

女性参政権成立の計量分析 V-Demデータの使用による調査

笹岡伸矢

はじめに

女性参政権をめぐる議論は、これまでそれぞれの国や地域におけるモノグラフとして描かれることが多かった。例えば、日本におけるいわゆる「婦選運動」や、イギリスやアメリカにおける女性たちの先進的な運動とその後の女性参政権成立などである。それらは19世紀後半から20世紀初頭にかけての出来事であり、その問題の解明はおおむね、歴史家の仕事として認識されてきた。他方、政治学、特に一般化を目指す政治科学の立場では、多くの事例から理論・仮説を抽出し、その妥当性を計量分析（ラージN分析）や多国間比較分析によって検証しようとする。この立場では、なぜ女性参政権が認められるのかという問題を扱うことになるが、そのようなアプローチで女性参政権の問題が扱われることは決して多くはなかった。

そこで本稿では、統計的な手法により、女性参政権の成立に影響を与えた要因を明らかにしようとする先行研究を整理し、そこで扱われた仮説および変数をいくつか取り上げる。そして、その仮説の妥当性を、主にV-Demというデータセットを用いて検証していく。

1. 概要

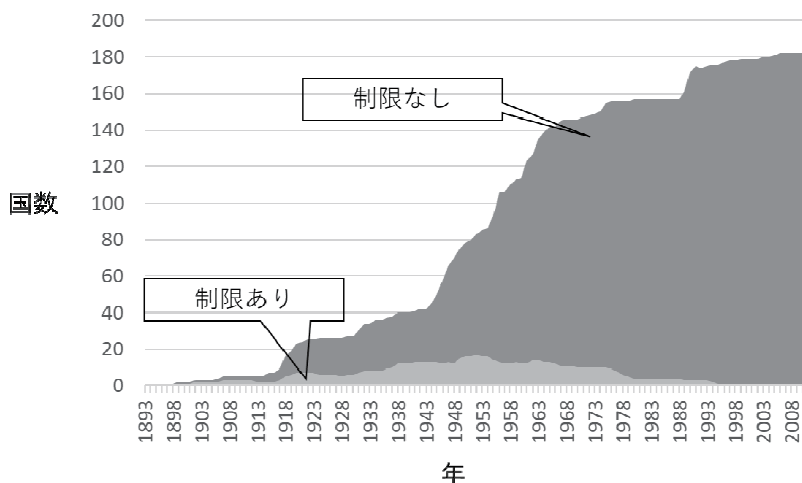
(1) 女性参政権成立状況

本稿では、国政レベルの女性参政権成立をテーマとして扱うが、女性たちは必ずしも男性と同じ条件で、かつ何の制限もなくそれを得ることができたわけではない。場合によっては、当初は男性とは異なる条件を課された例もあった。

表1 女性参政権成立年一覧

国名(地域名)	制限付き	男女平等	国名(地域名)	制限付き	男女平等	国名(地域名)	制限付き	男女平等
アイスランド		1915	コモロ諸島		1956	バルバトス		1950
アイルランド		1922	コロンビア		1954	パレスチナ(イギリス委任)		1920
アゼルバイジャン		1990	コンゴ共和国		1963	パレスチナ(西岸)		1996
アフガニスタン	1965	2002	コンゴ民主共和国		1967	ハンガリー	1918	1945
アメリカ合衆国	1920	1966	ザンジバル	1962	1995	東ティモール		1976
アラブ首長国連邦		2006	サントメプリンシペ		1975	東ドイツ		1945
アルジェリア		1958	ザンビア	1962	1964	ビルマ(ミャンマー)		1947
アルゼンチン		1947	シエラレオネ		1961	フィジー		1963
アルバニア		1945	ジブチ	1946	1957	フィリピン	1937	1977
アルメニア		1990	ジャマイカ		1944	フィンランド		1906
アンゴラ		1975	ジョージア		1990	ブータン		1953
イエメン		1967	シリア	1949	1961	ブラジル	1932	1989
イギリス	1918	1928	シンガポール	1947	1955	フランス		1944
イスラエル		1948	ジンバブエ	1961	1978	ブルガリア		1944
イタリア		1946	スイス		1971	ブルキナ・ファソ		1956
イラク		1980	スウェーデン		1921	ブルンジ		1961
イラン		1963	スーダン		1964	ベトナム(北ベトナム)		1946
インド		1947	スペイン		1931	ベナン		1956
インドネシア		1945	スリナム		1949	ベネズエラ		1946
ウガンダ		1962	スリランカ		1931	ベラルーシ		1990
ウクライナ		1990	スロバキア		1993	ベルー	1956	1980
ウズベキスタン		1990	スロベニア		1989	ベルギー	1919	1948
ウルグアイ		1932	セイシェル		1948	ポーランド		1919
エクアドル	1929	1967	赤道ギニア		1963	ボスニア・ヘルツェゴヴィナ		1992
エジプト		1956	セネガル		1956	ボツワナ		1965
エストニア		1918	セルビア(ユーゴスラビア)		1945	ボリビア	1938	1956
エストニア		1990	ソマリア		1956	ボルトガル	1931	1976
エスワティニ(スワジランド)		1968	ソマリランド		2003	香港		1991
エチオピア		1955	ソロモン諸島		1964	ホンジュラス		1955
エリトリア		1955	タイ		1932	マダガスカル		1956
エルサルバドル		1950	台湾		1947	マラウイ	1961	1978
オーストラリア	1902	1924	タジキスタン		1990	マリ		1956
オーストリア		1918	タンザニア	1959	1961	マルタ		1947
オマーン		1994	チェコ(チェコスロバキア)		1920	マレーシア		1955
オランダ		1917	チャド		1958	南アフリカ	1938	1994
ガーナ		1951	中央アフリカ		1956	ナイエメン		1967
カーボベルデ		1975	中国		1947	南スーダン		2011
ガイアナ		1953	チェルノブイリ		1959	南ベトナム		1955
カザフスタン		1990	チリ	1949	1970	メキシコ	1949	1953
カナダ	1917	1960	デンマーク		1915	モーリシャス		1956
カボンド		1946	ドイツ		1918	モリタニア		1956
カメルーン		1961	トーゴ	1945	1958	モザンビーク		1975
韓国		1948	ドミニカ共和国		1942	モルジブ		1932
ガンビア		1960	トリニダードトバゴ		1946	モルドバ		1990
カンボジア		1955	トルクメニスタン		1990	モロッコ	1962	1977
北朝鮮		1948	トルコ		1934	モンゴル		1924
北マケドニア		1991	ナイジェリア	1958	1979	モンテネグロ		1998
ギニア		1956	ナミビア		1989	ヨルダン		1974
ギニアビサウ		1972	ニカラグア		1955	ラオス		1958
キプロス		1959	ニジェール		1956	ラトビア		1920
キューバ		1934	日本		1946	リトアニア		1918
ギリシャ		1952	ニュージーランド		1893	リトアニア		1990
キルギス		1990	ネパール		1951	リビア		1964
グアテマラ	1899	1965	ノルウェー	1907	1913	リベリア		1946
クウェート		2005	バーレーン		1973	ルーマニア	1936	1946
クロアチア		1991	ハイチ	1950	1955	ルクセンブルク		1919
ケニア		1963	パキスタン		1947	ルワンダ		1961
コートジボワール	1952	1956	バハマ	1941	1946	レソト		1965
コスタリカ		1949	バブアニューギニア		1964	レバノン		1952
コンゴ		1999	パラグアイ		1961	ロシア		1918

図1 女性参政権成立国数の推移



例えば、イギリスでは1928年には男性と同じく21歳以上の女性全員に参政権が与えられたが、その前の1918年に財産に関する特定の条件を満たした30歳以上の女性たちにだけ、制限付きの参政権が認められ、それは男性とは異なる条件であった。他方、ドイツの女性たちは制限付きの参政権を得る前に、1919年に男女普通参政権が導入されたことから、いきなり制限なしの参政権を手にした。つまり、国によって、制限付き参政権を経て普通選挙権が導入されることもあれば、まったく女性に参政権がない状態から女性と男性のあいだで等しい選挙権が認められることもあった(Adams 2014など)。要するに、分析においては、一定以上の所得を必要とすることや男性より高い年齢設定があるなどの制限があったかなかったかを考慮に入れなければならない。

そこで、本稿では、その制限の有無という点に注意を向けたい。以後、所得などの一定の制限が課されている場合を「制限あり(制限付き)」と呼び、成人女性すべてに制限なく参政権が与えられる場合を「制限なし(男女平等)」とそれぞれ呼ぶこととする。これを国別にまとめたのが、表1である¹。図1は、

1 女性参政権が「制限あり」と「制限なし」でそれぞれ認められた「年」については、V-Demを活用した。ただし、United States (1963)と、比較ジェンダー学会HP(「134.【年表】女性参政権の獲得年」https://ch-gender.jp/wp/?page_id=161)も参考にし、適宜修正している。

「制限あり」と「制限なし」の両方を足した値を時系列の折れ線グラフで表したものである。それぞれ色を付けているが、そのうち、色の薄いほうが「制限あり」で、色の濃いほうが「制限なし」である。時系列で見ると、年を追うごとに「制限なし」の数が増えていくのに対し、「制限あり」は1950年代を頂点に減少していったことがわかる。

(2) 先行研究：計量分析

本稿は、多事例の計量分析によって、女性参政権成立に影響を与えた条件について考えていくが、先行研究ではどのような変数が重要であると指摘されてきたのだろうか。以下の7つの分析を確認していきたい。

まず、Ramirez, Soysal and Shanahan (1997) は、女性参政権成立における国際的影響について考察している。この論文では、女性参政権獲得を従属変数としたイベントヒストリー分析を実施しており、1890年から1930年と、1931年から1990年と、対象とした時期を分けて分析している。結果としては、1890年から1930年のあいだでは、「西側（米や、英植地地などを含む）」、「全国的女性組織」、「前後5年での独立」が正で有意であった。また、1931年から1990年のあいだでは、「西側（米国や、英植地地などを含む）」が負で、そして「地域における累積比率」、「世界における成立国数」、「WISA（国際女性参政権同盟）加盟組織の有無」、「前後5年での独立」が正で有意であった。

次に、Paxton, Hughes and Green (2006) は、女性の政治参加に対する国際的女性組織の影響について考察している。この論文では、女性参政権成立に加えて、最初の女性議員の当選、女性議員の比率10%、20%、30%という節目を従属変数にして分析をおこなっている。女性参政権獲得に関して述べると、この研究では、1893年から2003年までを対象として、成立を従属変数としたイベントヒストリー分析を実施している。結果は、女性参政権成立だけを取り上げると、「国際女性運動組織（3つの変数の因子得点）」、「デモクラシー (Polity)」、「マルクス・レーニン主義」が正で、「植地地の経験」、「産業化（1人当たりの石炭生産量）」が負で有意であった。時期に関しては、変数として投入しており、「1893-1944」と「1945-1969」という変数は正で有意であった。

3番目に取り上げるのが、Przeworski (2008) であり、彼は参政権拡大（階級・性別を含む）を従属変数とした多項プロビット分析を実施している。女性参政

権にだけ限定すると、結果としては、「都市化」、「家族経営農場」は正で、「乳児死亡率」は負で有意であった。ただし、戦後、普通選挙権の浸透という変数を加えると、その効果は減少する結果となった。

4番目は、経済学者の Bertocchi (2011) である²。彼女は男女間の賃金格差、公共財の選好における男女差、参政権がないことのコストという3つについて、1870年から1930年の期間で22カ国を対象に女性参政権成立への影響を明らかにしようとしている。この3つについては、データが不足しているため代替変数を提示している。男女間の賃金格差の代替変数である「1人当たりのGDP」は正で、公共財の選好の代替変数である「離婚法制」は負で、そして参政権がないことのコストの代替変数である「カトリック」は負で、いずれも予測通り有意になっている。

5番目は、Hicks (2013) である。この論文では、女性参政権の成立に対す

2 Bertocchi (2011) は女性参政権のない状態で発生するコストが、女性参政権を受け入れるコストを上回るとき、女性参政権が認められるという経済学的なモデルを提示する。その状況が起こる場面として、男女間の賃金格差が縮小する、公共財の選好における男女差が縮小する、参政権がないことのコストが拡大するという3つがあるとするが、女性参政権が認められる場合の税率が、そうでない場合の税率を上回るので、男性は女性参政権を認めたほうが得だとみなす。男女の賃金格差は女性参政権のない体制ではもともとその差は大きいですが、知的労働の拡大とともに女性の社会進出が進み、経済発展が進むとその差は小さくなる。もともと男性のみに参政権がある場合のほうが税率は低いと想定されているので、賃金格差が小さくなると女性に参政権がない社会とそうでない社会では、選択される税率は変わらなくなり、女性に参政権を与えないことのメリットはなくなる。公共財については、社会経済的な発展とともに、女性が例えば離婚しても家族を支えられるように政府の公共財提供に期待するようになる。これにより、もともと男性のみが政府の公共財提供に関心があったのが女性も関心を持つようになり、女性に参政権が与えられている社会で想定されるコストが高まり、女性参政権を与えない理由が失われていく。分析に用いる変数であるが、この3つについては、歴史的なデータが不足しているため代替変数を提示している。男女間の賃金格差は、歴史的にその相関の高さが指摘されている「1人当たりのGDP」を代用する。公共財の選好については、離婚が認められている社会では、女性たちが離婚後、政府からの援助を期待するため女性に参政権を与えないと考えられるため、「離婚法制」を代替変数とする。参政権がないことのコストは、社会において女性の家庭内での役割を期待される伝統的なカトリック国ほど、女性に参政権がないことのコストは低いという点から「カトリック」という変数を設けている。

る戦争の影響を考察している。彼は1900年から2000年までを対象として、コックス比例ハザードモデルで分析をおこなっている。結果として、戦争は、様々なロバストチェックを経ても正で有意であった。あとは国際的な伝播も重要な要因であることが指摘されている。

6番目は、Rousseau and Newstone (2021) である。彼らも Hicks (2013) 同様、女性参政権の成立に対する戦争の影響を分析している。彼らは1900年から1955年までを対象として、いくつかの従属変数を説明しているが、そのうち女性参政権部分を取り上げる。彼らはオリジナルの12値の変数を作成し、OLS (最小二乗法) で分析をおこなっている。結果として、戦争に関する変数のうち「戦時動員の最高値」が負で有意であり、そして国内の女性運動の強さも正で有意であった。

最後に取り上げるのが、Rousseau, Greig and Asal (2021) の分析である。これは、Rousseau and Newstone (2021) の分析を踏まえ、対象期間を1893年から2011年に拡大し、コックス比例ハザードモデルで分析したものである。結果として、国際的伝播に関する指標は軒並み有意になっているが、戦争に関する変数は一部を除いて有意にならなかった。

以上をまとめると、計量分析をおこなってきた先行研究は、社会経済的変数と、戦争や国際的伝播などの国際的変数、あとは自由度などの政治的変数の考察を通じて、女性参政権成立に影響を与えるものが何かを探ろうとしてきたことが分かる。本稿では、これらの変数について、時代をいくつか分けて、V-Dem等のデータを用いて再分析していく。

2. 変数と分析方法

(1) データ

今回の分析は、V-Dem³のデータ (V-Dem Dataset Version 11.1) のデータセットを利用する。V-Demは各国の専門家が参加したデモクラシーの諸指標を作成するプロジェクトである。1789年から2020年までを範囲とし、世界各国を対象とする「カントリー・イヤー (国・年)」のパネルデータである⁴。本

3 V-Dem HP, <https://www.v-dem.net/en> (2022年9月23日アクセス)

4 厳密には、「国 (country)」だけでなく、主権国家ではない擬似国家 (pseudo-state) や (のちに主権国家となるような) 下位地域 (subregion) も含まれている。

稿は、既存の研究ではあまり使われてこなかったこのデータを用いて分析することに意義がある。

本稿は、時期によって2つの分析をおこなう。1つ目は「分析1：全体」で、1900年から2000年までのほぼ20世紀全体を対象とする。例えばアメリカでは、1848年に有名な「セネカ・フォールズ会議」が開かれており、女性参政権運動の始まりの時期は19世紀半ばからであるともいえる。本稿で1900年から扱う理由は、データの制約で、1900年からデータが存在する変数が多いためである。

2つ目は「分析2：戦前」で、具体的には1900年から1950年の50年を対象とする。第2次世界大戦が終結して5年経った時点も含んでいるが、便宜的に「戦前」と呼称する。この時期に、先進国の多くで女性参政権が成立しており、その後の植民地の独立により、女性参政権成立事例が増大していく。そのため、その前の時期で異なる論理が成り立つ可能性があるため、「戦前」だけ抽出して分析を試みる。1950年を終点とした理由は、第2次世界大戦終結の影響を5年と見積もったからであり、戦争前の影響を見るには1945年を終点とするのは少し早すぎると考えられるからである。

(2) 従属変数

従属変数は、女性参政権の成立である。ここではV-Demでは「制限に関する女性参政権」(v2elfemrst)の変数を用いる。このデータは3値の順序変数であり、まず「0」が「参政権は女性に与えられていないが、男性にもない」状態を意味する。次に、「1」が「制限あり」を示しており、「女性の一部は参政権をもつが、男性とは不平等な形で制限が与えられている」。最後に、「2」が「制限なし」を表しており、「すべての女性に投票が与えられている」というものである。

前述のように、女性参政権を「制限あり」と「制限なし」で区別して考える必要がある。ただし、すべての国が「制限あり」の女性参政権の時代を経たわけではないために工夫して分析をおこなう必要がある。ここでは、3値の「制限に関する女性参政権」(v2elfemrst)のうち、最終的に男女平等の「制限なし」が成立した状況を従属変数とする。つまり、女性に制限なしの参政権が認められた年を「成立」として扱う。

ちなみに、A国では「制限あり」の選挙権がその国で初めて付与されたが、

B国ではいきなり「制限なし」のかたちで認められたというような違いがある。この違いも重要であると考えられるので、「制限なし女性参政権」の変数を独立変数として投入して分析をおこなう。

(3) 独立変数

次に、独立変数を見ていきたい。先の先行研究であげられた変数をいくつか投入して分析を試みるが、データの制約上すべて取り上げることができない。また、V-Demのデータセットに含まれていない変数は、異なるデータセットから取り入れることになる。

今回は、女性参政権の成立に対する先行する変数の影響を想定するため、基本的に1年前の効果のみをみる。つまり、従属変数が t 年の値ならば、独立変数が $t-1$ 年の値という形式をとる。

①国際的変数

まず、国際的変数であるが、第1に、先行研究では異なる効果が報告されていた戦争の変数を含める。Hicks (2013) では戦争の効果は有意であったが、Rousseau, Greig and Asal (2021) では有意な結果が出なかった。ここでは、2つの変数に分けて投入する⁵。1つ目は「戦争(年累積)」で、ある年になにかしら戦争があり、それが続いたならばその続いた年数を累積していく。それが異なる戦争であっても、戦争が途切れず起こっていればそれを累積することとなる。

2つ目は「戦争」で、戦争が起こった年、3年後、5年後の状態を投入する。ただし、独立変数はすべてそもそも1年のラグをとっているため、実際には起こった年は1年のラグ、5年後は6年のラグということになる。Rousseau and Newstone (2021) は、戦争自体は市民の権利を侵害しうるので、権利付与に対して負の効果を持つが(これを彼らは「兵営国家仮説」と呼ぶ)、他方、戦後には参戦および戦争協力への見返りに政治的権利の増大がもたらされるため正の効果を持つとしている(これを彼らは「抽出仮説」と呼ぶ)。つまり、戦時下においては負の効果があるが、戦後では正の効果があると考えられている。このうち、「抽出仮説」は、イギリスやアメリカの女性参政権成立の経緯からも、

5 V-Demの「国際武力紛争への参加(e_miinteco)」の変数を用いる。これは国際的な紛争に参加した年を「1」でそうでない場合を「0」とするダミー変数である。

確認される(笹岡、大槻 2020)。

第2に、「地域における累積比率」を用いる。各年において、各地域⁶のなかで女性参政権が成立した国がどれくらいの割合で存在するかを示す。これが地域的な「伝播」を表し、これは正の関係が想定される。

②政治的変数⁷

次に、国内の政治的変数を取り上げたい。第1に、「社会主義」⁸を含んで分析をおこなう。Paxton, Hughes and Green (2006)の分析では、「マルクス・レーニン主義」が正で有意だったが、共産党のイデオロギーとして、平等を重視する考えであるため、男女平等の参政権が導入される可能性が高まるとする。本稿で取り上げる「社会主義」の変数はその要素を数値化しており、共産党一党独裁制を示す指標では必ずしもないものの、同様に、正の関係が想定される。

第2に、男性有権者の何割が選挙権を有しているかを表す「男子選挙権」⁹を用いる。男性への選挙権が先行する国は、女性参政権に対して正の影響を持つ可能性がある。

第3に、「制限あり女性参政権」を投入する。これはすでに述べたとおりだが、男女平等の制限なしの選挙権が成立するかどうかにおいては、かつて女性に制限付きの選挙権が与えられていたかどうかの影響を与えると考えられるからである。

6 地域は10に分けているが、その地域の選定はV-Demの「政治的地域 (e_regionpol)」を参照する。具体的な内訳は、1: 東欧・旧ソ連 / 2: ラテンアメリカ / 3: 北アフリカ・中東 / 4: サハラ以南アフリカ / 5: 西欧・北米 / 6: 東アジア / 7: 東南アジア / 8: 南アジア / 9: 太平洋地域 / 10: カリブ海諸国、である。

7 「自由」の指標 (V-Demの「自由要素指標 (v2x_liberal)」) も重要であるが本報告では、他の変数 (「1人当たりのGDP (対数変換)」, 「女性の市民組織参加度」) との相関が高く、分析には投入しない。

8 V-Demの「体制イデオロギー (v2exl_legitideolcr_1)」の変数を用いる。このうち、「社会主義・共産主義 (v2exl_legitideolcr_1)」だけ取り出した変数があるのでこれを利用する。

9 V-Demの「男性選挙権 (v2msuffrage)」という変数を利用する。この変数はその国・地域において男性のどれだけの割合が参政権を付与されているかを示している。0～1のあいだの値をとる連続変数である。

10 V-Demの「独立 (v2svindep)」の変数を用いる。独立していれば「1」、独立していなければ「0」で表される。

第4に、「独立」¹⁰を投入する。これは、何年に独立したかを示した変数である。今回は、V-Demのデータを用いるが、このデータセットにはある国が独立する以前の状態、つまりある主権国家の下位地域にあった状態で女性参政権が成立したケースが含まれている。例えば、ニュージーランドは1893年に女性参政権が認められたが、イギリスから自治領として認められ、事実上独立したのは1907年である。これは独立の年が女性参政権成立の年より先にくるわけではないことを示す。因果関係を考えると、これが重要なのは、多くの植民地が独立する第2次世界大戦後になるので、「分析2：戦前」には投入しない。

③社会経済的変数

続いて、社会経済的変数も分析に入れる。第1に、「1人当たりのGDP(対数変換)」¹¹を投入するが、これはいわゆる「近代化論」のテーゼ、およびBertocchi(2011)のモデルを示したものである。これは、正の関係が想定される。

第2に、「女性の市民組織参加度」¹²を用いる。先行研究の多くでは、女性参政権運動の活動の影響が指摘されている。Teele(2018: 38-42)では、女性参政権運動は、エリート女性に限定されれば高所得者の女性のみに参加権が与えられる制限選挙を、より広い階層から支持されれば一部にとどまらない大きな改革を要求するようになるとしている。いずれにせよ、女性が運動を活発におこなっていれば参政権付与につながる可能性がある。参加が進めば女性参政権は成立しやすくなるという仮説に基づくため、正の関係が想定される。

④文化変数

最後の文化変数は、「宗教」である。本稿では、COWの「World Religion Data (v1.1)」というデータを用いる¹³。本稿では、このデータをもとに、当該国で多数派の宗教を設定し、ダミー変数を作成する。投入したのは「カトリック」、「プロテスタント」、「イスラム教」の3つである。例えば、ポーランドは「カトリック」が多数派であるので、「カトリック」の変数に「1」を付与する。ただし、複数の宗教・宗派が拮抗している場合は、それぞれ「1」を付している。

11 V-Demの「1人当たりのGDP(ln)(e_migdppln)」の変数を用いる。

12 V-Demの「女性の市民社会参加度(e_v2x_gencs_5C)」の変数を用いる。これは女性の市民社会組織への参加度がもっとも低いものを「1」として、もっとも高いものを「5」とする順序変数である。

13 COW HP, <https://correlatesofwar.org/data-sets/world-religion-data/> (2022年9月23日アクセス)

表2 基本統計量 (1900-2000)

変数	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
女性参政権成立	7,900	0.02	0.14	0	1
戦争蓄積	14,533	0.46	2.71	0	50
戦争	14,533	0.08	0.27	0	1
戦争 3年ラグ	14,181	0.08	0.27	0	1
戦争 5年ラグ	13,952	0.08	0.28	0	1
地域全体割合	15,291	0.52	0.42	0	1
社会主義	14,830	0.21	0.29	0	1
男子選挙権者	13,932	0.53	0.48	0	1
女性参政権・制限	15,348	0.04	0.20	0	1
独立	15,346	0.65	0.48	0	1
一人当たりGDP (ln)	9,608	8.25	1.02	0	11.13
女性の市民組織参加度	15,297	0.32	0.31	0	1
カトリック	15,348	733.10	945.25	0	2000
プロテスタント	15,348	288.17	692.33	0	2000
イスラム	15,348	555.12	881.28	0	2000
人口 (ln)	13,932	8.07	1.85	0.65	13.82

例えば、オランダは「カトリック」と「プロテスタント」が拮抗しているで、「カトリック」と「プロテスタント」の変数に両方「1」を付与する。

また、もともとのデータは、5年間隔で、1945年から2010年までを対象としているが、本稿の分析ではすべての年に同じ値を入れることになる。しかしこのままでは、以下述べる固定効果モデルに投入できないので、「年」を掛け算した値を投入することとする。

以上の変数の基本統計量は表2にまとめられている¹⁴。

(5) 分析方法

①モデル

本稿では、離散時間ロジットモデルを使用する。2つの分析をおこなうが、従属変数については、それぞれ女性参政権が成立していないときを0とし、成立した時点を1とするダミー変数である。成立をt年で設定した場合、t-1年

14 統制変数として、「人口 (対数変換)」も投入する。V-Demの「人口 (ln) (e_mipopulan)」の変数を用いる。

のときに成立していない事例のみを分析の対象として扱う。これは、前年にまだ女性参政権が認められていなかった国が翌年に認めたか否かを分析することを意味する。

②パネルデータ：固定効果と変量効果

本稿のデータは「カントリー・イヤー」の構造を有するため、パネルデータと定義できる。パネルデータでは、各国固有の効果について考慮して分析をしなければならない。この問題に対処するために、一般的に固定効果モデルもしくは変量効果モデルが用いられる¹⁵。固定効果モデルは観察されない国家間の差異を固定パラメータとして扱うのに対し、変量効果モデルはその差異を特定の分布を持つ確率変数として扱う。いずれが好ましいかを事前に把握することができないので、両方の分析を実施したあと、ハウスマン検定¹⁶をおこない、どちらのモデルを選択すべきかを検討する。

固定効果モデルについて、もう少し述べたい。固定効果モデルは、今回の分析でいえば、国家間の値のばらつきは用いられず、国家内の変動だけを用いる。国家内の変動だけ見るということは、どの年でも同じ値をとる時間不変的な変数は変動がないために推定されないことになる。結果、そのような変数を固定効果モデルの投入することができない。それを避けるために、先の「宗教」の各変数で述べたとおり、「年」という数字を掛け合わせることで、その問題を回避できる。

また、従属変数について、まだ女性参政権が認められていない国、認められないまま他の国などと合併した国が存在している。この場合も、時間不変的な変数の効果を捨象する固定効果モデルは使用できない。分析においては、そのような国は分析から取り除くことで対応することになる。

15 以下、両モデルについては、筒井ほか 2007; Allison 2014 を参考にした。

16 奥井 (2015: 9) の解説では、ハウスマン検定は、「固定効果推定量と変量効果推定量の値を比較し、それらが近い値であれば変量効果であり、大きく異なる値であれば固定効果と判断することができる。そして、変量効果が支持されれば変量効果推定量を、固定効果が支持されれば固定効果推定量を使って分析を行う」ためのものである。

3. 分析結果¹⁷

(1) 分析1：全体

まず「分析1：全体」からみていこう。これは1900年から2000年までを対象としており、最終的にはほとんどすべての国で男女普通選挙が導入されている状態で分析をおこなっている。固定効果モデルと変量効果モデルの両方の分析をおこなったが、その結果は表3である。両方のモデルにおいて5%水準かつ正で有意になっているのは、「地域全体割合」と「社会主義」である。つまり、地域的に女性参政権を認める国が多いとそれが伝播していくと考えられ、また社会主義的なイデオロギーが浸透すると、女性参政権が認められやすくなるといえる。

ハウスマン検定の結果は、カイ二乗値が30.04であり、変量効果モデルを採択するという帰無仮説は棄却され、固定効果モデルが採択される。固定効果モ

表3 分析1「全体」

	固定効果モデル					変量効果モデル						
	係数	標準誤差	z値	P値	95%信頼区間	係数	標準誤差	z値	P値	95%信頼区間		
戦争蓄積	0.147	0.081	1.80	.071	-0.013	0.306	-0.066	0.059	-1.11	.268	-0.181	0.050
戦争	1.307	0.976	1.34	.181	-0.606	3.220	-0.165	0.495	-0.33	.739	-1.136	0.805
戦争 3年ラグ	1.997	0.948	2.11	.035	0.138	3.856	0.686	0.401	1.71	.087	-0.100	1.471
戦争 5年ラグ	-0.806	0.723	-1.12	.265	-2.223	0.610	-0.117	0.429	-0.27	.784	-0.959	0.724
地域全体割合	15.238	4.453	3.42	.001	6.511	23.965	2.702	0.439	6.15	.000	1.841	3.564
社会主義	14.072	5.144	2.74	.006	3.990	24.155	2.070	0.455	4.55	.000	1.177	2.963
男子選挙権者	0.419	0.899	0.47	.641	-1.343	0.182	0.096	0.317	0.30	.762	-0.525	0.717
女性参政権・制限	-4.426	1.637	-2.70	.007	-7.635	-1.217	0.097	0.321	0.30	.763	-0.533	0.727
独立	18.538	11052	0.00	.999	-21642	21679	-0.574	0.313	-1.83	.067	-1.189	0.040
一人当たりGDP (ln)	3.073	1.935	1.59	.112	-0.719	6.865	-0.564	0.140	-4.03	.000	-0.839	-0.290
女性の市民組織参加度	4.664	3.362	1.39	.165	-1.925	11.253	0.080	0.526	0.15	.880	-0.952	1.111
カトリック	0.381	0.204	1.87	.061	-0.018	0.781	0.000	0.000	-1.91	.056	-0.001	0.000
プロテスタント	16.106	1274	0.01	.990	-2481	2513	0.000	0.000	-0.64	.521	-0.001	0.000
イスラム	-0.465	0.198	-2.35	.019	-0.853	-0.076	0.000	0.000	0.88	.376	0.000	0.000
人口 (ln)	31.333	8.333	3.76	.000	15.001	47.666	0.014	0.079	0.18	.858	-0.142	0.170
定数							-0.052	1.190	-0.04	.965	-2.385	2.280
/lnsig2u							-11.608	17.453			-45.816	22.600
sigma_u							0.003	0.026			0.000	80817
rho							0.000	0.000			0.000	1.000
観察数	2210						2389					
グループ数	95						105					
対数尤度	-79.635						-366.556					

ハウスマン検定	
カイ二乗値	30.04
Prob > chi2	0.000

17 近年のp値をめぐる論争が活発であり、そのp値を用いないことを提唱する意見が影響力を有している（高倉 2020; 李 2021）。本稿では問題点を認識しつつ、ひとまずp値を用いて「統計的有意」であるかどうかを議論したい。

デルにおいて5%水準で有意になっているものをあげると、まず「戦争3年ラグ」があげられる。これは正で有意であり、戦後に政治的権利が拡大しようという「抽出仮説」が妥当であることを示している。ただし5年のラグは有意でないので、時間の長さも重要であるといえる。つまり、3年ほどのラグは女性参政権の成立を促すが、それを超えると影響が消えうるということになる。

他には、「イスラム」は負で有意であり、イスラム教が多数派の国ほど女性参政権が認められにくいということになる。また、「女性参政権・制限」も負で有意であり、これは女性参政権が認められていない状態からのほうが部分的に認められている場合よりも成立しやすいことを示している。これは仮説とは逆の結果であった。そして、統制変数であるが、「人口」が正で有意であり、人口の大きな国ほど女性参政権が認められやすいことを示す。ただし、変量効果モデルとはいずれも異なる結果が出ており、一定の留保が必要かもしれない。

(2) 分析2：戦前

続いて「分析2：戦前」であるが、これは「分析1」とは違い、1900年から1950年までを対象としており、ほとんどすべての国で男女普通選挙が導入されていない状態で分析をおこなっている。つまり、従属変数に変化がない国が多いため、注意が必要である。結果は表4である。ハウスマン検定の結果はカイ二乗値が5.60で、帰無仮説は棄却されないため、変量効果モデルが採択される。変量効果モデルでは、唯一有意になったのは「地域全体割合」であり、方向は正であった。やはり近隣諸国で女性参政権が採用されると、その影響は受けるようである¹⁸。

(3) 全体のまとめと考察

以上の結果をまとめてみたい。第1に、女性参政権成立に影響を与えた変数を考えると、20世紀全体、および戦前に限定しても、国際的な伝播、特に地域の伝播が重要であることが分かる。近隣諸国が女性参政権を認めると、当該国でもその導入を目指す可能性が高まる。

18 固定効果モデルは期間内に女性参政権が成立しなかった国が対象となる。裏を返すと、統計的には選択されなかったが、女性参政権が成立しなかった国を除いた場合にどのような要因が重要であったのかをみることができる。5%水準では「1人当たりのGDP(対数変換)」が負で有意になっていた。仮説とは逆の結果で、豊かな国ほど女性参政権が成立しやすいという結果になった。

表4 分析2「戦前」

	固定効果モデル					変量効果モデル						
	係数	標準誤差	z値	P値	95%信頼区間	係数	標準誤差	z値	P値	95%信頼区間		
戦争蓄積	0.195	1.423	0.14	.891	-2.594	2.985	-0.004	0.068	-0.06	.949	-0.137	0.129
戦争	2.120	4.089	0.52	.604	-5.894	10.134	0.011	0.779	0.01	.989	-1.515	1.538
戦争3年ラグ	2.714	1.989	1.36	.172	-1.183	6.611	1.105	0.693	1.59	.111	-0.255	2.464
戦争5年ラグ	-6.956	6.758	-1.03	.303	-20.202	6.290	-0.578	0.760	-0.76	.447	-2.068	0.913
地域全体割合	5.828	9.650	0.60	.546	-13.087	24.743	3.163	1.461	2.16	.030	0.299	6.026
社会主義	32.034	20.520	1.56	.118	-8.184	72.253	0.999	1.162	0.86	.390	-1.278	3.276
男子選挙権者	6.851	4.812	1.42	.155	-2.581	16.283	-0.450	0.670	-0.67	.502	-1.764	0.863
女性参政権・制限	-32.847	17.571	-1.87	.062	-67.286	1.592	-0.679	0.746	-0.91	.363	-2.142	0.783
一人当たりGDP (ln)	-26.344	12.310	-2.14	.032	-50.471	-2.218	-0.304	0.457	-0.66	.506	-1.200	0.592
女性の市民組織参加度	-23.606	15.780	-1.50	.135	-54.535	7.322	1.076	1.451	0.74	.458	-1.768	3.919
カトリック	2.389	1.265	1.89	.059	-0.090	4.868	0.000	0.000	-1.29	.198	-0.001	0.000
プロテスタント	18.792	3549	0.01	.996	-6937	6975	0.000	0.001	-0.44	.661	-0.001	0.001
イスラム	19.615	18077	0.00	.999	-35411	35450	-0.001	0.001	-0.87	.387	-0.002	0.001
人口 (ln)	156.215	79.697	1.96	.050	0.013	312.4	-0.051	0.197	-0.26	.797	-0.437	0.336
定数							-1.779	3.493	-0.51	.610	-8.625	5.066
/lnsig2u							-0.322	1.824			-3.897	3.253
sigma_u							0.851	0.776			0.142	5
rho							0.181	0.270			0.006	0.887
観察数	442						1235					
グループ数	22						100					
対数尤度	-9.945						-108.054					

ハウスマン検定	
カイ二乗値	5.60
Prob > chi2	0.847

第2に、戦争の効果は明確ではなかったが、戦争から一定の期間を経ると、戦時下での努力を為政者が評価して女性参政権を認める可能性が高まるようだ。ただし、戦前に限定した場合にはその効果はみられず、20世紀全体で見て初めてみられる傾向であった。

第3に、社会主義的なイデオロギーが浸透していると、女性参政権を導入しやすいことが分かる。この変数が示す値は共産党一党独裁の社会主義体制に限定されないの、いわゆる「共産化」が女性参政権に影響があるとは言いつれない。しかし、社会の平準化を求める考えは、為政者にも大きな影響を与えることが分かる。

第4に、対象を世界に広げると、先行研究で取り上げられたような、一般的に想定される諸変数は必ずしも有意になっていなかった。近代化論や政治経済学モデルで想定されるような社会経済的変数は、それほど重要な影響を有していないのかもしれない。ただし、本稿の分析と先行研究では、対象とする時代・地域も異なり、さらにデータの制約もあるので、単純に比較はできない点は付け加えておきたい。

おわりに：今後に向けて

以上、女性参政権の成立に影響を与えたと考えられる変数の特定を目指し、主に V-Dem のデータを用いて、計量分析を実施した。今後の研究に向けてであるが、今回取り上げられなかった変数に目を向ける必要がある。特に、様々な国の事例研究から仮説を導き、統計的分析によって、それが一般的な妥当性を有するのかが確認していく必要がある¹⁹。今回扱われなかった変数としては、議会や政党といった政治的諸変数が存在する。特に、日本などでは、上院である貴族院が女性参政権成立を拒否し続けていたことは知られており、反対にイギリスやアメリカではそれを認めたことは周知の事実である（笹岡・大槻 2020）。さらに、日本やイタリア、フランス、ドイツなどは議会政治の枠内で女性参政権が認められたわけでは必ずしもなかった。大きな体制変動の結果、指導者の入れ替えによってそれが実現した事実がある。政治体制の変革という変数も、計量分析で確認していく必要がある。

〔謝辞〕本稿の一部は『日本国際政治学会』2021 年度研究大会での発表をもとにしている。司会・討論者・質問者の貴重なご意見に対して、記して感謝を申し上げます。

※本研究は科研費（22K01336）の助成を受けたものである。

<参考文献>

- Adams, Jad (2016). *Women and the Vote: A World History*. Oxford University Press.
- Allison, Paul David (2014). *Fixed Effects Regression Models*. Sage. 邦訳：太郎丸博監訳、池田裕ほか訳『固定効果モデル』共立出版、2022.
- Bertocchi, Graziella (2011). The Enfranchisement of Women and the Welfare State. *European Economic Review*, 55(4), 535-553.
- Hicks, Daniel L. (2013). War and the Political Zeitgeist: Evidence from the History of Female Suffrage. *European Journal of Political Economy*, 31, 60-81.

19 この点は笹岡（2021）ですでに指摘している。

- Paxton, Pamela (2000). Women's Suffrage in the Measurement of Democracy: Problems of Operationalization. *Studies in Comparative International Development*, 35(3), 92-111.
- Paxton, Pamela, Melanie M. Hughes and Jennifer L. Green (2006). The International Women's Movement and Women's Political Representation, 1893-2003. *American Sociological Review*, 71(6), 898-920.
- Przeworski, Adam (2008). Conquered or Granted? A History of Suffrage Extensions. *British Journal of Political Science*, 39(2), 291-321.
- Ramirez, Francisco O., Yasemin Soysal and Suzanne Shanahan (1997). The Changing Logic of Political Citizenship: Cross-National Acquisition of Women's Suffrage Rights, 1890 to 1990. *American Sociological Review*, 62(5), 735-745.
- Rousseau, David L., and Bruce O. Newstone (2021). Women, Minorities, and War. In *War and Rights: The Impact of War on Political and Civil Rights*. University of Michigan Press, 86-125.
- Rousseau, David L., J. Michael Greig and Victor Asal (2021). War and Women's Suffrage: A Global Analysis from 1893 to 2011. In *War and Rights: The Impact of War on Political and Civil Rights*. University of Michigan Press, 213-237.
- United States. (1963). *Political Rights of Women in Member Nations of the United Nations*. Women's Bureau, United States.
- V-Dem Codebook V11 (2021). *V-Dem Codebook V11*. https://www.v-dem.net/media/filer_public/6b/53/6b5335f9-cb2b-4bc8-a05c-3790ce1b7af4/codebook_v111.pdf (accessed 09/26/2021)
- 奥井亮 (2015). 「固定効果と変量効果」『日本労働研究雑誌』 657, 6-9.
- 笹岡伸矢・大槻きょう子 (2020). 「女性参政権成立論再考 英米を事例に」『奈良県立大学研究季報』 30(4), 1-30.
- 笹岡伸矢 (2021). 「日本の女性参政権研究と政治科学」『鈴鹿工業高等専門学校紀要』 54, 13-18.
- 高倉耕一 (2020). 「ポスト p 値時代をどう迎えるか 教育課程と学会の役割」『環

動昆』31 (1), 27-31.

筒井淳也ほか (2007). 『Stata で計量経済学入門』 ミネルヴァ書房.

李為 (2021). 「p 値の是非を考える」『京都マネジメント・レビュー』38, 143-159.