

In April 2022, Osaka City University and Osaka Prefecture University merge to Osaka Metropolitan University

<b>Title</b>	女性大臣の政策的効果：大臣のジェンダーが子育て支援施策に与える影響の経験的検証
<b>Author</b>	稗田, 健志
<b>Citation</b>	大阪市立大学法学雑誌. 64 卷 3 号, p.804-768.
<b>Issue Date</b>	2018-11
<b>ISSN</b>	0441-0351
<b>Type</b>	Departmental Bulletin Paper
<b>Textversion</b>	Publisher
<b>Publisher</b>	大阪市立大学法学会
<b>Description</b>	
<b>DOI</b>	10.24544/ocu.20191203-002

Placed on: Osaka City University

Osaka Metropolitan University

# 女性大臣の政策的効果

——大臣のジェンダーが子育て支援施策に与える影響の経験的検証——

稗 田 健 志<sup>†</sup>

## 1. 序 論

……私は一番直接的で、現実的な効果をもたらすのは、女性議員を増やすことだと思います。改選前の参院の女性議員の割合は15.8%です。女性議員が3割を超えると、政策の重要項目や意思決定のプロセスが変化するといわれています。女性有権者の意見がくみ上げられやすくなる効果も期待できます。（『朝日新聞』朝刊、2016年7月9日15面）

これは、社会学者・水無田 airflow が2016年参議院通常選挙を前に「将来世代のことを考えた政策を実現するためのアイデア」を問われ、それに答えたものである。彼女によれば、女性議員を増やせば、とりわけ「3割」という閾値を超えれば、女性の政策的要求が政策形成過程に反映されやすくなり、女性は長期的な視座から考える傾向にあるので、次世代のためになる政策が実現するのだという。女性が長期的視点から政策を評価する傾向にあるかどうかは別として、

---

<sup>†</sup> 本稿の草稿を日本比較政治学会2017年度研究大会（2017年6月17-18日、於・成蹊大学）ならびに慶應義塾大学比較政治学セミナー（2016年10月22日、於・慶應大学三田キャンパス）にて報告する機会を得た。粕谷祐子（慶應義塾大学）、加藤雅俊（立命館大学）、三浦まり（上智大学）、ならびに有益なコメントをくださった参加者の方々にお礼申し上げる。また、本稿作成にあたっては稗田睦子（豊橋技術科学大学）の助言を得た。尚、本研究は平成29年度～32年度科研費若手研究（B）「政党システム再編成とその政策的帰結に関する研究：比較福祉国家論の観点から」（課題番号17K13674・研究代表者）の助成を受けたものである。

女性議員の割合がある一定の閾値を超えると加速度的に女性の政策的影響力が高まるとする理解は、後述するように一部の先行研究の主張するところでもある (cf. Dahlerup 1988 ; Dolan and Ford 1998 ; Thomas 1991)。

しかし、「政策決定者が女性である」ことと、「子育て支援施策や子供の貧困対策が拡充される」という事象との間の因果関係は十分に検証されているのだろうか。近年の日本の状況のみをみただけでも、子育ての社会化促進を否定する論者や (長谷川三千子・山谷えり子, 2004 : 98), 児童給付を削減して防衛費増額を持論とする論客が国務大臣に任命されるなど (稲田朋美・佐藤守 2011 : 100), 先行研究の想定に反する事例には事欠かない。実は、後に詳述するように、女性の政治的代表が公共政策に与える影響を経験的に検証した研究はいまだ十分とはいえない。とりわけ、執政府における女性大臣が女性向け政策に与える影響を検証した研究はほとんどない。いくつかの例外的研究もその理論と方法論に大きな問題を抱えている (Atchison 2015 ; Atchison and Down 2009)。

そこで本稿は、筆者が新しく構築したデータセットを利用して、女性大臣が公的保育政策に与える影響を実証的に検証する。そして、その作業を通じて、執政府における女性大臣の存在が公共政策に与えるインパクトを確認する。「相関関係は因果関係ではない」という点を考慮して、より厳密に担当大臣のジェンダーと子育て支援施策との間の因果関係を検証することが本稿の目的となる。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、まず女性の政治的代表を巡る先行研究をレビューし、本稿の理論的立場を明らかにする。第3節にて本稿の用いるデータとその分析方法を説明し、第4節にて実際に大臣のジェンダーと公的保育支出との間の関係を検証する。第5節で全体の議論をまとめ、本稿がジェンダーとその政策的効果に関する研究に与える意義と今後の課題を提示する。

## 2. 先行研究批判と理論的検討

### 1) 女性の政治的代表の政策的効果をめぐる研究動向

女性の政治的代表を論ずる研究が必ず言及する文献がある。ハンナ・ピトキン（Hanna Pitkin）『代表の概念』がそれである。Pitkin（1967=2017）は「政治的代表」を構成する概念を分析し、① 形式的代表、② 記述的代表<sup>1)</sup>、③ 実質的代表、④ 象徴的代表、の四つの概念に区分した。まず、「形式的代表」とは、有権者が代表者に代表としての権限・権威を授けるプロセス及びそのルールと、有権者が代表者に説明責任を負わせるプロセス及びそのルールを指す。代議制民主主義においては参政権や議員選出のルールを規定する選挙制度などがそれにあたる。

次に、「記述的代表」とは、代表する者の構成が代表される者の構成にどれだけ近似しているのかを示す概念である。例えば、ある社会の人口の10%を構成する少数民族集団が存在するとして、その国の議会の議席の10%をその少数民族出身議員が占めるとすれば、その民族の記述的代表が実現していることになる。一方、議会にその少数民族出身議員が存在しないとすれば、記述的代表は実現していない。

「実質的代表」とは、「記述的代表」とは異なり、代表者が有権者の利益を政治過程においてどれだけ反映し、彼らの選好にどれだけ応答的に振る舞うかを指す概念である。「記述的代表」と「実質的代表」とは相互に関連するが、分析的には区別すべき概念である。というのも、たとえば先の少数民族の例でいえば、その民族出身議員は議会で彼／彼女の民族の利益に言及しないかもしれないし、逆に、その民族出身ではない代表者が彼らの政策的要望を代弁して政治過程で実現しようとするかもしれないからである。

最後に、「象徴的代表」とは、政治的代表が有権者の側でどのような心理

---

1) 原語は“descriptive representation”。早川誠による訳語は「描写的代表」だが、氏も認めるように（早川訳 p.v），政治学では「記述的代表」と訳すのが一般的であるため、ここでは慣例にならった。

的・情緒的反応を引き起こすのかを指す概念である。すなわち、代表する者と代表される者との間の関係、およびそのシステム全体が、どの程度有権者の間で受け入れられ、信頼されているのかを示すものである。

さて、女性の政治的代表的をめぐる研究の多くは、Pitkin (1967) の整理する四つの分析的概念のうち、「記述的代表」に焦点を当てる。これは当然のことであり、女性の政治的代表的を研究する研究者の問題意識は、社会の半数を女性が占めているにもかかわらず、政治的代表的は多くの場合その比率を反映していないという両性間の不均衡に向けられているからである。つまり、女性の記述的代表が実現していないという事実が研究の出発点なのである。

このような問題意識を背景にもつ女性の政治的代表的研究は、大きく分けて二つのグループに分類することができる。それは、女性の「記述的代表」を被説明変数とする研究と、それを説明変数とする研究である。前者は、どのような条件が揃うと女性の記述的代表が昂進するのかを問う研究群であり、後者は、女性の記述的代表が公共政策形成過程においてどの程度女性の利益の媒介に影響するのかを問う研究群である。

まず、女性の記述的代表を被説明変数とする研究だが、多数代表制なのか比例代表制なのかといった選挙制度の違いが議会における女性議員比率に与える影響を検証した研究や (Kenworthy and Malami 1999 ; Kittilson and Schwindt-Bayer 2012 ; Studlar and McAllister 2002) , 議会議員選挙において候補者に一定割合の女性を求める「ジェンダー・クォータ」の効果を探った研究などがある (Dahlerup and Freidenvall 2005) 。また、首相や大臣といった執政府における高位公職への女性の進出を規定する要因を探った研究も存在する (Davis 1997 ; Reynolds 1999 ; Siaroff 2000) 。概観するに、女性の記述的代表を説明対象とする研究は比較的蓄積が厚いといえる。

また、女性の記述的代表を説明変数とする研究としては、男女共同参画や子育て関連といった女性に密接に関連するイシューについて、女性議員と男性議員の意識や行動の違いを明らかにした研究や (Schwindt-Bayer 2010 ; Thomas 1991 ; Tremblay 1998 ; Wängnerud 2000) , 女性議員比率が公的保育

サービスカバー率や産休・育休の賃金代替率を拡充することを明らかにした研究などが存在する（Bratton and Ray 2002；Kittilson 2008）。

また、この分野で影響力を持ったのが「クリティカル・マス理論」であり、これは議会における女性議員の比率がある一定の閾値に到達すると堰を切ったように女性関連施策が進展するという主張である（Dahlerup 1988）。議会における女性議員比率と女性の利益代表との間につながりをみる実証分析の多くが、この「クリティカル・マス理論」の枠組みから解釈されてきた（Dolan and Ford 1998；Thomas 1991）。ただし、女性向け施策（women-friendly policy）が加速度的に進展する閾値が存在するという「クリティカル・マス理論」は経験的証拠に乏しいというのが現在の学界のコンセンサスのようである（Childs and Krook 2006；Studlar and McAllister 2002）。

ここまで述べてきたように、立法府における女性の記述的代表の効果をめぐっては研究が積み重ねられてきたが、これに比べて執政府における女性の記述的代表が公共政策に与える影響を探った研究は比較的少ない。例えば、防衛・外交政策に執政長官のジェンダーが与える影響を検証したものとしては Koch and Fulton（2011）が挙げられるが、執政府における女性の「記述的代表」が仕事と子育ての両立支援施策に与える政策的効果については Atchison and Down（2009）と Atchison（2015）しか存在しない。

しかも、Atchison らの研究は、5年毎にプールした産休・育休期間や保育政策といった変数を、これまた5年毎にプールした女性大臣の比率に回帰させているだけであり、統計的に有意な相関関係を見いだせたとしても、それを因果関係とみなすのは困難である。なぜなら、女性大臣の比率も両立支援施策も産業構造のサービス化や女性の労働市場進出といった不可逆的变化に伴って共に増加するタイムトレンドを持つ変数であり、従属変数に差分を取るわけでもラグ従属変数を投入するわけでもない Atchison らの分析手法では、観察されていない要因によって引き起こされた「みせかけの相関」の可能性が高いからである。少なくとも、それを否定できない。つまり、執政府における女性大臣の存在が女性の暮らしに密接に関連した公共政策に与える影響ははまだ検証さ

れていないに等しいのである。

このことの何が問題かといえば、Atchison らが正当にも指摘するように、先進工業民主主義国の多くが採る議院内閣制では、予算案の作成も、法案の提出も、内閣が行っており、内閣はアジェンダ設定者として大きな権能を握っているからである。仮に、立法府における女性議員比率の上昇が女性向け施策の拡充につながっているとしても、それが執政府における女性大臣を通じてなのか、はたまた他のルートを通じてなのか、現状ではその因果メカニズムが完全にブラックボックスとなっているのである。一つのあり得べき可能性として、立法府における女性の記述的の代表の向上が執政府における女性大臣の増加につながり、執政府のアジェンダ設定能力を通じて仕事と子育ての両立支援施策の拡充につながるという因果メカニズムをより堅固な理論および方法論にて検証することが望まれているといえよう。

## 2) 議会研究から得られる示唆と仮説・対抗仮説

女性大臣の政策的効果を探る先行研究の主張は、比較的単純かつ明瞭である。すなわち、多くの先進民主主義国が採用する議院内閣制では予算や政府提出法案といったアジェンダ設定を独占的に担うのは内閣であり、それゆえ、内閣における女性大臣が増えれば、主に女性が受益者となる公共政策が拡充されるというものである (Atchison 2015; Atchison and Down 2009)。仮説として定式化すれば、次のようになろう。

仮説①：担当大臣のジェンダーが女性であれば、男性であるときに比べ、女性向け施策が拡充する。

しかし、現在の水準の議会研究および連立政権研究が示すのは、仮に女性大臣が女性向け施策を拡充する選好を持っていたとしても、この仮説が妥当性をもつためには幾つかの大きな前提が成立している必要があるということである。一つ目は、当該大臣が政権に参加する所属政党から政策的自律性を持つという前提である。内閣において政策の立案・執行を分掌する大臣がどの程度自律性

を持つのかというのは連立政権研究において一つの論争的なトピックである（e.g., Martin and Vanberg 2014）。比例代表制を採用する国々では常態となる連立政権において、大臣ポストをどのように与党各党に割り振るのか<sup>2)</sup>は連立交渉において最も重要な交渉事となる。その背景には、連立政権発足後の日常となる政策形成・執行の局面では、時間も、専門的知識も、それを補う人的資源も大きく制約されるため、個々の大臣は自らの所管する省庁の仕事に専心し、他の大臣の業務には口を挟まないという実態があろう。つまり、内閣の仕事は大臣間で分業され、政策形成・執行の多くが各大臣の裁量に委ねられる以上、大臣ポストの配分が内閣全体としての政策形成・執行を決定づけると考えられているのである。

しかし、大臣の自律性を最大限認める「ポートフォリオ・アロケーション・モデル」(Laver and Shepsle 1994, 1996)においても、連立内閣を構成する各大臣はそれぞれの所属政党に規律付けられ、内閣ではその政党のエージェントとして振る舞うと想定されている<sup>3)</sup>。大臣は、次にやって来る選挙のフェーズを見越して政策形成・執行を行うのであり（砂原・稗田・多湖 2015: 89-90）、個人的志向を政党の志向に優先させるのは、所属政党に選挙において政権参画の成果を有権者にアピールすることを難しくさせるという意味で、得策ではない。さらに、所属政党の意向に反する政策を所管官庁で形成・執行する大臣は、所属政党執行部が内閣の首班へ閣僚候補を推薦する場合、内閣においても所属政党内においても個人としての栄達を危うくするだろう。

仮に、男女間の社会的・経済的平等を推進する政党が、その機能を担う省庁の大臣職に女性を据える傾向にあり、その政党に所属する大臣が男女の賃金格差是正や女性の仕事と子育ての両立支援施策の拡充に積極的であったとしても、そうした政策的成果は担当大臣のジェンダーのためではないかもしれない。各大臣が所属政党のエージェントとして振る舞うのであれば、その政党のイデオ

2) これを「ポートフォリオ・アロケーション」と呼ぶ。

3) 「ポートフォリオ・アロケーション・モデル」の邦語の解説としては、加藤・レイヴァー・シェプスリー（1996）を参照。

ロギーや政策位置が執政府における両性間の衡平と女性向け施策拡充の両者を規定している可能性が高い。大臣のジェンダーが所属政党の政策選好から独立して女性向け施策に影響を与えているというためには、例えば、女性の労働市場進出に肯定的な政党に所属する大臣が「男性である」という理由でそれを押しとどめる政策を採ったり、男女間の古典的な性別役割分業を志向する保守的政党に所属する大臣が「女性である」という理由で仕事と子育ての両立支援施策を拡充したりといった、所属政党からのかなりの程度の自律性を想定する必要がある。それゆえ、仮説①に対しては、次のような対抗仮説を立てることができよう。

対抗仮説①：担当大臣の所属政党の政策選好がそうした政策に親和的であれば、女性向け施策が拡充する（担当大臣のジェンダーは関係ない）。

女性の政治的代表研究の主たる主張が前提とする二つ目の想定は、政策形成・執行を分掌する大臣が内閣全体あるいは連立与党全体から政策的自律性を持つというものである。大臣のジェンダーが女性向け政策に影響するというためには、当該政策を所管する女性大臣が内閣全体の方針あるいは連立与党全体の最大公約数的立場を逸脱した政策を提案したとしても、そうした政策が内閣レベルや議会レベルで修正されずに実現するという状況を想定している。仮に、フェミニスト的アジェンダを持つ担当大臣が仕事と子育ての両立支援施策を大幅に拡充する提案をしたとしても、首相を含めた閣僚間の調整や、議会における連立与党各党間の調整で与党内の中位的立場に修正されるのであれば、担当大臣のジェンダーが独立した効果をもつとは言い難い。また、そうした修正を事前に織り込んで、連立与党各党が同意できる中位的立場の政策を女性大臣が提案するのであれば、連立与党間の妥協が女性向け政策を規定するのであって、所管大臣の政策選好が政策的帰結を規定するのではないことになる。

確かに、連立政権研究においても「ポートフォリオ・アロケーション・モデル」(Laver and Shepsle 1994, 1996)は各大臣の自律性と裁量を認めており、担当大臣の党派性か、ジェンダーかは別として、女性向け施策拡充に積極的な

政治家が所管大臣に就任すればそうした政策が推進されるだろうという含意を持つ。しかし、連立交渉を扱う幾つかの数理モデルでは、連立内閣によって実現する政策は連立与党各党の理想点の間に位置すること、いわば妥協点で実現することを示しており（Austen-Smith and Banks 1988；Baron and Diermeier 2001）、オランダ・デンマーク・ドイツにおける政府提出法案の修正を扱った実証研究も後者の妥当性を示している（Martin and Vanberg 2014）。後者のモデルをここでは「連立妥協モデル」と呼びたい。

「連立妥協モデル」の妥当性は、実際の政治過程を念頭において考えれば比較的納得のいくものと言えよう。確かに、内閣の政策形成・執行業務は大臣間で分業され、例えば、仕事と子育ての両立支援施策を担当する省庁の大臣が閣内ではその政策形成・執行を一手に担う。だが、現状（status quo）からの変更となる政策案を提案する際には、予算に絡む案件であれば財政当局および財務大臣と交渉しなければならないし、たとえ予算にかかわらない法制度変更であっても閣議において内閣全体の同意を得られなければ政府提出法案とならない。この一連のプロセスにおいて、当該政策を所管する大臣の所属政党以外の政党の選好が政策に影響するだろう。また、こうした閣内の交渉プロセスにおける労力を削減するために、担当大臣は他の連立与党の意向をあらかじめ織り込んで妥協した政策を提案するかもしれない。

こうした点を考えれば、業務を分掌する各大臣の自律性のみを認める「ポートフォリオ・アロケーション・モデル」を自明視することはできず、「連立妥協モデル」の視点からは次のような対抗仮説も検証する必要があるだろう。

対抗仮説②：内閣および連立与党全体の政策選好がそうした政策に親和的であれば、女性向け施策が拡充する（担当大臣のジェンダー及び党派性は関係ない）。

以下では、本節で検討した三つの仮説を実際のデータで検証していく。

### 3. 分析に使用するデータ

#### 1) 被説明変数

本稿が検証するのは、担当大臣のジェンダーや党派性および内閣の政策位置が「女性向け施策」に与える効果である。何をもち「女性向け施策」とするのは難しい問題だが、ジェンダー社会政策研究がこれまで問題としてきたのは、両性間の経済的・社会的不平等や、女性の貧困・従属状況の改善に資する公共政策であった (e.g., Bettio and Plantenga 2004 ; Gornick and Meyers 2009 ; Meyers et al. 1999 ; Ray et al. 2010)。その問題意識を継いで、例えば先行研究は「法定産休・育休取得期間」を被説明変数としている (Atchison and Down 2009 : 9-10)。

しかし、この研究も認めるように、「法定産休・育休取得期間」は法制度によって規定されているため時系列での変化に乏しく、数ヶ月から数年の任期の担当大臣のジェンダーが与える影響を析出するには適していない。この問題に対処するため、先の研究は「法定産休・育休取得期間」を5年ごとにプールした平均値を用いているが、この処理は説明変数となる担当大臣のジェンダーも5年毎の平均値を用いることを強いるので、説明変数と被説明変数との関係がより一層不明瞭となる。

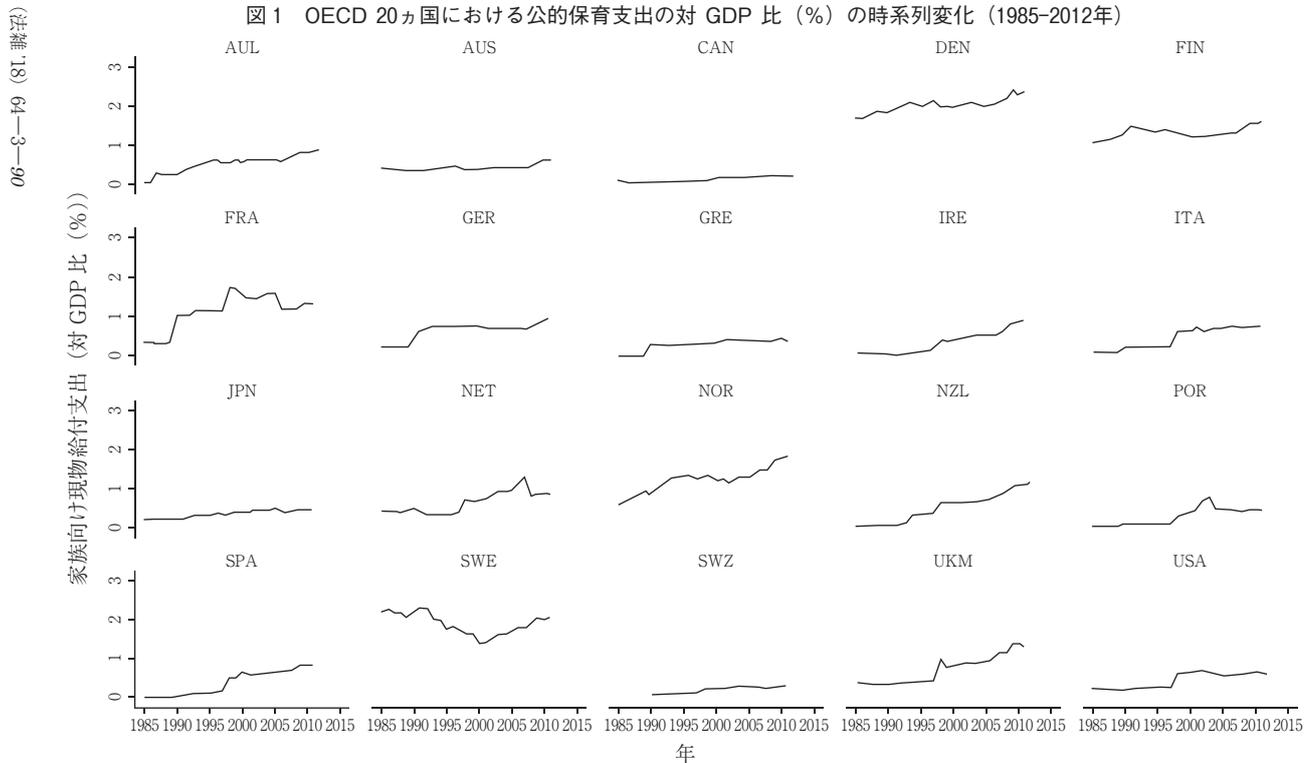
また、ジェンダー社会政策研究のように法定産休・育休取得期間や休業給付金賃金代替率、および公的保育サービスカバー率といったいくつかの統計を複合して指標化するアプローチは、福祉国家が女性に男性稼ぎ主からの自立をどの程度エンパワーしているのかを測るといった目的には資するが、執政府における女性大臣の存在が「女性向け施策」に与える効果を測定する指標としては問題がある。というのも、女性の仕事と子育てとの両立を支援する政策はその所管を複数の省庁にまたがることを常としており、そうした政策群を混ぜ込んでしまうと、どの担当大臣のジェンダーがどの政策に効果を持つのか、説明変数と被説明変数との間の関係が研究設計段階で析出しづらくなってしまふのである。

そこで、本稿ではジェンダー間の社会的・経済的不平等を改善し、女性の自立をエンパワーする「女性向け施策」として、福祉国家が直接・間接に提供する公的保育サービスを被説明変数とする。この変数を用いる利点はいくつかあるが、一つは公的保育サービスが女性の労働市場進出を後押しする重要な施策であることが挙げられよう。乳幼児期の子供のケアを賃労働に従事中に任せる施設がなければ、家庭内でケアワークの主な担い手となることの多い女性は働きにでることができない。逆に、充実した保育サービスの提供があれば女性は仕事と子育てとの二者択一に悩まされることなく賃労働に従事することができるし、女性の経済的自立は男性パートナーに対する家庭内での交渉力（bargaining power）を増す（Iversen and Rosenbluth 2010）。それゆえ、「公的保育サービス」は女性の従属状況からの解放に資する「女性向け施策」と捉えることができる。

第二に、「公的保育サービス」は比較的時系列の変化に富むという利点を挙げることができる。法制度の変更を必要とする「法定産休・育休取得期間」とは異なり、保育サービス向け公的支出の拡充・縮減は毎年度の予算で行えばよく、担当大臣の意向がより反映されやすい変数であろうと考えられる。第三に、女性向け施策の複合指標を用いるアプローチとは異なり、保育政策担当大臣のジェンダーと公的保育施策との間の関係をより因果的に結びつけやすいという利点がある。

さて、被説明変数である「公的保育サービス」の操作化した指標としては、「家族向け現物給付支出の対 GDP 比（1980-2012）」を用いる（OECD 2014b）。経済協力開発機構（Organisation for Economic Co-operation and Development：OECD）は加盟国の社会支出を項目別に収集し、「社会支出統計（SOCX）」というオンラインデータベースとして公開している。「家族向け支出」は「現金給付」と「現物給付」に分けられるが、前者は主に児童手当・家族手当によって構成され、後者は公立および民間の保育所への支出および家庭的保育や保育ママ利用に対する補助金によって構成される。児童手当・家族手当は子供のいる男性稼ぎ主に対する賃金補助的側面も強く、必ずしも女性の

図1 OECD 20カ国における公的保育支出の対 GDP 比 (%) の時系列変化 (1985-2012年)



Graphs by id

出典：OECD (2014b)。

経済的自立の支援にはつながらないため、ここでは「家族向け現物給付支出」のみを分析の対象とする。

図1は本稿の分析対象となる OECD 加盟20ヵ国における公的保育サービス向け支出の対 GDP 比を国別に時系列でプロットしたものである<sup>4)</sup>。図から見て取れるように、いくつかの国では支出水準にジャンプがみられる。これらが実際の政策変更を反映しているのであれば何も問題はないのだが、実際には「幼児向け早期教育向け支出」を「家族向け現物給付支出」に統合するといった OECD による定義変更を反映するケースが多い。特に、1990年近傍および1997-1998年にかけての大きな変化は、そうした定義変更が行われた結果、支出の対 GDP 比が伸びたかのようにになっている。後述するように、本稿の回帰分析では家族向け現物給付支出の対 GDP 比の前年度との差分を被説明変数として分析するため、定義変更による支出水準の変化は分析にバイアスを与える恐れがある。そのため、OECD による定義変更が行われたと思われる国 - 年の観察については分析から除外することでこの問題に対処する<sup>5)</sup>。

## 2) 説明変数

まず、仮説①「担当大臣のジェンダーが女性であれば、男性であるときに比べ、女性向け施策が拡充する」を検証するために、各国の各政権における保育政策担当大臣のジェンダーを調べ、データ化した。本稿が問題とするのは子育てと賃労働の両立支援施策としての保育政策であるので、女性の就労支援にはそれほどつながらない3-5歳児向け幼児教育ではなく、0-2歳の子供の保育を所管する省庁の長を「保育政策担当大臣」と定義した。このように定義して

---

4) 分析対象国からベルギーが除外されている理由については、次節「2) 説明変数」を参照。

5) 具体的には、以下の観察を除外する。カナダ：1991年、1999年；ギリシャ：1990年；フランス：1990年、1998年；ドイツ：1990年、1991年；アイルランド：1998年；イタリア：1990年、1998年；日本：1992年；オランダ：1998年；ニュージーランド：1994年、1998年；ポルトガル：1998年；スペイン：1990年、1998年；スイス：1998年；イギリス：1998年；アメリカ：1998年。

も保育政策を担当する省庁は国ごと・時代ごとにさまざまである。例えば、フィンランド、ノルウェー、スウェーデンおよびイギリスといった国々は、ここで観察対象となる1990年以降に0-2歳児向け保育の所管をそれまでの社会福祉担当の省庁から3-5歳児向け早期教育も担当する教育省へと移管し、保育と幼児教育の統合を図っている。また、ニュージーランドは1986年には保育政策の所管をすでに教育省に移管している (Pollock 2012)。このように保育政策の所管省庁は必ずしも社会福祉担当省庁ではないため、Madge (1994)、OECD (2001, 2006, 2015b)、および各国政府ウェブサイトをもとにそれぞれの時期にどの省庁が保育政策を担当していたのかを調べた。担当大臣名称を一覧にしたのが表1である。

ベルギーは、フランデレン地域とワロン地域のそれぞれの地域政府が管轄しており、担当省庁もフランデレンでは社会福祉省が、ワロン地域では教育省が担当するなど、地域ごとにより異なる管轄となっている。しかし、OECDの支出データは地域政府ごとではなく国ごとのデータのため、担当大臣のジェンダーや党派性の影響をみることができない。そのため、データセットから除外した。他の連邦制諸国については、保育関係の補助金を所管する省庁の大臣を対象としてデータを作成した。

上述のように定めた保育政策担当省庁の大臣の任期、ジェンダー、および所属党派については、European Journal of Political Research が1991年より毎年発行している政治データ年鑑 (Political Data Year Book : 1991-2014) に依拠してデータ化した。年度途中で大臣の交代があった場合、当該年のそれぞれの保育政策担当大臣の在職日数で加重平均し、その年の保育政策担当大臣のジェンダーとした<sup>6)</sup>。算出式としては以下の通りである。

$$\text{当該年の担当大臣ジェンダー} = \sum_{j=1}^m \text{Gender}_j \cdot \frac{\text{Days}_j}{365}$$

(ただし、 $j$ は当該年の担当大臣の識別子であり、当該年には  $m$  人の担当大臣が在籍したとする。)

---

6) それゆえ、「担当大臣ジェンダー」変数は0～1の間の値を取り得る。

表1 保育政策担当大臣一覧

国名	1990年～2014年に存在した保育政策を所管する大臣名称
オーストラリア	Minister of Social Security, Minister of Family and Community Services, Minister for Families, Housing, Community Services and Indigenous Affairs, Minister for Families, Housing, Community Services and Indigenous Affairs, Minister for Families, Community Services, Indigenous Affairs and Disability Reform, Minister for Social Services
オーストリア	Federal Minister of Labour and Social Affairs, Federal Minister of Labour, Health and Social Affairs, Federal Minister for Social Security and Generations, Federal Minister for Social Security, Generations and Consumer Protection, Federal Minister for Social Affairs and Consumer Protection, Federal Minister of Employment, Social Affairs and Consumer Protection, Federal Minister for Labour, Social Affairs and Consumer Protection
カナダ	Minister of National Health and Welfare, Minister of Health
デンマーク	Minister of Social Affairs, Minister for Social Welfare, Minister for Family and Consumer Affairs, Minister for Social Welfare, Minister of Interior and Social Affairs, Minister for Social Affairs and Integration, Minister for Social Affairs, Children and Integration, Minister for Children, Gender Equality, Integration and Social Affairs,
フィンランド	Minister of Social Affairs and Health (2012年まで), Minister of Education and Science (2013年から)
フランス	Minister of Social Affairs and Health Service, Minister of Social Affairs and Integration, Minister of Social Affairs, Health and Town, Minister of Health and Social Protection, Minister of Employment and Social Affairs, Minister for Employment and Solidarity, Minister for Social Affairs, Employment and Solidarity, Minister of Health and Solidarities, Minister for Labour, Social Relations, Family, Solidarity and Urban Affairs, Minister for Solidarity and Social Cohesion, Minister for Social Affairs and Health, Minister of Health and Social Affairs
ドイツ	Minister of Labour and Welfare, Minister for Labour and Welfare, Minister of Health and Welfare, Minister of Labour and Social Affairs
ギリシャ	Minister of Health, Welfare and Social Security, Minister of Health and Welfare, Minister of Health and Social Solidarity,

論 説

	Minister of Labour, Social Security and Welfare
アイルランド	Minister of Health, Minister for Health and Children, Minister for Health (2005年まで), Minister for Children (2006年から), Minister for Children and Youth Affairs (2011年から)
イタリア	Minister of Social Affairs, Minister of Labour and Welfare, Minister of Labour & Social Policies, Minister of Labour, Health and Welfare, Minister of Labour, Social Policies and Equal Opportunities
日本	厚生大臣, 厚生労働大臣
オランダ	Minister of Welfare, Health and Cultural Affairs, Minister of Health, Welfare and Sport (2002年7月まで), Minister of Social Security and Employment (2002年7月から), Minister of Social Affairs and Employment
ニュージーランド	Minister of Education
ノルウェー	Minister of Children and Family Affairs (2004年まで), Minister of Education and Research (2005年から)
ポルトガル	Minister of Labour and Social Security, Minister of Solidarity and Social Security, Minister of Labour and Solidarity, Minister for Social Affairs and Employment, Minister of Social Security and Labour, Minister of Social Security, Family and Children
スペイン	Minister of Education and Science, Minister of Education and Culture, Minister of Education, Culture and Sports, Minister of Education, Social Policy and Sports
スウェーデン	Minister of Welfare and Health, Minister of Health and Social Affairs (1996年6月まで), Minister of Education and Science (1996年7月から), Ministry for Education and Culture
スイス	Minister of Home Affairs
イギリス	Secretary of State for Health (1997年まで), Secretary of State for Education and Employment (1997年から), Secretary of State for Education & Skills, Secretary of State for Children, Schools and Families, Secretary of State for Education
アメリカ	Secretary of Health and Human Services

出典：Madge (1994), OECD (2001, 2006, 2015), 各国政府ウェブサイト, および European Journal of Political Research 「政治データ年鑑」(各年版)をもとに筆者作成。

注：大臣名称だけでなく、所管の官庁自体が変更となった場合は変更年を括弧で記載した。

女性大臣の政策的効果（稗田）

表2 比較マニフェストプロジェクトにおけるカテゴリー分類

再分配次元			社会的価値次元				
左派		右派	リベラル		保守		
302	Centralization: pro	301	Decentralization	602	National way of life: con	601	National way of life: pro
403	Market regulation	401	Free enterprise	604	Traditional morality: con	603	Traditional morality: pro
404	Economic planning	407	Protectionism: con	607	Multiculturalism: pro	608	Multiculturalism: con
405	Corporatism	410	Productivity	705	Minority groups: pro	605	Law and order
406	Protectionism: pro	411	Infrastructure	706	Non-economic groups	606	Social harmony
409	Keynesian economics	414	Economic orthodoxy				
412	Controlled economy	505	Welfare: con				
413	Nationalization	507	Education: con				
415	Marxism	702	Labor groups: con				
503	Social Justice						
504	Welfare: pro						
506	Education: pro						
701	Labor groups: pro						

出典：McDonald and Mendes (2001, 108-111) を筆者修正。

注：ナンバリングは比較マニフェストプロジェクトのそれに対応。

さらに、対抗仮説①「担当大臣の所属政党の政策選好がそうした政策に親和的であれば、女性向け施策が拡充する」を検証するため、上のデータを用いて保育政策担当大臣の政策位置を定めた。Hieda (2013) が示すように、保育政策は再分配の規模だけではなく、子育ての社会化やジェンダー間での性別役割分業に対する姿勢といった点にもかかわるため、経済的左-右軸および社会的リベラル-保守軸の両方の次元で保育政策担当大臣所属政党の政策位置を定める必要がある。

政党の政策位置を測定する方法には大きく分けて専門家調査とテキスト分析という二つの方法があるが、ここでは後者のテキスト分析の一つである「比較マニフェストプロジェクト」のデータを用いて政党の政策位置を定める (Budge et al. 2001 ; Klingemann et al. 2006 ; Volkens et al. 2012)。「比較マニフェストプロジェクト」は、選挙の度に出される国政政党の選挙公約の一文一文を、事前に定めた56のカテゴリーに分類し、それぞれのカテゴリーが選挙公約の何パーセントを占めるかを算出したデータである。ここでは、表2に示した McDonald and Mendes (2001 : 108-11) に従い、13カテゴリーを再分

## 論 説

配次元上の左派、9つのカテゴリーを右派とし、

$$\text{再分配軸上の左一右位置} = \text{右派カテゴリー} (\%) - \text{左派カテゴリー} (\%)$$

として算出した。同様に、5つのカテゴリーを社会的価値軸上のリベラルに、5つのカテゴリーを保守とし、

$$\text{社会的価値軸上のリベラル一保守位置} = \text{保守カテゴリー} (\%) - \text{リベラルカテゴリー} (\%)$$

として算出した<sup>7)</sup>。

担当大臣のジェンダーと同様、年度途中に大臣の交代があった場合、保育政策担当大臣所属政党の再分配軸上の左一右位置および社会的価値軸上のリベラル一保守位置を、当該年のそれぞれの大臣の在職日数で加重平均し、その年の保育政策担当大臣所属政党政策位置とした。

最後に、対抗仮説②「内閣および連立与党全体の政策選好がそうした政策に親和的であれば、女性向け施策が拡充する」を検証するため、各年の内閣の政策位置を推定した。保育政策担当大臣の政策位置を定めたときと同様の理由から、内閣の政策位置も経済的左一右軸および社会的リベラル一保守軸の両方の次元で測定する必要がある。

そこで、稗田（2014）で用いたデータセットを使い、上述の保育政策担当大臣所属政党の政策位置を推定したのと同じ手続きで、単独あるいは連立政権与党各党の二次元政策空間上の政策位置を定めた。そして、それをそれぞれの内閣の連立与党の議席比率で加重平均して、内閣政策位置を定めた。式で示すと以下の通りである。

$$\text{内閣政策位置} = \sum_{i=1}^n P_i \times W_i$$

（ただし、 $i$  は連立与党各党の識別子であり、当該内閣に  $n$  個の連立与党が

---

7) それゆえ、再分配軸上の左一右位置では、マイナスが「左派」に、プラスが「右派」になる。同様に、社会的価値軸上のリベラル一保守位置では、マイナスが「リベラル」にプラスが「保守」になる。

存在したとする。 $P_i$ は与党*i*の政策位置であり、 $W_i$ は与党*i*が連立与党全体に占める下院議席比率である。）

さらに、年度途中で政権や連立与党の構成が変わった場合、経済的左一右軸および社会的リベラルー保守軸のそれぞれにおいて、内閣政策位置を政権存続日数で加重平均した。

### 3) 統制変数

第2節にて検討した通り、これまで女性の政治的代表が公共政策に与える影響を探ってきた研究が主に焦点を当ててきたのは、立法府における女性議員比率であった（Kittilson 2008；Lambert 2008）。これは本稿の主要説明変数である「執政府における女性代表」ともちろん関連するが、実体的にも概念的にも区別すべきものである。というのも、女性議員の増加が女性向け政策を担当する大臣のジェンダーを変え、それがそうした政策の拡充につながるという影響の経路を想定することもできるが、立法府における女性議員の増加そのものが議会における法案および予算審議、あるいは所属政党の政策選好に影響することで、女性向け政策の拡充へと至る経路も想定できるからである。それゆえ、立法府における女性議員比率の影響を統制する必要がある。

この目的のために、本稿では「女性議員比率」をコントロール変数として回帰式に投入する。この変数は各国の議会下院における女性議員の比率（％）を年次データで集計したものである。データは Armingeon et al. (2016) から入手した。

その他、保育サービス需要そのものが伸びれば公的保育支出が増えると考えられるので、それに影響する要因として、女性の労働市場参加率（％）とサービスセクター雇用率（％）、および15歳未満人口比率（％）を回帰式に投入する（OECD 2014a, 2015a）。さらに、公共支出全体の規模を規定する要因として、実質 GDP 成長率（％）（IMF n.d.）、購買力平価で算出し対数化した一人当たり GDP（IMF n.d.）、および消費者物価指数（％）（IMF n.d.）を統制す

る。

尚、被説明変数、説明変数、および統制変数の記述統計は付録1にまとめている。

## 4. 分析方法と結果

### 1) 回帰モデル

前節で述べたように、説明変数となる担当大臣のジェンダーおよび所属政党の情報の出典となる European Journal of Political Research「政治データ年鑑」の刊行開始が1991年であるため、1990年に存在していた政権の成立年が各国の分析開始点となる（各国により異なる）。また、従属変数となる「家族向け現物給付支出の対 GDP 比」（OECD 2014b）は2012年までしかカバーしていないため、2012年が分析の終点となる。それゆえ、本稿は先進工業20カ国の1990年前後から2012年までの時系列国家間比較データを回帰分析するものである<sup>8)</sup>。

事前に被説明変数となる「家族向け現物給付支出の対 GDP 比」を単位根検定にかけたところ、拡張ディッキーフラー検定で「全てのパネルが単位根を含む」という帰無仮説を棄却できなかった（付録2参照）。この意味するところは、支出水準そのもので測った従属変数には単位根（unit root）が含まれるため、そのままの形で時系列分析すると説明変数と従属変数との間の「見かけ上の関係」を検出し、推定結果を誤らせてしまう恐れが高いということである（Box-Steffensmeier et al. 2014 : 125-30）。この問題に対処するため、本稿の重回帰分析では「家族向け現物給付支出の対 GDP 比」の1階の差分を回帰分析の従属変数とする。すなわち、分析対象各国における「家族向け現物給付支出の対 GDP 比」の前年からの変化を従属変数とするということである<sup>9)</sup>。

8) 分析対象国は、オーストラリア、オーストリア、カナダ、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、アイルランド、イタリア、日本、オランダ、ノルウェー、ニュージーランド、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、イギリス、およびアメリカ合衆国である。

9) 「家族向け現物給付支出の対 GDP 比」を  $Y_{it}$  とすると、1階の差分  $\Delta Y_{it}$

この従属変数の差分化は方法論上も要請されるが、実質的な因果メカニズムの想定上も必要とされるものである。というのも、保育政策担当大臣のジェンダーや党派性は保育プログラムへの支出水準そのものを決めるといよりも、変化に影響すると考えられるからである。広く知られるように、国家予算の編成プロセスは漸増主義的であり、担当大臣が予算規模を一から決められると想定するのは非現実的である（cf. Wildavsky 1964）。そう考えれば、先行研究のように従属変数のある時点での水準そのものと担当大臣のジェンダーとの相関を見るのは不適切であり、理論的にも従属変数の変化と大臣のジェンダーや党派性との関係のみるべきであることは明らかであろう（cf. Atchison 2015； Atchison and Down 2009）。

また、本稿の重回帰分析には国別ダミー変数と年ダミー変数を投入する。文化や歴史、あるいは福祉レジームの影響など、時系列では変化しないが、国によって異なり、本稿の被説明変数である公的保育支出に影響している可能性の高い要因が多く存在する。そうした要因を一つ一つ操作化して統制変数として回帰式に投入するのは困難であり、そもそも観察できない国固有の要因も多いため、国別ダミーにより時系列では変化しない要因の影響を丸ごとコントロールする。年ダミーは、リーマン危機のような国際経済上のショックなど、各国に共通するが年毎に異なる要因の影響をコントロールするものである。

以上の方法論的検討から、本稿は次の回帰式の通常最小二乗法（OLS）による推定結果を報告するものである。尚、標準誤差の過小評価、それゆえ t 値の過大評価を避けるため、標準誤差の推定にはパネル修正標準誤差を用いる（cf. Beck and Katz 1995）。

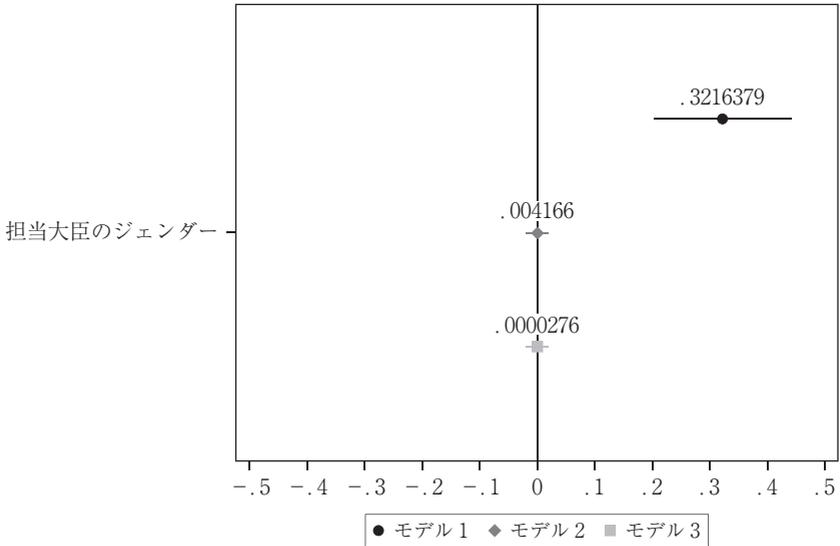
$$\Delta Y_{i,t} = \sum \alpha_i + \sum T_t + \sum \beta^j \cdot X_{i,t}^j + e_{i,t}$$

ただし、 $\alpha$  は国別ダミーの係数、 $T$  は年ダミーの係数、 $\beta$  は説明変数および統制変数（まとめて独立変数と呼ぶ）の係数、 $X$  は独立変数、 $e$  は誤差項、 $i$ ,

---

↘  $\Delta Y_{i,t} = Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$  となる。ただし、 $i$  および  $t$  はそれぞれ国および年の識別子である。

図2 モデル1-3の係数プロット



出典：筆者作成。

- 注：1) モデル1 単回帰分析（従属変数 公的保育支出の対 GDP 比）
- 2) モデル2 単回帰分析（従属変数 公的保育支出の対 GDP 比の差分）
- 3) モデル3 重回帰分析（モデル2+国・年ダミー）

t, j はそれぞれ国, 年, および独立変数の識別子である。

## 2) 分析結果

回帰分析による各独立変数の回帰係数と標準誤差の推定結果, および決定係数 ( $R^2$ ) は付録2に詳細を示している。ここでは読者が回帰係数の大きさと有意水準を直感的に理解しやすいよう, 係数の大きさと信頼区間をグラフ化した図にもとづいて推定結果を説明していく。

図2はモデル1から3の「担当大臣のジェンダー」変数の回帰係数と標準誤差をプロットしたグラフである。グラフの丸や四角の点は回帰係数の点推定を表し, そこから横に伸びる棒は, 太く短い棒が90%信頼区間を示し, それに重なる細く長い棒が95%信頼区間を表している。一番上に示されたプロットはモデル1の推定結果を示すものであり, 真ん中がモデル2, 一番下がモデル3の

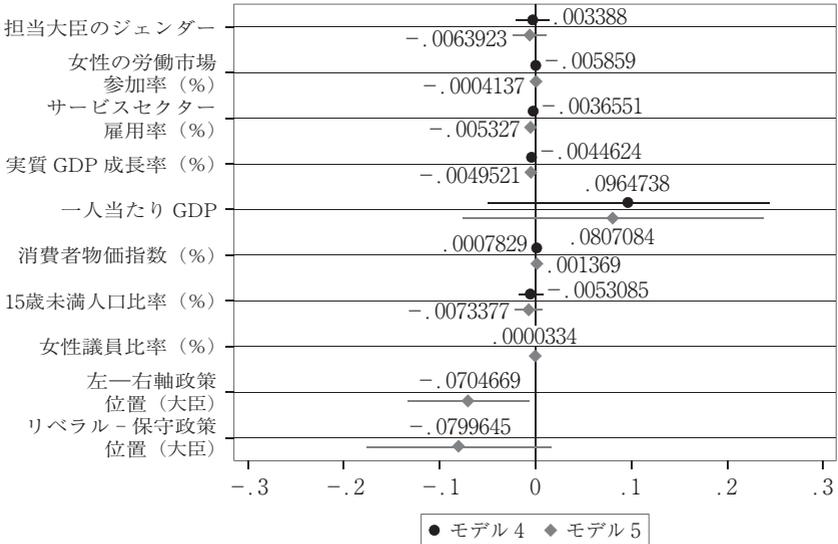
推定結果を示している。

モデル1は「公的保育支出の対 GDP 比 (%)」そのものを従属変数とし、「保育政策担当大臣のジェンダー」を独立変数とした単回帰分析である。図1の点推定と信頼区間が示すように、女性大臣と保育支出水準は統計的に有意な正の相関を示している。すなわち、保育政策担当大臣が女性であると、福祉国家の保育サービスに対する支出水準が高くなるという傾向が確認できるということである。先行研究が確認しているのは、基本的にはこうした傾向である（cf. Atchison 2015；Atchison and Down 2009）。しかし、上述の通り、この結果をもって保育政策担当大臣のジェンダーと公的保育支出との間に因果関係があると結論することはできない。なぜなら、このモデルはそのときどきの大臣のジェンダーが保育支出の全てを決定づけるという非現実的な想定に基づいているからである。

そこで、モデル2では「公的保育支出の対 GDP 比 (%)」の前年度からの変化を従属変数とし、「保育政策担当大臣のジェンダー」を独立変数として単回帰分析を行った。すると、図2の真ん中のプロットが示すように、回帰係数の点推定は0近傍、信頼区間も0をまたぐようになり、統計的に有意ではなくなった。さらに、モデル3では「公的保育支出の対 GDP 比 (%)」の前年度からの変化を従属変数、「保育政策担当大臣のジェンダー」を独立変数とするモデルに国別ダミーと年ダミーを加え、重回帰分析を行った。すると、「保育政策担当大臣のジェンダー」の偏回帰係数はほぼ0という結果となった。担当大臣のジェンダーは公的保育支出の変化には影響を与えていないようである。

図3はモデル4と5の推定結果をプロットしたグラフである。モデル4はモデル3に統制変数である社会経済変数を加えたモデルである。このモデルでも担当大臣のジェンダーは統計的に有意とはならなかった。社会経済変数のなかでは、実質経済成長率が統計的に有意な負の効果を公的保育支出の前年度からの変化に与えている。これは被説明変数を公共支出の対 GDP 比と操作化しているため、実質経済成長率が高まり分母である GDP が大きくなると、分子である公共支出額そのものは変わらなくとも、この変数の値が小さくなるという

図3 モデル4-5の係数プロット



出典：筆者作成。

注：1) モデル4 重回帰分析 (社会経済モデル)

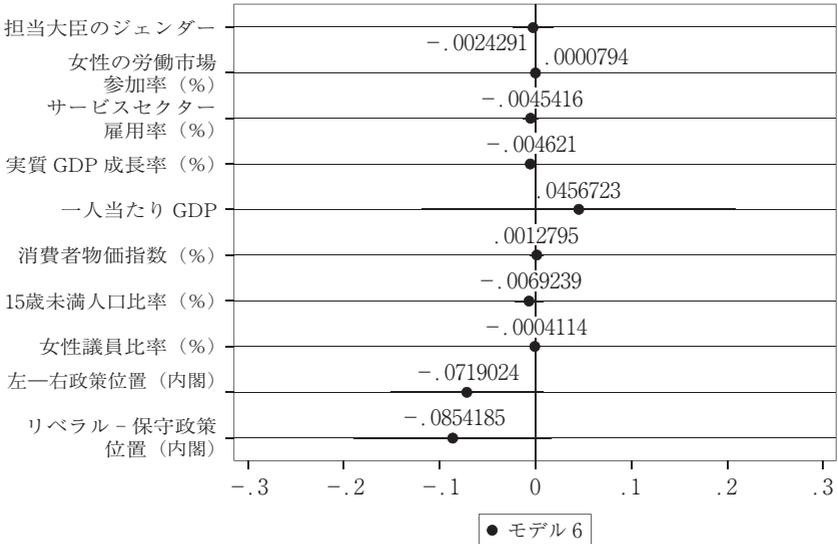
2) モデル5 重回帰分析 (モデル4+担当大臣所属政党政策位置)

現象に起因するものである。実質経済成長率がマイナスで GDP が縮むと分母が小さくなり、逆の現象が起きる。実質経済成長水準や消費者物価指数といった被説明変数の分母に影響をあたえる要因については統制変数としてコントロールすることが必要となる所以である。

モデル5は「公的保育支出の対 GDP 比 (%)」の前年度からの変化を従属変数とし、担当大臣のジェンダー、社会経済変数に加え、保育政策担当大臣の所属政党の政策位置を独立変数に加えたモデルである (国・年ダミーも含む)。すると、担当大臣のジェンダーは変わらず有意な効果を見せないが、担当大臣の党派性は公的保育支出の変化に影響を与えていることが分かった。図3の一番下二つの係数プロットが担当大臣の党派性の効果を示す。まず、担当大臣の所属政党の再分配軸上の左-右位置は、統計的に有意に負の係数を示している。この変数は、比較マニフェストデータを用い、左派が負を、右派が正の値

女性大臣の政策的効果（稗田）

図4 モデル6の係数プロット



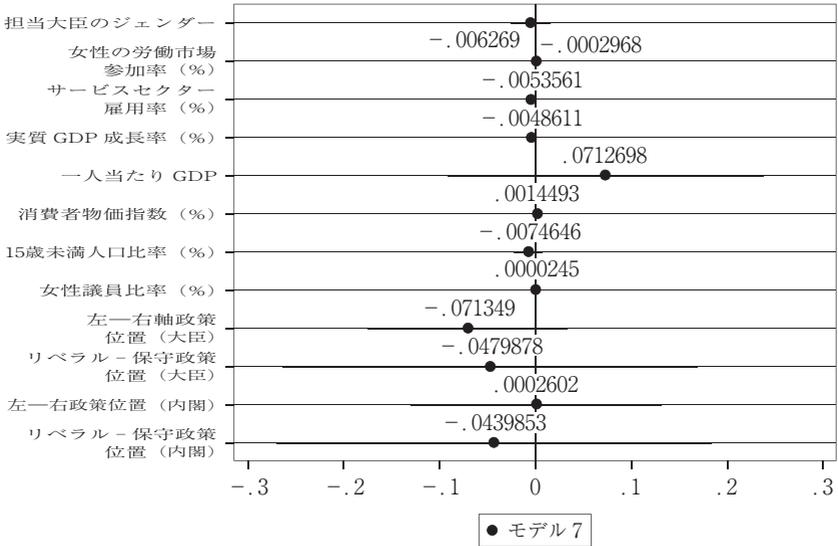
出典：筆者作成。

注：1) モデル6 重回帰分析（社会経済モデル+内閣政策位置）

を取るように操作化したものであるため、保育政策担当大臣の所属政党の再配上の政策位置が左派に振れば振れるほど、公的保育支出の対 GDP 比が増えることになる。次に、担当大臣の所属政党の社会的価値軸上のリベラル-保守位置は、90%信頼区間を示す横棒が微かに0にかかっているため統計的に有意とはいえないが、左-右位置の係数と同程度に負の係数を示している。これは、保育政策担当大臣の所属政党の政策位置が社会的リベラルであればあるほど、公的保育支出の対 GDP 比が増えることを示唆している。合わせて考えると、保育政策を所管する大臣の所属政党が、福祉国家の拡大を志向し、両性間の平等や女性の経済的自立に親和的な政策選好を持つ場合、公的保育支出が拡大するという可能性を見いだすことができよう。

モデル6は、モデル5と同様の分析を、保育政策担当大臣の所属政党の政策位置ではなく、内閣全体の政策位置に置き換えて行ったものである。図4の係数プロットが示すように、保育政策担当大臣のジェンダーは相変わらず有意な

図5 モデル7の係数プロット



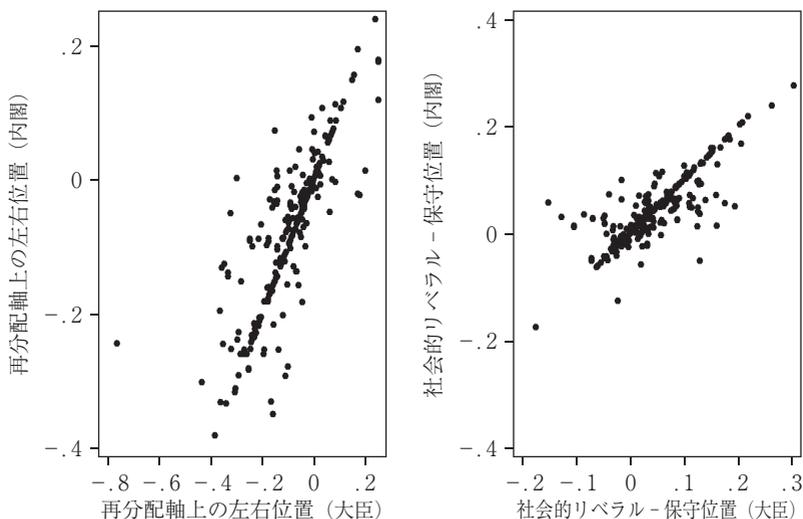
出典：筆者作成。

注：1) モデル7 重回帰分析 (社会経済モデル+担当大臣所属政党政策位置+内閣政策位置)

効果を示さないが、内閣全体の再分配軸上の位置は90%水準で有意に負の係数を示している。これは再分配を志向する左派政権は公的保育支出を増やすということを示唆するものである。加えて、これも90%信頼区間が微かに0にかかっているため統計的に有意とはいえないが、内閣全体の社会的価値軸上のリベラル-保守位置も負の係数を示している。この分析結果は、福祉国家の拡大を志向する左派、かつ、社会的価値の次元ではリベラルな政権は公的保育プログラムを拡充するとした先行研究の分析結果を確認するものである (Hieda 2013; 稗田 2013)。

最後に、モデル7は、保育政策を所管する大臣の所属政党が保育政策を決定づけるという「ポートフォリオ・アロケーション・モデル」(対抗仮説①)と、内閣を構成する連立与党全体の政策位置が保育政策を決定づけるという「連立妥協モデル」(対抗仮説②)のどちらの説明力が高いのかを確認するため、担当大臣の所属政党の政策位置と、内閣全体の政策位置の両方の変数を独立変数 (法雑'18) 64-3-104

図6 保育政策担当大臣所属政党政策位置と内閣政策位置の散布図



出典：筆者作成。データの出所は本文参照。

として投入したモデルである。図5に示されるように、大臣の所属政党および内閣の政策位置の変数は、このモデルでは何一つ統計的に有意とはならなかった。

この原因として考えられるのは多重共線性である。単独政権では当然ながら担当大臣の所属政党と内閣を構成する政党とは一致することになるし、連立政権でも政策的に近い政党が連立与党を構成するため、保育政策を所管する大臣の所属政党の政策位置と内閣全体の政策位置は近似する。実際、図6が示すように、保育政策担当大臣の政策位置と内閣全体の政策位置は再分配次元および社会的価値次元の双方において相関が高い<sup>10)</sup>。そのため、大臣および内閣の政策位置の変数の係数の標準誤差が大きくなり、統計的に有意ではなくなっているのである。モデルの決定係数 ( $R^2$ ) を比較すると、担当大臣の所属政党

七七  
八

10) 再分配軸上の左-右位置 (大臣) と再分配軸上の左-右位置 (内閣) の相関係数は  $r=0.83$ 、社会的価値軸上のリベラル-保守位置 (大臣) と社会的価値軸上のリベラル-保守位置 (内閣) の相関係数は  $r=0.82$  である。

## 論 説

の政策位置を説明変数とするモデル5のほうが内閣全体の政策位置を説明変数とするモデル6よりも大きい(=説明できる従属変数の分散が多い)が、その差は十分に大きなものとはいえない(付録2参照)。実際、モデル7において、「再分配軸上の左-右位置(大臣)と社会的価値軸上のリベラル-保守位置(大臣)の偏回帰係数が共に0」という仮説を帰無仮説としてカイ二乗検定を行ったが、帰無仮説を棄却できなかった。この意味するところは、内閣政策位置を説明変数とするモデル6に担当大臣の所属政党の政策位置の変数を加えてもモデルの説明力は統計的に有意には増えないということである。それゆえ、本稿の重回帰分析の結果からは対抗仮説①と対抗仮説②のどちらが優越するかを結論づけることはできなかった。

## 5. 結 語

本稿は「執政府における女性大臣の存在は女性向け施策に影響を与えるのか」という問いを立て、経験的データにもとづき実証的にこの問いに答えを出すことを目指してきた。先行研究は女性大臣の増加が女性向け施策の拡充をもたらすと主張しているが、その主張は理論的にも方法論的にも堅固な基盤を持たないことを指摘した。理論的には、大臣のジェンダーが独自の政策的効果を持つためには、大臣は所属政党と内閣の両者から自律性を持つ必要があり、その効果を統制したうえで女性大臣が公共政策に与える影響を検証しなければならない。さもなければ、女性向け施策を所管する大臣を割り振られた連立与党の党派性、あるいは政権全体の党派性が、担当大臣のジェンダーと女性向け施策の両方を規定するという可能性を棄却できない。方法論的には、先行研究は女性向け施策のそれぞれの段階での水準そのものと大臣のジェンダーとの相関関係を確認するリサーチデザインとなっており、各時点での大臣のジェンダーが女性向け施策の水準全体を決定づけるという非現実的な想定をしている。こうした問題を避けるためには、政策的変化を被説明変数とするモデルで女性大臣の効果を確認する必要がある。

このような考察をもとに、女性向け施策の指標として福祉国家が行う公的保  
(法雑'18) 64-3-106

育支出を被説明変数とし、筆者が独自に構築した保育政策担当大臣のジェンダーと党派性のデータセットを用いて、本稿は1990年頃から2012年までの先進工業20カ国の時系列国家間比較データの回帰分析を行った。回帰分析の結果をまとめると、第一に、確かに保育政策担当大臣のジェンダーと公的保育支出の水準そのものは有意に相関しているが、この二つの変数の間に因果関係が存在するとは考えにくいということである。従属変数を前年度からの変化としたモデルでは担当大臣のジェンダーが効果を示さないということは、保育政策を所管する大臣のジェンダーと公的保育支出の水準の両者を規定する要因があるということだろう。平たくいえば、保育政策を担当する大臣が女性となりがちな国では保育サービスが充実しているということであり、これは福祉レジームの効果や女性の社会的進出など両者を規定していそうな要因はいくつも挙げられる。もしそれらが効果をもつということになれば、担当大臣のジェンダーと保育支出との間の関係は「みせかけの相関」ということになる。

第二に、政党政治こそが保育政策を規定するという事実である。本稿の重回帰分析は国別ダミーと年ダミーを回帰モデルに投入するなどかなり頑健なモデルとなっているが、それでも回帰モデルは保育政策担当大臣の所属政党の政策位置や内閣の政策位置が有意に公的保育支出の変化に影響していることを示している。本稿の分析結果からは、連立与党各党が政策を分掌する「ポートフォリオ・アロケーション・モデル」と、内閣あるいは連立与党全体で政策の方向付けを行う「連立妥協モデル」のどちらの妥当性が高いのか、はっきりとした結論は出せない。しかし、いずれにせよ、与党の政策選好が再分配の拡大を志向し、社会的価値の面でリベラルな立場を取れば公的保育政策は拡充するのであり、これは女性向け施策一般に拡張して解釈することもある程度許されるであろう。

最後に、本稿の実証分析は内閣における女性大臣の存在が女性向け施策の拡充に必ずしも結びつかないことを示唆するが、女性大臣比率の向上自体に意味がないと主張するものではない。Pitkin（1967=2017）の議論を紹介した際に触れたように、記述的代表自体に内在的価値があり、この概念は政治的代表に

において何らかの衡平性 (parity) が実現していない事実を問題として喚起する働きをもつ。執政府において女性大臣の比率が低いのであれば、それを高めることが何らかの政策的帰結をもたらすという道具的立場からではなく、内在的価値として男女の政治的代表的衡平性を図ることが求められるであろう。

また、本稿の分析結果から、女性の記述的代表が女性向け施策の拡充には結びつかないと結論づけるのは早計であろう。重回帰分析の結果は政党の政策選好が公的保育政策に影響を与えることをしめしているが、政党の政策的立場というものは固定的なものではない。本稿では選挙の度に政党がだす公約集に基づいて政党の政策位置を推定しているが、その時々々の政治的文脈に応じて政党は政策的立場を調整しているはずである。そして、左派政党の政権基盤がかつてと大きく変わっていることは周知の事実である。すなわち、社会民主党をはじめとする左派政党は、かつての工業社会では男性稼ぎ手である組織化された工場労働者を主要な支持基盤としていたが、脱工業化が進んだ現代では女性が過半を占める公共セクターのサービス職や民間セクターの専門職といった新たな中間層に支持基盤をシフトさせている (Gingrich 2017; Gingrich and Häusermann 2015)。このような社会経済状況の変化のもとで、労働組合をはじめとする利益団体、党員を含む政党組織、議員を中心とする院内組織、それぞれのレベルで女性のプレゼンスが増しており、左派政党の政策的志向に影響していると考えられる。政治過程のさまざまなレベルにおける女性の記述的代表が政党政治を通じてどのように公共政策に影響を与えているのか、今後の研究が俟たれる課題といえるだろう。

## 参考文献

- Armingeon, Klaus, Christian Isler, Laura Knöpfel, David Weisstanner, and Sarah Engler, 2016, "Comparative Political Data Set 1960–2014," Institute of Political Science, University of Berne, (Retrieved December 2, 2016, <http://www.cpsds-data.org/>).
- Atchison, Amy, 2015, "The Impact of Female Cabinet Ministers on a Female-Friendly Labor Environment," *Journal of Women, Politics & Policy* 36 (4): 388–414.
- Atchison, Amy, and Ian Down, 2009, "Women Cabinet Ministers and Female-Friendly (法雑'18) 64—3—108

- Social Policy," *Poverty & Public Policy* 1 (2): 1-23.
- Austen-Smith, David, and Jeffrey Banks, 1988, "Elections, Coalitions, and Legislative Outcomes," *American Political Science Review* 82 (2): 405-22.
- Baron, David P., and Daniel Diermeier, 2001, "Elections, Governments, and Parliaments in Proportional Representation Systems," *Quarterly Journal of Economics* 116 (3): 933-67.
- Beck, Nathaniel, and Jonathan Katz, 1995, "What to Do (and Not to Do) with Time-Series-Cross-Section Data in Comparative Politics," *American Political Science Review* 89 (3): 634-47.
- Bettio, Francesca, and Janneke Plantenga, 2004, "Comparing Care Regimes in Europe," *Feminist Economics* 10 (1): 85-113.
- Box-Steffensmeier, Janet M., John Freeman, Matthew Hitt, and Jon Pevehouse, 2014, *Time Series Analysis for the Social Sciences*, New York: Cambridge University Press.
- Bratton, Kathleen A., and Leonard P. Ray, 2002, "Descriptive Representation, Policy Outcomes, and Municipal Day-Care Coverage in Norway," *American Journal of Political Science* 46 (2): 428-37.
- Budge, Ian, Hans-Dieter Klingemann, Andrea Volkens, Judith Bara, and Eric Tanenbaum, 2001, *Mapping Policy Preferences: Estimates for Parties, Electors, and Governments, 1945-1998*, Oxford: Oxford University Press.
- Childs, Sarah, and Mona Lena Krook, 2006, "Should Feminists Give up on Critical Mass? A Contingent Yes," *Politics & Gender* 2 (4): 522-30.
- Dahlerup, Drude, 1988, "From a Small to a Large Minority: Women in Scandinavian Politics," *Scandinavian Political Studies* 11 (4): 275-98.
- Dahlerup, Drude, and Lenita Freidenvall, 2005, "Quotas as a 'Fast Track' to Equal Representation for Women," *International Feminist Journal of Politics* 7 (1): 26-48.
- Davis, Rebecca Howard, 1997, *Women and Power in Parliamentary Democracies: Cabinet Appointments in Western Europe, 1968-1992*, Lincoln: University of Nebraska Press.
- Dolan, K., and L. E. Ford, 1998, "Are All Women State Legislators Alike?," S. Thomas and C. Wilcox eds., *Women and Elective Office: Past, Present, and Future*, New York: Oxford University Press, 73-86.
- Gingrich, Jane, 2017, "A New Progressive Coalition? The European Left in a Time of Change," *The Political Quarterly* 88 (1): 39-51.

- Gingrich, Jane, and Silja Häusermann, 2015, "The Decline of the Working-Class Vote, the Reconfiguration of the Welfare Support Coalition and Consequences for the Welfare State," *Journal of European Social Policy* 25 (1): 50–75.
- Gornick, Janet C., and Marcia K. Meyers eds., 2009, *Gender Equality: Transforming Family Divisions of Labor*, London: Verso.
- Hieda, Takeshi, 2013, "Politics of Childcare Policy Beyond the Left–Right Scale: Post-Industrialisation, Transformation of Party Systems and Welfare State Restructuring," *European Journal of Political Research* 52 (4): 483–511.
- IMF, n.d., "World Economic Outlook Databases," International Monetary Fund, (Retrieved May 6, 2013, <http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=28>).
- Iversen, Torben, and Frances McCall Rosenbluth, 2010, *Women, Work, and Politics: The Political Economy of Gender Inequality*, New Heaven: Yale University Press.
- Kenworthy, Lane, and Melissa Malami, 1999, "Gender Inequality in Political Representation: A Worldwide Comparative Analysis," *Social Forces* 78 (1): 235–68.
- Kittilson, Miki Caul, 2008, "Representing Women: The Adoption of Family Leave in Comparative Perspective," *Journal of Politics* 70 (2): 323–34.
- Kittilson, Miki Caul, and Leslie A. Schwindt-Bayer, 2012, *The Gendered Effects of Electoral Institutions: Political Engagement and Participation*, Oxford: Oxford University Press.
- Klingemann, Hans-Dieter, Andrea Volkens, Judith Bara, and Ian Budge, 2006, *Mapping Policy Preferences II: Estimates for Parties, Electors, and Governments in Central and Eastern Europe, European Union and OECD 1990–2003*, Oxford: Oxford University Press.
- Koch, Michael T., and Sarah A. Fulton, 2011, "In the Defense of Women: Gender, Office Holding, and National Security Policy in Established Democracies," *Journal of Politics* 73 (1): 1–16.
- Lambert, Priscilla A., 2008, "The Comparative Political Economy of Parental Leave and Child Care: Evidence from Twenty OECD Countries," *Social Politics* 15 (3): 315–44.
- Laver, Michael, and Kenneth A. Shepsle, 1996, *Making and Breaking Governments: Cabinets and Legislatures in Parliamentary Democracies*, Cambridge: Cambridge University Press.
- eds., 1994, *Cabinet Ministers and Parliamentary Government*, Cambridge: Cambridge University Press.

- Madge, Nicola, 1994, *Children and Residential Care in Europe*, London: National Children's Bureau.
- Martin, Lanny W., and Georg Vanberg, 2014, "Parties and Policymaking in Multiparty Governments: The Legislative Median, Ministerial Autonomy, and the Coalition Compromise," *American Journal of Political Science* 58 (4): 979-96.
- McDonald, Michael D., and Silvia M. Mendes, 2001, "The Policy Space of Party Manifestos," M. Laver ed., *Estimating the Policy Position of Political Actors*, New York: Routledge, 90-114.
- Meyers, Marcia K., Janet C. Gornick, and Katherin E. Ross, 1999, "Public Childcare, Parental Leave, and Employment," D. Sainsbury ed., *Gender and Welfare State Regimes*, Oxford: Oxford University Press, 117-46.
- OECD, 2001, "Starting Strong: Early Childhood Education and Care." Paris: OECD Publishing.
- , 2006, "Starting Strong II: Early Childhood Education and Care," Paris: OECD Publishing.
- , 2014a, "Labour Force Statistics: Population and Labour Force." In *OECD Employment and Labour Market Statistics (Database)*, Paris: OECD.
- , 2014b, "OECD Social Expenditure Statistics (Database)," OECD, (Retrieved July 7, 2015, <http://www.oecd.org/els/social/expenditure>).
- , 2015a, "ALFS Summary Tables," OECD, (Retrieved July 7, 2015, <http://www.oecd.org/std>).
- , 2015b, "Starting Strong IV: Monitoring Quality in Early Childhood Education and Care." Paris: OECD Publishing.
- Pitkin, Hanna Fenichel, 1967, *The Concept of Representation*, Berkeley: University of California Press (早川誠訳『代表の概念』名古屋大学出版会, 2017年).
- Pollock, Kerryn, 2012, "Early Childhood Education and Care," (Retrieved 16 October, 2016, <http://www.TeAra.govt.nz/en/early-childhood-education-and-care/print>).
- Ray, Rebecca, Janet C. Gornick, and John Schmitt, 2010, "Who Cares? Assessing Generosity and Gender Equality in Parental Leave Policy Designs in 21 Countries," *Journal of European Social Policy* 20 (3): 196-216.
- Reynolds, Andrew, 1999, "Women in the Legislatures and Executives of the World: Knocking at the Highest Glass Ceiling," *World Politics* 51 (4): 547-72.
- Schwindt-Bayer, Leslie A., 2010, *Political Power and Women's Representation in Latin America*, Oxford: Oxford University Press.

- Siaroff, Alan, 2000, "Women's Representation in Legislatures and Cabinets in Industrial Democracies," *International Political Science Review* 21 (2): 197-215.
- Studlar, Donley T., and Ian McAllister, 2002, "Does a Critical Mass Exist? A Comparative Analysis of Women's Legislative Representation since 1950," *European Journal of Political Research* 41 (2): 233-53.
- Thomas, Sue, 1991, "The Impact of Women on State Legislative Policies," *Journal of Politics* 53 (4): 958-76.
- Tremblay, Manon, 1998, "Do Female MPs Substantively Represent Women? A Study of Legislative Behaviour in Canada's 35th Parliament," *Canadian Journal of Political Science/Revue Canadienne de Science Politique* 31 (3): 435-65.
- Volkens, Andrea, Onawa Lacewell, Pola Lehmann, Sven Regel, Henrike Schultze, and Annika Werner, 2012, "The Manifesto Data Collection," Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB), (Retrieved October 26, 2012, <http://manifesto-project.wzb.eu/>).
- Wängnerud, Lena, 2000, "Testing the Politics of Presence: Women's Representation in the Swedish Riksdag," *Scandinavian Political Studies* 23 (1): 67-91.
- Wildavsky, Aaron B., 1964, *The Politics of the Budgetary Process*, Boston: Little, Brown.
- 稲田朋美・佐藤守, 2011, 「対談 憲法改正・核・『徴兵制』～タブーなき国防論議こそ政治の急務」『正論』2011年3月号: 96-107.
- 加藤淳子／マイケル・レイヴァー／ケネス・シェプスリー, 1996, 「日本における連立政権の形成: ヨーロッパ連合政治分析におけるポートフォリオ・アロケーション・モデルを用いて」『レヴァイアサン』19: 63-85.
- 砂原庸介・稗田健志・多湖淳, 2015, 『政治学の第一歩』有斐閣ストゥディア.
- 長谷川三千子・山谷えり子, 2004, 「少子化・負け犬時代に女の矜持を語る」『正論』2004年10月号: 96-105.
- 稗田健志, 2013, 「政党競争空間の変容と福祉再編: 先進工業18カ国における子育て支援施策の比較分析」『日本比較政治学会年報』15: 107-33.
- , 2014, 「左派・右派を超えて?: 先進工業21カ国における育児休業制度の計量分析」『レヴァイアサン』55: 87-117.

付録1 記述統計

	N	平均	最小値	最大値	標準偏差	ユニット間 標準偏差	ユニット内 標準偏差
被説明変数							
公的保育支出 (% GDP)	424	0.761	0.036	2.387	0.562	0.532	0.202
Δ公的保育支出 (% GDP)	422	0.014	-0.467	0.282	0.067	0.013	0.066
説明変数							
担当大臣のジェンダー (女性=1)	431	0.392	1.000	0.000	0.466	0.258	0.392
再分配軸上の左右位置 (大臣)	416	-0.094	-0.761	0.250	0.127	0.068	0.109
社会的価値軸上のリベラル-保守位置 (大臣)	416	0.045	-0.173	0.303	0.071	0.032	0.064
再分配軸上の左右位置 (内閣)	429	-0.080	-0.380	0.238	0.114	0.066	0.096
社会的価値軸上のリベラル-保守位置 (内閣)	429	0.044	-0.268	0.276	0.063	0.029	0.057
統制変数							
女性の労働市場参加率 (%)	440	61.331	30.917	79.946	10.364	9.575	4.579
サービスセクター雇用率 (%)	439	69.058	46.366	82.233	6.882	5.888	3.797
実質 GDP 成長率 (%)	440	2.021	-8.864	10.778	2.506	0.810	2.378
一人当たり GDP (米ドル購買力平価を対数化)	440	10.292	9.453	11.076	0.323	0.197	0.259
消費者物価指数 (%)	440	2.519	-1.706	19.498	2.125	1.110	1.829
15歳未満人口比率 (%)	440	17.949	12.800	27.200	2.558	2.365	1.138
女性議員比率 (%)	440	23.553	2.300	47.300	11.441	10.551	4.839

出典：本文参照。

付録2 回帰表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
従属変数	公的保育支出 (% GDP)	Δ公的保育支出 (% GDP)	Δ公的保育支出 (% GDP)	Δ公的保育支出 (% GDP)	Δ公的保育支出 (% GDP)	Δ公的保育支出 (% GDP)	Δ公的保育支出 (% GDP)
国・年ダミー	無	無	有	有	有	有	有
<b>独立変数</b>							
担当大臣のジェンダー（女性 =1）	0.322** (0.061)	0.004 (0.008)	0.000 (0.009)	-0.003 (0.009)	-0.006 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.006 (0.011)
女性の労働市場参加率（%）	—	—	—	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
サービスセクター雇用率（%）	—	—	—	-0.004 (0.003)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)
実質 GDP 成長率（%）	—	—	—	-0.004* (0.002)	-0.005* (0.002)	-0.005* (0.002)	-0.005* (0.002)
一人当たり GDP	—	—	—	0.096 (0.075)	0.081 (0.080)	0.046 (0.084)	0.071 (0.084)
消費者物価指数（%）	—	—	—	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
15歳未満人口比率（%）	—	—	—	-0.005 (0.007)	-0.007 (0.007)	-0.007 (0.007)	-0.007 (0.007)
女性議員比率（%）	—	—	—	—	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
左右位置（大臣）	—	—	—	—	-0.070* (0.032)	—	-0.071 (0.053)
リベラル-保守位置（大臣）	—	—	—	—	-0.080	—	-0.048

	—	—	—	—	(0.049)	—	(0.110)
左右位置 (内閣)	—	—	—	—	—	-0.072 +	0.000
	—	—	—	—	—	(0.041)	(0.067)
リベラル-保守位置 (内閣)	—	—	—	—	—	-0.085	-0.044
	—	—	—	—	—	(0.053)	(0.116)
切片	0.630**	0.011 +	-0.008	-0.542	-0.223	0.036	-0.130
	(0.033)	(0.006)	(0.038)	(0.787)	(0.766)	(0.807)	(0.809)
観察数 (N)	419	418	418	418	406	410	404
R <sup>2</sup>	0.071	0.001	0.182	0.201	0.225	0.219	0.225
国数	20	20	20	20	20	20	20
拡張ディッキー-フルー単位根検定 (帰無仮説: 全てのパネルが単位根を含む)							
Inverse normal (Z-score)	5.607	-12.292	-12.292	-12.292	-12.292	-12.292	-12.292
p 値	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注: 1) パネル修正標準誤差は括弧内に示した。

2) \*\*p<0.01, \*p<0.05, +p<0.1

3) 国別ダミーおよび年ダミーの係数・標準誤差は省略。