

2025 年度 学士論文

少子化対策の包括性を規定する政治的条件と
少子化関連指標への影響
—都市部地方自治体における計量分析—



一橋大学 社会学部 社会学科

4122248C

吉田 航紀

田中 拓道ゼミナール

目次

序章 研究の背景.....	3
第一節：日本の少子化と少子化対策の現状.....	3
1. 日本の少子化の現状と見通し.....	3
2. 日本の少子化対策の特徴.....	4
第二節：問題の所在.....	5
1. 効果をあげない少子化対策.....	6
2. 役割が不明確な地方自治体.....	6
第三節：本稿の構成.....	7
第一章 先行研究の整理.....	8
第一節：少子化対策が少子化関連指標に与える影響——有効な少子化対策とは何か.....	8
第二節：政治的条件が少子化対策に与える影響.....	8
第三節：先行研究の不足点.....	10
1. 先行研究の課題.....	10
2. 本稿の目指すところ.....	10
第二章 リサーチクエスションと分析方法.....	10
第一節：リサーチクエスション.....	10
第二節：仮説.....	11
第三節：分析方法.....	11
1. 分析方法.....	11
2. 分析対象.....	12
第三章 政治的条件と包括的な少子化対策の関係.....	13
第一節：分析に用いたデータ.....	13
1. 独立変数：政治的条件.....	13
2. 従属変数：「少子化対策の包括性指標」.....	15
3. 「少子化対策の包括性指標」を構成する政策.....	17
4. 統制変数.....	25
第二節：仮説の検証.....	26
第三節：分析結果のまとめと考察.....	29
第四節：主成分分析による追加検証.....	29

第四章 少子化対策の包括性と少子化関連指標の関係	31
第一節：分析に用いたデータ	31
第二節：仮説の検証	33
1. 合計特殊出生率との関係	34
2. 未婚率・有配偶出生率との関係	38
第三節：分析結果のまとめ	42
第四節：追加検証——「包括性指標」はどこに効いているのか	44
終章 本稿のまとめ	45
第一節：総括	45
第二節：今後の展望	48
第三節：本稿の限界	48
補遺	49
参考文献	49

序章 研究の背景

第一節：日本の少子化と少子化対策の現状

1. 日本の少子化の現状と見通し

わが国は現在、深刻な少子化の状態にある。厚生労働省「人口動態統計」によると、2024年の出生数は過去最少の68万6061人であった。また、合計特殊出生率も過去最低の1.15を記録し、2016年以来低下し続けている（厚生労働省 2024）。少子化の傾向は今後も続くと予想される。国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口——令和5年推計」によると、2020年時点で過去最低の11.9%となった年少人口割合（0～14歳）は今後も減少を続け、2070年には出生低位推計で7.1%、高位推計でも9.2%となると予測されている（国立社会保障・人口問題研究所 2020 :3）。

こうした少子化の状況には、大きく2つの問題がある。一つ目は、将来の日本社会の持続可能性を低下させることである。森田朗らによると、高齢者の増加と現役世代の減少が原因となり、社会保障制度の一人当たり負担の急速な増加が起きる。現行の制度においては、医療・介護給付費は約半分を本人および事業主の保険料収入、残りは消費税収を財源とした公

費により賄っている。この制度を適用すると、2016 年度に比べ 2041 年度には保険料負担は 1.3 倍に、公費負担は 1.6 倍（消費税率換算で 4%分の税収に相当）に増加するという（森田朗ほか 2018:2）。二つ目は、現状の低出生社会は人々の人生の選択肢が狭められた結果生じたものであるという問題である。現在の日本社会においては、結婚・出産は各人の希望通りに実現することが難しいものとなっている。2021 年に実施された国立社会保障・人口問題研究所「第 16 回出生動向基本調査」によると、「いずれ結婚するつもり」と考えている未婚者の割合は前回調査から減少しているものの、2021 年調査において 18~34 歳の男性で 81.4%、同女性で 84.3%となっている（国立社会保障・人口問題研究所 2023:18）。一方で、一年以内に結婚するとした場合何らかの障害があるかをたずねると、男性で 65.2%、女性で 69.3%が「障害がある」と回答しており、1987 年以降大きく変わらない数値となっている。具体的な障害としてもっとも挙げられるのは「結婚資金」であり、男性では 47.5%、女性では 43.0%にのぼる（国立社会保障・人口問題研究所 2023:24）。

出産においては、子ども数に予定と現実との間で乖離が見られる。結婚当時の予定子ども数を「1 人以下」とした夫婦の割合は 6.6%であったのに対して、同じ夫婦の結婚持続期間 15~19 年の出生子ども数分布をみると、27.3%の夫婦の子ども数が「1 人以下」であった（厚生労働省 2023:72）。こうした理想の数の子どもの実際に持たない理由としてもっとも多くの夫婦があげた理由は「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」であった。この割合は近年低下傾向にあるが、依然 52.6%を占める。また、妻の年齢別にみると、こうした経済的理由が「妻の年齢 35 歳未満」では 77.8%にのぼる。「妻の年齢 35 歳以上」でも経済的理由がトップだが（48.6%）、「高齢で生むのはいやだから」が 43.7%と身体的な理由の選択率が高くなる（国立社会保障・人口問題研究所 2023:74-75）。このように、経済的理由で理想の子どもを持つことができないまま年を重ね、身体的理由で子どもを諦めざるをえなくなる現状がある。

このため、政府は過去 30 年近くにわたり「少子化対策」と銘打った各種施策を打ち出した。効果的な少子化対策を行うことには、将来の日本社会の持続可能性の低下をゆるやかにする効果や、人々の人生における選択肢を広げることが期待できる。これまでの日本における少子化対策とはどのようなものだったのだろうか。またそれは効果をあげてきたのだろうか。

2. 日本の少子化対策の特徴

(1) 少子化対策とは何か

守泉理恵によると、少子化対策とは「結婚・出産を希望する人々が安心して結婚・出産・子育てができる社会の構築」を目標としたものであり、前提として結婚や出産の選択は個人の自由であるという（守泉 2019:203）。守泉は、1990 年の「1.57 ショック」を契機に少子化対策が行われるようになり、時間とともに何度も拡充される中で幅広い分野を含む一大

政策パッケージとなったと指摘する（守泉 2019: 197）。したがって、一般に少子化対策とイメージされる子育て支援政策は少子化対策の一部と言える。例えば増田幹人によると、ワークライフバランス推進策も少子化対策に含めるという（増田幹人 2015 :27）。松田茂樹は、少子化対策について、①結婚・妊娠・出産・子育ての支援（狭義の少子化対策）と、②地域の産業活性化・地方への移住/定住促進（広義の少子化対策）の二つに分類（松田 2021 :146）して分析を行っている。

（2）日本の少子化対策の特徴——過去 25 年間の変遷から

松田は、2010 年代までの日本における少子化対策を大きく 3 つの時期に分けた。まず、「1.57 ショック」を機に少子化が問題として認識され、少子化対策が始まった 1990 年代は保育政策が中心であった。最初の少子化対策「エンゼルプラン」では、「子育てと仕事の両立支援の推進」などの方向性が示され、保育を中心とした対策が進められた。2000 年代になると少子化対策は、新たに「仕事と子育ての両立支援の推進」を加え、保育政策との両輪として実施されていく。ただし、保育所の拡充は都市部を中心に進められ、両立支援の取り組みを牽引したのは都市部の大企業であり、この時期の少子化対策は都市部に焦点が当たったものだった。2010 年代以降には、こうした少子化対策が効果をあげなかったことから新しい視点を含みながら少子化対策が拡充されていった。この時期の少子化対策は保育と両立支援が主要な政策として継続されたことに加え、それらの前のライフステージにアプローチするとともに、地方にも焦点を当てたものとなっていった。具体的には、2014 年に地方創生政策が始まり、取り組みの一つとして若い世代の就労・結婚・子育ての希望の実現が目指された（松田 2021: 216-224）。また守泉によると、2015 年の第 3 次「少子化社会対策大綱」においては「切れ目ない支援」の構築が目指され、結婚・妊娠・出産・子育てまでのプロセス全般の支援策が示された（守泉 2025 :94）。

現在の政府の少子化対策は、こうした流れを受け継ぎながら、こどもや若い世代を中心に据えたものとなっている。守泉によると、2023 年にこども家庭庁が創設され、「少子化社会対策大綱」は「こども・若者育成支援推進対策大綱」、「子どもの貧困対策大綱」と統合され、「こども大綱」となった。少子化対策は今後「こども大綱」に内包されて展開される。守泉はこうした展開について、「日本のこども政策は、こどもや独身者も含めて、若い世代の権利や価値観を尊重しながら、次世代の日本社会を担うこどもや若者、そしてそれらの人々を育てる子育て当事者を包括的に支援するという性格の総合的な政策パッケージになった」と指摘する（守泉 2025 :94-96）。

第二節：問題の所在

本節では、日本の少子化対策の問題点について、特に地方自治体に関連する問題に焦点を当てて検討する。初めに少子化対策が効果をあげない要因について整理し実態を確認する。

次に、地方自治体における少子化対策が抱える問題点について整理する。

1. 効果をあげない少子化対策

第1節で見たように、日本は約30年にわたって少子化対策を展開してきたにも関わらず、冒頭で述べたように合計特殊出生率は過去最低を更新している。松田は、従来の少子化対策が出生率を回復させることができなかった理由について、そのメインターゲットが出産・育児期に継続就業する正規雇用者同士の共働き夫婦だったためだと指摘する。出産後継続就業した女性が出産した女性に占める割合は2009年までは4分の1程度であったうえ、出生率低下の主因は未婚化であったため、政策と実態のミスマッチが起きたのが原因だということ（松田 2021: 228-229）。

是枝俊悟らは、医療保険の被保険者・被扶養者別に2010年度から2022年度までの合計特殊出生率を分析した。その結果、被保険者では合計特殊出生率が上昇した一方、被扶養者においては低下していたという。また合計特殊出生率を有配偶率と有配偶出生率に分けて分析したところ、被保険者においては上昇分の7割程度が有配偶出生率上昇の寄与分であり、3割程度が有配偶率上昇によるものだったという。一方、被扶養者における合計特殊出生率の低下は、6割弱が有配偶率低下¹によるものであり、4割強が有配偶出生率の低下が寄与したものだということ（是枝ほか 2024: 2）。この結果は、松田（2021）の指摘と整合的であり²、従来の少子化対策が夫婦とも正規雇用である共働き世帯に対して効果を上げている反面、そうでない世帯には効果がなかったことを示している。是枝らの推計では2010年度から2022年度にかけて被保険者の合計特殊出生率推計値が約0.8から約1.15に上昇したのに対して、被扶養者のそれは2.3から1.85程度まで下落した（是枝ほか 2024: 7）。

では、どのような少子化対策を行うのが効果的なのだろうか。共働き世帯以外にも働きかける政策とはどのようなものがあるのだろうか。

2. 役割が不明確な地方自治体

前節では、国レベルでの少子化対策の変遷について概観した。一方で、地方自治体、特に本稿が焦点を当てる市区町村が独自に行う少子化対策についてはその内容面や政策過程面において研究が多くない。その要因は、そもそも地方自治体における少子化対策についてまとめた統計や調査が存在しないことにある。御船洋は、「少子化対策における地方自治体の

¹ この原因の一つとして、是枝らは「被扶養者女性の多くは配偶者に扶養されているが、親などに扶養されている未婚者も含まれており、後者の割合が上昇したこと」を挙げている（是枝ら 2024: 2）。

² ただし、松田（2021）における分析においては「正規雇用者同士の共働き夫婦の出生率を上昇させたともいえない」とされている（松田 2021: 229）。これは、松田の分析においては90年代から2015年までの変化が対象となっているため（松田 2021: 82-87）、分析の対象とした期間の違いが原因だと考えられる。

役割が見えてこない」と指摘する。その例として、『少子化社会対策白書』には地方自治体における少子化対策の予算額が掲載されておらず、地方自治体がどのような少子化対策を実施しているのか、またどのように財源を調達しているのか全く知ることができないと述べている（御船 2023:315-316）。そのため御船は、交付金の交付状況が公表される「地域少子化対策重点推進交付金事業」に注目する。これは、地方自治体の少子化を支援するため2013年度から実施されているものである（御船 2024:315-316）。この事業は切れ目ない支援を行う自治体の支援が目的であったが、2013年度から2021年度の期間に交付金を利用した団体において、出生率が増加した団体数と婚姻件数が増加した団体数の割合はそれぞれ3.4%と5.7%だったという。また出生数が増加した自治体のうち、本補助金を利用したことがある自治体は3割程度にとどまったという（御船 2024:342）。

また松田らは、2013年に地方自治体における少子化対策の実態を知るため全国の市区町村に2種類のアンケート調査を実施した。一つは市区町村における結婚・出産・子育て支援の実施状況に関わるもの、もう一つは住宅・雇用政策に関わるものであった。これらの政策について、出生率・転出者率・総人口変化率に与える影響を検証した結果、「地方の出生率・総人口の回復には、結婚・出産・子育て支援（狭義の少子化対策）と定住策、住宅、企業誘致（地方創生に関わる施策）を両輪として政策を推進することが求められる」とした（松田他 2016:123-133）。しかし、この後こうした研究は見られない。

それでは、地方自治体はどのような少子化対策を実施すべきなのか。松田は、「地域によって少子化の現状、要因、活用できる資源は異なる。各自治体の力点を変えることは、少子化対策の力点を変えることは、少子化対策の効果を高める」と指摘する（松田 2021:154-155）。

第三節：本稿の構成

以上から本稿では、「都市部の市区における少子化対策」を対象として検討を行う。本稿の構成は、次の通りである。まず第一章において、先行研究を整理する。このとき、少子化対策の効果と政治的条件が少子化対策に与える影響に注目をする。その後本稿がいかに関し先行研究を引き継ぎ、その課題を乗り越えようとするのか示す。第二章では、リサーチクエスションとそれに基づく仮説を2つ示し、その分析方法を提示する。第三章では、政治的条件と少子化対策の包括性の関係について、重回帰分析を行う。第四章では、包括的な少子化対策が少子化関連指標に与える影響を検証することにより、現在行われている少子化対策の効果を検証する。終章においては本稿の結論と課題を提示したのち、今後の展望を示し本稿の分析を終える。

第一章 先行研究の整理

第一節：少子化対策が少子化関連指標に与える影響——有効な少子化対策とは何か

本節では、少子化対策が合計特殊出生率をはじめとした少子化関連指標に与える影響について整理する。松田は、従来の正規雇用者同士の共働き世帯が実質的にメインターゲットとしてきた少子化対策に対して、「個人・家庭の選択の自由を尊重した、〈総域的アプローチ〉による少子化対策」を提案している。総域的という言葉は松田による造語であり、具体的な内容は①結婚前から子どもの自立までのライフステージを支援すること、②夫婦の就業形態によらず、すべての家庭の子育てを支援すること、③そのために経済的支援、保育や物理的な支援、教育、精神的支援など必要な方法を幅広く用いることを指すという。幅広い施策により幅広い住民の結婚・出生を促すことで、出生率全体が回復すると考えている（松田 2021: 252-253）。

こうした松田の提言を取り入れ、政府も少子化対策を「切れ目ない支援」を充実させようとしている。2023年に策定された「こども未来戦略」において少子化対策は、「これまでにない規模で、全てのこども・子育て世帯を対象にライフステージ全体を俯瞰して、切れ目ない子育て支援の充実を図るとともに、共働き・共育てを推進していくための総合的な対策を推進していく」ものと位置付けられた（内閣官房 2023: 3）。一見するとこれまでの正規雇用者同士の共働き夫婦を対象としたものから変わらないように見えるが、「親の就業形態にかかわらず、どのような家庭状況にあっても分け隔てなく、ライフステージに沿って切れ目なく支援を行い、多様な支援ニーズにはよりきめ細かい対応をしていくこと」が明記されている（内閣官房 2023:10-11）。また「こども未来戦略」の基本理念として①「若い世代の所得を増やす」、②「社会全体の構造・意識を変える」、③「全てのこども・子育て世帯を切れ目なく支援する」の3つが掲げられた（内閣官房 2023:8-10）。

合計特殊出生率・出生数は依然過去最低を更新し続けているが、こうした政策の効果については、政策が始まってからまだ日が浅いため数値に現れていない可能性がある。松田は、日本の結婚・出生のパターンから、少子化対策が結婚・出生行動に影響を及ぼすまで約5年のタイムラグがあると考えられる必要があると指摘する（松田 2021: 228）。このため、近年における「切れ目ない支援」の効果はまだ検証されていない。

第二節：政治的条件が少子化対策に与える影響

本節においては、地方自治体においてどのような政治的条件のもと少子化対策が充実するのか概観していく。まず、政治家の属性、次に財政的な要因を見ていく。

(1) 政治家要因：ジェンダー

芦谷圭祐は、2011年4月から2015年3月における五大市の常任委員会を対象に、地方議員の発言について量的分析を行った。この結果、女性議員は男性議員と比較して少子化と食糧について積極的に発言すると明らかにした（芦谷 2020: 76）。

また、三宅えり子は2015年から2016年にかけて、当時の女性市長14人にインタビュー調査を行った。その結果と合わせて市の施政方針の文章を基に政策領域の優先傾向を分析した。その結果、「少子化対策、若者支援、雇用創出など地域創生の一環としての施策が目立った」という。ただし三宅はその要因を「近年、地方自治体は少子高齢化により消滅が危惧される地域もあることから」と述べており、女性の視点を活かしたものとして優先される領域に「子育て支援、教育や福祉の充実、環境保全など」を挙げている（三宅 2017: 176-178）。これらの先行研究から、政治家のジェンダーは少子化対策に影響を与えられられる。

(2) 政治家要因：党派性

砂原庸介は、都道府県を対象に政策がどのような政治的要因によって決定しているか分析した。その際予算・立法の提案権を持つ首長とともに、議会内の政党の影響に注目した。議会内の政党は政策の前決定段階を中心に政策選択に影響を持ち、首長との政治的妥協を行っていることを明らかにした（砂原 2006: 161-164）。政治的要因のうち、党派性と歳出の関係について検討したところ、保守勢力が再分配政策を縮小させる傾向が強くなっているという（砂原 2006: 175）。一方、芦谷圭祐によると、地方議員の委員会発言においては教育・社会資本整備・少子化について所属政党ごとの違いはほとんど見られないという（芦谷 2020: 74-75）。少子化対策自体や、その幅広さの拡大と党派性の関係に焦点を当てた研究は見られなかった。

(3) 財政的要因：財政力指数

次に、子育て支援に要する費用に着目した研究について整理する。増田幹人は、地方自治体における子育て支援策の負担を測定した。この分析においては、児童福祉費の増加を子育て支援に対する支出の増加として捉え、従属変数として歳出額に占める児童福祉費の割合を設定した。独立変数を財政力指数とする分析を行ったところ2005年から2010年にかけては、「財政力のある自治体ほど子育て支援に対する支出が大きいという傾向が強まっている」という（増田 2016: 29-30）。

冨田絢子は、児童福祉費単独の水準に着目し、そこには市町村間競争が存在すると指摘する。更に地方独自の子育て政策にかかる費用の多寡が地域に与える影響は異なり、財政力が大きい市町村・都市部・東京圏では出生率上昇に正の影響が見られない一方、東京圏への移住を増加させる効果があることを示している。このため日本全体の出生率が更に向上しにくくなる、非効率な歳出拡大競争が起きているという。一方地方部では逆に独自の子育て政

策にかかる費用が多いほど出生率に効果があるという結果を示し、問題の所在は地方の二極化にあると結論づけている（富田 2021: 25-26）。

第三節：先行研究の不足点

1. 先行研究の課題

これらの先行研究には、いくつか不足点がある。まず、少子化対策そのものに焦点を当てたものは存在するが、特に地方自治体において少子化対策がどのような政治的条件のもとで充実するのかを示す先行研究はない。例えば鎌田健司は地方自治体における少子化対策の政策過程について分析を行ったが、その際国の政策効果や他自治体からの波及効果を変数に含めた一方、内生条件に首長や議会などの政治的条件を含んでいない（鎌田 2011: 234）。

次に、少子化対策の包括性について、直接それが少子化関連指標に与える効果について述べたものは限定的である。富田は、財政力が大きい市町村や都市部、東京圏において地方独自の子育て政策にかかる費用の多寡が出生率に効果があるという結果を得られなかったことを示したが、児童福祉費単独の水準に焦点を当てた研究であったため、それが政策の内容による差なのか、都市部特有の構造によるものなのかまでは明らかにできなかった（富田 2021 :26）。

2. 本稿の目指すところ

本稿では、いかなる政治的条件下で少子化傾向が改善に向かうか解明することを目的とする。この際、少子化対策がどのような条件のもとで包括的なものとなり、それが少子化関連指標にどのような影響を及ぼすか検証する。政策の形成から効果までの流れを一貫して分析することにより、日本の少子化対策がどこで行き詰っているのか明らかにすることを目指す。

第二章 リサーチクエスションと分析方法

第一節：リサーチクエスション

本稿のリサーチクエスションは「日本の地方自治体において効果的な少子化対策が行われるための政治的条件は何か」である。本稿では、前章で整理した先行研究や現在の日本政府の方針を踏まえ、効果的な少子化対策を「包括的な少子化対策」と仮定する。そうした幅

広い少子化対策が各自治体においてどのような政治的条件のもと行われるのか、また「包括性」は本当に効果的な少子化対策なのか検証していく。このような分析を通して、少子化対策の包括性、更には現在推進されている少子化対策の全体像を解明することを目指す。

第二節：仮説

このリサーチクエスチョンを解明するため、本稿では次の2つの仮説を検討する。

仮説①：「政治家のジェンダーや党派性といった政治家の属性や、その自治体の財政的な特徴が少子化対策の包括性に正の影響を与えている」

仮説②：「包括的な少子化対策が少子化関連指標に正の影響を与えている」

この2つの仮説を検証することができれば、日本において有効な少子化対策を行うための条件が明らかになり、少子化反転に向けた示唆を得ることができる。また、政策形成において負の影響を与えている要因を発見できたり、仮説が検証できなかつたりした場合には、日本の少子化対策をめぐる政策形成のどこに問題があるのか明らかにすることができる。少子化対策の包括性が与える効果についても同様である。

第三節：分析方法

1. 分析方法

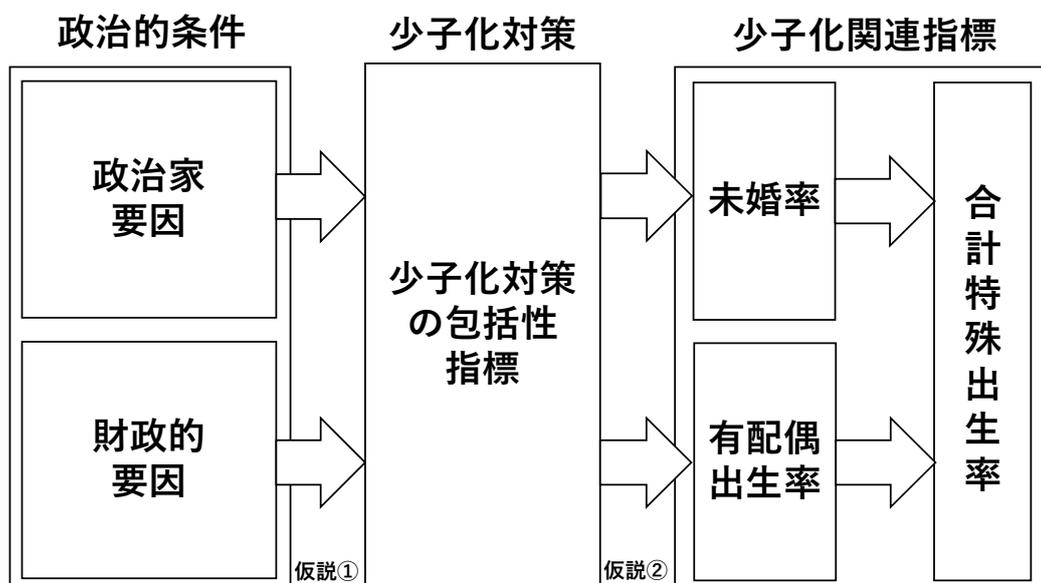
これらの仮説は、それぞれにおいて重回帰分析を行うことにより検証する。まず仮説①の検証により、少子化対策が充実するための条件を解明する。仮説①における独立変数は、政治家の属性や自治体の財政状況など複数の指標であり、これを「政治的条件」と総称する。従属変数には、少子化対策の包括性を測定するため作成した「少子化対策の包括性指標」を用いる。

次に仮説②を検証し、そうした自治体における少子化対策の包括性が少子化関連指標に与える影響を明らかにする。仮説②においては、仮説①の従属変数である「少子化対策の包括性指標」を独立変数とし、従属変数を合計特殊出生率などの「少子化関連指標」とする。少子化関連指標には合計特殊出生率に影響を与える未婚率や有配偶出生率を含んでいる。これにより包括的な少子化対策がどの段階で効果をあげているのか、またはあげていないのか明らかにする。この際、短期的な政策の影響から長期的な影響まで見るため合計特殊出生率などの変化倍率を従属変数としたものも含め、複数の分析を実施した。

このように仮説①と仮説②を続けて検証することにより、日本の少子化対策はどこで行

き詰っているのか、関連指標がなかなか改善しない真因は何か判明すると考える。分析の流れを以下の【図 2-1】にて示した。

【図 2-1】本稿における分析の流れ



出典：内閣官房 デジタル田園都市国家構想実現会議事務局（2022）を参考に、筆者作成

2. 分析対象

(1) 対象基礎自治体

本稿の分析対象となるのは、2024年における人口が東京23区と20万人以上の市（112市）、現在人口20万人を下回っている中核市2市（甲府市・鳥取市）の計137市区である。なお人口20万人を上回る市は、本稿の分析対象とする2016年から2024年にかけて全て同一である。

このような分析対象を設定した根拠として、自治体の権限と規模を挙げることができる。まず、市および東京特別区と町村との間には、自治体の権限に違いがある。その中でも、政令指定都市は都道府県から多くの権限が移譲されている。また、自治体の規模は人口動態におけるデータや議会構成などに違いが現れる。本稿では都市部の自治体を分析の対象としているが、極端に人口が少ない自治体だと、合計特殊出生率などが安定しない可能性がある。

(2) 対象期間

分析を行うのは、2016年、2020年、2024年の各年とする。2016年を分析期間の始点としたのは、現在まで続く少子化対策の大きな流れができたのはこの時期であったためである。

る。松田は「2010年代半ば以降、新しい視点を含みながら、少子化対策が拡充されてきた」と指摘する（松田 2021: 222）。具体的には第一章で概観したように、「地方創生」に代表される地方振興や保育政策中心から「切れ目ない支援」への転換などが挙げられる。

第三章 政治的条件と包括的な少子化対策の関係

本章においては仮説①、すなわち地方自治体における政治的条件と少子化対策の包括性について検証する。第一節では、分析に用いたデータを示す。その際には、本稿の分析の中心となる「少子化対策の包括性指標」の算出方法やその背景について詳細に示す。第二節では、重回帰分析により仮説①を検証し、第三節において本章のまとめと結果を受けた考察を行う。なお、第四節においては追加検証として主成分分析を行い、政治的条件が「少子化対策の包括性」の構成をどのように決定するか補足的に検証した。

第一節：分析に用いたデータ

本節においては、本章における分析に用いた変数について、その変数の算出方法なども含めて示す。

1. 独立変数：政治的条件

a. 政治家要因

政治家要因としては、首長や議会のジェンダー構成や会派構成を設定した。

a-1 女性首長ダミー・女性首長在職年数

女性首長ダミーは、対象年の首長が女性であるかどうかを示すものである。2017年から2024年におけるデータは内閣府 HP の『市区町村女性参画状況見える化マップ』（以下『見える化マップ』）による。また、同じデータから「女性首長在職率」を算出した。これは、各自治体における2016年から2024年までの期間における女性首長の在任年数を百分率で表したものである。

a-2：地方議会における女性議員率

「地方議会における女性議員率」のデータは、対象年各年での各市区議会における女性議員の割合を用いた。このデータの算出においては、各議会における女性議員数は『見える化マップ』を参考にした。『見える化マップ』においては市区議会ごとの女性議員率は「その年の女性議員数/その年の総議員数」から計算されていたが、地方議員には他の選挙への出馬のため辞職するケースも多く、年により値にばらつきが見られる場合も多い。そこで本分

析においては「その年の女性議員数/その年の議員定数」を「女性議員率」として扱った。

a-3：自公系会派議員率

「自公系会派議員率」については、各市区議会 HP 掲載の『会派別名簿』における記載を参考にした。本分析においては党派性の変数として議会における議員集団「会派」に注目するが、人口 20 万人未満の自治体では会派結成率が低い。増田正と爲我井慎之介は、議員個人中心の小規模議会（町村議会など）と会派中心の大規模議会（政令指定都市や東京特別区など）で議会の構成原理は全く異なると指摘した。その中で一般市から中核市ではそうした 2 つの議会が混在しているという（増田・爲我井 2019: 86-87）。したがって、公明党系の会派は多くの自治体で見られる一方、自民党系の会派は市議会によっては見られない場合がある。このため、会派内に自民党籍を有する議員が一人以上いる場合には自民党系会派とし、他党の党籍を有する議員がいる場合でも会派人数の合計を用いた（例えば 2025 年 5 月時点の所沢市議会においては、会派「自由民主党・維新・参政・無所属の会」7 名、「至誠自民クラブ」5 名であったため、12 人とする）。この際、自民党籍を有しているかは市ホームページ記載の出馬時の党派やウェブサイト「選挙ドットコム」を中心に、議員個人の SNS や政治資金収支報告書なども参考にした。

以上が政治家の属性に関わる独立変数であり、そのうち連続変数であるものについての【表 3-1】にて要約統計量を示す。

【表 3-1】 政治家要因における連続変数の統計量

	N	最小値	最大値	中央値	平均値	標準偏差
女性首長在職率	137	0	1	0	0	0.226
女性議員率 (2016)	137	0.030	0.417	0.180	0.186	0.0757
女性議員率 (2020)	137	0.029	0.417	0.200	0.210	0.0807
女性議員率 (2024)	137	0.062	0.500	0.256	0.249	0.09
女性議員率 (平均)	137	0.057	0.398	0.204	0.211	0.0755
自公系議員率 (2016)	133	0.29	0.84	0.54	0.55	0.107
自公系議員率 (2020)	134	0.325	0.815	0.559	0.555	0.106
自公系議員率 (2024)	134	0.278	0.800	0.534	0.534	0.109
自公系議員率 (平均)	133	0.33	0.77	0.54	0.55	0.0995

b.財政的要因：財政力指数

増田（2016）を踏まえ、財政力指数により財政的要因を測定する。財政力指数は大きいほど自治体の財源に余裕があるもので、1 を超えると普通交付税が交付されない「不交付団体」となる。本稿においては、総務省『地方公共団体の主要財政指標一覧』に掲載される値を用いた。要約統計量を以下の【表 3-2】に示す。

【表 3-2】 財政的要因における連続変数の統計量

	N	最小値	最大値	中央値	平均値	標準偏差
財政力指数 (2016)	137	0.330	1.300	0.810	0.796	0.190
財政力指数 (2020)	137	0.340	1.390	0.820	0.808	0.198
財政力指数 (2024)	137	0.340	1.410	0.770	0.776	0.194
財政力指数 (平均)	137	0.337	1.367	0.807	0.793	0.193

2. 従属変数：「少子化対策の包括性指標」

本稿においては従属変数として、「少子化対策の包括性指標」（以下本文中においては「包括性指標」と呼称）を用いた。これは先行研究で整理した松田（2021）の指摘や「こども未来戦略」を踏まえ、各自治体における少子化対策がどの程度切れ目なく、またすべての子どもを対象としているか測定する指標である。

この指標の算出方法は、次の通りである。まず、対象となる分野として「結婚支援」、「妊娠・出産支援」、「子育て支援」、「雇用環境・若者支援」の4分野を設定した。次に、それぞれの分野から次に示す2つの基準に基づいて政策を3つずつピックアップした。1つ目の基準は、政策に有効性があるとして専門家から提言がなされているものである。2つ目の基準は、国による少子化対策に自治体が独自に上乘せをしている、または国での事業化が決まっている事業について、自治体が独自に先行して行っている政策である。

これらの政策についてはそれぞれ基準を設定し、自治体ごとに「基準に当てはまるもの」を1点、「その政策を行っていない、基準に満たないもの」を0点として点数化した。そのうえで、分野毎に合計点を算出する（【表 3-3】）。

【表 3-3】 点数化の例

市	政策実施状況			
	a.結婚支援	b.妊娠・出産支援	c.子育て支援	d.雇用・若者支援
A市	1点	1点	1点	2点
B市	3点	2点	0点	0点

これらをもとに各年の総合点を算出する。しかし、【表 3-4】「単純合計」のように単純に分野合計点を合計すると少子化対策の包括性について値の大小に反映することができない。また分野合計点をそのまま掛け合わせると、分野別合計点が0点となる分野がある自治体は総合点も0点となってしまう、適切な比較が困難になる。

このため、各分野合計点に1を足したものを掛け合わせることで、総合点の素点を作成

した（【表 3-4】「本分析の手法」）。すなわち（結婚分野合計点+1）×（妊娠分野合計点+1）×（育児・教育分野合計点+1）×（雇用・両立支援分野合計点+1）により算出した値である。この計算式から、1分野に特化した政策を行っている自治体が高得点にならないようにし、少子化対策の「包括性」を、それぞれの分野における政策の充実度を加味して各自治体間の少子化対策を比較することができる。

【表 3-4】指標の算出方法

計算方法	A 市	B 市
単純合計	1+1+1+2 =5 点	3+2+0+0 =5 点
	<ul style="list-style-type: none"> ・最高 12 点。差が大きく現れない。 ・政策の包括性が異なるが、総合点に差が表れない 	
単純乗算	1×1×1×2 =5 点	3×2×0×0 =0 点
	<ul style="list-style-type: none"> ・最高 81 点。 ・0 点が頻出してしまい、比較が難しい 	
本分析の手法	(1+1)×(1+1)×(1+1)×(2+1) =24 点	(3+1)×(2+1)×(0+1)×(0+1) =12 点
	<ul style="list-style-type: none"> ・最高 256 点。合計点を 256 で割り、指数化。 ・政策の包括性に加え、それぞれの分野の充実度を加味している。 	

このようにして各年において算出した総合点を指数化したものが「包括性指標」である。また、2016 年と 2020 年における包括性指標を総合したものを「包括性指標(2016~2020)」とし、3 カ年分の指標を総合し期間全体の充実度を示したものを「包括性指標総合」とした。これらは【表 3-4】「本分析の手法」と同じように、各年における「包括性指標」に 1 を足した数値を掛け合わせて算出した。また、期間中 2024 年における「包括性指標」を 2016 年のもので割った値を「包括性指標変化倍率」とした。これは、期間中どの程度少子化対策が包括的なものとなったか示す指標となっている。これらが本章における従属変数であり、算出方法は【表 3-5】、要約統計量は【表 3-6】の通りである。

【表 3-5】算出方法

包括性指標（各年）	計算式：(結婚分野の合計点+1) × (妊娠・出産分野の合計点+1) × (育児分野の合計点+1) × (雇用・若者分野の合計点+1) ÷ 256
包括性指標 (2016~2020)	計算式：{(包括性指標 2016) +1} × {(包括性指標 2020) +1}
包括性指標総合	計算式：

	{(包括性指標 2016) +1} × {(包括性指標 2020) +1} × {(包括性指標 2024) +1}
包括性指標変化倍率	計算式：(包括性指標 2024) ÷ (包括性指標 2016)

【表 3-6】 「少子化対策の包括性指標」 連続変数の統計量

	N	最小値	最大値	中央値	平均値	標準偏差
2016	137	0.004	0.141	0.016	0.026	0.023
2020	137	0.008	0.422	0.035	0.059	0.0591
2024	137	0.008	0.750	0.094	0.141	0.109
包括性指標総合	137	1.032	2.838	1.159	1.227	0.220
包括性指標変化倍率	137	0.5	32	5.3	6.6	5.77

3. 「少子化対策の包括性指標」を構成する政策

「包括性指標」を算出する際に用いた政策と、それらの各年における実施状況について示したものが、下記の【表 3-7】である。

【表 3-7】 「少子化対策の包括性指標」 各政策の実施状況

分野	政策	2016	2020	2024
a.結婚支援	ライフデザイン支援	20	27	74
	出合いの支援	67	64	71
	新婚世帯住宅支援	11	33	66
b.妊娠・出産支援	不妊治療上乘せ助成	84	113	88
	産後ケア事業	58	128	137
	出産給付金・ギフト	4	4	17
c.子育て支援	第3子保育料無償化	19	52	80
	小学校給食費無償化	0	1	38
	中学生以下医療費無償化	50	59	78
d.雇用・若者支援	男性育休取得支援	6	8	13
	女性就業環境整備	10	16	28
	奨学金返還支援	9	40	70

(n=137)

ここからは、それぞれの政策を選定した背景や実施状況について設けた基準について示していく。なお、都道府県が実施主体となっている政策については、特筆のない限り対象外

とする³。各政策の実施状況は特筆のない限り各自治体における議会の議事録、国立国会図書館インターネット資料収集保存事業に保存されたものも含めた自治体のホームページから判断した。

a. 結婚支援

結婚に関する支援は、少子化対策として比較的新しいものである。松浦司によると、結婚支援は2015年の第3次「少子化社会対策大綱」において盛り込まれたものであり、これは有配偶者に対する支援に焦点を当てていた従来の少子化対策の枠組みを越えたものであった（松浦 2024: 21-22）。

a-1. ライフデザイン支援

（背景）

結婚の前段階の支援として、「ライフデザイン・プレコンセプション推進施策」を挙げる。ライフデザイン推進施策は、第3次『少子化社会対策大綱』において盛り込まれた。「結婚、妊娠・出産、子育て、仕事を含めた将来のライフデザインを希望どおり描けるようにするためには、その前提となる知識・情報を適切な時期に知ることが重要である。妊娠や出産などに関する医学的・科学的に正しい知識について、学校教育から家庭、地域、社会人段階に至るまで、教育や情報提供に係る取組を充実させる」（内閣府 2015: 9）とし、各自治体において学校教育や地域センターなどにおいてライフデザインセミナーが開催されるようになった。的場康子によると、ライフデザイン教育に期待されている効果とは、「家族形成や就労による安定的な生活基盤を築くことの意義を学び、自分は将来どのように生きるのかを具体的に考え、そのためにどのような備えが必要かということ意識する機会を持つことで、家庭を持つことを含め、将来への漠然とした不安を和らげること」だという（的場 2016: 39-40）。

2023年策定の「こどもまんなか実行計画」においては、ライフデザイン支援にかわり「プレコンセプションケア」の推進が明記された。国立成育医療センターによると、プレコンセプションケアとは「若い男女が将来のライフプランを考えながら、日々の生活や健康と向き合うこと」を指すとし、その意義について「今の自分や将来の自分の健康につながるだけでなく、将来の次世代を担う子どもたちの健康にも関わり」「将来の妊娠・出産を希望しない方でも、性や妊娠・出産について科学的に正しい知識を持つておくことは、自分や相手を守るためにも必要なこと」と説明する（国立成育医療センター）。

（基準）

本分析においては、主に若者を対象としたセミナーの実施など、ターゲットを女性に限定

³ 県運営の結婚支援センターに対する負担金の支払いなど。

しないイベントを実施している自治体に点数を与えた。一部自治体においては、議会にて「プレコンセプションケア施策」の実施状況を尋ねられた際に、妊婦に対する情報提供や葉酸サプリの支給を挙げている。しかし、先に示した定義のように本政策は妊娠した女性に限定されるものではなく、男性に対する施策も必要であるため本分析の対象外とした。また、成人式におけるリーフレットの配布やホームページでの情報発信などの情報発信にとどまっている自治体は対象外とした。

a-2. 出会いの支援

(背景)

出会いの支援は、2015年の第3次「少子化社会対策大綱」において、「若い世代は、結婚に対する希望が高いにもかかわらず、『適当な相手に巡り会わない』などの理由で希望が実現できておらず、若い年齢での結婚の希望がかなう環境整備が重要である」として、地方自治体や商工会議所による結婚支援を行うとされた（内閣府 2015:5）。ただし、松田によると国は直接の結婚支援をしていないという（松田 2021: 222）。

(基準)

本分析においては、自治体において婚活イベントを主催した自治体に点数を与えた。しかし都市部においては、行政が結婚を推し進めることは不適切と考え、行政主体の結婚支援事業を実施していない自治体も複数存在する。そうした自治体であっても、商工会議所などが主催する婚活イベントを後援している場合がある。そうした場合、開催費用に対して補助を行っている自治体には点数を与えた。一方でそうした婚活イベントに対する支援が自治体公式 SNS などにおける広報活動のみを行っている自治体（新潟市など）は対象外とした。また、農家の後継者確保を目的に、男性の参加者を農業従事者に限ったイベントなども対象外とし、周辺市町村と共同して事業を行っている場合は対象とした。

a-3. 新婚世帯住宅支援

(背景)

新婚時には多額の費用が必要となる。「結婚新生活支援事業」は、2016年に始まった新婚世帯の住宅費・引っ越し費に対する援助であり、地方自治体が事業を行う際には国が地方自治体に対して補助金の支出を行う事業である。平成 29 年版少子化対策社会白書によると、国が「一定の所得以下の新婚世帯に対し、結婚に伴う新生活のスタートアップに係るコスト（新居の家賃、引越費用等）を支援する地方公共団体を支援」するため、補助金による支援額の一部補助を行うものである。2017年からは「地域少子化対策重点推進交付金」のメニューとされ、対象世帯の所得要件緩和や補助上限額引き上げが行われるなど、拡充が図られた（内閣府 2017: 79-80）。

(基準)

本分析においては、「結婚新生活支援事業」を実施している自治体に加え、独自に新婚世帯に対する住宅支援を行っている自治体に点数を与えた。独自支援の具体例としては費用補助のほか、「公営住宅への新婚世帯の優先入居枠」などが挙げられる。結婚新生活支援事業を実施しているかは、内閣府および子ども家庭庁による調査に記載されているかで判断した。

b. 妊娠・出産支援

松田によると、妊娠・出産支援は結婚支援と同様、第3次「少子化社会対策大綱」において少子化対策の柱として加えられた分野である（松田 2021: 223）。

b-1. 不妊治療助成

(背景)

松浦によると、菅義偉政権は2020年12月に閣議決定された「全世代型社会保障改革の方針」において不妊治療の保険適用を決定し、2022年4月から実施した。不妊治療は他の多くの少子化対策とは異なり、リプロダクティブ・ヘルツの観点から生物的要因や行動的要因（妊孕力）に働きかけるものだという（松浦 2024: 21）。前田恵理によると、保険適用化以前は不妊治療の大部分は自由診療で行われてきた。2004年度に創設された特定不妊治療費助成事業は、体外受精や顕微授精などの生殖補助医療に関して一部公費負担を行った。本事業は都道府県政令指定都市・中核市を実施主体として実施された。当初は小規模な支援だったが次第に助成上限金の増加や所得制限の緩和が行われ、拡充されていったという（前田 2024: 465-468）。

(基準)

こうした政策展開を踏まえ、本分析においては不妊治療の保険適用以前である2016年と2020年においては国の補助制度に対する上乗せを行っている自治体に対して点数を与えた。また保険適用後にあたる2024年においては、保険診療における自己負担分に対する助成や、年齢や回数が上限を上回り全額自己負担となってしまった人に対する支援、保険対象外と保険適用外となる先進医療の費用軽減や不妊治療に係る交通費支援を対象とした。なお保険適用化に伴い独自の助成事業を終了した自治体も多かったため、2020年から2024年においては実施自治体数が減少している。

b-2. 出産給付金・ギフト

(背景)

出産費用に対しては、国民健康保険加入者には「出産育児一時金」が支給されている。しかし、子どもが生まれた際には出産費用の他にも幼児服やベビーベッド、ベビーカーなど多

くのものが必要となり、大きな経済的負担が生じる。そうした経済的な負担に対応するため、2022年度補正予算から「出産・子育て応援交付金事業」が始まった⁴。厚生労働省子ども家庭局総務課少子化総合対策室によると、本事業は、

市町村が創意工夫を凝らしながら、妊娠届出時より妊婦や特に0歳から2歳の低年齢期の子育て家庭に寄り添い、出産・育児等の見通しを立てるための面談や継続的な情報発信等を行うことを通じて必要な支援につなぐ伴走型相談支援の充実を図るとともに、妊娠届出や出生届出を行った妊婦等に対し、出産育児関連用品の購入費助成や子育て支援サービスの利用負担軽減を図る経済的支援（計10万円相当）を一体として実施する事業を支援する

ものである（厚生労働省子ども家庭局総務課少子化総合対策室 2023: 2）。この交付金事業に対し、一部の市町村などでは金額を上乗せするなどの動きが見られる。

（基準）

「出産・子育て応援交付金事業」に独自の上乗せをする自治体や、「出産祝い金」など独自の出産時給付を設けている自治体、更には出産費用における地域差を解消するため独自に出産費用を支援している自治体を対象とした。

b-3. 産後ケア

（背景）

産後ケア事業は、母子保健法第17条2項において「市町村が、出産後1年以内の母子に対して心身のケアや育児のサポート等を行い、産後も安心して子育てができる支援体制の確保を行う事業」として定められている。こども家庭庁によると、この条文は2019年の法改正においてそれまで予算事業であった産後ケア事業を法定化したものであり、2021年4月の施行時にはその実施が市町村の努力義務となった（こども家庭庁 2024: 2）。

（基準）

こども家庭庁によると、産後ケア事業には①宿泊型、②デイサービス型、③アウトリーチ型の3つの実施方法がある（こども家庭庁 2024: 3）。このうちいずれかを対象年に事業として実施していた場合に点を与えた。なお母子保健法改正以前の議会答弁においては、「乳児家庭全戸訪問事業」が産後ケア事業として扱われることがある。益邑千草によると、乳児家庭全戸訪問事業は2009年に児童福祉法に法定化され、全国の市町村に実施の努力義務が課されている（益邑 2017: 308）。このため、「乳児家庭全戸訪問事業」の実施は産後ケアの

⁴ 2025年度からは法定事業化し、「妊婦等包括相談支援事業」となる（こども家庭庁 2025）。

実施とはみなさない⁵。

c. 子育て支援

自治体における支援が「切れ目ない支援」となっているか見るため、乳幼児期から中学生期まで、対象が幅広くなるよう政策を選定した。なお、本分野においては「すべての子どもに対する支援」であるかを見るため、全て所得制限がないことを条件としている。また、この分野における政策は都道府県が全市区町村に補助金を交付し実現するなど、広域自治体によって積極的に取り組まれる政策が多いため、都道府県単位での実施もカウントする⁶。

c-1. 第3子保育料の無償化

(背景)

本政策は、多子世帯に対する支援策として設定した。内閣府・厚生労働省・文部科学省によると、2016年から「約360万円未満相当の世帯について、多子計算に係る年齢制限を撤廃し、第2子の保育料を半額、第3子以降の保育料を無償化」とした。2019年からは、「幼児教育・保育の無償化」が始まった。こども家庭庁によると、この制度によって「幼稚園、保育所、認定こども園等を利用する3歳から5歳までのすべてのこどもたちの利用料が無償化」された。また、0～2歳児については、住民税非課税世帯を対象に利用料が無償化されたのに加え、多子世帯支援のため保育所等を利用する最年長のこどもを第一子とカウントし、0～2歳児の第2子を半額、第3子以降を無償とした。(こども家庭庁)。

(基準)

現行の制度においては、住民税非課税世帯以外の世帯の場合、第一子が小学校に入学した場合は半額や無償化の対象から外れてしまう。このため、年齢にかかわらず第3子以降の保育料(利用料)を無償化している場合に点数を与えた。なお所得制限を設けている自治体、副食費の無償化のみ実施している自治体は対象外とした。

c-2. 小学校給食費無償化

(背景)

公立小学校における給食費無償化は、2026年4月から実施される予定である。日本経済新聞によると、2025年12月に自民、日本維新の会、公明の3党は、対象は公立小学校に限定すること、自治体の負担が生じない仕組みとすること、保護者の所得制限は設けないことで合意した(日本経済新聞 2025)。なお、中学校給食費は小学校に比べて費用が小さく済み

⁵ こども家庭庁が示す「産前・産後サポート事業ガイドライン 産後ケア事業ガイドライン」において、産後ケア事業の訪問と乳児家庭全戸訪問事業は目的や事業内容が異なるものと述べられている(こども家庭庁 2025:15)

⁶ 例えば東京都は、子ども医療費の無償化について、2022年より18歳年代まで対象を拡大している。

財源確保が比較的容易であるため、中学校給食費無償化のみを実施している自治体も見られるが、「国の政策の先駆け」という面を重視して小学校給食費の無償化を対象とした。

(基準)

本分析においては、国レベルで実施予定の事業内容を踏まえ、公立小学校に通う児童の給食費全額を所得制限なく第1子から無償としていることを基準とした。なお一部学年のみを対象に実施している自治体も見られるが、全学年が対象となる事業のみを対象とする。

c-3. 中学生以下医療費無償化

(背景)

若年者の医療費負担に対しては、全ての自治体が何らかの援助を行っている。しかし、対象年齢や所得制限の設定、一部自己負担の有無などその実施状況は自治体によって大きく異なる。厚生労働省保険局によると、外来で制限なく自己負担額を助成している市町村は、2022年4月においては小中学生年代で約6割、高校生年代で約3割だった（厚生労働省2024:11）。また厚生労働省保険局によると、従来こども医療費助成を実施していた地方自治体には、国民健康保険の国庫負担の減額調整措置が行われていたが、「こども未来戦略」においてその廃止が明記され、2024年度から廃止したという（厚生労働省2024:1）。この減額調整措置は18歳未満の医療費を助成する地方自治体に対して重い公費負担を課していたものであり、措置が廃止されたことにより、医療費助成の対象年代や助成内容の拡大などが期待される⁷。

(基準)

こどもに係る医療費の実施状態については、毎年度国が調査を行っている。この調査は、2022年度までは厚生労働省による『乳幼児等に係る医療費の援助についての調査』、2023年以降はこども家庭庁による『こどもに係る医療費の助成についての調査』として実施されている。本項目においては、両調査において市町村別に実施状況をまとめた「別紙2」において、通院・入院双方で「対象年齢が通院・入院とも15歳年度末」かつ「所得制限」「一部自己負担」を設けていない自治体を対象とした。

d. 雇用・若者支援

d-1. 男性育休取得支援

(背景)

男性の育児休業については、その取得率には依然女性と大きな差がある。久我尚子による

⁷ なお厚生労働省保険局は、医療費助成の拡充によって受信行動が変化し、医療保険財政に悪影響を及ぼすことを懸念している（厚生労働省保険局2024:4）。

と、2016年時点での男性の育休取得率は3.2%だった。そこから働き方改革の推進や2022年に創設された「産後パパ育休」による制度の柔軟化により取得率が上昇し、2024年には過去最高の40.5%を記録した(久我2025:1)。また男性育休には、様々な面での効果が認められている。長沼裕介らは男性が育休を取得することの効果として、働き方や家事・育児参画、夫婦関係に様々なプラスの影響を与えることを検証した。その中で、男性が配偶者の体調に合わせて育休を取得することで、男性側の追加出生意欲が増加することを明らかにした(長沼他2017:45-46)。また長沼らは、男性の育休取得には、職場要因が大きな影響を与えていることを明らかにした。その結果から、育休の取得を希望する男性が育休を取得しやすい職場環境の整備が求められていると指摘している(長沼他2017:45)。

(基準)

本分析においては男性が育休を取得しやすい環境整備を促進する政策を実施した自治体に点数を与えた。例えば、男性社員が育児休業を取得した際に企業に奨励金を支給する、補助金の支給要件に男性育休促進に関わる認定企業認証が必要などの政策を分析の対象とした。

d-2. 女性就業環境整備

(背景)

両立支援政策の一つとして、女性の就業環境を整備する政策を選定した。背景として、松浦は「女性が子どもを産むために仕事を辞める機会費用を考慮すると、現金給付よりは就業継続がしやすい環境の整備や、子どもを産むことで生じる賃金の低下といった「マザーペナルティ」に対処するほうが現実的である可能性が高い」と述べている(松浦2024:29)。

(基準)

本分析においては、女性に直接就職支援などを行った自治体ではなく、女性が就業しやすい環境の整備を推進する中小企業に対して、支援を行っている自治体を対象とした。具体的には、保育室などの設置に対する補助金支給、企業へのアドバイザー派遣、就業規則作成への支援・奨励金の支給や、認定企業に対する入札優遇などが挙げられる。

d-3. 奨学金返還支援

(背景)

地方自治体が若者の奨学金返還を支援する事業には、若者に対する経済的支援となるとともに、若者の定住を促進する効果がある。内閣官房新しい地方経済・生活環境創成本部事務局によると、

地方公共団体による若者への奨学金返還支援は、地方企業への就職を促し、地方への定着

を推進する施策として、地方公共団体が独自に取組を進めてきたものである。地方創生の気運の高まりの中、平成 26 年に策定された「まち・ひと・しごと創生総合戦略」において、政府としても奨学金を活用した若者の地方定着を促進する旨が記載され、地方公共団体が奨学金返還支援に要した経費について特別交付税の対象とするといった措置が講じられるようになった。(内閣官房新しい地方経済・生活環境創成本部事務局 2024: 1)

同調査によると、2016 年度には 23 県 181 市町村が実施していたが、2024 年度には 47 都道府県 816 市区町村に取り組みが広がっている。また、地方公共団体が新たに奨学金の変換支援を開始した人数は 2016 年度の 1295 人から 11859 人に広がっている (内閣官房新しい地方経済・生活環境創成本部事務局 2024: 2-3)。

(基準)

本分析においては、内閣官房の地方創生事業関連部署が実施している調査「地方公共団体における奨学金返還支援取組状況について」において、「奨学金返還支援実施地方公共団体一覧」に掲載されている自治体を対象とした。

4. 統制変数

4-1. 平均所得

平均所得は、総務省『市町村税課税状況等の調』第 11 表に記載されている、「市区町村税における課税対象所得」を「所得割の納税義務者数」で除することによって求めた。ただし、この課税対象には金融所得などを含まないため、必ずしも「収入」を指したものではない。単位は千円である。また、平均所得は自治体による差が大きいため分析にあたっては対数変換を行った値を用いた。

4-2. 人口密度

人口密度は、主に都市化の傾向を統制するため投入した。各年における人口密度は、「人口÷面積」において算出した。算出にあたって、人口は『住民基本台帳年齢階級別人口(市区町村別)』における総人口を、面積は国土地理院『全国都道府県市区町村別面積調』における 2023 年時点での面積を用いた。

以下の【表 3-8】にて、これらの統制変数の要約統計量を示した。なおこれらの変数は正規分布となっていないため、モデルに投入する際には対数変換処理を行った。

【表 3-8】 統制変数 (連続変数) の統計量

N	最小値	最大値	中央値	平均値	標準偏差
---	-----	-----	-----	-----	------

平均所得 2016	137	2,724	11,117	3,334	3,591	1,068
平均所得 2020	137	2,777	11,632	3,417	3,722	1,184
平均所得 2024	137	3,121	17,808	3,856	4,269	1,703
平均所得平均	137	2,875	13,519	3,548	3,861	1,314
人口密度 2016	137	243	19,747	2,270	5,061	5,453
人口密度 2020	137	240	20,214	2,268	5,157	5,645
人口密度 2024	137	235	20,280	2,217	5,156	5,686
人口密度平均	137	240	20,081	2,252	5,125	5,593

第二節：仮説の検証

本節においては、前節において説明した変数を用いた重回帰分析を行うことにより、仮説①を検証する。まずは各年における政治的条件と「包括性指標」の関係を検証し、次に「包括性指標変化倍率」との関係について検証する。

(1) 各年における関係

まず、2016年・2020年・2024年の各年における政治的条件が各年の「包括性指標」にどのように影響を与えたか検証する。【表 3-9】は、各年の政治的条件を独立変数、それと同じ年の「包括性指標」を従属変数として重回帰分析を行った結果である。

【表 3-9】 政治的条件と政策の関係

	2016年				2020年				2024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	
切片	-0.311	0.087	p < 0.001	***	-1.071	0.211	p < 0.001	***	-1.660	0.361	p < 0.001	***
女性首長 ダミー(各年)	-0.013	0.008	0.096	†	-0.013	0.020	0.521		0.020	0.029	0.500	
女性議員率 (各年)	-0.018	0.032	0.588		-0.058	0.077	0.449		0.070	0.130	0.594	
自公系会派 議員率(各年)	0.021	0.019	0.262		0.064	0.047	0.181		0.235	0.090	0.010	*
財政力指数 (各年)	-0.008	0.010	0.427		-0.010	0.024	0.689		0.013	0.046	0.770	
平均所得 (各年)(対数)	0.047	0.012	p < 0.001	***	0.150	0.028	p < 0.001	***	0.227	0.046	p < 0.001	***
人口密度 (各年)(対数)	-0.006	0.002	0.003	**	-0.015	0.005	0.003	**	-0.034	0.009	p < 0.001	***

調整済み 決定係数	0.125	0.170	0.183
F 値 (p 値)	F (6, 126) = 4.14, p < 0.001 ***	F (6, 127) = 5.53, p < 0.001 ***	F (6, 127) = 5.96, p < 0.001 ***
N	133	134	134

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

全ての年において、回帰モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。個別の係数に着目すると、2016 年から 2020 年にかけて、「包括性指標」に有意な影響を与えた政治的条件は見られなかった。一方、2024 年では「自公系会派議員率」が「包括性指標」に対して正の影響を示すことが 5%水準で統計的に有意であった（係数 0.235）。

「平均所得（各年・対数）」はすべての年において正の係数を示し、いずれも 1%水準で統計的に有意であった。また、その係数は対象期間を通じて拡大しており、2024 年（係数 0.227）には 2016 年（係数 0.047）の約 5 倍となった。一方、「人口密度（各年）（対数）」の係数はいずれの年においても負の値で統計的に有意であった。その係数は対象期間を通じて小さくなっている。

したがって、仮説に反し、政治家のジェンダーによる影響は見られず、また 2024 年のみではあるが「自公系議員の多さ」が「包括性指標」にプラスの影響を与える結果となった。

(2) 充実度の関係

次に、「包括性指標変化倍率」を従属変数とした重回帰分析を行うことで、中長期的にはどういった政治条件のもとで少子化対策が包括的なものとなるのか検討する。なお、「変化倍率」は 2016 年における「包括性指標」が高かった場合低く現れるので、統制を行った。結果は以下の【表 3-10】のようになった。

【表 3-10】 政治的条件と包括性指標変化倍率

	係数	標準誤差	p 値
切片	-19.324	21.202	0.3638
女性首長在職率	5.444	2.181	0.014 *
女性議員率（平均）	6.981	8.472	0.412
自公系会派議員率（平均）	15.066	5.170	0.004 **
財力指数（平均）	0.930	2.466	0.707
平均所得（平均）（対数）	2.672	2.823	0.346
人口密度（平均）（対数）	-0.556	0.507	0.275
包括性指標（2016）	-99.725	21.850	p < 0.001 ***

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.180

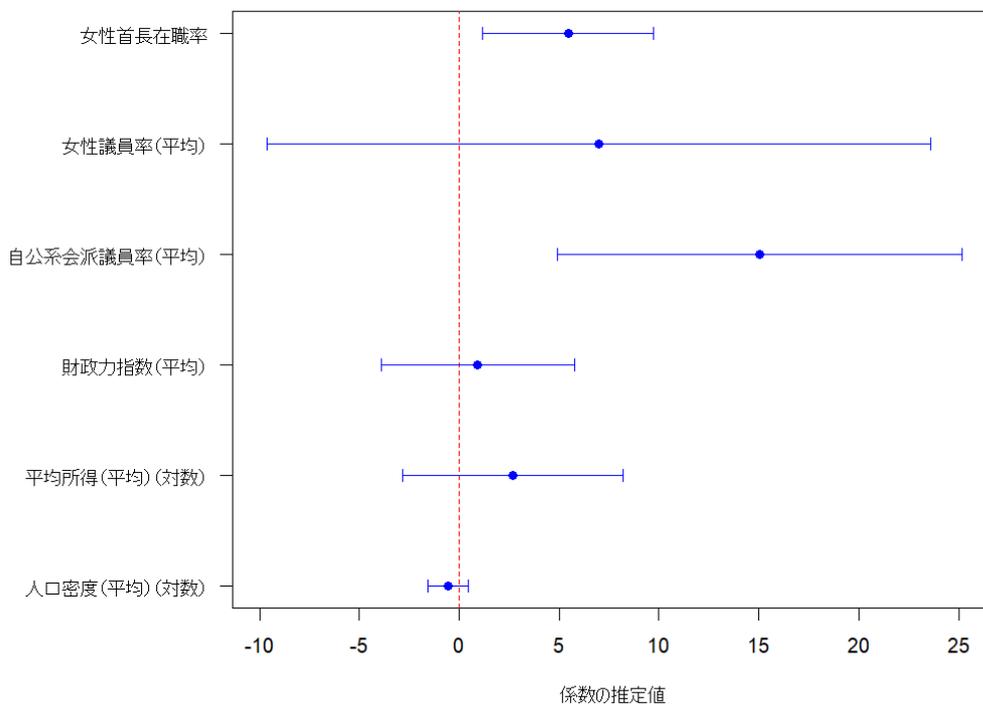
F 値 (p 値) : F (7, 125) = 5.15, p < 0.001 ***

N = 133

回帰モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。分析の結果、まず 2024 年における結果と同様に、自公系会派議員率が統計的に有意な正の影響（係数 15.066、 $p < 0.001$ ）を与えていることが示された。次に、「女性首長在職率」が統計的に有意な正の影響（係数 5.444、 $p < 0.05$ ）を与えていることが明らかになった。これは各年における女性首長の在職の有無が「包括性指標」の絶対的な水準には影響を与えないことと対照的な結果となった。

なお、本分析の結果は、【図 3-1】において視覚的にまとめた。これは、重回帰分析の結果得られた偏回帰係数とその 95%信頼区間を可視化したものである。図中の点は係数の推定値を、青い横棒は 95%信頼区間を表している。また中央の赤い点線は係数が 0 であることを示している。したがって、青い横棒が赤線と交差していない変数は、統計的に 5%水準で有意な影響を持っていると言える。

【図 3-1】「対策の幅指標変化倍率」の要因分析



【図 3-1】を見ると、「自公系会派議員率（平均）」および「女性首長在職率」の信頼区間はいずれも赤線より右側に位置しており、これらの政治的条件が「包括性指標変化倍率」に対して、統計的に有意な正の影響を持っていることが視覚的にも確認できる。

第三節：分析結果のまとめと考察

(1) まとめ

本章における分析結果をまとめると、次のようになる。まず、各年における「包括性指標」の絶対的な水準においては、一貫した政治的要因の影響は見られなかった。一方で、2024年においては「自公系会派議員率」が「包括性指標」に対して有意に正の影響を与えた。次に、少子化対策の包括性が2016年から2024年にかけてどれほど充実したか「包括性指標総合」を用いて分析したところ、「自公系会派議員率」と「女性首長在職率」が有意に正の影響を与えた。したがって、仮説①は一部の変数において検証することができた。

なお、財政力指数はどの従属変数に対しても有意な影響を与えなかった。また、統制変数として投入した人口密度と平均所得は各年の数値には影響を与えていた一方で、「包括性指標変化倍率」には影響を与えていなかった。

(2) 考察

まず、2024年において自公系会派議員率の高さが「包括性指標」に影響した要因を考察する。岸田内閣が「異次元の少子化対策」を掲げ、少子化対策を拡充する方針を示したのは2023年のことであった。したがって、こうした政府の動向を受けて国の対策が地方にも浸透し、自公系会派が積極的に包括的な少子化対策に乗り出すようになったと考えることができる。「包括性指標」の構成要素の多くは政府が支援・実施を予定している政策や既存政策の上乗せであることも影響していると考えられる。

次に、女性首長と「包括性指標」の関係について考察する。「女性首長ダミー」が各年における「包括性指標」に影響を与えなかったことに対して、「女性首長在職率」が「包括性指標変化倍率」に影響を与えたことは、女性首長は在職期間を通じて少子化対策を包括的なものにしていく傾向にあることを示唆している。このことから、先行研究の通り女性首長は少子化対策に関心があり、任期が進む中で議会などとの関係を構築し、そうした政策を実施する条件が整っていくと考えられる。

財政力指数については、先行研究で示された子育て支援支出額とは異なり、「包括性指標」には影響を与えなかった。これは、財政の豊かさが少子化対策の包括性に結びついていないことを示唆している。

第四節：主成分分析による追加検証

本節においては感度分析として、2024年のデータにおいて「包括性指標」の代わりに各政策分野の得点を用いた主成分分析を行い、第1主成分を政策指標として用いた分析も実施した。なお主成分分析による指標は「包括性指標」のように政策の包括性を示すものではなく、政策分野間における相対的な構成パターンを反映したものとなっている。

【表 3-11】主成分分析結果

	主成分負荷量	主成分 No.1
主成分 負荷量	結婚支援	-0.654
	妊娠・出産支援	+0.648
	子育て支援	+0.206
	雇用・若者支援	-0.331
寄与率		36.7%

第 1 主成分は、子育て支援および出産支援に正の負荷を持つ一方で、結婚支援および雇用・若者支援に負の負荷を持っている。この結果は、各自治体における少子化対策は出産・妊娠および子育て支援と、結婚および雇用・若者支援のどちらに重点を置くか自治体ごとに分かれている可能性を示唆している。第 1 主成分を用いた重回帰分析の結果は、以下の【表 3-12】のようになった。

【表 3-12】 政治的条件と第 1 主成分の関係

	係数	標準誤差	p 値
切片	-11.535	3.592	0.002 **
女性首長 (2024)	0.261	0.291	0.372
女性議員率 (2024)	2.972	1.294	0.023 *
自公系会派議員率 (2024)	0.948	0.899	0.293
財政力指数 (2024)	-0.443	0.458	0.335
平均所得 (2024) (対数)	1.004	0.458	0.030 *
人口密度 (2024) (対数)	0.287	0.090	0.002 **

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.352

F 値 (p 値) : F (6, 127) = 13, p < 0.001 ***

N = 133

本モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。分析の結果、「女性議員率」が第 1 主成分に対して統計的に有意な正の影響を与えた。これは、女性議員率が高い自治体ほど結婚支援や雇用・若者支援よりも、子育て支援や出産支援に重点を置いて政策を行う傾向にあることを示唆している。なお平均所得および人口密度についても同様の傾向が示唆されている。したがって、本節における分析は、政治的条件は少子化対策の包括性のみならず、どの政策を重視するかについても影響を与えている可能性を補足的に示すものとなっている。

第四章 少子化対策の包括性と少子化関連指標の関係

本章においては、「包括性指標」が少子化関連指標にどのような影響を与えるのか検証する。第一節では、分析に用いたデータを示す。第二節では、重回帰分析により仮説を検証する。その際、短期的～長期的な影響など様々な面からどのような影響を及ぼすのか検討した。第三節では章全体の分析結果をまとめ、その結果を考察する。あわせて、考察内容をもとに第四節において追加検証を行った。

第一節：分析に用いたデータ

(1) 独立変数：「少子化対策の包括性指標」

独立変数として、前章の従属変数である「包括性指標」を用いた。前章同様各年におけるものに加え、「包括性指標(2016~2020)」「包括性指標総合」、「包括性指標変化倍率」を用いる。

(2) 従属変数：少子化関連指標

1. 合計特殊出生率

まず従属変数となるのは、合計特殊出生率である。合計特殊出生率は、総務省『住民基本台帳』と厚生労働省『人口動態統計』によって算出した。なお厚生労働省によると、市区町村別の合計特殊出生率については、人口規模の小さい地域では、出生数の少なさにより数値が不安定となる。そのため国勢調査の年を中心とした5年間のデータを基に、小地域の指標の推定に有力なベイズ推定を用いてその期間の合計特殊出生率を推定している（厚生労働省 2020:1）。しかし、本分析の対象となるのは主に人口20万人以上の自治体であるため、ベイズ推定による値は用いず、各年における値を用いた。

また2024年における数値を2016年の数値で割ったものを「合計特殊出生率変化倍率」として、どの程度対象期間の少子化対策が有効だったのかを測る指標とした。なお、最大値は0.992である。これは分析対象の自治体において、合計特殊出生率の上昇に成功した自治体は存在しないことを示している。

【表 4-1】 合計特殊出生率に関する統計量

	N	最小値	最大値	中央値	平均値	標準偏差
合計特殊出生率 (2016)	137	1.013	1.633	1.407	1.385	0.137
合計特殊出生率 (2020)	137	0.898	1.614	1.314	1.303	0.141
合計特殊出生率 (2024)	137	0.829	1.494	1.137	1.135	0.135
合計特殊出生率変化倍率	137	0.700	0.992	0.818	0.819	0.0485

2. 未婚率と有配偶出生率

次に、未婚率と有配偶出生率を従属変数とした分析を行った。内閣府によると、「出生率は、大きく『未婚率・初婚年齢』と『有配偶出生率』とに分けて分析される」という（内閣府 2022: 1）。包括的な少子化対策が結婚から妊娠・出産に至るまでのどの部分に効果があってどこに効果がないのか分析するため、未婚率および有配偶出生率との関係について分析を行う。なお市町村の未婚率と有配偶出生率は、国勢調査時に調査が行われるため、最新の2020年における分析を実施した。

本分析で用いる未婚率は25～39歳の値、有配偶出生率は15～49歳におけるものである。未婚率は男性と女性に分けて分析を行うため、それぞれ「若年男性未婚率」「若年女性未婚率」と呼称する。これらのデータは、内閣府が2022年にまとめた「地域少子化・働き方指標（第5版）」において「少子化関連指標」に記載されたものである。【表4-2】において、要約統計量を示した。

【表4-2】 未婚率・有配偶出生率に関する統計量

	N	最小値	最大値	中央値	平均値	標準偏差
若年男性未婚率（2020）	137	0.401	0.623	0.501	0.503	0.041
若年女性未婚率（2020）	137	0.315	0.585	0.385	0.393	0.044
若年男性未婚率変化倍率	137	0.833	1.135	1.010	1.006	0.037
若年女性未婚率変化倍率	137	0.848	1.148	1.020	1.019	0.041
有配偶出生率（2020）	137	57.800	92.200	69.800	70.900	6.240
有配偶出生率変化倍率	137	0.793	0.895	0.898	1.049	0.049

なお2020年における未婚率・有配偶出生率と合計特殊出生率の関係を重回帰分析したところ、次のような結果になった（【表4-3】）。

【表4-3】 未婚率・有配偶出生率と合計特殊出生率の関係（2020）

切片	係数	標準誤差	p 値	
男性未婚率 2020	-0.091	0.104	0.390	
女性未婚率 2020	-2.275	0.091	p < 0.001	***
有配偶出生率 2020	0.011	0.001	p < 0.001	***

有意水準（sig）：*** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

決定係数（Adjusted R-squared）：0.931

F 値（p 値）：F (3, 133) = 616, p < 0.001 ***

N = 137

モデル全体はF検定により有意であり、調整済み決定係数は0.931と非常に高い値となった。未婚率に関して、この結果は女性未婚率が高くなれば合計特殊出生率は下がる、すなわち未婚率が下がれば合計特殊出生率は上がることを示している。一方で男性未婚率は合計特殊出生率に有意な影響を与えなかった。

一方で、市町村別の初婚年齢については、定期的な調査は行われていない。最新の調査は2018年の『人口動態統計』特別集計であり、「包括性指標」との関係进行分析するにはデータが足りず難しいことから、本分析の対象外とした。

(3) 統制変数

加藤久和は、市区町村の出生率に影響を与える要因は無数にあると述べる(加藤2017:17)。本分析においては20万人以上の市区を対象とし、一定の条件は同じであるものの、その性格は多種多様である。したがって、都市構造などに関わるものを統制変数として投入した。それぞれについて、以下に示す。

1. 自治体の構造に関わる変数

自治体の構造に関わる変数として、前章と同じく人口密度、平均所得を投入した。人口密度について加藤久和は、市区町村の合計特殊出生率の決定要因について分析を行い、人口密度が高い地域ほど合計特殊出生率が低くなることを明らかにしている(加藤2017:14-17)。

更に財政力指数を統制変数として投入した。これは、財政力指数が高い地域は、産業集積である傾向が見られるため⁸、地域経済の条件を統制する目的で投入した。

2. 自治体の特性に関わる変数

従属変数に応じて、東京23区ダミーと政令指定都市ダミーを投入した。なお、東京23区ダミーと人口密度には強い相関が見られ、多重共線性の問題が生じた。このため、双方を投入する際には交互作用項を作成した。

第二節：仮説の検証

本節においては、前節で示した変数を用い、「包括性指標」と「少子化関連指標」の関係について重回帰分析を行う。その際、各年における関係や長期的な関係を見る分析を行った後、変化倍率についての分析を行った。

⁸ 本分析の対象自治体において財政力指数(平均)が高かった上位5団体は、豊田市(財政力指数平均:1.367)、府中市(1.223)、調布市(1.220)、港区(1.207)、厚木市(1.193)である。

1. 合計特殊出生率との関係

(1) 各年における分析

まず、各年における「包括性指標」と合計特殊出生率の関係について重回帰分析を行った。結果は以下の【表 4-4】の通りである。

【表 4-4】 各年における包括性指標と合計特殊出生率の関係

	2016 年				2020 年				2024 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	
切片	3.623	0.817	0.000	***	2.680	0.804	0.001	**	1.478	0.640	0.022	*
包括性指標 (各年)	0.597	0.447	0.184		0.283	0.185	0.129		0.107	0.096	0.263	
高齢人口割合 (各年)	-1.864	0.527	p < 0.001	***	-1.998	0.525	p < 0.001	***	-2.327	0.492	p < 0.001	***
財政力指数 (各年)	-0.039	0.108	0.721		-0.202	0.097	0.039	*	-0.379	0.090	p < 0.001	***
平均所得 (各年) (対数)	-0.183	0.104	0.081		-0.049	0.098	0.616		0.114	0.074	0.128	
[a]東京 23 区 ダミー	2.138	0.847	0.013	*	1.412	0.899	0.118		0.108	0.831	0.897	
[b]人口密度 (各年) (対数)	-0.030	0.011	0.007	**	-0.032	0.011	0.005	**	-0.039	0.011	p < 0.001	***
[a]と[b]の 交互作用項	-0.238	0.087	0.007	**	-0.177	0.092	0.057	†	-0.054	0.085	0.527	
調整済み 決定係数	0.380				0.387				0.394			
F 値 (p 値)	F (7, 129) = 12.9, p < 0.001 ***				F (7, 129) = 13.3, p < 0.001 ***				F (7, 129) = 13.6, p < 0.001 ***			

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

N = 137

全ての年において、回帰モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。分析の結果、「包括性指標」は、どの年においても合計特殊出生率に対して統計的に有意な影響を与えなかった。このことは、短期的には「包括性指標」は合計特殊出生率に影響を与えないことを示唆している。

また、人口密度は合計特殊出生率に対して一貫して負の影響を与えていた。なお 2016 年のみ東京 23 区ダミーが 5%水準で有意な正の影響を示しているが、これは交互作用項を含めると、当時の東京 23 区においては、人口密度の高さによるマイナスの影響が極めて強く働いていたことを示唆する (係数 -0.238, p < 0.01)。しかしこうした傾向は、年を追うごと

に見られなくなっていく。

(2) 中期的な影響

一方で、少子化対策の影響がすぐに現れるとは考えにくい。先述した通り松田は、少子化対策が結婚・出生行動に影響を及ぼすまで約 5 年のタイムラグがあると考えられる必要があるとする（松田 2021: 228）。そこで、次に 2016 年、2020 年における「包括性指標」、更に期間全体における充実度を示す「包括性指標総合」を独立変数として、2024 年における合計特殊出生率との関係について検討する。重回帰分析の結果は以下の【表 4-5】のようになった。

【表 4-5】各年における包括性指標と合計特殊出生率（2024）の関係

	包括性指標 2016 年				包括性指標 2020 年				包括性指標総合			
	係数	標準誤差	p 値		係数	標準誤差	p 値		係数	標準誤差	p 値	
切片	1.025	0.745	0.171		1.149	0.751	0.128		1.107	0.738	0.136	
包括性指標 (各年)	0.090	0.448	0.841		0.167	0.182	0.362		0.055	0.050	0.276	
高齢人口割合 (平均)	-1.918	0.524	p < 0.001	***	-1.989	0.527	p < 0.001	***	-2.017	0.528	p < 0.001	***
財政力指数 (平均)	-0.333	0.100	0.001	**	-0.340	0.100	0.159	***	-0.352	0.101	p < 0.001	***
平均所得 (平均) (対数)	0.144	0.091	0.117		0.130	0.091	0.159		0.129	0.091	0.160	
[a]東京 23 区 ダミー	0.320	0.850	0.707		0.134	0.872	0.879		0.134	0.864	0.877	
[b]人口密度 (平均) (対数)	-0.031	0.011	0.006	**	-0.030	0.011	0.008	**	-0.028	0.011	0.013	*
[a]と[b]の 交互作用項	-0.072	0.087	0.412		-0.053	0.090	0.554		-0.054	0.088	0.543	
調整済み 決定係数	0.354				0.358				0.360			
F 値 (p 値)	F (7, 129) = 11.7, p < 0.001 ***				F (7, 129) = 11.9, p < 0.001 ***				F (7, 129) = 11.9, p < 0.001 ***			

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

N = 137

全てのモデルにおいて、回帰モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。「包括性指標」は 2016 年、2020 年、総合全てにおいて正の係数となったものの、統計的に有意な結果とはならなかった。

(3) 各年における「包括性指標」と合計特殊出生率変化倍率の関係

そこで、次に「2016年から2024年における合計特殊出生率の変化倍率」を従属変数とした分析を行う。まず、対象となる年各年における「包括性指標」の影響について分析する。なお、「変化倍率」の分析にあたっては、元となる2016年における値の高低が変化倍率に影響を及ぼす。そのため、2016年時点での数値（ここでは2016年における合計特殊出生率）を統制変数として投入した。これ以降の「未婚率」「有配偶出生率」の変化倍率の分析においても同様に、2016年における値を統制変数として投入した。結果は以下の【表4-6】のようになった。

【表4-6】各年における包括性指標と合計特殊出生率変化倍率（2016-2024）の関係

	2016年				2020年				2024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	
切片	-0.835	0.276	0.003	**	-0.839	0.279	0.003	**	-0.769	0.274	0.006	**
包括性指標 (各年)	-0.330	0.174	0.060	†	-0.113	0.071	0.112		-0.061	0.038	0.108	
財政力指数 (平均)	-0.191	0.035	p < 0.001	***	-0.190	0.035	p < 0.001	***	-0.180	0.035	p < 0.001	***
平均所得 (平均) (対数)	0.219	0.035	p < 0.001	***	0.218	0.036	p < 0.001	***	0.210	0.035	p < 0.001	***
[a]東京23区 ダミー	-1.054	0.338	0.002	**	-0.950	0.347	0.007	**	-0.979	0.344	0.005	**
[b]人口密度 (平均) (対数)	0.001	0.004	0.811		0.002	0.004	0.688		0.001	0.004	0.815	
[a]と[b]の 交互作用項	0.093	0.035	0.008	**	0.082	0.036	0.023	*	0.086	0.035	0.016	*
合計特殊 出生率(2016)	0.024	0.033	0.461		0.025	0.033	0.448		0.026	0.033	0.434	
調整済み 決定係数	0.240				0.234				0.235			
F値 (p値)	F (7, 129) = 7.15, p < 0.001 ***				F (7, 129) = 6.95, p < 0.001 ***				F (7, 129) = 6.96, p < 0.001 ***			

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

N = 137

全てのモデルにおいて、回帰モデル全体はF検定により統計的に有意であった。2016年時点における「包括性指標」は、合計特殊出生率変化倍率に対して10%水準で統計的に有意な負の影響を示した（係数 -0.330, p < 0.1）。これは、初期において広範な少子化対策を講じていた自治体ほど、その後の合計特殊出生率の低下幅が相対的に大きかったことを示唆しており、仮説②に反する結果となった。2020年、2024年における「包括性指標」は、

合計特殊出生率変化倍率に有意な影響を及ぼさなかった。

合計特殊出生率変化倍率に影響したのは、「財政力指数」「平均所得」「東京 23 区ダミー」「東京 23 区ダミーと人口密度の交互作用項」であった。財政力指数は、合計特殊出生率変化倍率に対し、1%水準で有意な負の影響を与えていた（係数 -0.191～ -0.180）。一方で、平均所得は1%水準で有意な正の影響を与えていた（係数 0.210～0.219）。また、東京 23 区ダミーは5%水準で有意な負の影響を示しており、東京都心部における少子化の深刻さが浮き彫りとなっている（係数 -1.054～ -0.979）。一方で、「東京 23 区ダミーと人口密度の交互作用項」は5%水準で有意な正の影響を与えていた。このことは、東京 23 区以外の自治体では人口密度が合計特殊出生率倍率に有意な影響を与えない一方で、東京 23 区においては人口密度が高いほど合計特殊出生率の低下が抑制されるという結果を示している（係数 0.082～0.093）。

(4) 期間全体における「包括性指標」とその充実度と合計特殊出生率変化倍率の関係

次に分析期間全体における少子化対策の包括性を示す「包括性指標総合」、また 2016 年に比べてどれほど少子化対策が包括的なものとなったのか示す「包括性指標変化倍率」が「合計特殊出生率変化倍率」にどのような影響を与えるかあわせて検討した。結果は以下の【表 4-7】のようになった。

【表 4-7】 包括性指標総合/変化倍率と合計特殊出生率変化倍率の関係

	包括性指標総合			包括性指標変化倍率		
	係数	標準誤差	p 値	係数	標準誤差	p 値
切片	-0.806	0.274	0.004 **	-0.773	0.286	0.008 **
包括性指標 総合/変化倍率	-0.037	0.019	0.057 †	0.000	0.001	0.819
財政力指数 (平均)	-0.184	0.035	p < 0.001 ***	-0.191	0.036	p < 0.001 ***
平均所得 (平均) (対数)	0.219	0.035	p < 0.001 ***	0.209	0.036	p < 0.001 ***
[a]東京 23 区 ダミー	-0.957	0.343	0.006 **	-1.080	0.347	0.002 **
[b]人口密度 (平均) (対数)	0.001	0.004	0.879	0.003	0.004	0.418
[a]と[b]の 交互作用項	0.084	0.035	0.019 *	0.096	0.036	0.008 **
合計特殊 出生率(2016)	0.028	0.033	0.399	0.019	0.033	0.558
調整済み 決定係数	0.241			0.220		

F 値 (p 値)	F (7, 129) = 7.16, p < 0.001 ***	F (7, 129) = 6.46, p < 0.001 ***
-----------	----------------------------------	----------------------------------

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

N=137

双方のモデルにおいて、回帰モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。本分析において特筆すべきことは、期間全体における少子化対策の充実度を示す「包括性指標総合」が 10%水準ではあるが有意に負の影響を与えていたことである (係数 -0.037)。

(5) 小括

合計特殊出生率に関する分析結果についてまとめる。合計特殊出生率の絶対的な水準においては、短期的に見ても、中長期的に見ても影響を及ぼさなかった。一方、2016 年から 2024 年にかけての合計特殊出生率の変化を示す「合計特殊出生率変化倍率」に対しては、2016 年における「包括性指標」と「包括性指標総合」が有意な負の影響を与えていた。これは仮説②に反するものである。

「包括性指標」以外の変数についても結果をまとめる。まず平均所得は、各年における合計特殊出生率に対して有意な影響を与えなかった。一方で、合計特殊出生率変化倍率に対しては、有意に正の影響を与えていた。このことから、平均所得は合計特殊出生率の低下を抑制する効果がある可能性があると考えられる。また財政力指数は、各年における合計特殊出生率の水準に対しても、「合計特殊出生率変化倍率」に対しても、一貫して有意な負の影響を与えていた。

2. 未婚率・有配偶出生率との関係

(1) 未婚率

まず、若年層 (25~39 歳) における未婚率を男女別に分析する。なお、未婚率とには人口比率や性比なども影響するため、統制変数として「高齢人口割合」および「女性人口に対する男性人口比 (25~29 歳)」を投入した。「包括性指標」と未婚率の関係は、以下の【表 4-8】のようになった。

【表 4-8】包括性指標と未婚率 (2020) の関係

	若年男性未婚率 (2020)			若年女性未婚率 (2020)		
	係数	標準誤差	p 値	係数	標準誤差	p 値
切片	0.465	0.242	0.057 †	0.369	0.237	0.121
包括性指標 (2016-2020)	-0.058	0.037	0.115	-0.085	0.036	0.020 *

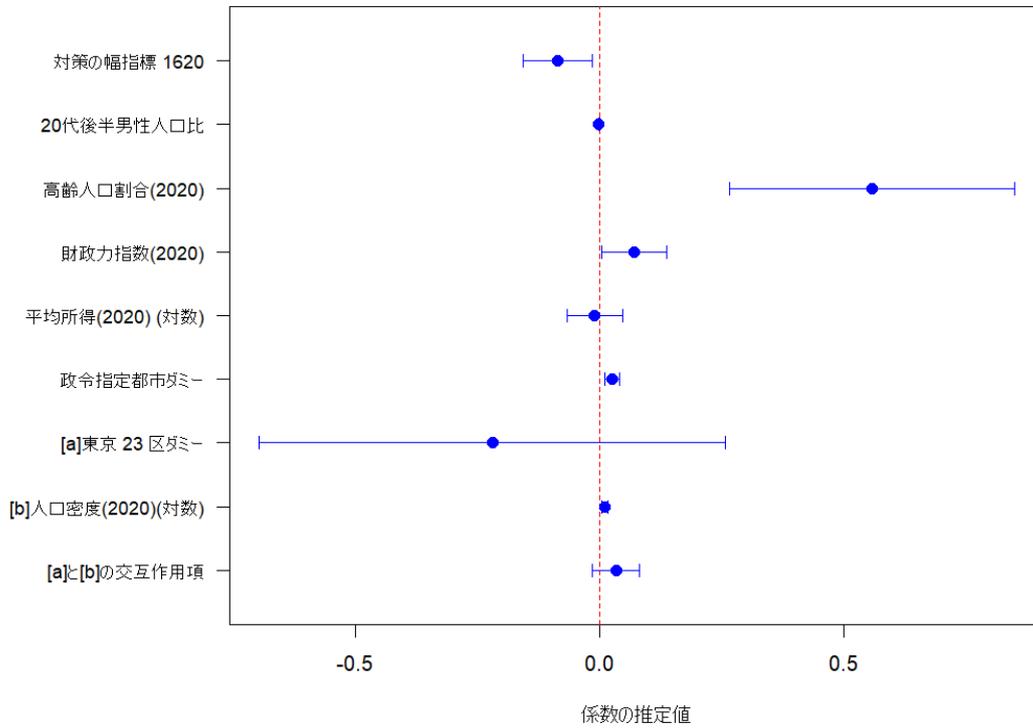
20代後半 男性人口比	0.002	0.000	p < 0.001	***	-0.001	0.000	0.003	**
高齢人口割合 (2020)	0.630	0.151	p < 0.001	***	0.559	0.147	p < 0.001	***
財政力指数 (2020)	0.118	0.035	p < 0.001	***	0.071	0.034	0.038	**
平均所得 (2020) (対数)	-0.050	0.029	0.091	†	-0.010	0.029	0.733	
政令指定都市 ダミー	0.021	0.008	0.009	**	0.027	0.008	p < 0.001	***
[a]東京 23 区 ダミー	-0.050	0.247	0.840		-0.220	0.241	0.365	
[b]人口密度 (2020)(対数)	0.006	0.003	0.042	*	0.011	0.003	p < 0.001	***
[a]と[b]の 交互作用項	0.018	0.025	0.471		0.034	0.024	0.166	
調整済み 決定係数	0.475				0.569			
F 値 (p 値)	F (9, 127) = 14.7, p < 0.001 ***				F (9, 127) = 21.0, p < 0.001 ***			

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

N=137

双方のモデルにおいて、回帰モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。なお本分析においては、未婚率が低くなるほど良い、すなわち未婚率に対して負の影響を与えることが未婚化傾向の改善に寄与していると解釈する。女性未婚率において、「包括性指標」は負の影響が 5%水準で統計的に有意だった。すなわち、「包括性指標」は女性の未婚率を押し下げる効果があったといえることができる。一方で「包括性指標」は男性未婚率に対しては有意な影響を与えなかった。また、男女双方において財政力指数が統計的に有意な正の影響を与えた。すなわち財政力指数の高さは未婚率を上昇させる要因となっていた。若年女性未婚率 (2020) の結果については、以下の【図 4-1】にて視覚的にまとめた。

【図4-1】「若年女性未婚率(2020)」の要因分析



(2) 未婚率変化倍率

次に、2015年から2020年にかけての未婚率の変化倍率を従属変数とした重回帰分析を行った。結果は以下ようになった(【表4-9】)。

【表4-9】包括性指標と未婚率変化倍率(2015→2020)の関係

	若年男性未婚変化倍率			若年女性未婚変化倍率		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
切片	2.136	0.218	p < 0.001 ***	2.506	0.221	p < 0.001 ***
包括性指標 (2016~2020)	0.008	0.038	0.829	-0.008	0.041	0.836
財政力指数 (2020)	0.075	0.027	0.006 **	0.099	0.028	p < 0.001 ***
平均所得 (2020) (対数)	-0.134	0.028	p < 0.001 ***	-0.189	0.031	p < 0.001 ***
[a]東京23区 ダミー	0.623	0.256	0.017 *	0.729	0.285	0.012 *
[b]人口密度 (2020) (対数)	-0.010	0.003	0.001 **	0.009	0.003	0.011 *

[a]と[b]の 交互作用項	-0.057	0.026	0.034 *	-0.066	0.029	0.003 *
未婚率 (2016)	-0.067	0.084	0.428	-0.232	0.094	0.015 *
調整済み 決定係数	0.276			0.293		
F 値 (p 値)	F (7, 129) = 8.39, p < 0.001 ***			F (7, 129) = 9.06, p < 0.001 ***		

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

N=137

双方のモデルにおいて、回帰モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。未婚率変化倍率は、1 を超えると未婚率が上昇している、下回ると未婚率が低下していると解釈できる。すなわち、負の影響を与えた変数が未婚率の改善に寄与していると言することができる。

結果を見ると、「包括性指標」は、未婚率変化倍率においては有意な影響を及ぼさなかった。その一方で男女双方において、平均所得が高いほど未婚率が低下傾向にあることが示された（係数：男性-0.134、女性-0.189、男女ともに $p < 0.001$ ）。それに対して、財政力指数は未婚率変化倍率に対しても有意な正の影響を与えており（男性：係数 0.075 $p < 0.01$ 、女性：係数 0.099 $p < 0.001$ ）、未婚率の時間的変化に対しても悪影響を及ぼしていることが分かる。また、東京 23 区においても未婚率が上昇している一方で「東京 23 区と人口密度の交互作用項」は 5%水準で有意な負の影響を与えていた。ここでも、合計特殊出生率変化倍率と同じく、東京 23 区であることは未婚率の上昇を促進する一方で、東京 23 区内で人口密度が高い地域においてはそれが抑制されるという関係が現れている。

(3) 有配偶出生率・有配偶出生率変化倍率

次に、有配偶出生率と 2015 年から 2020 年にかけての有配偶出生率変化倍率を従属変数として重回帰分析を行った。結果は以下の【表 4-10】の通りである。

【表 4-10】包括性指標と有配偶出生率関連指標の関係

	有配偶出生率 (2020)			有配偶出生率変化倍率		
	係数	標準誤差	p 値	係数	標準誤差	p 値
切片	101.102	41.805	0.017 *	1.012	0.254	$p < 0.001$ ***
包括性指標 (2016~2020)	10.367	7.095	0.146	0.032	0.048	0.503
高齢人口割合 (2020)	-104.618	27.805	$p < 0.001$ ***			
財政力指数 (2020)	-20.807	5.138	$p < 0.001$ ***	-0.044	0.032	0.173

平均所得 (2020) (対数)	1.245	5.188	0.811	-0.017	0.035	0.620	
[a]東京 23 区 ダミー	22.823	47.104	0.629	0.463	0.321	0.620	
[b]人口密度 (2020)(対数)	-0.650	0.596	0.277	0.015	0.004	p < 0.001	***
[a]と[b]の 交互作用項	-3.553	4.830	0.463	-0.052	0.033	0.117	
有配偶出生率 (2015)				-0.001	0.001	0.064	†
調整済み 決定係数	0.120			0.099			
F 値 (p 値)	F (7, 129) = 3.64, p < 0.001**			F (7, 129) = 3.12, p < 0.005 **			

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

N=137

双方のモデルにおいて、回帰モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。まず有配偶出生率 (2020) のモデルにおいては、財政力指数が極めて強い負の影響を与えていた (係数: -20.807, p < 0.001)。これは、財政的に豊かな自治体ほど有配偶出生率が抑制されるということを示唆している。次に有配偶出生率変化倍率に対しては、人口密度が 1%水準で正の影響を及ぼした (係数: 0.015)。このことは、人口密度が高い地域では有配偶出生率は維持・改善する傾向があるということを示した。なお、いずれのモデルにおいても「包括性指標」は統計的に有意な影響を及ぼさなかった。

(4) 小括

未婚率および有配偶出生率に関してまとめる。まず、「包括性指標」は女性未婚率を押し下げた一方で、男性未婚率には有意な影響を及ぼさなかった。また、「包括性指標」は未婚率変化倍率や有配偶出生率・有配偶出生率変化倍率にも有意な影響を与えなかった。財政力指数の高さは未婚率と有配偶出生率の値を悪化させる要因であることが示唆されるとともに、未婚率変化倍率においてもその改善を妨げている可能性が示された。

第三節：分析結果のまとめ

(1) まとめ

本章の分析において、「包括性指標」は若年女性未婚率を押し下げる効果があることが示唆された。一方で、若年男性未婚率や有配偶出生率には統計的に有意な影響を与えなかった。それらが要因となる合計特殊出生率においても、「包括性指標」は統計的に有意な影響を与えなかった。ただし、2016 年における「包括性指標」は 2024 年の合計特殊出生率に対し

て、また期間全体における政策の充実度を図る「包括性指標総合」は2016年から2024年にかけての合計特殊出生率変化倍率に対して負の係数であり、統計的に10%水準で有意だった。この結果は、少子化の進行が比較的早かった自治体においてはその危機感から先行して少子化対策が包括的なものとなった可能性、すなわち内生性の問題が存在する可能性を示唆している。したがって、仮説②は「若年女性未婚率」においてのみ検証された。

「包括性指標」にかわって影響が見られたのは、財政力指数である。財政力指数は、合計特殊出生率および有配偶出生率に対して負の係数を、未婚率に対しては正の係数を示していた。すなわち財政力指数が高い自治体ほど合計特殊出生率や有配偶出生率は低く、未婚率は高くなる傾向が見られた。

(3) 考察

本章における結果について考察する。まず、「包括性指標」が若年女性未婚率にのみ効果があり、有配偶出生率や合計特殊出生率に対しては影響を及ぼさなかったことは、包括的な少子化対策が若年女性における結婚の障壁を下げている一方で、それが既婚世帯を含めた出生行動には結びついていないことを示唆している。こうした傾向は、日本全体の傾向とも整合的である。藤波匠は、「人口動態統計」から2025年の出生数を66.5万人（前年比3.0%減）、婚姻数を48.5万組（前年：48.5万組）と推計した（藤波 2025）。出生数が減少しているのに対して、婚姻数は2023年に底をついたのち横ばいで推移している。

次に、有配偶出生率は財政力指数の高い地域で低くなる傾向は見られたが、それ以外の政策や都市構造による有意な影響は確認されなかった。これは、財政力指数が高い自治体は工業地帯や産業集積地である場合が多いことから、こうした地域における住環境の代理変数となった可能性がある。なお、財政力指数は合計特殊出生率や未婚率に対しても悪い影響を及ぼしていた。これらにおいても同様に、財政力指数が住環境の代理変数となった可能性が考えられる。ただし、こうした解釈には本稿の分析枠組みを越える部分も多いため、慎重な検討が必要である。

また、平均所得は未婚率変化倍率や合計特殊出生率変化倍率に正の影響を及ぼしているものの、有配偶出生率および有配偶出生率変化倍率に対しては有意な影響を与えなかった。政府による『こども未来戦略』においては3つの基本理念の第一に「若い世代の所得を増やす」が挙げられていたが（内閣官房 2023: 8）、本稿の分析結果は所得の向上のみでは、有配偶出生率の向上ひいては合計特殊出生率の向上に結びつかないことを示唆している。これらを総合すると、現在政府が進める「切れ目ない支援」や「若者の平均所得の向上」を掲げた少子化対策は、有配偶率の上昇に寄与したものとなっていないため、結果に結びついていない可能性があると考えられる。

なお、有配偶出生率の分析などに用いたのは2020年の数値であり、政府が「切れ目ない支援」を全国的に展開する以前のものである。2020年時点までの政策も、結婚に比べて出生行動にはタイムラグが生じている可能性がある。そのため、一概に「包括性指標」が有配

偶出生率に効果がないと言うことはできない。そこで、次節においては 2020 年における女性未婚率と 2024 年の合計特殊出生率における追加検証を行った。

第四節：追加検証——「包括性指標」はどこに効いているのか

(1) 追加検証

本節においては、2020 年における若年女性未婚率と 2024 年における合計特殊出生率および合計特殊出生率変化倍率の関係を検証する。結果は以下の【表 4-11】のようになった。

【表 4-11】包括性指標と有配偶出生率関連指標の関係

	合計特殊出生率 2024			合計特殊出生率変化倍率		
	係数	標準誤差	p 値	係数	標準誤差	p 値
切片	0.456	0.483	0.348	-0.400	0.295	0.178
包括性指標 (2016~2020)	-0.101	0.094	0.287	-0.097	0.050	0.054 †
財政力指数 (2020)	-0.268	0.064	p < 0.001 ***	-0.197	0.034	p < 0.001 ***
平均所得 (2020) (対数)	0.238	0.066	p < 0.001 ***	0.217	0.035	p < 0.001 ***
[a]東京 23 区 ダミー	-0.852	0.629	0.178	-0.991	0.335	0.004 **
[b]人口密度 (2020)(対数)	0.015	0.008	0.070	0.005	0.004	0.262
[a]と[b]の 交互作用項	0.069	0.065	0.291	0.088	0.034	0.012 *
女性未婚率 (2020)	-2.588	0.213	p < 0.001 ***	-0.500	0.174	0.005 **
合計特殊 出生率(2016)				-0.082	0.049	0.097 †
調整済み 決定係数	0.667			0.279		
F 値 (p 値)	F (7, 129) = 39.9, p < 0.001**			F (8, 128) = 7.57, p < 0.005 **		

有意水準 (sig) : *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, † < 0.1

N=137

双方のモデルにおいて、回帰モデル全体は F 検定により統計的に有意であった。女性未婚率は双方のモデルにおいて有意な負の影響をもたらしている。すなわち、2020 年における若年女性未婚率が低いほど、2024 年の合計特殊出生率が高くなり、合計特殊出生率変化倍率が維持されることを示している。

(2) 考察

以上の結果から「包括性指標」は、結婚が障壁となっていた夫婦における出生率を改善した可能性があることが示唆される。一方で、2016年から2020年にかけての少子化対策の包括性を示す「包括性指標(2016~2020)」は合計特殊出生率変化倍率に対して、10%水準で負の係数を示した。この結果は、政策の拡充による未婚率低下の効果が、既婚世帯における出生行動の変化によって相殺されている可能性を示唆するが、その具体的なメカニズムについては本稿の分析から直接的に結論づけることはできない。

こうした結果を、是枝他(2024)などの先行研究とも総合して考えると、次のことが考えられる。まず、従来の少子化対策は不十分ではあるが正規雇用者同士の共働き夫婦に効果を上げてきている。また、現在政府主導で推進されている「切れ目ない支援」は、若年女性未婚率を押し下げる効果があると考えられる。包括的な少子化対策は、結婚が障壁となっていた夫妻の結婚を促すことで、そうした夫婦の出生行動との関連性を有する可能性がある。一方で、こうした少子化対策の包括性は有配偶出生率の改善には十分結びついていないと考えられる。そのため、今後の少子化対策においては一人目の子どもを持ちやすくする施策とともに、「2人目の壁」を解消するような政策が求められると考えられる。その際には正規雇用者同士の共働き世帯以外の層にも配慮した政策設計が必要であろう。

終章 本稿のまとめ

第一節：総括

本節では、本稿の分析結果をまとめる。

(1) 政治的条件と「包括性指標」の関係

第三章においては、都市自治体における政治的条件と少子化対策の包括性を示す「包括性指標」の関係について分析した。各年における「包括性指標」の絶対的な水準においては、一貫した政治的要因の影響は見られなかった。一方で、2024年においては「自公系会派議員率」が「包括性指標」に対して有意に正の影響を与えた。次に、少子化対策が2016年から2024年にかけてどれほど包括的なものとなったのか「包括性指標倍率」を従属変数として分析したところ、「自公系会派議員率」と「女性首長在職率」が有意に正の影響を与えた。なお、財政力指数はどの従属変数に対しても有意な影響を与えなかった。また、統制変数として投入した人口密度と平均所得は各年の数値には影響を与えていた一方で、「包括性指標変化倍率」には影響を与えていなかった。

これらの結果について考察を行う。まず、2024年の「包括性指標」および「包括性指標

倍率」に対して自公系会派議員率の高さが正の影響を与えた要因として、近年の政府における少子化対策の推進が考えられる。2023年、岸田内閣は「異次元の少子化対策」を掲げ、少子化対策を切れ目なく充実したものとする方針を示した。こうした政府の動向を受けて国の対策が地方にも浸透し、自公系会派が積極的に少子化対策の包括化に乗り出すようになったと考えることができる。以上の結果から、政府が旗振り役として包括的な少子化対策を実施することが地方自治体における少子化対策の包括化にも繋がると考えられる。

次に、女性首長と少子化対策の包括性の関係について考察する。「女性首長ダミー」が各年における「包括性指標」に影響を与えなかったことに対して、「女性首長在職率」が「包括性指標変化倍率」に影響を与えたことは、女性首長は在職期間を通じて少子化対策を包括的なものとする傾向があることを示唆している。このことから、先行研究の示すように女性首長は少子化対策に関心があり、任期が進む中で議会などとの関係を構築し、そうした政策を実施する条件を整えていると考えられる。

財政力指数については、先行研究で示された子育て支援支出額とは異なり、「包括性指標」には影響を与えなかった。これは、財政の豊かさが包括的な少子化対策に結びついていないことを示唆している。

(2) 「包括性指標」と「少子化関連指標」の関係

第四章においては、「包括性指標」と合計特殊出生率や未婚率、有配偶出生率といった「少子化関連指標」の関係について重回帰分析を行った。その結果、「包括性指標」は若年女性未婚率を押し下げる効果があることが示唆された。一方で、「包括性指標」は若年男性未婚率や有配偶出生率、合計特殊出生率においては統計的に有意な影響は見られなかった。

ただし、2016年における「包括性指標」は2024年の合計特殊出生率に対して、また期間全体における少子化対策の包括性を測る「包括性指標総合」は2016年から2024年にかけての「合計特殊出生率変化倍率」に対して負の係数であり、統計的に10%水準で有意だった。この結果は、少子化の進行が比較的早かった自治体においてはその危機感から先行して少子化対策を包括的なものとした可能性、すなわち内生性の問題が存在する可能性を示唆している。

「包括性指標」にかわり一貫して影響が見られたのは、財政力指数である。財政力指数は、合計特殊出生率および有配偶出生率に対して負の係数を、未婚率に対しては正の係数を示していた。すなわち財政力指数が高い自治体ほど合計特殊出生率や有配偶出生率は低く、未婚率は高くなる傾向が見られた。

本章における結果について考察する。まず、「包括性指標」が若年女性未婚率にのみ効果があり、有配偶出生率や合計特殊出生率に対しては影響を及ぼさなかったことは、包括的な少子化対策が若年女性における結婚の障壁を下げている一方で、それが既婚世帯を含めた出生行動には結びついていないことを示唆している。こうした傾向は、近年における日本全体の傾向とも整合的である。藤波によると、2025年は出生数が前年比3.0%減少したのに対

し、婚姻数は横ばいであった（藤波 2025）。

次に、有配偶出生率は財政力指数の高い地域で低くなる傾向は見られたが、それ以外の政策や都市構造による有意な影響は確認されなかった。これは、財政力指数が高い自治体は工業地帯や産業集積地である場合が多いことから、こうした地域における住環境の代理変数となった可能性がある。なお、財政力指数は合計特殊出生率や未婚率に対しても悪い影響を及ぼしていた。これらにおいても同様に、財政力指数が住環境の代理変数となった可能性が考えられる。ただし、こうした解釈には本稿の分析枠組みを越える部分も多いため、慎重な検討が必要である。

また、平均所得は未婚率変化倍率や合計特殊出生率変化倍率に正の影響を及ぼしているものの、有配偶出生率および有配偶出生率変化倍率に対しては有意な影響を与えなかった。『こども未来戦略』においては3つの基本理念の第一に「若い世代の所得を増やす」が挙げられていたが（内閣官房 2023: 8）、本稿の分析結果は所得の向上のみでは、有配偶出生率の向上については合計特殊出生率の向上に結びつかないことを示唆している。これらを総合すると、現在政府が推進している「切れ目ない支援」や「若者の平均所得の向上」を掲げた少子化対策は、有配偶率の上昇に寄与したものとなっていないため、結果に結びついていない可能性があると考えられる。

また、2020年における若年女性未婚率が低いほど2024年の合計特殊出生率が高くなり、合計特殊出生率変化倍率が維持される傾向にあった。このことは「包括性指標」が、結婚が障壁となっていた夫婦の出生行動に間接的に影響を与えた可能性を示唆する。一方で、2016年から2020年にかけての少子化対策の包括性を示す「包括性指標(2016~2020)」は合計特殊出生率変化倍率に対して、10%水準で有意な負の影響を与えていた。この結果は、政策の拡充による未婚率低下の効果が、既婚世帯における出生行動の変化によって相殺されている可能性を示唆するが、その具体的なメカニズムについては本稿の分析から直接的に結論づけることはできない。

こうした結果を、是枝他（2024）などの先行研究とも総合して考えると、次のことが考えられる。まず、従来の少子化対策は不十分ではあるが正規雇用者同士の共働き夫婦に効果を上げてきている。また、現在政府主導で推進されている「切れ目ない支援」は、若年女性未婚率を押し下げる効果があると考えられる。包括的な少子化対策は、結婚が障壁となっていた夫妻の結婚を促すことで、そうした夫婦の出生行動を間接的に促進している可能性がある。一方で、こうした包括的な少子化対策は有配偶出生率の改善には十分結びついていないと考えられる。そのため、今後の少子化対策においては一人目の子どもを持ちやすくする施策とともに、「2人目の壁」を解消するような政策が求められると考えられる。その際には正規雇用者同士の共働き世帯以外の層も含めた包括的な政策設計が必要であろう。

第二節：今後の展望

本稿の分析結果をもとに、今後の展望を述べる。まず、少子化対策は政府主導のもとで地方自治体においても包括的なものとなった。今後も全国共通の課題に対しては、政府が一定のリーダーシップを発揮することが重要である。一方で、若年女性未婚率などには都市構造や地域特性による差が見られたため、地方自治体がそれぞれの課題に対して向き合いやすい制度を創設することが重要である。

一方で、本稿の分析では少子化対策の包括性は有配偶出生率に対して明確な関連を示せなかった。藤波によると、2015年以降若い世代ほど有配偶出生率の低下が顕著であり、出生数や出生率低下の主要因となっているという。こうした有配偶出生率低下は多子世帯の減少よりも出生ゼロ夫婦増加による影響が大きいという（藤波 2025）。これらを踏まえると、現在進められている少子化対策は、未婚率の低下には一定の関連を持つ可能性がある一方で、既婚世帯における出生行動には十分な影響を与えることができていないことが示唆される。したがって、今後の少子化対策においては、合計特殊出生率の回復のため、有配偶出生率の低下が生じている要因をより詳細に検討し、それに即した政策を実施していく必要があると考えられる。

第三節：本稿の限界

本稿の限界は、大きく以下の五点である。

まず、「包括性指標」に関する限界である。この指標は各自治体における少子化対策の包括性を示すことを目的とした指標であり、個々の政策の内容や充実度の違いを十分反映できていない。また「包括性指標」を構成する政策の多くは国の制度に上乘せしたものや、先取りをしたものとなるよう設定したため、各自治体における独自性の高い政策の効果については検証できていない。

第二に、分析対象となる自治体が都市部に限られた点である。そのため、人口動態や雇用構造などが大きく異なる小規模な自治体において本稿の分析の結果がどの程度当てはまるかについては明らかではない。

第三に、日本の少子化の主要な要因と考えられる有配偶出生率の決定要因には、本分析の枠組みでは十分に踏み込むことができていない。有配偶出生率は個人レベルの要因に左右される可能性がある。

第四に、本稿の分析は観測データに基づくものであり、因果関係を直接示すものではない。このため、「包括性指標」と「合計特殊出生率変化倍率」の関係などにおいては内生性の問題であることを完全に排除することができない。

第五に、松田（2021）が指摘するよう少子化対策と実際の結婚・出生行動にはタイムラグが存在するため、本稿の分析結果は政策による影響を十分にとらえきれていない可能性が

ある。

補遺

本稿の分析において用いたデータに関しては、以下のリンク先にまとめた。

https://1drv.ms/x/c/e423a1970eba5ebb/IQCmO_Nc1wVcQa7YfeBscJBLAcz8OksGbM5efCPQJUYAD28?e=KWDbPe

参考文献

芦谷圭祐, 2020, 「政令市議会議員の代表活動——委員会発言の量的テキスト分析を中心に」『選挙研究』36(2): 68-79 (2025年12月27日取得, https://www.jstage.jst.go.jp/article/jaes/36/2/36_68/_article/-char/ja/) .

加藤久和, 2017, 「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析」『フィナンシャル・レビュー』131: 6-23, 財務省財務総合政策研究所ホームページ (2025年12月30日取得, <https://dl.ndl.go.jp/view/prepareDownload?itemId=info%3Andljp%2Fpid%2F11173489&contentNo=1>) .

鎌田健司, 2010, 「地方自治体における少子化対策の政策過程—「次世代育成支援対策に関する自治体調査」を用いた政策出力タイミングの計量分析—」『政経論叢』78(3-4): 213-242, (2025年12月30日取得, <https://meiji.repo.nii.ac.jp/records/3813>) .

久我尚子, 2025, 「男性の育休取得の現状 (2024年度) —過去最高の40.5%へ、産後パパ育休で『すそ野拡大』効果も」, ニッセイ基礎研究所ホームページ (2025年12月31日取得, https://www.nli-research.co.jp/files/topics/83224_ext_18_0.pdf?site=nli) .

厚生労働省, 2017, 「平成28年度『乳幼児等に係る医療費の援助についての調査』結果の送付について」, 厚生労働省ホームページ (2025年12月27日取得, <https://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-11908000-Koyoukintoujidoukateikyoku-Boshihokenka/0000169980.pdf>) .

———, 2025, 「令和6年(2024)人口動態統計月報年計(概数)の概況」, 厚生労働省ホームページ (2025年12月27日取得, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai24/dl/gaikyouR6.pdf>) .

———, 2024, 「平成30年～令和4年人口動態保健所・市区町村別統計の概況(人口動態統計特殊報告)」, 厚生労働省ホームページ (2025年12月29日取得, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/other/hoken24/dl/gaikyou.pdf>) .

厚生労働省 子ども家庭局総務課 少子化総合対策室, 2023, 「出産・子育て応援交付金の概要について」, 厚生労働省ホームページ (2025年12月31日取得, <https://www.mhlw.go.jp/content/12401000/001270728.pdf>) .

厚生労働省保険局, 2024, 「こどもにとってより良い医療の在り方」, 厚生労働省ホームページ (2025年12月30日取得, <https://www.mhlw.go.jp/content/12401000/001270728.pdf>) .

国立社会保障・人口問題研究所, 2023, 『日本の将来推計人口——令和5年推計』, 国立社会保障・人口問題研究所ホームページ (2025年12月29日取得, https://www.ipss.go.jp/pp-zenkoku/j/zenkoku2023/pp2023_ReportALLc.pdf) .

——, 2023, 『現代日本の結婚と出産 —第16回出生動向基本調査(独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書—』, 国立社会保障・人口問題研究所ホームページ (2025年12月29日取得, https://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou16/JNFS16_ReportALL.pdf) .

国立成育医療センター, 「プレコンセプションケアセンターについて」, 国立成育医療センターホームページ (2025年12月27日取得, <https://www.ncchd.go.jp/hospital/about/section/preconception/>) .

国土地理院『全国都道府県市区町村別面積調』

こども家庭庁, 2024, 「令和6年度『こどもに係る医療費の助成についての調査』」, こども家庭庁ホームページ (2025年12月29日取得, <https://www.cfa.go.jp/policies/boshihoken/kodomoiryohityousa-r6>) .

——, 2025, 「妊産婦への伴走型相談支援と経済的支援の一体的実施(妊婦等包括相談支援事業・妊婦のための支援給付)」, こども家庭庁ホームページ (2025年12月31日取得, <https://www.cfa.go.jp/policies/shussan-kosodate>) .

是枝俊悟・佐藤光・新田堯之・石川清香, 2024, 「『2人目の壁』が近年の出生率低下の大きな要因に——被保険者・被扶養者別の有配偶率と有配偶出生率の推計結果」, 大和総研ホームページ (2025年12月28日取得, https://www.dir.co.jp/report/research/economics/japan/20240625_024466.pdf) .

砂原庸介, 2006, 「地方政府の政策決定における政治的要因—制度的観点からの分析」『財政研究』2: 161-178 (2025年12月27日取得, https://www.jstage.jst.go.jp/article/pfsjipf/2/0/2_161/_article/-char/ja/) .

総務省『地方公共団体の主要財政指標一覧』

富田絢子, 2021, 「地方独自の子育て政策における市町村間競争と効果」『PRI Discussion Paper Series』21: 433-465, 財務省財務総合政策研究所ホームページ (2025年12月30日取得, https://www.mof.go.jp/pri/research/discussion_paper/ron341.pdf) .

内閣官房 新しい地方経済・生活環境創生本部事務局, 「地方公共団体における奨学金返還支援取組状況について(令和6年6月1日時点)」, 内閣府ホームページ (2025年12月27日取得,) ,

- https://www.chisou.go.jp/sousei/about/shougakukin/pdf/r06_chousakekka_gaiyou.pdf) .
- 内閣官房, 2023, 『「こども未来戦略」～次元の異なる少子化対策の実現に向けて～』, 内閣官房ホームページ, (2025年12月30日取得, https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kodomo_mirai/pdf/kakugikettei_20231222.pdf) .
- 内閣官房 デジタル田園都市国家構想実現会議事務局, 2022, 『地域少子化・働き方指標(第5版)』, 内閣府ホームページ (2025年12月30日取得, <https://www.chisou.go.jp/sousei/info/pdf/r04-12-26-shihyou5.pdf>) .
- 内閣府, 2015, 「少子化社会対策大綱～結婚、妊娠、子供・子育てに温かい社会の実現をめざして～」, 国立国会図書館インターネット資料収集保存事業ホームページ, (2025年12月30日取得, https://warp.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/11252136/www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/la/pdf/shoushika_taikou2.pdf) .
- 内閣府子ども・子育て本部, 2017, 『平成29年版少子化社会対策白書』, 国立国会図書館インターネット資料収集保存事業ホームページ (2025年12月30日取得, <https://warp.ndl.go.jp/web/20221201213102/https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2017/29pdfhonpen/29honpen.html>) .
- 内閣府男女共同参画局, 2025, 「市区町村女性参画状況見える化マップ」, (2025年12月30日取得, https://www.cao.go.jp/shichoson_map/index.html?data=1&year=2024) .
- 長沼裕介・中村かおり・高村静・石田絢子, 2017, 「男性の育児休業取得が働き方、家事・育児参画、夫婦関係等に与える影響」, 内閣府経済社会総合研究所ホームページ, (2025年12月31日取得, https://www.esri.cao.go.jp/jp/esri/archive/new_wp/new_wp040/new_wp039.pdf) .
- 日本経済新聞, 2025, 「公立小学校の給食無償化、所得制限設けず月5200円 自維公が合意」, 日本経済新聞ホームページ, (2025年12月30日取得, <https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUA153830V11C25A2000000/>) .
- 藤波匠, 2025, 「2025年の出生数は66.5万人、婚姻数は48.5万組の見通し」, 日本総研ホームページ (2025年12月30日取得, <https://www.jri.co.jp/MediaLibrary/file/report/research/pdf/16299.pdf>) .
- 前田恵理, 2024, 「不妊治療の保険適用－その影響と課題」『社会保障研究』8(4): 464-478, (2025年12月30日取得, <https://ipss.repo.nii.ac.jp/record/2000282/files/sh31080406.pdf>) .
- 増田正・爲我井慎之介, 2019, 「地方議会の「会派」は政策集団であるか：計量テキスト分析による予備的研究」『地域政策研究』22(2): 85-100, (2025年12月30日取得, <https://tcue.repo.nii.ac.jp/records/1109>) .
- 増田幹人, 2016, 「子育て支援策と地方自治体の負担」『駒沢大学経済学論集』47(2): 27-38

- (2025年12月27日取得, <https://komazawa-u.repo.nii.ac.jp/records/2007487>) .
- 益邑千草, 2017, 「乳児家庭全戸訪問事業（こんにちは赤ちゃん事業）の現状と課題」『小児保健研究』76(4): 306-311 (2025年12月27日取得, <https://www.jschild.med-all.net/Contents/private/cx3child/2017/007604/002/0306-0311.pdf>) .
- 松浦司, 2024, 「少子化対策の30年を振り返る」『日本労働研究雑誌』768: 17-34. (2025年12月30日取得, <https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2024/07/pdf/017-034.pdf>) .
- 松田茂樹, 2021, 『[続]少子化論——出生率回復と〈自由な社会〉』学文社.
- 松田茂樹・佐々井司・高岡純子・工藤豪, 2016, 「地方自治体の少子化対策は効果があったのか？」阿部正浩編著『少子化は止められるか？——政策課題と今後のあり方』有斐閣.
- 的場康子, 2016, 「少子化対策としてのライフデザイン教育を考える」『ライフデザインレポート』2016-4, 第一生命経済研究所, (2025年12月30日取得, <https://www.dlri.co.jp/pdf/ld/2015/wt1603.pdf>) .
- 御船洋, 2023, 「地方自治体の少子化対策の現状と課題——地域少子化対策重点推進交付金事業を中心に——」『商学論纂』64(5-6): 303-347(2025年12月27日取得, <https://chuo-u.repo.nii.ac.jp/records/17931>) .
- 三宅えり子, 2017, 「地方自治体における女性首長と女性議員の現状」『総合文化研究所紀要』34: 173-179 (2025年12月27日取得, <https://dwcla.repo.nii.ac.jp/record/1793/files/AN10052143-20200603-173.pdf>) .
- 守泉理恵, 2019, 「近年における『人口政策』——一九九〇年代以降の少子化対策の展開」比較家族史学会監修 小島宏・廣嶋清志編著『家族研究の最前線④ 人口政策の比較史——せめぎあう家族と行政』日本経済評論社.
- , 2025, 「日本の少子化対策の現在地——少子化社会対策大綱からこども大綱へ——」『家族社会学研究』, 37(1): 91-98.
- 森田朗・岩本康志・小塩隆士・鈴木準・田宮菜奈子・福井唯嗣・柳川範之, 2018, 「人口変動が突きつける日本の将来——社会保障は誰が負担するのか」34: 1-4 (2025年12月27日取得, <https://www.nira.or.jp/paper/opinion34.pdf>) .