれぞれ議会に代表を出そうという要請が強くなり、結果として定数が多くなると考えた。

2003年データについて人口区分別に分析したところ、人口密度の回帰係数は人口規模が5万人未満、5万以上10万人未満、10～20万人未満の3つの区分では負の値を示し、かつ有意水準（5万未満および5万以上10万未満の人口区分では $p < .01$ 、10万以上20万未満の人口区分では $p < .05$ ）をパスしており、仮説は支持された。しかし、人口20万以上の各区分では分析の結果、5%有意水準をパスせず、同仮説は支持されなかった（井田 2005）。

議員定数

2020年データに関してはどうか。表4には従属変数に議員定数、独立変数に人口と人口密度を投入して重回帰分析を行なった結果のなかから、人口密度の偏回帰係数、t値、p値、共線性の統計量を示す。人口区分に関しては、旧区分の20万以上30万未満と30万以上50万未満を統合し、50万以上90万未満と90万以上とを統合した。表1に示したように、人口20万以上の各区分はそれ以下の人口区分に比べケース数が少ないため、統合してケース数の差を少しでも縮小させるためである。この区分にもとづく各区分のケース数は、5万未満—280、5万以上10万未満—250、10万以上20万未満—152、20万以上50万未満—98、50万以上—35、となる。とはいえ、20～50万と50万以上の区分のケース数は5万未満や5万以上10万未満の

表4 独立変数：人口密度，従属変数：議員定数

(統制変数：人口)

人口区分	非標準化係数		標準化係数	t 値	p 値	共線性の統計量	
	B	標準誤差	ベータ			許容度	VIF
～5万	-.002	.000	-.284	-6.035	.000	.902	1.108
5万～10万	-.001	.000	-.370	-6.919	.000	.984	1.016
10万～20万	.000	.000	-.336	-5.223	.000	.990	1.010
20万～50万	.000	.000	.057	.901	.370	.996	1.004
50万～	.000	.000	-.032	-.573	.570	.998	1.002

「平成の大合併」後の市議会議員定数

半数に満たず、統計的検定をパスしにくいことにも留意する必要がある。

2003年のときと同様に、人口5万未満、5万以上10万未満、10万以上20万未満の3つの区分ではいずれも1%有意水準をパスしており、これら3つの人口区分において仮説は再度検証された。それに対して、20万以上50万未満のp値は.370、50万以上のそれは.570であり、人口密度は規定因よとして検出されなかった。

議員一人当たり人口

表5は、従属変数に議員一人当たり人口、独立変数に人口および人口密度を投入した重回帰分析結果を示す。「人口密度が高い市ほど、議員定数を抑制する傾向があり、また議員一人当たり人口を増大する傾向にある」との仮説にしたがうと、人口密度が高いほど、議員一人当たり人口は増大するということになる。ここでも人口密度が有意水準をパスしているのは20万人未満の3つの区分である。これら3区分では人口いずれも係数の値が正の値であり、仮説は支持されている。議員定数を従属変数とした場合と同様に議員一人当たり人口に関しても、20万人以上50万人未満の区分と50万人以上の区分では偏回帰係数は負の値を示し、p値は.05を大きく超えているため、仮説は妥当しない。人口が多い自治体は都市型の特徴を持つことが多く、地

表5 独立変数：人口密度、従属変数：議員一人当たり人口

(統制変数：人口)

人口区分	非標準化係数		標準化係数	t 値	p 値
	B	標準誤差	ベータ		
～5万	.198	.028	.168	7.011	.000
5万～10万	.091	.013	.290	7.206	.000
10万～20万	.073	.015	.264	5.001	.000
20万～50万	-.014	.013	-.054	-1.094	.277
50万～	-.031	.042	-.024	-.725	.474

区割りや地区推薦が議員定数を規定する余地が少ないことも影響しているためと考えられる。

4-3 第一次産業比率

人口・人口密度の他に、地域の産業構造のあり方も議員定数の規定要因となっていると想定される。ここでは都市型—農村型を示す指標として、就業人口に占める第一次産業従事者比率を取り上げる。前論文において「第一次産業比率は高い市ほど、議員定数は多く、議員一人当たり人口は少ない傾向にある」との仮説を設定した。なお、今回の第一次産業比率のデータは、平成27年（2015年）国調データによる。

同仮説の理由としては、仮に同じ人口・人口密度であったとしても、第一次産業従事者比率の高い地域はそれが低い地域よりも強力なコミュニティを形成している傾向があり、そのため地区代表の要請が強くなり、結果として定数が多くなると考えたからである。この関係性については河村（2008）が指摘した「地区割り」や「地区推薦」とも関連する。なお、当然のことながら第一次産業比率は人口規模の小さな市ほど高い傾向にある。平均値をみると、5万人未満の市では平均値が10.7%、5万以上10万人未満では5.5%、10万以上20万未満では3.1%、20万以上50万未満では1.9%、50万以上では1.1%となっていた（井田2005）。

議員定数

表6には従属変数に議員定数、独立変数に人口、人口密度、第一次産業比率、を投入して重回帰分析を行なった結果から、第一次産業比率の偏回帰係数、t値、p値、共線性の統計量を示す。人口規模が5万人未満、5万人以上10万人未満、10万人以上20万人未満および20万人以上50万人未満の市までは、第一次産業比率の偏回帰係数は1%有意水準をパスしており、偏

「平成の大合併」後の市議会議員定数

回帰係数は正の値を示すことから、これらの人口規模の市では「第一次産業比率が高い市ほど議員定数は増大する」という仮説は妥当性があるといえる。他方で、50万人以上の市では仮説は棄却される。

前論文の分析では、人口規模が5万人未満、5万人以上10万人未満、10万人以上20万人未満および20万人以上30万人未満の市までは、第一次産業比率は有意水準に達しており、回帰係数は正の値を示すことから、これらの人口規模の市では仮説は妥当性がある一方、それ以上の人口規模の市では同仮説は検証されなかった（井田 2005）。

しかしながら、前論文では当時の地方自治法の人口区分にしたがい、20万人以上30万人未満、30万人以上50万人未満を別々に分析した。そこで、2003年データについて改めて20万以上50万未満の区分により、分析を行った。その結果、回帰係数は正の値を示し、有意水準1%をパスしており、2020年データと同様にこの区分においても仮説は支持された。50万以上の区分では、偏回帰係数は負の値を示し、p値は.311であることから仮説は支持されなかった。

2003年、2020年ともに人口50万以上の区分では都市型自治体であるがゆえ、この仮説が妥当しないと考えられる。今回の分析結果は、2003年データの分析結果と同様の結果となった。

表6 独立変数：第一次産業比率，従属変数：議員定数

(統制変数：人口，人口密度)

人口区分	非標準化係数		標準化係数	t 値	p 値	共線性の統計量	
	B	標準誤差	ベータ			許容度	VIF
～5万	.080	.017	.215	4.729	.000	.895	1.118
5万～10万	.217	.034	.364	6.367	.000	.739	1.354
10万～20万	.486	.077	.420	6.315	.000	.732	1.366
20万～50万	1.086	.231	.373	4.702	.000	.511	1.957
50万～	-.756	.734	-.077	-1.029	.311	.557	1.795

議員一人当たり人口

次に、「第一次産業比率が高い市ほど、議員一人当たり人口は少ない傾向にある」という仮説について分析を行なう。

表7は、従属変数を議員一人当たり人口、独立変数を人口、人口密度、そして第一次産業比率とした重回帰分析結果を示す。第一次産業比率に関する係数は、すべての人口区分で偏回帰係数は負の値を示しており、第一次産業比率が高い自治体ほど、議員一人当たり人口が少なくなる傾向にある。50万未満のいずれの人口区分においても1%有意水準をパスしており、係数の負の値は統計的に有意である。したがって、人口50万未満の4つの区分において仮説は支持される。

表7 独立変数：第一次比率，従属変数：議員一人当たり人口
(統制変数：人口，人口密度)

人口区分	非標準化係数		標準化係数	t 値	p 値
	B	標準誤差	ベータ		
～5万	- 8.087	1.787	- .105	- 4.525	.000
5万～10万	- 33.500	5.891	- .249	- 5.687	.000
10万～20万	- 78.636	16.594	- .272	- 4.739	.000
20万～50万	-272.361	62.963	- .274	- 4.326	.000
50万～	-228.860	282.759	- .036	- .809	.424

5. 要約と結論

本稿では、2005年に発表した拙稿「市議会議員定数の分析」と同様に、「平成の大合併」終了後にあたる2020年末時点での市議会議員定数について分析を行なった。最後に分析の結果得られた結論について整理する。

(1) 法定定数上限規定が廃止された後の2020年においても、人口50万人

「平成の大合併」後の市議会議員定数

未満の市における人口と議員定数との相関関係は弱まっていない。地方議員定数削減の大半は上限規定が撤廃された2011年より以前に行なわれていること、また、議員定数が条例に完全委任された後も、各自治体が議員定数を変える場合には人口が重要な判断基準となっているため、相関関係が低下しなかったと考えられる。

- (2) 旧人口区分別にみると、人口20万未満の3つの区分においては、人口と議員定数との相関関係は2003年と2020年とでほとんど変化が見られないが、20万以上の区分のなかには相関係数が低下した区分がある。人口が比較的多い自治体では定数決定の際の基準として人口の要素が低下している可能性がある。
- (3) 議員一人当たり人口に関しては、すべての人口区分において「平成の大合併」後に平均値、中央値ともに上昇しており、いわば人口を基準とした場合の代表性の低下傾向が認められる。
- (4) 人口と人口密度を独立変数に投入した場合、「人口密度が高い市ほど、議員定数を抑制する傾向があり、また議員一人当たり人口が増大する傾向にある」との仮説については、2003年データから導き出された結論と同様に人口20万未満の人口が比較的少ない市では検証されたが、それ以上の人口区分では検証されなかった。
- (5) 第一次産業従事者比率の高い地域はそれが低い地域よりも強力なコミュニティを形成している傾向があり、そのため地区代表の要請が強くなり、結果として定数が多くなると見方にもとづく「就業者中に占める第一次産業従事者比率は高い市ほど、議員定数は多く、議員一人当たり人口は少ない傾向にある」との仮説については、2003年データの分析結果と同様に人口50万人未満の各区分においては支持された。

「平成の大合併」がピークを迎える以前の2003年時点と同合併が終了した後の2020年時点とを比較し、人口、人口密度、第一次産業比率と議員定数

および議員一人当たり人口との関係性を分析した結果、それらの関係に基本的変化は認められず、とりわけ市の大半を占める人口20万未満の自治体ではほとんど変化が認められなかった。人口に関しては、議員定数の法定上限規定が撤廃されても、定数に関する条例改定の際には人口が有力な基準となっている。いうまでもなく、議員定数や議員一人当たり人口を規定する要因はこれらに限定されない。今後は他の規定因の検出を行なうとともに、議員報酬や議会費比率を従属変数とした分析にコマを進めていく予定である。

《注》

- (1) 今回使用したデータは元来、三重県熊野市議会において2021年6月に設置された議員定数問題に関する作業部会の資料として作成されたものである。その際、筆者は外部専門家として助言と分析を行なった。データの作成段階において、伊東裕将熊野市議会議員(当時)および熊野市議会事務局の協力を得たことをここに記しておく。分析結果などにもとづき、同市は2021年12月9日時点で議員定数を「現状維持」としつつ、「長期的に議論の必要性がある重要課題」という共通認識を発表した(吉野熊野新聞 2021年12月24日)。しかしその後、定数削減を求める市民の声が大きく、さらに市議選が迫っていたこともあり、令和4年2月に定例会議員定数削減に関する案件が議会に提出され、3月に次回市議選(令和4年4月施行予定)より定数を14人から12人に削減するという提案を全会一致で可決した。(吉野熊野新聞 2022年3月7日)。
- (2) 相関係数の強さに関しては、前論文と同様に相関係数(ピアソンの積率相関係数)の絶対値の0.7以上を「強い相関がある」、0.4以上0.7未満を「ある程度の相関がある」、0.2以上0.4未満を「弱い相関がある」、0.2未満を「相関なし」と表記する。

文 献

- 井田正道(2005)「市議会議員定数に関する分析」『政経論叢』第74巻1・2号, pp. 185-206
- 伊藤哲也(2019)「財政及び人口の観点から見た市区町村の議員定数の決定要因」『自治体学』第33巻1号, pp. 50-55

「平成の大合併」後の市議会議員定数

伊藤敏安（2016）「市町村合併の前後における議員定数と議員報酬の変化」『地域経済研究』第27号，pp.3-26

河村和徳（2008）「地方議会の定数を巡る一考察——『地区割り』『地区推薦』の視点から」『公共選択の研究』第50号，pp.26-33

神原勝（2013）「あるべき議員，議会像から定数・報酬問題を考える」栗山町議会議員定数調査等特別委員会（2013年10月22日）資料 <https://mt.best-for-u.com/wp-content/uploads/2017/12/e62164c3c2fb1c58d900040fb6faf8c3.pdf#:~:text=%E5%BE%93%E6%9D%A5%E3%81%AE%E8%AD%B0%E5%93%A1%E5%AE%9A%E6%95%B0%E3%81%AE%E6%B1%BA%E3%82%81%E6%96%B9%EF%BC%88%E5%9C%B0%E6%96%B9%E8%87%AA%E6%B2%BB%E6%B3%95%EF%BC%89%20%E2%91%A0%20%E6%B3%95%E5%BE%8B%E3%81%A7%E4%BA%BA%E5%8F%A3%E6%AE%B5%E9%9A%8E%E5%88%A5%E3%81%AB%E5%BF%9C%E3%81%98%E3%81%9F%E4%B8%8A%E9%99%90%E6%95%B0%E3%82%92%E5%AE%9A%E3%82%81%E3%82%89%E3%82%8C%E3%81%9F%20%E4%BA%BA%E5%8F%A3%EF%BC%91%E4%B8%87%E4%BA%BA%E4%BB%A5%E4%B8%8A%EF%BC%92%E4%B8%87%E4%BA%BA%E6%9C%AA%E6%BA%80%E3%81%AE%E7%94%BA%E6%9D%91%E3%81%AF%26%E4%BA%BA%20%E2%91%A1%20%E3%81%9D%E3%81%AE%E7%AF%84%E5%9B%B2%E5%86%85%E3%81%A7%E5%90%84%E7%94%BA%E6%9D%91%E8%AD%B0%E4%BC%9A%E3%81%8C%E5%AE%9A%E6%95%B0%E3%82%92%E6%9D%A1%E4%BE%8B%E3%81%A7%E5%AE%9A%E3%82%81%E3%82%8B%2013%20%E4%BA%BA>（2022年9月17日閲覧）

土山希美枝（2014）「自治体議員定数と報酬の「適正水準」を考察する」『龍谷政策学論集』第3巻2号，pp.49-62

丹羽功（2006）「地方議会における議員定数の動向」『近畿大学法学』第55巻2号，pp.65-93

吉野熊野新聞 2021年12月24日 <https://www.yosikuma.com/2021/12/23/921/>（2022年9月18日閲覧）

吉野熊野新聞 2022年3月7日 <https://www.yosikuma.com/2022/03/07/1140/>（2022年9月18日閲覧）

資料

全国市議会議長会「市議会の活動に関する実態調査結果」https://www.sigichokai.jp/research/jittai/1203989_1953.html

総務省①「地方財政状況調査関係資料 | 令和元年度 市町村別決算状況調」https://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/r01_shichouson.html

総務省②「地方議会議員数の推移」 https://www.soumu.go.jp/main_content/000675287.pdf

総務省自治行政局行政課（2015）「地方議会制度等について 平成27年6月23日」
https://www.soumu.go.jp/main_content/000390643.pdf