## 2023 年度 統計データ分析コンペティション

# 審査員奨励賞 [大学生・一般の部]

子ども・子育て支援の充実は合計特殊出生率を高めるか?

-47 都道府県パネルデータを用いた実証分析-

平澤 未羽・鈴木 陽翔・木村 美穂・ 白川 杏南・NGUYEN THI MINH QUY (青森中央学院大学経営法学部経営法学科)

### 子ども・子育て支援の充実は合計特殊出生率を高めるか?

―47 都道府県パネルデータを用いた実証分析―

#### 平澤未羽・鈴木陽翔・木村美穂・白川杏南・NGUYEN THI MINH QUY

#### 青森中央学院大学経営法学部経営法学科

#### 1. はじめに

2023年1月、岸田文雄首相は年頭記者会見にて「異次元の少子化対策への挑戦」を表明した。そこでは、子ども政策を強化する基本的な方向性として、「経済的支援の強化」、「子育て家庭を対象としたサービス拡充」、「働き方改革の推進と制度の充実」をあげた。その後、4月には、こども家庭庁が発足し、6月には「こども未来戦略方針」が決定された。子ども・子育て支援政策は日本がいま取り組まなければならない喫緊の課題であるといえる。 その背景には、図1のような合計特殊出生率の低下傾向があり、2022年には1.26まで低下している。



政府はこれまでにも多くの子ども・子育て支援政策を行ってきた。1990年の、いわゆる「1.57ショック」以来、1994年には緊急保育対策等を含む「エンゼルプラン(今後の子育てのための施策の基本方向について)」が10年計画にて策定され、1999年には、子育てと就業の両立に向けた「新エンゼルプラン」が策定された。2003年には少子化社会対策基本法が制定され、それに基づき、2004年には、仕事と家庭の両立支援や子育ての新たな支え合いなどの重点課題に対し「少子化社会対策大綱」が示され、その実施計画として「子ども・子育て応援プラン」が策定されている。同大綱はその後も策定し直されており、2010年には子ども手当の創設や高校の実質無償化、待機児童の解消など、2015年には幼児教育無償化や結婚支援、地域の実情に即した取り組みなど、2020年には希望出生率1.8を目標とした取り組みなどが盛り込まれ、少子化社会対策基本法に基づく総合的かつ長期的な少子化施策の指針とされてきた。

こうした諸政策の実施とともに、日本全体の合計特殊出生率は、2005 年の 1.26 から上昇傾向を見せていた時期があるものの、新型コロナウイルス感染症が大流行する 2021 年には再び 1.26 まで低下しており、一貫した力強い上昇は見られていない。これに関連して、戸田(2007)では、1985 年から 2004 年までのデータを用い、育児政策の充実を各都道府県の「児童福祉費/人」 によって捉え、それが合計特殊出生率を改善するかどうかについて実証分析しているものの、政策効果を肯定的する有意な結果は得られていない。(1)

一方、各地方自治体に目を向ければ、福井県や兵庫県明石市のように少子化政策に成功している自治体も見受けられる。一般社団法人日本少子化対策機構 Web ページによれば、福井県では、「子育て応援プロジェクト」と題して、保育サービスの充実、3人っ子応援プロジェクト、父親の子育て奨励、不妊治療費助成事業を進め、出生率が全国平均を上回っているとしている。<sup>(2)</sup> また、兵庫県明石市では、第

<sup>1 14</sup> 歳以下の児童一人当たりの値であり、操作変数に財政力指数などを用いている。

一に、高校3年生まで医療費を無料としている。第二に、第2子以降の保育料完全無料化。第三に、0歳児の見守り訪問「おむつ定期便」。第四に、中学校の給食費の無償化。第五に、公共施設のこどもの入場料無償化という「5つの無料化」などのきめ細かい細かい取り組みにより、出生率は全国平均を上回り、コロナ禍の2021年にあっても上昇傾向を維持しているとしている。<sup>(3)</sup>

以上を踏まえ、本稿では、喫緊の少子化対策の効果予測や策定の検討に資するよう、戸田(2007)を 参考としつつも、説明変数と被説明変数の間にラグを取るなどの改善を加え、新型コロナウイルス感染 症の影響が無く、可能な限り最新の2012年から2018年のデータを用いて、子ども・子育て支援政策の 充実(「児童福祉費/人」)が合計特殊出生率に与える効果を実証分析することとした。

本研究の構成は以下通りである。第2節では合計特殊出生率を決定する要因に関する先行研究を紹介する。第3節では実証分析について、第4節ではその結果について説明し、第5節が結論である。

#### 2. 先行研究

先ずは、出生の経済学的な理論モデルに関する先行研究を紹介する。先駆的な研究として、Becker (1960) が知られている。そこでは、子供の質、量、その他の消費財からなる効用を予算制約のもとで の最適化することを考え、子供の質と量の間にトレードオフの関係があることを指摘している。(4) 所得 の拡大が子供の質を高めることに敏感であれば、所得の拡大は子供の量を減少させることにつながると しており、国民所得の拡大と少子化の間の負の相関についても上手く説明できる。また、女性の社会進 出との関係では、Willis (1973) が仕事についている女性ほど出産の機械費用が高くなることを理論的 に導いている。<sup>(5)</sup> より広い視点から、出生に関する経済学的な理論モデルをサーベイした先行研究に Doepke et al. (2022) がある。そこでは、「出生率」と「女性の労働参加や収入」との間には負の関係 が導かれてきたとしつつも、こうした関係はもはや普遍的なものではなく、高所得国では正の関係が導 かれるとしている。こうした出生率の要因の他にも、家族政策や父親の協力度、社会規範、労働市場の 柔軟度といった女性のキャリアや家族に関する諸要因が出生率に影響することを導けるとしている。® 次は出生の要因に関する実証研究である。戸田(2007)では、1985年から2004年までの都道府県デ 一タを用いて、合計特殊出生率に対する育児政策などの影響を分析している。育児政策を捉える変数と して14歳以下の「児童福祉費/人」を用い、合計特殊出生率に対する影響を分析した結果、個別効果の 欠落を踏まえたパネル分析では、負の影響を析出している。政府の行う政策によって少子化に歯止めを かけるためには、現在の政策がなぜ有効でないのか再検討する必要があるとしている。(1) 元木・篠原・ 山縣(2016)では、OECD34カ国のデータを用い、各国の合計特殊出生率と各国のGDPに占める家族関係 の現物給付(保育サービスや就学前教育の充実)の割合との間に正の関係(相関傾向)があることを明 らかにしている。(7) 社会保障の中でも現物給付を増やすことが、合計特殊出生率を回復させるひとつの

欠落を踏まえたパネル分析では、負の影響を析出している。政府の行う政策によって少子化に歯止めをかけるためには、現在の政策がなぜ有効でないのか再検討する必要があるとしている。(1) 元木・篠原・山縣 (2016) では、0ECD34 カ国のデータを用い、各国の合計特殊出生率と各国の GDP に占める家族関係の現物給付 (保育サービスや就学前教育の充実) の割合との間に正の関係 (相関傾向) があることを明らかにしている。(7) 社会保障の中でも現物給付を増やすことが、合計特殊出生率を回復させるひとつの要因となることを示唆した。高山他 (2000) では、1985 年から 1994 年までの都道府県別のクロスセクションデータにより、女性の賃金が機会費用となり合計特殊出生率が低下することを指摘している。(8) Reader et al. (2022) では、イギリスにて入手した 2015 年から 2019 年までのデータを用い、2017 年4 月から始まった「低所得世帯の第3子以降の子どもはすべて平均的な児童手当を受けられなくなる」という政策が低所得者層の合計出生率を僅かに減少させたことを指摘している。(9) Brewer et al. (2008) では、イギリスのマイクロデータを用いて、差分の差分法により、児童福祉費の増加が出生率に正の影響をもたらすことと指摘している。(10) 川瀬 (2012) では、2000 年から 2006 年 (2004 年を除く) までの個票データを用い、女性の教育年数などの学歴が合計特殊出生率に負の影響を与えることに加え、兄弟数などの家庭環境や子供が多い地域で育ったかことなどの地域環境が女性の出生率に正の影響を与えることを明らかにしている。(11) 鈴木・田辺 (2016) は、195 カ国のデータを用い、女性の初婚年齢や結婚率、離婚率、医療費など 46 種の社会経済指標と合計特殊出生率の関係を分析し、女性の初婚年齢が出生率に大きな影響を与える要因であることを指摘している。(12) 近藤 (2014) では、1985 年から 2010 年までのパネルデータによる固定効果モデルを基に、合計特殊出生率に対する失業率の影響を分析し、雇用状況の悪化と低出生率との間に負の関係があることを示している。(13)

#### 3. 実証分析

#### 3. 1 推定式の特定化と推定手法

本稿における実証分析の基本は、47 都道府県のデータを用い、合計特殊出生率を被説明変数、17 歳

以下の(児童福祉費/人) $^2$ を説明変数とし、その係数を推定することである。児童福祉費は、児童福祉行政のための経費、保育所や児童館の運営費などを含んでいる。本稿における各都道府県の児童福祉費は、各都道府県の合計特殊出生率が各都道府県及びそこに含まれる市町村の子ども・子育て支援策の影響を受けると考え、当該都道府県及びそこに含まれる市町村の児童福祉費の合計としている。子ども・子育て支援策の充実や支援意欲の高い都道府県ほど、(児童福祉費/人)も高いと考えられる。なお、国が定めた要件に則って支給される手当類については、地方公共団体の裁量が及ばないことから分析の対象外とする。さらに、説明変数には大きく7つのコントロール変数を加えることとし、これらの定義については3.2節にて説明する。よって、推計式は、 $Y_i$ =CONST+ $Y_i$ = $Y_i$ =

ここで、j=1 が 14 歳以下の(児童福祉費/人)を示すとすれば、 $E(\mu_i \mid X_{ij=1}) \neq 0$  という内生性が少なくとも 2 つの場合に生じ得る。

第1は、各個別のサンプルにおいて(短い)時間を通じて変化しないものの、合計特殊出生率に影響を与えるような要因(例えば、地域性など)をコントロールしきれず、欠落変数としてしまう場合である。これには、パネルデータによる固定効果モデルを用いることで対応することとする。よって、本稿では、2014年から2018年までの5年間分の47都道府県のパネルデータを用意する。

第2は、合計特殊出生率と(児童福祉費/人)の間に双方向の関係性が存在する場合である。例えば、(児童福祉費/人)が高い都道府県では、住民の将来の子育てに対する期待が高まることから、合計特殊出生率も高まるという正の関係が考えられる。同時に、合計特殊出生率の低い都道府県では、その向上を図るべく、(児童福祉費/人)を高めているならば、負の関係が考えられる。こうした双方向の関係性には、操作変数法を用いることで対応する。すなわち、これは合計特殊出生率と直接の関係はないものの、(児童福祉費/人)とは関係を有するような変数であり、本論文では、戸田(2007)にならい、パネルデータを基に、各都道府県の財政力指数を操作変数とした2段階最小二乗法を用いる。(1)

第3は、こうした内生性への対応の効果を把握するためにも、2014年から2018年までの5年間分のプーリングデータを用いた推定も併せて行うこととする。

さらに、これら3種類の推定の各々に対し、合計特殊出生率と(児童福祉費/人)の間に、1期間のラグを設けることで、双方向の関係性に一層対処しつつ、(児童福祉費/人)の変化が住民に認識された後に、合計特殊出生率に反映されるという時系列的なメカニズムの存在を意識的に取り入れた推定も行う。よって、合計6組の推定結果を得ることになる。

#### 3.2 変数の説明

実証分析にて用いる変数の定義及びデータの出所は表1の通りであり、記述統計は付表に示した。

表1変数の定義及びデータの出所

変数		定義	データの出所	
		被説明変数		
合語	<b>计特殊出生率</b>	15 歳から 49 歳までの女性の年齢別	総務省統計局	
		出生率の合計	「社会・人口統計体系」	
		説明変数		
	17 歳以下の児童福祉費/人	児童福祉費(都道府県及び市町村	総務省統計局	
	(千円)	合計) /17 歳以下人口	「社会・人口統計体系」	
	財政力指数	基準財政収入額を基準財政需要額	総務省統計局	
	(操作変数)	で除して得た数値の過去3年間の	「社会・人口統計体系」	
1		平均值		
	1期前の(17 歳以下の児童福		総務省統計局	
	祉費/人)(千円)	_	「社会・人口統計体系」	
	1期前の(財政力指数)		総務省統計局	
	(操作変数)		「社会・人口統計体系」	
2	完全失業率(%)	(完全失業者/労働人口)×100	総務省「労働力調査」	

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> 本稿では、各都道府県の(一人当たりの児童福祉費)を計算するにあたり、児童を、児童福祉法における「満 18 歳に満たない者」を参考に、「17 歳以下の者」と定義しており、戸田(2007)の「14 歳以下(の者)」とは異なる。

3	県民所得/人(千円)	県民所得(千円)/人口	内閣府「県民経済計算」
4	女性の平均初婚年齢 (歳)		厚生労働省「人口動態調査」
5	高校卒業者の進学率(%)	(高等学校卒業者のうち進学 者数/ 高等学校卒業者数)× 100	SSDSE-B-2023
6	有効求人倍率(%)	有効求人数/有効求人登録者数 × 100	総務省統計局 「社会・人口統計体系」
7	結婚率(人口千人あたり)	(結婚件数/人口) ×1000	総務省統計局 「社会・人口統計体系」
8	GDP 成長率 (%)	県内総生産額対前年増加率(平成 23 年基準)	総務省統計局 「社会・人口統計体系」

出典:筆者作成

1 つ目の説明変数は、17 歳以下の(児童福祉費/人)である。これは2節にて取り上げた戸田(2007)を 基にしている。(児童福祉費/人)の高い都道府県ほど、子ども・子育て支援政策などの少子化対策や家 族計画に資する政策が充実しており、意欲的だと考える。また、こうした政策の充実が出生率に反映さ れるには、充実の認識から出産に至るまで最短でも1年程度の時間が必要である。よって、本稿では、 ラグのある1年前の(児童福祉費/人)を代替的な説明変数とする工夫を加えることにする。2つ目は、 完全失業率である。これは近藤(2014)による失業率が合計特殊出生率に負の影響を与えるという指摘を 踏まえたコントロール変数である。 $^{(13)}$ 3 つ目は一人当たり県民所得(県民所得/人)である。これは戸 田(2007)や高山他(2000)による所得や賃金が合計特殊出生率に負の影響を与えるという指摘を踏まえ たコントロール変数である。(1)(8)4つ目は、女性の平均初婚年齢である。これは戸田(2007)や鈴木・田 辺(2016)による女性の平均初婚年齢が出生率に影響を与えるという指摘を踏まえたコントロール変数 である。<sup>(1) (12)</sup> 5 つ目は、高校卒業者の進学率である。川瀬 (2012) は個票データを基に出生率に対する 教育年数の効果をコントロールしているものの、本稿では都道府県別の集計データを用いているため、 教育年数に対応するコントロール変数として、高校卒業者の進学率を用いることにする。(11)6つ目は、 有効求人倍率である。これは「働き方や職業の選択の余地の大きさ」との関係に注目するための変数で あり、戸田(2007)においても採用されている。(1) 7つ目は、結婚率である。これは2015年の「少子化社 会対策大綱」でも取り上げられた結婚支援の推進を踏まえたコントロール変数である。8つ目は、GDP 成長率である。これは家族計画が GDP 成長率などを通じて予測される将来に対する期待から正の影響を 受けるという考えによるコントロール変数である。

#### 4. 実証分析の結果

#### 4. 1 Pooled OLS による推定

本稿では、3節にて特定化した推定式に対し、2014年から2018年までのパネルデータを用いた推定を基本とするものの、固定効果モデルによるパネル推定の意義を確認するためにも、プーリングデータを用いたPooled OLSによる推定も併せて行い、表2のような推定結果を得た。

表2の分析結果によると、主たる説明変数である(児童福祉費/人)の係数はラグの有無にかかわらず、正であり、5%水準で有意であった。戸田(2007)における負のパラメータとは異なり、(児童福祉費/人)の高さに見られるような子ども・子育て支援策は合計特殊出生率を高めている可能性を指摘できる。また、有意な説明変数のパラメータのうち、結婚率は正、失業率や(県民所得/人)、平均初婚年齢は負であり、理論的にも整合的な符号条件が得られている。ただし、この Pooled OLS による推定では、説明変数の係数に、各都道府県の時間を通じて不変かつ観測できない個別効果の影響による欠落変数バイアスを含んでいる可能性がある。よって、こうしたバイアスの影響を取り除くため、パネルデータを用いた固定効果(Fixed Effect)モデルによる推定を行う。

#### 4. 2 固定効果 (Fixed Effect) モデルによるパネル推定

表2の固定効果(Fixed Effect)モデルによるパネル推定の分析結果を見ると、(児童福祉費/人)の係数はラグの有無にかかわらず、正であり、1%水準で有意であった。こちらにおいても Pooled OLS の結果と同様、(児童福祉費/人)を高めるような子ども・子育て支援策は合計特殊出生率を高める可能性を指摘できる。また、有意な説明変数のパラメータのうち、有効求人倍率や結婚率が正、高校卒業者の進学率は負であり、理論的にも整合的な符号条件が得られている。ただし、この Fixed Effect モデルによるパネル推定では、合計特殊出生率と(児童福祉費/人)の間にあり得る双方向の関係性の影響によ

るバイアスが含まれている可能性がある。よって、こうしたバイアスの影響を取り除くため各都道府県の財政力指数を(児童福祉費/人)の操作変数として、パネルデータを用いた 2 段階最小二乗法による推定を行う。

#### 4. 3 操作変数を用いた固定効果 (Fixed Effect) モデルによるパネル推定

表2の操作変数を用いた固定効果(Fixed Effect)モデルによるパネル推定の分析結果を見ると、ラグの無い(児童福祉費/人)の係数は正であり、1%水準で有意であった。ただし、ラグを付けた場合、係数の符号条件は正であるものの、有意ではない。よって、戸田(2007)における負のパラメータとは異なり、(児童福祉費/人)を高めるような子ども・子育て支援策は合計特殊出生率を高める可能性があるものの、限定条件が付されることとなる。また、有意な説明変数のパラメータのうち、有効求人倍率や結婚率は一貫して正であり、理論的にも整合的な符号条件が得られている。

なお、3つの推定手法のいずれにおいても、(児童福祉費/人)の係数は概ね正で有意であることから、 内生性によるバイアスの影響も限定的であったと考えられる。

表2 実証分析の結果

		被説明愛	で数:合計特殊と	出生率		
	Pooled OLS		Fixed Effect		Fixed Effect 2SLS	
	5. 631***	5. 310***	0.849	0. 563	0.826	0. 684
const	(1.207)	(1.105)	(0.604)	(0.612)	(0.677)	(0.733)
児童福祉費/人	0.0006**		0. 0004***		0.001***	
冗里怞怔貫/八	(0.0002)		(0.00009)		(0.0003)	
1期前の		0.0005**		0.0002**		0.0001
児童福祉費/人		(0.0002)		(0.00009)		(0.0002)
完全失業率	-0. 096***	-0.101***	-0.012	-0.017**	-0.002	-0.018*
元王大未平	(0.017)	(0.018)	(0.008)	(0.008)	(0.012)	(0.010)
<b>右</b> 拗去 1 位录	0.022	0.026	0. 073***	0. 079***	0.063**	0. 079***
有効求人倍率	(0.053)	(0.053)	(0.022)	(0.023)	(0.025)	(0.023)
GDP 成長率	-0.002	-0.001	-0.002	-0.002	-0.001	-0.002
GDF 成文学	(0.003)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
県民所得/人	-0.0002***	-0.0002***	-0.00008*	-0.00009	-0.00003	-0. 00009
宗氏 <u></u> 別付/八	(0.00003)	(0.00003)	(0.00004)	(0.00005)	(0.00005)	(0.00005)
結婚率	0. 182***	0. 192***	0. 150***	0. 148***	0.181***	0. 141***
和好争	(0.034)	(0.035)	(0.029)	(0.027)	(0.034)	(0.034)
高校卒業者の	-0.005	-0.005*	-0.005**	-0.004***	-0.008**	-0.003
進学率	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)
平均初婚年齢	-0. 146***	-0. 134***	-0.008	0.002	-0.012	-0.001
(女性)	(0.046)	(0.042)	(0.019)	(0.020)	(0.024)	(0.024)
R-squared	0. 705	0.700	0. 516	0. 493	0.455	0.491
			188 obse	rvations		

\*\*\*は1%有意, \*\*は5%有意, \*は10%有意

Pooled OLS、Fixed Effect の()内の値はクラスター頑健標準誤差

出典:筆者作成

#### 5. 結論

本稿では、2014年から2018年までの都道府県パネルデータを用い、戸田(2007)を参考に、子ども・子育て支援政策の水準すなわち、17歳以下の(児童福祉費/人)の合計特殊出生率に対する影響を、Pooled OLS、Fixed Effect モデルによるパネル分析、2段階最小二乗法(2SLS)によるパネル分析(固定効果モデル)により推定した。推定の結果、17歳以下の(児童福祉費/人)の係数は一貫して正で有意であり、(児童福祉費/人)の上昇によって充実する「子ども・子育て支援政策」の向上は合計特殊出生率を高める可能性があることを見出した。さらに、(児童福祉費/人)の変化が住民に認識された後に、合計特殊出生率に反映されるというメカニズムの存在を意識的に取り入れ、1期のラグを設けた(児童福祉費/人)の影響についても推定した結果、2SLS推定において有意ではないものの、その他では正で有意の係数を

得ることができた。戸田(2007)では、(児童福祉費/人)の合計特殊出生率に対する係数は負であった ことから、本稿では「符号の逆転」という異なる結果を得たことになる。これは岸田文雄首相による「異 次元の少子化対策への挑戦」への期待を大きく膨らませるものであり、こうした挑戦が時宜を得た有効 なものである可能性を高める。さらに、合計特殊出生率に対する(児童福祉費/人)以外の係数のうち、 安定的であったのは有効求人倍率や結婚率の係数であり、いずれも正で概ね有意であった。働き方や職 業の選択の余地の大きさを有効求人倍率の高さが捉えているならば、岸田首相の異次元の少子化対策に ある「働き方改革の推進と制度の充実」もまた、合計特殊出生率の向上に有効に作用する可能性もある。 また、2015年の少子化社会対策大綱にて取り上げられた結婚支援についても充実を図る必要があろう。 最後に、本稿に残る大きく2つの課題について言及する。第1は、2段階最小二乗法(2SLS)による 推定にて用いた操作変数の改善である。本稿では、戸田(2007)にならい、(児童福祉費/人)の操作変 数として財政力指数を用いているものの、「財政力指数が高ければ、(児童福祉費/人) を高くすることが できる」という可能性は想定し得るものの、「財政力指数が高ければ、(児童福祉費/人) も高くなる」と いう積極的な根拠は見つけられない。第2は分析対象をより細分化し、政策を詳細に捉え得る変数を用 い、合計特殊出生率との関係を実証分析することである。例えば、明石市に代表されるような多様な子 ども・子育て支援政策を類型化し、どんな政策を用いている市町村が合計特殊出生率を高めているのか を分析することである。より成果に結びつきやすい政策の立案に資するものと考えられる。

#### 献辞

本研究を進める上で、多くの助言を賜り、丁寧にご指導して下さった山本俊先生に感謝いたします。 また、所属するゼミナールの先輩である TENG YU ZHE 氏にも、データベースの構築や分析手法に関する 多くのアドバイスを頂いたことに感謝いたします。ただし、本論文における誤りはすべて筆者の責任で す。

#### 参考文献・参考 Web ページ

(日本語文献)

- (1) 戸田淳仁「出生率の実証分析-景気や家族政策との関係を中心に」『RIETI Discussion Paper Series』07-J-007、pp. 1-21、2007 年。
- (7) 元木愛理, 篠原亮次, 山縣然太朗「家族関係社会支出の国際比較および合計特殊出生率との 関連検討」『日本公衆衛生雑誌』第63巻7号、pp. 345-354、2016年。
- (8) 高山憲之, 小川 浩, 吉田 浩「結婚・育児の経済コストと出生力―少子化の経済学的要因に関する 一考察」『人口問題研究 / 国立社会保障・人口問題研究所』編 56 (4), pp, 1-18、国立社会 保障・人口問題研究所、2000 年。
- (11)川瀬晃弘「出生率の決定要因に関する実証分析」『CIS Discussion Paper』 No. 536、pp. 1-11、2012年。
- (12)鈴木孝弘,田辺和俊「世界各国の出生率の社会経済要因の分析」『現代社会研究 = The Journal of Contemporary Social Sciences』14, pp. 11-17、東洋大学現代社会総合研究所、2016年。
- (13)近藤絢子「不況と少子化: 失業率と出生率・既婚率の都道府県パネル分析」『経済志林』81 (2・3・4)、pp. 109-125、法政大学経済学部学会、2014年。

(外国語文献)

- (4) Becker, Gary S., "An Economic Analysis of Fertility", National Bureau of Economic Research, *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton University Press, pp. 209-231, (1960).
- (5) Willis, J. Robert., "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior", *Journal of Political Economy*, Vol. 81-2, pp. 14-64, (1973).
- (6) Doepke, M., A Hannusch, F Kindermann and M Tertilt., "The Economics of Fertility: A New Era", NATIONAL BUREAU of ECONOMIC RESEARCH, working paper 29948, (2022).
- (9) Reader, M., J Portes, and R Patrick., "Does Cutting Child Benefits Reduce Fertility in Larger Families? Evidence from the UK's Two-Child Limit", IZA Institute of Labor Economics Discussion Paper Series, No. 15203, (2022).
- (10) Brewer, M., A Ratcliffe, and S Smith., "Does welfare reform affect fertility?

  Evidence from the UK", Journal of Population Economics, Vol. 25, No. 1, pp. 245-

266, (2012).

#### (参考 Web ページ)

- (2) 一般社団法人日本少子化対策機構 WEB ページ「少子化対策の成功事例②【福井県】」 https://birthrate.jp.net/1285.html (2023 年 8 月 15 日 最終アクセス)
- (3) 一般社団法人日本少子化対策機構 WEB ページ「少子化対策の成功事例①【明石市】」 https://birthrate.jp.net/1258.html (2023 年 8 月 15 日 最終アクセス)

#### 付表. 記述統計

Variable	Mean	Median	Minimum	Maximum	Std. Dev.
合計特殊出生率(%)	1. 4889	1. 4850	1. 0900	1. 9500	0. 13709
児童福祉費/人(千円)	446. 29	438. 70	312.00	811. 10	73. 380
1期前の児童福祉費/人(千円)	436. 38	427. 95	317. 80	771. 20	70. 829
完全失業率(%)	3. 0431	2. 9500	1. 2000	6. 8000	0. 92529
有効求人倍率(%)	1. 0972	1.0700	0.36000	2. 0000	0. 37008
GDP 成長率 (%)	0. 63670	0.70000	-7. 6000	7. 5000	2. 1094
県民所得/人(千円)	2824. 9	2772.5	1972. 0	5415. 0	495. 23
結婚率(%)	4. 6016	4. 5300	3. 1000	6. 7500	0. 54163
高校卒業者の進学率 (%)	50. 726	50. 700	38. 200	66. 700	6. 6463
平均初婚年齢(女性) (歳)	29. 068	29. 000	28. 100	30. 500	0. 38424
財政力指数	0. 48790	0. 44150	0. 22100	1. 1790	0. 18656
1期前の財政力指数	0. 48412	0. 43600	0. 22400	1. 1620	0. 18575

出典:筆者作成