

現代日本政治論演習Ⅰ・Ⅱ
(2014年度)

ゼミ論文集

東京大学法学部・公共政策大学院

担当教員
谷口将紀

はしがき

本論文集には、2014年度に東京大学法学部・公共政策大学院で開講された「現代日本政治論演習Ⅰ」「現代日本政治論演習Ⅱ」の参加者が提出した論文のうち、一定の水準に達し、かつ本人の掲載希望があるものを収録した。各参加者の努力および、1年間にわたってきめ細やかな指導を行ってくれたティーチングアシスタントの労を多とする次第である。

谷口将紀

目次

UTAS に見る有効性感覚が投票行動に与える影響

公共政策大学院 1 年 石川翔大 2

衆議院選挙における有権者の投票行動のマッチング分析

法学部 4 年 金子智樹 18

参議院の「カーボンコピー論」再考

-参議院与党による多元的民意の反映と立法過程への潜在的影響力-

法学部 4 年 高宮秀典 37

自民党派閥の政策位置の変化とその要因

法学部 3 年 村川拓也 68

(氏名五十音順)

現代日本政治論 ゼミ論文

UTAS に見る有効性感覚が投票行動に与える影響

東京大学大学院公共政策学教育部 公共政策学専攻 公共管理コース 修士 1 年

石川 翔大

要旨

政治的有効性感覚は従来から民主主義システムの健全性を示す指標として提示されてきており、特に投票率、投票参加との関連性の文脈で言及されることが多かった。しかし、実際には投票参加との関連性を実証分析した例は少なく、また有効性感覚という概念自体も発展途上にある。本稿では、2009 年・2012 年の東大谷口研究室・朝日新聞社共同世論調査（UTAS）データを用いて、有効性感覚をより具体的な投票行動、すなわち投票参加とスウィングに結び付けて議論し、特に近年の日本政治の文脈において有効性感覚をどう利用できるかを示すことを目的とする。比例区での投票行動を定量分析した結果、内的有効性感覚が投票参加に正の影響を与えていること、与党から野党一般へのスウィングについては一貫した影響力がみられないこと、そして 2009 年に民主党に投票した者のうち、2012 年自民党投票者よりも日本維新の会投票者の方が、内的有効性感覚からの正の影響を強く受けていることが明らかとなった。

キーワード：UTAS, 政治的有効性感覚, 投票参加, スウィング

1. はじめに

Craig et al. (1990) によれば、有効性感覚という概念は一般的な政治態度の指標の一つとして 1950 年代にアメリカで提唱され、民主主義システムの健全性全般についての鍵となる指標と考えられてきている。しかし同時に、金兌希 (2014) も指摘する通り、この指標の妥当性と信頼性については疑問が呈されており、未だにはっきりと一貫した議論がなされていないのが現状である。それにもかかわらず、たとえば 2014 年日本学術会議の提言「各種選挙における投票率低下への対応策」では、政治への信頼感と有効性感覚を用いながら有権者の政治参加形態について考察してはいるものの、有効性感覚が実際の投票行動にどう影響を与えているかまでは分析されていない。また善教将大 (2014) においても同様に、信頼感と有効性感覚の高低によって政治社会を 4 つに分類することで日本の政治不信の現状を考察しているが、投票行動への結び付きについては考慮されていない。つまり、有効性感覚という指標の値が高くなってくれさえすればよい、という発想が根底にあり、有効性感覚という概念が独り歩きを始め、実際の有権者の行動が無視されている。上記の日本学術会議提言や善教 (2014) が重視する政治参加への「自発的参加」や「民主的社会」といったものを、有効性感覚を用いて考えるならば、それ以前に有効性感覚が政治参加へどう影響するのかを考慮しなければ、いくら有効性感覚を上げる施策を展開したとしても無駄ではないだろうか。

そこで本稿では、以上のような問題意識の下、有効性感覚が政治参加に与える影響を分析することにする。その手順として、第一に有効性感覚、次に投票行動との関連性を、先行研究を挙げつつ考察した上で、具体的な分析を進めることとする。

2. 概念

有効性感覚

前述したとおり、有効性感覚という指標はキャンベルらによって、「個人の政治的行動が政治過程に影響を及ぼしている、または及ぼしうという感覚」という 1 次元的な概念として、1950 年代にアメリカで提唱されていたが、当初から「何が計測されているのか分かりにくい」、「理論的に関連のある変数との関係が弱い、もしくは一貫性がない」といった問題に悩まされていた。そのため改良が加えられ、内的有効性感覚（政治への理解や効率的政治参加についての個人的な能力についての信条）と外的有効性感覚（市民の要求に対する政府当局や政治制度の応答能力についての信条）という 2 つの概念に分化された。この二元性は有効性感覚研究において現在でも用いられ、日本の文脈でも妥当性がある事が示されている（金 2014）。

では日本における有効性感覚指標はどのようになっているのか。日本の先行研究を見る限り、上述したようなアメリカ由来の指標を援用した質問文を使っているものがほとんどであるが、統一的な指標の利用はなされていないのが現状である。原田唯司 (1994) は、日本の文脈に適すると思われる 19 の質問文を用い、更に「政治不信」・「政治的影響可能性」・「政治からの回避」という 3 つの因子を抽出している。また、武田祐佳 (2013) が「自分には政府のすることに対してそれを左右する力はない」という質問のみを用いているように、少数の質問文のみで対処しているものもある。これらの先行研究については、そもそもの調査自体が大学生を対象とするなど個別具体的なものになっており、有権者一般に関する調査とは言えないという問題が残る。

他方、政治的有効性感覚に関する質問文を4つに限定して使い続けている日本版 General Social Survey (JGSS) のような連続性のある幅広い世論調査に依拠した研究も見受けられるが、有効性感覚の二元性については言及が浅く、主成分分析によって合成した指標を使う分析や、それぞれを外的・内的などとラベル化せずに個々のものとして扱っている研究もある (安野智子 2003, 2005)。

金 (2014) は、日本における以上のような非統一的な有効性感覚指標の利用を受け、Japanese Election Study (JES) 調査データの質問文を外的有効性感覚と内的有効性感覚に峻別し、「政治とか政府とかは、あまりに複雑なので、自分には何をやっているのかよく理解できないことがある (政治複雑)」と「自分には政府のすることに対して、それを左右する力はない (政府左右)」を内的、「国会議員は、大ざっぱに言って、当選したらすぐ国民のことを考えなくなる (議員当選後)」と「政治家は私たちのことを考えていない (政治家)」を外的として扱うのが適切だとした。これ以前に日本における有効性感覚概念を整理したものはなく、本稿でもこれに準じて有効性感覚を扱うこととする。

有効性感覚と投票行動の関連性

投票行動に対するアプローチを、投票参加、すなわち投票するかしないか、という観点と、投票方向、すなわちどの政党に投票するか、という観点に分けたとき、有効性感覚を指標として用いている先行研究を見る限り後者について言及しているものは少数である。¹しかし本稿では、有効性感覚との関連性の観点から投票参加と投票方向の2つのアプローチをとり、有効性感覚指標がどう利用できるかを捉えることに主眼を置く。

近年の有効性感覚研究のほとんどを占める、投票参加との関連が述べられる文献は、有効性感覚と投票参加の関係性を検証する実証的な分析というよりも、前述した日本学術会議提言や善教 (2014) のように、投票参加の前提として有効性感覚が捉えており、議論の予先は「有効性感覚の規定要因」に向けられている。²また前掲の金 (2014) は、JESⅢのデータを用いて各種「政治参加」に対して有効性感覚が与える影響をプロビット分析によって解明しているが、実際の投票参加については従属変数に含まれていない。数少ない実証分析例を挙げれば、日本の文脈ではないものの、Valentino et al. (2009) は1990年から1992年にかけてのANESパネル調査データを用いて、内的有効性感覚が政策的な脅威が与えられた時に怒りの感情となって投票参加に結びつく事を証明し、世代効果とは別の投票率上昇要因 (政治参加習慣の形成要因) を明らかにしている。また、小林良彰 (2008) は、政治的有効性感覚に主眼が置かれているわけではないものの、1993年から2005年までの日本の国政選挙における有効性感覚の影響力を認めている。

以上から、日本政治研究の文脈においては、投票参加の有無だけでなく、政治動向を左右する有権者の投票方向についても、一旦の整理が行われたとはいえ発展途上にある有効性感覚指標を独立変数として分析する事には一定の意義が認められると言える。

ところで、具体的にどのような投票行動に着目すべきかを考慮すると、第一に単純な投票参加、「投票したかどうか」を見なければならないのは当然と言えるだろう。ここまで述べてきたように、有効性感覚が投票率との関連で言及される事が妥当だと言えるためには、両者の関係性を改めて確認する必要がある。そして第二に投票方向だが、これまで有効性感覚が投票参加と結び付けられてきた以上、有効性感覚と投票方向の関係性に着目することは必ずしも妥当とは言えない可能性もある。しかし、近年の日本の国政選挙の興味深い動きに注目することで、有効性感覚が投票方向に対して持っている影響力を見出す可能性も大いにあると考える。

¹ 小林 (2008) は「保守政党投票-革新政党投票」という軸によって投票方向を表し、その決定要因として政治的有効性感覚も考慮している。小林ほか (2014) は日米韓の選挙について有権者の投票参加・投票方向いずれの従属変数についても政治的有効性感覚を独立変数として加えているが、効果は見られない。

² 金 (2012) は、日米韓の調査データを用いて有効性感覚の特徴を分析することに成功しているが、有効性感覚を「民主主義システムを支える市民の規範的態度を示す指標として最も重要な市民意識の一つとして捉えられてきたもの」と紹介するに留まっている。

近年の日本の国政選挙は、衆議院選挙だけを見ても、2005年に小泉純一郎による「郵政解散」で自民党が大勝して以来、2009年には民主党、2012年には再び自民党が、それぞれ300議席前後を獲得する極端な選挙結果が続いている。また参議院選挙の結果を見ても、2007年と2010年の結果によって与党が敗北し「ねじれ国会」が生じている。これらの結果については、選挙によって投票先を変える浮動票、「スウィング・ヴォーター」の存在がその鍵を握っているとして注目されている（谷口将紀ほか 2009; 谷口ほか 2013; 山田真裕 2012）。これらの先行研究は、主として政治家及び政党に対する感情温度や、投票に際して重視する政策などが要素として考えられているが、その背景には特に首相や閣僚の不祥事と、政策的な失敗が挙げられるだろう。そういった政治動向に対する失望が、投票参加はもちろんのこと、投票方向の変化に影響を及ぼしたと考えられる。すなわち、選挙結果を左右する「スウィング」という投票行動が、民主主義の健全性の指標である有効性感覚に起因しているのである。

また、東大谷口研究室・朝日新聞社共同世論調査（以下 UTAS）のデータを見ると、無投票という投票行動をとる有権者は支持政党（長期的な党派性）に関係なくかなり存在している。³投票参加と投票方向の関係性について、投票するかどうかを決定してから投票先を決定する、と考えられるが、これが確実に当てはまりうるのは無党派層が投票しない場合と、党派性をもつ「有党派層」の有権者が当該政党に政党する場合だけである。「有党派層」が無投票、ないしは当該政党以外に投票するという行動に出る場合には、「投票するかしないか」という選択肢は「どの政党に投票するか」という選択肢と同列、もしくはそれより後に置かれていても不思議ではない。したがって、たとえ有効性感覚と投票行動の関係性に着目するのだとしても、投票参加と投票方向を同時並行で観察することには合理性がある。

それでは、外的・内的の両有効性感覚は具体的にどのような作用を投票参加・投票方向それぞれに及ぼすと言えるだろうか。

まず、投票参加について考えてみる。内的有効性感覚が「個人的な能力」についての感覚である事を考慮すると、より政治へのインプットに重きが置かれている概念であるため、内的有効性感覚が高ければインプットの行動である投票に向かうはずである。他方、外的有効性感覚は「政治の応答性」についての感覚であり、政治からのアウトプットを重視した概念であるので、投票に対して政府が応答してくれるという確信が強くなければ投票には向かわないが、内的有効性感覚と比べて直接的な関係にあるとは言えない。そのため比較的弱い効果となるであろう。

投票方向については、外的有効性感覚の方が強い影響を及ぼすと考えられる。政権交代が達成された文脈を考慮すると、「政治の応答性」は「政策変更の実現」を意味し、「選挙結果に応じて政策変更が行われる」という確信の強弱が外的有効性感覚の強弱となる。この確信が強い方が政策変更を望みやすく、投票方向を容易に変えやすい傾向があると想定できる。内的有効性感覚を見てみると、「個人的な能力」は「政権選択」を意味する。つまり、内的有効性感覚の強弱は「自分が政権を選択して変更できるかどうか」を示すと言える。しかし、政権を選択できたところで、新政権がそれに応じてくれるという確信がなければ、投票方向を変更するインセンティブは働きにくく、この点で外的有効性感覚の方がより直接的な影響力を持っている。

表1		
	投票参加	投票方向
外的有効性感覚 (政治の応答性)	政治からのアウトプットが有効 →有効性感覚が投票参加に影響	政治からのアウトプット（政策変更）が有効 →有効性感覚が投票方向に強く影響
内的有効性感覚 (個人的な能力)	政治へのインプットが有効 →有効性感覚が投票参加に強く影響	政治へのインプット（政権選択）が有効 →有効性感覚が投票方向に影響

この有効性感覚と投票行動の関連性を、2005年から2009年、そして2012年までの流れに当てはめる。

³ 支持政党（長期的な党派性）と実際の投票先政党（比例区）の関係については、補遺に別表1・2として示した。

2005 年と 2009 年の間の自民党政権では、社会保険庁の問題や閣僚不祥事によって「ねじれ国会」となり、度重なる首相の交代から批判を受け続け解散総選挙，ということになった．この間に民主党が有権者の期待を集め政権交代への期待が高まっていた．総務省によれば，2009 年総選挙は投票率 69.27%と近年の選挙の中では高水準であったが，政権交代への期待が高く，有効性感覚が高い有権者が投票に向かいやすかったのが一つの理由として考えられるだろう．ここまでの説明に基づけば，特に内的有効性感覚の作用が大きかったという事となる．また自民党からその他の野党にスウィングした層は，特に外的有効性感覚が高い層であった，とも想定される．

2009 年に政権交代を成し遂げた民主党はそういった有権者の期待を背負っていたにもかかわらず，自民党政権と変わらず首相交代を繰り返した．更に，総選挙時に公約として掲げたマニフェストに載せた政策を実現できなかったり，東日本大震災とそれに伴う原発事故に対する対応を批判されたりし，ますます信頼を失う結果となった．2012 年の総選挙の投票率は 60%を下回り当時としては過去最低の 59.31%であった．ここでも内的有効性感覚が高い者の方が投票参加しやすかったのは変わらないであろうが，その程度は 2009 年よりも低かったと予想できる．投票方向については，民主党からその他の野党にスウィングする層は外的有効性感覚が高い層であった，と考えられる．ただし，2012 年総選挙に見られるこれまでにない特徴として政党乱立が挙げられ，特に日本維新の会は実際に大きな躍進を見せ，民主党・自民党の二大政党以外の第三極として選挙前から期待が高かった．民主党からスウィングをする場合，前の政権党であった自民党に投じるか，それとも新規勢力であった維新の会に投じるか，この違いについても有効性感覚によって説明できる余地があるとする，政権担当能力を重視する「民主→自民」層よりも，新しい風を政界に吹き込む期待を寄せる「民主→維新」層の方が政権選択により価値を見出し，内的有効性感覚の影響が大きくなるのではないかと推測される．

3. 分析⁴

仮説

以上を基に，次のような仮説を設定する．

仮説 1：両有効性感覚共に投票参加を促す効果があるが，特に外的有効性感覚よりも内的有効性感覚の方が，投票参加に強い影響を及ぼす．

仮説 2：両有効性感覚共にスウィング（投票方向の変更）を促す効果があるが，内的有効性感覚よりも外的有効性感覚の方が，与党から野党へのスウィングに強い影響を及ぼす．

仮説 3：2012 年の場合，「民主→自民」層よりも「民主→維新」層の方が内的有効性感覚による影響を強く受けている．

これらの仮説を検証する事によって，有効性感覚を投票率向上に結び付けて言及することの妥当性が増し，また整理された有効性感覚概念が，それ自体で完結している指標としてではなく，より発展性のある指標であることを示す事に繋がると考える．

変数処理

データは 2009 年及び 2012 年それぞれの総選挙時に行われた UTAS データを用いる．これらのデータセットには，外的有効性感覚に該当する，いわゆる『政治家』と呼ばれる質問と，内的有効性感覚に該当する，いわゆる『政府左右』と呼ばれる質問がある．⁵それぞれ賛成から反対までの 5 点尺度で問われているので，数字が大

⁴ 分析は全て R version 3.0.3 でおこなった．

⁵ UTAS においては，外的有効性感覚の『政治家』は「政治家は自分のような人々のことをあまり顧みない」，内的有効性感覚の『政

きくなるほど有効性感覚が強くなるように処理し、独立変数として用いる。

従属変数となる投票行動については、各調査が行われた時の選挙の比例区で投票に行ったかどうかを尋ねる質問を用い、投票参加をダミー変数とした。また、2009年調査については2005年総選挙、2012年調査については2009年総選挙での比例区の投票先を尋ねているため、それらを用いて投票方向に関する変数を作った。⁶2009年については「2005年自民党→2009年野党」のスウィング、2012年については「2009年民主党→2012年野党」のスウィングをそれぞれ1とするダミー変数に操作化、⁷加えて2009年から2012年のスウィングでは、「2009年民主党→2012年自民党」を1、「2009年民主党→2012年維新の会」を2とするカテゴリカル変数を作成した。

また統制変数として以下のような変数を加えた。先行研究で有効性感覚を規定する要因・政治参加に影響する要因として挙げられているものとして、政治への信頼度（4点尺度）、性別ダミー（0が男性、1が女性）、年齢層、最終学歴ダミー（中卒を基底カテゴリとして、高卒、短大・専門学校、大学・大学院）、所属団体ダミー（政党・後援会、業界団体、労働組合、宗教団体）、メディア接触時間⁸を該当する質問文から、またDID都市度を総務省統計局が公表している国勢調査ベースの市町村人口のデータを用いて作成した。また「政治満足感」について、2009年に関しては麻生政権への評価を表すダミー変数から、2012年は回答者が「最も重視した政策」への政府の仕事ぶりへの評価を5点尺度の変数から作成した。⁹

仮説1について

仮説1の検証については、各年の投票参加についてロジスティック回帰を行う。この際、総務省統計局発表の年齢層・性別という2つの要素ごとの人口割合に基づいてウェイトをかけた。¹⁰モデルは、2つの有効性感覚指標の有無によって4つ設けた。統制変数は先に挙げたものの内「政治的満足感」以外のものを投入した。

府左右』は「自分のような人々には政府を左右する力はない」という質問文になっている。

⁶ 前回の総選挙でどの政党に投票したかを尋ねているが、実際の投票から時間差があるため回答が正確ではない可能性は大いにある。

⁷ 2005年から2009年の変化については、自民党の連立相手であった公明党を除外している。2009年から2012年の変化についての民主党の連立相手に関しては、社民党は2012年総選挙当時連立離脱していたため「野党」とし、国民新党は議席を1議席しか取れずUTAS2012のデータ上でも比例区の投票先として回答する者は0人だった。スウィングの状況については補遺の別表3・4に示した。

⁸ 2009年調査では過去1週間の「新聞を読む日数」「テレビを見る日数」を、2012年調査では過去1週間を平均して1日当たり凡そその「新聞を読む時間」「テレビを見る時間」を尋ねており、ここではそのまま変数化している。

⁹ 2012年の政治的満足の指標は、2012年総選挙で「投票した」と回答した回答者のみが答える質問を使っている。

¹⁰ ウェイトは、総務省人口動態データ（*survey*）とUTASサンプルから得た人口動態データ（*sample*）ごとに、性別 $i=0,1$ ・年齢層 $j=1,\dots,6$ の割合を 2×6 の表にまとめ、対応するセルについて *survey* を *sample* で除した値を新しい 2×6 の表にまとめておき、そこからUTASの各サンプルに対して割り当てた。数式化すると、性別 $i=0,1$ ・年齢層 $j=1,\dots,6$ の回答者のウェイト W_{ij} は、

$$W_{ij} = \frac{\text{survey}_{ij} / \sum_{i,j} \text{survey}_{ij}}{\text{sample}_{ij} / \sum_{i,j} \text{sample}_{ij}}$$

で求まる。

表2 2009投票参加

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	-0.698	0.533	-0.847	0.535	-0.945 †	0.547	-0.202	0.495
外的有効性感覚	0.129	0.087			0.024	0.101		
内的有効性感覚			0.228 **	0.079	0.219 *	0.091		
政治的信頼	0.274 *	0.117	0.257 *	0.116	0.262 *	0.117	0.266 *	0.116
性別	-0.430 *	0.185	-0.392 *	0.184	-0.391 *	0.184	-0.458 *	0.180
年齢	0.215 **	0.067	0.205 **	0.066	0.202 **	0.066	0.248 ***	0.065
高校	0.171	0.295	0.101	0.294	0.134	0.295	0.135	0.296
短大・専門学校	0.588 †	0.333	0.515	0.331	0.558 †	0.332	0.558 †	0.337
大学・大学院	0.469	0.370	0.402	0.366	0.445	0.369	0.449	0.373
政党・後援会	0.856	0.771	0.828	0.792	0.841	0.791	0.830	0.777
業界団体	1.281	0.792	1.306 †	0.789	1.311 †	0.795	1.271	0.773
労働組合	-0.089	0.303	-0.096	0.304	-0.093	0.305	-0.198	0.292
宗教団体	1.207	0.777	1.044	0.761	1.060	0.763	1.227	0.762
新聞	0.291 ***	0.060	0.284 ***	0.060	0.286 ***	0.060	0.263 ***	0.057
テレビ	0.092	0.091	0.091	0.092	0.097	0.092	0.063	0.090
DID都市度	-0.272	0.221	-0.286	0.222	-0.296	0.222	-0.331	0.218
標本数	1447		1443		1432		1554	
Nagelkerke R ²	0.138883		0.145725		0.146565		0.131628	
Corrected AIC	1012.105		1005.772		1004.855		1063.465	

有意水準: *** < 0.001 < ** < 0.01 < * < 0.05 < † < 0.1 < 無印

図群 1 2009 投票参加への効果

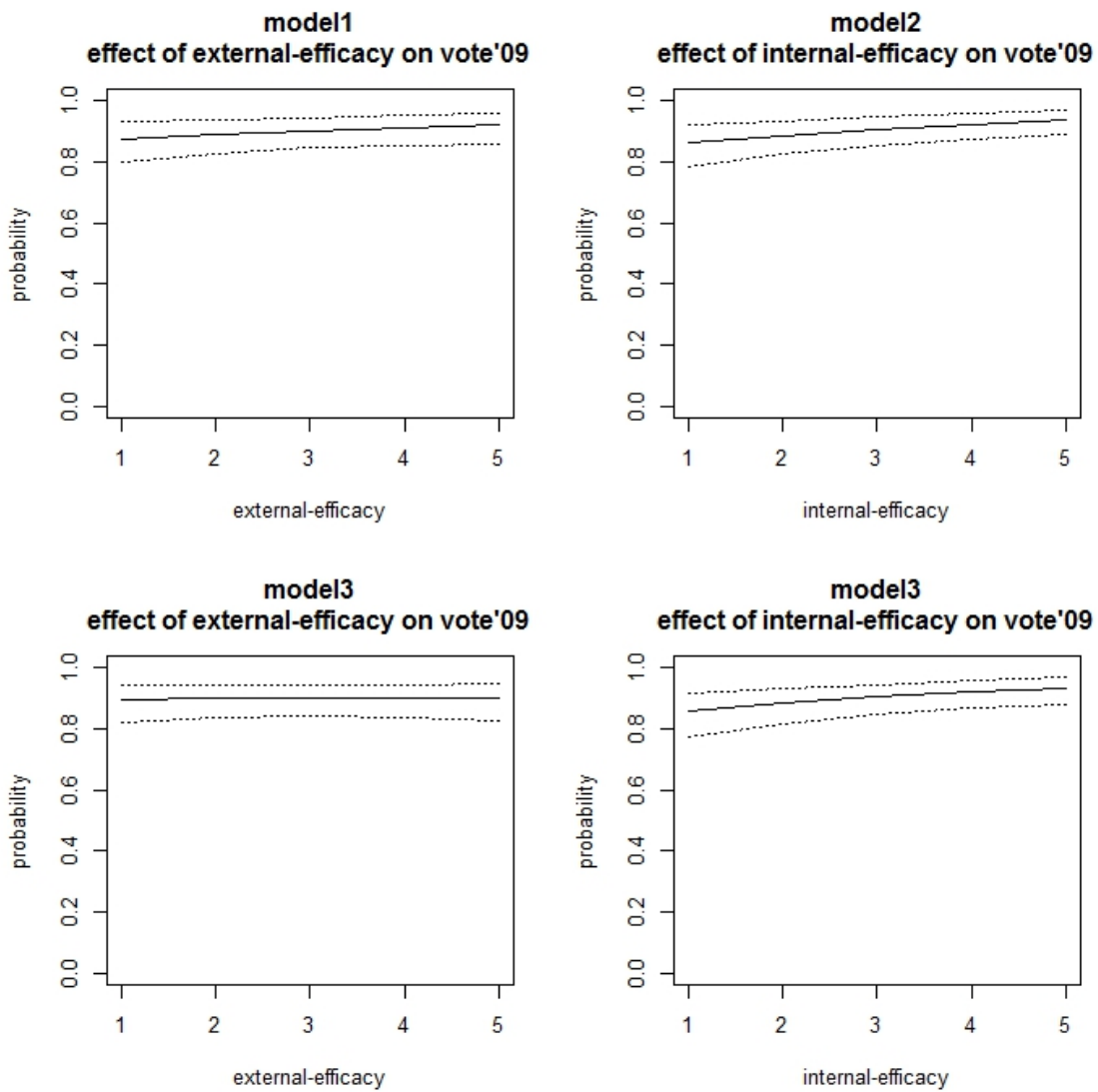
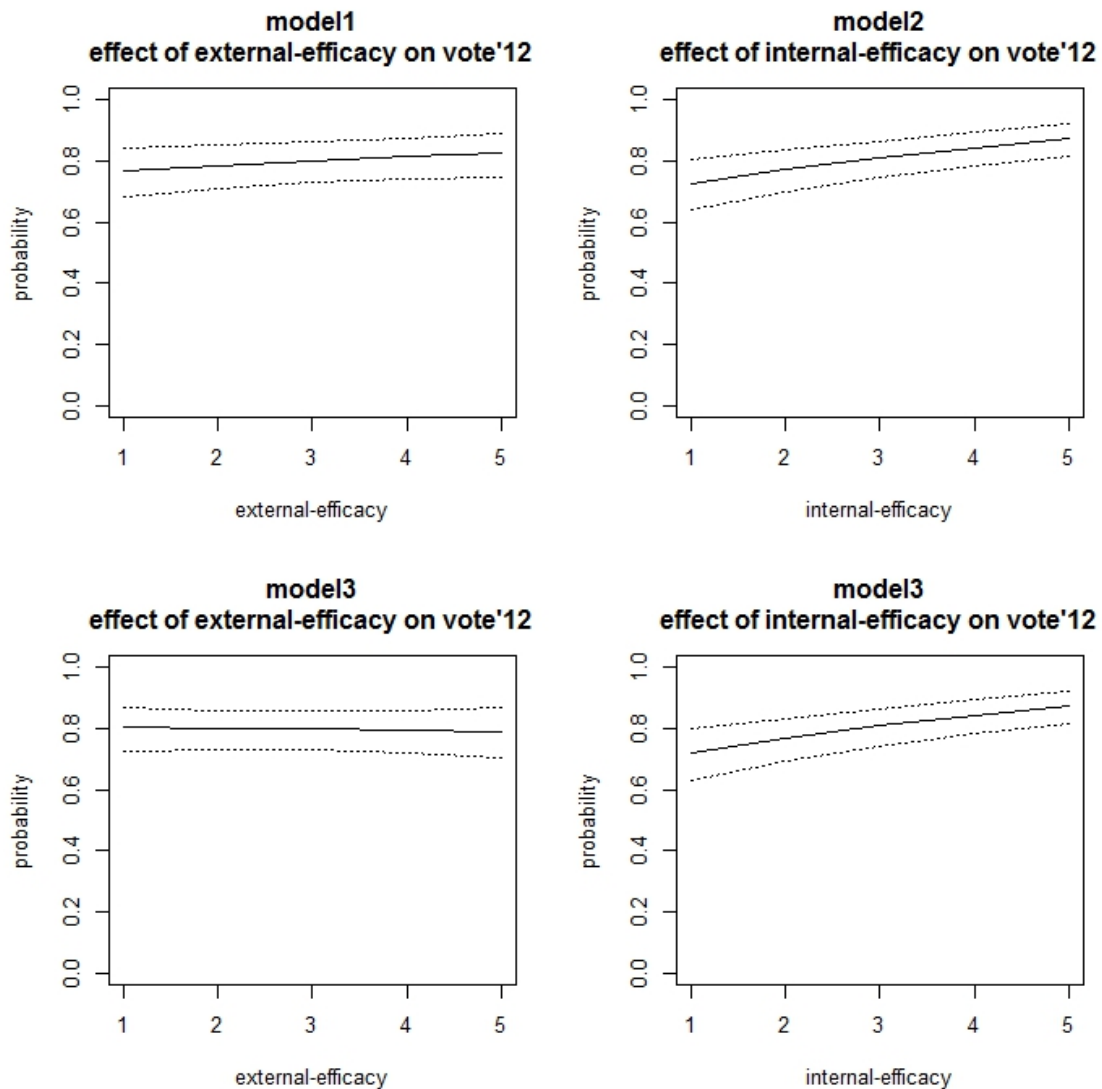


表3 2012投票参加

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	-0.985 *	0.402	-1.368 ***	0.413	-1.369 **	0.422	-0.820 *	0.372
外的有効性感覚	0.097	0.061			-0.012	0.067		
内的有効性感覚			0.246 ***	0.057	0.250 ***	0.062		
政治的信頼	0.386 ***	0.101	0.374 ***	0.100	0.382 ***	0.101	0.412 ***	0.098
性別	-0.148	0.138	-0.113	0.138	-0.117	0.138	-0.128	0.135
年齢	0.253 ***	0.051	0.257 ***	0.051	0.256 ***	0.051	0.257 ***	0.051
高校	0.436 *	0.218	0.423 †	0.218	0.436 *	0.219	0.410 †	0.216
短大・専門学校	0.506 *	0.251	0.476 †	0.249	0.490 †	0.251	0.473 †	0.247
大学・大学院	0.924 ***	0.263	0.885 ***	0.263	0.892 ***	0.264	0.916 ***	0.261
政党・後援会	0.748	0.554	0.696	0.555	0.693	0.555	0.755	0.548
労働組合	0.238	0.261	0.235	0.260	0.237	0.260	0.275	0.260
業界団体	0.416	0.342	0.392	0.342	0.381	0.344	0.301	0.322
宗教団体	1.264 **	0.453	1.240 **	0.458	1.230 **	0.460	1.257 **	0.447
新聞	0.013 **	0.004	0.012 **	0.004	0.013 **	0.004	0.013 **	0.004
テレビ	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001
DID都市度	-0.531 *	0.207	-0.533 *	0.207	-0.536 **	0.208	-0.483 *	0.204
標本数	1690		1692		1686		1747	
Nagelkerke R ²	0.1446244		0.1571205		0.1579451		0.1414914	
Corrected AIC	1682.092		1669.186		1665.879		1728.425	

有意水準: *** < 0.001 < ** < 0.01 < * < 0.05 < † < 0.1 < 無印

図群 2 2012 投票参加への効果



2009 年（表 2・図群 1）を見ると、外的有効性感覚は有意な値を出さず、かつ有意な値を出している内的有効性感覚よりも低い係数となっている。モデル 1 とモデル 3 の外的有効性感覚の係数を見ると、モデルの適合度がより高いモデル 3 では大きく下がっている一方、内的有効性感覚の係数はそれほど変わっていない（モデル 2・3）。しかし、モンテカルロ・シミュレーション¹¹から得た図（図群 1）を見る限りでは両有効性感覚の違いは明確ではないため、「外的・内的有効性感覚の係数が等しい」ことを帰無仮説としてモデル 3 の外的・内的有効性感覚の両者の係数について尤度比検定をした結果、 p 値が 0.24332 となったため、投票参加に対する両者の影響力には差があったとは言えない。その他の統制変数についてはモデル間の大きな差異は見られなかった。

2012 年の結果（表 3・図群 2）はどうだろうか。外的有効性感覚はモデル間で符号が変わってしまっており投票参加への効果がはっきりせず、有意な値は得られていない一方、内的有効性感覚は有意な結果が出ており、外的有効性感覚よりも高い影響力がモデルに関係なく観測されている。両有効性感覚を独立変数に入れたモデル 3 が最もモデルの適合度が優れている点も含めて、2009 年と概ね共通している。図群 2 を見ると両有効性感覚の違いが比較的明確に出ており、内的有効性感覚の方が、その強さと投票参加に強い正の相関があるように見える。そこでモデル 3 について両有効性感覚の係数を尤度比検定で比較したところ、 p 値は 0.014677 であり、「外的有効性感覚と内的有効性感覚の回帰係数が等しい」という仮説を棄却し「両者が有意に異なっている」ことが言える。

以上から、仮説 1 について、「両有効性感覚共に投票参加を促す効果があるが、外的有効性感覚よりも内的有効性感覚の方が投票参加に強い影響を及ぼす」とは必ずしも言えない。確かに 2012 年の結果からは、両有効性感覚の回帰係数に有意な差が観察され、影響の強さに差があると言えるが、2009 年については、有効性感覚の間で投票参加に与える影響に差が見られない。また、2012 年のモデル 3 を見れば、外的有効性感覚が投票参加を促すかどうかについても必ずしも断言はできない。

仮説 2 について

次に投票方向についての仮説 2 を検証する。投票方向については、総務省が公開している広域地域・性別ごとの投票率データを基にウェイトをかけている。¹²

まず 2009 年の結果だが、表 4 のロジスティック回帰分析の結果を見ると、外的有効性感覚はモデル 1 では有意な結果ではないがモデル 3 では有意となっており、どちらも負の係数となっている。一方、内的有効性感覚はモデル 2・3 共に有意であり、モデル 3 の方が係数の値が大きい。モデル 3 の両有効性感覚の係数比較をした尤度比検定でも p 値が 0.0023265 となり、両有効性感覚の係数は有意に異なることが分かった。モデルの適合度は

¹¹ 有効性感覚以外の変数は平均値または最頻値に固定し、有効性感覚のみを変化させてシミュレーションをおこなった。点線が 95% 信頼区間。以下に続く仮説 2・仮説 3 についてのシミュレーションでも同様。

¹² ここで述べる広域地域は、当該総務省のデータで用いられている分類を用い、北海道・東北・北関東・南関東・東京・北陸信越・東海・近畿・中国・四国・九州の 11 地域としている。都道府県・性別ごとの投票率も利用できるが、UTAS のデータでは該当者が 0 人となるセルが存在するためウェイトが作成できず、上記の広域地域を利用することとした。ウェイトの作り方については脚注 9 と同様だが、今回は性別 $i=0, 1$ ・広域地域 $j=1, \dots, 11$ ・投票の有無 $k=0, 1$ の $2 \times 11 \times 2$ の表となる。

表4 2009スウィング(自民→野党)

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	1.486 *	0.640	0.591	0.643	1.085	0.661	1.083 †	0.583
外的有効性感覚	-0.150	0.094			-0.341 **	0.122		
内的有効性感覚			0.174 †	0.090	0.351 **	0.114		
政治的信頼	-0.121	0.125	-0.208 †	0.125	-0.183	0.127	-0.188	0.121
政治満足感	-1.194 ***	0.196	-1.206 ***	0.197	-1.228 ***	0.200	-1.168 ***	0.187
性別	-0.281	0.193	-0.300	0.194	-0.278	0.197	-0.209	0.185
年齢	-0.194 *	0.075	-0.199 **	0.074	-0.194 *	0.076	-0.221 **	0.072
高校	0.486	0.299	0.519 †	0.306	0.486	0.311	0.505 †	0.281
短大・専門学校	0.743 *	0.353	0.812 *	0.354	0.784 *	0.360	0.681 *	0.335
大学・大学院	0.032	0.380	0.021	0.382	-0.031	0.393	0.097	0.355
政党・後援会	-1.631 **	0.505	-1.727 ***	0.489	-1.649 **	0.510	-1.621 ***	0.482
労働組合	0.167	0.444	0.170	0.437	0.194	0.450	0.173	0.431
業界団体	0.675	0.431	0.785 †	0.440	0.685	0.449	0.592	0.404
宗教団体	-0.776	0.642	-0.800	0.647	-0.910	0.658	-0.702	0.646
新聞	0.001	0.072	-0.005	0.071	-0.013	0.074	0.013	0.067
テレビ	0.078	0.121	0.137	0.121	0.106	0.126	0.123	0.116
標本数	567		566		558		617	
Nagelkerke R ²	0.19673466		0.19926588		0.22107937		0.18572303	
Corrected AIC	581.06364745		579.65549216		563.81880450		633.28811817	

有意水準: *** < 0.001 < ** < 0.01 < * < 0.05 < † < 0.1 < 無印

図群 3 2009 スウィングへの効果

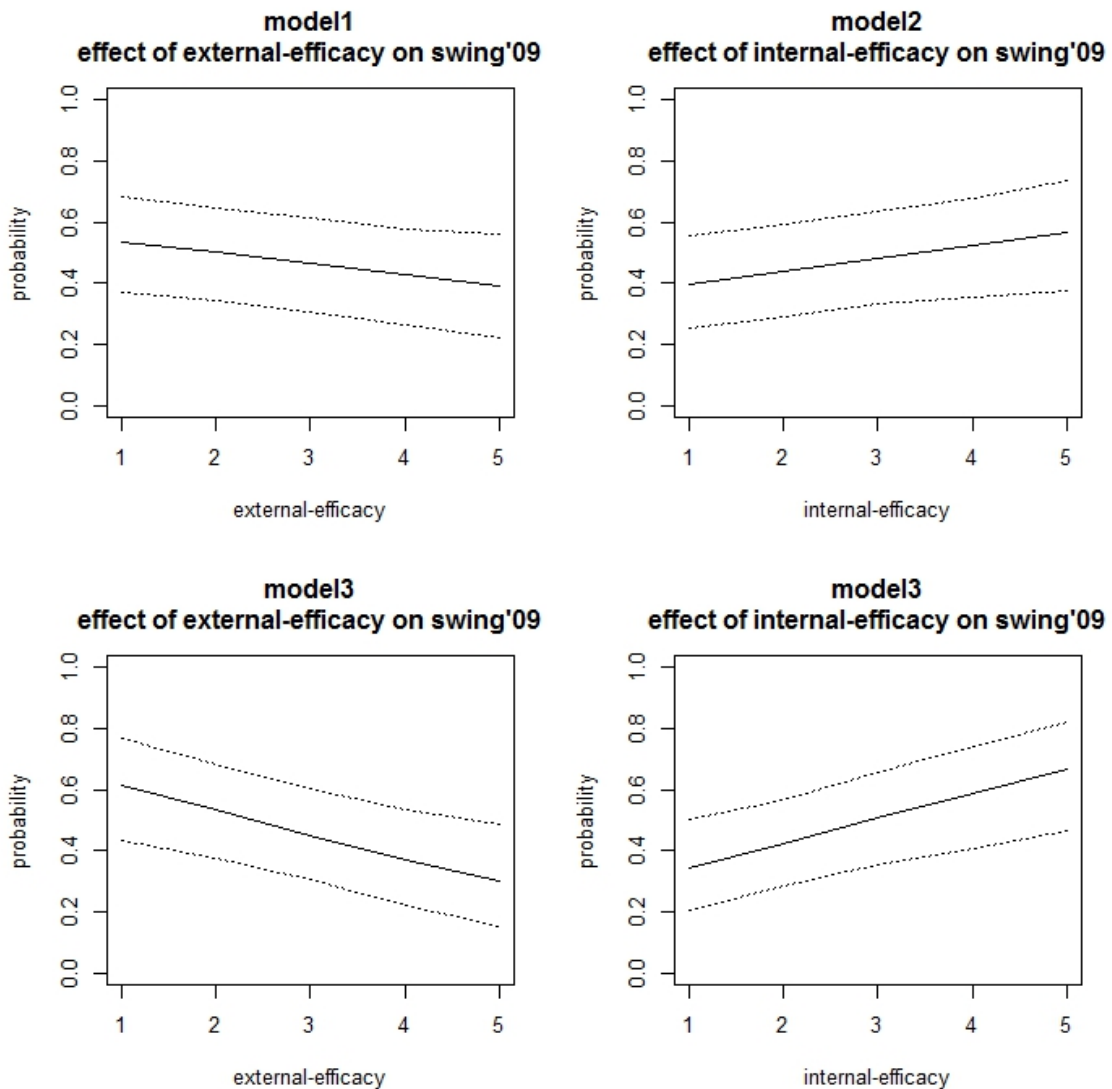
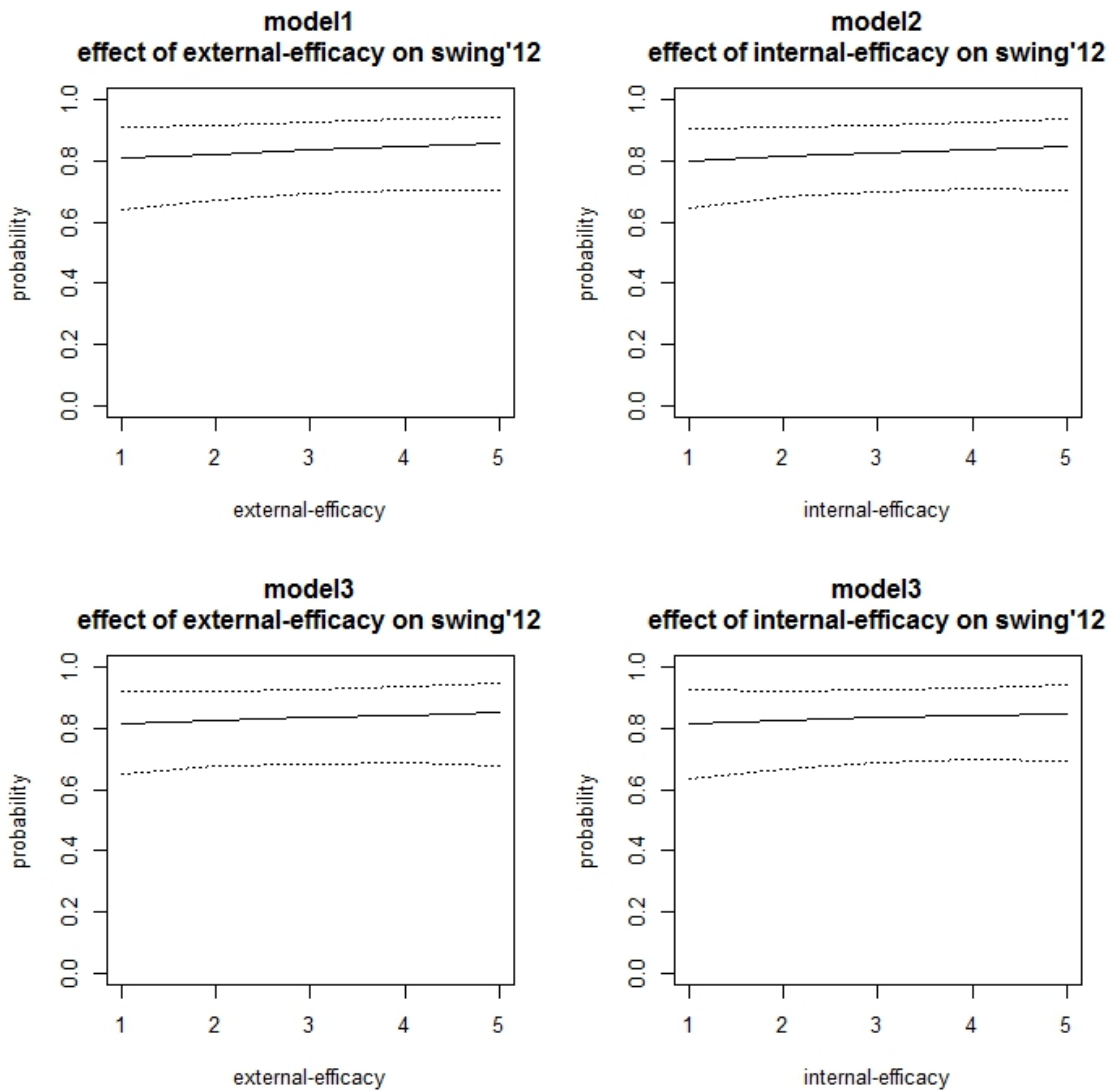


表5 2012スウィング(民主→野党)

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	4.906 ***	0.763	4.759 ***	0.747	4.768 ***	0.775	4.963 ***	0.700
外的有効性感覚	0.088	0.101			0.062	0.114		
内的有効性感覚			0.094	0.096	0.067	0.108		
政治的信頼	0.104	0.184	0.077	0.182	0.102	0.185	0.110	0.176
政治満足感	-1.048 ***	0.112	-1.014 ***	0.109	-1.044 ***	0.111	-1.002 ***	0.106
性別	-0.056	0.231	-0.008	0.227	-0.045	0.230	-0.001	0.225
年齢	-0.254 **	0.094	-0.254 **	0.093	-0.249 **	0.094	-0.248 **	0.092
高校	-0.517	0.453	-0.408	0.437	-0.511	0.451	-0.485	0.433
短大・専門学校	-0.524	0.485	-0.482	0.470	-0.541	0.483	-0.465	0.465
大学・大学院	-0.758	0.493	-0.637	0.480	-0.759	0.491	-0.683	0.476
政党・後援会	15.09 ***	0.399	15.242 ***	0.418	15.08 ***	0.396	1.766 †	1.057
労働組合	-1.325 ***	0.369	-1.328 ***	0.366	-1.318 ***	0.369	-1.244 ***	0.365
業界団体	0.761	0.635	0.466	0.605	0.777	0.641	0.492	0.602
宗教団体	-0.554	0.985	-1.114	0.934	-0.601	0.989	-1.008	0.917
新聞	-0.001	0.004	-0.001	0.004	-0.001	0.004	-0.001	0.004
テレビ	-0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001
標本数	615		617		614		637	
Nagelkerke R ²	0.2929375		0.2856224		0.2933229		0.2735796	
Corrected AIC	445.3283748		450.367492		446.9308646		466.2680867	

有意水準: *** < 0.001 < ** < 0.01 < * < 0.05 < † < 0.1 < 無印

図群 4 2012 スウィングへの効果



変数が最も多いモデル 3 に次いで、内的有効性感覚のみを入れたモデル 2、外的有効性感覚を入れたモデル 1 という順になっている。

2012 年のスウィング（表 5・図群 4）については、外的・内的有効性感覚共に有意な結果を得ることが出来なかった。ロジスティック回帰分析の結果とシミュレーション結果を見ると、どちらの有効性感覚についてもやや正の方向に相関があるように見えるが、この結果をもって仮説を支持することはできない。

したがって、仮説 2 について、内的有効性感覚よりも外的有効性感覚の方が与党から野党へのスウィングに強い影響を及ぼすとは言い難いであろう。2009 年の結果に至っては、外的有効性感覚は負の影響をスウィングに及ぼしており、有効性感覚が高ければスウィングにつながるという主張とは逆の現象が起きている。

仮説 3 について

では、2012 年の政党別のスウィングではどうだろうか。まず「民主→自民」層と「民主→維新」層との間で、外的・内的有効性感覚に差があるかどうかを t 検定で検証したところ、どちらの有効性感覚の差も有意とはならなかった。したがって、ここではこの 2 層を（少なくとも有効性感覚については）同質的なものとして捉えて比較できると考える。

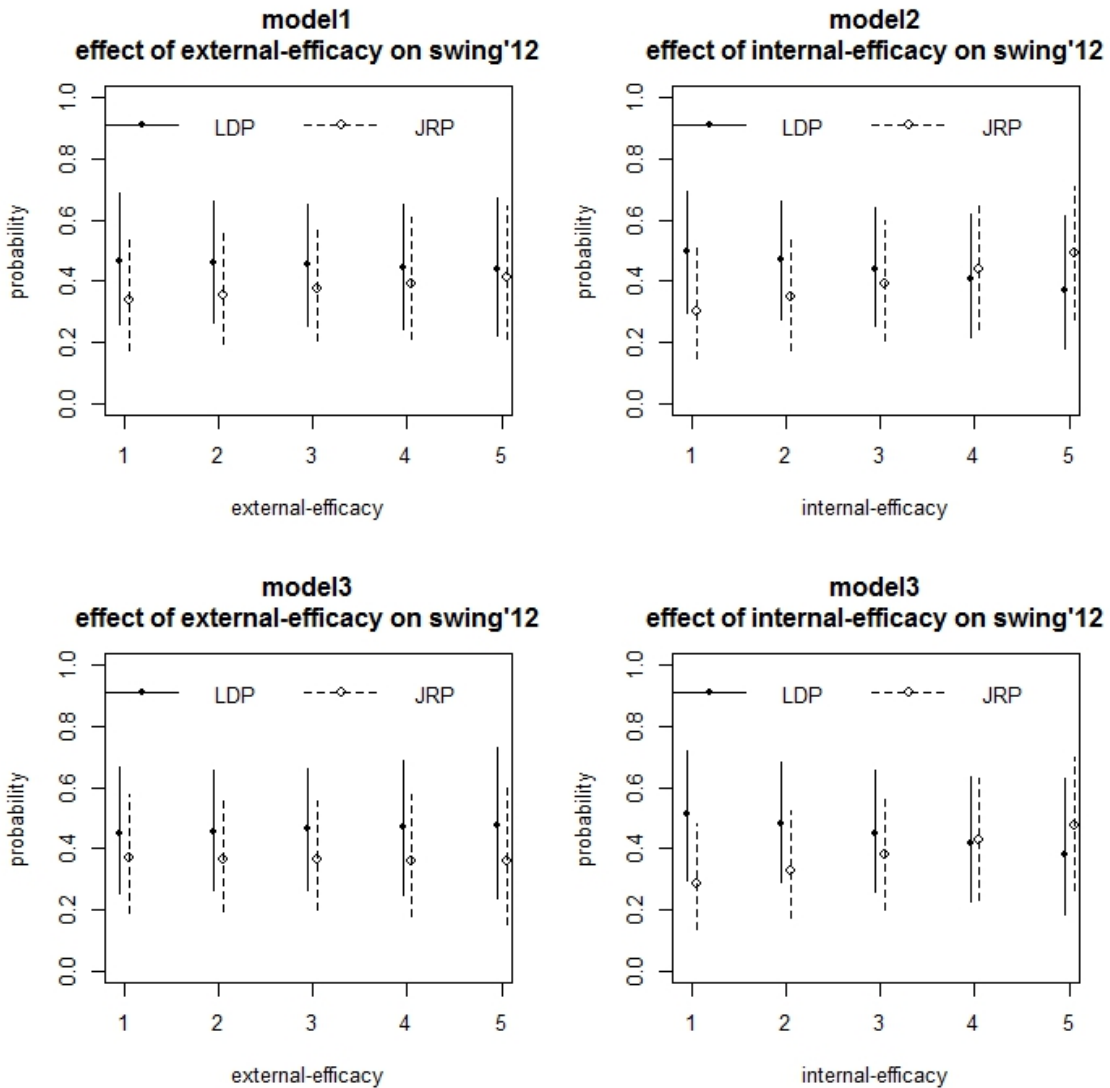
この前提の下で、今回は「民主→民主」層を規定カテゴリにして多項ロジット分析をおこなった。まず外的有効性感覚だが、「民主→自民」・「民主→維新」に関係なくあまり強い影響力は見られない。図群 5 のシミュレーション結果によると、モデル 1 では「民主→自民」層に負、「民主→維新」層に正の影響が見えるが、より適合度の良いモデル 3 では逆の影響、すなわち「民主→自民」層に正、「民主→維新」層に負の影響がある、という結果となっており、外的有効性感覚の効果の明確な解釈は難しい。他方、内的有効性感覚は層によって明確に差が出ている。シミュレーション結果を見ると、モデル 2・3 共に、「民主→自民」層に負、「民主→維新」層に正の影響を観察できる。モデル 3 について、両有効性感覚の係数が有意に異なるかどうかを確かめるために尤度比検定を行っても、p 値が 0.5087 となり「外的有効性感覚と内的有効性感覚の係数が等しい」という帰無仮説を棄却できたため、両有効性感覚には政党ごとのスウィングに対して及ぼす効果に違いがあることが分かった。

以上から、仮説 3 について、「民主→自民」層よりも「民主→維新」層の方が内的有効性感覚による影響を強く受けている、という仮説が支持された。ただし、外的有効性感覚による影響については明確な結果は出なかった。

表6 2012スウィング(多項ロジット)

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	民主→自民(N=119)		民主→自民(N=119)		民主→自民(N=119)		民主→自民(N=122)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	4.040 ***	1.009	3.983 ***	1.025	3.967 ***	1.044	3.905 ***	0.933
外的有効性感覚	0.045	0.143			0.045	0.159		
内的有効性感覚			0.026	0.128	0.009	0.141		
政治的信頼	0.597 **	0.231	0.562 *	0.230	0.589 *	0.232	0.639 **	0.224
政治満足感	-1.113 ***	0.157	-1.092 ***	0.155	-1.109 ***	0.157	-1.094 ***	0.153
性別	-0.122	0.311	-0.076	0.310	-0.115	0.147	-0.079	0.303
年齢	-0.397 ***	0.120	-0.395 ***	0.120	-0.388 **	0.295	-0.391 ***	0.117
高校	-0.977 *	0.498	-0.879 †	0.489	-0.961 †	0.116	-0.947 *	0.482
短大・専門学校	-0.889	0.578	-0.853	0.571	-0.881	0.500	-0.867	0.564
大学・大学院	-1.238 *	0.578	-1.149 *	0.568	-1.218 *	0.571	-1.153 *	0.560
政党・後援会	16.986	2044.3	17.074	1744.0	17.024	2088.5	2.217 †	1.253
労働組合	-1.334 **	0.512	-1.332 **	0.509	-1.339 **	0.514	-1.270 *	0.508
業界団体	1.266	0.789	0.976	0.734	1.298	0.791	1.044	0.723
宗教団体	-1.578	1.208	-2.329 *	1.117	-1.650	1.192	-2.058 †	1.090
新聞	0.004	0.006	0.004	0.006	0.004	0.006	0.004	0.006
テレビ	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001
DID都市度	-0.525	0.432	-0.461	0.428	-0.519	0.431	-0.470 *	0.425
	民主→維新(N=151)		民主→維新(N=152)		民主→維新(N=150)		民主→維新(N=159)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	3.971 ***	0.974	3.511 ***	0.988	3.511 ***	1.011	4.185 ***	0.896
外的有効性感覚	0.114	0.134			0.020	0.148		
内的有効性感覚			0.229 †	0.120	0.225 †	0.132		
政治的信頼	0.000	0.220	-0.060	0.219	-0.006	0.222	-0.051	0.209
政治満足感	-1.100 ***	0.147	-1.035 ***	0.142	-1.094 ***	0.147	-1.028 ***	0.139
性別	-0.273	0.293	-0.146	0.291	-0.225	0.295	-0.230	0.282
年齢	-0.271 *	0.115	-0.268 *	0.115	-0.254 *	0.116	-0.267 *	0.111
高校	-0.386	0.500	-0.282	0.491	-0.356	0.500	-0.410	0.479
短大・専門学校	-0.044	0.569	-0.095	0.562	-0.086	0.571	-0.069	0.547
大学・大学院	-0.825	0.577	-0.761	0.569	-0.831	0.577	-0.810	0.555
政党・後援会	16.654	2044.3	16.728	1744.0	16.704	2088.5	1.834	1.259
労働組合	-1.277 **	0.481	-1.345 **	0.484	-1.302 **	0.486	-1.112 *	0.462
業界団体	-0.568	1.003	-1.011	0.978	-0.625	1.022	-0.936	0.930
宗教団体	-0.414	0.930	-0.953	0.836	-0.579	0.917	-0.716	0.837
新聞	-0.004	0.006	-0.007	0.006	-0.006	0.006	-0.006	0.006
テレビ	0.001	0.001	0.001	0.001	-0.001	0.001	0.001	0.001
DID都市度	0.150	0.419	0.240	0.416	0.167	0.421	0.234	0.409
標本数	430		432		429		447	
McFadden R ²	0.17191		0.17153		0.17572		0.16462	
Corrected AIC	846.193		849.8959		845.6064		878.4818	

有意水準: *** < 0.001 < ** < 0.01 < * < 0.05 < † < 0.1 < 無印



4. まとめ

以上の分析から、次のような結果が得られた。第一に、投票参加は内的有効性感覚からは確かに正の影響を受けているが、外的有効性感覚からの影響は一概には言えない。そのため「内的有効性感覚の方が外的有効性感覚より強い」影響を投票参加に与えているということも言えないが、「内的有効性感覚の方が外的有効性感覚よりも明確な影響をもつ」ことは観察された。第二に、投票方向の変化、特に政権与党から野党へのスウィングに対して、外的有効性感覚の方が内的有効性感覚よりも強く影響するという仮説は支持されない。両有効性感覚共にスウィングを促す効果があるという想定に反し、2009年の総選挙ではむしろ外的有効性感覚が高いほど自民党から野党政党へのスウィングが抑制される効果が観察できる。第三に、2012年のスウィングを民主・自民・維新の3党に限定して分析すると、「民主→自民」層よりも「民主→維新」層の方が内的有効性感覚から強く影響を受けていることが分かった。

第2章で考察した外的有効性感覚と内的有効性感覚の差異を分析に盛り込んだが、内的有効性感覚の効果は比較的明確となったのに対し、外的有効性感覚が投票行動に対してどのような影響力を有するのかについては明らかにならなかった。とは言え、本稿冒頭で紹介した通り、政治的有効性感覚指標は民主主義システムの健全性を示す指標として導入されたという経緯があるが、前章から得た結果から、特に内的有効性感覚についてはそれ以上の価値が見出せた。確かに導入経緯からすれば有効性感覚が投票参加に対して持つ影響力が重要なのは否定できない。しかし、有権者の投票行動の選択肢が多様化する中で、有権者が投票先として選ぶ政党が有効性感覚に

よって左右される，という結論も同程度に重要であろう．もちろんこの結果は，2012 年衆議院総選挙のような政党乱立状況の中で従来の二大政党とは異なるが有力視される新勢力が登場した場合，というかなり限られた文脈での結果ではあるが，有効性感覚指標が「民主主義の度合い」を示すというだけでなく，「民主主義システム内での政党システムの流動性」が有権者の有効性感覚によって示される可能性には期待できると考える．

参考文献・参考資料

- 相内俊一，1985，「政治的有効性感覚と政治参加（一）——中小企業労働者の場合」『北大法学論集』36(1):245-285.
- Caprara, Gian Vittorio, Michele Vecchione, Cristina Capanna and Minou Mebane, 2009, "Perceived Political Self-efficacy: Theory, Assessment, and Applications," *European Journal of Social Psychology*, 39, 1002-1020.
- Craig, Stephen C, Richard G Niemi and Glenn E Silver, 1990, "Political Efficacy and Trust: A Report on the NES Pilot Study Items," *Political Behavior*, 12(3), 289-314.
- 原田唯司，1993，「政治的有効性感覚，政治に対するイメージと政治的態度の関連」『静岡大学教育学部研究報告 人文・社会科学篇』44:217-234.
- 金兌希，2014，「日本における政治的有効性感覚指標の再検討——指標の妥当性と政治参加への影響力の観点から」『法学政治学論究：法律・政治・社会』100:121-154.
- ，2012，「政治的有効性感覚の計量分析——日米韓の調査データを用いて」『法学政治学論究：法律・政治・社会』93:135-166.
- 小林良彰，2008，『制度改革以降の日本型民主主義：選挙行動における連続と変化』木鐸社.
- 小林良彰・岡田陽介・鷺田任邦・金兌希，2014，『代議制民主主義の比較研究——日米韓3ヶ国における民主主義の実証分析』慶応義塾大学出版会.
- 村瀬洋一・高選圭・李鎮遠，2008，「政治意識と社会構造の国際比較——韓国と日本における政治的有効性感覚の規定因」『応用社会学研究』50:53-70.
- Niemi, Richard G, Stephen C Craig and Franco Mattei, 1991, "Measuring Internal Political Efficacy in The 1988 National Election Study," *American Political Science Review*, 85(4), 1407-1413.
- 小野耕二，2009，「政治学の実践化への試み：政治参加拡大へ向けて」『学術の動向』14(10):36-49.
- 武田祐佳，2013，「政治参加における集団参加がもつ意味——政治的有効性感覚とネットワークの広がりに着目して」『奈良女子大学社会学論集』20:41-52.
- 谷口将紀・上ノ原秀晃・境家史郎，2009，「二〇〇九年総選挙——誰が自民党政権を終わらせたのか」『世界』798:74-84.
- 谷口将紀・梅田道生・孫齊庸・三輪洋文，2013，「2012 年衆院選・2013 年参院選——民主票はどこに消えたのか」『世界』849:220-229.
- Valentino, Nicolas A, Krysha Gregorowicz and Eric W Groenendyk, 2009, "Efficacy, Emotions and the Habit of Participation," *Political Behavior*, 31, 307-330.
- 山田真裕，2012，「2009 年衆院選におけるスウィング・ヴォーターの政治的認知と政治的情報環境」『政策科学』19(3):163-178.
- 安野智子，2003，「JGSS-2001 にみる有権者の政治意識」『JGSS で見た日本人の意識と行動：日本版 General Social Surveys 研究論文集』2:75-91.
- ，2005，「JGSS-2003 にみるパーソナル・ネットワークと政治意識」『JGSS で見た日本人の意識と

行動：日本版 General Social Surveys 研究論文集』4(1):153-167.

善教将大, 2009, 「政治不信・制度改革・行政サービス——制度改革は政治不信を払拭させたのか?」『政策科学』16(2):65-82.

日本学術会議 政治学委員会政治過程分科会, 2014, 「提言 各種選挙における投票率低下への対応策」

総務省統計局 HP 年齢 (5 歳階級), 男女別人口 (平成 21 年 8 月確定値, 平成 24 年 12 月確定値) (最終閲覧日:2014 年 11 月 25 日)

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001061181>

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001110693>

総務省 HP 第 45・46 回衆議院選挙速報結果 都道府県別有権者数, 投票者数 (比例代表) (最終閲覧日:2014 年 11 月 25 日)

http://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo_s/data/shugiin45/index.html

http://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo_s/data/shugiin46/index.html

補遺

別表1 2009支持政党と投票先(比例区)

	2009投票先										計
	(人)	棄権	自民	民主	公明	共産	社民	国新	みんな	その他	
支持政党(長期的な党派性)	無党派層	115	49	181	25	23	16	10	24	6	449
	自民	111	403	187	44	14	7	11	16	1	794
	民主	50	22	384	11	8	7	4	9	3	498
	公明	6	3	8	55	1	0	0	0	0	73
	共産	5	1	10	2	44	1	1	0	0	64
	社民	1	1	6	2	3	24	1	0	0	38
	国新	0	1	3	0	0	0	3	0	0	7
	みんな	1	2	8	1	1	0	0	10	2	25
	大地	1	0	5	0	0	0	0	0	2	8
	計	290	482	792	140	94	55	30	59	14	1859

別表2 2012支持政党と投票先(比例区)

2012投票先											
(人)	棄権	民主	自民	維新	公明	共産	みんな	社民	未来	その他	計
無党派層	173	48	51	61	17	18	30	12	30	5	445
民主	20	119	7	12	6	2	7	4	8	3	188
自民	127	35	370	65	39	5	12	0	9	0	662
維新	63	14	23	118	7	1	8	0	7	0	241
公明	4	2	1	2	87	0	0	0	0	0	96
共産	3	4	1	2	1	32	1	1	0	0	45
みんな	14	6	6	11	2	3	57	1	3	0	103
社民	6	1	4	0	1	4	0	8	2	0	26
未来	4	0	2	0	0	1	0	0	20	0	27
その他	0	0	2	1	0	0	1	0	0	3	7
計	414	229	467	272	160	66	116	26	79	11	1727

別表3 2005→2009スウィング

	2009投票先										計
	(人)	棄権	自民	民主	公明	共産	社民	国新	みんな	その他	
2005投票先	棄権	119	18	61	6	7	4	3	0	1	219
	自民	94	413	316	34	14	10	7	34	0	922
	民主	29	25	349	5	14	10	8	13	3	456
	公明	9	5	12	86	1	0	0	1	0	114
	共産	2	3	13	3	57	2	1	2	1	84
	社民	3	2	11	3	1	25	3	1	0	49
	国新	0	0	0	0	0	0	5	0	0	5
	みんな	0	1	0	0	0	0	0	1	2	4
	大地	0	1	1	1	0	0	0	0	3	6
	計	256	468	763	138	94	51	27	52	10	1859

別表4 2009→2012スウィング

		2012投票先										
(人)	棄権	民主	自民	維新	公明	共産	みんな	社民	未来	その他	計	
2009投票先	棄権	123	6	21	10	7	2	6	0	3	179	
	民主	130	184	139	171	24	27	70	12	61	826	
	自民	83	25	277	53	27	1	2	0	0	469	
	公明	9	2	4	2	101	0	1	0	2	121	
	共産	9	2	2	3	0	31	4	1	3	55	
	みんな	7	1	4	12	0	0	25	1	1	51	
	社民	3	2	3	2	0	1	0	9	1	22	
未来	0	0	1	1	0	0	0	0	2	4		
計	364	222	451	254	159	62	108	23	73	11	1727	

衆議院選挙における有権者の投票行動のマッチング分析

東京大学法学部 4 年 金子智樹

要旨：西欧で急速に普及した争点投票支援システム（VAA）は、日本でもボートマッチとして一般的になりつつあり、政治学からの関心も高まっているが、その前提である「自分との政策距離が客観的に一番近い政党に投票する」という「投票行動のマッチング」について正面から分析した先行研究は少ない。そこで本稿では、世論調査と候補者調査のデータを組み合わせることで擬似的なボートマッチを作成し、シミュレーションを行って日本の有権者の投票行動の結果的な合理性の現状を分析した。その結果、自分の最も重視する政策に関して、民主党と自民党という二大政党の選択であっても、6 割程度の有権者しか政策的に合理的な投票を行っていないことが分かった。他方で 2012 年衆院選においては、比例区投票、小選挙区投票ともに、「自分と 2 党との政策距離の差が大きい政策を重視している有権者」や「選挙の際の判断要素として政策を重視している有権者」、言わば「マッチしているべき有権者」は合理的な投票を行っていることも示され、日本の有権者の投票行動の合理性の諸相が明らかになった。

1. 問題意識と分析の方向性

2003 年衆院選で各党が初めてマニフェスト（政権公約）を掲げて戦って以来、有権者が政策本位の政治的選択をすることが期待されるようになってきている。2009 年と 2012 年の衆院選は、それぞれ政権与党であった自民党・民主党への負の業績評価が大きな「風」を生み出して政権交代につながったという側面が大きい一方で、政策争点の重要性がなお失われたわけではない。表 1 は、2009 年、2012 年の衆院選に際して行われた世論調査（詳細は後述）において、選挙の際に何を重視したかをまとめたものであるが、両衆院選において政党・候補者の政策や公約を重視した人は、現政権の業績を重視した人と同様に多かったのである。

表1 衆院選で重視した要素

	2009年衆院選		2012年衆院選	
	政党・候補者の政策や公約	政府の業績	政党・候補者の政策や公約	民主党政権の仕事ぶり
大いに重視した	21.9%	29.4%	14.0%	17.9%
ある程度重視した	48.8%	41.5%	51.5%	34.1%
どちらとも言えない	15.5%	15.8%	18.9%	16.5%
あまり重視しなかった	10.4%	10.1%	13.6%	20.8%
全く重視しなかった	3.4%	3.1%	2.0%	10.7%
N	1757	1749	1468	1470

また、両選挙で政権交代を生んだ要因（の一部）として、政策的な要因を指摘する先行研究も存在する。例えば、谷口将紀ほか（2009）は、2009 年衆院選における自民党の敗北の要因の一つとして、自民党候補の政策位置が自民党支持者の政策位置から乖離してしまったことを挙げている。また、谷口将紀ほか（2013）は、2012 年衆院選における民主党の転落の原因の一つは、2009 年に民主党に投票した人のうち安全保障政策などの立場が自民党に近い層が流れたことにあると指摘している。

だが、日本の国政選挙において、「有権者が政党の政策位置を比較した上で、主観的に自分に一番近い政党に投票する」という「争点投票（issue voting）」が投票行動の中核として一般に観察されるとは言い難い。谷口尚子（2005a: 1 章）でまとめられている通り、日本の争点投票研究においては、「説明変数としての争点態度の相対的脆弱性、あるいは政党支持態度の相対的安定性」がしばしば指摘されてきた。また、小林（2006）は、2003

年のマニフェスト選挙以降も争点態度投票が増加する傾向はみられず、日本の民主主義にとって好ましくない状況が続いていると主張した。

そもそも争点投票が成立するためには、①政策争点に関して有権者が意見を持っていること、②その争点に関して政党の立場を知っていること、③その争点に関して個人的重要性を感じていること（三宅 1999: 57）が必要である。しかし、ダウنزが言うように、政治的情報を入手して分析するには一定のコストが必要であるから、実際に有権者が特に②の要件を満たすのは容易なことではない。

他方で、こういった有権者の政治的情報収集のコストを軽減して争点投票を促進するために、インターネットを通じた投票支援システムの開発・普及が、西欧を中心として近年盛んになってきている。1989 年にオランダの高校教育用に開発されたテストが始まりであるが⁽¹⁾、インターネット環境の発達とともに、VAA（Voting Advice Application、または Voting Aid Application）と呼ばれる双方向性の投票支援システムが西欧で急速に広まった。現在、スイスやフィンランド、オランダの国政選挙に際しては、30～40%の有権者が選挙前に VAA を実際に利用している（Rosema et al. 2014）。また、VAA の利用が投票参加⁽²⁾や投票方向に与える影響や、VAA 設計上の方法論に関する学術的研究も近年盛んになってきており⁽³⁾、「有権者と政党のマッチング」は政治学の重要な関心分野となりつつある。また我が国においても、こうした争点投票支援サイトの開発・公開が近年進展し、⁽⁴⁾、「ボートマッチ」という単語も一般的なものになってきていると言えるだろう⁽⁵⁾。

しかし、このようにボートマッチへの注目が集まりつつある一方で、「有権者と政党の政策的なマッチング」という根本的な概念について、現状分析が十分になされているとは思われない。特に、無作為抽出の有権者調査に基づく政策的なマッチングの分析は、管見の限り日本においては存在しない。だが、日本の有権者の現実の投票行動が客観的に見てどの程度政策的に合理的なのかを分析することは、日本の民主主義を理解する上での前提となる重要な視座を与えてくれると考える。

そこで本稿では、朝日・東大谷口研究室共同調査のデータを基に、擬似的にボートマッチを作成してシミュレーションを行うことで、有権者の投票行動が政策選好の点でどの程度合理的だったかを分析する。同調査は有権者調査と政治家調査から構成されるが、両調査には政策争点に関する共通の設問が含まれており、ボートマッチを作成することができる。作成手順等の詳細は次節で説明するが、同調査のデータを用いて分析する意義は以下の3点が挙げられる。

①実際のボートマッチで収集されたデータではなく、サーベイ調査のデータを用いることで、有権者全体を偏りなく分析することができる。前者のデータを分析した研究としては佐藤（2003）などがあるが⁽⁶⁾、ボートマッチを利用する層には偏りがあり、同じ人が何度も利用することで複数回集計される可能性もあるという分析の限界がある。

②政治家調査によって政党や候補者の政策位置を客観的に測定することで、現実の政治状況に正確に基づく分析が可能となる。争点投票の研究においては有権者の主観的な政党や候補者の政策位置が用いられるわけであるが、自分の支持する政党の政策位置を自分に近いものと誤解して認知する「Projection（投影）」と呼ばれる現象が観察されるという問題がある（Brody and Page 1972: 457）。また、実際のボートマッチにおいては、各政党のマニフェストを内容分析したり、政党本部にアンケートを送ることで政党の政策位置を決定しているケースが多いが、現実の政党の政策位置という観点からみると問題があると思われる⁽⁷⁾。本稿では有権者調査と独立した政治家調査に基づくデータを使用するので、これらの問題は生じない⁽⁸⁾。

③2003 年以降継続して行われている調査であるため、複数の選挙における有権者のマッチングを比較することが可能になる。⁽⁹⁾

本節の最後に、本稿で「有権者と政党の政策的なマッチング」という概念に注目することの妥当性・意義について述べておく。the American Voter 以来、「有権者の合理性」に関する論争がアメリカでは活発に展開された

が、「政党帰属意識という（非合理的な）政党に対する愛着が投票の際のよりどころである」という「無知な有権者」像は、「実際の有権者は個別の 이슈に関しては詳しいとはいえないが、現在の政府のパフォーマンスを判断できるぐらいには合理的である」というフィオリナの業績投票の研究などによって見直しが行われてきた（中村 2011: 6）。すなわち、自分の政策選好に基づいた投票だけでなく、政府の業績評価に基づいた投票も「合理的」と見なされるようになったのである。本稿の主旨も、有権者の投票行動における「政策的な合理性」以外の合理性を否定するものではない。しかし他方で、業績投票という合理的選択は、「厳密な意味での合理性とは明らかに異なる種類の合理性」、すなわち「限定合理性」に基づくものであることも事実である（飯田 2009: 270）。筆者としても、有権者は選挙後の政策実現という *prospective* な目的を達成するために、政府の業績という *retrospective* なヒューリスティックを利用するのであり、有権者の政策的な合理性という根本的な命題の重要性は今なお失われていないと考える。また、争点投票の研究が、有権者の「政党との主観的な距離の認知」という側面を扱っているのに対し、本稿は「有権者の投票行動が結果的にどの程度政策的にマッチしていたか」という側面を評価・分析するものであり、有権者の認知上のプロセスのモデル化を目的とするものではない。そういった点では、本稿は「有権者の『政策面』での『結果的』なマッチング」という、やや規範的な意味合いを持つ概念⁽¹⁰⁾に注目することになる。だが、先述したように「有権者の政策的なマッチング」が政治学の研究において重要性を増しつつあることを踏まえれば、本稿の分析の方向性にも一定の意義が認められると考える。

2. モデルの作成

本稿で使用するデータは、東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査（有権者調査・候補者調査）⁽¹¹⁾である。主な分析対象とするのは 2012 年衆院選の比例区選挙⁽¹²⁾であるが、2012 年衆院選小選挙区選挙、2003 年衆院選比例区選挙、2009 年衆院選比例区選挙についても同様の分析を試みた⁽¹³⁾。

以下、有権者と政党のマッチングを計算する際の分析手順を、2012 年衆院選比例区の分析を例にまとめておく。なお、本稿の分析に際しては、R version 3.1.0 を使用した。

基本的な考え方は、「各有権者が最も重視した政策分野に関しての、有権者と各政党の政策距離」を計算し、最も政策距離が小さい政党へ投票している場合に、合理的な投票を行っていると思えるというものである。

各有権者が最も重視した政策分野に関しての、有権者 p の政党 q との政策距離 d_{pq} は、以下のように定式化される。

$$d_{pq} = (|i_{1p} - i_{1q}| + \dots + |i_{mp} - i_{mq}|) / m$$

ここで、 i_{np} は争点 n についての有権者 p の政策位置、 i_{nq} は争点 n についての政党 q の政策位置である。

2012 年衆院選においては、「外交・安保」「財政・金融」「産業政策」「農林漁業」「教育・子育て」「年金・医療」「雇用・就職」「政治・行政改革」「地方分権」「憲法」「原発」⁽¹⁴⁾ の 11 個の政策分野を設定し、26 個ある争点項目の中から、各々の政策分野に 1~3 個の争点項目を含めることにした（どの政策分野にどの争点項目が含まれているかについては、Appendix を参照のこと）。そして、各有権者が最も重視する政策分野に含まれる m 個の争点項目の各々について政党との政策距離（絶対値）を求め、それらを足し合わせて m で按分することにより、各有権者と各政党の政策距離が算出されるわけである。なお、各争点項目における各政党の客観的な政策位置は、候補者調査における各党の立候補者全員の平均値を用いることにした^{(15) (16)}。

ただし、上述したモデルが絶対的なものというわけではない。まず、本稿では各有権者が「最も重視した政策分野」に関してのみ政党との政策距離を求めている。これは、「最も重視している政策分野に関する投票の合理性」に限定することで、モデルをシンプル化したいという意図によるものであるが、「3 番目に重視した政策分野まで考慮し、重視度によって重み付けする」などといった計算方法も考えられるところである⁽¹⁷⁾。また、より重要なのは、各政策分野にどの争点項目を含めるかという問題であり、VAA 研究において重要なテーマとなって

いる（例えば、Lefevere and Walgrave (2014)）。ある争点項目を含める（あるいは除外する）ことでマッチングの結果が大きく変わるようでは分析の信頼性が低下する。そこで、本稿で用いるモデルの頑健性をチェックするために、これらの観点から複数パターンのモデルを作って分析し、結果が大きく変わらないことを確認した（詳細は Appendix に記載）。

なお、2003 年衆院選の有権者調査においては、重視した政策分野の質問項目は無く、13 個の争点項目それぞれについて回答者が重要と判断したかどうかを質問している。そこで 2003 年に関しては、各回答者が重視した争点項目の政策距離を足し合わせて、項目数で按分して政党との政策距離を求めた。このため、2003 年の分析においては、上述した争点項目選択のバイアスは生じない。

3. 分析

(1) 7 党を対象としたマッチングの分析

まず、日本の有権者が衆院選比例区選挙においてどの程度政策的に合理的な投票を行っているかを確認することにしよう。そこで、主要な 7 党⁽¹⁸⁾（民主党、自民党、未来の党、公明党、日本維新の会、共産党、みんなの党の 7 党）を対象にしたマッチング率を分析する。当然のことであるが、有権者が 7 個の選択肢から客観的に自分と政策距離が一番近い政党を選び出して投票しているとは考えにくく、このマッチング率は非常に低いものと予想される。もし予想通りであるなら、政党が乱立していた 2012 年衆院選のような状況においては特に、ボートマッチのような争点投票支援システムを参考にする意義の大きさが確認できるだろう。

表 2 は、各有権者の政策距離最短政党を、重視した政策分野別にまとめたものである。もし本稿で作成したボートマッチに全有権者が従ったと仮定すれば、表 2 のような選挙結果になることになる。ただし、原発政策を重視した人の政策距離最短政党が、共産党が 42%であるのに対し未来の党が 0%となっていることから分かるように、より極端な政策を取っている政党の方が「マッチ」と判定されやすくなっていることには注意が必要である⁽¹⁹⁾。

表2 有権者の政策距離最短政党(重視した政策分野別)

	民主党	自民党	未来の党	公明党	日本維新の会	共産党	みんなの党	計
外交・安全保障	11.9%	11.3%	3.0%	10.1%	37.5%	2.4%	23.8%	168
財政・金融	12.5%	25.7%	6.2%	18.3%	19.8%	3.5%	14.0%	257
産業政策	14.1%	14.1%	14.1%	23.4%	23.4%	0.0%	10.9%	64
農林漁業	14.3%	14.3%	0.0%	0.0%	0.0%	66.7%	4.8%	21
教育・子育て	29.9%	0.0%	0.0%	0.0%	14.9%	14.9%	40.2%	87
年金・医療	12.9%	32.2%	0.0%	3.9%	10.7%	3.0%	37.3%	233
雇用・就職	19.2%	23.1%	10.8%	19.2%	13.1%	4.6%	10.0%	130
政治・行政改革	2.8%	0.9%	29.0%	0.0%	51.4%	0.9%	15.0%	107
地方分権	0.0%	0.0%	20.0%	0.0%	40.0%	10.0%	30.0%	10
憲法	3.7%	18.5%	11.1%	7.4%	0.0%	51.9%	7.4%	27
原発	12.3%	23.2%	0.0%	3.9%	16.3%	41.9%	2.5%	203
計	13.3%	19.5%	6.1%	9.4%	21.1%	11.8%	18.7%	1307

さて、それでは、2012 年衆院選比例区におけるマッチング率は全体的に見てどのようなものだったのだろうか。表 3 は、比例区で 7 党のいずれかに投票した人を対象に、7 党を選択肢とするマッチング率を、重視した政策別にまとめたものである。予想されたことではあるが、全体的なマッチング率は 22.3%と非常に低い⁽²⁰⁾。表 3 の右側は、拒否政党と回答した政党以外に選択肢を限定した場合のマッチング率であるが、全体的なマッチング率はやはり 27.9%と低い。2012 年衆院選のように政党が乱立した選挙においては、自分が最も重視した政策に関してであっても、政策的に最も合理的な投票先を選び出すことは困難であることが明らかである。逆に言えば、そういった状況下では、ボートマッチのような外部的なシステムの有用性は高いとも言えるであろう。

表3 7党を選択肢とするマッチング率

	拒否政党無視		拒否政党は除外	
	N	マッチング率	N	マッチング率
外交・安全保障	167	22.8%	165	25.5%
財政・金融	256	27.3%	246	34.6%
産業政策	64	14.1%	64	23.4%
農林漁業	21	14.3%	21	14.3%
教育・子育て	86	11.6%	86	16.3%
年金・医療	229	21.0%	217	23.5%
雇用・就職	125	20.0%	123	24.4%
政治・行政改革	106	26.4%	106	30.2%
地方分権	10	30.0%	10	30.0%
憲法	25	32.0%	25	52.0%
原発	206	22.8%	198	32.3%
計	1295	22.3%	1261	27.9%

(2) 民主党、自民党を対象としたマッチングの分析

さて、以上のように多くの政党の中から政策的に合理的な政党を選び出すことは難しい（または、そういった投票行動のモデルは現実的ではない）ことが分かったが、それでは民主党と自民党という二大政党の選択においては、有権者はどの程度マッチングしていたのだろうか。周知のように 2012 年衆院選は民主党政権への負の業績投票となった面が大きかったわけであるが、谷口尚子（2005b: 98）で「本当に政策選挙が行われたと判断できるのは、民主党の政策や実績が、自民党と対等な形で有権者に判断されるようになってから後のことかもしれない」と示唆されているように、民主党が初めて政権を獲得した次の衆院選である 2012 年衆院選は、業績評価だけでなく、自民党と民主党を対象とした政策的なマッチングを分析することにも意味があった選挙と考えられる。「自分が最も重要だと考えている政策分野に関して、二大政党の中から合理的な選択肢を選んでいく」ことのハードルは一見低いようにも思えるが、有権者の「民主党 vs 自民党」の選択は、政策的観点から見て満足のいくレベルに達していたのだろうか。こういった問題意識に基づき、これ以降は民主党と自民党の二大政党の選択に絞ったマッチング⁽²¹⁾を分析していくことにする。

ところで、仮に二大政党という選択に関してマッチング率が高くなかったとしても、そこから「日本の民主主義の危機」というようなネガティブな結論を導くのは短絡的であろう。そもそも、民主党と自民党の政策距離が近いような政策分野では、有権者が自分に政策距離が近い政党を選び出して投票することのインセンティブは少ない。また、最初から「政策を重視していない」と意識している有権者については、政策的に合理的な投票が行われていなかったとしても大きな問題はないと考えられる。そこで、以下のような仮説を設定した。

仮説①：2012 年衆院選比例区における民主党と自民党のマッチングにおいて、最も重視した政策についての 2 党との政策距離の差が大きい有権者ほど、マッチング率が高い。

仮説②：2012 年衆院選比例区における民主党と自民党のマッチングにおいて、政策を重視している有権者ほど、マッチング率が高い。

上記の仮説は、仮に全体的なマッチング率が低かったとしても、「マッチしているべき有権者」に関しては、相対的に政策的に合理的な投票ができているのではないか、という観点に基づくものである。もしこれらの仮説が支持されれば、日本の民主主義の現状に対して客観的にポジティブな評価を下すことができよう。

また、小選挙区では各候補者の政策ポジションが中央に収斂し、投票行動が争点志向を薄め、比例区よりも特性志向になっていく（鈴木 2000）ので、民主党と自民党を対象にしたマッチング率は比例区よりも低くなっていると予想される。他方で、仮説①、②が支持されるなら、小選挙区投票においても、「最も重視した政策についての 2 党との政策距離の差が大きい有権者」や、「政策を重視している有権者」ほどマッチング率が高いとい

う関係性が見られるのではないだろうか。このような観点から、仮説①、②を取り込む形で、仮説③を設定する。
仮説③：2012 年衆院選小選挙区における民主党と自民党のマッチングにおいて、最も重視した政策についての 2 党との政策距離の差が大きい有権者や、政策を重視している有権者ほど、マッチング率が高い。

衆院選の全体的な議席配分に大きな影響を与える小選挙区投票においても、「マッチしているべき有権者」は合理的な投票を行っているのだろうか。

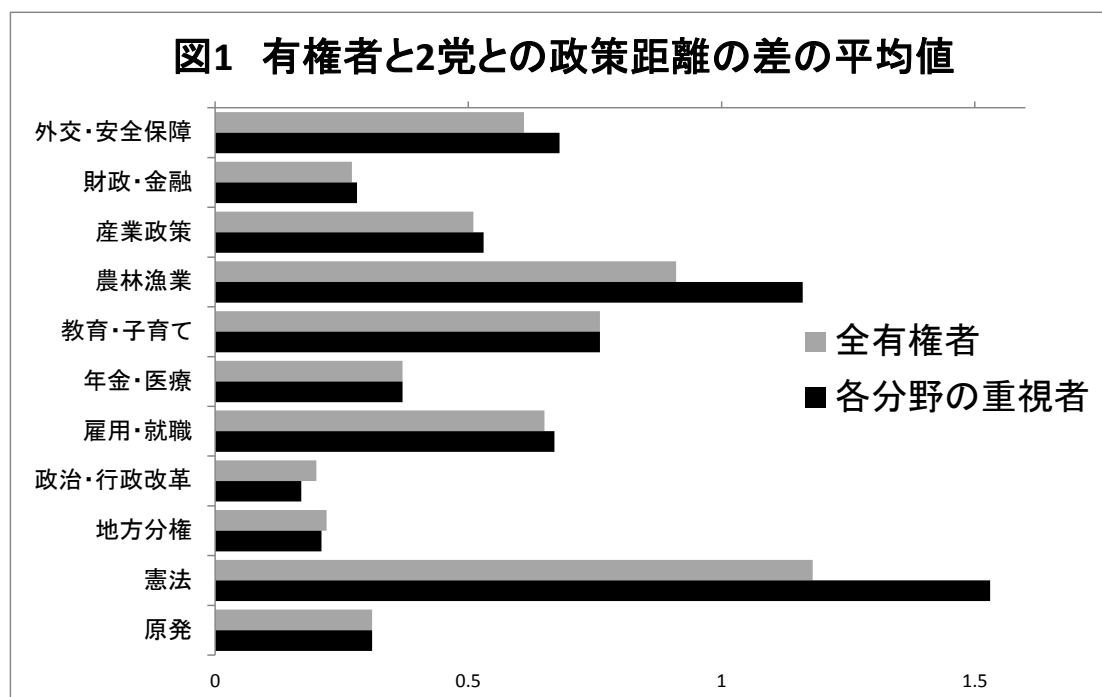


図 1 は、2012 年衆院選における各有権者と民主党、自民党との政策距離の差の平均値を、各政策分野ごとにまとめたものである。グレーの棒グラフは全有権者の平均値を、黒の棒グラフはその政策分野を重視した人の平均値を表している。図 1 からはず、有権者と民主党、有権者と自民党の政策距離差が大きく、政策選択を行うインセンティブが大きい分野と、そうでない分野があることが分かる。財政・金融、年金・医療、政治・行政改革、地方分権などの分野は、その分野を重視した人であっても 2 党との政策距離の差は概して小さく、マッチング率も低かったのではないかと予想される。逆に農林漁業や憲法では有権者と 2 党間の距離は大きく、これらの政策を重視した人はさらに距離が大きい傾向にある。こういった政策分野を重視した人は、政策的に合理的な投票を行っていた可能性が高いのではないだろうか。

表4 2党を選択肢とするマッチング率		
重視した政策分野	N	マッチング率
外交・安全保障	104	63.5%
財政・金融	147	61.2%
産業政策	42	69.0%
農林漁業	14	71.4%
教育・子育て	44	54.5%
年金・医療	120	57.5%
雇用・就職	50	60.0%
政治・行政改革	24	37.5%
憲法	12	91.7%
原発	92	56.5%
計	649	59.9%

表 4 は、2012 年で民主党か自民党に投票した人を対象に、2 党を選択肢としたマッチング率を、重視した政策分野別にまとめたものである⁽²²⁾。まず全体的なマッチング率は **59.9%**であり、やはり低い数字と言わざるを得

ない。自分の一番重視する政策分野に関してであっても、約 4 割の人は結果的に非合理的な投票を行っているのである。

他方で、政策分野ごとに比較すると、マッチング率が高い分野と低い分野で大きな差があることや、そういった差が図 1 で示した有権者と 2 党との政策距離の差の平均値ときれいに対応している傾向があることに気付く。すなわち、有権者にとって民主党と自民党で客観的な政策効用の差が大きい分野に関しては、同時に政策的に合理的な投票もしやすく、マッチング率が高い傾向にあると言えるのではないだろうか。逆に、有権者と 2 党間の政策距離が小さい分野については、そもそもマッチングしにくい（あるいは効用が少ない）のであり、マッチング率が低くても特段問題視する必要は無いだろう。

表5 政策重視度別マッチング率

政策重視度	N	マッチング率
大いに重視した	72	80.6%
ある程度重視した	354	57.3%
どちらとも言えない	129	62.0%
あまり重視しなかった	78	51.3%
全く重視しなかった	12	33.3%

次に、「選挙において政策を重視した度合い」別にマッチング率をまとめたものが表 5 である。単純なクロス表レベルの分析であるが、政策を重視している人ほどマッチング率が高い傾向があることが推測される。特に、最も政策を重視している人のマッチング率は 80%以上と高くなっている。ここから、少なくとも「政策を重視して投票した」と思っている有権者については、結果的にも政策的に合理的な投票ができていると予想される。

以上の分析を統計学的に検証するために、2012 年衆院選比例区で民主党か自民党に投票した人を対象として、従属変数を「民主党と自民党を選択肢としたマッチング」⁽²³⁾としたロジスティック回帰分析を行った。仮説に基づく説明変数は、各有権者の 2 党との政策距離の差、各有権者の政策重視度である。社会的変数として、年齢、性別、最終学歴を投入した。また、自民党投票者をダミー変数としてコントロールした。さらに、政策重視度の独自の効果を実証するために、モデル 2 とモデル 3 では政治的知識量、イデオロギーの強さをコントロールした。そして、2 党との政策距離の差とは別の次元の、重視した政策分野固有の影響力があるかどうかを確認するために、モデル 3 では最重要視した政策分野をダミー変数として投入した⁽²⁴⁾。推定結果は表 6 の通り⁽²⁵⁾⁽²⁶⁾⁽²⁷⁾である。

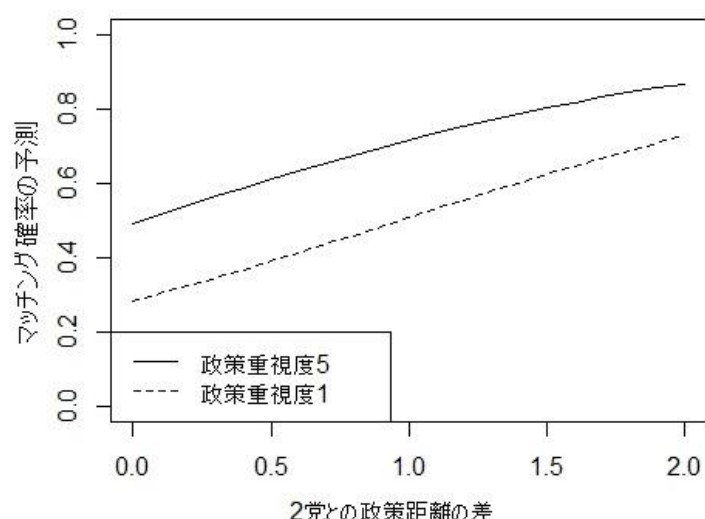
表6 2012年衆院選比例区のマッチング・ロジスティック回帰分析の推定結果

	モデルA			モデルB			モデルC		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
定数	-1.359 **	0.518	0.009	-1.325 *	0.551	0.016	-0.881	0.588	0.134
年齢	0.027	0.061	0.660	-0.022	0.066	0.740	-0.041	0.070	0.556
女性	0.013	0.168	0.937	-0.033	0.185	0.859	-0.013	0.191	0.945
学歴	0.138 *	0.064	0.030	0.091	0.067	0.172	0.067	0.069	0.327
政治的知識量				0.144	0.100	0.152	0.123	0.102	0.230
イデオロギーの強さ				0.177 *	0.081	0.029	0.173 *	0.083	0.037
政策重視度	0.265 **	0.095	0.005	0.224 *	0.103	0.029	0.230 *	0.105	0.029
2党との政策距離の差	0.975 ***	0.262	<0.001	0.955 ***	0.280	<0.001	1.142 **	0.379	0.003
外交・安全保障重視							-0.316	0.320	0.323
産業政策重視							-0.102	0.427	0.812
農林漁業重視							-0.507	0.719	0.481
教育・子育て重視							-0.958 *	0.425	0.024
年金・医療重視							-0.355	0.297	0.232
雇用・就職重視							-0.299	0.408	0.464
政治・行政改革重視							-1.238 *	0.503	0.014
憲法重視							0.326	1.156	0.778
原発重視							-0.261	0.298	0.382
自民党投票	-0.250	0.181	0.169	-0.351 +	0.191	0.066	-0.413 *	0.199	0.038
N	631			574			574		
Pseudo R ²	0.067			0.086			0.111		

+: p < 0.1 * : p < 0.05 ** : p < 0.01 *** : p < 0.001

モデル B の推定結果から分かるように、政治的知識やイデオロギーの強さをコントロールしても、2 党との政策距離の差や政策重視度はマッチング率に有意な正の効果を持っていることが明らかになった。また、モデル C の分析により、2 党との政策距離の差は、「どの政策分野を最も重視したか」という要素に関わらず一般的な影響力を持っていることも分かった⁽²⁸⁾。すなわち、2 党との政策距離の差や政策重視度は、いずれのモデルにおいても有権者のマッチングに対し頑健な影響力を持っているのである。なお、左右イデオロギーが強い人ほどマッチングしやすいという結果は、明確な意見を持っている人ほどマッチングしやすいことを示唆している。

図 2 政策重視度、2 党との政策距離の差の効果



しかし、変数の影響力が有意であることは、その変数が実質的に意味のある効果を持つことを保証するわけではない。そこで、モデル B に関して、政策重視度以外の変数を代表値に固定⁽²⁹⁾した上で、2 党との政策距離の差とマッチング率の予測値をプロットしたのが図 2 である。この図からは、重視した政策分野における有権者と 2 党との政策距離の差の効果が、政策重視度によってはっきりと異なることが分かる。すなわち、政策重視度は

マッチング率に意味のあるレベルの影響を与えていると言える。以上のように、仮説①と仮説②は支持される結果となった。

ここで、50代・男性・高卒・最重要政策は農林漁業、イデオロギー的には中道・政治的知識量は「どちらとも言えない」、という自民党投票者のグループを想定してみよう。民主党・自民党との政策距離の差が1.16（農林漁業重視者の平均値）とすると、このグループが政策を全く重視していない場合のマッチング率は54.8%と予測できる。しかし、このグループが政策を「大いに重視」している場合には、マッチング率は74.8%まで向上するのである。

次に、これらの傾向が近年の衆院選比例区の投票行動一般に当てはまるかどうかを検証するために、2012年衆院選と同様に、2003年衆院選、2009年衆院選についても、比例区で民主党か自民党に投票した人を対象に、2党を選択肢としたマッチング分析を行った。全体的なマッチング率は、2003年衆院選は63.2%⁽³⁰⁾、2009年衆院選は54.1%であった。計算方法が異なるため、単純に数字を比較できるかどうかは微妙であるが、2009年衆院選のマッチング率はかなり低く、政策的な面で言えば合理的な投票はあまり観察されなかったことになる。

それでは、2003年衆院選や2009年衆院選においても、2党のとの政策距離が大きい有権者（仮説①に対応）や政策を重視している有権者（仮説②に対応）は、比例区のマッチング率が高くなっていたのだろうか？そこで、2003年、2009年、2012年の各衆院選において、比例区で民主党か自民党に投票した人を対象に、従属変数を「2党を選択肢としたマッチング」、説明変数を「各有権者と2党との政策距離の差」、「政策重視度（2003年はマニフェスト参考度）」⁽³¹⁾、コントロール変数を年齢、性別、最終学歴、自民党投票とするロジスティック回帰分析⁽³²⁾を行い、結果を比較することにした。推定結果は表7のとおりである。

表7 2003年・2009年・2012年衆院選比例区 ロジスティック回帰分析の推定結果

	2003年			2009年			2012年		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
定数	-1.372 *	0.652	0.035	-0.304	0.363	0.402	-1.359 **	0.518	0.009
年齢	0.106	0.065	0.104	0.003	0.043	0.939	0.027	0.061	0.660
女性	0.657 **	0.241	0.007	-0.097	0.125	0.437	0.013	0.168	0.937
学歴	0.088	0.115	0.441	0.031	0.048	0.525	0.138 *	0.064	0.030
政策重視度 (2003はマニフェスト参考度)	0.118	0.135	0.381	0.043	0.063	0.493	0.265 **	0.095	0.005
2党との政策距離の差	0.967 **	0.326	0.003	0.239	0.163	0.141	0.975 ***	0.262	<0.001
自民党投票	0.306	0.234	0.191	0.379 **	0.132	0.004	-0.250	0.181	0.169
N	363			1057			631		
Pseudo R ²	0.079			0.015			0.067		
マッチング率	63.2%			54.1%			59.9%		

+: p < 0.1 *: p < 0.05 **: p < 0.01 ***: p < 0.001

複数の選挙を比較するためにコントロール変数を絞っている点には留意が必要であるが、2003年衆院選におけるマニフェスト参考度、2009年衆院選における政策重視度は、ともにマッチング率に対し有意な影響を持っていない。2党との政策距離の差に関しては、2003年では有意であるが、2009年では有意ではなく、決定係数も極端に小さくなっている。すなわち、2009年衆院選は、政策的な合理性を分析すること自体が結果的にあまり意味を持たないような選挙だったのかもしれない。また、マニフェスト選挙として注目を集めた2003年衆院選においてもマニフェスト重視度の影響力は有意ではなかったが、2012年衆院選においては政策重視度がはつきりと有意な影響力を持っている。これら3回の選挙の分析から決定的なことが言えるわけではないが、少なくともマニフェスト選挙から数えて4回目の総選挙である2012年衆院選になって、政策を重視している有権者ほど比例区で合理的な投票がなされるようになったと言えるだろう。「選挙の際に政策をどれだけ重視するか」と

いう要素が、客観的に見た有権者の投票行動と密接な関連性を持つようになっているのである。

最後に、仮説③の検証を行う。基本的には比例区と同様の分析（2012 年衆院選小選挙区選挙において、民主党候補者と自民党候補者がともに自分の選挙区に存在する有権者のうち、民主党か自民党に投票した人を対象にした、2 党を選択肢とするマッチングを従属変数とするロジスティック回帰分析）を行う。だが小選挙区のマッチングを考える場合、比例区と同様に各政党の候補者全員の平均値をマッチング計算に用いるだけでなく、その選挙区の候補者個人の政策位置を用いるオプションも考えられる。「小選挙区選挙では、現在も依然として、候補者要因は有権者の投票行動を規定する重要なファクターの一つである」（今井 2008: 63）し、名取（2014）も、2012 年衆院選において政党投票よりも候補者投票を行う有権者の比率が高かったと指摘しているところである。そこで、各有権者との政策距離が近い候補者に投票している場合に「マッチング」と判定するモデルも合わせて分析することにした。推定結果は表 8 の通りである。

表8 2012年衆院選小選挙区のマッチング・ロジスティック回帰分析の推定結果

	モデルA(有権者—政党)			モデルB(有権者—候補者)		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
定数	-0.982 +	0.504	0.051	-0.624	0.597	0.296
年齢	-0.047	0.060	0.436	-0.067	0.070	0.344
女性	0.130	0.170	0.443	-0.053	0.193	0.786
学歴	0.104 +	0.061	0.088	0.027	0.070	0.702
政治的知識量	-0.034	0.088	0.702	-0.044	0.102	0.663
イデオロギーの強さ	0.131 +	0.068	0.053	0.059	0.077	0.439
政策重視度	0.306 ***	0.089	<0.001	0.140	0.103	0.174
モデルA: 2党との政策距離の差 モデルB: 2党の候補者との政策距離の差	1.147 ***	0.325	<0.001	0.433 *	0.195	0.026
外交・安全保障重視	-0.299	0.296	0.314	0.070	0.303	0.816
産業政策重視	-0.354	0.373	0.344	0.055	0.402	0.891
農林漁業重視	-0.118	0.677	0.861	1.059	0.839	0.207
教育・子育て重視	-0.948 *	0.383	0.013	-0.024	0.465	0.958
年金・医療重視	-0.010	0.271	0.970	0.322	0.305	0.292
雇用・就職重視	-0.220	0.334	0.511	0.569	0.380	0.134
政治・行政改革重視	-0.821 *	0.359	0.022	-0.582	0.398	0.143
憲法重視	-0.125	0.939	0.894	1.472	1.130	0.193
原発重視	-0.198	0.261	0.448	-0.027	0.293	0.928
自民党候補者投票	-0.456 **	0.170	0.007	0.334 +	0.192	0.083
N	727			530		
Pseudo R ²	0.099			0.068		
マッチング率	57.5%			56.4%		

+: p < 0.1 * : p < 0.05 ** : p < 0.01 *** : p < 0.001

まず、各政党の政策位置をマッチング計算に用いたモデル A では、全体的なマッチング率は **57.5%**であり、比例区よりもやや低い。しかし比例区と同様に、2 党との政策距離の差が大きい有権者や政策を重視している有権者ほど、マッチング率が有意に高くなっており、仮説③は支持された。小選挙区投票においても、全体的なマッチング率はかなり低い、「マッチしているべき有権者」は自分の政策選好から見て合理的な投票を行っていることが確認できた。

他方でモデル B ⁽³³⁾ では、政策重視度の効果は有意ではないものの、2 党の候補者との政策距離の差が大きい有権者ほど、マッチング率が有意に高くなっている。全体的なマッチング率やモデルの当てはまりを示す擬似決

定係数はモデル A より小さくなっていることから、「有権者が政党全体の政策よりも候補者個人の政策を重視している」とは考えにくい。しかし、「自分の重視する政策に関する各候補者の政策位置関係が、有権者の投票行動の合理性と密接に関係している」という結果は興味深いものである。

4. まとめと含意

本稿の分析で明らかになったこと⁽³⁴⁾を簡潔にまとめると以下のようになる。政党が乱立した 2012 年衆院選比例区投票では、各有権者が最重要視する政策分野に関しても、多くの政党の中から自分に一番政策距離が近い政党を選び出すことは困難であった。さらに、民主党と自民党という二大政党の選択に絞っても、比例区のマッチング率は約 6 割と低かった。しかし、少なくとも二大政党の選択においては、2 党との政策距離の差が大きい有権者や政策を重視している有権者ほど、マッチング率が高いことが分かった。なお、政策重視者ほどマッチング率が高いという有意な関係性は、他の選挙と比較してみても 2012 年衆院選になって初めて観察される現象だった。小選挙区投票に関しても、2 党との政策距離の差が大きい有権者や政策を重視している有権者ほど、マッチング率が有意に高かった。

本稿では擬似的なボートマッチを作成し、有権者の投票行動の結果的な合理性の実像を分析したわけであるが、自分が最重要視する政策であっても、さらに二大政党の選択においても、合理的な投票者の比率は高くないことが明らかになった。そういった点では、ボートマッチのようなプログラムが日本においても普及することが期待されると言える。しかし、冒頭の表 1 から分かる通り、そもそも政策を重視していない有権者も一定数存在しているわけであり、彼らの存在を「マッチング率が低い」または「争点態度投票ができていない」などとネガティブに捉えることにあまり意味はない。さらに、仮に政策を重視している有権者でも、その政策に関して自分と二大政党との効用差が小さい場合には、どちらか一方を選び出すことは容易ではない（あるいは、政党選択のインセンティブが小さいので実質的な意味が無い）。だが、『自分にとって効用差が大きい政策分野』を『重視』している人はマッチング率が高い」という本稿の分析からは、「マッチしているべき人はマッチしている」ことも同時に明らかになったのである。

言うまでもなく、どういった投票が合理的かは一意に定まるものではなく、政府の業績評価や政党の政権担当能力を判断材料とする有権者も同時に合理的である。しかし、民主党の政権奪取とその後の期待の裏切り、第三極政党の台頭と統合といった流動的な近年の政治状況を経験していく中で、各政党の政策や公約に対する有権者の期待と視線の厳しさはともに増しつつあるように思われる。また、仮に今後再び二大政党化が進行して政党の政策が全般的に似通ったものになっていったとしても、各有権者が重視する政策分野で政党間の政策差が大きければ、有権者は相対的に合理的な投票を行うことができるであろう。もし、日本でも西欧のようにボートマッチがより多くの有権者に利用されるようになるとすれば、そこに求められるものは単なる「マッチング結果の表示」というようなエリート主義的設計ではなく、各党の政策をユーザーに十分に吟味させて、政策を重視する有権者の裾野をさらに広げていくような「熟慮型」⁽³⁵⁾の設計かもしれない。

Appendix

以下は、本稿で分析に用いたモデルの詳細と、結果の頑健性のチェックに関する補遺である。

(1) 2012 年衆院選の分析モデル

補表1 2012年衆院選の分析モデルにおける、各政策分野と各争点項目の対応

	外交・安保	財政・金融	産業政策	農林漁業	教育・子育て	年金・医療	雇用・就職	政治・行政改革	地方分権	憲法	原発
1 憲法改正										●	
2 防衛力強化	●										
3 先制攻撃	○										
4 常任理事国入り	○										
5 対北圧力	●										
6 集団的自衛権	○									●	
7 小さな政府		●			●	●					
8 公共事業で雇用確保		○	●				●				
9 財政出動で景気対策		●	●				●				
10 5年以内の消費増税		●									
11 消費税率10%		○									
12 富裕層への年金支給		○				●					
13 TPP参加			●	●		○					
14 インル目標設定		○									
15 治安のための人権制約										○	
16 外国人参政権	○										
17 外国人労働者	○						○				
18 道徳教育の充実化					○						
19 原発の運転再開											●
20 がれき受け入れ											●
21 衆議院の優越								○			
22 首相公選制								●			
23 道州制の導入								●	●		
24 地方交付税廃止								○	●		
25 中選挙区制											
26 国会議員の定数の半減								●			
最重要視した人数	180	277	69	24	91	257	136	109	11	28	228

補表1は、各政策分野と争点項目の対応表である。本文中の分析では、政策分野ごとに含める争点項目数が大きく異なるのを避けるために争点項目を1～3に絞った（表中の●で示された争点項目）が、各政策分野に関係があると思われる他の争点項目も○で示した。争点の選定の際には、常任理事国入りや道徳教育充実化のように、政党間の政策位置の差が小さいような争点項目はマッチングの計算になるべく含めないように留意した⁽³⁶⁾。また、防衛力強化と集団的自衛権のように、相関が非常に高い争点項目についても、1つの政策分野に同時に含めないように配慮した。

(2) 2009年衆院選の分析モデル

2009年衆院選における各政策分野と争点項目の対応についても同様に補表2に示した。治安、環境、地方分権に関しては、重視した人数が少なかったので分析から除外した。また農林漁業については、適当な争点項目が無かったため、残念ながらこれも分析から除外した。

補表2 2009年衆院選の分析モデルにおける、各政策分野と各争点項目の対応

	外交	財政再建	景気対策	経済構造改革	教育	年金	医療	雇用就職	政治行政改革	憲法
1 憲法改正										●
2 防衛力強化	●									
3 非核三原則	○									
4 先制攻撃	○									
5 常任理事国入り	○									
6 対北圧力	●									
7 集団的自衛権	○									●
8 自衛隊派遣	○									
9 小さな政府		●		●	●	●	●			
10 終身雇用堅持				●				●		
11 公共事業で雇用確保		○	●	●				●		
12 財政出動で景気対策		●	●					○		
13 道路予算維持		○		○						
14 5年以内の消費増税		●	○			○				
15 基礎年金の財源		○				●				
16 外国人参政権	○									
17 外国人労働者	○							○		
18 治安のための人権制約										
19 伝統教育					○					
20 死刑廃止										
21 国会議員の世襲									●	
22 企業・団体献金									●	
23 現役世代の負担増						●	●			
重要視した人数	35	142	568	74	91	249	153	70	179	17

(3) 本稿で使用したモデルの頑健性チェック

さて、以上のように各政策分野と各争点項目を対応させたわけであるが、これはあくまで筆者の判断によるものである。なるべくバランス良くなるように考慮して配分したつもりであるが、当然他のオプションも考えられるところである。そこで、表で○を付けた争点項目も各政策分野に全て含めたモデルも作成した。また、2012年に関しては3番目に重視した政策分野まで質問されているが、最も重視した政策分野だけでなく、3番目に重視した政策分野まで考慮するモデルも考えられるところである。そこで、2012年に関しては、3番目に重視した政策分野までを同じウェイトで足し合わせて按分して各党との政策距離を計算したモデルも作成した。これらのモデルは本文中の分析で利用したモデルよりも、マッチングに含める政策分野または争点項目を最大限増やしたモデルであるから、本文中のモデルとこれらのチェックモデルを比較して結果が頑健であれば、本稿の分析の信頼性が増すことになる。そこで、衆院選比例区で民主党または自民党に投票した人を対象に、2党を選択肢としたマッチング率を求め、さらに表7と同様のロジスティック回帰分析を行って比較することにした。

これらの結果は補表3の通りであるが、いずれのモデルでも、本文中の分析と比べて全体的なマッチング率に大きな変化は無い。またロジスティック回帰分析の推定結果も、特に政策重視度の効果については、有意性が大きく変化することは無く⁽³⁷⁾、本稿の分析の結論の頑健性が確認されたと言えるのではないだろうか。

補表3 モデルの頑健性チェック

	2009(争点数最大)			2012(全重視分野考慮)			2012(争点数最大)		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
定数	-0.634 +	0.372	0.088	-1.331 *	0.601	0.027	-0.630	0.511	0.218
年齢	-0.030	0.045	0.507	0.071	0.071	0.318	0.022	0.061	0.718
女性	-0.071	0.128	0.577	-0.122	0.192	0.526	-0.066	0.170	0.697
学歴	0.083 +	0.050	0.091	0.041	0.072	0.479	0.072	0.064	0.260
政策重視度	0.089	0.065	0.170	0.280 *	0.110	0.011	0.176 +	0.096	0.066
2党との政策距離の差	0.570 ***	0.164	<0.001	0.564 ***	0.141	<0.001	0.899 ***	0.260	<0.001
自民党投票	0.457 ***	0.135	<0.001	-0.145	0.207	0.483	-0.364 **	0.183	0.046
N	1038			504			616		
Pseudo R ²	0.039			0.072			0.051		
マッチング率	55.3%			62.7%			60.0%		

+: p < 0.1 * : p < 0.05 ** : p < 0.01 *** : p < 0.001

注

- 1 StemWijizer という名称で、紙上で行うテストとして開発された。なお、StemWijizer は 1998 年にオンラインツールに移行し、Kieskompas とともにオランダの二大 VAA として現在も普及している。
- 2 オランダの世論調査を分析した Gemenis, Rosema (2014) は、シミュレーションの結果 VAA の利用が 4.4% の投票率向上に寄与することを示している。VAA には、投票参加促進という民主主義にとって重要な側面も期待されるようになってきているのである。
- 3 例えば *Electoral Studies* の 2014 年 12 月号では、VAA に関する特集が組まれている。
- 4 2001 年参院選に際して佐藤哲也が実験的に運用したものが最初と思われる（詳細は佐藤 2003 を参照）。近年の代表的なものでは、「毎日新聞ボートマッチ『えらぼーと』」、「朝日新聞ボートマッチ『お試しマイ候補』」、「日本版ボートマッチ 2012 総選挙版」、「日本政治.com『投票マッチング』」などが挙げられる。
- 5 「ボートマッチ」とは厳密にはオランダの政治参加センター（IPP）が開発したプログラムの固有名詞である（上神・堤 2008: 46）が、実際には上述のように一般名詞化して各種サイトで用いられているため、本稿でも争点投票支援システムの一般名称として用いることにする。
- 6 佐藤（2003）の分析では、サンプルは男性が約 71% であり、インターネットユーザー全体と比べても偏りがある。また、Fivaz and Nadig (2010) はスイスの VAA である smartvote から得られたデータを世論調査と比較し、VAA のユーザーは若年層や高学歴、高収入、政治的知識・政治関心が高い層が相対的に多いことを指摘している。日本政治.com はボートマッチ結果をまとめて公表（http://nihonseiji.com/files/46syugin_votematch_analy.pdf 最終アクセス：2015/1/1）しているが、年齢層などの点でサンプルに大きな偏りがある。堤・上神（2013）は、「日本版ボートマッチ」の枠組みに沿って実施されたインターネット調査のデータを分析しており、サンプルの偏りという点が考慮されているが、やはり課題は残る。
- 7 各党のマニフェストを内容分析して政党の政策位置を決定している例としては上神・堤（2008）が、政党に政策的立場を確認して決定している例としては、堤・上神（2013）が挙げられる。
- 8 有権者が自分の好む政党に近づくように政策位置を答えるという「Persuasion（説得）」の問題は本稿の分析でも解決されないが、筆者はそれほど大きな問題とは考えていない。本稿の主旨は有権者が政党の立場を認知して争点投票を行っているかどうかを分析することではなく、有権者の選択が結果として政策的にマッチングしているかどうかを分析することであるから、有権者が調査の際に表明した争点意見が投票先政党のものと近ければ、「マッチングしている」とシンプルにみなして良いと考える（争点投票の概念のレビューとして、田中（1998）を参照）。
- 9 ただし後述するように、各調査で質問項目が異なるため、単純な比較ができるわけではない。

10 選挙における有権者のマッチングに焦点を当てた研究として、correct voting に関する一連の研究が挙げられる。correct voting とは、有権者の投票行動が完全な情報を持っている場合と比較してどの程度合理的かという概念であり、Lau and Redlawsk (1997) で提唱された。また Lau et al. (2008) では、ANES のデータを用い、アグリゲートレベルの変数、有権者個人レベルの変数の両方から、アメリカの有権者が correct voting を行うための要因が検討されている。しかし、correct voting の研究においては、有権者の政策選好だけでなく、政党帰属意識や団体評価などの要素も「投票の正しさ」の判定に用いられており、本稿の先行研究として直接参照できるわけではない。

11 同調査のデータとコードブックは、東京大学谷口研究室ホームページ (<http://www.masaki.j.u-tokyo.ac.jp/utas/utasindex.html>) で公開されている。また、2003 年の調査は蒲島研究室と共同で実施されたものであり、コードブックは蒲島ほか (2005)、蒲島・山本 (2005) を参照されたい。

12 比例区選挙に主に注目する理由は、有権者の投票行動における候補者要因を排除するためや、戦略投票の要素が小選挙区に比べて小さいので有権者の政策選好が政党選択にダイレクトに反映されやすいと考えられるためである。なお、本稿では小選挙区選挙に関しても同様の分析を試みている。

13 なお、2005 年衆院選に関しては、政策争点に関する十分な質問項目が無かったため、残念ながら分析できなかった。

14 「治安」「環境」「社会資本」を最重要とした回答者は少なかったため、分析から除外した。また、原発関連では「震災復興・防災」「原発・エネルギー政策」という 2 つの政策カテゴリーが用意されていたが、両者に大きな差異はないと判断し、「原発」としてまとめた。

15 なお、各党の政策位置は補表 4 の通りである。いずれの争点も、賛成が 1、反対が 5 の 5 段階スケールである。

補表4 2012年衆院選・各政策争点に関する政党の政策位置

		民主党	自民党	未来の党	公明党	日本維新の会	共産党	みんなの党
1	憲法改正	2.83	1.17	2.65	2.51	1.15	5.00	1.46
2	防衛力強化	2.70	1.37	2.64	3.27	1.36	4.98	1.58
3	先制攻撃	3.61	2.67	3.51	4.22	2.68	5.00	2.29
4	常任理事国入り	1.65	1.28	1.77	1.53	1.34	3.04	1.48
5	対北圧力	3.05	2.46	3.15	3.42	2.46	4.62	2.75
6	集団的自衛権	3.42	1.32	3.04	4.27	1.35	5.00	1.70
7	小さな政府	3.86	3.11	3.59	3.82	2.58	4.89	3.01
8	公共事業で雇用確保	2.95	1.91	2.55	1.67	2.48	2.56	4.04
9	財政出動で景気対策	2.79	1.86	1.90	1.72	2.87	3.24	2.10
10	5年以内の消費増税	1.70	1.78	4.70	1.58	2.51	5.00	4.69
11	消費税率10%	2.59	2.51	3.98	2.70	2.23	5.00	3.61
12	富裕層への年金支給	2.98	3.12	2.70	3.43	2.24	4.53	2.01
13	TPP参加	2.58	3.86	4.73	3.49	1.80	5.00	1.37
14	インフラ目標設定	2.56	1.75	2.25	1.95	1.96	4.56	1.24
15	治安のための人権制約	3.29	2.40	3.63	3.56	3.31	4.91	3.05
16	外国人参政権	3.02	4.67	3.13	1.42	4.25	1.04	4.69
17	外国人労働者	2.78	3.15	2.84	2.32	2.92	3.24	2.31
18	道德教育の充実化	2.07	1.31	1.90	2.22	1.58	3.51	1.93
19	原発の運転再開	2.94	2.36	4.76	2.82	3.42	5.00	4.04
20	がれき受け入れ	1.96	1.81	3.05	1.80	1.68	3.07	3.42
21	衆議院の優越	2.02	2.16	2.56	2.84	1.96	4.47	1.59
22	首相公選制	3.32	3.65	3.34	3.51	1.47	4.81	1.36
23	道州制の導入	2.67	2.23	2.50	1.31	1.31	4.98	1.10
24	地方交付税廃止	3.90	3.92	3.30	3.49	1.22	5.00	1.21
25	中選挙区制	3.27	2.36	3.12	1.84	3.09	2.01	4.15
26	国会議員の定数の半減	3.41	3.49	3.08	3.43	1.54	5.00	1.57

16 政党の政策位置が客観的に見てどこに位置するかは、一意に定まるものではない。当選者全体の平均値を用いる場合 (大川 (2013) など) も多い。しかし、当選者が少ない政党などの場合はサンプル数が少なくなる等の問題が生じるため、本稿では各党の候補者全員の平均値を用いることにした。候補者の平均値を用いた研究の例

として、谷口尚子（2005a: 7 章）がある。

17 例えば、堤・上神（2013）では、各有権者が重視した争点は他の争点に対し 2 倍の重み付けをしている。

18 2012 年衆院選で、比例区得票率（全国合計）が 5%以上の政党を対象とした。

19 このような問題があるので、「あなたのマッチング政党は〇〇党です」というような方式ではなく、各政党とのマッチング度を数値で表示するような方式のボートマッチも多い。

20 完全にランダムに投票しても 14.3%の人は「マッチ」と判定されることを考えても、非常に低い数字と言える。

21 民主党と自民党の 2 党に分析対象を限定した投票行動研究の例として、平野（2007）、今井（2008）がある。

22 ただし、「地方分権」に関しては、最も重視した人が 2 人と少なかったため、表には記載しなかった。

23 従属変数を、自分との政策距離が近い方の政党に投票していれば「1」、そうでなければ「0」とする 2 値従属変数モデルなので、ロジスティック回帰分析が適当である。

24 なお、最も人数が多かった「財政・金融」分野重視者を規定カテゴリーとした。また、「地方分権」ダミーはサンプル数が少なくセパレーションが生じたため、「地方分権」重視者はモデル 3 の分析から除外されている。

25 「政治的知識」「政策重視度」は、数字が高いほど知識がある / 重視している、となるようにコードブックを反転させている。また、「イデオロギーの強さ」は、中道である 5 を基準にして折り返した数値を投入した。

26 長期的党派性についてはコントロールしなかったが、補足しておく。堤・上神（2013: 113）では、「政党支持強度が強い者ほど、個別争点について正確な認識をしている」「多数派である無党派層にはこうした情報節約の手段がないことが問題」としている。他方、谷口将紀（2012: 8 章）の分析では、自民党寄りの人については、自民党との政策距離が投票方向に有意な影響を与えていない一方、現代的無党派層が伝統的無党派層とは区別できる程度の合理的投票者であることが示されている。このように、ある党への政党支持（または長期的党派性）が合理的な投票に影響を与えているかどうかは難しい問題である。なお、クロス表レベルの分析は補表 5 の通りである。ここでは無党派層のうち、その理由を「どの政党についても、よく分からないから」と回答した人を伝統的無党派層に、それ以外を現代的無党派層と定義している。補表 5 からは、やはり伝統的無党派層と比べて現代的無党派層は、相対的に合理的な投票者であると言えそうである。

補表5 長期的党派性別マッチング率

長期的党派性	N	マッチング率
民主寄り	116	62.9%
自民寄り	370	58.6%
伝統的無党派層	37	48.6%
現代的無党派層	53	66.0%

27 ちなみに、「民主党政権の仕事ぶり」を投入したモデルも分析したが、有意な影響を持たなかった。

28 「どの政策分野を最も重視したか」をコントロールしても、2 党との政策距離の差がマッチングに有意な正の影響力を持っているという分析結果は注目に値する。なぜなら、ある政策分野を重視していることが 2 党との政策距離の差を全て説明してしまうような有権者も一定数存在するので、それ以外の有権者における 2 党との政策距離の差の効果の頑健性が明らかになるからである。この点に関して補足する。

まず単純化のために、マッチング計算において争点項目が 1 つだけ含まれるような政策分野を想定してみよう。ある政策分野における民主党と自民党の政策位置の関係は、2 党の距離間に整数が含まれるかどうかにより、パターン A（図 3）とパターン B（図 4）のような 2 種類に大別される。ここで注目すべきは、パターン A で自分の政策位置を「3」と回答した有権者以外のグループにおいては、「2 党との政策距離差」という変数が定数になっているという点である。例えばパターン A においては、自分の政策位置が「1」「2」「4」「5」である有権者の間では、2 党との政策距離の差は全て同一の定数である。またパターン B においては、2 党の政策位置の間に有

権者が存在することは無いので、全ての有権者において「2 党との政策距離差」は一定である。

図3 2党の政策位置パターンA

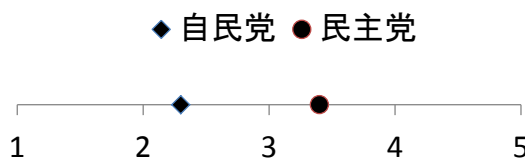
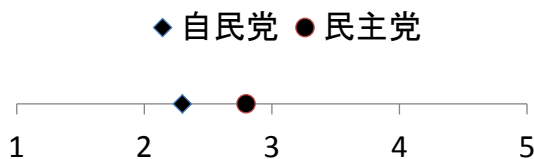


図4 2党の政策位置パターンB



本稿における実際の分析では、各政策分野が複数の争点項目を含んでいる（場合が多い）。そこで、パターン A の「3」のように、2 党の間に自分の政策位置があるような争点が 1 つ以上ある有権者を「政策距離差可変」グループ、それ以外の有権者（すなわち、最も重視した政策分野に含まれる全ての政策争点で 2 党の外側の政策位置を回答した有権者）を「政策距離差固定」グループ、と場合分けする。政策距離差固定グループ内では、2 党との政策距離差は、最も重視した政策分野によって決まる定数になっている。つまり、表 6 のモデル C（最も重視した政策分野をダミー変数としてコントロールしたモデル）の分析における 2 党との政策距離差の効果は、政策距離差可変グループ内のみの効果が表れたものだと考えられる。

補表6 2012年衆院選比例区のマッチング・ロジスティック回帰分析の推定結果(政策距離差が固定か否かで場合分け)

	政策距離差可変(モデルC)				政策距離差固定(モデルB)				政策距離差固定(モデルC)			
	係数	標準誤差	p値		係数	標準誤差	p値		係数	標準誤差	p値	
定数	-2.080	+	1.163	0.074	-0.936	0.657	0.154		-0.224	0.712	0.754	
年齢	0.136		0.132	0.305	-0.091	0.081	0.262		-0.130	0.087	0.134	
女性	0.134		0.360	0.710	-0.113	0.228	0.620		-0.077	0.240	0.747	
学歴	0.201		0.134	0.134	0.039	0.081	0.636		0.004	0.084	0.967	
政治的知識量	0.131		0.193	0.499	0.125	0.123	0.309		0.088	0.127	0.485	
イデオロギーの強さ	0.198		0.167	0.237	0.201	*	0.097	0.038	0.171	+	0.100	0.087
政策重視度	-0.031		0.229	0.891	0.335	**	0.120	0.005	0.367	**	0.124	0.003
2党との政策距離の差	1.818	*	0.721	0.012	0.932	**	0.315	0.003	0.340		0.560	0.543
外交・安全保障重視	-0.878	+	0.461	0.057					0.678		0.544	0.213
産業政策重視	-0.390		0.566	0.490					0.797		0.888	0.369
農林漁業重視	-1.047		1.500	0.485					0.586		0.928	0.528
教育・子育て重視									-0.631		0.503	0.210
年金・医療重視	-0.188		0.521	0.719					-0.394		0.383	0.303
雇用・就職重視	-0.519		0.664	0.435					0.276		0.569	0.627
政治・行政改革重視									-1.224	*	0.536	0.022
憲法重視									0.884		1.220	0.469
原発重視									-0.139		0.336	0.679
自民党投票	0.823	*	0.377	0.029	-0.883	***	0.236	<0.001	-1.009	***	0.248	<0.001
N	180				394				394			
Pseudo R ²	0.150				0.136				0.182			

+: p < 0.1 * : p < 0.05 ** : p < 0.01 *** : p < 0.001

以上の説明が正しいことを示すために、表 6 と同様のロジスティック回帰分析を、政策距離差可変グループと政策距離差固定グループに分けて行った。推定結果は補表 6 の通りである（補表 6 におけるモデル名は、表 6 のモデル名と対応している）。まず、政策距離差可変グループの分析において、2 党との政策距離の差がマッチングに有意な正の影響を持っていることが確認できる（政策距離差が定数ではないので、最も重視した政策ダミーをコントロールしても 2 党との政策距離の差の効果は有意である。なお、「教育・子育て」「政治・行政改革」「憲法」「原発」は、含まれる争点項目に関する 2 党の位置関係が全て図 4 のパターン B であるため、これらの政策分野を最も重視した有権者は全員政策距離差固定グループである）。次に、政策距離差固定グループの分析結果

を見ると、モデル B では 2 党との政策距離の差の効果が有意だが、最も重視した政策をコントロールしたモデル C ではその効果が有意では無くなっていることが分かる。以上より、表 6 における 2 党との政策距離の差の効果は政策距離可変グループによるものであることが確認できた。2 大政党との政策距離差は、有権者の投票行動のマッチングにビビッドな影響を与えているのである。

29 代表値の詳細は以下の通りである。年齢：50 代（中央値）、性別：男性（最頻値）、学歴：高卒（最頻値）、政治的知識量：3（最頻値）、イデオロギーの強さ：0（最頻値）、自民党投票ダミー：1（最頻値）。

30 ただし、他の年とのバランスを考え、重要と考える争点数が 1～3 個の人に限定した。

31 2003 年の有権者調査では政策重視度に関する質問項目が無かったので、マニフェスト参考度で代替した。正式な質問文は、「あなたは投票する政党、候補者を決めるのにマニフェストを参考にしましたか。1 つだけ○をつけてください。」であり、選択肢は「大いに参考にした」～「まったく参考にしなかった」の 4 項目である。なお分析の際には、数値を反転させた。

32 複数の選挙を比較するために投入する変数を絞ったこともあり、擬似決定係数は小さくなってしまっている。

33 モデル B のサンプルサイズがモデル A に比べて小さいのは、自分の政策位置を回答していない候補者が存在することに加え、有権者との政策距離が「同率タイ」となるケースを除外したためである。

34 本稿の分析の限界についても述べておく。まず、本稿で使用したデータはマッチング分析のために作られたものではないので、各政策争点が各政策分野をベストな形で代表している保証はない。また、サンプルバイアスの要因を取り除くためにサーベイ調査を利用しているわけであるが、「選挙で重視した政策」ならびに「各政策争点（重視した政策に含まれるもの）」を回答していない人は欠損値として分析から除外されるので、分析に使用されたサンプルは政治的知識量が多い側にやや偏っている可能性がある。

35 Fossen and Anderson (2014) は、VAA の基本はマッチングモデルであるが、「熟慮型」VAA や「対抗型」VAA などのモデルも重要であると主張している。彼らによれば、「熟慮型」VAA には、市民に政策選好を改めて吟味させ、合理的な修正を図らせるような役割がある。

36 ただし、有権者間の合意争点が「争点」にならないとは限らない（三宅 1999: 135）ように、対立争点を重視してマッチングモデルを作ることに限っては、さらに検討の余地がある。

37 ただし、2012 年で争点数を最大に含めたモデルでは、政策重視度の p 値は 0.066 とやや大きくなっている。また、2009 年で争点数を最大に含めたモデルでは、2 党との政策距離の差も有意になっている。

References

<日本語文献>

飯田健, 2009, 「政治心理学と合理的選択論の総合」山田正裕・飯田健（編）『投票行動研究のフロンティア』おうふう 259-278.

今井亮佑, 2008, 「分割投票の分析—候補者要因、バッファ・プレイ、戦略的投票」『レヴァイアサン』43, 60-92.

上神貴佳・堤英敬, 2008, 「投票支援のためのインターネット・ツール —日本版ボートマッチの作成プロセスについて—」『選挙学会紀要』10, 27-48.

大川千寿, 2013, 「2012 年衆院選に向けての政党の政策とこれから」『生活経済政策』192, 20-25.

蒲島郁夫・谷口将紀・菅原琢, 2005, 「2003～04 年東京大学・朝日新聞社共同世論調査コード」『日本政治研究』2, 1, 190-208.

蒲島郁夫・山本耕資, 2005, 「2003 年東京大学・朝日新聞社共同政治家調査コードブック」『日本政治研究』2, 2, 392-418.

小林良彰, 2006, 「マニフェスト選挙以降の争点態度投票」『選挙研究』21, 7-38.

- 佐藤哲也, 2003, 「争点投票支援システムの提案とその評価—2001 年参院選を対象として」『選挙研究』 18, 148-163.
- 鈴木基史, 2000, 「並立制における投票行動研究の統合的分析アプローチ」『選挙研究』 15, 30-41.
- 田中愛治, 1998, 「選挙研究における『争点態度』の現状と課題」『選挙研究』 13, 17-27.
- 谷口尚子, 2005a, 『現代日本の投票行動』慶応義塾大学出版会
- 谷口尚子, 2005b, 「2004 年参院選における政策争点と有権者意識」小林良彰（編）『日本における有権者意識の動態』慶應義塾大学出版会 81-100.
- 谷口将紀, 2012, 『政党支持の理論』岩波書店.
- 谷口将紀・上ノ原秀晃・境家史郎, 2009, 「二〇〇九年総選挙—誰が自民党政権を終わらせたのか」『世界』, 798, 74-84.
- 谷口将紀・梅田道生・孫斉庸・三輪洋文, 2013, 「2012 年衆院選・2013 年参院選：民主党票はどこに消えたのか」『世界』, 849, 220-228.
- 堤英敬・上神貴佳, 2013, 「情報制約下における投票支援システムの可能性：2010 年参院選有権者調査における争点投票の正確さ」河村和徳・湯浅壘道・高選圭（編）『被災地から考える日本の選挙—情報技術活用の可能性を中心に—』東北大学出版会 91-121.
- 中村悦大, 2011, 「有権者の政治的判断をめぐる研究動向：理性か感情か」『選挙研究』 27, 1, 5-15.
- 名取良太, 2014, 「2012 年衆院選における政党投票と候補者投票」『情報研究』 41, 71-84.
- 平野浩, 2007, 『変容する日本の社会と投票行動』木鐸社.
- 三宅一郎, 1989, 『投票行動』東京大学出版会.
- 三宅一郎, 1999, 「中途半端に終わった政策投票—1996 年衆議院議員総選挙の場合」『選挙研究』 14, 50-62.

<英語文献>

- Brody, Richard A., and Benjamin I. Page (1972), "Comment: The assessment of policy voting", *The American Political Science Review* 66 : 450-458.
- Fossen, Thomas, and Joel Anderson (2014), "What's the point of voting advice applications? Competing perspectives on democracy and citizenship", *Electoral Studies* 36 : 244-251.
- Gemenis, Kostas, and Martin Rosema (2014), "Voting Advice Applications and electoral turnout", *Electoral Studies* 36 : 281-289.
- Jan Fivaz, and Giorgio Nadig. (2010), "Impact of Voting Advice Applications (VAAs) on voter turnout and their potential use for civic education" *Policy & Internet* 2(4) : 167-200.
- Lau, R. R., & Redlawsk, D. P. (1997), "Voting correctly", *American Political Science Review* 91(3) : 585-598.
- Lau, R. R., Andersen, D. J., & Redlawsk, D. P. (2008), "An exploration of correct voting in recent US presidential elections", *American Journal of Political Science* 52(2) : 395-411.
- Lefevere, Jonas, and Stefaan Walgrave (2014), "A perfect match? The impact of statement selection on voting advice applications' ability to match voters and parties", *Electoral Studies* 36 : 252-262.
- Rosema, Martin, Joel Anderson, and Stefaan Walgrave (2014), "The design, purpose, and effects of voting advice applications", *Electoral Studies* 36 : 240-243.

参議院の「カーボンコピー論」再考

-参議院与党による多元的民意の反映と立法過程への潜在的影響力-

東京大学 法学部政治学科 4 年 高宮秀典

要旨：国会がねじれていない時期については、参議院が独自の機能を果たしていないとする「カーボンコピー論」が依然として根強い。この見方に対しては参議院与党が法案審議や党議拘束の前段階で行使する権力を見落としている点が批判されてきたが、この権力は観察するのが難しく、参議院与党が影響力を行使する構造的な要因は明らかにされていない。そこで本稿は、同一政党内（自民党）における衆参両院の政策選好の差異とその要因に着目することで、立法過程における参議院与党の潜在的な影響力を分析した。その結果、衆議院と異なる独自の選挙制度によって数多く選出されている比例区の「職能代表」と選挙区の「都道府県代表」が、支持基盤の政策選好を明確に反映することで、参議院自民党は衆議院自民党よりも伝統的な政治経済体制を志向することが明らかとなった。以上より、近年の自民党政権では参議院与党が政府の政策変化（構造改革路線）を潜在的に抑制していることが予想され、参議院は立法過程において独自の変換機能を有していることが示された。

<はじめに>

参議院の強さや存在意義を問う議論が登場して久しい。1989 年以降与党が参議院で過半数を失うようになると、日本の参議院は衆議院と同じ審議を繰り返す「カーボンコピー」なのか、それとも立法過程に大きな影響力を及ぼす「強い参議院」なのかを検証する研究が盛んになった。畢竟、どちらの国会観が妥当であるかは参議院のどの役割に着目するかによって異なる。参議院に期待される役割について、今井 2014 は「長期的・総合的な視点」・「多元的民意の反映」・「政党政治や党議拘束からの自律性」の 3 つによって、多数派の横暴や急激な政策変化が起こりやすい衆議院を牽制することを挙げている。今井（2014）によると、「多元的民意の反映¹³」については、先行研究の多くが否定的であるという（e.g. 市村 2001; 只野 2001）。また筆者が見たところでは「総合的・長期的な視点」を参議院議員が有しているかという視点についても、福元 2007 が戦後全体を分析して、参議院を「シニア」とは言い切れないとしており（福元 2003, 2007: 第 2 章）、法案審議過程を見ても参議院には「シニア」ゆえの独自性が見られないので（福元 2002, 2006, 2007: 第 2 章）、参議院の「カーボンコピー論」が優勢である。また「政党政治や党議拘束からの自律性」についても、議院内閣制の帰結として参議院は政党化され¹⁴（高見 1997; 待鳥 2000; 増山 2004）、強力な党議拘束の下で自律性を失っている（前田 2000）。

それに対して、待鳥（2011）は政治過程全体における参議院の影響力を見ると、今日参議院の「カーボン

¹³ 今井 2014 によると、多元的民意は両院の「構成」の違い、具体的には「人材的側面」（経歴など）と「党派的側面」（政党の議席）に表れる。本稿が着目する「多元的民意の反映」は前者の人材的側面に着目している。

¹⁴ 参議院は当初、「緑風会」という院内会派が政党政治から距離をとって内閣をチェックしていたが、自民党対社会党の 55 年体制が確立する頃には弱体化し、やがて消えていった（消失過程については待鳥 2000 を参照）。そして一旦政党化が進むと、衆議院ほどではないものの厳しい党議拘束によって自律性が弱まった（前田 2000）。日本の党議拘束の強さについては参議院の制度的な強さに原因を求める指摘もある（大山 2003）。

コピー論」を正面から主張する見解は少ないとする。カーボンコピー論を否定する研究としては竹中による一連の取り組みが挙げられ（竹中 2005a, 2005b, 2006, 2008, 2010）、これらは参議院で法案審議が始まる以前の政治過程（「衆議院における法案審議、政府・与党内における法案の準備段階、組閣、首相就任、さらには選挙¹⁵⁾」）において参議院（とりわけ参議院与党）が行使する権力に着目しており、表面的・事後的な法案審議を分析する従前の「カーボンコピー論」を批判する¹⁶⁾。また 2007 年参院選以降の「ねじれ国会」期には、「表面的」な法案審議過程だけを取り出しても参議院の独自性は明白であり（Thies and Yanai 2014）、待鳥 2011 が記すように、今日では参議院の「カーボンコピー論」が昔ほどの勢いを失っている。

しかし、「ねじれ」による衆議院の抑制機能は、しかるべき時¹⁷⁾に必ず発揮されるとは限らない。また参議院選挙での勝利によって「直近の民意」を標榜するのは、「民意」に距離をとろうとする参議院の本義に背くという指摘もある¹⁸⁾（只野 2013）。したがって、ねじれていない時期（統一議会期）における参議院の抑制機能が重要になるが、これについては冒頭で指摘した通り「カーボンコピー論」が依然として根強い。ここで鍵となるのは竹中が分析対象とした参議院与党であるが、法案審議以前の影響力を分析することには後述するように方法論上の限界が数多く存在し、「カーボンコピー論」を否定するだけの十分な根拠が提示されてきたとは言い難い。そこで本稿は、参議院与党の研究でこれまで注目されてこなかった参議院の「政策選好」とその規定要因に着目することで、法案審議の態様や「事前の変換」の事例分析からは読み取れない参議院の潜在的な影響力とその構造的要因を分析し、立法過程において参議院が独自の変換機能を有しているかを検証する。こうして竹中による一連の研究を新しいアプローチで補うことで、参議院の「カーボンコピー論」を否定する新たな論拠を示すことが本稿の目的である。

以下第 1 節では、先行研究の問題点を指摘し、「参議院与党」の「政策選好」に着目する意義を説明する。続く第 2 節では、両院における代表の質の違いに着目することで衆参両院の政策距離に関する仮説を設定する。そして第 3 節でデータや分析方法について説明した後、第 4 節で最終的な分析を行う。最後の第 5 章では本論の結論と含意、限界と今後の課題について記す。

第 1 節 本稿の分析枠組みと先行研究の検討

(1) 参議院与党への着目

本稿は「ねじれ」が生じていない時期（統一議会期）における参議院の権力に注目するが、議院内閣制の統一議会では立法過程において野党よりも与党内の政治勢力が大きな影響力を持つ場合が多い。これは議院内閣制が理念型として、選挙で過半数を確保した与党が国会と内閣を統一的に掌握する政治体制であり、ねじれない限りは野党が修正や廃案などの形で影響力を行使することが難しいからである¹⁹⁾。では現代日本において与党内の勢力としては何が有力だろうか。本稿はそれが参議院与党だと考える。日本では選挙制度改革によって中選挙区制時代に大きな存在感を示してきた派閥や族議員が弱体化した。その中で参議院与党（自民党）が「強い二院制」（strong bicameralism）の下で、力を強めつつあることが指摘されている（竹中

¹⁵⁾ 竹中 2008 より引用。

¹⁶⁾ 同様の指摘として増山 2004 を参照。

¹⁷⁾ 参議院がいつ衆議院を牽制する役割を果たすべきかについては様々な意見がある。法案審議に関して参議院が衆議院と常に異なるべきだという考え（e.g. 福元 2007）もあれば、緊急時にだけ「安全弁」として異なる審議を行うのでよいという考え（e.g. 川人 2007; 森 2009）もある。ここで本稿は両者の中間的な立場をとる。つまり衆議院がある程度大きな政策変化を見せている場合には、参議院が衆議院を牽制するべきだと考える。

¹⁸⁾ 只野 2013 は半数改選で解散がない任期 6 年という参議院の選挙制度には、「民意への接近競争」を緩和する意図があるので、野党が参院選で勝利し、それによって「直近の民意」を標榜することは参議院の本義に背くものだと指摘している。

¹⁹⁾ 増山 2003 と川人 2005 は日本の議院内閣制が制度やその運用において与党優位である、もしくは戦後そのように変化してきたことを指摘している。

2010)。この背景にあるのが小選挙区制の導入による「派閥」の衰退である。自民党政権下における参議院与党の権力を分析した竹中（2008; 2010）によると、55年体制の初期には、松野鶴平や重宗雄三といった参議院議長が法案の正否に大きな権限を持っていたが、田中角栄による参議院の派閥化や議長が自民党から離党する慣行の成立によって参議院自民党は徐々に自律性を弱めた²⁰。しかし、1989年の参院選敗北以降、自民党が参議院で過半数を押さえることがこれまで以上に重要になり、参議院自民党が影響力を増大させる素地が整った。そこに選挙制度改革による90年代以降の派閥の弱体化（特に竹下派の分裂と衰退）が重なり、参議院自民党は独自の規律の下で首相や党執行部に抵抗するようになる²¹。派閥の弱体化は小泉政権期を経て今に至るまで強化される形で進行しており（補図1を参照）、参議院自民党の権力はますます増大していると考えられる²²。一方の民主党については、「派閥」ならぬ「グループ」が存在するが、メンバーシップが流動的で名簿が公表されておらず、重複加入が認められているなど拘束力や規律は弱い（上神・堤2011：第2章）。したがって参議院民主党は、輿石東参議院議員会長の権力に見られるように、衆議院民主党から拘束されることなく高い自律性を持つ。

参議院の機能に関する先行研究は、90年代後半のねじれ国会という事件を受けて盛り上がったので、どうしても与野党間対立の枠組みが多くなりがちであった²³。それに対して本稿は先行研究がこれまで十分に着目してこなかった参議院与党に注目し、参議院の権力を考察する。

（2）政策選好への着目

参議院与党の議員は再選や昇進、政策実現（Fenno 1978）など様々な目的から政府与党や衆議院与党に権力を行使することが予想されるが、本稿は立法過程における影響力に着目するので、とりわけ「政策実現」という目標に注目したい。そして政治家がどのような政策を実現したいのかは主に「政策選好」によって規定されると考えられるので、本稿は参議院与党の「政策選好」に着目していく。以下ではこの視点の意義を説明していく。

参議院の「カーボンコピー論」はこれまで議会における法案審議に着目することが多く（e.g. 福元 2007）、参議院与党が法案審議や党議拘束の前段階で行使する影響力、すなわち事前の変換機能を見落としている点が批判されてきた。観察可能な法案審議にだけ注目するアプローチは増山（2004）によって「観察主義」と批判され、既に紹介した竹中の研究によって、多くの反証的事例が積み上げられてきた。ここで同一政党内における衆参両院の政策選好の差異（以下、政策距離）に着目することで、参議院与党による事前の変換機能を推定することができる²⁴。下の図1は参議院与党が法案審議に臨むまでのプロセスであるが、事前の変換を分析するためには竹中2010のように辛うじて観察できる事前的変換の事例を直接対象とする方法に加えて、法案への潜在的態度（これを実証分析することは難しい）を規定する要素に着目する方法も有効である。その要素としては政策関心や政策専門性、そして政策選好が考えられるが、法案への賛否を規定する要素としては政策選好が最も重要である²⁵。ここで参議院与党が衆議院与党や政府与党と異なる政策選好を

²⁰ その他にも執行部による参議院自民党への閣僚ポスト配分が参議院自民党の構造的な自律性を抑制していた（待鳥 2001）。

²¹ 同様の指摘としては大山 2011 の第4章を参照。またこの顕著な事例が、派閥が最も弱体化した小泉政権下で小泉が配慮し続けた参議院の青木幹雄参院幹事長である。

²² 最近でも、脇雅史元参院幹事長は、安倍首相（第二次安倍内閣）の入閣オファーを断った上で「二院制の中で参院が存在意義を示すには内閣と距離を置き、立法府に徹して政策議論を尽くすべきだ」（朝日新聞デジタル 2014/10/11）と発言している。
<http://www.asahi.com/articles/DA3S11396778.html>（2014年11月19日アクセス）。

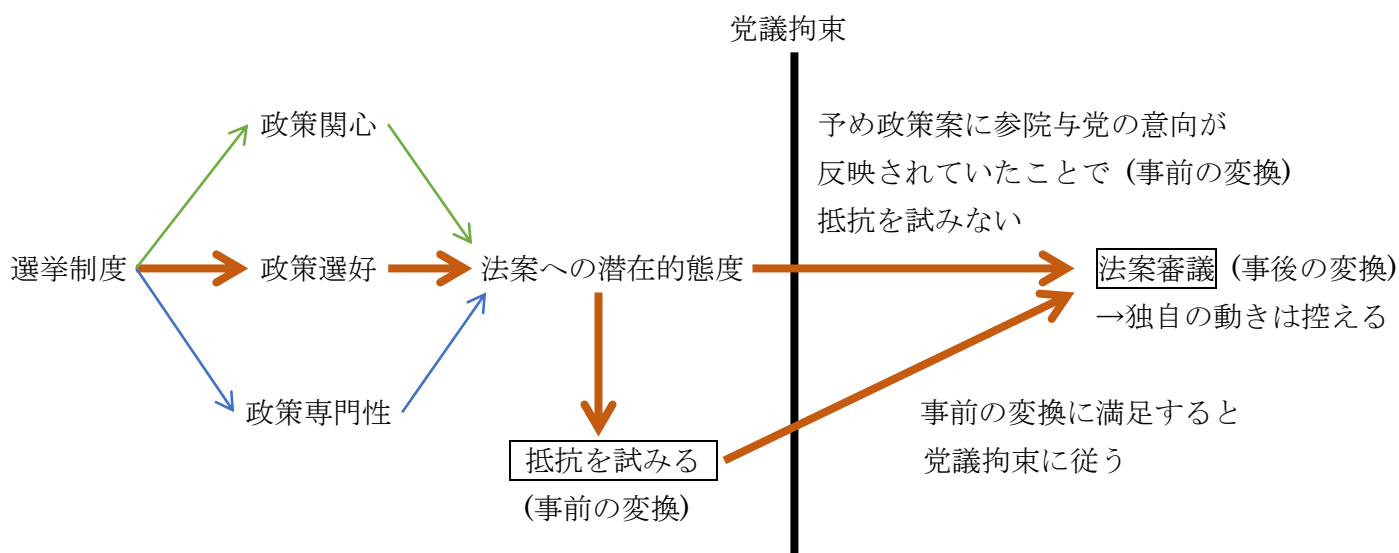
²³ 政治学者によるものと川人 2008; 飯尾 2008; Thies and Yanai 2015; 松浦 2009, 2012 などが挙げられる。一方で有権者側に注目したものとしては衆院との選挙サイクルを背景に有権者が与党の「暴走」を警戒して野党に投票する政策バランス投票（今井 2013）や「二次的選挙」として政権の業績を参院選で評価する投票行動（今井・日野 2011; 今井 2010）を明らかにした今井の一連の研究がある。また憲法学者による制度的考察については高見 2008, 2012; 原田 2009; 只野 2013 など。

²⁴ 日本をはじめ議院内閣制においては立法の効率化につながる事前の変換機能こそが重要なので、事前の変換機能こそが参議院の機能を評価する上では重要である。

²⁵ この3つの要素の内、政策専門性に近い「シニア」性に着目したものとして福元 2003, 2007 が挙げられる。これらの研究は「シ

持っているならば、党内の法案形成の段階で（自民党なら部会や政調審議会・総務会）、参議院与党が抵抗を試みるだろう。また党内に政策を提案する者が参議院与党の抵抗を見越して、予め参議院与党の意向を汲み取った政策内容にするかもしれない。こうして同一政党内における衆参両院の政策距離から参議院与党の事前の変換機能を推定するのである。

図1 参議院与党の議員が法案審議での態度を決定するまでのプロセス



ここで参議院与党の政策選好への着目は「カーボンコピー論」の弱点を克服できることに留まらず、事前の変換の事例を直接分析する従来のアプローチの欠点も埋めることができる。以下では4点指摘したい。

まず1つ目は事例分析では参議院による事前の変換の全体像を描くのが難しいことである²⁶。事例分析は常に「事例選択のバイアス」と隣り合わせであり、いくら事例を蓄積しても「木を見て森を見ない」議論に陥る恐れがある。この批判をかわすためには、参議院与党が権力を行使する個別の事例が偶然の産物ではなく、構造的な要因に裏付けられた現象であることを示す必要があるが、これへの取り組みは先行研究において不十分だと言える²⁷。ここで参議院与党が衆議院与党と明確に異なる政策選好を有していることを示せれば、参議院与党が衆議院や首相の政策推進を抑制していた事例（e.g. 郵政民営化法案への抵抗）が政策選好の差異によるものだと主張することができる。さらにこの政策距離を規定している要因が選挙制度であると示すことができれば、参議院の抵抗をより構造的に理解できるだろう。

2つ目は事例分析では、どうしても観察し得ない影響力を分析対象にできないことである。それは抵抗の記録が残らないというケースに加え、政策の提案者が参議院与党に受け入れられるよう予め法案の内容を修正するというケースが考えられる。こういった権力は政策選好の差異から存在を推定することができる。前者については、政策選好が異なれば参議院与党が抵抗すると考えるのが自然なので²⁸、「状況証拠」とし

ニア」度の違いがないことを以て法案審議にも違いがないことを主張しているが、この図から分かる通り、政策専門性と法案審議は直接的には結びつかず、より重要な要素（政策選好）や過程（事前の変換）が他に存在する。

²⁶ 「事前の変換」を計量的に分析した意欲作として、「ねじれ国会」期を分析した松浦 2012 がある。しかし「ねじれ」期は参議院が非常に強いので統一議会期との比較が簡単かもしれないが、ねじれていない時期における「事前の変換」を同様の計量的アプローチで分析するのは難しいだろう。

²⁷ 竹中 2010 に対する建林の批判を参照（待鳥・平野・建林 2012）。

²⁸ 法案への潜在的態度の規定力において政策選好は政策関心や政策専門性に優位性を持つ。とはいっても政策選好に差があるとき参議院与党が必ず抵抗するとは限らない。

て政策距離を示せば、何らかの抵抗があったのだらうと推測できる。また後者についても参議院の政策選好が周りに知られているならば、参議院の意向を汲み取って予め譲歩した政策案が提案されたのだと考えることができる。

3つ目は参議院の強さに関する判定基準の曖昧さである。増山 2011 が指摘しているように、竹中 2010 の分析枠組みは、参議院が事前の変換に成功したときに参議院の強さが現れたと評価しているが、郵政民営化法案の審議過程に見られるように参議院が事前の変換に失敗し、事後の変換（法案否決）までもつれ込んでしまった事例も小泉首相が参議院自民党への対応に手を焼いたので参議院が権力を発揮した事例として扱われている。そうするとどのような変換が見られたときに参議院の強さが発揮されたと評価するのか、その基準が曖昧になってしまう。それに対して本稿は事前の変換と事後の変換に優劣をつけず、いずれも参議院の強さ（機能発揮）の現れだと考えており、これらを政策選好の差異から統一的に理解しようとしている。こうして本稿の分析枠組みは上記のような評価基準の曖昧さがなく、理論的に一貫性がある。

そして4つ目は「政局バイアス」の存在である。選挙学会における竹中 2010 の書評セッションで建林正彦氏は、本書の情報源は新聞記事であることが多く、政局論（人事や人間の好き嫌い）に偏ってしまうことから（「政局バイアス」）、政治過程論の主な分析対象である政策や選挙への着目が弱くなってしまうことを指摘している（待鳥・平野・建林 2012）。それに対して本稿は政治家アンケートを使用することで「政策」選好を分析し、その規定要因を「選挙」制度に求めることで「政局バイアス」を克服している。こうして、政策や選挙制度に関する政治過程論の膨大な先行研究と関連付けることが容易になる。

以上のように本稿は竹中と問題意識を同じくしながら、新しいデータと分析枠組みによって竹中のアプローチの弱点を克服し、その上で参議院の「カーボンコピー論」を批判しようとする試みである。次節では参議院与党の政策選好が衆議院与党とどのように異なるかについて、代表の質の違いに着目しながら、仮説を設定していきたい。

第2節 仮説の設定

（1）参議院与党（参議院自民党）による多元的民意の反映と「伝統志向メカニズム」

本稿は数ある政党の中でも参議院通常選挙をとりわけ長く戦っており、制度設計者の意図通りに選挙制度を運用している可能性が相対的に高い自由民主党を分析対象とする。また参議院与党が衆議院与党のみならず首相を中心とする政府与党の政策推進を抑制しているかにも関心があるので²⁹、長らく政権与党として首相を輩出してきた自民党が分析対象としては最適である。では参議院自民党は衆議院自民党とどのように政策選好が異なるのだろうか。最初に予測を記しておくとして参議院自民党は55年体制期に見られたような再配分型の伝統的な政治経済体制（蒲島 2004 のいう「自民党システム」）を衆議院自民党よりも志向していると予想される。そしてこれは制度設計者が選出を意図した衆議院と異なる代表（「職能代表」と「都道府県代表」）が数多く選出された結果だと推測する。以下ではそのメカニズムについて堀江 2005 を参考にしつつ説明していく。

参議院の選挙制度について歴史的に考察した堀江 2005 によると、参議院制度の草案起草者は参議院議員として「旧貴族院における勅撰議員、帝国学士院会員議員、多額納税者議員による『勅撰せられたる』議員」を想定していた。しかし参議院創設の要求はGHQによって公選議員により組織されることを条件に認められたため、これらの選出方法は叶わず、民主的な手続きを踏みながらも「衆議院を監視し、警告を与え、政党化を防ぐ」選挙制度が求められた。そこで到達したアイデアが衆議院よりも選挙区を拡大することであ

²⁹ 竹中の一連の研究も首相と参議院与党の関係に主眼を置いている。

った。堀江 2005 によると「全国区については兩次大戦間に学会、思想界に大きな影響を与えた職能代表理論に示唆されたものと思われ、参院創設時の付帯決議には『社会各部門各職域の智識経験あるものがその議員になるに容易なるよう考慮すべき』とされていた³⁰⁾」のである。当時のエリートが抱いていた労組への警戒心から全国区（現、比例区）は完全な職能代表制にはならなかったものの、今でも参議院比例区には職能団体の会長・幹部や所管官庁の引退者などが団体票によって多く選出されている。特に自民党については農林水産業団体（JA）や経済・業界団体（郵便局や建設業界）・福祉団体（医師会）が中心となって団体候補を送り出している（辻中・森編 2010）。一方、衆議院自民党については、比例区で参議院のように特定の職能団体があからさまな組織候補を送り出すことは少ない。以上より、参議院の比例区には職能代表を選出する意図があったと言える。

一方、地方区については堀江 2005 が指摘するように「都道府県を単位とする地方的名声を備えた有識者」が、都道府県代表という性格を以て選出されることが意図されていたと考えられる。最高裁の判例³¹⁾によれば、参議院の地方区・選挙区で投票価値の不均衡が衆議院よりも許容されるのは、都道府県という枠組みに実体的な民主的基盤が想定されているからであり、司法は参議院の地方区・選挙区選出議員が都道府県代表の性質を持つとしている（只野 2013）。もちろん日本の参議院はアメリカの上院のように地域代表の選出を目的とした「連邦型³²⁾」の第二院でないが、地方区・選挙区は多かれ少なかれ都道府県代表としての性格を持っているのだろう。実際に東大法第 5 期蒲島郁夫ゼミ 2005 は、参議院議員の前職として 60 年代以降に県議の割合が伸びていることを示しており、辻中・濱本・和嶋 2013 は 2010 年までの分析で、1960 年代半ば以降は地方政界出身者が全国区・比例区も含めた全体の中で 25%前後を占めていることを明らかにしている³³⁾。このように参議院の地方区では文字通り、多くの地方エリート（特に都道府県議会議員）が選出されており、参議院の地方区を「地方議員枠」と明言する自民党県連も報告されている（辻中・濱本・和嶋 2013）。特に自民党は他政党よりも強力な地方組織が存在し（建林編 2013）、地方エリートのリクルーティング・システムが整備されているので、地方議員が多いだろう³⁴⁾。以上より比例区と選挙区の双方が衆議院と異なる選出基盤（職能団体と都道府県）を持つことが分かった。あとは彼らが支持基盤の政策選好を明確に反映していることを示せば、それぞれの選出基盤の忠実なる代表者だと見なすことができるだろう。

では参議院における「職能代表」と「都道府県代表」はどのようにして「衆議院を監視し、警告を与え」るのだろうか。これはまさに今井 2014 が挙げた「3 つの機能」が回答となる。まず「長期的・総合的な視点」については、堀江 2005 が 2 つの代表をそれぞれ「社会各部門各職域の智識経験あるもの」「地方的名声を備えた有識者」と記しているように、経験豊富な熟練者（福元 2003, 2007 がいうところの「シニア」）で

³⁰⁾ この箇所について堀江 2005 は加藤 2002 を参考に行っている。

³¹⁾ 投票価値の不均衡拡大に関する 1983 年の大法廷判決（最大判昭和 58 年 4 月 27 日民集 37 卷 3 号 345 頁）では、参議院の選挙区が「都道府県が歴史的にも政治的、経済的、社会的にも独自の意義と実体を有し一つの政治的まとまりを有する単位としてとらえることに照らし、これを構成する住民の意思を集約的に反映させるという意義ないし機能を加味しようとしたもの」として衆議院よりも大きな投票価値の不均衡を許容している。とはいえ、只野（2013）はこの都道府県代表という性質について、参議院の創設当初から曖昧であり、都道府県という枠組みにどれほどの実体があるのかには疑念の余地があるという。また最近の 2012 年最高裁判決（最大判平成 24 年 10 月 10 日判時 2166 号 3 頁）においても都道府県単位の選挙区については 2009 年判決よりも踏み込んで見直しの必要性が主張されている（新井 2013）。

³²⁾ 芦部 2011 は第二院を貴族院型・連邦型・民主的第二次院型の 3 つに分類した上で、日本の参議院を民主的第二次院型としている。

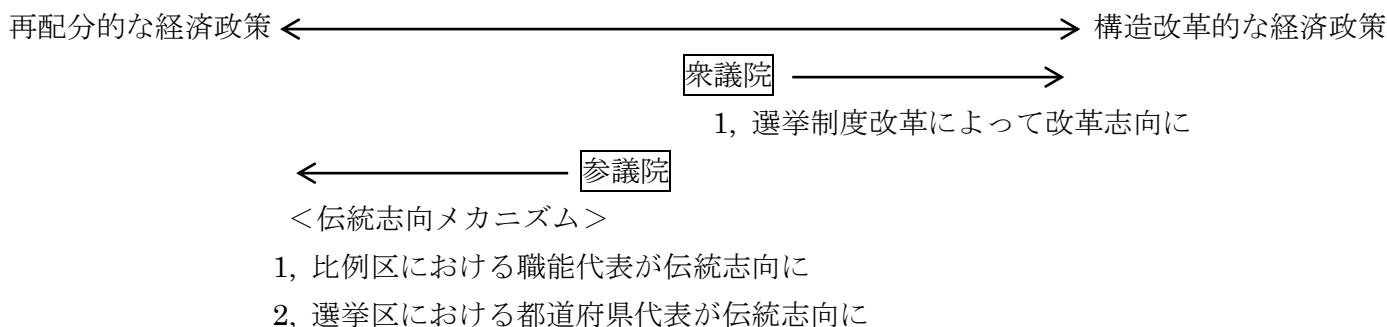
³³⁾ 全国区は文字通り、地方政界者がほとんどいないので、地方議員が全員選挙区から選出されると仮定すれば、選挙区の約 42.5%（25×1.7）が地方政界出身者だという計算になり、参議院地方区（選挙区）における地方議員の割合は衆議院よりもずっと多いことになる。福元 2004 によると、衆議院における国会議員としての在職年数で重み付けされた地方政治家の割合（1947 年～1990 年）は全体の 33.3%とされている。また選挙制度改革後には小選挙区制では広範な有権者から支持を集める必要性から、地方政界出身者が公認されにくくなったことが指摘されている（浅野 2006）。

³⁴⁾ とはいえ、福元 2004 は 1947 年から 1990 年の期間における政治家の前職（国会議員としての在職年数で重み付け）を分析した結果、前職が地方政治家である割合は自民党が全政党の平均よりも少し高いくらいであることを示している（福元 2004、表 1 を参照）。但し、この割合は衆参両院の合算なので参議院単体の割合ではないことや 90 年代に入る前のデータであることには留意が必要である。

ある「2つの代表」が「長期的・総合的な視点」の下、拙速な衆議院を抑制することが期待されている。次に「政党政治や党議拘束からの自律性」については堀江 2005 が記すように、制度設計者は当初、職能団体や都道府県単位の選挙区が政党勢力や政党政治に取り込まれづらいと考えていたようである。そして本稿が注目する3つ目の「多元的民意の反映」については、衆議院と異なる層から代表を選出することで衆議院と異なる民意（政策選好）を参議院に反映させ、衆議院を牽制することが求められている。ここで図1に記した通り、立法過程への影響力という点では1つ目の「シニア」性（「政策専門性」）よりも3つ目の「多元的民意の反映」（多元的な「政策選好」の反映）がより重要である。本稿は法案過程においてとりわけ重要な「多元的民意の反映」による抑制機能に注目していく。

では2つの代表を抱く参議院（自民党）は衆議院（自民党）とどのように異なる政策選好を持っているのだろうか³⁵。ここで注目すべきは「2つの代表」の選出基盤の政策選好である。参議院は、首相が解散権を持たないことに加えて、公認権も参議院自民党の自律性³⁶によって届きづらいので、職能代表と都道府県代表は首相による「報復」を恐れることなく、代表基盤に寄り添った政策選好を表出しやすいと思われる。そこで両者の代表基盤である職能団体と都道府県の共通点を考えてみると、どちらも政府の経済的ないしは法的保護を求めていることが指摘される。職能団体は医師会や郵便局などが法規制による保護を求め、農業や建設業界は補助金や公共事業によって政府の再配分を求める。一方の都道府県代表も都道府県の利益のために中央からの再配分（公共事業など）を要求するだろう（蒲島 2004 が描く「自民党システム」）。また地方政界のキャリアにおいて地方の痛みを“生”で知っているのも、弱者に厳しい政策（例えば、地場産業が打撃を受ける規制緩和政策）は訴えにくいと思われる。さらに地方選挙から上がってきた場合には地方が中選挙区制だったことから、業界団体との結びつきが強く、利益団体を保護するような政策選好を持つかもしれない。このように参議院が志向するのは55年体制期に特徴的な日本型の政治経済システムであり、仮に首相や衆議院自民党がそれらを「ぶっ壊す」ような構造改革を掲げたならば、参議院自民党はこれに抵抗することが予想される。以下では、参議院自民党が55年体制期の伝統的な政治経済システムを志向する構造を「伝統志向メカニズム」と呼ぶ（図2を参照）。

図2 参議院の「伝統志向メカニズム」と両院の政策位置



³⁵ これまで参議院や参議院議員の政策選好は衆議院と違って本格的に分析されてこなかったもので、本稿はその欠落を埋める試みである。

³⁶ 参議院自民党は参議院の人事を独自に決めることができ、また事務局や予算も自民党本部と別に持っているなど、衆議院自民党から自律した組織になっている（竹中 2008）。実際に竹中 2010 は 2007 年参院選で、首相の安倍が公認候補の差し替えを画策したのに対して参議院自民党が抵抗し、結局失敗した事例を記している（p265）。また参議院自民党だけでなく、参院選では自民党県連の自律性も指摘されてきた。金 2014 は 2010 年と 2013 年参院選における自民党滋賀県連の候補者選定過程を観察した結果、公募方式が増えて党執行部の権限が増大するかに思われた 2010 年の参院選でも党本部の介入は全く見られず、あらゆる過程が県連主導で行われたことを指摘している。また全国の都道府県を対象に 2010 年参院選における自民党と民主党の候補者選定過程を分析した堤 2012 も、公募方式の採用はあっても、それが地方組織にとって「全面的な開放」にならずに、執行部に対する地方組織の自律性が維持されていたことを示している。これらの研究は、地方県連が候補者公認で持つ権限について、衆参比較をしたものではないが、参議院の方が相対的に県連の決定権が強いことが推測される。

このように 55 年体制期の伝統的な経済政策を志向する参議院に対して、衆議院は選挙制度改革によって改革型の経済政策を選好すると思われる。Rosenbluth and Thies 2010 は衆議院の選挙制度が中選挙区制から小選挙区制になったことで政府の経済政策が一部の利益団体（固定票の提供者）に恩恵をもたらすものではなく、消費者一般（有権者全体のメディアン）に寄り添ったもの（つまりは構造改革）に「大転換」したことを指摘する。したがって、伝統志向メカニズムを持つ参議院自民党と選挙制度改革後の衆議院自民党は政策位置が離れるものと予想される。

一方で経済政策と対置される外交安保政策では、参議院に特定の政策選好を与えるメカニズムは想定しづらい。比例区については、外交や安全保障が公共財の最たるものなので、自衛官など一部の例外を除けば³⁷、特定の利益集団を持ちづらく組織候補は少ない。また選挙区についても都道府県代表という特性が外交・安保への考え方を強く規定するとは考えづらい（外交・安保問題への無関心という形でなら作用するかもしれない）。したがって両院で外交安保分野における政策位置で実質的な差異は生じないと予想される³⁸。

以上より参議院自民党は衆議院自民党と異なる民意（職能団体と都道府県）を代表することで伝統的な経済政策を志向すると思われる。では参議院自民党と比較される衆議院自民党はどのような政策選好を持っているのだろうか。次に衆議院自民党の政策位置を確認する。

(2) 衆議院与党（参議院自民党）の政策位置の確認

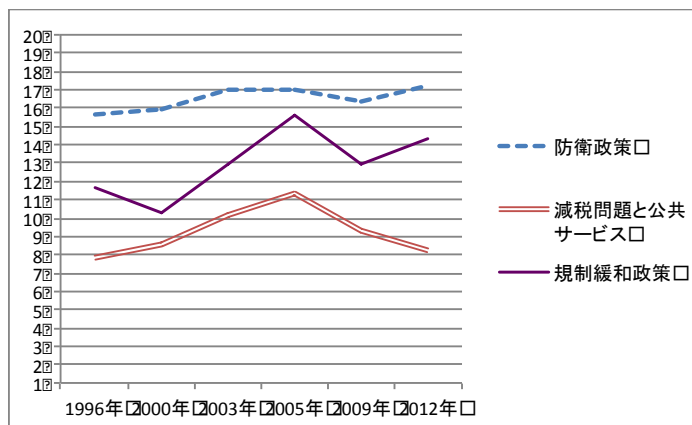
本稿では後の仮説検証で東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査（以下、UTAS）を使用するので、分析時期は 2003 年以降となるが、この期間に衆議院自民党がどのような政策を掲げているのかをここでは確認する。東京大学加藤淳子研究室が総選挙の度に実施している「東京大学淳子研究室 政党の政策位置についての専門家調査」（以下、加藤調査）と UTAS の政治家アンケートを使用した³⁹。なお加藤調査は衆議院自民党に限らず、政党全体の政策位置を尋ねているが、本調査は（2010 年を除いて）総選挙年に実施されているため、専門家は参議院自民党以上に衆院議自民党の政策位置を考慮して回答していると思われる。

³⁷ 自衛隊の組織票を集めて当選している議員は佐藤正久氏などが挙げられる。とはいえ日本にはアメリカの退役軍人協会のように強い政治力は持つ安保関連の団体は存在しない。これは戦後の軽武装路線の中で軍隊の規模が小さい日本の特徴と言えるだろう。また利益団体ではなく、イデオロギー集団ならば「平和」を希求する日本遺族会が挙げられるが、毎回の組織候補は 1 人なので参議院比例区の政策位置を左右することはないだろう。

³⁸ とはいえ、職能団体も経済規模の小さい都道府県も軽武装路線の 55 年体制の中で経済成長の分け前に預かってきたので、再配分のパイが減る防衛費増額や近隣諸国との不仲によって経済成長に支障が生じ得るタカ派的な外交政策には反発するかもしれない。また安保政策の右傾化は極端な例では徴兵制に見られるように中央集権的な体制を強めることになりかねないので、地方の代表である都道府県代表は右傾化に反対するとも考えられる。このように右圧力に抵抗するようなメカニズムが緩やかに働くかもしれないが、伝統志向メカニズムほどの確信は持てない。

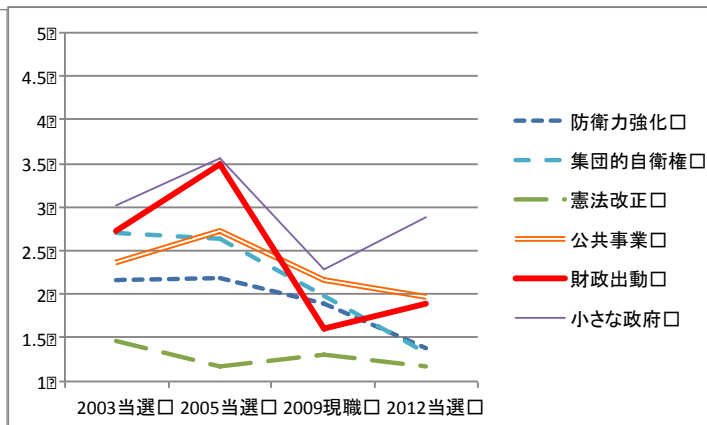
³⁹ 専門家調査のデータは加藤淳子教授のホームページ（<http://www.katoji.u-tokyo.ac.jp>）からアクセスすることができる。また UTAS データは谷口将紀教授のホームページ（<http://www.masaki.u-tokyo.ac.jp/utas/utasp.html>）からアクセスすることができる。データの使用を許していただいた両先生に感謝申し上げます。

図3 自民党の政策変化（加藤調査）



注：値は1~20の間をとる。経済分野（実線）では20が最も改革志向で、防衛政策（点線）では20が最もタカ派・保守的である。

図4 自民党（衆議院議員）の政策変化（UTAS）



注：経済分野（実線）は5が最も改革的で（「小さな政府」だけは回答1が最も改革的なので回答の値と1の差を5から引いて変換した）、外交安保分野（点線）は1が最もタカ派・保守的である。なお2009年は落選者が多く、2009年の当選者とするとその他の年と条件が異なってしまうので、現職議員とした。

図3を見ると、規制緩和路線については小泉首相が

登場してからさらに強まっていることが分かる。1996年時点でも橋本龍太郎内閣は「六大改革」の中で規制緩和政策を掲げていたが（当時小泉が郵政大臣を務めた時期もあった）、その方針は2000年代に入ってからさらに強化されている。またこの規制緩和路線は「第3の矢」が掲げられた2012年まで継続している。図4のUTASデータで「小さな政府」が規制緩和政策を意味すると考えると、2012年では2009年よりも小さな政府志向が強まっていることが分かる。一方、「減税問題と公共サービス」については、図4からも明らかな通り、小泉政権時に「小さな政府」路線が進行したものの、2008年のリーマンショックへの対応とその後の消費増税によって2009年以降はより戻しが見られる。また公共事業や財政出動についても図4が示す通り、小泉政権時には削減が目指されたものの、同じくリーマンショック後の不況への対応やアベノミクスの「第2の矢」によって2009年以降は支出の増加が見られる。

一方で外交安保分野については図3を見ると、中北14が1990年代後半以降の右傾化を指摘したように1996年以降防衛政策は緩やかに、しかし着実に右傾化しているのが分かる。ここで注目すべきは、防衛政策が1996年の時点で既にかかなり高い数値を示しており、これ以上値が上昇しにくいことである。ここで政党全体の平均値を示すUTASの図4を見てみると、防衛力強化に加えて集団的自衛権でも2005年から2012年にかけて顕著な右傾化が観察される。専門家調査の結果以上に自民党議員が近年防衛力強化を志向していることが見て取れる。また憲法改正については図4を見ると、2003年の時点で既に改憲派が圧倒的多数であり、しかもその割合は2012年まで徐々に増えている。

以上より衆議院自民党は経済政策については小泉政権期をピークに構造改革路線（規制緩和や公共サービス・公共事業の削減）をとるようになり、規制緩和政策については第2次安倍内閣でも継続していることが分かった。一方の外交安保政策面では90年代以降緩やかな右傾化を進めつつ、2005年以降に顕著な変化を見せていることが確認された。

(3) 仮説の設定

本項ではここまでの議論を元に仮説を設定する。前項より衆議院自民党は小泉政権期をピークに改革志向をとるようになったため、伝統志向メカニズムを持つ参議院自民党は衆議院自民党と異なる従来型の経済政策を志向し、首相や衆議院の政策変化を抑制すると予想される。一方の外交安保政策面では衆議院の右傾化に対して反発するような政策選好を持つとは考えづらい。

仮説 1： 参議院自民党は伝統的な政治経済体制を志向し、構造改革志向の衆議院自民党と経済政策面では政策距離が生じる一方、外交安保政策面では、右傾化している衆議院自民党と政策位置が離れることはない。

また参議院自民党は衆議院自民党だけでなく、衆議院から選ばれ、衆議院を解散権及び公認権で支配する衆議院自民党の代表たる首相の構造改革路線についても抑制していることが予想される。そこで参議院自民党が衆議院自民党よりも首相から離れているかを検証する。

仮説 2： 参議院自民党は経済政策面で衆議院自民党よりも首相と政策選好が離れているが、外交安保政策面では両院の差が見られない。

次に前項で指摘した伝統志向メカニズムが本当に働いているのかを確認する。まず仮説 1・仮説 2 を検証する過程で参議院の比例区と選挙区の双方が衆議院よりも伝統志向であるかを確認する。これが支持されたなら、それぞれの中で職能代表と都道府県代表がその他の議員よりも従来型の経済政策を志向していることを示せば、彼らが参議院の政策位置を衆議院から離れさせているのだと推測される。

まず比例区だと職能代表（業界団体の理事経験者や所管官庁の出身者）がその他のタレント候補や鞍替え候補などと比較したときに伝統志向だと予想される。一方の選挙区については、都道府県政界出身者（県議・知事・副知事など）が官僚出身者や公募で選ばれた議員よりも伝統志向であると予想される。やはり単に都道府県単位の参院選で当選しただけでは都道府県の代弁者としての意識は十分ではなく、都道府県政界で長いキャリアを積み中で代表としての意識が涵養されるのだと予想する⁴⁰。また彼らは都道府県政界から再分配政策を実現するよう求められ、伝統志向になりやすいとも考えられる。

また都道府県政界出身であることの効果において、以上のような都道府県代表としての意識や都道府県政界から再配分政策の実現を要求されることの効果がどれほど大きいものかを確認するために、都道府県政界の経験があることの効果を、単に地方政界の経験があることの効果（地方の痛みを知っているなど）と比較した。谷口（2005，2006）は 2003 年総選挙に出馬した候補者と当選者について、地方政界経験が政策位置に及ぼす効果を検証した結果、伝統的な経済政策を志向させる効果は見られなかった。したがって参議院選挙区についても、単に地方政界の経験を持つだけでは伝統志向にならず、県議や知事を務めることによって従来型の経済政策を志向するようになるのだと予想される。

仮説 3： 比例区選出の議員の中でも、職能団体を代表する政治家は、そうでない政治家よりも伝統的な政治経済システムを志向する。

仮説 4： 選挙区選出の議員の中でも、都道府県政界から上がってきた政治家は、単なる地方政界経験者と違って伝統的な政治経済システムを志向する。

⁴⁰ 東大法学部第 5 期蒲島郁夫ゼミ 2005 は参議院選挙区に出馬する地方政界出身者（その多くが都道府県政界経験者）が他の前職を持つ議員よりも初当選年齢が高い（特に 60 代）ことを示している。したがって都道府県政界の出身者は都道府県政界で経験を重ね、都道府県代表としての意識を涵養した上で国政に進出してきた「長老」たちであることが予想される。実際、本稿の分析対象において県議出身者の多くが、議長・副議長経験者であった。

第3節 データと分析方法

仮説1～仮説2と仮説3以降を分けてデータと分析方法を説明する。分析にはR version 3.1.1を使用した。

(1) 仮説1・2

分析時期はUTAS調査が2003年以降のデータであることや党内での閣法作成や提出の判断に対して参議院与党の持つ影響力に関心があることから自民党が政権の座に就いている時期、つまり2003年～2009年、2012年～2013年を対象とした。ここで衆参の政策位置は、調査が選挙時に実施される以上、異なる時期の政策位置を比較することになる。以下では、その年度の組み合わせの妥当性について検討していくが、最も重要なことは両院の政策位置を比較する際、その差異が「議院の特性」によるものであって、「時期の差異」に起因するものではあってはならないことである。したがって2つの選挙の間で政策選好を大きく変化させるような事件や首相の交代による大胆な政策変化があってはならず、その時間差も1・2年程度の短期間なものでないといけ⁴¹。この点に留意した上で妥当な組み合わせを、表1（経済政策）・表2（外交安保政策）及び図5に示した⁴²。

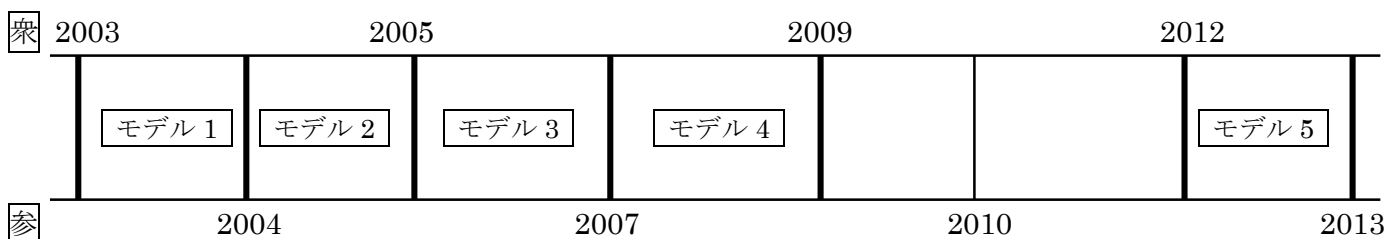
表1 経済政策における妥当な年度の組み合わせ

モデル番号	衆議院	参議院	t検定における観察数(衆-参)
モデル1	2003年当選	2004年現職	194-51
モデル2	2005年現職	2004年当選	201-59
モデル3	2005年当選	2007年現職	235-46
モデル5	2012年当選	2013年現職	259-23

表2 外交安保政策における妥当な年度の組み合わせ

モデル番号	衆議院	参議院	t検定における観察数(衆-参)
モデル1	2003年当選	2004年現職	194-51
モデル2	2005年現職	2004年当選	201-59
モデル3	2005年当選	2007年現職	235-46
モデル4	2009年現職	2007年当選	249-43
モデル5	2012年当選	2013年現職	259-23

図5 モデルと年度の対応関係



⁴¹ Okawa and Taniguchi 2012 は、政策変化が激しい2003年から2009年の期間においても現職の衆議院議員は政策選好が非弾力的（そこまで変わらない）であることを明らかにしている。参議院議員についても同様の傾向が見られるなら、衆参で1・2年のずれがあったとしても（その間に大きな事件が起こっていないのなら）現職議員の政策選好はそこまで変化していないと考えてよいだろう。

⁴² 「当選」も「現職」も選挙時における政党所属から判断しているので、選挙後に自民党に入党した議員や選挙直前に離党した議員は含まれていない（したがって2005年現職には郵政造反組が含まれていない）。なお「現職」については、2004年参院選と2007年参院選では引退者も含んでいる（それ以外では含まれていない）。また参議院の「当選」については非改選議員を含めている。なお2013年のUTASでは非改選議員に政策位置が訊かれていないため、2013年現職は2013年に出馬した現職議員だけであり、観察数は少なくなっている。

まず、経済政策（表 1）について説明すると、モデル 1 とモデル 2 は小泉政権下であり、この期間で構造改革路線が大きく変容したとは思えないので、衆参の比較を行うことは妥当だろう。一方、モデル 3 については、第 1 次安倍政権の 2007 年時点では自民党がまだ構造改革路線を掲げていたと思われるので比較可能だと考えた⁴³。なお 2007 年と 2009 年を組み合わせたモデル 4 については、その間にリーマンショック（2008 年 9 月 15 日）があり、自民党は構造改革路線を放棄して「従来型」の経済対策を支持する方向に大幅に振れたので（谷口・上ノ原・境家 2009）、両院を比較することはできない。またモデル 5 は同じ安倍政権下であり比較可能である。但し、2012 年総選挙では自民党がアベノミクスにおける「第 3 の矢」で構造改革を掲げる一方で「第 1 の矢」（異次元の金融緩和）と「第 2 の矢」（国土強靱化計画などによる公共事業）で従来型の経済政策を志向していたので、衆参の政策距離は生じづらいと思われる。さらに 2012 年に自民党が強く訴えた経済政策はアベノミクスの 3 本の矢の内でも 1 つ目と 2 つ目だったので⁴⁴、2012 年の方が伝統志向となりやすく、仮説 1 と反対の結果が出やすいだろう。

一方、外交安保政策（表 2）については、自民党政権期に日本の安全保障認識を大きく変えるような事件はなかったと考えられるため⁴⁵、経済政策で分析から外したモデル 4 についても比較することができる。但し、モデル 5 については 2012 年総選挙において自民党は民主党外交を徹底的に批判する戦略をとった一方、2013 年参院選ではその矛を収め⁴⁶、ねじれ解消によるアベノミクス推進を訴えたので、2013 年時点よりも 2012 年時点の方が自民党議員はタカ派・保守的になりやすいことは付言しておく。

次に政策位置の推定方法を説明する。政治家や政党の政策位置は、東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査（UTAS）における 5 件法⁴⁷の質問項目を使用して、探索的因子分析（プロマックス回転、最尤法⁴⁸）を行った。各モデルの組み合わせにおいて共通して訊かれている質問項目を分析にかけた結果⁴⁹、先行研究と

⁴³ 自民党が敗北した 2007 年参院選について、敗北の原因を党が自ら分析した総括案では、都市と地方との地域間格差が広がっている中で、「成長を実感に！」というキャッチフレーズが、地方の有権者の意識との間に大きな隔たりがあったことを敗北の一因として挙げている（<http://www.asahi.com/senkyo2007/news/TKY200708220359.html>：朝日新聞、2007 年 8 月 22 日、アクセスは 2014 年 12 月 25 日）。また中北 2012 や菅原 2009 は、自民党がこの敗北以降、従来型の経済政策に舵を切ったことを指摘しているので、2007 年参議院選挙までは改革路線が自民党に残存していたと考えるのが正しいだろう。

⁴⁴ 3 本目の成長戦略については 2014 年総選挙で強く訴えられていたことが UTAS 調査の重視争点項目から分かっている。アベノミクスはホップ・ステップ・ジャンプと 3 つの「矢」が用意されているわけなので、2012 年の開始時では 1 つ目と 2 つ目の矢がメインであった。

⁴⁵ 総選挙ごとに衆議院自民党の政策位置を推定した Hirano et al. 2011 も外交安保政策面では自民党の政策位置が 2003 年から 2009 年の間に安定的だったことを示している（本論の図 6 を参照）。一方の経済政策面では同時期（特に 2005 年と 2009 年の間）に大きな変化が見られる。但し、本論文はまだ等化（equating）を行っていないため、これらは確定的な結果ではない。

⁴⁶ 実際に UTAS で 2012 年総選挙（自民党、候補者）において 2013 年参院選（自民党、候補者、非改選は含めない）において選挙で重視する争点を調べたところ、外交・安全保障を 1・2・3 番目に答えた人の割合（各番付内での無回答を除いた全回答の中での割合）は 2012 年だと 8.7%・26.8%・21.4%に対して、2013 年だと 2.7%・9.5%・5.5%であった。このように外交・安保争点は両選挙で位置づけが異なっている。

⁴⁷ 回答が 5 段階以上のものは、因子分析で相関行列（ピアソンの積率相関係数）を求めるときに相関係数の希薄化（連続変数でなく順序カテゴリーデータであるために相関係数が不当に低くなること）が十分に緩和されるため、通常の因子分析を行うことが許容されると報告されている（萩生田・繁耕 1996）。ここで回答が 5 段階未満のものは、連続変数として見なすことが許容されないため、モデル内で共通している因子分析に投入していない。但し、本稿は同一政党内の政策位置を分析しているため、一部の回答（図 4 の通り、外交・安保に関連する質問）で分布の偏りがあることから、相関係数の希薄化が深刻化する。とはいえ衆議院自民党が顕著にタカ派・保守的な外交安保政策を掲げ、回答が 1 や 2 に集中するのはモデル 5 だけであるし、参議院自民党は衆議院自民党よりも中道的であることで回答の「右」への偏りを緩和しているし（仮説 1、モデル 5 の検証を参照）、図 4 に示した 2 つの項目以外では回答が 1~4 に分散しているので、これはそこまで問題にならないとも考えられる。なお、分布が「右」に集中していると言っても、床効果（floor effect）はそこまで問題にならないと考える。なぜなら全政党の中でも最もタカ派的・保守的な自民党議員だけを取り出してきた分布なので、回答が 1 や 2 に偏るのは予想通りであり、質問項目の不備（e.g. 回答 1 が中道的な内容であるために極右の議員もリベラルな議員も 1 を選択してしまう）によって真のタカ派度を測定できていないわけではないからである（実際に全政党の議員の分布を確認したところ偏りは見られない）。

⁴⁸ 回答には一部で多変量正規分布に従っていないものもあるが、十分な観察数があるときにはデータが多変量正規分布に従っていても最尤推定量は正しい値に近づいていく（漸近一致性）。この最尤推定量の頑健性から本稿では推定に最尤法を使用した。また豊田 2012 も指摘している通り、推定法としては最尤法が最小二乗法系の方法よりも優れている点が多い。

⁴⁹ 但し、2012 年・2013 年で共通して訊かれている「TPP 参加」への賛否については、2012 年の衆院選が終わった後で日本の参加が現実的になったため、参院選時点では自民党も参加に積極的になっている。そういった「時期の相違」による影響は許されないのので、因子分析に投入する質問項目から除外した。また 2012 年・2013 年で共通している「参議院に対する衆議院の優越を認めるべき

同様に伝統的政治経済体制と外交安保政策に関する潜在的な政策選好（因子得点⁵⁰）が抽出された（詳細は補遺を参照）。但し、モデル 5 だけはスクリープロットと平行分析から因子数は 3 つが適当だと判断し、別の因子を取り出している（詳細は次節を参照）。こうして因子得点から主要な政策対立軸における政治家の政策位置を推定した後、各議院に所属する政治家たちの政策位置の平均を衆議院・参議院の推定された政策位置とした⁵¹。また仮説 2 のため首相の政策位置を推定するが、モデル 3 以外では首相の回答が一部欠損しているため、首相が回答した範囲内で再度因子分析を行った⁵²。

仮説 1 では両院の政策位置に実質的な差があるかを t 検定⁵³（両側検定）によって検証した。また仮説 2 では首相と各衆院議員及び首相と各参院議員の政策距離を計算し、衆参両院で首相との政策距離に差があるかを同じく t 検定（両側検定）で検証した。なお衆参の政策距離を t 検定する際には、質問項目が多く、信頼性が相対的に高い首相抜きモデルを使用する。また仮説 1・仮説 2 の検証では計 17 回の t 検定を行うが、有意水準を仮に 5%とした場合、正しいはずの帰無仮説を 1 回でも棄却してしまう確率は約 58%（ $=1 - 0.95^{17}$ ）となり、第 1 種の過誤（Type 1 error）が高い確率で生じてしまう。そこで t 検定についてはホルムの方法（Holm correction）で、全体の有意水準を調整し、検定結果を補正した（補表 9 を参照）。

（2）仮説 3 以降

参議院の比例区と選挙区は競争構造が大きく異なるので、仮説 3 以降はそれぞれを別々のモデルで分析する。いずれのモデルにおいても各選挙では観察数が少ないため、2004 年・2007 年・2010 年・2013 年選挙における当選者及び非改選者をプールし⁵⁴、重複した分についてはクラスター化された頑健な標準誤差（clustered robust standard error）を使用して、線形回帰分析を行った⁵⁵。基本的には各選挙の当選者と非改選議員が対象だが、1998 年と 2001 年で当選した参院議員（そして 1998 年から 2004 年の間に補欠選挙で当選した議員）も捕捉するため、2004 年と 2007 年については落選した現職者と引退者を含めている⁵⁶。

従属変数には、探索的因子分析によって抽出された伝統的政治経済体制軸の因子得点を使用した。4 回の選挙で共通して訊かれている、公共事業・財政出動・小さな政府・防衛力強化・北朝鮮圧力に関する質問項目への回答について探索的な因子分析を行い（プロマックス回転、最尤法）、経済政策に関する因子得点が抽出された（因子負荷量や変数の記述統計量は補遺を参照）。補表 1～補表 8 より、仮説 1・2 の検証で抽出した伝統的政治経済体制に関する因子は「公共事業」と「財政出動」に強く規定されていることが分かっているので、この 2 つに強く規定されている仮説 3 以降の経済政策因子を仮説 1・2 における経済政策因子の代わりとして使用することは妥当だろう。

また独立変数としては以下のものを使用した。前歴は『政官要覧』に掲載されている政治家プロフィールや議員 HP のプロフィール欄から判断した。

だ」という質問文に関しては議院の立場が色濃く出すぎてしまうため除外した。

⁵⁰ 本稿における因子得点の推定は全て Thurstone の方法を採用している。また相関行列を求める際に欠損値はペアワイズ除去を行っている。

⁵¹ 参議院の選挙区と比例区それぞれの政策位置を推定する際には、参議院議員が図 5 で示した各モデルの期間においてどちらから選出されていたかによって分類し、各議員の政策位置の平均値をとった。例えば、2013 年に選挙区で出馬した尾辻秀久氏や武見敬三氏は 2013 年まで比例区選出の議員だったので、モデル 5 では比例区議員として扱っている。

⁵² 但し小泉純一郎氏は 2003 年も 2005 年も回答をしていないので、谷口 2006 が専門家調査によって小泉の回答を推定したものを使用した。推定された回答は 2003 年総選挙時におけるものだが、小泉が 2003 年・2005 年の期間で大きく政策位置を変えたとは考えづらいため、2005 年総選挙時における小泉の回答も同じ専門家調査を使用している。

⁵³ 表 1 と表 2 に示したように、因子得点を算出することのできた政治家は十分いるため、母集団分布が正規分布でなくとも、中心極限定理から検定統計量が近似的に正規分布に従うとして、t 検定を使用することができる。

⁵⁴ 両院の政策距離に関心があるので、分析対象は泡沫的な「候補者」ではなく当選経験のある「政治家」である。

⁵⁵ R の“rms”パッケージを使用した。

⁵⁶ なお彼らが 2004 年と 2007 年の参院選で選挙区と比例区のどちらに出馬したかによって、選挙区モデルと比例区モデルのどちらに含めるかを判断した。

1, 職能団体候補ダミー

仮説 3 については職能団体候補かどうかを表す職能団体ダミーを作成した。自民党に代表者を送り出す利益団体は、農林水産業団体（JA など）・経済・業界団体（郵便局や建設業界など）、福祉団体（医師会など）等があり（辻中・森編 2010）、これらの団体が組織する協同組合の現役理事・役員ないしは理事・役員 OB を、「職能団体候補」として扱った。さらに、これらの業界からの応援が想定される所管官庁の出身者（ex 農林水産省・国土交通省・経済産業省・厚生労働省やその前身である官庁、またそれ以外には郵政庁など）も団体候補と見なした⁵⁷。補表 12 に示した通り、分析対象の 4 割以上（約 43%）が職能団体候補である。

2, 都道府県政界ダミー, 地方政界ダミー

仮説 4 については、参院選で出馬した都道府県において県議・知事・副知事を務めた経験があるかどうかで判断した都道府県政界ダミーを投入する。また地方政界ダミーについては、何らかの形で地方政界を経験したことのある政治家から上の都道府県政界経験者を取り除いた議員を該当者とする。具体的には参院選で出馬した都道府県以外における県議・知事・副知事の経験者やあらゆる都道府県の市区町村における議員・首長の経験者である。補表 13 に示した通り、分析対象の約 47%が都道府県政界経験者で、約 7%がそれ以外の地方政界経験者である。何らかの形で地方政界に関わったことのある政治家は過半数を超えており、地方区の名に恥じない高い数値となっている。また都道府県政界経験者の多さも参議院選挙区に込められた都道府県代表選出の意図に合致したものと言える。

統制変数として、選挙区モデルと比例区モデルの両方に投入するものは以下の 4 つである。

3, 当選回数

政治家としてのキャリアが長く、また選挙に強いと、構造改革派の首相に抵抗し従来型の経済政策を志向するかもしれない。また当選回数が多いということは首相や衆議院が構造改革路線に掲げる前に政界に参入した者たちなので、伝統的な政策選好を有する可能性が高い。

4, 鞍替えダミー

東大法学部第 5 期蒲島郁夫ゼミ 2005 によると、戦後を通して衆議院からの鞍替え議員は減少してきているが、参議院選挙には依然として衆議院総選挙の落選者が出馬することが多い⁵⁸。ここで鞍替え候補であることの効果は予測が難しい。衆議院は参議院よりも改革志向だと考えられるため参院選に鞍替えしてからも構造改革を訴えるとも考えられるし、改革路線を掲げて総選挙に落ちたのだから、復帰を果たすためにもそれまでの路線を大幅に転換して団体票を狙いに伝統志向になるとも考えられる。

5, 選挙年

基底カテゴリーは 2004 年とし、2007 年、2010 年、2013 年のダミー変数を投入した。2007 年は自民党が地方の疲弊に配慮せず改革志向であったことが敗因の 1 つに挙げられているので（注 31 を参照）、2007 年時は改革志向だろう。また 2010 年と 2013 年についてはそれぞれリーマンショックへの対応とアベノミクス（「第 1 の矢」と「第 2 の矢」）によって 2004 年よりも伝統志向だと予想される。

⁵⁷ 但し、これらの官庁出身者でも政治家になる前に改革派の首相によって政治任用されている場合には「改革派官僚」とであると予想されるので、職能団体候補として扱わなかった。このケースには通産省出身の川口順子氏が該当している。川口氏は小泉によって環境庁長官や外務大臣に任用され、参院選補欠選挙には小泉のお膝元である神奈川選挙区で出馬した小泉子飼いの政治家である。なお彼女はエリートとしての長いキャリアの中でいわゆる「業界団体」の理事等には就任していない（筆者調べ）。

⁵⁸ また補表 12・13 を見ると、その数は選挙区よりも比例区に多いことが分かる。

次に選挙区モデルのみに投入する統制変数を 2 つ説明する。

6, 都道府県ごとの DID 人口比

衆議院議員については谷口 2006 が、2003 年総選挙の当選者の政策位置を分析して、農村部の衆議院議員の方が日本型経済システムを支持するという有意な傾向（5%水準）を示している。参議院についても農村部の都道府県から選出された議員の方が伝統志向かもしれない。そこで都道府県ごとの DID 人口比（2010 年国勢調査に基づく）を投入した⁵⁹。なお参議院は選挙区における議員定数の不均衡が衆議院よりも大きく、農村部議員が各都道府県の有権者の比して多い。したがって農村部選出の議員が都市部の議員よりも伝統志向であることが分かれば、議員定数の農村部バイアスによって、参議院が衆議院よりも伝統志向になりやすくなる。もし DID 人口比が有意であった場合、これも参議院の「伝統志向メカニズム」に加えることができるだろう。またこれは参議院が衆議院以上に農村部の民意を代表していることになるので、「多元的民意の反映」を示す要素にもなる。

7, 選挙区定数

Rosenbluth and Thies 2010 が指摘しているように、選挙区定数が多いと固定票を狙って利益団体を保護したり、個人投票の性質が強くなる中で利益誘導を行う誘因が生じるので、伝統志向になると予想される。それに対して 1 人区（小選挙区）は選挙区の一般的な有権者（消費者）のメディアンに政策選好を合わせることが有効になるので、改革志向になると思われる。したがって、選挙区定数は伝統志向性に正の効果を持つことが予想される⁶⁰。

⁵⁹ 総務省統計局がネット上で公開している Excel データを使用した（2014 年 12 月 26 日アクセス）。
<http://cache.yahooofs.jp/search/cache?c=xWXVE8HtpkYJ&p=人口集中地区人口比%2C+都道府県%2C+2010&u=www.stat.go.jp%2Fdata%2Fnenkan%2Fzuhyou%2Fy0205000.xls>

⁶⁰ 都市度と選挙区定数の相関係数を測ったところ 0.796 程度だったので多重共線性の問題は生じない。

第4節 分析結果

(1) 仮説1～仮説2

モデルごとに伝統的政治経済体制軸（縦軸）で、衆議院（HR: House of Representatives）と参議院（HC: House of Councils）の政策位置が異なるか（仮説1）、各議院で首相との政策距離が異なるか（仮説2）をt検定によって確かめる。また仮説3以降のために選挙区と比例区の双方が伝統志向であるかを確認する。なおホルム法によって仮説1と仮説2における全体の有意水準を調整した結果、元々有意だったt検定の結果が有意でなくなったのはモデル5の外交安保軸における衆参の政策距離だけであった（詳細は補表9を参照）。それ以外についてはt検定によるp値が0.05（5%水準）より小さいかどうかでそのまま有意性を判断しても、補正後と判定の結果は変わらない（補正後でも有意）。また図の見方であるが、伝統的政治経済軸（縦軸）は数値の小さい方が伝統志向・従来型志向であり、外交安保軸（横軸）は数値の小さい方がタカ派・保守的である。

A, モデル1

図6 2003年-2004年（首相なし）

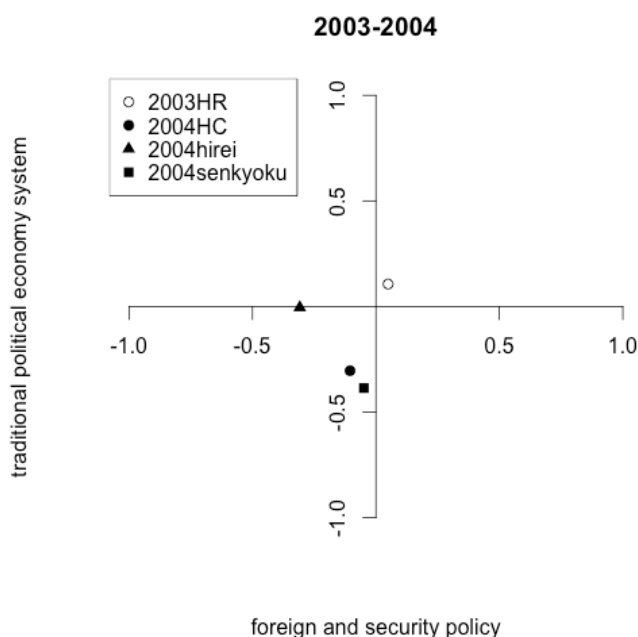
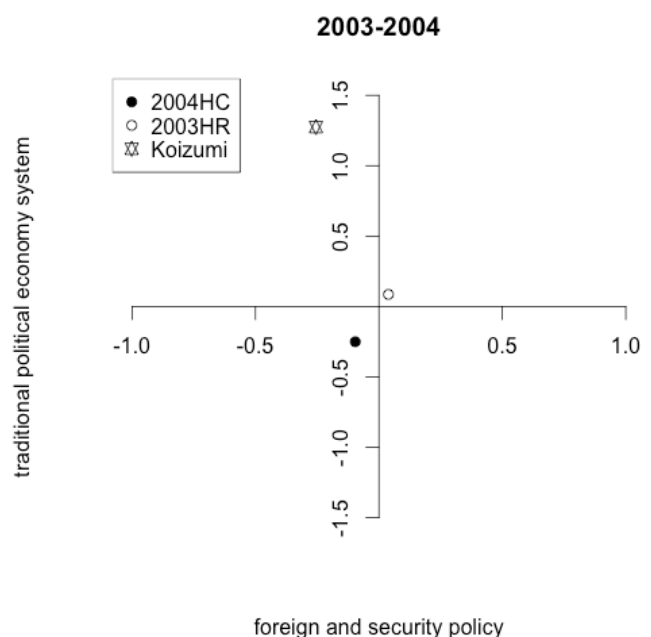


図7 2003年-2004年（首相あり）



首相を含めないモデル（図6）において、外交安保軸で有意な差はなかった（ $p=0.245$ ）一方で、伝統的政治経済体制への賛否は補正後も5%水準で有意だった（ $p=0.001$ ）。したがって仮説1は支持された。また参議院の比例区は衆議院よりもわずかに伝統志向とはいえ、予想以上に衆議院と接近している。一方の選挙区は衆議院よりも明確に伝統志向であることが分かった。

また首相を含めたモデル（図7）では、見た通り外交安保軸では首相との距離で衆参に差はなかった（ $p=0.292$ ）が、伝統的政治経済体制軸では補正後も有意な差があったので（ $p=0.004$ ）、仮説2は支持される。とはいえ縦軸の目盛りを1.5まで拡張しているように、小泉の改革路線は衆院与党からも大きく乖離しており、小泉の政策位置は衆議院自民党内でも“外れ値”であったことが読み取れる。これは後に多くの自民党衆議院議員が小泉の改革路線に造反する展開を予期させるものである。

B, モデル 2

図 8 2004 年-2005 年（首相なし）

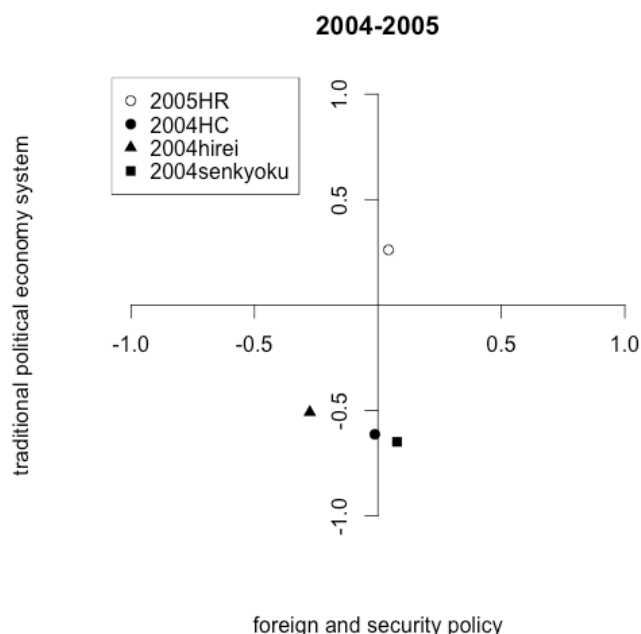
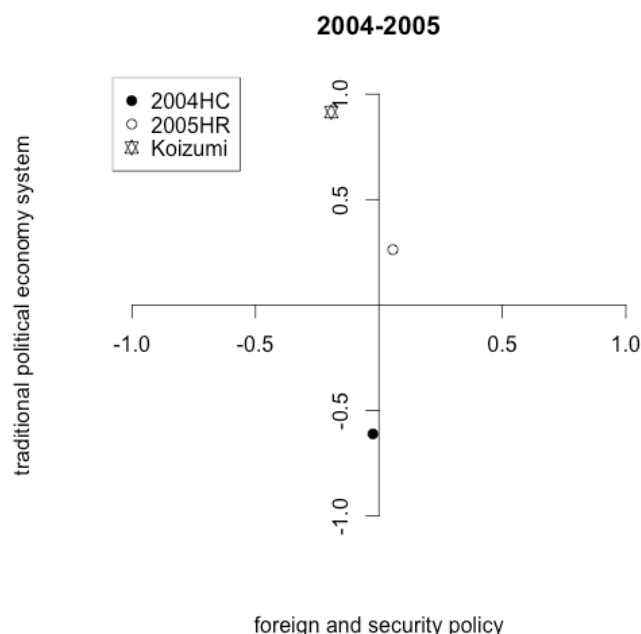


図 9 2004 年-2005 年（首相あり）

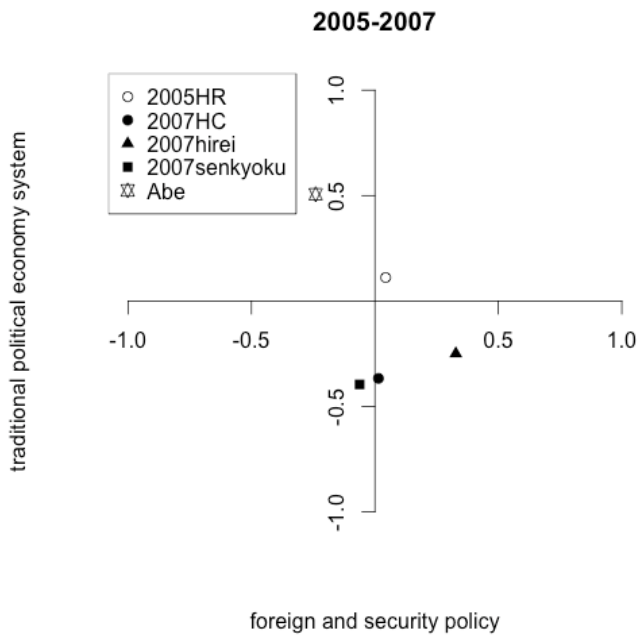


首相を含まないモデル（図 8）を見ると，外交安保軸において両院はほとんど差異がない（ $p=0.645$ ）一方，伝統的政治経済体制軸では大きな政策距離があった（ $p=9.387e-09$ ）。モデル 1 と比較したときに経済政策面で両者の政策位置が大きく離れたのは，2005 年総選挙の「現職」には郵政民営化法案に造反した「守旧派」が含まれていないからだと推測される。またモデル 1 とは異なり，比例区も選挙区と同様に衆議院から大きく離れていることが分かった。

一方，首相を含めたモデル（図 9）を見ると，モデル 1 よりも衆議院が大きく小泉に近づき，「小泉+衆議院自民党」対「参議院自民党」という構図が出来上がりつつある。実際に t 検定を行ったところ，外交安保軸では有意な差異はなかったが（ $p=0.502$ ），伝統的政治経済体制軸では補正後でも有意な差異が確認された（ $p=1.137e-08$ ）。以上より仮説 1 と仮説 2 は支持された。

C, モデル 3

図 10 2005 年-2007 年



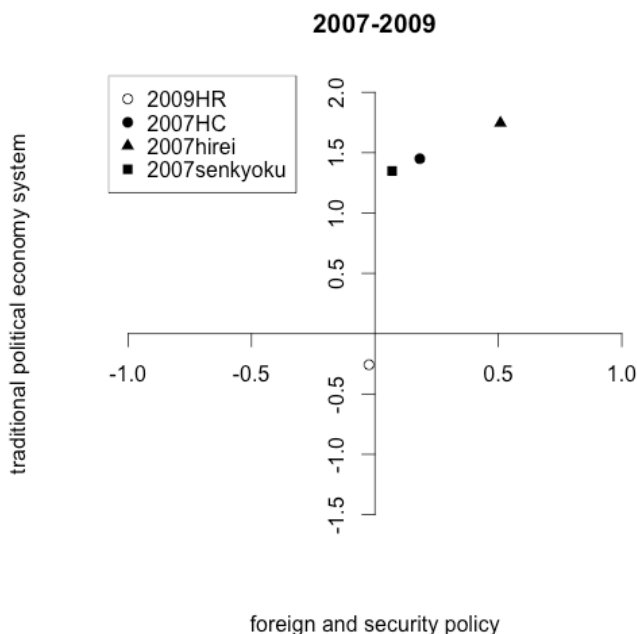
2005 年と 2007 年で共通する質問項目に安倍晋三首相は全回答していたので、図は 1 つで足りる。図 10 の通り、外交安保軸の方は衆参の政策位置はほとんど変わらない ($p=0.826$) 一方で、伝統的政治経済体制軸の方は補正後でも明確な差異があった ($p=0.0007$)。また図から明らかな通り、比例区も選挙区も同様に衆議院から離れていることが分かった。

また衆参で当時の安倍首相との政策距離に違いがあるかを検定すると、伝統的政治経済体制軸では参議院の方が補正後でも首相と距離がある ($p=0.0007$) 一方、外交安保軸では首相との距離に両院の差はなかった ($p=0.826$)。安倍晋三氏は非常に保守イデオロギーが強い首相であるが、この分析結果は参議院自民党が首相や衆議院自民党の

右傾化路線を抑制できていないことを意味している。以上より仮説 1 と仮説 2 は支持された。

D, モデル 4

図 11 2007 年-2009 年



モデル 4 は外交安保軸の政策距離を測るためのものである。したがって横軸における政策距離のみを分析する。図 11 から明らかなように外交安保軸において両院はほとんど離れていない ($p=0.259$)。2009 年の自民党はかなり右傾化していたことが図 4 より分かるが、参議院自民党はそれを抑制するような政策選好は有していないことが明らかとなった。よって仮説 1 は支持された。

E, モデル 5

モデル5だけは質問項目も多く、スクリープロットと平行分析から因子数は3つが妥当だと判断した（補図2を参照）。第1因子が伝統的政治経済体制軸で、第3因子が外交安保軸である。また第2因子は米国重視や消費増税、治安重視や原発再稼働といった項目の負荷量が大きく、これらはジャンルは異なるものの、現在の日本で「現実的」（「国益」重視）に考えれば推進するのが好ましい政策だと言えるので「政策的リアリズム軸」と呼ぶ（値の小さい方が「現実的」）。

図12 2012年-2013年（首相なし）

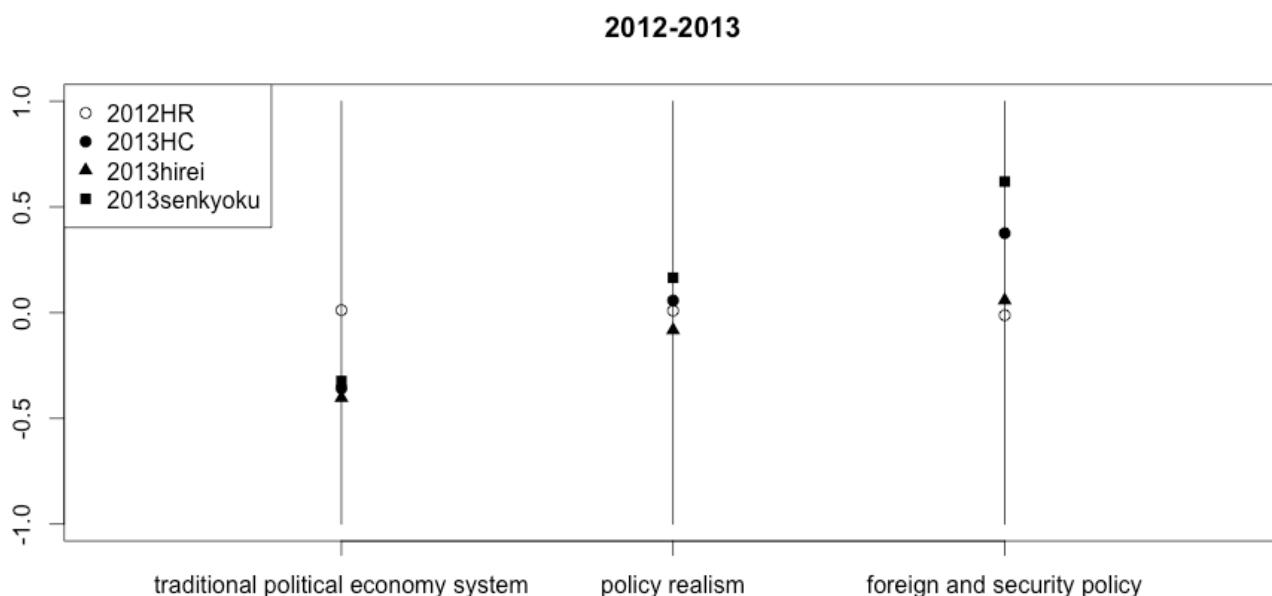
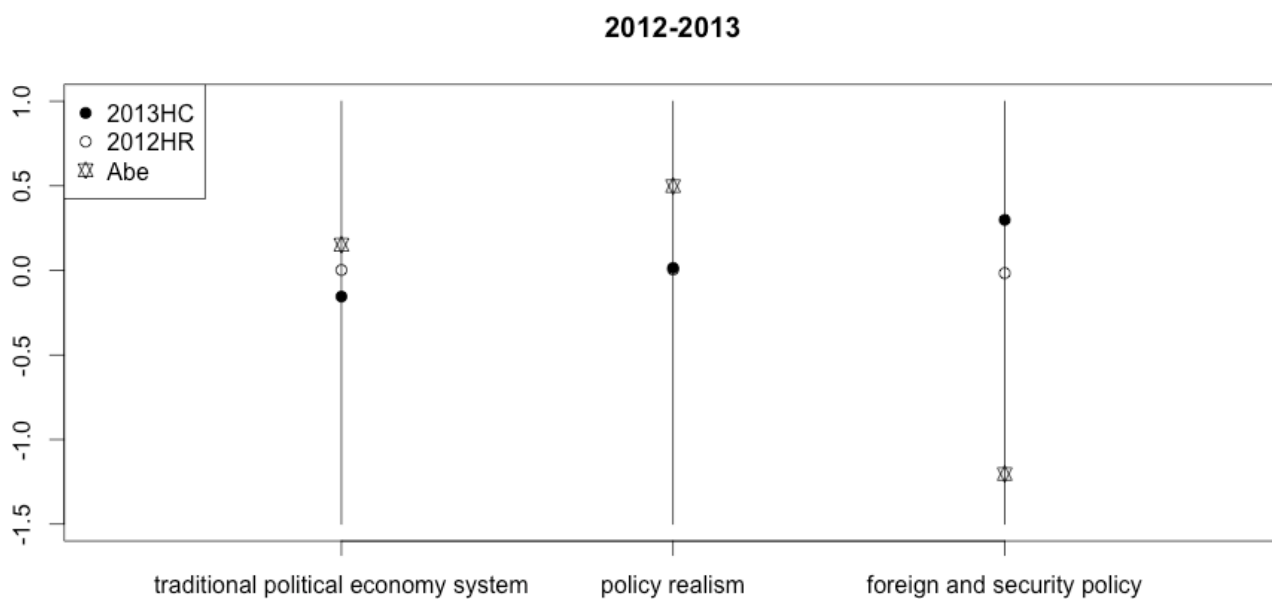


図13 2012年-2013年（首相あり）



まず首相を含んでいないモデル（図 12）を見ると、伝統的政治経済体制軸の差異は、補正せずとも有意なものではなかった（ $p=0.116$ ）。とはいえアベノミクスは「第 2 の矢」で従来型の経済政策も志向しているのでこの結果は想定内である。むしろ「第 1 の矢」と「第 2 の矢」が目玉商品であった 2012 年の方が伝統志向になりやすいことを考慮すると、予想以上に参議院自民党は伝統志向だったとさえ言える。ここで個別の質問項目について t 検定（両側検定）を行ったところ、参議院自民党は衆議院自民党よりも「経済競争力を多少犠牲にしても、いまは社会的格差の是正を優先すべきだ」と考えていることが分かった⁶¹（ $p=0.013$ ）。したがって参議院が「第 1 の矢」・「第 2 の矢」を訴える衆議院よりもいくらか伝統志向だったのは、規制緩和や経済自由化などを掲げる「第 3 の矢」に反発したことが要因だと思われる。一方の外交安保政策については、仮説 1 の予想と反して p 値が 0.072 と 10%を下回ったが、ホルム法による補正後は 10%水準を満たさなくなる。また自民党議員が 2012 年総選挙では民主党を批判するべく、タカ派的な政策主張をする傾向があったことを考慮すると、ここで見られた政策距離は実質的なものと言いつらいだろう⁶²。以上より仮説 1 は完全には支持されなかったものの、個別の争点を見ると仮説と整合的な結果も得られた。

また首相と両院の政策距離を比較したところ、経済政策面において両院の差異は確認されず（伝統的政治経済体制軸 $p=0.491$ 、外交安保軸 $p=0.123$ ）、仮説 2 は支持されなかった。また仮説 3 以降のために言及しておく、伝統的政治経済体制軸において比例区と選挙区の政策位置はいずれも衆議院から離れている。

以上、5 つのモデルの分析結果より、仮説 1 と仮説 2 はほぼ支持された。仮説 1 の予想通りにはいかなかったモデル 5 についても経済競争力に関する個別の争点では衆参の差異が確認されている。次項ではここまでの結果を踏まえて、参議院自民党の伝統志向メカニズムを解明する。

⁶¹ A と B のどちらに近いかを 5 段階で尋ねた質問であり、質問文は「A:社会的格差が多少あっても、いまは経済競争力の向上を優先すべきだ B:経済競争力を多少犠牲にしても、いまは社会的格差の是正を優先すべきだ」である。

⁶² 参考までに政策的リアリズム軸については $p=0.639$ と両院の政策位置に有意な差異はなかった。

(2) 仮説 3 以降

前項で比例区と選挙区の双方が衆議院より従来型の経済政策を志向していることが分かったので⁶³、それぞれの中で従来型の経済政策を志向する勢力が特定できれば、それが参議院を衆議院よりも伝統志向にさせていることになる。本稿はこの勢力が職能団体の代表者と都道府県政界の出身者であるとの予測を立てたが、彼らは本当に伝統志向なのだろうか。

表 3 伝統志向性の規定要因（線形回帰モデル）

	比例区モデル		選挙区モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数(切片)	0.679	0.324*	0.298	0.224
職能団体候補ダミー	-0.745	0.252**		
都道府県政界ダミー			-0.380	0.129**
地方政界ダミー			-0.044	0.286
鞍替えダミー	-0.661	0.299*	-0.112	0.252
当選回数	-0.194	0.074*	-0.012	0.052
都市度			0.001	0.005
選挙区定数			-0.046	0.102
2007年ダミー	0.561	0.283†	0.434	0.155**
2010年ダミー	-0.240	0.297	-0.357	0.139*
2013年ダミー	-0.531	0.269†	-0.304	0.151*
Number	63		186	
R2乗(決定係数)	0.358		0.194	
調整済みR2乗	0.29		0.153	

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, † p<.1

まず比例区モデルから見てみると、職能団体候補ダミーは有意であり、仮説 3 は支持された。従属変数が因子得点であることを考えると、-0.745 という偏回帰係数はかなり大きい。こうして職能団体から支援を受ける議員は、業界の代弁者として従来型の経済政策を強く訴えることが分かった。また統制変数については、鞍替えダミーと当選回数が負に有意であった。当選回数については予測通りであり、鞍替えダミーについては影響力の方向性を予測するのが難しかったが、伝統志向になるという興味深い結果が得られた⁶⁴。また年度ダミーについては予想した通り、「成長を実感に！」と訴えて敗北した 2007 年ダミーが正に有意であり、リーマンショックから立ち直る過程の 2010 年ダミーとアベノミクスを掲げた 2013 年ダミーでは負の効果が出ている。

次に選挙区における伝統志向メカニズムを解明する。表 3 の選挙区モデルを見ると、都道府県政界ダミーは地方政界経験ダミーと違って明確に有意であり、仮説 4 は支持された。単に地方政界の経験を持つだけでは伝統志向にならず、都道府県政界の経験があつて初めて従来型の経済政策を志向するのだと分かった。また統制変数については、鞍替えダミーと当選回数が比例区モデルと同じ方向の効果を持っているものの、有意ではなかった。また都市度と選挙区定数についても予想通りの方向性であったが、いずれも有意ではなか

⁶³ どちらかという選挙区の方が比例区よりも伝統志向であった。

⁶⁴ 観察数が少ないので偶然の結果である可能性は否定できない。今後観察数の増加が望まれる。

った⁶⁵。年度ダミーについては比例区モデルと同様の有意な結果が現れている。

こうして仮説 3 と仮説 4 が支持されたので、参議院自民党の「職能代表」と「都道府県代表」は選出基盤の政策選好を明確に反映している忠実なる代弁者であることが明らかとなった。参議院の「カーボンコピー論」は法案審議だけでなく、議員構成⁶⁶の面においても両院に違いがないことを論拠にしてきたが、以上より参議院には衆議院と明確に異なる「代表」が選出されていることが分かったので、議員構成の面からも「カーボンコピー論」は否定されることになる。

第 5 節 結論

本節では本論の要約と含意、そして限界と今後の課題について述べる。冒頭で確認したように「ねじれ」が生じていない統一議会期については参議院の「カーボンコピー論」が依然として根強い。この見方に対しては参議院与党が法案審議や党議拘束の前段階で行使する権力を見落としている点が批判されてきた。しかしこの権力は観察するのが難しく、事例分析は重ねられても参議院与党が影響力を行使する構造的な要因は明らかにされていない。そこで本稿は、同一政党内（自民党）における衆参両院での政策距離とその規定要因を分析することで、参議院与党の潜在的かつ黙示的な影響力を分析した。また差異が生じる原因は、衆議院と異質な代表（職能代表と都道府県代表）が選出されることで（多元的民意の反映）、議員構成に差が生じているためだと考え、これを検証した。分析の結果、構造改革の時代において参議院自民党は衆議院自民党よりも伝統的な政治経済体制を志向していることが明らかとなった。したがって、近年の自民党政権においては参議院与党が首相や衆議院の政策変化（構造改革路線）を抑制していることが予想され、参議院は立法過程において独自の変換機能を有していることが示された。さらに、衆議院と異なる選挙制度によって数多く選出されている比例区の「職能代表」と選挙区の「都道府県代表」が、支持基盤の政策選好を明確に反映することで、参議院自民党を伝統志向にしていることも明らかとなった。こうして参議院に求められる「多元的民意の反映」という役割が、制度設計者の意図通り機能していることが示された。以上より参議院は議員構成と立法過程への影響力の双方において、衆議院と異なる独自の機能を持ち合わせていると結論付けられる。この発見は自民党内に限定された議論だとはいえ、参議院の「カーボンコピー」論を否定する新たな論拠として先行研究の蓄積に貢献することが可能だろう。

但し、参議院自民党による抑制機能については 3 つの留保を付さなければならない。まず参議院が衆議院の政策変化を牽制するのは一部の政策分野（経済政策）に限られることである。外交安保政策については確かにモデル 5 でわずかな選好差異が確認されたが、それでも補正後は有意水準に満たない小さなものだった。参議院に求められる役割が急激な政策変化を起こしやすい衆議院を抑制することであるならば、経済分野に限らず、外交や安全保障の分野でも衆議院と政策距離があることが望まれる。次に経済分野の抑制機能について 2 つの留保がある。1 つ目は、本稿で確認された参議院の抑制機能が職能団体や都道府県による利益追求を原動力としている点である。したがって、衆議院自民党が構造改革とは逆に極端な「再配分」政策を志向した場合、参議院による「歯止め」がかからなくなるだろう。本稿が明らかにした参議院の抑制機能は、「長期的・総合的な視点」に立つ「良識の府」・「再考の府」の名にふさわしい高邁な使命感に支えられたものではなく、利益政治的な動機に基づいている点に留意したい。そして 2 つ目は、自民党内で確認された経済分野での抑制機能は、今後弱まっていくと予想されることである。比例区については、辻中・濱本・

⁶⁵ また都道府県の利害を主張する都道府県政界出身者については都市度の効果が見られるかもしれないので都道府県政界ダミーと都市度の交差項を作成したもの、こちらも有意な結果が得られなかった。

⁶⁶ 具体的には参議院の政党化（そして厳しい党議拘束）によって独自会派がなくなったこと（高見 1997）、「シニア」が参議院に多いとは言えないこと（福元 2003）などが挙げられる。

和嶋 2013 が指摘しているように団体・組合の弱体化によって職能団体候補が徐々に減少してきている。また選挙区についても、2010 年参院選で自民党県連の多くが採用した公募方式が今後も増えていくのなら(2013 年では後退したが)、都道府県代表という意識を強く持った議員は減っていくだろう。また都道府県単位の参議院選挙区は投票価値の不均衡から強い批判に曝されているので(e.g. 2012 年 10 月最高裁判決)選挙制度自体が変更される可能性もある。

次に本稿の発見の含意を 3 点ほど指摘する。1 つ目は法案審議でなく政策選好に着目した強み⁶⁷として参議院選挙制度改革への含意を記す。分析の結果、選挙制度の帰結として同一政党内でも衆参に確かな政策距離が確認されたので、これからは衆参両院の選挙制度の共通点(e.g. 選挙区と比例区の組み合わせ)ばかりに目を向けるのではなく、明確な差異があることを前提に議論を進めていくべきだろう。また日本の議院内閣制をさらに英国型に近づけるべく参議院を改革するなら、「ねじれ国会」で注目を浴びる参議院野党に加えて首相の政策実現の抵抗力となり得る参議院与党に着目する必要もある。2 つ目は小選挙区制の導入によって政党の凝集性ばかりが強調される現状への批判である。本稿は同一政党内における差異に目を向けることの重要性を強調するものである。したがって、1 つの政党を unitary actor として扱い、政党ごとに同一の利得関数を設定するような多くのゲームモデルには厳しい批判が向けられるだろう。3 つ目は自民党が日本経済の課題として国際競争力の向上を掲げ、その手段として訴えている「構造改革」(規制緩和政策)について、参議院自民党が強く抵抗し得ることである。これは自民党が自らの手で構造改革を進めることの限界性を含意している。

最後に本稿の限界と合わせて今後の課題を 6 点挙げる。まず 1 点目は参議院の制度設計者が、地方区(現、選挙区)に都道府県代表を選出する意図をどれほど持っていたのかを歴史的資料から明らかにすることである。日本の参議院はアメリカの上院のように地域代表の選出を目的とした第二院ではないため、制度設計者が地方区に地域代表を選出する狙いがどこまであったのかが明らかでない。本稿はいくつかの先行研究と最高裁判所の判決文から地方区が都道府県の代表者を選ぶ機能を有すると考えたが、今後は戦後早い時点での一次資料に当たってきたい。

2 点目は首相の公認権の強さについて衆参比較を行うことである。本稿では参議院の選挙区において首相の公認権が届きづらいことから、県連内部の地方議員が都道府県代表として選ばれやすいと考えた。しかし、首相の公認権が参議院だと届きづらいことを正面から検証した研究は存在しない。竹中 2010 や堤 2012、金 2014 は、特定の参院選において首相や執行部の影響力が届きづらいことを指摘しているに過ぎず、衆議院と比較する視点は見られない。

3 点目は統計モデルの問題である。本稿は連続変数を想定している通常の因子分析に順序尺度のデータを投入したので、そこから推定される政策位置は些か粗いものとなっている。特に本稿は同一政党(自民党単体)を分析したので一部の質問項目への回答には分布に偏りが見られ、5 件法とはいえ相関係数が過小になってしまう。そこで改善策としてベイズ因子分析・(段階付き)項目反応理論モデルを使用することが挙げられる⁶⁸。さらにこの方法をとることによって本稿では使用できなかった 2・3 段階のデータも投入でき、また異なる時期のデータを結合して因子分析を行うのではなく、より自然な形で政策位置の異時点間比較ができるなどの利点もある。

4 点目は参議院が「代表」の質や政策選好の面で衆議院の「カーボンコピー」でないことをより説得的に

⁶⁷ 図 1 において「政策選好」の方が法案審議よりも「選挙制度」と近い。

⁶⁸ 因子得点を取り出したいので、ポリコリック相関係数で作られた相関行列を通常の因子分析に投入する方法は使用できない。そこで相関行列を経由するのではなく、生データから直接に潜在的な連続変数や閾値、因子分析の推定を行う MCMC 法が便利である。しかしこの推定法を使用するにはベイズ統計の学習が必要なため、今後の課題としたい。なお MCMC 法を使用して UTAS データから政治家・政党の政策位置(理想点)を推定したものとしては Hirano et al. 2011 や三輪 2014 が存在しており、現在研究が進んでいる最中である。

主張するためにも、自民党以外でも同様の傾向が確認されるか分析することである。「都道府県代表」については自民党と違って地方組織の弱い政党がどのような態様を示すか問題になるし、職能代表についても自民党が包括できていない団体（労組など）が自民党の支持団体と同様に伝統志向であるとは限らない⁶⁹。とはいえ参議院の機能を評価する上では第一党の自民党への着目が最も重要であることは再度強調しておきたい。

5 点目は図 1 の 2 列目に置いた政策選好以外の要素についても考察することである。本稿は政策選好に注目したが、政策関心と政策専門性についても同様の衆参比較を行う必要があるだろう⁷⁰。参議院の方が伝統的な経済政策を望むことは分かったが、これに加えて参議院の方が経済政策に関心や専門性を持っていることが明らかとなれば、参議院の独自性がさらに強調されることになる。

6 点目は、参議院の選挙制度によって生じる多元的民意の反映について、政策選好だけでなく政党議席率の観点からも考察することである。異なる時期における議席構成の違いは、選挙タイミングのずれに基づく「二次的選挙」（今井・日野 2011）という分析枠組みによって、参議院選挙では与党が不利になることが分かっているが、選挙のタイミングと関係なく同時期に選挙を行っていたとしても生じる政党議席率のバイアスについて解明する必要がある⁷¹。本稿は政党を 1 つに限定して分析したので、両院における政党議席率の差異は考慮に入れなかったが、これも重要な論点だろう。

⁶⁹ 衆議院が小選挙区制によって国民のメディアンに接近し、改革志向になりやすいのなら、自民党以外でも参議院が伝統志向になりやすいと思われる。実際民主党について仮説 1 と同様の手続きを踏んで 2009 年と 2010 年の政策位置を比較したところ、参議院民主党は衆議院民主党よりも経済政策面で伝統志向であり（ $p=0.007$ ）、外交安保政策面では差が見られなかった（ $p=0.807$ ）。この要因を解明することは今後の課題とする。

⁷⁰ 「政策専門性」については、これと類似した概念として「シニア」かどうかに着目した福元 2003, 2007 があるが、これを分析するのに「職能代表」と「都道府県代表」という補助線を活用することができると考えられる。福元 2007 は学歴・知的専門性・在職年数・年齢という議員の属性に注目して、参議院が必ずしも「シニア」とは言えないことを明らかにした。しかし本書が着目する 4 つの「特性」は著者自身が参議院の設立趣旨から演繹的に導いたものであり、制度設計者がこれらの特性を直接意識していたかは不明である（福元 2007 は p94 で「シニアであるとは具体的に何を指すかとなると必ずしも明確ではないが、何らかの意味で経験を積んでいることと捉え」と記している）。堀江 2005 によると、制度設計者が参議院議員に期待した特性は、全国区だと「社会各部門各職域の智識経験あるもの」で、地方区だと「地方的名声を備えた有識者」とされている（いずれも傍点は引用者）。福元 2007 は参議院をシニアにする制度として全国区に注目し「地方区以上にシニアな人物を輩出することが期待された」（p92）と記しているが、堀江 2005 によると、地方区にも経験豊富なシニアが求められていたのである。実際、参議院選挙区には地方政界出身者が多いが、彼らは実際他の前職者よりも初当選年齢が高く（特に 60 代の層が厚い）（東大法学部第 5 期蒲島郁夫ゼミ 2005）、まさに地方の「長老」だと考えられる。また「専門性」については福元 2007 が「知的」専門性（医師・大学教授・法曹）に注目しているが、上の引用文にある通り、制度設計者は「社会各部門各職域」の専門家を求めているので、農工商の熟達した経験者（職能代表）も「シニア」に含めてよいだろう。こうして職能代表と都道府県代表であることが「シニア」の条件だと考えれば、その割合は衆議院よりも多いだろうから、参議院は衆議院よりも「シニア」だと評価できる。本稿は参議院の機能を分析するにあたって「多元的民意の反映」と「立法過程における影響力」に着目してきたが、「2 つの代表」という視点は参議院が「シニア」かどうかを判断するのに有用だと思われる。

⁷¹ 例えば、参議院は農村部が過大代表されていることで、農村に基盤を持つ自民党に有利であるとすれば、政党議席の面からも参議院には「伝統志向メカニズム」が働くことになる。

参考資料

『判例時報』判例時報社

『最高裁判所民事判例集』最高裁判所判例調査会

『政官要覧』政官要覧社

参考文献

- Okawa Chihiro and Taniguchi Masaki, 2012, 'Party Position Change in Japan: 2003-2009' Joint-Edition of KPSA and JPSA, "Governmental Changes and Party Political Dynamics in Korea and Japan", Bokutakusha publisher, 87-109.
- Fenno, Richard F., Jr. 1978. Home Style: House Members in Their Districts. Boston: Little, Brown.
- Michael F, Thies and Yuki Yanai, 2014, "Bicameralism vs, Parliamentarism: Lessons from Japan's Twisted Diet", 『選挙研究』30 卷 2 号.
- Hirano, Shigeo, Kosuke Imai, Yuki Shiraito, and Masaki Taniguchi. 2011. "Policy Positions in Mixed Member Electoral Systems: Evidence from Japan." Working Paper.
<http://imai.princeton.edu/research/files/japan.pdf> (August 31, 2014).
- Rosenbluth, F. M., & Thies, M. F, 2010, Japan Transformed: political change and economic restructuring, Princeton University Press. (徳川家広訳『日本政治の大転換』勁草書房, 2012)
- 芦部信喜 (高橋和之 補訂), 2011, 『憲法 (第五版)』岩波書店.
- 浅野正彦, 2006, 『市民社会における制度改革: 選挙制度と候補者リクルート』慶應義塾大学出版会.
- 新井誠, 2013, 「参議院議員定数不均衡訴訟上告審判決」『平成 24 年度 重要判例解説』有斐閣.
- 飯尾潤, 2008, 「衆参における多数派の不一致と議院内閣制」『ジュリスト』No.1367, 88-94.
- 市村充章, 2001, 「参議院の役割と選挙制度の再検討 (2)」, 『議会政治研究』第 57 卷, 32-40.
- 今井亮佑, 2010, 「国政選挙のサイクルと政権交代」『レヴァイアサン』47 号: 7-39.
- 今井亮佑, 2013, 「参院選における『政策バランス投票』」『レヴァイアサン』52 号, 64-96.
- 今井亮佑, 2014, 「二院制における多元的民意の反映」『年報政治学』2014 年度 1 号, 59-83.
- 今井亮佑, 日野愛郎, 2011, 「『二次的選挙』としての参院選」『選挙研究』27 卷 2 号.
- 上神貴佳・堤英敬編, 2011, 『民主党の組織と政策: 結党から政権交代まで』東洋経済新報社
- 大山礼子, 2003, 『国会学入門』三省堂.
- 大山礼子, 2011, 『日本の国会: 審議する立法府へ』岩波書店.
- 加藤秀治郎, 2002, 『「憲法改革」の政治学』一芸社.
- 蒲島郁夫, 2004, 『戦後政治の軌跡』岩波書店.
- 川人貞史, 2005, 『日本の国会制度と政党政治』東京大学出版会.
- 川人貞史, 2007, 「書評 福元健太郎著『立法の制度と過程』」『公共選択の研究』49 卷, 69-72.
- 川人貞史, 2008, 「衆参ねじれ国会における立法的帰結」『法学』72 卷 4 号 505-536.
- 金東煥, 2014, 「候補者指名方法における開放と自民党地方組織 -自民党滋賀県連の事例-」『政策科学』21 卷 2 号.
- 菅原琢, 2009, 『世論の曲解』光文社.
- 高見勝利, 1997, 「衆・参両院議員選挙における並立制併存の意味と無意味」『ジュリスト』No.1106, 22-29.

- 高見勝利, 2008, 「『ねじれ国会』と憲法」『ジュリスト』No.1367, 64-79.
- 高見勝利, 2012『政党の混迷と憲法 -政権交代を読む』岩波書店.
- 竹中治堅, 2005a, 「『日本型分割政府』と参議院の役割」『年報政治学』99-125.
- 竹中治堅, 2005b, 「日本型分割政府と法案審議 -拒否権プレーヤーと「金融国会」再論」『選挙学会紀要』5号, 43-59.
- 竹中堅治, 2006, 『首相支配』中公新書.
- 竹中治堅, 2008, 「首相と参議院の独自性：参議院封じ込め」『選挙研究』23号, 5-19.
- 竹中堅治, 2010, 『参議院とは何か -1947～2010』中公叢書.
- 建林正彦, 2013, 『政党組織の政治学』東洋経済新報社.
- 谷口将紀, 2005, 「衆議院総選挙候補者の政策位置」『年報政治学』2005年度2号, 11-24.
- 谷口将紀, 2006, 「衆議院議員の政策位置」『日本政治研究』3巻1号, 90-108.
- 谷口将紀, 上ノ原秀晃, 境家史郎, 2009, 「2009年総選挙 -誰が自民政権を終わらせたのか」『世界』798号, 74-84.
- 只野雅人, 2001, 「参議院の独自性と選挙制度 -多元的民意の反映と『政党本位』」『ジュリスト』No.1213, 32-40.
- 只野雅人, 2013, 「両院制と選挙制度」『論究ジュリスト』No.5, 66-74.
- 辻中豊, 濱本真輔, 和嶋克洋, 2013, 「誰が参議院議員になるのか?」『都市問題』104巻5号, 50-58.
- 辻中豊・森裕城編, 2010, 『現代社会集団の政治機能 -利益団体と市民社会』木鐸社.
- 堤英敬, 2012, 「候補者選定過程の開放と政党組織」『選挙研究』28巻1号, 5-20.
- 東大法学部第5期蒲島郁夫ゼミ, 2005, 『参議院の研究 <第2巻>議員・国会編』木鐸社.
- 豊田秀樹編著, 2012, 『因子分析入門』東京図書.
- 中北浩爾, 2012, 『現代日本の政党デモクラシー』岩波書店.
- 中北浩爾, 2014, 『自民政党政治の変容』NHKブックス.
- 萩生田伸子・繁枘算男, 1996, 「順序付きカテゴリカルデータへの因子分析の適用に関するいくつかの注意点」『心理学研究』Vol. 67, No. 1.
- 原田一明, 2009, 「『ねじれ国会』と両院関係」『横浜国際経済法学』第17巻第3号, 17-3.
- 福元健太郎, 2002, 「二院制の存在理由」『レヴァイアサン』30号, 90-114.
- 福元健太郎, 2003, 「参議院議員は衆議院議員よりシニアか?」『年報政治学』2003年度, 245-259.
- 福元健太郎, 2006, 「『強くなった』『良識の府』という虚像 -参議院に存在意義はあるか」『中央公論』121巻12号, 230-239.
- 福元健太郎, 2007, 『立法の制度と過程』木鐸社.
- 堀江湛, 2005, 「参議院選挙制度の検証」『選挙研究』20巻, 35-43.
- 前田英昭, 2000, 「二院制 -参議院の役割と『自主性』」『ジュリスト』1177号, 37-43.
- 増山幹高, 2003, 「議会制度と日本政治: 議事運営の計量政治学」木鐸社.
- 増山幹高, 2004, 「参議院は無用か?」『公共選択の研究』43号, 68-71.
- 増山幹高, 2011, 「2010年度書評 竹中治堅『参議院とは何か -1947～2010』」『年報政治学』2011年度1号, 293-295.
- 松浦淳介, 2009, 「2007年『衆参ねじれ』発生前後の国会比較」『Keio SFC journal』Vol.9 No.1, 89-100.
- 松浦淳介, 2012, 「分裂議会に対する立法推進者の予測的対応 -参議院の黙示的影響力に関する分析」『法学政治学論究』92号, 69-99.
- 待鳥聡史, 2000, 「緑風会の消滅過程」水口憲人・北原鉄也・久米郁男編『変化をどう説明するか 政治篇』

木鐸社.

待鳥聡史, 2001, 「参議院自民党における閣僚ポスト配分ルールの形成 -出発点としての 1971 年参議院議長選挙」『選挙研究』第 16 号, 67-77.

待鳥聡史, 2011, 「書評 研究発展の礎石となる包括的通史 -竹中治堅著『参議院とは何か -1946-2009』」『レヴァイアサン』48 号, 175-178.

待鳥聡史, 平野貞夫, 建林正彦, 2012, 「分科会 J (書評セッション) 竹中治堅著『参議院とは何か』」『選挙研究』28 巻 2 号, 110-123.

三輪洋文・谷口将紀, 2014, 「現代日本における有権者の政治空間認識の不均質性」2014 年度日本政治学会報告論文.

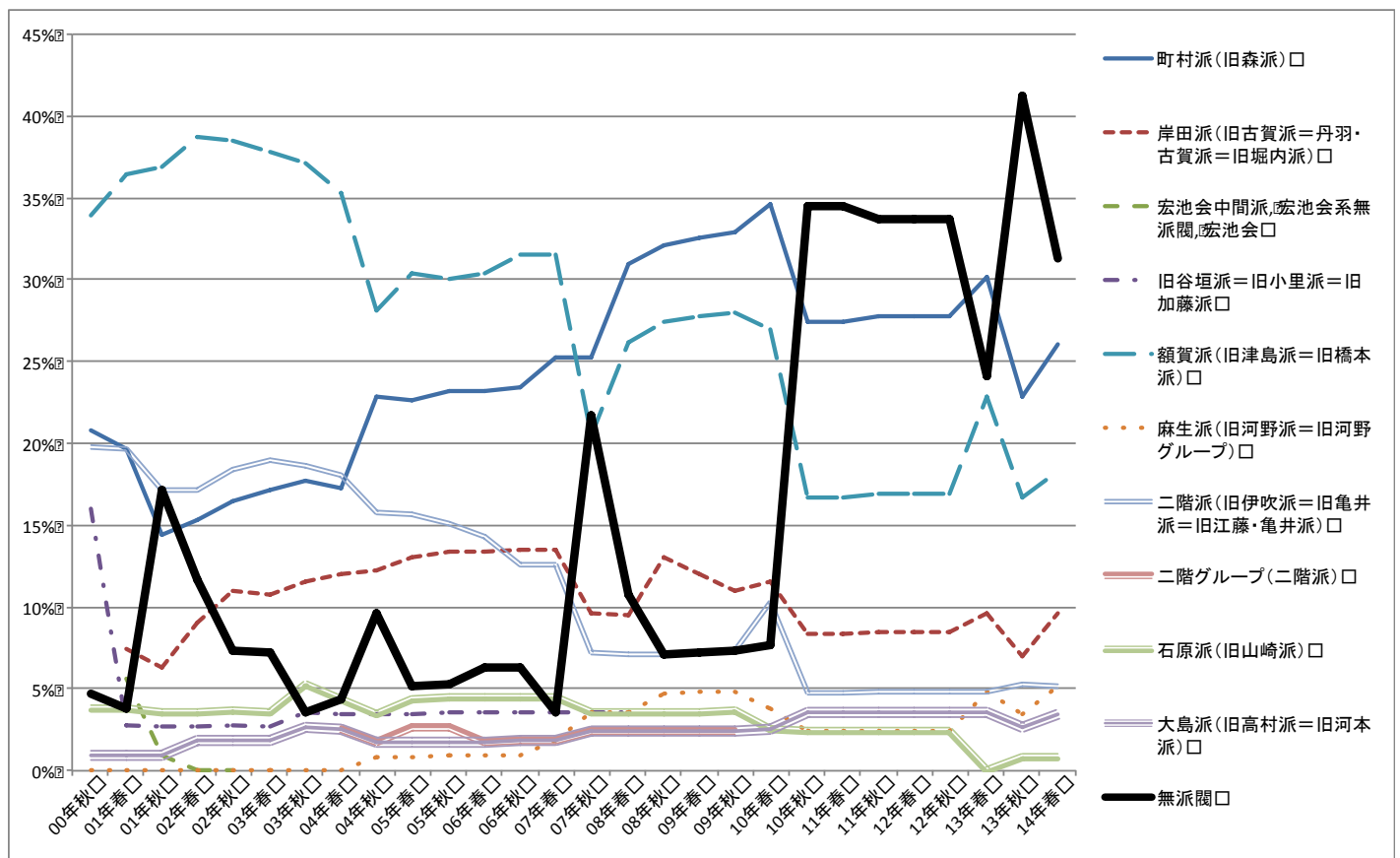
森裕城, 2009, 「書評 議会政治, 立法過程の論じ方 -総論と各論のはざままで -福元健太郎著『立法の制度と過程』木鐸社, 2007 年」『レヴァイアサン』44 号, 140-143

補遺

(1) 参議院自民党における派閥規模の変遷

下図から明らかな通り, 無派閥議員の数(黒太字)は現在に至るまで上昇を続けており, 現在では最大「派閥」となっている。

補図 1 参議院自民党における派閥規模の変遷



(出典) 『政官要覧』を元に筆者が作成。なお横軸の年号と春・秋は『政官要覧』の巻号による。

(2) 仮説 1・仮説 2 における因子分析の因子負荷量

各セルにおいて同数値が 0.5 以上の箇所は濃く, 0.3 以上 0.5 未満の箇所は薄く網がけしてある。

補表1 因子負荷量 (モデル1, 首相なし)

	第1因子	第2因子
防衛力強化	0.1	0.56
日米安保	-0.05	0.89
先制攻撃	-0.04	0.37
国連常任理事国	-0.03	0.15
公共事業	0.81	-0.04
財政出動	0.51	0.05
小さな政府	-0.13	0.17
終身雇用	0.36	0.05
地方への補助金	-0.55	0.04
外国人地方参政権	-0.02	-0.05

補表2 因子負荷量 (モデル1, 首相あり)

	第1因子	第2因子
防衛力強化	0.56	0.13
日米安保	0.85	0
先制攻撃	0.39	-0.05
国連常任理事国	0.17	-0.04
公共事業	0.01	0.66
財政出動	0	0.64
小さな政府	0.18	-0.15
終身雇用	0.02	0.39

補表3 因子負荷量 (モデル2, 首相なし)

	第1因子	第2因子
防衛力強化	0.11	0.7
日米安保	-0.04	0.72
先制攻撃	-0.01	0.43
国連常任理事国	-0.05	0.22
北朝鮮圧力	-0.04	0.28
公共事業	0.55	0.12
財政出動	0.99	0.03
小さな政府	-0.25	0.1
終身雇用	0.16	-0.02
外国人地方参政権	0.12	-0.26

補表4 因子負荷量 (モデル2, 首相あり)

	第1因子	第2因子
防衛力強化	0.09	0.66
日米安保	-0.09	0.8
先制攻撃	-0.02	0.38
国連常任理事国	-0.06	0.22
公共事業	0.55	0.11
財政出動	1.01	-0.04
小さな政府	-0.26	0.1
終身雇用	0.16	-0.01

補表5 因子負荷量 (モデル3)

	第1因子	第2因子
憲法改正	0.26	-0.08
防衛力強化	0.72	-0.04
日米安保	0.66	-0.09
先制攻撃	0.5	0.05
国連常任理事国	0.2	-0.06
北朝鮮圧力	0.42	0.03
公共事業	0.08	0.6
財政出動	-0.08	0.95
小さな政府	0.14	-0.2
終身雇用	-0.01	0.25
治安	0.33	0.17

補表6 因子負荷量 (モデル4)

	第1因子	第2因子
憲法改正	0.55	0.02
防衛力強化	0.62	0.02
先制攻撃	0.62	-0.13
集団的自衛権	0.68	0.01
非核三原則	-0.34	0.09
国連常任理事国	0.18	0.01
北朝鮮圧力	0.44	0.14
公共事業	0.11	0.37
財政出動	-0.02	1
小さな政府	0.18	-0.24
終身雇用制度	0.01	0.06
道徳教育	0.32	-0.02
治安	0.46	0.05

補表7 因子負荷量(モデル5, 首相なし)

	第1因子	第2因子	第3因子
防衛力強化	0.02	0.22	0.51
先制攻撃	0.1	0.07	0.37
国連常任理事国	0.03	0.06	0.32
北朝鮮圧力	0.03	-0.19	0.5
米国がアジアか	-0.08	0.39	0.2
公共事業	0.82	0.13	0.12
財政出動	0.66	0.06	0.3
小さな政府	-0.35	0.08	0.04
経済競争力	-0.32	0.18	0.23
消費税10パーセント	-0.06	0.42	-0.09
資産家への年金廃止	-0.17	-0.24	0.11
国内産業保護	0.53	-0.07	-0.04
議員数半減	-0.22	-0.24	0
道州制導入	-0.33	-0.16	0.21
道徳教育	0.22	-0.32	0.63
家族形態	0.18	0.15	0.2
治安	-0.05	0.47	0.12
外国人地方参政権	0.04	-0.03	-0.29
外国人労働者	-0.17	0.07	-0.04
環境重視	-0.03	0.12	-0.02
原発の運転再開	0.1	0.82	-0.08
原発2013までに廃止	-0.15	-0.54	0.05

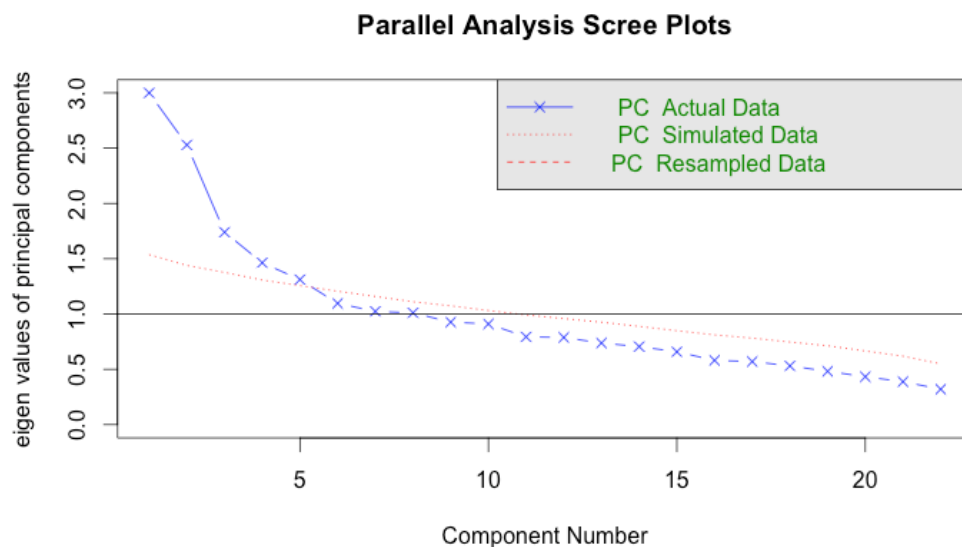
補表8 因子負荷量(モデル5, 首相あり)

	第1因子	第2因子	第3因子
防衛力強化	-0.02	0.26	0.55
国連常任理事国	0.03	0.1	0.37
北朝鮮圧力	0.05	-0.11	0.41
公共事業	0.78	0.06	-0.02
財政出動	0.71	0.03	0.16
小さな政府	-0.34	0.12	0.04
消費税10パーセント	-0.06	0.39	-0.02
資産家への年金廃止	-0.17	-0.24	0.04
議員数半減	-0.18	-0.21	-0.05
道州制導入	-0.31	-0.11	0.26
道徳教育	0.19	-0.25	0.51
治安	-0.05	0.48	0.19
外国人地方参政権	0.06	-0.08	-0.38
外国人労働者	-0.1	0.02	-0.05
原発の運転再開	0.07	0.75	0.02

(3) モデル5における因子数の決定

青い曲線はスクリープロットと呼ばれ、固有値の変化のグラフである。この曲線が急落する1つ前までの固有値の数を因子数とする決め方があり、これだと2つが妥当である。一方、赤い点線は平行分析であり、乱数を発生させて作ったデータで固有値を計算している。この赤い線よりも上にある固有値の数が因子数の目安になるが、これだと4・5つが推奨される。本稿はこれらの間をとって因子数を3つとした。またモデル5以外については同様の分析から、因子数は2つが妥当だと判断している。

補図2 スクリープロットと平行分析(モデル5)



(4) 仮説 1・仮説 2 における t 検定の第 1 種過誤の補正

検定を繰り返し行うことによる第一種過誤への対策としてはボンフェローニの方法 (Bonferroni correction) が古典的であるが、これは検出力が低く、保守的になりすぎてしまうという欠点がある。この問題を改善したのがホルムの方法 (Holm correction) であり、保守性が緩和されている。

補表9 多重比較における第1種の過誤の補正 (ホルムの方法)

	p値	補正後の5%水準	補正後の10%水準
モデル2：経済	0.000000009	0.0029	0.0059
モデル2 (首相)：経済	0.000000011	0.0031	0.0063
モデル3：経済	0.0007	0.0033	0.0067
モデル3 (首相)：経済	0.0007	0.0036	0.0071
モデル1：経済	0.001	0.0038	0.0077
モデル1 (首相)：経済	0.004	0.0042	0.0083
モデル5：外交	0.072	0.0045	0.0091
モデル5：経済	0.116	0.005	0.01
モデル5 (首相)：外交	0.123	0.0056	0.0111
モデル1：外交	0.245	0.0063	0.0125
モデル4：外交	0.259	0.0071	0.0143
モデル1 (首相)：外交	0.292	0.0083	0.0167
モデル5 (首相)：経済	0.491	0.01	0.02
モデル2 (首相)：外交	0.502	0.0125	0.025
モデル2：外交	0.645	0.0167	0.0333
モデル3：外交	0.826	0.025	0.05
モデル3 (首相)：外交	0.826	0.05	0.1

網掛け部分はホルム法による補正後でも有意だったモデルである。

(5) 仮説 3 以降

まず因子分析における因子負荷量を報告する。網がけについては仮説 1・仮説 2 と同様の仕様である。

補表10 因子負荷量(比例区)			補表11 因子負荷量(選挙区)		
	第1因子	第2因子		第1因子	第2因子
防衛力強化	0.02	0.99	防衛力強化	0.14	0.37
北朝鮮圧力	-0.04	0.2	北朝鮮圧力	-0.14	0.49
公共事業	0.68	0.06	公共事業	0.58	0.47
財政出動	1	0.01	財政出動	0.74	0.14
小さな政府	-0.22	0.15	小さな政府	-0.28	0.08

次に回帰分析における記述統計量を報告する。

補表12 比例区モデルの記述統計量						
変数	個数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
伝統志向性	63	0.056	-0.519	0.973	-1.514	2.443
職能団体候補ダミー	63	0.429	0	0.495	0	1
鞍替えダミー	63	0.175	0	0.38	0	1
当選回数	63	0.841	1	1.116	0	6
2004年ダミー	63	0.302	0	0.459	0	1
2007年ダミー	63	0.27	0	0.444	0	1
2010年ダミー	63	0.175	0	0.38	0	1
2013年ダミー	63	0.254	0	0.435	0	1

補表13 選挙区モデルの記述統計量						
変数	個数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
伝統志向性	186	0.005	-0.077	0.813	-1.868	2.305
都道府県政界ダミー	186	0.468	0	0.499	0	1
地方政界ダミー	186	0.07	0	0.255	0	1
鞍替えダミー	186	0.075	0	0.264	0	1
当選回数	186	1.129	1	1.06	0	4
都市度	186	53.611	46.3	19.679	25	98.2
選挙区定数	186	1.667	1	0.914	1	5
2004年ダミー	186	0.28	0	0.449	0	1
2007年ダミー	186	0.247	0	0.431	0	1
2010年ダミー	186	0.237	0	0.425	0	1
2013年ダミー	186	0.237	0	0.425	0	1

自民党派閥の政策位置の変化とその要因

法学部 3 年 村川拓也

選挙制度改革や小泉内閣が派閥政治の打破を掲げたこともあり中選挙区制を前提とした派閥の機能低下が指摘される。その一方で派閥は依然として存続しており、こうした状況下での派閥の機能として、本稿では先行研究では検討されることの少なかった、派閥の政策集団性という役割に着目した。本稿の分析の結果明らかになったことは以下の 2 点である。第 1 に 2003 年においては日本型経済システムに関する政策、2005 年、2009 年には外交・安全保障政策において派閥間の差異がみられたが、2012 年には安全保障政策に関する自民党の右傾化の結果、派閥間の政策的な差異がなくなったこと。第 2 に、2009 年から 2012 年にかけての派閥の政策的な差異が解消された要因は、現職議員の右傾化、元職、前職議員の政界復帰にあり、党の方針に近いとされる新人議員の当選が要因ではないということである。

1 先行研究と仮説

中選挙区制下の自民党において、領袖にとって派閥は自己の影響力の最も重要な基盤であり、総裁ポスト獲得のための基礎となっていた。佐藤・松崎（1986）によると個々の所属メンバーにとって派閥は①政治家としての認知②資金配分③陳情処理④役職配分等の機能を果たしていた。川人（1996）によれば自民党においては派閥均衡型人事（派閥勢力比型、派閥代表型、全員参加型）と年功序列型人事が 1970 年代以降に確立し、派閥への所属は政治家にとって重要なものとなったとされる。

一方、小選挙区制への移行に伴い、派閥の機能低下が指摘される。建林（2004）の研究によると政党助成金の支給、小選挙区制の導入による議員間競争の低下、小泉内閣における従来の人事慣行の破壊、世論調査での人気と自民党員の予備選挙を背景とした小泉総裁の誕生など、派閥は資金配分、ポスト配分、リーダー選出という主要な機能を失いつつあるとされる。

しかしこうした状況下でも自民党の派閥は存続している。そこで小選挙区制下での派閥の存在意義とは何かという点を検証したい。Fenno（1973）で指摘されるように議員は再選、昇進、政策実現を目標としている。再選、昇進を目指すうえでの派閥の役割低下という近年の状況の中で、本稿では先行研究では考慮されることの少なかった点として派閥の政策集団性というものに注目したい。政策選好の点から派閥の役割に注目した研究⁷²として、谷口（2006）は各議員の政策位置をしばしば規定するのは各派閥への所属だと指摘している。本稿では以上の先行研究を踏まえ、派閥のもつ政策集団性について検証する。よって本稿では「小選挙区制下で派閥は政策集団として存続し、その結果としてそれぞれの派閥には政策的な差異が存在する。」という仮説を計量分析により検証する。

2 実証分析

ここでは本稿の仮説を、2003 年、2005 年、2009 年、2012 年の各衆議院議員選挙について計量分析により検証する。政治家に対する質問項目のデータとしては東京大学谷口研究室・朝日新聞共同政治家調査データを使用した。派閥所属は各年度の総選挙後の政官要覧を参照し、2003 年については平成 16 年春号、2005 年については平成 17 年秋号、2009 年については平成 21 年秋号、2012 年については平成 25 年春号を参照した。また派閥については 2012 年時点を基準とし、2012 年時点で一つの派閥に統合されているものについては他年度においても同一の派閥として扱っている。派閥については以下の表 1 のように分類した。以降、派閥の名称については

⁷²その他に派閥と政策の関係に関連した研究として小島（2014）は総裁と政策選好が近い議員ほど、大きな規模の派閥に加入すると指摘しているが、派閥ごとの政策選好というもののへの着目は見られない。

2012年時点のものをを用いて記す。各年度における派閥所属議員の総数は以下の表2のようにになっている。2つの派閥を同一の派閥として扱っているものについては括弧内にその内訳も記載している。括弧内の数字の順番は表1の派閥の表記の順番と対応している。表2をみると年度によりいずれかの派閥に所属する議員数には変動があるが、最も無派閥の議員数が多い2012年においても過半数を超える議員が派閥に所属していることが分かる。

表1 派閥の変遷

	清和政策研究会	平成研究会	宏池会	為公会	近未来政治研究会	志帥会	番町政策研究会
2012年	町村派	額賀派	岸田派	麻生派	石原派	二階派	大島派
2009年	町村派	額賀派	古賀派	麻生派	山崎派	伊吹派・二階派	高村派
2005年	森派	旧橋本派	谷垣派・旧堀内派	河野派	山崎派	伊吹派・二階派	高村派
2003年	森派	橋本派	堀内派・子里派	河野グ	山崎派	二階グ・亀井派	高村派

表2 派閥所属議員数の変遷

	町村派	額賀派	岸田派	麻生派	石原派	二階派	大島派	無派閥	総数
2012年	48	30	27	25	12	17	6	130	295
2009年	20	14	24	8	16	10(9+1)	4	23	119
2005年	53	35	41(11+30)	10	27	26(17+8)	13	92	296
2003年	50	52	44(33+11)	9	24	34(4+30)	13	18	244

2.1 変数と方法

各派閥の政策位置の推定方法として各年度で共通する質問文である11争点を用いた。各質問文は「賛成」から「反対」の5点尺度であり、反対であるほど大きな値をとる変数である。11争点を投入した主成分分析を行い、固有値1以上を基準として主成分を抽出した。そして抽出した主成分それぞれについて、各派閥所属議員の平均値をとったものを派閥の政策位置とし、第一主成分、第二主成分それぞれについて派閥の政策位置に差がみられるかどうかを分散分析及び、テューキーの方法による多重比較により検定を行った。なお本稿の関心は自民党内の政策的な差異にあるため、主成分分析は自民党以外の政党も含めた全当選者を対象としているが、分散分析、多重比較の対象は自民党議員に限定している。

2.2 2003年

主成分は二つ抽出された。主成分負荷量及び寄与率を表3に示した。第一主成分は外交・安全保障政策、第二主成分は日本型経済システムをめぐる対立軸と解釈可能である。第一主成分得点は大きいほどリベラル、小さいほど保守、第二主成分得点は大きいほど改革志向、小さいほど従来型の経済システムを支持している。2.3節、2.5節で分析するが、2005年、2012年についても同様である。図1は各派閥の政策位置を作図したものである。作図に際しては町村派をM、額賀派をG、岸田派をK、麻生派をA、石原派をI、二階派をN、大島派をO、無派閥をXで表している。派閥の記号は以下の分析でも同様である。

第一主成分、第二主成分それぞれについて分散分析を行った結果が表4、5である。第二主成分において有意な差が検出された。第二主成分について多重比較を行ったところ表6の結果が得られた。p値が0.1以下のものについて記載している。なお総選挙時には他政党ないしは無所属で出馬していた議員で、政官要覧には自民党議員として記載されているものは自民党議員として扱っている。

多重比較の結果からは日本型経済システムの点において二階派が町村派、岸田派、無派閥と異なる選好を持つことが分かる。次の総選挙である2005年選挙は郵政選挙であり、亀井静香が離党し国民新党を結成するが、2003年時点で亀井派を含む二階派が日本型経済システムの点において保守的な政策志向を持つことは、郵政民営化法案をめぐる2005年での自民党の党内対立を示唆している。

表 3 主成分負荷量・寄与率

	PC1	PC2
憲法改正	0.37	-0.11
防衛力強化	0.35	0.06
先制攻撃	0.36	0.01
常任理事国入り	0.29	-0.06
北朝鮮	0.36	0.00
集団的自衛権	0.37	-0.02
小さな政府	0.23	-0.20
公共事業	0.07	0.68
財政出動	0.04	0.70
プライバシー	0.32	0.01
外国人参政権	-0.29	-0.03
寄与率	38.70%	12.60%

図 1 派閥ごとの政策位置

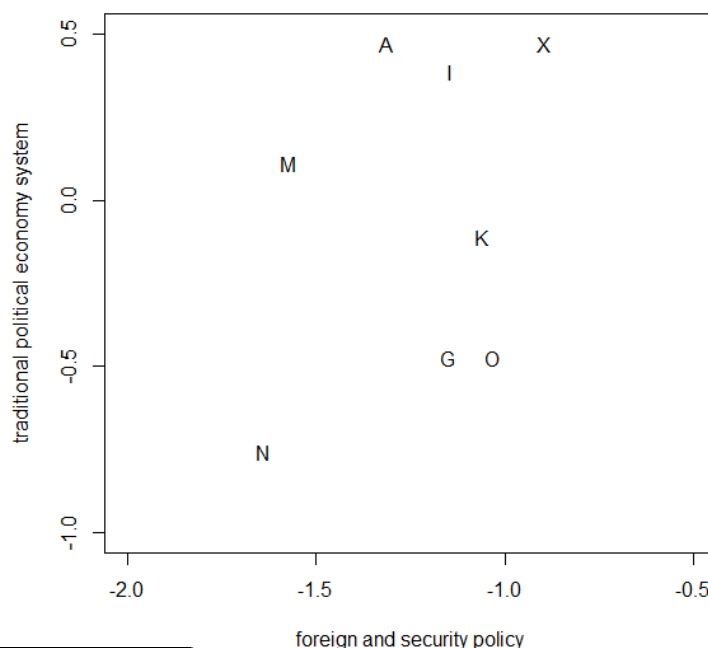


表 4 第一主成分・分散分析

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
faction	7	12.3	1.757	1.417	0.201
Residuals	185	229.4	1.24		

表 5 第二主成分・分散分析

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
faction	7	31.07	4.439	3.447	0.00171 **
Residuals	185	238.19	1.288		

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1

表 6 第二主成分・多重比較

	diff	lwr	upr	p adj
二階派-町村派	-0.869	-1.752	0.014	0.0572.
二階派-岸田派	1.142	0.088	2.195	0.0234*
二階派-無派閥	1.227	0.081	2.372	0.0264*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1

2.3 2005 年

2003 年と同様主成分は二つ抽出された。主成分の解釈も同様に第一主成分は外交・安全保障政策，第二主成分は日本型経済システムをめぐる対立軸と考えられる。図 2 に各派閥の政策位置を作図した。主成分負荷量，寄与率を表 7 に第一主成分，第二主成分それぞれについての分散分析の結果を表 8，9 に，第一主成分についての多重比較の結果を表 10 に示す。

2003 年においては日本型経済システムにおいて有意な差がみられたが，2005 年では安全保障政策において有意な差がみられる。2005 年の郵政選挙において，郵政民営化法案に反対した亀井静香による国民新党の結成や，郵政民営化に反対した議員の非公認，対立候補としての刺客の送り込みの結果，小泉首相の改革路線に反発する勢力が弱体化し，経済面において党内の政策志向の凝集性が高まったためだと考えられる。

表 7 主成分負荷量・寄与率

	PC1	PC2
憲法改正	0.37	-0.15
防衛力強化	0.38	-0.06
先制攻撃	0.36	0.04
常任理事国入り	0.21	-0.20
北朝鮮	0.33	-0.06
集団的自衛権	0.35	0.08
小さな政府	0.31	-0.10
公共事業	0.07	0.66
財政出動	0.06	0.68
プライバシー	0.34	0.13
外国人参政権	-0.30	0.00
寄与率	38.70%	14.60%

図 2 派閥ごとの政策位置

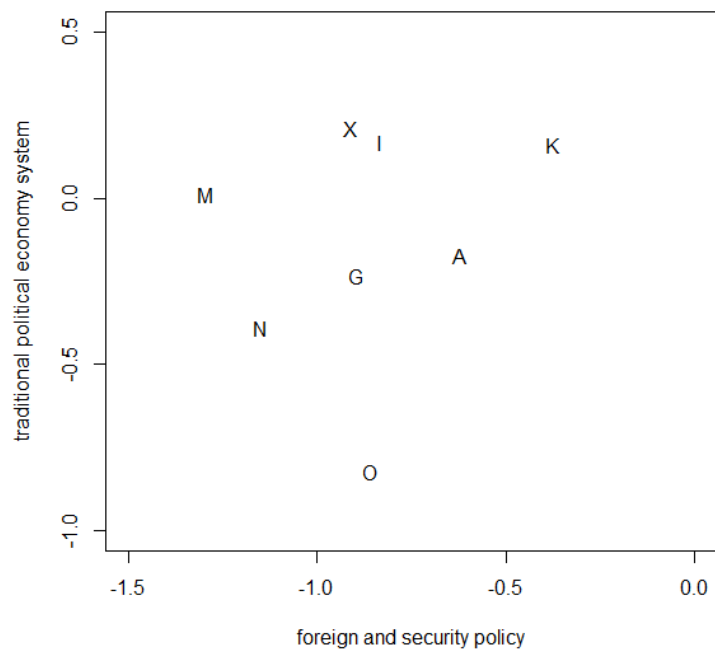


表 8 第一主成分・分散分析

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
faction	7	18.5	2.649	1.775	0.0935
Residuals	221	329.9	1.493		

表 9 第二主成分・分散分析

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
faction	7	15.1	2.157	1.537	0.156
Residuals	221	310.2	1.404		

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1

表 10 第一主成分・多重比較

	diff	lwr	upr	p adj
町村派-岸田派	0.919	0.072	1.766	0.0230*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1

2.4 2009 年

2003 年、2005 年と同様主成分は二つ抽出された。主成分の解釈も同様に第一主成分は外交・安全保障政策、第二主成分は日本型経済システムをめぐる対立軸と考えられる。図 3 に各派閥の政策位置を作図した。主成分負荷量、寄与率を表 11 に第一主成分、第二主成分それぞれについての分散分析の結果を表 12, 13 に、第一主成分についての多重比較の結果を表 14 に示す。なお主成分得点の解釈については他の年度と異なり、第一主成分については値が大きいほど保守、値が小さいほどリベラル、第二主成分については値が大きいほど伝統的経済体制を支持し、値が小さいほど改革志向となる。

2005 年と同様、日本型経済システムに関する対立軸において有意な差がみられた。多重比較の結果も 2005 年と同様に町村派と岸田派で有意な差が出ている。なお 2009 年時点で自民党議員 119 名中、岸田派 24 名、町村派 20 名であり両者は党内最大派閥である上、町村派は森、小泉、安倍、福田と四代続けて首相を輩出する党内主流派であり、大派閥間の政策的な差異がみられる。

表 11 主成分負荷量・寄与率

	PC1	PC2
憲法改正	-0.36	0.02
防衛力強化	-0.38	0.06
先制攻撃	-0.36	0.10
常任理事国入り	-0.22	-0.08
北朝鮮	-0.32	0.06
集団的自衛権	-0.39	0.09
小さな政府	-0.21	0.21
公共事業	-0.11	-0.68
財政出動	-0.16	-0.67
プライバシー	0.32	0.01
外国人参政権	-0.32	0.12
寄与率	41.56%	12.06%

図 3 各派閥の政策位置

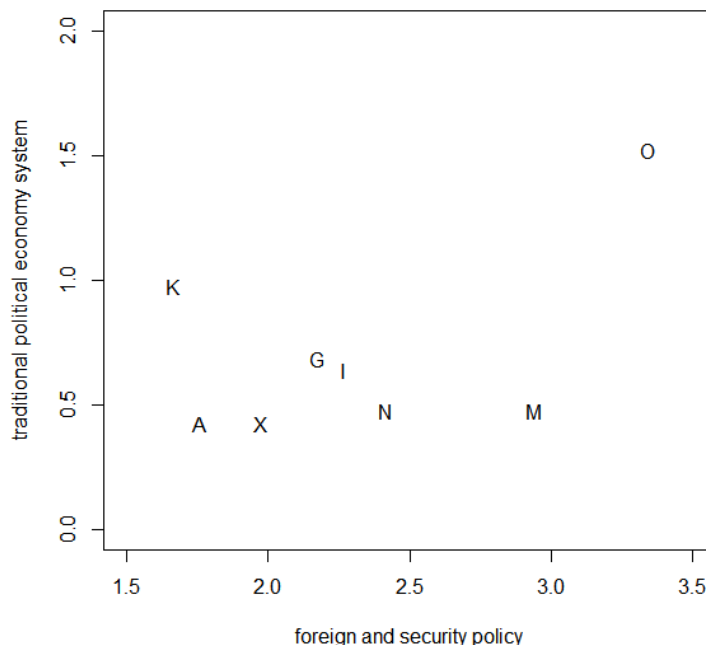


表 12 第一主成分・分散分析

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
faction	7	21.69	3.099	2.319	0.0316 *
Residuals	94	125.62	1.336		

表 13 第二主成分・分散分析

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
faction	7	5.97	0.853	1.212	0.304
Residuals	94	66.15	0.7038		

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1

表 14 第一主成分・多重比較

	diff	lwr	upr	p adj
町村派-岸田派	-1.275	-2.403	-0.147	0.0155*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1

2.5 2012 年

2003 年、2005 年と同様主成分は二つ抽出された。主成分の解釈も同様に第一主成分は外交・安全保障政策、第二主成分は日本型経済システムをめぐる対立軸と考えられる。図 4 に各派閥の政策位置を作図した。主成分負荷量、寄与率を表 15 に第一主成分、第二主成分それぞれについての分散分析の結果を表 16, 17 に示す。

2005 年，2009 年においてみられた外交・安全保障面での派閥間の差異がみられなくなった。経済政策においても差異はなく，派閥間の政策的な差異は完全になくなったといえる。

表 15 主成分負荷量・寄与率

	PC1	PC2
憲法改正	0.38	-0.02
防衛力強化	0.40	-0.07
先制攻撃	0.34	-0.05
常任理事国入り	0.27	0.10
北朝鮮	0.26	0.04
集团的自衛権	0.40	-0.05
小さな政府	0.23	-0.37
公共事業	0.11	0.62
財政出動	0.11	0.67
プライバシー	0.27	0.03
外国人参政権	-0.37	0.07
寄与率	44.97%	13.93%

図 4 各派閥の政策位置

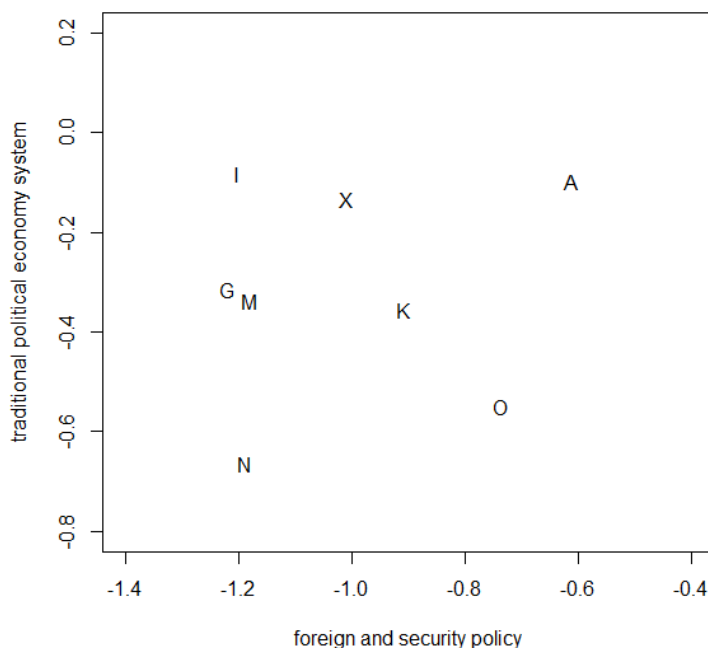


表 16 第一主成分・分散分析

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
faction	7	7.86	1.123	1.082	0.375
Residuals	255	264.62	1.038		

表 17 第二主成分・分散分析

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
faction	7	6.46	0.9234	0.861	0.538
Residuals	255	273.6	1.0729		

3 小括

ここまでは「小選挙区制下において派閥は政策集団として存続している」という仮説に基づき分析を行った。上記の分析結果は 2003 年，2005 年，2009 年においては仮説を支持するものであったといえるが，2012 年においては仮説と反する結果となったといえる。2003 年から 2005 年にかけて経済面において自民党内の差異がなくなっていくのは実際の政治状況と適合したものであり，その要因は 2005 年選挙の際に改革路線に反発した勢力を自民党から追い出したことにある。

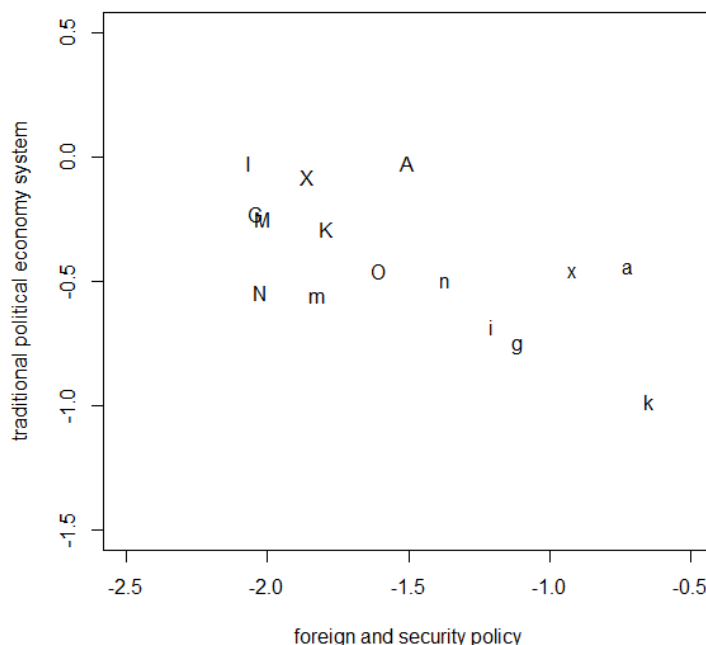
2005 年から 2012 年にかけて外交・安全保障面での差異がなくなり，2012 年時点で自民党の派閥においては政策的な差異が完全になくなったわけであるが，その要因について続いて分析を行う。分析の前に 2009 年から 2012 年にかけての自民党派閥の政策位置の変化を確認する。同一の政策空間での比較を行うために，主成分分析の際には 2009 年，2012 年で当選したすべての議員を対象として，11 の争点について 2009 年と 2012 年のデータを合わせて主成分分析を行い主成分得点の計算を行った。固有値 1 以上を基準に主成分を抽出し，そうして計算された主成分得点を用いて派閥ごとの政策位置を 2009 年，2012 年それぞれについて推定する。小文字で示したのが 2009 年，大文字で示したのが 2012 年のそれぞれの派閥の政策位置である。表 18 に主成分負荷量と寄与率を示した。これまでの分析と同様，第一主成分が外交・安全保障政策に関する軸で，第二主成分が伝統的経済体制に関する対立軸である。第一主成分に関しては数値が大きいほどリベラル，小さいほど保守であり，第二

主成分については数値が大きいほど改革志向、数値が小さいほど伝統的な日本型経済システムを支持している。同一の観察数を部分的に含むためt検定は行っていないが、結果を作図した図5からは、自民党の派閥が外交・安全保障政策において大きく右傾化し、2009年の町村派の政策位置に近づいていることが分かる。この結果とこれまでの分析結果を踏まえると2012年において派閥間の政策的な差がなくなったのは、岸田派を中心とした、外交・安全保障政策においてハト派の派閥が、2012年に右傾化し、タカ派である町村派の政策位置に近づいたためであると考えられる。

表 18 主成分負荷量・寄与率

	PC1	PC2
憲法改正	0.37	-0.03
防衛力強化	0.39	-0.08
先制攻撃	0.33	-0.08
常任理事国入り	0.24	0.09
北朝鮮	0.24	-0.01
集団的自衛権	0.40	-0.08
小さな政府	0.26	-0.27
公共事業	0.15	0.63
財政出動	0.14	0.70
プライバシー	0.29	-0.05
外国人参政権	-0.36	0.06
寄与率	45.22%	12.25%

図 5 派閥の政策位置の変化



以上の結果を踏まえて、以下では派閥の政策位置の変化が、どのような要因によりもたらされたかを検討する。派閥の政策位置が変動する要因としては以下の5つが考えられる。

- ①リベラル派ほど落選し、選挙の結果として自民党の保守化が進んだ。
- ②現職議員とは異なる政策選好をもつ新人議員や元職、前職議員の当選
- ③現職の引退
- ④現職議員の政策位置が変化した
- ⑤派閥間の議員の移動。

よって以下では①～⑤の仮説についてそれぞれ検証を行う。外交・安全保障政策において派閥間の差異がなくなったのは2009年から2012年にかけてであるため、その契機となった2012年選挙について分析を行う。

4.1 当選議員と落選議員の比較

2012年選挙における自民党現職候補で落選したのは加藤紘一議員、長尾敬議員のみであり、加藤議員は2009年時点で無派閥、長尾議員は2012年に民主党を離党し自民党に所属したため、2012年選挙の当選者と落選者を比較しても、2009年から2012年にかけての派閥の政策位置の変化を直接説明することはできない。しかし落選した議員も当選した場合派閥に所属した可能性がある以上、落選者の政策位置を確認することには意味があると考えられる。派閥間の政策位置の比較の際には主成分分析を行ったが、落選議員も入れた主成分分析を行うと当選議員のみを対象とした主成分分析とは異なる政策空間となってしまうため、個別争点についてみることにする。自民党の当選議員と落選議員それぞれについて政策位置の平均値を比較したのが以下の表19である。なお自民

党当選者は 286 名、落選者は 44 名である。t 検定の結果、公共事業、財政出動の 2 争点については当選者と落選者に有意な差があり、落選者の方が従来の日本型経済システム寄りの政策を志向する傾向がみられた。一方、安全保障政策については、常任理事国入りのみが 10%水準で有意であり、有意傾向ではあるが、その他の争点は当選者と落選者の間で政策的な差異がなく、選挙の結果として 2009 年から 2012 年にかけて安全保障面での自民党内の差異がなくなったとはいづらい。

表 19 当選者と落選者の比較

	2012年当選者	2012年落選者	p値
憲法改正	1.171	1.111	0.3775
防衛力強化	1.379	1.259	0.27
先制攻撃	2.679	2.481	0.4294
常任理事国	1.291	1.154	0.09519.
北朝鮮	2.461	2.296	0.4559
集団的自衛権	1.317	1.259	0.5897
小さな政府	3.116	2.926	0.3085
公共事業	1.978	1.333	0.0000002419***
財政出動	1.892	1.556	0.0083**
プライバシー	2.395	2.115	0.1805
外国人参政権	4.688	4.667	0.8935

Signif. codes: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1

4.2 新人議員の影響

新人議員が党首や党全体と近い政策選好を持っていた場合、そうした保守的な新人議員の当選は派閥間の差異をなくす要因になりうる。そこで 2012 年当選者のうち新人議員と現職議員とで外交安全保障面での政策的な差異がみられるかを比較した。2012 年の衆議院選挙について分析した 2.5 節で行った主成分分析により得られた第一主成分（外交安全保障軸）の主成分得点の平均値を新人議員、現職議員それぞれについて平均をとり、差がみられるかを t 検定により検証した。なお新人議員は 116 名、現職議員は 103 名である。結果は以下の表 20 のようになった。大島派は観察数不足により t 検定を行えなかった。また 2009 年からの変化を検証することはできなくなるが、2012 年当選の新人議員の特徴をみるために現職議員以外に元職、前職にも分析の対象を広げ、新人議員と当選 2 回目以上の議員とで比較を行ったのが表 21 である。当選 2 回目以上の議員は 170 名であった。

表 20 新人議員と現職議員の比較

	現職	新人	p値
町村派	-1.484	-1.147	0.3002
額賀派	-1.214	-0.732	0.537
岸田派	-0.968	-0.675	0.614
麻生派	-0.620	-0.088	0.3826
石原派	-0.749	-0.939	0.8803
二階派	-1.059	-1.612	0.1117
大島派	-1.626	-1.458	
無派閥	-1.160	-0.793	0.08.
党全体	-1.119	-0.833	0.0513.

表 21 新人議員と当選 2 回目以上の議員の比較

	当選2回以上	新人	p値
町村派	-1.197	-1.147	0.8601
額賀派	-1.308	-0.732	0.4344
岸田派	-1.010	-0.675	0.5021
麻生派	-1.095	-0.088	0.04308*
石原派	-1.262	-0.939	0.8009
二階派	-0.815	-1.612	0.02176*
大島派	-0.259	-1.458	0.2792
無派閥	-1.224	-0.793	0.02309*
党全体	-1.159	-0.833	0.01117*

Signif. codes: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1

表 20 に記したように、新人議員と現職議員の比較からは各派閥においては有意な差はみられなかったが、無派閥と自民党全体においては 10%水準で有意となった。有意傾向にある無派閥、党全体では新人議員の方がリ

ベラル寄りの政策を志向し、有意水準は満たしていないが、石原派、二階派以外の派閥でも新人議員の方がリベラル寄りである。新人議員の方が党の政策位置と異なる方向にあるというこの結果は先行研究とは異なるものである⁷³。一方、表 21 に記したように新人議員と当選 2 回以上の議員の分析では麻生派、二階派、無派閥、党全体で有意となった。いずれの分析からも新人議員は外交安全保障政策面において現職議員や当選 2 回以上の議員とは異なる政策を持つことが確認できるが、石原派、二階派を除き新人議員はリベラル寄りであり、新人議員の当選では岸田派や党全体の右傾化による派閥間の差異の縮小を説明できない。

次に、現職議員と元職、前職議員の比較を行う。2009 年選挙において自民党議員の多くが落選している。その結果、2012 年自民党における元職、前職の当選者数は多く、彼らは一定の政治経験と選挙基盤を持つために新人議員とは異なる政策志向を持つ可能性があるため、元職、前職当選者が派閥の政策位置を変化させた可能性は十分に考えうる。まず表 22 に派閥ごとに元職、前職の当選者数を示す。

表 22 元職、前職当選者数

町村派	額賀派	岸田派	麻生派	石原派	二階派	大島派	無派閥	計
16	14	7	5	4	4	2	15	67

外交・安全保障政策について元職、前職議員と現職議員で差異が見られるかを、第一主成分の主成分得点について t 検定を行うことで求めた。その結果が以下の表 23 である。大島派は観察数不足により検定を行っていない。

表 23 元職、前職議員と現職議員の比較

	元職・前職	現職	p値
町村派	-0.982	-1.484	0.1761
額賀派	-1.362	-1.214	0.763
岸田派	-1.064	-0.968	0.8432
麻生派	-1.856	-0.620	0.04279*
石原派	-1.904	-0.749	0.0804.
二階派	-0.509	-1.059	0.2525
大島派	0.425	-1.626	
無派閥	-1.459	-1.160	0.2264
党全体	-0.2160	-1.1991	0.05491

外交・安全保障政策において麻生派、石原派は元職、前職議員の方がタカ派であり有意な結果となっている。

この結果から岸田派の右傾化には元職、前職議員の政界への復帰は影響を与えていないが、党全体の右傾化という文脈で派閥間の差異のなかりを考えた場合、元職、前職議員の復帰は、麻生派、石原派の右傾化を進め、派閥間の政策的な違いをなくしたといえる。

4.3 現職議員の引退

現職議員の引退も、議員の入れ替えを促し、派閥や政党の政策位置を変化させる要因となりうる。本稿では 2009 年当選者のうち、2012 年の東京大学谷口研究室・朝日新聞共同政治家調査データにデータが存在しない議員を、2012 年選挙に立候補しなかったとして引退した議員として扱った。2012 年時点でのデータが存在しないため、2009 年選挙時のデータを用い、2012 年に引退することになる議員と、そうでない議員とで政策位置に差がみられるかを派閥ごとに確認した。表 24 に派閥ごとに引退した議員数を記す。

表 24 引退した議員数

町村派	額賀派	岸田派	麻生派	石原派	二階派	大島派	無派閥
3	1	3	0	3	1	0	4

⁷³ OKAWA,TANIGUCHI (2012) は 2005 年、2009 年選挙の候補者において、新人と落選、引退した現職との間に政策的な差があり、新人は所属政党に近い政策位置をとると指摘している。

今までの分析と同様に主成分分析を行い、外交・安全保障軸、伝統的政治経済軸それぞれについて同一派閥内の他議員と差異がみられるかをt検定により比較した。その結果、外交安全保障軸、伝統的政治経済体制軸のいずれにおいても有意な差はなかった。観察数数の少なさには留保が必要ではあるが、現職議員の引退により派閥の政策位置が動いたとは考えにくい。

4.4 現職議員の政策位置の変化

派閥の政策位置の変化の要因としては議員の入れ替わり以外にも、一人一人の議員の政策選好自体が変化した可能性も考えられる。そこで現職議員の政策位置の変化について主成分分析を用いて検証する。

派閥所属については2009年、2012年ともに当選し、かつ2009年から2012年にかけて所属派閥の変更を行っていない議員に限定している。無派閥の場合も、2009年、2012年ともに無派閥であった議員に限定している。また主成分分析を行う際に質問文に欠損値が含まれる議員は取り除いているが、のちに対応のあるt検定を行うために、一方の年度の質問文に欠損値が含まれる議員は、もう一方の年度の方からも取り除いてある。よって以下の分析での各派閥の所属議員は2009年と2012年において完全に同一のものとなっている。2009年、2012年ともに同一の派閥に所属している、それぞれの派閥の議員数については以下の表25のようになった。

表 25 2009年・2012年派閥継続所属議員数

町村派	額賀派	岸田派	麻生派	石原派	二階派	大島派	無派閥
13	9	10	8	6	5	2	18

主成分分析の方法は第3節と同様であるが、対応のあるt検定を行うために議員を取り除いているため主成分負荷量などは異なる。固有値1以上を基準に主成分を抽出したところ、二つの軸が抽出された。主成分負荷量と寄与率は表26に示した。第一主成分が外交安全保障軸、第二主成分が伝統的政治経済体制軸である。図6にそれぞれの派閥の政策位置を作図した。大文字で書かれているものが2012年、小文字で書かれているものが2009年である。外交安全保障政策において、2012年は2009年より右傾化し、2012年になると多くの派閥の政策位置が、2009年時点での町村派の位置に近づいている様子が分かる。第一主成分の主成分得点について対応のあるt検定を行い、2012年と2009年において比較を行ったものが表27である⁷⁴。大島派については観察数不足により検定を行えていない。額賀派、岸田派、二階派、無派閥においては有意に右傾化しているといえ、麻生派においても10%水準ではあるが有意傾向にある。これらの結果から、外交安全保障政策において現職議員の政策値は、額賀派、岸田派、二階派、無派閥において右傾化し、それが派閥間の差異をなくす方向に機能していると考えてよいだろう。

⁷⁴ なお第二主成分については額賀派がp値0.047、岸田派がp値0.017、無派閥がp値0.00035で改革志向に変化している。

表 26 主成分負荷量・寄与率

	PC1	PC2
憲法改正	0.37	-0.03
防衛力強化	0.39	-0.08
先制攻撃	0.33	-0.09
常任理事国入り	0.24	0.09
北朝鮮	0.24	-0.02
集団的自衛権	0.40	-0.08
小さな政府	0.26	-0.26
公共事業	0.15	0.64
財政出動	0.14	0.70
プライバシー	0.29	-0.06
外国人参政権	-0.36	0.05
寄与率	45.26%	12.24%

図 6 派閥の政策位置の変化

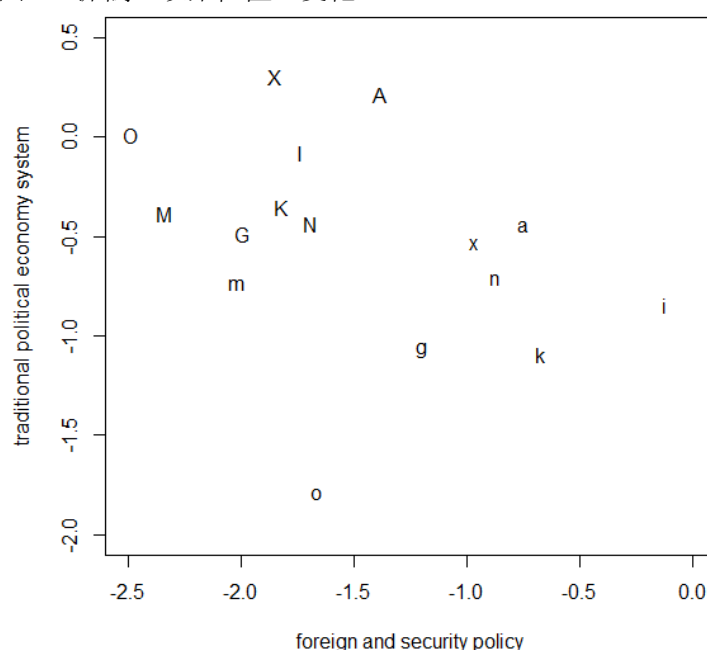


表 27 第一主成分・t 検定 (対応あり)

	2012年	2009年	p値
町村派	-2.335	-2.019	0.2763
額賀派	-1.995	-1.195	0.01371*
岸田派	-1.823	-0.673	0.04043*
麻生派	-1.385	-0.747	0.08989.
石原派	-1.736	-0.126	0.2517
二階派	-1.692	-0.877	0.01895*
大島派	-2.489	-1.662	
無派閥	-1.847	-0.970	0.0002336***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1

4.5 派閥間の議員の移動

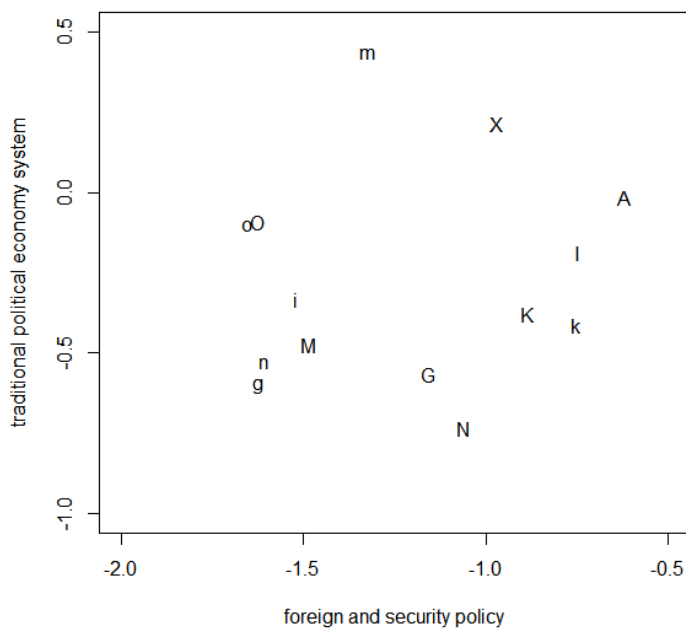
2009 年から 2012 年にかけて、派閥に所属していた議員が無派閥になる事例は数多くあるが、派閥間での議員の移動や無派閥であった議員が派閥に所属する例は見られない。そこで 2009 年当選者のうち、2012 年も派閥に所属し続けた議員と、2012 年には派閥を離脱し、無派閥になった議員との間で政策的な差がみられるかを 2012 年選挙のデータを用いて分析する。表 28 に、派閥ごとに派閥を離脱し無派閥となった議員数を記す。

表 28 派閥離脱者数

町村派	額賀派	岸田派	麻生派	石原派	二階派	大島派
4	4	11	0	7	4	2

主成分分析の結果に基づき 2009 年、2012 年と継続して派閥に所属した議員と、2012 年に派閥を離脱し無派閥となった議員、それぞれについて政策位置を作図したのが下の図 7 である。大文字で書かれているのは、継続して所属した議員の派閥ごとの政策位置、小文字で書かれているのが、2009 年に派閥に所属していたが、2012 年に無派閥に所属を変更した議員を、2009 年時点での所属派閥ごとに示している。

図 7 派閥離脱の影響



第一主成分、第二主成分それぞれについて、派閥の継続所属者と、派閥離脱者の主成分得点の平均値を t 検定により比較した。結果は、石原派の第一主成分のみ p 値 0.045 となり 5%水準で有意であり、石原派を離脱した議員は、石原派に所属し続けた議員より、外交安全保障政策においてタカ派である。しかしこの結果を、岸田派を中心とした自民党派閥の右傾化と結びつけることはできないため、派閥間の議員の移動が、派閥間の政策的な差異をなくしたとも考えにくい。

4.1～4.5 の分析を踏まえると 2009 年から 2012 年にかけて派閥間の差異がなくなった要因は、元職・前職議員の政界復帰と、現職議員の右傾化の 2 つの要因があると考えられる。

5 結論と含意

本稿の目的は第一に 2003 年、2005 年、2009 年、2012 年総選挙を題材に、従来の研究であまり注目のされてこなかった派閥ごとの政策的な差異を明らかにすること、第二に 2009 年までは見られた派閥間の差異が 2012 年で見られなくなった原因を解明することであった。分析の結果、以下のことが明らかになった。

(1) 2003 年には伝統的政治経済体制に関して、2005 年、2009 年には外交・安全保障政策に関して派閥間の政策的な差異が見られたが、2012 年には派閥間の政策的な差異が一切見られなくなった。

(2) 2012 年に派閥間の政策的な差異が見られなくなったのは、新人議員の当選のためではなく、タカ派寄りの政策志向を持つ元職、前職議員の政界への復帰、現職議員の右傾化のためである。

2005 年～2012 年までのおおまかな傾向として、外交・安全保障政策についてタカ派の町村派の政策位置に、他派閥が近付くことで、党内の差異が縮んでいく傾向が確認できた。町村派は党内主流派であり、現在改憲や安全保障政策の見直しを進める安倍首相も町村派出身⁷⁵である。また 2009 年から 2012 年にかけて外交・安全保障政策についてリベラルな立場であった岸田派が右傾化した。岸田派は自民党の野党時代に谷垣禎一が総裁選に勝利し、総裁派閥となったが、自民党の政権奪回前にして総裁の座を失い、総裁派閥のメリットを生かしたとは言えなかった。2005 年選挙での党内対立を経たのち、2003 年時点でみられた日本型経済システムに関する差異の解消や、外交・安全保障政策の変化と対応した、2009 年以降の政治状況を踏まえると、派閥間の政策的な差異は党内の権力闘争となんらかの関連性があるといえるかもしれない。

本稿では、派閥と政策の関連についての分析を行ったが、政策志向が近いから派閥に加入するのか、派閥に加入した結果政策志向が近くなるのかといった因果関係に関する分析は行えていない。こうした議員の派閥加入のメカニズムに関する分析は今後の課題である。

⁷⁵ 2012 年の総裁選で安倍は町村信孝の支援の要請を拒否して、町村と対立する形で自ら立候補しているの、町村派と協力関係にあるとはいえない。

6 参考文献

佐藤誠三郎・松崎哲久,1986,『自民党政権』中央公論社.

川人貞史,1996,「シニオリティ・ルールと派閥—自民党における人事配分の変化—」『レヴィアサン』臨時増刊号: 111-145.

建林正彦,2004,『議員行動の政治経済学—自民党支配の制度分析』有斐閣.

小島真一,2014,「党内集団の存続メカニズム: だれが派閥を生きながらえさせるのか?」2014 年度日本選挙学会報告論文.

谷口将紀,2006,「衆議院議員の政策位置」『日本政治研究』3 (1): 90-108.

Fenno, Richard F. Jr.. 1973. Congressmen in Committees. Little Brown.

Chihiro OKAWA, Masaki TANIGUCHI. 2012. Party position Change in Japan. Governmental Changes and Party Political Dynamics in Korea and Japan, Joint-Edition of Korean Political Science Association, Bokutakusha publisher. 87-109

『政官要覧』政官要覧社.

7 補遺

本稿では東京大学谷口研究室・朝日新聞共同政治家調査データを使用した. 分析には以下の 11 の質問文を用いた.

・憲法を改正すべきだ

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・日本の防衛力はもっと強化すべきだ

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・他国からの攻撃が予想される場合には先制攻撃もためらうべきではない

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・日本は国連の安全保障理事会の常任理事国に入って国際的役割を果たすべきだ

1. 賛成

2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・北朝鮮に対しては対話よりも圧力を優先すべきだ

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・憲法を改正するか解釈変更して集団的自衛権を行使できるようにすべきだ

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・社会福祉など政府のサービスが悪くなっても、お金のかからない小さな政府の方が良い

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・公共事業による雇用確保は必要だ

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・当面は財政再建のために歳出を抑えるのではなく、景気対策のために財政出動を行うべきだ

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・治安を守るためにプライバシーや個人の権利が制約されるのは当然だ

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対

・永住外国人の地方参政権を認めるべきだ

1. 賛成
2. どちらかと言えば賛成
3. どちらとも言えない
4. どちらかと言えば反対
5. 反対