

福岡工業大学 機関リポジトリ

FITREPO

Title	住民参加に関する地方議会改革の検証
Author(s)	木下 健, 加藤 洋平, 北村 知史
Citation	福岡工業大学研究論集 第51巻第1号 P15-P27
Issue Date	2018-9
URI	http://hdl.handle.net/11478/1226
Right	
Type	Departmental Bulletin Paper
Textversion	Publisher

Fukuoka Institute of Technology

住民参加に関する地方議会改革の検証

木 下 健 (社会環境学科)
加 藤 洋 平 (流通経済大学法学部自治行政学科)
北 村 知 史 (関西外国語大学外国語学部英米語学科)

Verification of Regional Legislative Reform Focusing on Citizens' Participation

Ken KINOSHITA (Department of Socio-Environmental Studies)

Yohei KATO (Faculty of Law, Ryutsu Keizai University)

Satoshi KITAMURA (Faculty of Foreign Studies, Kansai Gaidai University)

Abstract

This paper reveals that legislative reforms have intensified both the actual requests and petitions aimed at decision-makers, and the communication supported by the legislative body with residence. Legislative reforms are spreading in Japan based on the situation within the prefectures, and bring about positive results encouraging citizen's participation. Local legislative reforms should be advanced based on the awareness that these are means and not the goal. Local legislatures, as representative bodies, are expected to form better decentralization in cooperation with their residents.

Key words: *legislative reform, local government, citizen, local assembly.*

1. はじめに

本研究では、地方議会改革の検証を行うことを目的としている。具体的には、地方議会改革で取り上げられる地方議会への住民参加に着目し、検証を行う。地方議会に関する研究は規範論や実態調査が多くを占めており、定量的に地方議会の機能を明らかにしている研究は長野 (2012, 2017) を除いて筆者の知る限り見受けられない。議会改革の検証により、これまでの地方議会における改革が成果をあげたのかが明らかとなり、改革の方向性に新たな示唆を与えることが可能となる。

地方自治体の理念は、住民による自治であるため、真の意味での自治体であるためには、議会の代表機能を縮小できることが好ましい (Arnstein 1969, Connor 1988, 田村 2000)。実際、住民の参加が進むほど議会の機能が縮小することや (濱本 2010)、住民参加を経て提出された議案については修正することが難しいので、議会の議決権を制約する (廣瀬 2011) という問題を抱えている。

他方で、自発的に参加する人の意見を聞くだけでは偏り

が出るという議員の意見もあり、議会は住民の意見と代表性という議会機能の確保のバランスをとることが求められる。伝統的には、地方自治法に規定される参考人招致や公聴会 (地方自治法第115条の2) により、住民や専門家の意見を踏まえて議会が結論を出すことになる。今日では、住民による意思を軸として、議会の意思決定手続きに住民の意見を反映させることで、代表機関としての役割を果たすことができるのではないだろうか。しかし、実態としてどれほど参考人招致や公聴会といった制度が活用されているかには疑問が残るといえよう。

本稿は、2.において形だけの議会改革が行われている問題を指摘し、議会への住民参加に関する先行研究が不十分であることを指摘する。2.3において、従属変数である議会への住民参加に関する請願・陳情、公聴会、参考人招致及び議会報告会に関する先行研究を整理する。3.1では、議会で住民の請願・陳情を説明する規定要因が、政策波及と同様に相互参照されるかを確認するため、動的相互依存モデルについて概観する。3.2及び3.3では、住民参加に影響を与える重要な概念である党派性モデル及び社会関係資本の先行研究を整理する。党派性モデル及び社会関係資本は、議会への住民参加を促し得る重要な概念であるためである。4.において本稿で用いるデータセットと仮説を提示す

る。5.1で動的相互依存モデルを検証し、5.2で実際の住民参加に関する議会改革の検証を行う。そして、6.において結論を与え、課題を提示して締め括る。

2. 現状分析

2.1 議会改革の動向と課題

現在、地方自治体における議会改革は、全国の自治体で議会基本条例の制定と実践が行われている。議会改革の流れは2000年の分権改革からといえる。機関委任事務制度が廃止されたことにより、地方自治体の首長と議会の関係も変化をもたらした。また、地方自治体の主体性が必要となり、議会改革が迫られることとなった。

その中で、全国で初めてとなる議会基本条例が北海道栗山町において2006年5月に制定された。栗山町では議会基本条例が制定される前の取り組みとして、2002年より情報公開条例の制定、議会のライブ中継、2005年より議員が住民からの意見や批判を聞く「議会報告会」が実施されている（神原 2008）。この一連の改革により、議会から住民への情報公開と議会への住民参加が行われ、議会と住民との関係の改革が行われている。

地方議会改革の問題は、実態を伴わない形だけの議会改革がなされている可能性があることである。議会改革は近隣自治体が議会改革を始めたことにより、他の自治体の動きを参考にする相互参照メカニズムの流れに沿って（伊藤 2002）、議会改革を行うという形だけの議会改革を行う自治体が存在することを否定することはできない。また、本質が欠如した形だけの議会基本条例を制定している自治体が多く存在しているという批判もある（東京財団政策研究 2011）。

2.2 住民参加の動向と課題

住民参加に関する研究は、地方自治を中心に行政学、政治学などの研究分野でいくつかある。そのなかで、ゲーム理論によって住民参加を分析している吾郷（2006）によると、行政と住民の間に情報量の格差がある場合、情報伝達がうまくいかず、非効率な政策決定がなされることが示されている。その上で、住民と行政の意見のギャップが大きくない場合には、行政は住民から意見を聞く公聴会程度に留めておくこと、他方で意見のギャップが大きい場合は、十分な数の賛同者がいれば住民に政策決定権を与えるべきであることを結論としている。

一般的に、住民参加に関する研究は、住民、行政、議会の3者のうち、住民と行政の協働を示すものであり、住民と行政の協働に関する研究については、これまで多くの研究がなされている（小田切 2014、新川 2015）。一方で、住民と議会の関係を示す住民参加は十分な研究がなされていないといえる（江口 1999、鈴木他 2004）。また、議会における住民参加の課題として、議会と住民の意思の乖離が挙

げられる²⁾。つまり、選出された議員は、自分たちが住民を代表しているという自負があるため、選挙後の議会運営において、政党や自分の利益に関する政策を優先し、住民意思から乖離する場合がある。加えて、首長提案、議案については多数決により合意形成されるものの、その他の政策形成についてはほとんど合意形成の努力が行われていないとされる（江口 1999）。

また、住民参加と一言でいったとしても、地方自治体における住民参加には様々な形態が存在している。例えば、住民運動やデモ、有力者との接触、役所や政治家との接触、会合・集会への出席、請願・陳情などである。伊藤・辻中（2009）では、自治会・町内会等、NPO(Non-Profit Organization)、市民団体、環境団体や福祉団体、業界団体等の市民社会組織に着目し、どの程度政策過程へ参加が進んでいるかを明らかにしている。2007年に市町村の市民活動、環境、福祉、産業振興の各部署の担当者へのアンケート調査を行った結果として、自治会の参加が広く認められており、都市規模が大きい市町村ではNPO・市民団体の参加が見られること、市町村行政の透明性やサービス度が高ければNPO・市民団体の関与度が高いことが明らかにされている。

また、濱本（2010）は、伊藤・辻中（2009）と同じアンケート調査を用いて、議会改革と住民参加に関連性があることを指摘しており、開かれた議会改革が行われているほど、一般市民やNPO・市民団体の審議会への参加が上昇するとしている。

市町村議会と住民参加に関して、長野（2012）では、2010年度の自治体議会改革フォーラムの調査を用いて、議会基本条例、議員提案条例、議会による修正の要因を共分散構造分析より明らかにしている。その結果によると、住民との対話の場が議会基本条例に作用していること、議会費が議員提案条例に作用していること、議員間討議及び請願・陳情における住民の提案説明が議会による修正に作用していることが明らかにされている。これらの研究から、住民参加に関する課題は、行政への住民参加に関する研究がある程度、蓄積されているなかで、議会への住民参加に関する実証研究が極めて少ないことにあるといえる。

2.3 請願・陳情、公聴会・参考人制度、対話会

次に、従属変数である請願・陳情、公聴会・参考人制度、及び議会の開催する住民との対話会について概説する。請願権は憲法第16条に規定される権利であり、本来、公の機関に対して希望を述べる行為であると解されている。そのため、地方自治体の議会も公の機関であることから、当然に国民の権利である請願権行使の相手方となっている（松本 2003）。また、地方議会に請願を行おうとする者は、議員の紹介により請願書を文書で提出しなければならない（地方自治法第124条）。

他方で、陳情は公の機関に対して、一定の事項について、

その実情を訴え、一定の措置を求める事実上の行為を指す（松本 2003）。陳情は事実上の行為であるため、一定の形式を求められている訳ではなく、議員の紹介も必要ではない。実際には陳情も請願と同様に受理され、処理が適切であるものについては、請願の例により処理することが議会の会議規則で定められている（松本 2003）。

通常、請願・陳情の審査は委員会で行われており、請願に関して野村（2000）は「願意に対する執行機関の意見を聴いて採択、不採択を決める傾向にある」ことに問題があることを指摘している。この問題に対して、委員会は必要に応じて請願者を参考人として招いて願意を聴くことや、現場を見ることを提言している。

公聴会制度については、地方自治法第115条の2に「普通地方公共団体の議会は、会議において、予算その他重要な議案、請願等について公聴会を開き、真に利害関係を有する者又は学識経験を有する者等から意見を聴くことができる」と規定されている。公聴会制度は、委員会における特定の重要案件の審議にあたり、より周到な審査を期するため、利害関係者や学識経験者等の住民の意向を直接聴く機会を設けることによって、間接民主制を補完する制度であるとされる（松本 2003）。ただし、手続きの煩雑さと、会期制という時間的制約があることから、公聴会が開催されることは稀であるとされる（小林 1993, 松本 2003）。

参考人制度は1991年の地方自治法改正により規定された（地方自治法第115条の2第2項）。参考人制度は公聴会と同様に、委員会が調査、審査に際して必要な場合、参考人の出頭を求めてその意見を聴くことができるものである（小林 1993）。この参考人制度が法制化されたことにより、請願者及び陳情者についても、参考人として出席を求め、正式に当該委員会として発言、説明を求めることが可能となったとされる（小林 1993）。手続きについては、公聴会制度よりも簡便であり、議長の承認なく、委員会の議決によって参考人を指名することができる（小林 1993）。

議会の行う対話会は、議員と住民が交流する場であり、2006年中に開催されたのが栗山町を含む8つの自治体のみであったものが、2013年中に開催されたのが714自治体（45.1%、n=1583）と大幅に広がりを見せている³⁾。

3. 住民参加に関する先行研究

3.1 動的相互依存モデル

政策波及は、我が国では主に伊藤（2002, 2003a, 2003b）によって一定の研究蓄積がある。伊藤（2002）は、政策波及について「同種の政策が多く自治体が採用することによって、それが全国に広がる現象」として定義している（伊藤 2002）。こうした現象を実証するために、理論的な仮説として動的相互依存モデルを提示している。このモデルでは、自治体が新たな政策を形成する際に、相互に政策案を参照する現象を説明するものである。

動的相互依存モデルは、自治体行動に関する①内生条件への対応、②相互参照、③横並び競争の3つのメカニズムから構成されている。まず、内生条件とは、当該自治体が所轄する領域の社会的、経済的、政治的条件のことを指している。具体的には、政策採用に影響を与えるであろう社会的・経済的環境の状態を指す要因が「社会経済要因」であり、政治アクターの選好や勢力を示す要因が「政治要因」である。「社会経済要因」は、都市化が進んだ自治体では、環境保全政策が採用されやすいなど、その自治体の社会経済的な要因が考慮されることである。一方、「政治要因」は、ある政策を首長が必要と考え、強いリーダーシップを發揮すれば、その政策の実現性は高まることなどが考慮されることである。この内生条件が整った自治体では、国レベルでも採用されていない政策を新たに形成することが可能になるといえる。しかし、こうした内生条件を整える自治体は、それほど多くはなく十分に成熟しているところは数としては少ない。そこで、次に相互参照メカニズムについてみていくことが必要になる。

相互参照とは、「自治体が政策決定に際して、他の自治体の動向を参考にする行動」のことであり、ある自治体が新規政策を採用した際に、それを参考にし、政策の採用に向けて動き出すことを意味している。こうした相互参照が自治体間で行われる理由として、不確実性の高い環境の下で、自治体は政策を採用することを決定しなければならないことが挙げられる。すなわち、不確実性の高い環境下で政策採用の結果が十分に見通すことのできない自治体では、他の自治体における政策採用の一連の行動を判断材料として、政策採用の決定が行われることを、相互参照で説明しようとするものである。

横並び競争とは、不確実性が低い環境のもとで起こり、「政策を採用すれば便益が見込まれる状況のもとで、われ先に政策の採用に乗り出す行動」を意味する。不確実性の低下は、国の政策的な介入と政策の規範化によってもたらされる。

これら3つによって動的相互依存モデルが構成されることになる。自治体は、新たな政策課題に対して、他の自治体の動向を見極めながら、不確実性に対処しつつ新たな政策が策定されていくことになる。この場合、内生条件と相互参照が働くことで新たな政策が決定されていくことになり、それが自治体間に波及していくことになる。ただし、政策課題に対する注目が集まることで、国が政策の採用に乗り出すケースが多くある。それによって、政策決定に伴う不確実性が軽減され、自治体間の競争が始まることから、横並び競争のメカニズムが働くことになる。つまり、3つのメカニズムのうち、どれが最も強い作用を及ぼすかは国が関与する時期によって決まることになる。

伊藤（2002）は、この動的相互依存モデルを情報公開条例、環境基本条例、環境アセスメント制度、福祉のまちづくり条例の事例分析と、イベント・ヒストリー分析によっ

て実証研究を行っている。ここでの分析では、主に都道府県、政令指定都市レベルの自治体を対象とし、東北、関東、甲信越、北陸3県、中部、近畿、中国、四国、九州を基本的な準拠集団として設定している。ただし、ここではいくつか補正を加えており、政令指定都市、政令指定都市を持つ道府県、東京都及び埼玉県は1つのグループとするなどの設定を行っている⁴⁾。これは、財政、人口規模や都市化の度合いが同程度の自治体同士が参照することが多いことを踏まえたものである。

この実証研究では、国の介入が遅れた情報公開及び環境アセスメントについては、内生条件のメカニズムが強く働き、準拠集団の動向が重要であることが確認されている。一方、早い段階から国の介入があるケースでは、新政策の不確実性が軽減され、多くの自治体が政策の採用に向けて行動する。つまり、横並び競争のメカニズムが働くことになる。この伊藤（2002）の研究を嚆矢として、その後、動的相互依存モデルの裏づけがなされている（古川・森川2006、鎌田2010）。

3.2 党派性モデル

次に党派性についての研究は Laver and Hunt（1992）および Laver and Shepsle（1996）を嚆矢として、地方議会における知事や議員の党派が、財政運営に与える影響について蓄積が行われている。たとえば、加藤（2003）や砂原（2006）、近藤（2013）では、党派性によって、支出構成が変化することを実証的に示し、曾我・待鳥（2007）では、党派性によって支出構成が異なることを示している。加えて、財政規律についても党派性が関係しているとする田村（2006、2013）の研究もある。

これらの研究では、知事や議会における党派性が支出構成に影響を与えることを、統計的に確認している。党派性が支出構成に影響を与えるのであれば、党派性によってその他の政治的決定や政治的スタンスに対しても違いが生じることが予想される。そこで政府支出以外にも目を向けると、党派性と住民の請願採択について分析した研究が辻（2006）である。辻（2006）では、地方議会の会派と、住民の請願について分析を行っている。1971年から1999年の大阪府議会、1995年から1999年の滋賀県議会、京都府議会、兵庫県議会、奈良県議会、和歌山県議会に提出された請願をその分析対象としている。大阪に関しては、1971年4月から1979年4月の黒田知事政権下では、一つの請願に対して超党派による複数の議員の紹介が得られ、議会の党派性に請願が影響を受けていないことを指摘している。しかし、1979年4月岸政権に移行して以降、その傾向はみられなくなり、知事野党である共産党単独で紹介議員となった請願はほとんど採択されないという状況になる。具体的には、不採択となった請願40件のうち、39件が共産党単独での請願紹介議員となったものであり、62件の一部不採択となった59件が同様に共産党単独での請願紹介議員となったもの

であった。その他の議会との比較においても奈良県議会を除いて⁵⁾、知事与党派と野党会派の対立構造がみてとれると指摘されている（辻 2006）。

黒田は共産党と社会党の支持を受けて当選した革新系知事であり、革新系政党が住民運動などに支えられて当選する場合も多く、住民の請願を無視できない可能性が考えられる。例えば、革新系自治体の先駆けとなった、1967年に発足した美濃郡都政は、革新系知事が積極的に住民自治を評価している例であるといえる（梅原 2007）。

時期によってその影響の濃淡はあるが、党派性は支出構成に影響を与え、とりわけ革新系政党は教育などの人的資源に支出を手厚くすることが先行研究では確認される⁶⁾。同様に、党派性の違いによって住民参加を促進・抑制する効果が考えられる。とりわけ、黒田府政などを踏まえると、革新系知事が住民参加を促進させる可能性が高いといえる。本稿では、事例だけでなく、実証分析では首長や議会の党派を表す変数をいれることによって、党派性が住民参加に与える影響を解明する⁷⁾。

3.3 社会関係資本

地方議会における住民参加を論じる上で、重要となるのが地域の文化的な違いを示す社会関係資本である。社会関係資本 (social capital) の概念が注目を集めるようになったことの契機として、パットナムの研究を挙げることができる (Putnam 1993)。社会関係資本とは「可視化されない形で市民の間に存在している新しいタイプの公共財」であり、「市民の間のネットワーク、及びそれによって生み出される信頼や互酬性の規範などを示す概念」であるとされている (坂本 2010)。

Putnam (1993) では、社会関係資本を測定するために、州別の優先投票率、国民投票率、新聞購読率、スポーツ・文化団体の活性化という4つの指標から市民共同体指数を作成している。社会関係資本の実証研究では、自治会や町内会、労働組合などの組合組織率、ボランティアへの参加率、持ち家比率などが用いられている (高木他 2011、吉岡 2005)。

布施 (2008) では、近所付き合い、親類付き合い、趣味のつながり、ごみ出しのマナー、他人に対する信頼、地域の行事の頻度、地域の行事の活動、地縁的な活動、ボランティア活動に対して、持ち家に住むことが有意に正の影響を与えていることを実証している。すなわち、持ち家に住む人ほど社会関係資本に繋がる活動に従事していることを示している。本稿では、持ち家比率を社会関係資本の代理変数とみなし、社会関係資本が議会への住民参加に影響を与えているかを検証する。

4. 仮説とデータセット

議会改革の形態は、4つの形態が存在している。1つ目

は、議会運営委員会の案件として検討しているものであり、議会の中でも議事運営を担う議会運営委員会が主導するものである。2つ目は、特別委員会を設置して検討するものであり、特定の課題に対して常任委員会とは別に委員会を設置して検討するものである。3つ目は、議員のみで構成する調査会、検討会で検討するものであり、議会の中でも委員会以外によって進める形態である。4つ目は、上述のもの以外の常設の議会改革推進組織を設置するものであり、議会が開かれる時期以外にも活動できる形態となっている。この他、既に議会改革の取り組みは終了したので、態勢は解散しているという選択肢がある。この選択肢によって、既に議会改革が終了した自治体の成果を検証できる。

動的相互依存モデルでは、市町村の請願・陳情に関する住民参加（議会内での住民による請願・陳情の提案）が、周辺地域に広まっていることを検証する。動的相互依存モデルでは、制度が広まる過程として、周辺の準拠自治体の導入状況を踏まえて、当該自治体が制度を導入するか意思決定を行う。ここでは、請願・陳情に関する住民参加の都道府県内の違いによって、規定を導入するかが異なることを示す。

党派性モデル及び社会関係資本は、住民参加を促すと考えられる重要な概念であり、本稿では、議会改革の検証を行う上でコントロールすべき変数として取り扱っている。党派性モデルでは、保守系、革新系というイデオロギーの違いが、議会への住民参加の違いを与えることが予想される。先行研究が示すように、革新系においては、請願・陳情が多いことから、革新系首長及び革新系議席割合が、議会への住民参加にプラスの影響を与えると予想する。

社会関係資本では、社会関係資本が議会への住民参加にプラスの影響を与える可能性を考慮している。請願に関しては、議員の紹介が必要であり、個人的な議員との繋がりがあがあるため、住民と議員の癒着であると捉えることも可能であるが、調査項目の請願と陳情が分かれていないため、幅広く議会への意見表明として捉える。そのため、社会関係資本は、住民参加を促すものと予想される。

分析視角として、本稿では動的相互依存モデルが当てはまるかを確認した上で、議会改革の成果及び形態の違いを検証する。議会改革の成果として、請願・陳情における議会での住民の提案を認めているかどうか、実際に請願・陳情がなされたかどうか、参考人招致、公聴会制度が活用されたかどうか、議会主導の対話会がどれほど実施されたかを検証する。

本研究で用いるデータは、2013年の市町村クロスセクションデータである。主に依拠したデータは廣瀬・自治体改革フォーラム（2014）が公開している「全国自治体議会の運営に関する実態調査2014」及び、地方自治総合研究所（2014）が公開している『全国首長名簿』より市町村長に対する「推薦・支持政党」及び「議会内党派別内訳」を用

いている⁸⁾。

その他、政府統計「e-Stat⁹⁾」を用いて、総務省統計局統計調査部国勢統計課の『平成22年国勢調査』から「老年人口割合」、第1次産業就業者数及び第2次産業就業者数、国土交通省国土地理院測図部調査資料課の『平成25年全国都道府県市区町村別面積調』から「可住地面積1km²当たり人口密度＝人口総数／可住地面積」、総務省統計局統計調査部国勢統計課の『平成20年住宅・土地統計調査』から「持ち家比率（％）＝持ち家住宅数×100／居住世帯あり住宅数」、総務省自治財政局財務調査課の『平成25年地方財政状況調査』から「議会費」、総務省自治税務局市町村税課の『平成25年市町村税課税状況等の調』から「課税対象所得（納税義務者1人当たり）」をそれぞれ入手し、総務省ホームページ（2013）より「政令指定都市」を作成した。

また「第1次産業就業者数」、第2次産業就業者数及び15歳以上の「労働力人口」を用いて、「第1次産業者割合」及び「第2次産業者割合」を作成した。加えて、分析にあたり、「議会費」を対数変換している。

従属変数は議会への住民参加を示す(1)請願・陳情における議会での住民の提案を認めているかどうか、(2)実際に請願・陳情がなされたかどうか、(3)公聴会制度・参考人招致が活用されたかどうか、(4)議会主導の対話会がどれほど実施されたかという4つの変数である。

5.1において、動的相互依存モデル及び議会改革の検証を行う。続く5.2において、実際の住民参加に関する議会改革の成果及び形態の検証を行うこととする。5.1において、動的相互依存モデルを検証するのは、制度として広まったかを検証し、その後、実態として活用されたかどうか5.2で検討するためである。

分析手法として、議会内での住民の請願・陳情に関する規定導入に関しては、マルチレベルロジット分析を行うこととする。本稿では、「議会内での住民の陳情・請願に関する規定導入」について動的相互依存モデルが当てはまり、条例で規定を導入し、議会への住民参加を促す政策が波及しているかどうかを検証する。本稿では、市町村データを扱い、議会内での住民の請願・陳情に関する規定導入が、各都道府県によって、導入され波及するかを明らかにするため、都道府県という地域の違いをランダム切片として表現されるランダム切片モデル（random intercept model）での推定を行う¹⁰⁾。言い換えると、市町村が規定を導入するかどうかの準拠集団は、所属する都道府県であり、都道府県内に規定を導入する市町村が多ければ、それだけ同調圧力が高まり、導入される割合が高まると考えられる。政策波及に関する分析と同時に、議会改革の検証を行う。

次に、実際に議会内で請願・陳情の機会があったか、傍聴者の発言があったか、公聴会・参考人招致を行ったかどうかについては、質的選択モデルである二項ロジスティック分析を行うこととする。住民参加に関する規定導入ではなく、実際に議会への住民参加が行われているかどうかを

検証することで、議会改革の成果が明らかになると考えられる。

そして、「議会と住民の対話の場の回数」に関しては、カウントデータであるため、ポアソン回帰モデルあるいは負の二項回帰モデルにより推定を行う。モデルの選択に当たっては、分散が平均値を上回る過分散になっているかを χ^2 検定及び尤度比検定により選択する。また、負の二項回帰モデルが選択された場合、分散を線形関数で捉えるNB1モデルか、二次関数で捉えるNB2モデルかの選択に当たっては、対数尤度、AIC（Akaike's Information Criterion）、及びBIC（Bayesian Information Criterion）を比較し、選択する。

5. 分析結果と解釈

5.1 請願・陳情の住民参加の規定導入に関する動的相互依存モデルの検証

表1は請願・陳情の住民参加の規定導入を従属変数としたマルチレベルロジット分析の推定結果を示している。当初ランダム切片を都道府県に設定し、都道府県ごとに切片の違いがあることを想定したモデルを推計したが、 χ^2 検定が有意とならなかったことから、都道府県の規定導入割合をランダム切片としたモデルで推計している。規定導入割合を都道府県レベルの変数として、ランダム切片に投入している。その際、都道府県内で規定を導入している自治体一つもない県が青森県、福島県、富山県、奈良県、和歌山県、鳥取県、愛媛県、沖縄県であり、0%の規定割合となっている。また山梨県、岐阜県、佐賀県は県内の規定割合が5%であり、同一の規定割合となっている。こうした同一割合があるため、地域数が47から35に減っている。

分析の結果、ランダム効果で示される都道府県の規定割合の分散は0.535で有意となっており、都道府県の規定割合によって切片が異なることを示している。ただし、級内相関は0.08とそれほど大きい値となっていないことに留意しなければならない。都道府県の規定割合をランダム切片としたモデルが支持されたことから、市町村における請願・陳情の住民参加の規定導入は所属する都道府県の影響を受けているといえる。

次に、議会改革の検証に関しては、現状として議会改革に取り組んでいる自治体では、いずれもプラスで有意な係数が得られている。議会改革の形態として「議会運営委員会の案件」、「特別委員会の設置」、「調査会検討会で検討」、「常設の議会改革推進組織」を考慮したが、形態に捉われず、議会改革を進めている自治体では、請願・陳情の住民参加の規定を導入することが分かった。ただし、議会改革の終了した自治体は、有意な結果となっておらず、2013年までに先行して議会改革を終えた場合、規定は導入されなかったと考えられる。

党派性モデルに関しては、共産党及び社民党という革新

表1 請願・陳情の住民参加の規定導入を従属変数としたマルチレベルロジットモデルの推定結果

	β	標準誤差	z 値
固定効果			
議会運営委員会の案件	0.7821**	0.3433	2.28
特別委員会の設置	0.6031*	0.3431	1.76
調査会検討会で検討	0.6875*	0.3766	1.83
常設の議会改革推進組織	1.0722**	0.4690	2.29
議会改革は終了した	-0.0381	0.5417	-0.07
保守系首長	-0.0968	0.1365	-0.71
革新系首長	-0.0474	0.3709	-0.13
革新系議席割合	0.0463**	0.0195	2.37
持ち家比率	0.0025	0.0121	0.21
対数議会費	0.2336	0.2544	0.92
第1次産業者割合	-0.2550*	0.1453	-1.75
第2次産業者割合	-0.0101*	0.0060	-1.68
老年人口割合	0.0301	0.0291	1.03
課税対象所得	0.0007*	0.0003	2.54
人口密度	-0.0001*	0.0001	-1.96
政令指定都市	0.0878	0.6420	0.14
constant	-7.7745**	3.6841	-2.11
ランダム効果			
	分散成分	標準誤差	χ^2 値(1)
	0.535	0.137	13.24***
Wald χ^2 検定量(16)	30.780***		
級内相関	0.0802		
地域数	35		
n	771		

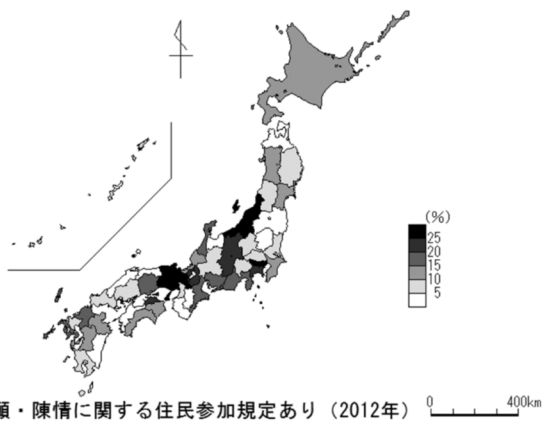
(注) *** : $p < .01$, ** : $p < .05$, * : $p < .10$

系首長、及び革新系議会議員が多い場合、住民参加が促されると予想した。革新系議席割合はプラスで有意となっていることから、革新系議員が多いほど、規定の導入が行われることが明らかとなったといえる。ただし、革新系首長に関しては有意となっていないため、革新系の首長であったとしても、条例を設けて住民参加を促すとは限らないことが分かった。

そして、社会関係資本に関しては、持ち家比率を代理変数としたところ、有意な結果は得られていない。社会関係資本と、請願・陳情に関する規定を導入するかの関係については、この分析結果からは一概に関係があるとはいえない。

請願・陳情に関する住民参加の規定導入が、都道府県の割合によって変わることを示したが、実際の導入状況がどうなっているのかをグラフを用いて、視覚的に確認する。

図1は、ランダム切片として投入した2012年の都道府県別請願・陳情に関する住民参加の規定割合を示している。規定割合が30%を超えた都道府県は京都府（30.4%）であり、それ以外の都道府県は、30%を下回っている状況にあ



（出典）廣瀬・自治体議会改革フォーラム（2013）より作成。

図1 2012年における都道府県別請願・陳情に関する住民参加の規定がある割合

る。2番目から順に、東京都（28.8%）、兵庫県（27.8%）、新潟県（25.0%）、神奈川県（24.2%）、長野県（22.6%）となっている。このようにグラフにしてみると、地域によって規定割合が多い地域とそうではない地域があることが分かる。

そして、その翌年である2013年の都道府県別請願・陳情に関する住民参加の規定割合においては、上位の5位は順に、京都府（34.8%）、神奈川県（33.3%）、兵庫県（30.6%）、東京都（30.4%）、滋賀県（25.0%）となっている。2012年と2013年を比較すると、規定割合の多い都道府県は、やや増加している。特に、東京都や神奈川県、京都府や滋賀県の増加は、動的相互依存モデルによって、波及した効果であると考えられる。

5.2 実際の住民参加への影響に関する分析

住民参加を促す規定が実際にあったとしても、運用されていなければ無用の長物になりかねないといえる。そこで、議会改革が成果を上げたといえるかどうかを確かめるため、実際に議会へ参加したかどうかを従属変数にし、分析を行った。

表2は議会への住民参加に関するロジスティック回帰モデルの推定結果を示している。議会改革、党派性モデル、社会関係資本の順にみていくこととする。まず、議会改革の検証として、実際に議会内での請願・陳情があった場合については、仮説と整合的な結果が得られているといえる。具体的には「議会運営委員会の案件」、「常設の議会改革推進組織」、「議会改革は終了した」が該当する場合に、有意に1以上のオッズ比が得られていることから、議会運営委員会の案件として扱っている場合、及び常設の議会改革推進組織を設置している場合に、実際に住民が議会内で請願・陳情を行っているといえる。また、議会改革を終えた自治体についても、1以上のオッズ比が得られていること

から、議会改革は住民の議会への請願・陳情に関して参加を促したという面において、成功したといえる。他方で、公聴会あるいは参考人招致を行ったかどうかについては、議会改革に関する変数はいずれも1以上でかつ有意な結果が得られておらず、成果を上げていないといえる。加えて、常設の議会改革推進組織を設置した自治体では、1を下回るオッズ比が得られている。これは議会改革の成果によって公聴会あるいは参考人招致を減らしたというより、公聴会あるいは参考人招致の少ない自治体においては、常設の議会改革推進組織を設置して、改革に取り組んでいるということが考えられる。

党派性モデルに関して、実際に議会内での請願・陳情があったかについては、革新系首長及び革新系議席割合のいずれも有意となっていない。他方で、公聴会あるいは参考人招致を行ったかについては、革新系議席割合が有意に1以上のオッズ比となっており、革新系議席が高まれば、公聴会あるいは参考人招致を行うことが多くなるといえる。ただし、革新系首長に関しては有意となっていない。また、保守系首長に関しては1を下回るオッズ比が得られており、保守系の首長であれば、公聴会あるいは参考人招致が減るといえる。これは、保守系と革新系というイデオロギーの違いが、住民の公聴会・参考人招致に対する態度に現れているものと考えられる。

社会関係資本に関して、実際に議会内での請願・陳情があったかについては、仮説と逆に1を下回るオッズ比が得られている。他方で、公聴会あるいは参考人招致を行ったかについては、仮説と整合的であり、1以上のオッズ比となっている。社会関係資本が高まれば、住民が参加する公聴会あるいは参考人招致が増加するといえる。請願・陳情に関して1を下回るオッズ比が得られたのは、代理変数として持ち家比率を設定した社会関係資本の捉え方に問題が含まれていると考えられる。持ち家比率は、保守系議席率と相関関係にあることから、保守的なイデオロギーを一部において反映しているためであると考えられる。

表3は議会と住民の対話の場の回数を従属変数とした負の二項回帰モデルによる推定結果を示している。議会改革の検証に関しては、いずれの形態であってもプラスで有意な係数が得られている。加えて2013年までに議会改革を終了したとする自治体においても、プラスで有意な係数が得られており、議会改革の成果として、議会主導の住民との対話の場が増えたといえる。議会改革の形態に着目すると、常設の議会改革推進組織を設置して行っている場合の係数は1.39であるのに対して、調査会検討会で検討している場合は0.52と係数の値に開きが見受けられる。これは、議会改革の進め方の違いによって、成果の現れ方が異なってくる可能性を示唆しているといえる。

党派性モデル及び社会関係資本の検証に関しては、いずれも有意な結果は得られていない。これは議会側が主導して行うためであり、党派によるイデオロギーや文化による

表2 実際の議会への住民参加を従属変数としたロジスティック回帰モデルの推定結果

	実際に議会内での請願・陳情 があり			公聴会あるいは参考人招致を 行った		
	オッズ比	頑健な 標準誤 差	z 値	オッズ比	頑健な 標準誤 差	z 値
議会運営委員会の案件	2.211***	0.587	2.99	1.548	0.464	1.46
特別委員会の設置	1.502	0.398	1.53	1.089	0.310	0.30
調査会検討会で検討	1.435	0.402	1.29	0.585	0.256	-1.22
常設の議会改革推進組織	2.724**	1.097	2.49	0.331*	0.194	-1.89
議会改革は終了した	2.536***	0.836	2.82	1.924	0.774	1.63
保守系首長	0.837	0.096	-1.56	0.772*	0.117	-1.70
革新系首長	1.148	0.298	0.53	1.496	0.479	1.26
革新系議席割合	1.016	0.021	0.73	1.035	0.022	1.63
対数議会費	1.681**	0.361	2.42	2.838***	0.822	3.60
第1次産業者割合	0.991	0.024	-0.35	1.023	0.021	1.08
第2次産業者割合	0.962**	0.017	-2.22	0.968*	0.019	-1.66
持ち家比率	0.984	0.012	-1.37	1.039***	0.014	2.91
老年人口割合	0.992	0.029	-0.28	0.964	0.031	-1.12
課税対象所得	1.000	0.0002	-0.10	1.000	0.0004	-0.66
人口密度	1.000**	0.0000	-2.51	1.000	0.0001	-0.50
政令指定都市	0.613	0.399	-0.75	1.431	0.856	0.60
constant	0.004	0.014	-1.43	0.000***	0.0000	-3.03
Wald χ^2 検定量(16)	75.53***			53.29***		
擬似対数尤度	-450.824			-353.789		
Pseudo R ²	0.0548			0.0756		
n	770			771		

(注) ***: $p < .01$, **: $p < .05$, *: $p < .10$, 都道府県でクラスターした頑健な標準誤差を用いている。

社会関係資本とは結びつきが弱いためであると考えられる。

6. おわりに

本稿では、地方議会改革の進展を概観したうえで、自治体のクロスセクションデータを用いて、議会改革の検証を行った。加えて、党派性モデル及び社会関係資本をコントロールした上で、動的相互依存モデル及び議会改革の検証を行った。その結果、5.1において、前年の都道府県内の規定割合が、請願・陳情の規定の導入に、切片として有意に関係があることを示した。さらに、都道府県内の導入割合を視覚的に確認したところ、都道府県内の導入割合の高さが、翌年の規定の導入に繋がっていることが確認されたため、動的相互依存モデルは、請願・陳情の住民参加への規定導入においても、当てはまっていると結論付けた。

また、5.2において、実際の住民参加に関する議会改革の成果を検証した結果、議会運営委員会の案件、常設の議会改革推進組織の設置、2013年までに議会改革が終了した自治体では、実際に請願・陳情が議会内で実施されていること、議会主導の対話会がいずれの形態でも増加していることが明らかとなった。そのため、議会改革は公聴会や参考

人招致には効果があるとはいえないものの、住民からの陳情や議員と住民がコミュニケーションを取り合う対話会增加している点で議会改革の成果があったといえる。したがって、地方議会改革は、一部の点を除き、議会への住民の参加を促しているという点で効果があったといえる。また、議会改革の形態の違いによって、異なる効果が見られたことから、形態の違いによって、成果の現れ方に違いが出ることを示唆された。

党派性モデルでは、社民党及び共産党という革新系の議席割合が、請願・陳情の規定の導入及び公聴会・参考人招致にプラスの影響があることが明らかとなった。地方議会において、左右のイデオロギー軸の違いによる党派性の違いは現在においても、一定の影響を持つているといえる。特に国政においては、長期にわたって自民党が政権を担当してきたことが、地方政治においても大きな影響を与えていると考えられており、このことは、公聴会・参考人招致に対する議会運営の態度に現れていると考えられる。つまり、保守系の政党・政治家は、多数決による議会運営を行うため、公聴会や参考人招致を重視しているとはいえない。他方で、革新系の政党・政治家は、参加によって議会における多様な民意を表明していることから、公聴会・参考人招致を重視していると考えられる。

表3 議会と住民の対話の場の回数を従属変数とした負の二項回帰モデルによる推定結果

	β	頑健な標準誤差	z 値
議会運営委員会の案件	0.854***	0.223	3.84
特別委員会の設置	0.921***	0.216	4.27
調査会検討会で検討	0.543**	0.254	2.14
常設の議会改革推進組織	1.436***	0.297	4.84
議会改革は終了した	1.003***	0.282	3.55
保守系首長	-0.348***	0.102	-3.42
革新系首長	0.109	0.213	0.51
革新系議席割合	0.021*	0.012	1.79
対数議会費	0.267*	0.159	1.68
第1次産業者割合	-0.019	0.017	-1.12
第2次産業者割合	0.041***	0.011	3.58
持ち家比率	-0.006	0.007	-0.94
老年人口割合	0.075***	0.018	4.25
課税対象所得	0.0005	0.0003	1.63
人口密度	-0.0002***	0.0000	-4.61
政令指定都市	-0.507	0.562	-0.9
constant	-6.462***	2.276	-2.84
alpha	2.639	0.194	
Wald χ^2 検定量(16)	146.87		
擬似対数尤度	-1491.045		
Pseudo R ²	0.0354		
n	768		

(注) ***: $p < .01$, **: $p < .05$, *: $p < .10$ ポアソン回帰モデルと負の二項回帰モデルのどちらを用いるかについては、 $\alpha = 0$ を帰無仮説とする尤度比検定の結果を踏まえ、負の二項回帰モデルを用いることとした ($\chi^2(01) = 2594.1$ ($p < .01$))。なお、NB1モデルの対数尤度-1493.36, AIC3022.72, BIC3106.31に対して、NB2モデルの対数尤度-1491.05, AIC3018.09, BIC3101.38であったことから、NB2モデルの推定結果を示している。

そして、5.2において、社会関係資本が公聴会・参考人招致にプラスの影響を与えることを示した。ただし、実際の議会内での住民の請願・陳情に関しては、マイナスの影響を与える結果が得られている。これは、代理変数として用いた持ち家比率が保守系議席割合と相関していることと関係していると考えられ、社会関係資本を示す別の代理変数が求められるといえる。

最後に、本稿における分析上の課題及び今後の課題を3点ずつ示し、締め括ることとする。分析上の課題として、第1に、議会の首長及び政党の議席割合に関するデータに関して、『全国首長名簿』では、町村議会のデータが圧倒的に少ないため、サンプルセレクションバイアスの可能性があることである。また、インターネット等より、町村議会に関するデータを収集したとしても、全国首長名簿との整合性を保つことが難しいという問題も存在しており、町村規模のデータを別に収集し、分析するといった工夫が求められる。第2に、政策波及に関する分析方法の妥当性について、改善の余地があるといえる。本稿では、イベント・ヒストリー分析を実施できていない。データの制約があり、今後、規定を導入する自治体が増加すれば、イベント・ヒストリー分析によって、議会改革に関する分析を行うこと

も可能であるといえる。第3に、持ち家比率を社会関係資本の代理変数として用いたことに限界があったといえる。本来であるならば、複数の変数を合成するなどして、作成すべきである。ただし、市町村データでは投票率や、ボランティア活動割合、スポーツの参加といった項目を集めることが難しいことに課題があるといえる。

地方議会に関する研究を行っていくうえで、今後の課題として、第1に、議会基本条例に関する分析の欠如がある。議会改革を行った場合、議会基本条例をつくる自治体が多いことは否定できない。議会改革の手法を検証する場合に、本稿では議会改革の形態と住民参加の関係を明らかにしたが、因果メカニズムを考慮すると、議会改革を行った後、議会基本条例の制定、その後、運用という流れが一般的に想定される。議会改革の結果、どれほど議会基本条例が制定されたのかを分析することも求められる。第2に、実際の請願・陳情の内容といったものを定性的に確認しなければ、議会への住民参加が重要であり、意義のあるものであるか分からないという問題がある。当然の権利として、請願・陳情が認められているとしても、議会内で住民が発言することに意義のある内容となっているのかを確かめる必要があるといえるだろう。第3に、議会改革の検証は、議

会への住民参加だけでなく、議会の説明責任の発揮、立法機能の強化、議会内での討議の活発化がなされたかどうかといった複数の観点より検証することが求められる。

地方議会改革は、手段であって目的ではないことを意識して、改革を進めていかなければならない。何のために議会改革が求められているのか、地方議会が代表機関として住民と協力しながら、より良い地方自治を形にしていくことが今後求められるといえるだろう。

謝辞

本研究は JSPS 科研費17K03561の助成を受けたものである。本稿の執筆にあたり、神戸学院大学法学部講師の橋本圭多氏ならびに、国際経済労働研究所研究員の新倉純樹氏の協力を得た。また、公共政策学会関西支部大会において、多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げる。

参考文献

- 1) Arnstein, Sherry (1969) "A Ladder of Citizen Participation," *Journal of the American Planning Association*, Vol. 35, No. 4, pp.216-224.
- 2) Connor, Desmond (1988) "A New Ladder of Citizen Participation," *National Civic Review*, Vol. 77, No. 3, pp. 249-257.
- 3) Hibbs, Douglas (1994) "The Partisan Model of Macroeconomic Cycles: More Theory and Evidence for the United States," *Economics & Politics*, Vol. 6, No. 1, pp. 1-23.
- 4) Laver, Michael and Ben Hunt (1992) *Policy and Party Competition*, Routledge.
- 5) Laver, Michael and Kenneth Shepsle (1996) *Making and Breaking Governments: Cabinets and Legislatures in Parliamentary Democracies*, Cambridge University Press.
- 6) Putnam, Robert (1993) *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton University Press.
- 7) 吾郷貴紀 (2006) 「ゲーム理論による市民参加の分析」佐藤徹・櫻井常矢・増田正・友岡邦之編『地域政策と市民参加—「市民参加」への多面的アプローチ』ぎょうせい, 366-386頁。
- 8) 伊藤修一郎 (2002) 『自治体政策過程の動態—政策イノベーションと波及』慶應大学出版会。
- 9) 伊藤修一郎 (2003a) 「景観まちづくり条例の展開と相互参照」『自治研究』第79巻, 第3号, 97-112頁。
- 10) 伊藤修一郎 (2003b) 「自治体政策過程における相互参照経路を探る—景観条例のクラスター分析」『公共政策研究』第3号, 79-90頁。
- 11) 伊藤修一郎・辻中豊 (2009) 「市区町村におけるガバナンスの現況—市民社会組織を中心に」『レヴァイアサン』第45号, 68-86頁。
- 12) 梅原宏司 (2007) 「地方自治体の「文化行政」と、その背景をなす「市民」「自治」概念の関係についての一考察—松下圭一思想を中心に」『文化経済学』第5巻, 第3号 (通号22), 31-45頁。
- 13) 江口清三郎 (1999) 「地方議会と市民参加」『都市問題』第90巻, 第2号, 25-36頁。
- 14) 江藤俊明 (2002) 「住民自治と地方議会—協働型議会への改革」『都市問題研究』第54巻, 第7号, 58-73頁。
- 15) 江藤俊明 (2004) 「地方分権における地方議会の課題—協働型議会の構想」『都市問題』第95巻, 第6号, 3-21頁。
- 16) 江藤俊明 (2006) 「住民自治における地方議会の役割—議論の嵐をコップの中から外へ」『都市問題研究』第58巻, 第8号, 57-73頁。
- 17) 小田切康彦 (2014) 「市民協働の評価—京都市調査データに基づく分析」『同志社政策科学研究』第15巻, 第2号, 59-76頁。
- 18) 加藤美穂子 (2003) 「地方財政における政治的要因の影響—地方歳出と地方の政治的特性に関する計量分析」『関西学院経済学研究』第34号, 261-285頁。
- 19) 鎌田健司 (2010) 「地方自治体における少子化対策の政策過程—「次世代育成支援対策に関する自治体調査」を用いた政策出力タイミングの計量分析」『政経論叢』第78巻, 第3-4号, 213-242頁。
- 20) 神原勝 (2008) 『自治・議会条例論』公人の友社。
- 21) 小林弘和 (1993) 「公聴会・参考人制度の利用—今日の住民参加の視点からの議会のあり方の検討を通して」西尾勝・岩崎忠夫編『地方政治と議会』ぎょうせい, 341-357頁。
- 22) 国土交通省国土地理院測図部調査資料課『平成25年全国都道府県市区町村別面積調』
- 23) 近藤春生 (2013) 「都道府県支出金の実証分析—都道府県パネル・データによる検証」『日本地方財政学会研究叢書』第20号, 84-102頁。
- 24) 坂本治也 (2010) 『ソーシャル・キャピタルと活動する市民—新時代日本の市民政治』有斐閣。
- 25) 山陽小野田市議会 HP <http://www.city.sanyo-onoda.lg.jp/site/sigikai/> (2018年5月24日確認)
- 26) 鈴木恵・中本美智子・神牧智子 (2004) 「議会の活性化と市民との連携」『都市問題』第95巻, 第6号, 67-77頁。
- 27) 砂原庸介 (2006) 「地方政府の政策決定における政治的要因—制度的観点からの分析」『財政研究』第2巻, 161-178頁。
- 28) 砂原庸介 (2011) 『地方政府の民主主義—財政資源の

- 制約と地方政府の政策選択』有斐閣。
- 29) 総務省統計局統計調査部国勢統計課『平成22年国勢調査』
 - 30) 総務省統計局統計調査部国勢統計課『平成20年住宅・土地統計調査』
 - 31) 総務省自治財政局財務調査課『平成25年地方財政状況調査』
 - 32) 総務省自治税務局市町村税課『平成25年市町村税課税状況等の調』
 - 33) 総務省ホームページ「指定都市一覧」http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/bunken/shitei_toshi-ichiran.html（2018年5月24日確認）
 - 34) 曾我謙悟・待鳥聡史（2007）『日本の地方政治—二元代表制政府の政策選択』名古屋大学出版会。
 - 35) 高木大資・池田謙一・針原素子・小林哲郎（2011）「近隣の範囲による社会関係資本の犯罪抑制効果の変動」『GIS理論と応用』第19巻第2号，13-24頁。
 - 36) 田村明（2000）『自治体学入門』岩波書店。
 - 37) 田村健一（2006）「地方財政悪化の政治経済学的分析」『早稲田政治公法研究』第83号，1-28頁。
 - 38) 田村健一（2013）「地方財政の政治経済学—党派性理論の検証」早稲田大学政治学研究科博士学位論文。<https://dspace.wul.waseda.ac.jp/dspace/bitstream/2065/44634/3/Honbun-6498.pdf>（2018年5月24日確認）
 - 39) 地方自治総合研究所（2014）『全国首長名簿 2013年度版』公益法人地方自治総合研究所。
 - 40) 辻陽（2006）「地方議会と住民—地方議会における党派性と住民による請願・直接請求」『近畿大学法学』，第54巻，241-285頁。
 - 41) 東京財団政策研究（2011）「議会基本条例「東京財団モデル」普及度合いの検証」2011年3月。<http://www.tkfd.or.jp/files/doc/2010-14.pdf>（2018年5月24日確認）
 - 42) 長野基（2012）「市区町村議会の改革とその成果に関する計量的分析」『自治体学会誌』第25巻，第1号，88-95頁。
 - 43) 長野基（2017）「自治体議会改革の構造と政策出力—市町村議会パネルデータからの実証分析」『季刊行政管理研究』第157号，17-31頁。
 - 44) 新川達郎（2015）「地域の課題を誰が担うのか—担い手の多様化と協働の思潮の中で」『都市問題』第106巻，第5号，4-16頁。
 - 45) 野村稔（2000）「代表機関と住民の鑑定」大森彌編『分権時代の首長と議会』ぎょうせい，292-302頁。
 - 46) 濱本真輔（2010）「地方議会の現状」辻中豊・伊藤修一郎編『ローカル・ガバナンス—地方政府と市民社会』木鐸社，131-146頁。
 - 47) 廣瀬克哉（2011）「地方議会改革の動向と可能性—議会報告会の実践から考える」『都市問題』第102巻，第3号，79-86頁。
 - 48) 廣瀬克哉・自治体議会改革フォーラム（2013）『議会改革白書2013年版』生活社。
 - 49) 廣瀬克哉・自治体議会改革フォーラム（2014）『議会改革白書2014年版』生活社。
 - 50) 布施匡章（2008）「持ち家のソーシャル・キャピタル形成に与える影響に関する分析」大阪大学博士学位論文。<http://ir.library.osaka-u.ac.jp/dspace/handle/11094/86>（2018年5月24日確認）
 - 51) 古川俊一・森川はるみ（2006）「地方自治体における評価の波及と生成過程の分析」『日本評価研究』第6巻，第1号，133-146頁。
 - 52) 松本英昭（2003）『要説 地方自治法〔第一次改訂版〕—新地方自治制度の全容』ぎょうせい，272-297頁。
 - 53) 吉岡喜吉（2005）「人口・世帯・居住の形態から計量される内部結束型ソーシャル・キャピタル」山内直人・伊吹英子編『日本のソーシャル・キャピタル』大阪大学 NPO 研究情報センター，49-56頁。

付録 表4 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
議会内での請願・陳情あり	819	0	1	0.32	0.47
公聴会あるいは参考人招致を行った	820	0	1	0.20	0.40
議会と住民の対話の場の回数	817	0	55	2.88	5.5
議会運営委員会の案件	820	0	1	0.26	0.44
特別委員会の設置	820	0	1	0.29	0.46
調査会・検討会で検討	820	0	1	0.16	0.37
常設の議会改革推進組織	820	0	1	0.06	0.23
議会改革は終了した	820	0	1	0.06	0.25
保守系首長	820	0	1	0.28	0.45
革新系首長	820	0	1	0.09	0.29
革新系議席割合（共産党・社民党）	818	0	35	10.07	5.68
対数議会費	820	10.9	14.98	12.69	0.58
第1次産業者割合（第1次産業従業者数（人）÷労働力人口×100）	820	0.012	34.44	1.00	1.19
第2次産業者割合（第2次産業従業者数（人）÷労働力人口×100）	820	4.868	39.63	24.1	17.89
持ち家比率（%）	773	32.8	95.5	69.72	12.28
老年人口割合[65歳以上人口]（%）	820	11.7	43.8	25.15	5.402
課税対象所得（納税義務者1人当たり）（千円）	820	1921.3	9037.2	2908.57	556.97
可住地面積1km ² 当たり人口密度（人）	819	73.7	21882.5	2285.93	3293.99
政令指定都市	820	0	1	0.02	0.15

注

- 1) 例えば、江藤（2002, 2004, 2006）によると、住民と協働し、議会本来の意義である討議を發揮できる地方議会を協働型議会として位置づけており、住民とともに議会が監視する監視型議会と公聴会、参考人制度の活用、全員協議会の活用、住民活動の支援、住民投票での積極的活動といったアクティブ議会を併せたものが協働型議会であるとしている。
- 2) 住民意思の乖離は、多くの議員が首長の政策へと接近し、議会がオール与党化する問題である。江口（1999）では、工事や契約案件などに関する議会の関与も限定されており、報告を受けたとしても質疑がなされない状況にあることを指摘している。
- 3) 55回、議会と市民の対話会を行っている自治体は、山口県山陽小野田市である。同市は、議会報告会を年4回の定例会に合わせて、連日6日間行うことに加えて、議

会市民懇談会及び、議会出前講座を行っているため、最も多い回数となっている（山陽小野田市議会 HP（2013））。

- 4) 他にも、福島、山梨、香川の3県は、それぞれ隣接する関東、近畿地区から影響を受けるものと考えて、福島、山梨は関東地区、香川は近畿地区に加えている。
- 5) 奈良県議会は期間中の請願数が19件と少なく、母数が小さいため採択の傾向が分析できないことが原因であるとしている。
- 6) 一方で、砂原（2011）のように、党派性の影響は必ずしも大きくないとする研究も存在する。本論で紹介した砂原（2006）においても、冷戦終了後は党派性の影響力は低下しているとしている。しかし、党派性を肯定する研究も、砂原（2006）や砂原（2011）の研究も、分析対象は都道府県レベルに限られている。本稿は市町村を分析しており、分析対象が異なる点からも、党派性を本稿が検討する意義は大きいと考える。
- 7) 党派性モデルは、Hibbs（1994）においても示されてお

り、砂原（2011）においても党派性モデルという表現が用いられている。

8) 本研究で用いるデータはアンケート調査の二次分析であり、全ての自治体のデータとはなっていない。また持ち家比率のデータは欠損値も多く773となっている。これらのデータを組み合わせて用いるため、サンプル数が768から771の間となっている。

9) 政府統計の総合窓口「e-Stat」よりデータを収集した。「e-Stat」は総務省統計局が整備し、独立行政法人統計センターが運用管理を行っている。<https://www.e-stat.go.jp/regional-statistics/ssdsview>（2018年7月4日確認）

10) イベント・ヒストリー分析を用いずにマルチレベルロジット分析を用いるのは、複数時点における規定を導入するかどうかに関するデータを十分に集めることが難しいというデータの制約に加えて、各都道府県の状況の違いによって、市町村が規定を導入するかを明らかにするのにマルチレベル分析が適していると考えたからである。