

# 出生率向上を目指して<sup>1</sup>

---

結婚と就業が両立できる社会の構築

熊本県立大学 本田研究会 社会保障②分科会

石黒美奈子  
手嶋美鈴  
長野紘大  
橋本彩  
松尾奈於

2015年11月

---

<sup>1</sup> 本稿は、2015年12月5日、12月6日に開催されるISFJ日本政策学生会議「政策フォーラム2015」のために作成したものである。本稿の作成にあたっては本田圭市郎講師(熊本県立大学)をはじめ、多くの方々から有益かつ熱心なコメントを頂戴した。ここに記して感謝の意を表したい。しかしながら、本稿にあり得る誤りや主張の一切の責任は言うまでもなく筆者たち個人に帰するものである。

# 要約

現在、日本では少子化が急激に進行している。少子化とは、「出生率が人口置換水準を持続的に下回っている状態」と定義されている。少子化がもたらす問題としては、労働人口の減少による労働力の減少が挙げられる。その他にも少子化がもたらす弊害は様々あり、いずれも深刻なものである。そのため即急に対処することが求められるが、移民受け入れのような即効性のある対策をとっても少子化の根本的な解決にはならない。それを踏まえ、本稿ではあえて即効性のない出生率の低下を解消させることを目的とした。出生率に影響を与える主な要因として、結婚を選択しない「未婚化」と結婚や出産のタイミングを遅らせている「晩婚化」があり、加えて日本では結婚していない女性の出生数が少なく、嫡出出生が大部分であることを踏まえ、「有配偶出生率」も要因とし、未婚化・晩婚化・有配偶出生率の3つを改善することが重要であると考えた。

本稿の先行研究である堤(2011)では、各都道府県に居住する同一世代を1つのコーホートとみなして分析を行っており、本稿の独自性として1995年に20~24歳世代のコーホートを新たな分析対象とし、より最新の日本の出生動向について分析を行った。また、より効果的な政策提言につなげるため、先行研究と同様のモデルを用いることで過去のデータを対象とした分析結果とも比較を可能にした。なお、具体的には、出生率低下に影響を与えている主な要因である未婚化・晩婚化・有配偶出生率の3つを挙げ、それぞれどれほど出生率に影響を与えているかを完結出生率モデルとして分析した。また、未婚化・晩婚化・有配偶出生率のそれぞれに影響を及ぼしている要因を把握するため、それぞれ生涯未婚率モデル・平均結婚年齢モデル・有配偶出生率モデルとして考察した。また、男女賃金格差が縮小することで、社会進出する女性が増え、未婚化や晩婚化が進行し、賃金格差が未婚や有配偶出生率に影響を及ぼすのではないかと考え、男女賃金格差を新たな変数として追加したモデルを別途分析した。

本稿では、推定結果と考察により、生涯未婚率を下げることで少子化の解決に向かう有効性の高い方法であることや、女性失業率が生涯未婚率に大きく影響を与える一因であることが示された。結婚した女性の多くは、就業と出産・育児の両立を困難とし、就業継続を希望しながらも離職する傾向がある。そこで、1~3歳までの子供を持つ女性を対象にフレックスタイム制の導入を政策提言とした。この制度の目的は、女性失業率を低下さ

せ、就業と出産・育児の両立を図ることである。この制度を取り入れることで、女性の社会復帰が無理なく円滑に行うことが可能になる。それに伴い、就業と出産・育児の両立の可能性が高まり、結果として未婚化や出生率低下の解消に繋がることが期待される。

# 目次

---

## はじめに

### 第1章 現状分析・問題意識

- 第1節 少子化の現状
- 第2節 少子化の要因
- 第3節 問題意識

### 第2章 先行研究・本稿の独自性

- 第1節 有配偶出生率に関する先行研究
- 第2節 少子化要因の包括的な分析
- 第3節 本稿の独自性

### 第3章 分析

- 第1節 分析手法
- 第2節 仮説
- 第3節 データ概要
- 第4節 堤(2011)モデルの分析結果
- 第5節 改善モデルの分析結果

### 第4章 政策提言

- 第1節 分析結果についての考察
- 第2節 政策提言の方向性
- 第3節 新フレックスタイム制について
- 第4節 政策の導入にあたって

## 先行研究・参考文献・データ出典

# はじめに

近年、日本において少子化が急速に進行している。少子化を脱却するために、様々な政策を打ち出してきたが、未だ少子化の根本的な解消には至っていない。少子化が進行することにより、総人口が減少するだけでなく、出生数の減少による労働力人口の減少が懸念される。さらに、この労働力人口の減少により、若者 1 人当たりの社会保障負担が重くなることや国内経済の鈍化など他にも様々なデメリットが生まれることが考えられる。このように、少子化は日本の将来にも大きく関わる問題であり、この問題に対して何等かの対策を即急を考える必要がある。このような理由から、我々は少子化をテーマとし、研究を行った。

少子化の主な要因として「未婚化」「晩婚化」「有配偶出生率」が挙げられる。近年、女性の高学歴化や就業機会の拡大などにより、女性を取り巻く環境が大きく変化してきたことが未婚化や晩婚化をますます深刻なものとしており、これらが有配偶出生率に影響を及ぼしていると考えられる。少子化を改善するためには、これらの要因に着目した分析をする必要があると考える。そこで、本稿では、この 3 つの要因が考慮されている堤(2011)の分析をもとに、少子化の要因を探り、解消するための政策を提案することを目的とする。

本稿では、堤(2011)における変数や推計結果を踏まえて、主に出生率の低下の原因となる未婚率の上昇や晩婚化に注目し、4 つの推計式を立てた。出生動向を表す指標として完結出生率を用い、未婚化、晩婚化、有配偶出生率の完結出生率への影響度を分析するために「完結出生率モデル」、未婚化への影響を与える要因を明らかにするために「生涯未婚率モデル」、晩婚化への影響を与える要因を明らかにするために「平均結婚年齢モデル」、既婚者の出生行動をとらえるために「有配偶出生率モデル」の 4 つの推計式を立てた。本稿の独自性として 1995 年から 2010 年の最新の年代を扱い、男女賃金格差という変数を追加した分析を行った。

分析結果から女性失業率が低下すると、生涯未婚率も低下し、そこから出生率の低下に繋がっているという結果が得られた。本稿では、この結果に注目し、女性の就業と出産・育児の両立を目指す「新フレックスタイム制」の導入を提言する。

第 1 章では、少子化の現状、要因そして、少子化によってもたらされる問題について説明し、少子化を改善することの重要性を述べる。第 2 章では、第 1 節において有配偶出生率に注目した先行研究、第 2 節において本稿の分析のもととなっている未婚化、晩婚化、有配

偶出生率すべてに注目した堤(2011)の研究について紹介する。第 3 章では、第 2 章で紹介した先行研究を基に、新たな独自性を加えて行った本稿の分析、その分析結果について述べる。第 4 章では、第 3 章で得られた分析結果についての考察を行い、より具体的な政策提言を行う。

# 第1章 現状・問題意識

## 第1節 少子化の現状

近年、日本が直面する問題として少子化が大きく取り上げられてきている。少子化は人口学上「出生率が人口置換水準を持続的に下回っている状態」と定義されている。内閣府の平成25年版少子化社会対策白書によると、戦後の第1次ベビーブームによりいわゆる団塊の世代(1947年から1949年生まれ)が誕生し、1949年には年間の出生数は約270万人とピークを迎えた。また、第2次ベビーブーム(1971年から1974年)には約200万人であった。しかし、1984年に150万人を切るまでに減少し、2011年には約105万にまで減少していることから、日本の少子化は急激に進んでいると言える。これに伴い、合計特殊出生率も減少傾向にある。図1は、合計特殊出生率の推移を表したものである。

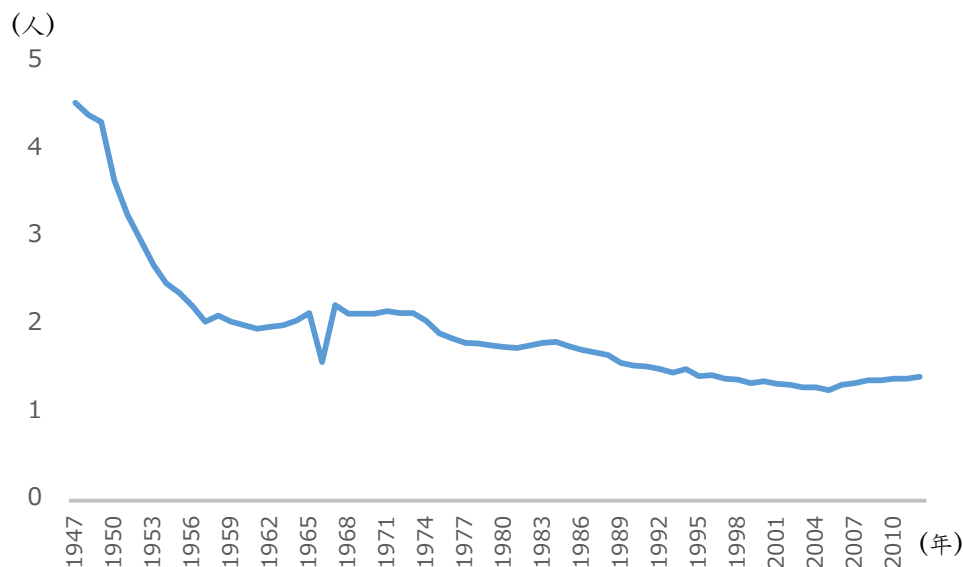


図1 合計特殊出生率の推移

出所) 厚生労働省「人口動態調査」により著者らによる作成

合計特殊出生率は、第1次ベビーブームには4.3を超えていたが、1950年以降急激に低下し、ほぼ2.1台で推移していた。1966年は丙午と言われる年であり、この年の合計特殊出生率である1.58が1989年までは最低であった。しかし、1989年になると、1966年の丙午の合計特殊出生率を下回る1.57を記録した。この状況は1.57ショックとよばれ、これ

を機に政府も少子化を問題であると認識しはじめた。その後 2005 年には 1.26 まで減少し、過去最低を記録した。2005 年の 1.26 から 2013 年までは上昇していたが、人口置換水準である 2.08 を下回っており、少子化の解消には至っていない。

## 第 2 節 少子化の要因

堤(2011)は、第 1 節で挙げた出生力の変動について結婚行動と関連させた考察を行っている。少子化というのは、一般的に、出生率が人口置換水準を下回っている状態のことを指す。その指標である出生率は、出生数を女性人口で除したもので表すことができる。

$$\text{出生率} = \frac{\text{出生数}}{\text{女性人口}}$$

そして、この数式を修正して書き直すと、少子化の要因をより細かくとらえることができる。右辺は分数になっているが、分数に上下同じものをかければ、元の式と同じ式にとらえることができる。

$$\begin{aligned} \text{出生率} &= \frac{\text{出生数} \times \text{有配偶女性人口}}{\text{女性人口} \times \text{有配偶女性人口}} \\ &= \frac{\text{出生数}}{\text{有配偶女性人口}} \times \frac{\text{有配偶女性人口}}{\text{女性人口}} \\ &= \text{有配偶出生率} \times \text{有配偶率} \end{aligned}$$

2 段目の第 1 項は、結婚している女性がどれくらい子どもを産んでいるかを表す有配偶出生率を表している。また、第 2 項は女性のうちどれくらいの方が結婚しているのかを表す有配偶出生率を示している。日本では、結婚していない女性の出生数が少なく、嫡出出生が大部分であることから、この「有配偶率」と「有配偶出生率」の変動によるものと考えることができる。そしてこの「有配偶率」の変化については、結婚を選択しない「未婚化」と結婚や出産のタイミングを遅らせている「晩婚化」に区分し捉えることが有効であると考えられる。生涯結婚を選択しない未婚化の増加は出生率の低下を招くことは明らかである。以下の図 2 と図 3 は、2010 年の総務省の「国勢調査」を元に女男別の未婚率の推移を示したものである。



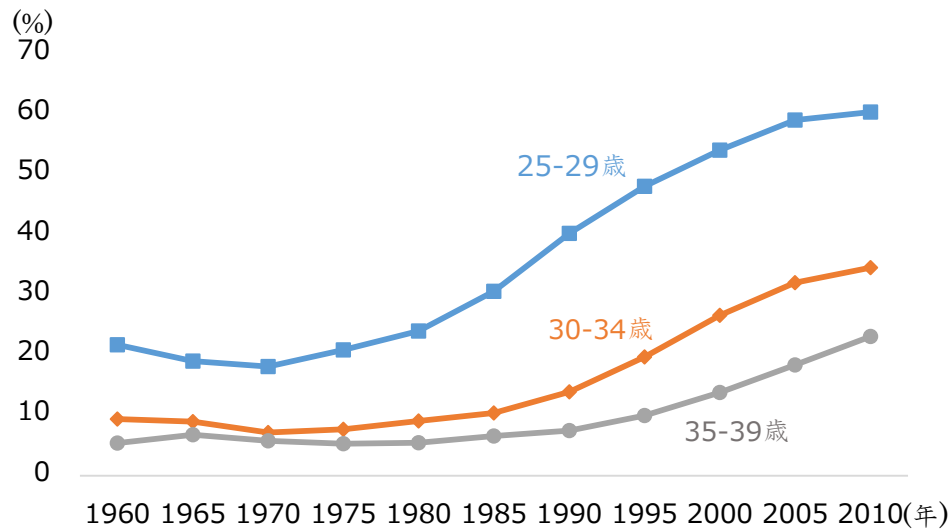


図2 女性の未婚率の推移

出所) 平成26年版少子化社会対策白書を参考に「国勢調査」より著者らによる作成

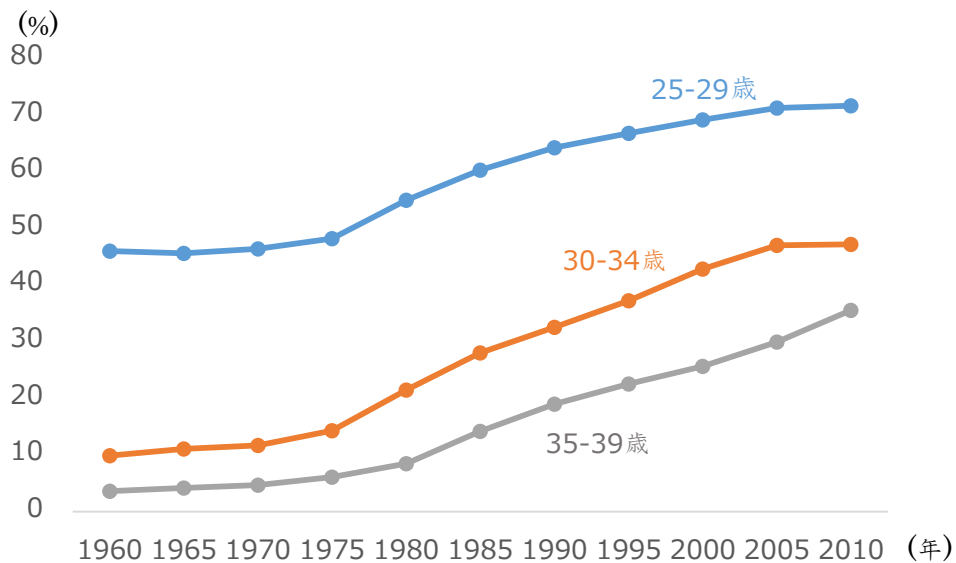


図3 男性の未婚率の推移

出所) 平成26年版少子化社会対策白書を参考に「国勢調査」より著者らによる作成

これら図から、25~39歳の未婚率は男女ともに増加傾向にあることがわかる。男性では、25~29歳で71.8%、30~34歳で47.3%、35~39歳で35.6%、女性では、25~29歳で60.3%、30~34歳で34.5%、35~39歳で23.1%となっている。この2010年の未婚率を30年前と比較すると、男性の未婚率は1980年に2.6%だったのに対して、2010年には20.1%、女性で

は1980年には4.4%だったのに対して2010年には10.6%へと上昇している。このような未婚化により、出生率は低下していくと考えられる。また、日本人の平均初婚年齢を見てみると、1980年には夫が27.8歳、妻が25.2歳であったのに対して2011年では夫が30.7歳、妻が29.0歳になっている。以下の図4と図5は、男女別の平均結婚年齢の推移を示しているものである。

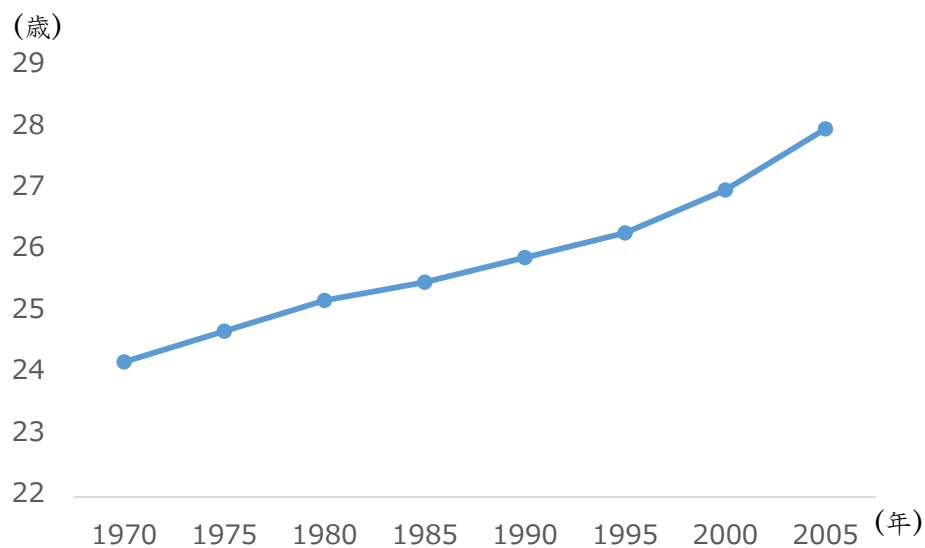


図4 女性の平均結婚年齢の推移

出所) 厚生労働省「人口動態調査」により著者らによる作成

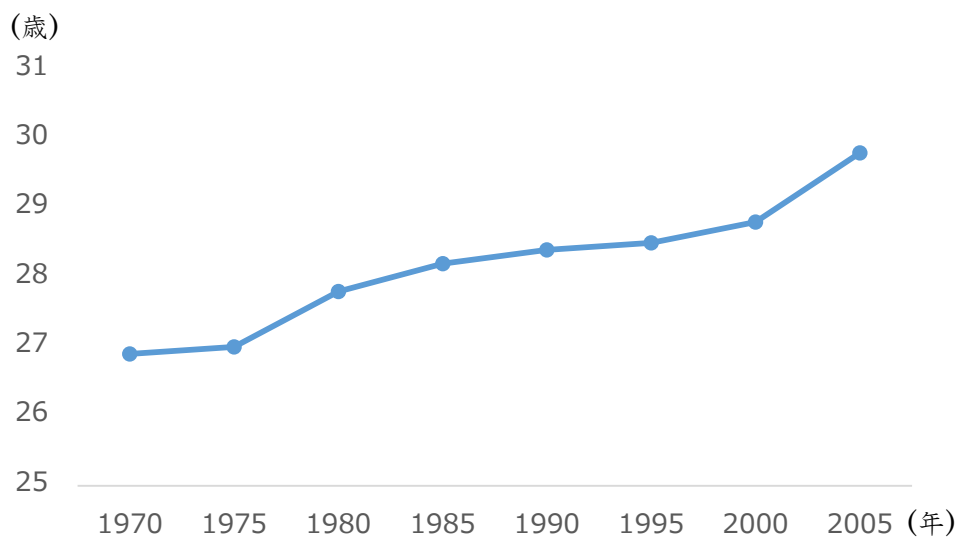


図5 男性の平均結婚年齢の推移

出所) 厚生労働省「人口動態調査」により著者らによる作成

約 30 年間で、夫は 2.9 歳、妻は 3.8 歳平均初婚年齢が上昇しており、晩婚化が進行していると言える。このような晩婚化について堤(2011)は、晩婚化は若い年齢の出生率を低下させるが、結婚を先送りした後に結婚・出産し、遅れを取り戻せるのか、あるいは、初婚年齢が高くなることで必然的に出産可能期間が短くなり、その結果、出生率を減らすこととなるのかという 2 つの局面を持ち合わせていると考える。

このような晩婚化や未婚化の要因として、小崎他(2011)はその要因を複数挙げている。まず 1 つ目は、女性就業機会の拡大である。女性の就業機会が拡大することによって、その分結婚して家庭に入る機会が減少することが考えられる。2 つ目に、結婚相手を探すための時間的・金銭的なコストの上昇である。結婚相手を自発的に探すためには、時間やお金などをそれなりに費やすことが必要になってくるが、昔に比べてそれがより多くかかるようになってきている。3 つ目に、結婚後の退職による機会費用の増加という結婚に伴う費用<sup>2</sup>の上昇である。4 つ目は、女性の高学歴化である。1 つ目の就業機会と重複するが、高学歴になることで、賃金の格差も低下していくことが予想される。シカゴ大学のノーベル経済学者のゲーリー・ベッカー教授は、Becker(1981)で、結婚のメリットを特化と分業にあると指摘している。男女間の賃金格差が大きい場合、賃金を稼ぐ労働と家事を夫婦両方が行うよりも、片方ずつに特化して分業した方が家庭として得られるものは大きいとしている。しかし、賃金格差が小さくなれば、そのようなメリットは縮小していくので、自然と就業機会が促進されるということになる。

実際に平成 26 年版内閣府の男女共同参画白書によると、2014 年度の 4 年制大学と短期大学への進学率を合わせると、女子の大学進学率は 55.6%となっている。これは 1975 年の 41.0%に比べ、約 15%も上昇している。このような女性の高学歴化により、就業機会は拡大している。しかし、出産・育児期の 30 代前半を中心に約 7 割が退職しているため、日本の女性の労働力率は、この世代で減少していることが分かる。このように、女性の結婚と仕事の両立は困難である<sup>3</sup>ため、未婚化や晩婚化という選択も増加していると考えられる。

---

<sup>2</sup> 結婚に伴う費用とは、実際に支払う費用だけでなく、「結婚後の退職」により得られたはずの収入がなくなる損失(機会費用)も含まれている。

<sup>3</sup> 近年このように女性の結婚と仕事の両立を困難にする原因の一つとして、働く女性が出産や妊娠をきっかけに、職場で嫌がらせをされたり、解雇や降格などの不当な扱いを受けたりする「マタニティ・ハラスメント」も問題となっている。

### 第3節 問題意識

少子化がもたらす問題として、よく挙げられるのが、労働人口の減少による労働力の減少である。2002年7月推計の総務省の「労働力調査」によると、1955年に4194万人であった労働力人口は1998年まで増加傾向にあったものの、1998年の6793万人をピークに現在に至るまで減少を続けている。図6は労働力人口の推移を示している。

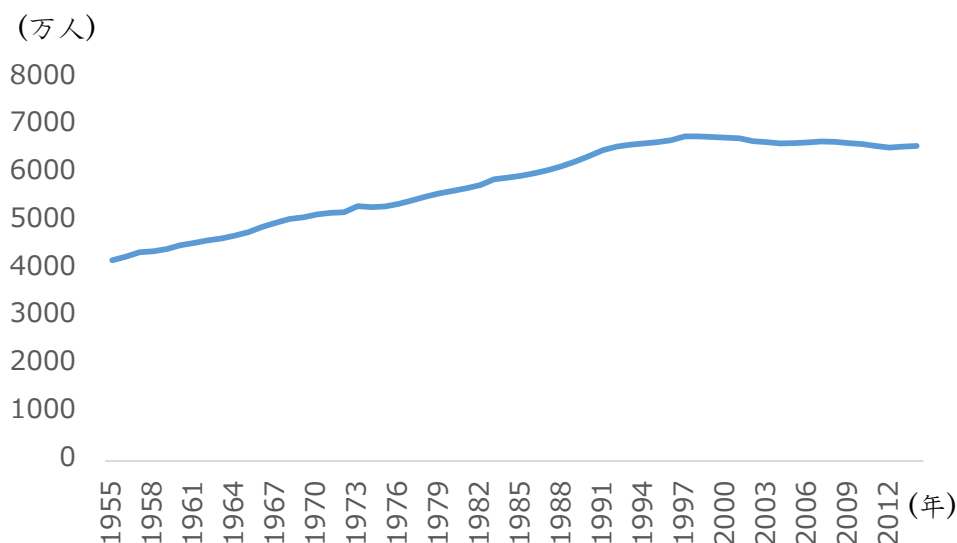


図6 労働力人口の推移

出所) 総務省「労働力調査」より著者ら作成

厚生労働省職業安定局の推計によれば、2025年には6296万人になることが予想されており、ピークである1998年から約500万人減少することとなる。この労働力人口の減少をはじめとして、山口(2005)は6つの問題を挙げている。1つ目に労働力人口の比率が下がることにより労働力人口一人当たりの労働負担が増すということである。2つ目に、年金の納付者の割合が低下することにより、納付者の年金支払い負担が増し、また年金負担率の世代間格差を生み出すという問題である。3つ目に、人口が減少することで国内消費が次第に先細りになり、主として国内消費に依存する生産業者や教育産業や保管サービス産業に打撃を与えるということである。4つ目に、一般的な組織の階層構造はピラミッド型(上位の地位が相対的に少ない)であるのに対し、人口が逆ピラミッド型になることにより、年齢に依存しない能力実力主義によって機会が与えられない限り、若者が相対的に社会的に高い地位や影響力を持つ地位を得る可能性が大きく減少し、若い世代の社会的上昇意欲を損な

わせるといふ問題が挙げられる。5つ目に、逆ピラミッド型の人口分布は、高齢の介護必要者の数に比べて介護できる人達の人口の割合を減少させ、高齢者の介護問題を深刻化させるという問題である。6つ目に、技術革新や学問、芸術、スポーツ国際競技などは、比較的人数の割合が大きい人達によって推進されてきた部分が多いが、人口の絶対数の減少は秀でた才能を持つ人達の可能性を減少させ、これらの活動を低下させるということが挙げられる。一方、少子化に伴う人口減少は、食糧問題や資源・エネルギー問題上は有利と考えられるが、現在の過度に進行している少子化はそのデメリットがメリットを大きく上回ると予測される。

このように、少子化がもたらす問題は将来の世代にも大きく影響するものであり、今後ますます深刻になっていくことが予想される。しかし、本稿では、あえて即効性のない出生率の低下を解消させることを問題意識とした。その理由は、移民受け入れなどの即効性のある対策をとっても一時的な少子化の解消に繋がるだけで、少子化の根本的な解決にならないと考えるからである。時間はかかるかもしれないが、本稿では、出生率に影響を与える主要因である「未婚化」「晩婚化」「有配偶出生率」を改善し、少子化の根本的な解決策に繋げることが重要であると考えた。そのため、この3つの要因に着目した分析を行った。

## 第2章 先行研究・本稿の独自性

---

### 第1節 有配偶出生率に関する先行研究

未婚化、晩婚化については第1章で先行研究を挙げているため、本節では有配偶出生率に注目した先行研究を紹介する。

出生力研究において、Butz and Ward(1979)は、出生率と夫の所得、妻の賃金の関係に着目し、その結果、夫の所得が増加すると出生力を増加させる所得効果を生むことを確認した。一方で、妻の賃金の上昇はその分、労働時間が増えるため、出生力を大きく減少させる代替効果を生み、妻の賃金における代替効果が夫の所得による所得効果を上回ると出生率は低下することを指摘した。このButz and Ward(1979)モデルに基づいた出生力分析は他にも多く存在する。例えば、滋野・松浦(1995)やOsawa(1998)、小椋・ディークル(1992)がある。滋野・松浦(1995)は、1972年から1991年の時系列データを使って、被説明変数に出生率、説明変数に女性の就業率を用い、その結果、女性の就業率の上昇が出生確率を低下させていることを確認した。Osawa(1988)は、被説明変数に各年齢階級別出生率と合計特殊出生率を用い、市場賃金の上昇による女性の雇用就業率の増大が出生率を抑制することを示した。小椋・ディークル(1992)はOsawa(1988)と同様の合計特殊出生率データと1970年から1985年の国勢調査の都道府県別データを用いた分析を行い、女性の時間当たりの賃金率の上昇は出生率を引き下げることが明らかになった。

Butz and Ward(1979)モデルをベースに新たな変数を加えているのが米谷(1995)、高山他(2000)、戸田(2007)である。米谷(1995)は、出生率と教育費負担の関係に注目し、都道府県別のクロスセクションデータを用いて分析を行っている。分析の結果、教育費負担の増加は出生率の低下をもたらし、女性の賃金上昇も同様に出生率を下げる影響を持っているという結果を得た。高山他(2000)は出生率と住居費の関係に注目した。1985年から1994年の都道府県別データにより、出生率は男性賃金と正の関係、女性賃金や住居費は負の関係であることを確認した。戸田(2007)は、1985年から2004年の都道府県別データを用いて、女性賃金のほか、離婚率、女性の平均初婚年齢なども出生率に負の影響を与えることを確認した。上記の先行研究から教育費や住居費などの金銭面の影響により出生率が低下し、それを補おうと女性が働きに出ると、更に出生率が下がってしまうという悪循環が生じていることが明らかになった。

Butz and Ward(1979)モデルとは別の観点から見た研究には樋口(2000)、木立・堤・高畑(2006)がある。樋口(2000)では、パネルデータによる結婚のタイミングに関する分析を行っている。学卒時の失業率が高い場合は、希望する企業へ就職することが出来なかった人が多くなったためか、その後早い時点で仕事を辞めて結婚を選択している人が多く、逆に卒業後就職してからの失業率が高くなると、結婚を遅らせ、出生力を低くさせる効果があることが確認された。同様に1970年から1995年までの都道府県別データを用いてコーホート分析を行った木立・堤・高畑(2006)でも、新規学卒年齢(20~24歳)の失業率が高い地域は出生力が低いという結果を得ている。これらの先行研究からも、女性の就業と出生率は大きな影響があることが確認された。

## 第2節 少子化要因の包括的な分析

前節では、有配偶出生率に突出した先行研究を挙げたが、今節では問題意識で挙げられた未婚化、晩婚化、有配偶出生率すべてに注目した研究を紹介する。

堤(2011)は、出生率低下に影響を与えている主な要因である女性が結婚を選択しなくなった未婚化、結婚や出産のタイミングを遅らせている晩婚化、これに加えて近年低下している夫婦の出生力、いわゆる有配偶出生率の3つを挙げ、それぞれどれほど出生力に影響を与えているのかを完結出生率モデルとして分析した。さらに、未婚化、晩婚化、有配偶出生率のそれぞれに影響を及ぼしている要因はどういったものがあるのか、未婚化を生涯未婚率モデル、晩婚化を平均結婚年齢モデル、有配偶出生率を有配偶出生率モデルとしてそれぞれ考察し、要因分析を行った<sup>4</sup>。分析の結果、完結出生率モデルでは、生涯未婚率と平均結婚年齢が有意に負の影響、有配偶出生率は有意に正の影響を与えており、有配偶出生率の引き上げる影響と生涯未婚率の引き下げる影響との差が若い世代になるにつれて縮小していることが明らかになった。また、結婚・出産を先延ばししていた人が結婚・出産へ移行した際に、完結出生率を挽回しているかについて確認したところ、挽回しきれていないことが明らかになった。続いて、生涯未婚率モデルについては、男性賃金が上がると結婚を促進し、女性全体の失業率が高いと結婚を抑制する Butz and Ward(1979)と同様のことが示された。平均結婚年齢モデルでは、女性賃金が平均結婚年齢を引き上げる影響が他の要因よりも大

---

<sup>4</sup> 完結出生率モデル、生涯未婚率モデル、平均結婚年齢モデル、有配偶出生率モデルの詳細な説明については第3章の分析にて行っている。

大きく、女性賃金が高い都道府県では、晩婚化の傾向が強いことが示された。有配偶出生率モデルは、平均結婚年齢よりも女性失業率が有配偶出生率を引き上げる影響の方が大きく、1985年以降は、有配偶出生率を引き下げる影響を持つ民営家賃の方が、有配偶出生率を引き上げる影響を持つ女性失業率よりも上回っており、住宅コストが有配偶出生率を抑制する働きが示された。生涯未婚率モデルや平均結婚年齢モデルでは有意で影響が大きかった女性賃金と男性賃金は、有配偶出生率モデルでは有意な結果を得ることが出来なかった。つまり、女性賃金並びに男性賃金は、結婚の意思決定には影響を与えるが、夫婦の出生行動には影響が小さいものと解釈した。

### 第3節 本稿の独自性

本稿では、堤(2011)を参考に、新しい世代のデータを用いて分析を行った。表1は、堤(2011)における分析対象を示したものである。堤(2011)では、各都道府県に居住する同一年代を1つの疑似的なコーホートとみなすデータを作成し分析に用いている。1946年から1950年に出生の1970年に20~24歳のコーホート(A)、1951年から1955年に出生の1975年に20~24歳のコーホート(B)、1956年から1960年に出生の1980年に20~24歳のコーホート(C)、1961年から1965年に出生の1985年に20~24歳のコーホート(D)、1966年から1970年に出生の1990年に20~24歳のコーホート(E)を分析対象としている。20~39歳までを分析対象としているのは2つ理由があり、1つ目は可能な限り若いコーホートを分析対象としたいためである。2つ目は15~19歳階級の女子人口1000人当たりの出生率は平均4.3であり、40~49歳階級の女子人口1000人当たりの出生率は平均1.45とそれぞれ低く、分析対象に含めなくても影響が少ないと考えたからである。

そこで本稿では、最新の1971年から1975年出生の1995年に20~24歳のコーホート(F)を分析対象とする。より近年の人の出生・結婚行動を同様のモデルを用いて分析することで、先行研究での過去のデータを対象とした分析結果とも比較が可能になり、より効果的な政策提言につなげることが出来ると考える。また、2000年に20~24歳のコーホートデータ(G)を分析対象とすると、2005年の25~29歳階級、2010年の30~34歳階級のデータは存在するが、35~39歳階級が2015年となり、本稿の執筆時点では国勢調査が実施されていないためデータの収集が不可能である。よって、1971年から1975年に出生の1995年に20~24歳のコーホートデータ(F)が最新のデータであり、本稿の分析対象とした。



表 1 分析対象コーホート

年齢階級	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
20～24 歳	A	B	C	D	E	F	G			
25～29 歳		A	B	C	D	E	F	G		
30～34 歳			A	B	C	D	E	F	G	
35～39 歳				A	B	C	D	E	F	G

注) 西暦は、国勢調査の調査年を表している。  
出所) 堤(2011)を参考に著者らによる作成

また、堤(2011)で挙げられている4つのモデルのうち、生涯未婚率モデル、平均結婚年齢モデル、有配偶出生率モデルの分析を行う際、男女賃金格差という変数を追加した。厚生労働省の賃金構造基本統計調査より、日本の男性の平均賃金水準を100としたときに、女性の平均賃金水準は2014年時点で72.2であり、男女雇用機会均等法が施行された1986年時の女性の平均賃金水準である59.7と比較すると、長期的ではあるが緩やかに男女間の賃金が縮小してきているのが現状である。男女賃金格差が縮小することで、社会進出する女性が増え、未婚化や晩婚化が進行し、賃金格差が未婚や有配偶出生に影響を及ぼすのではないかと考えた。この変数は、女性賃金、男性賃金を使用して求めているため、多重共線性を考慮して女性賃金、男性賃金を除いた推計式を新たに立て、分析を行った。

## 第3章 分析

### 第1節 分析手法

本稿では、先行研究における変数や推計結果を踏まえて、主に出生率の低下の原因となる未婚率の上昇や晩婚化に注目し、1995年から2010年の日本の出生動向について4つの推計式により実証分析を行う。出生動向を表す指標として完結出生率を用いる。未婚化、晩婚化、有配偶出生率が完結出生率に及ぼす影響度を分析するために「完結出生率モデル」、未婚化への影響を与える要因を明らかにするために「生涯未婚率モデル」、晩婚化への影響を与える要因を明らかにするために「平均結婚年齢モデル」、既婚者の出生行動を捉えるために「有配偶出生率モデル」の4つの推計式により分析を行う。

分析に用いた各推計式及びデータ、変数は堤(2011)に準拠している。表2は変数の説明、記述統計量を示している。1970年から1990年分の推定結果については、堤(2011)の結果を引用し、本稿で分析を行った1995年コーホート(F)（以降コーホート(F)とする）を中心に議論する。なお、コーホート(A)～(E)とコーホート(F)の記述統計量についてあまり差がなかったため、今回堤(2011)と同様にこれらの変数を用いて分析を行った。

表2 記述統計量

	変数	平均	最小値	最大値	標準偏差
CFR	完結出生率	1.614	1.073	1.891	0.159
SING	生涯未婚率	0.214	0.173	0.287	0.024
LOGMARRAGE	平均結婚年齢(対数値)	3.260	3.234	3.306	0.015
MFR	有配偶出生率	2.348	1.755	2.983	0.231
LOGFWAGE	女性賃金(対数値)	5.249	0.075	5.120	5.470
LOGMWAGE	男性賃金(対数値)	5.468	0.073	5.298	5.664
FUNEMR	女性失業率	0.061	0.040	0.117	0.013
FUNEMR20	20～24歳女性失業率	0.068	0.040	0.178	0.021
FEMR	女性雇用就業比率	0.660	0.577	0.759	0.048
FEMR20	20～24歳女性雇用就業者比率	0.709	0.559	0.791	0.045
EDU	女性学歴	0.449	0.337	0.575	0.060
LOGRENT	民営家賃(対数値)	1.427	1.126	2.181	0.196
GAP	男女賃金格差	0.804	0.769	0.855	0.020

出所) 堤(2011)を参考に著者らによる作成

<推計式>

・完結出生率モデル

$$CFR = \beta_0 + \beta_1 SING + \beta_2 LOGMARRAGE + \beta_3 MFR \quad (1)$$

・生涯未婚率モデル

$$SING = \beta_0 + \beta_1 LOGFWAGE + \beta_2 LOGMWAGE + \beta_3 FUNEMR \\ + \beta_4 FUNEMR20 + \beta_5 FEMR20 + \beta_6 EDU + \beta_7 LOGRENT \quad (2)$$

・平均結婚年齢モデル

$$LOGMARRAGE = \beta_0 + \beta_1 LOGFWAGE + \beta_2 LOGMWAGE + \beta_3 FUNEMR \\ + \beta_4 FUNEMR20 + \beta_5 FEMR20 + \beta_6 EDU + \beta_7 LOGRENT \quad (3)$$

・有配偶出生率モデル

$$MFR = \beta_0 + \beta_1 LOGMARRAGE + \beta_2 LOGFWAGE + \beta_3 LOGMWAGE \\ + \beta_4 FUNEMR + \beta_5 FEMR + \beta_6 EDU + \beta_7 LOGRENT \quad (4)$$

## 第2節 仮説

4つのモデル式における分析結果の仮説は以下の通りとする。

・完結出生率モデル(1)式

まず、出生児の多くは嫡出子であるため、生涯未婚率の上昇は負の影響を、平均結婚年齢の上昇も、晩婚化により有配偶率を低下させ、負の影響を及ぼすことが想定される。また、有配偶出生率の上昇は夫婦の出生力が増加したことを示すため、正の影響を及ぼすことが予想される。

・生涯未婚率モデル(2)式

女性賃金の上昇は所得の上昇でもあるため、結婚を選択しない女性が増えることが考えられる。従って、女性賃金の上昇は正の影響を、男性賃金は、未婚女性にとって結婚相手の指標となるものであるため、その上昇は結婚を促し、未婚率には負の影響を及ぼすことが考えられる。新規学卒時後、希望する職へ就く可能性が低いならば、結婚を選択する女性が増加することが樋口(2000)で確認されており、このことから20~24歳の女性の失業率は負の影響を及ぼすであろう。一方、女性失業率が高い時代では、一度離職すると再就職は困難で

あるため、労働市場から退かず、結婚しない女性の増加が予測され、女性失業率は正の影響を及ぼすであろう。また、未婚割合の多い 20~24 歳の女性の雇用就業者比率が高まると、仕事に没頭し、結婚を選択しない女性の割合が高まることが考えられる。そのため 20~24 歳の女性雇用就業者比率は正の影響を及ぼすことが予測される。女性の学歴の上昇は、正の影響を及ぼすものと予想される。民営家賃の上昇は、結婚・子育てにおけるコストの上昇であり、正の影響を及ぼすことが想定される。

・平均結婚年齢モデル(3)式

女性賃金・女性失業率・20~24 歳の女性雇用就業者比率・女性学歴・民営家賃は、生涯未婚率モデル(2)式における各変数と同様に正の影響を及ぼすことが想定される。また、男性賃金・20~24 歳の女性失業率は同様に負の影響を及ぼすことが考えられる。

・有配偶出生率モデル(4)式

女性賃金の上昇、男性賃金の上昇はともに、家計に余裕ができることで、子育てに充てる費用が得られるため、正の影響を、また、女性賃金においては機会費用の上昇により、負の影響を及ぼすことも想定される。女性失業率の上昇は、結婚・出生行動を促進させるため、正の影響を及ぼすであろう。女性雇用就業者比率の上昇は、結婚・出産・育児における時間の自由度が限られることで、結婚・出生行動が抑制される。また、滋野・松浦(1995)より、女性の就業率の上昇が出生確率を低下させていることが確認されており、負の影響を及ぼすことが考えられる。女性学歴、民営家賃が上昇することで、結婚の先送り、結婚・育児に関するコストの増加で結婚を選択しない女性が増えるため、負の影響を及ぼすことが予想される。

### 第 3 節 データ概要

分析に使用した変数の作成方法は以下の通りである。

① 完結出生率(CFR)

総務省「国勢調査」より、都道府県別に 20~24 歳、25~29 歳、30~34 歳、35~39 歳の各 5 歳階級の女性の出生数を各 5 歳階級の女性数で除することで各 5 歳階級別出生率が求め

られる。本稿は前章で述べた通り、1971年から1975年出生の1995年時点で20~24歳のコーホートを分析対象としているため、1995年に20~24歳、2000年に25~29歳、2005年に30~34歳、2010年に35~39歳である、それぞれの年齢階級別平均出生率を累積し、各階級が5歳分であるためそれを5倍する。対象となるコーホートの女性が生涯に生む子どもの数を意味するもので、完結出生率モデル(1)式の被説明変数とする。

## ② 生涯未婚率(SING)

総務省「国勢調査」の各年齢階級の未婚数をその年齢階級女性数で除する。女性の有配偶率は図3より40歳以降になるとあまり変化が見られず、女性が結婚するか否かはほぼ35~39歳で決定するといえることから、コーホートの35~39歳階級の未婚率をコーホートの生涯未婚率とみなす。女性の結婚行動を捉えるための変数で、完結出生率モデル(1)式の説明変数、生涯未婚率モデル(2)式の被説明変数として用いる。

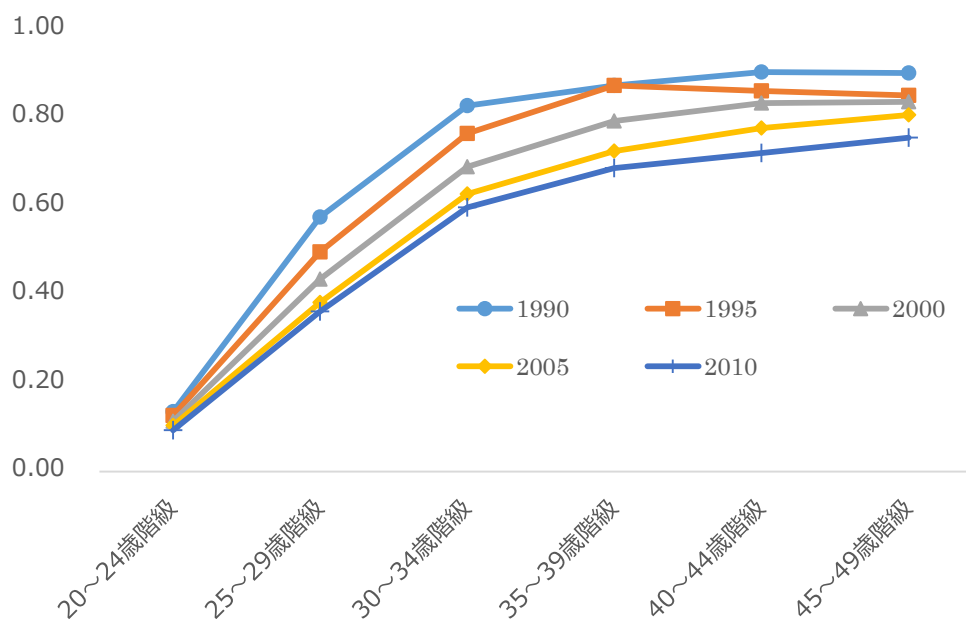


図7 5歳階級別有配偶率の推移

出所) 堤(2011)を参考に「国勢調査」より著者らによる作成

③ 平均結婚年齢(*LOGMARRAGE*)

各年齢階級における有配偶率とそれぞれの前回の国勢調査データの1つ下の年齢階級との差は、その5年の間に結婚した率であり、各年齢階級の最初の年齢で結婚したとみなし、その差に各階級の最初の年齢を乗じる<sup>5</sup>。その乗じたものを4階級分累積する。ただし、この数値は有配偶者のみに着目し、未婚者について考慮していないため、導き出した平均結婚年齢を20~39歳の有配偶率の割合で除する。

晩婚化の影響を捉えるため、結婚のタイミングの指標として作成した変数で、平均結婚年齢モデル(3)式の被説明変数として、完結出生率モデル(1)式及び有配偶率出生モデル(4)式では説明変数に用いる。

$S_t^{age}$  を  $t$  年の  $age$  歳階級の有配偶率とすると、具体的な算出式は以下のようになる。

1995年20~24歳コーホートの平均結婚年齢 =

$$\frac{\{20 \times (S_{95}^{20-24} - S_{90}^{15-19}) + 25 \times (S_{00}^{25-29} - S_{95}^{20-24}) + 30 \times (S_{05}^{30-34} - S_{00}^{25-29}) + 35 \times (S_{10}^{35-39} - S_{05}^{30-34})\}}{\{(S_{95}^{20-24} - S_{90}^{15-19}) + (S_{00}^{25-29} - S_{95}^{20-24}) + (S_{05}^{30-34} - S_{00}^{25-29}) + (S_{10}^{35-39} - S_{05}^{30-34})\}}$$

④ 有配偶出生率(*MFR*)

①で作成した「完結出生率」を20~39歳の女性の有配偶率で除する。コーホートにおいて夫婦の出生行動の指標となるもので、完結出生率モデル(1)式の説明変数、有配偶出生率モデル(4)式の被説明変数として用いる。

⑤ 女性賃金(*LOGFWAGE*)

厚生労働省「賃金構想基本統計調査」の都道府県・年齢階級別で女性の「平均月間所定内給与額」の4つの階級の値を、厚生労働省の「労働者賃金指数」で除して実質賃金化する。ただし、この数値は都道府県別が考慮されていないので、地域差をなくすために消費者物価の地域格差指数で除する。

⑥ 男性賃金(*LOGMWAGE*)

女性賃金と同様に求める。

<sup>5</sup> 各階級の中央の値を使用した方が平均年齢として適切であるが、ここは堤(2011)に従い、最初の年齢を使用している。

⑦ 女性失業率(*FUNEMR*)

総務省「国勢調査」の都道府県別・5歳階級別の「労働状態」より、女性の完全失業者を各年齢階級の女性労働力数で除する。

⑧ 20~24歳女性失業率(*FUNEMR20*<sup>6</sup>)

女性失業率で求めた年齢階級別失業率のうち、20~24歳階級の女性失業率のみを変数として使用する。新規学卒年齢の失業率が高いならば、早期に結婚を選択する女性が増える傾向が予測されるため、結婚行動に対して大きく影響を与える可能性があると考えたからである。有配偶出生率モデル(4)式では、有配偶者が対象であるが、20~24歳の有配偶者の影響は少ないと仮定して20~24歳の女性失業率変数は含めない。

⑨ 女性雇用就業者比率(*FEMR*)

総務省「国勢調査」の「労働力状態」より、各年齢階級の女性雇用就業者数をその年齢階級の女性数で除する。

⑩ 20~24歳女性雇用就業者比率(*FEMR20*)

⑨で作成した女性雇用就業者比率の中から20~24歳階級の女性雇用就業者比率のみを取り出す。

新規学卒時における就業状態は生涯に渡って影響を与えるため、結婚行動の指標となる生涯未婚率モデル(2)式・平均結婚年齢モデル(3)式ではこの変数を用いる。有配偶出生率モデル(4)式では、20~24歳女性失業率と同様に含めない。

⑪ 女性の学歴(*EDU*)

総務省「国勢調査」の「最終卒業学校の種類」より、都道府県別の35~39歳の短大卒以上と在学中の女性数をその年齢階級の女性数で除する。第2章で述べた本稿が分析対象としているコーホート(F)において、35~39歳の女性の学歴のみに着目することでそのコーホートの学歴が示される。

<sup>6</sup> 先行研究では、*F20UNEMR*と記されているが、本稿では*FUNEMR20*と表記している。

⑫ 民営家賃(*LOGRENT*)

総務省「小売物価統計調査年報」より、都道府県別の民営家賃(1ヶ月 3.3 m<sup>2</sup>あたり)をコーホートの年齢階級の年代に対応させて、4つの階級の平均値を求める。また、単位を1000円当たりに揃えるために、それぞれの値を1000で除する。

⑬ 男女賃金格差(*GAP*)

⑤で作成した女性賃金を、⑥で作成した男性賃金で除する。この値が1に近いほど男女の賃金格差がないことを示す。

## 第4節 堤(2011)モデルの分析結果

## ・完結出生率モデル(1)式

完結出生率モデル(1)式の推定結果は3の通りである。

表3 完結出生率モデル (被説明変数:完結出生率)

符号 予測	A	B	C	D	E	F	
	堤(2011)					本稿	
定数項	7.124*** (-11.817)	6.631*** (-11.681)	6.927*** (12.289)	6.247*** (9.321)	5.914*** (9.336)	<b>-1.106</b> <b>(-1.419)</b>	
生涯未婚率	-	-2.776*** (-15.617)	-3.238*** (-22.29)	-3.052*** (-28.921)	-3.105*** (-28.858)	-3.182*** (-32.19)	<b>-3.234***</b> <b>(-27.355)</b>
平均結婚年齢	-	-2.117*** (-10.963)	-1.897*** (-10.499)	-1.992*** (-11.287)	-1.778*** (-8.604)	-1.613*** (-8.372)	<b>0.636**</b> <b>(2.675)</b>
有配偶出生率	+	0.626*** (-30.53)	0.571*** (-38.895)	0.568*** (47.617)	0.548*** (45.328)	0.477*** (43.800)	<b>0.567***</b> <b>(44.864)</b>
観測数	46	47	47	47	47	<b>47</b>	
決定係数	0.965	0.978	0.989	0.989	0.988	<b>0.986</b>	

注) 上段:係数、下段:(t値) \* =10%水準、\*\* =5%水準、\*\*\* =1%水準で有意を示す。

1970年コーホート(A)は沖縄県を含まない。

出所) 著者らによる作成

完結出生率に対して、生涯未婚率は1%水準で統計的に有意で負の影響、有配偶出生率は1%水準で統計的に有意で正の影響を与える。生涯未婚率について、日本では結婚と出産行動が結びついている場合が多いため、結婚を選択しない行動が高まれば完結出生率は低下



するという結果になったと考える。また、有配偶出生率は夫婦の出生行動の指標を表す。結婚している人の出生率が上がれば、当然女性が生涯に産む子供の数を表す完結出生率も上がると考えられるため、有配偶出生率が高まれば完結出生率も上がると考える。完結出生率モデルの分析の中でも生涯未婚率の係数が最も大きく、完結出生率に大きな影響を与えていると考えられるため、生涯未婚率を低下させ結婚を促す取り組みが必要であると考え。

・生涯未婚率モデル(2)式

生涯未婚率モデル(2)式の推定結果は表4の通りである。

表4 生涯未婚率モデル (被説明変数:生涯未婚率)

符号 予測	A	B	C	D	E	F	
	堤(2011)					本稿	
定数項	0.326* (1.717)	0.492** (2.346)	0.775** (2.618)	0.909** (2.076)	1.089*** (3.494)	<b>1.275*** (3.498)</b>	
女性賃金	+	0.107** (2.301)	0.070 (1.240)	0.069 (0.860)	0.295** (2.599)	0.257** (2.158)	<b>0.148 (1.236)</b>
男性賃金	-	-0.158*** (-3.194)	-0.163** (-2.291)	-0.217** (-2.123)	-3.774*** (-3.774)	-3.673*** (-3.673)	<b>-0.316*** (-2.902)</b>
20~24歳 女性失業率	-	-0.914* (-1.855)	-1.155*** (-3.929)	-1.270*** (-3.817)	-0.258 (-0.485)	-1.052** (-2.229)	<b>-1.003** (-2.246)</b>
女性失業率	+	2.934*** (4.249)	3.258*** (6.042)	3.188*** (5.542)	1.653** (2.155)	2.328*** (3.678)	<b>1.299** (2.394)</b>
20~24歳女性 雇用就業者比率	+	-0.018 (-1.122)	0.062* (1.814)	0.059 (0.991)	0.149 (1.558)	0.085 (1.580)	<b>-0.306* (-1.922)</b>
女性学歴	+	0.060 (1.07)	0.020 (0.475)	0.021 (0.426)	0.061 (1.072)	0.088* (1.808)	<b>-0.003* (-0.044)</b>
民営家賃	+	0.002 (0.269)	0.014 (1.459)	0.028** (2.218)	0.033** (2.305)	0.014 (1.150)	<b>0.070** (2.593)</b>
観測数		46	47	47	47	47	<b>47</b>
決定係数		0.747	0.787	0.730	0.663	0.676	<b>0.532</b>

注) 上段:係数、下段:(t 値) \* = 10%水準、\*\* = 5%水準、\*\*\* = 1%水準で有意を示す。

1970年コーホート(A)は沖縄県を含まない。

出所) 著者らによる作成

生涯未婚率に対して、男性賃金と20~24歳女性失業率、20~24歳女性雇用就業者比率が有意に負の影響、女性失業率と民営家賃は有意に正の影響を与えているが、女性賃金と女性の学歴は生涯未婚率に影響があるとはいえない。また、男性賃金と女性失業率、民営家賃は

予測と一致したが、20~24 歳女性雇用就業者比率が上がると生涯未婚率が上がるという予測と一致しなかった。

20~24 歳女性雇用就業者比率については、未婚割合の多い 20~24 歳の女性の雇用就業者比率が高まると、結婚を選択しない女性も多くなると予測される。そのため 20~24 歳の女性雇用就業者比率は生涯未婚率に対して正の影響を及ぼすと仮説を立てた。しかし、1995 年コーホート(F)は就職氷河期・バブル崩壊後の不況下であり、先行研究のコーホート(A)~(E)とは異なる。不況下では、仕事をするよりも結婚を選ぶ傾向が上がるということが樋口(2000)で実証されているため、今回の分析でも 20~24 歳の女性の雇用就業者比率が上がっても未婚率は下がり、結婚を選択した女性が多いという結果となったことが考えられる。男性賃金については、既婚女性にとっては家計のゆとりに対する指標であり、未婚女性にとっては結婚相手の指標になるものである。男性賃金の増加によって家計にゆとりが生まれるため、結婚しやすくなると考えられる。20~24 歳女性失業率は新卒女性の雇用指標となるものであり、新卒時の年齢層において希望職種へ就くことが難しい時代には、結婚を選択する行動が高まると実証されている。今回分析対象のコーホート(F)は就職氷河期の時期であるため、仕事より結婚を選んだ女性が多いということが読み取れる。一方で、女性失業率は逆の影響を及ぼす。これには日本の労働形態が大きく関係しており、失業率が高いと再就職が難しくなるため、結婚よりも仕事を選ぶという予測通りの結果を示している。また、この変数は本モデルの中で最も係数が大きく、符号も正かつ有意であるため、女性失業率が未婚化へ大きな影響を与えているといえる。

以上をまとめると、男性賃金や 20~24 歳女性失業率、20~24 歳女性雇用就業者比率がそれぞれ上がると生涯未婚率が下がり、未婚化を抑制するのに対して、女性失業率と民営家賃がそれぞれ上がると生涯未婚率が上がり、未婚化を促進するという結果が得られた。

#### ・平均結婚年齢モデル(3)式

平均結婚年齢モデル(3)式の推定結果は表 5 の通りである。

表 5 平均結婚年齢モデル (被説明変数:平均結婚年齢)

符号 予測	A	B	C	D	E	F
	堤(2011)					本稿
定数項	3.328*** (0.227)	3.094*** (0.147)	3.364*** (11.343)	3.495*** (13.039)	3.237*** (16.696)	<b>3.315*** (12.827)</b>
女性賃金 +	0.273*** (3.745)	1.666 (-0.138)	0.104 (1.294)	0.234*** (3.367)	0.094 (1.272)	<b>0.110 (1.583)</b>
男性賃金 -	-0.274 (-3.558)	-0.138 (-1.233)	-0.146 (-1.428)	-0.292*** (-3.898)	-0.099 (-1.305)	<b>-0.098 (-1.419)</b>
20~24歳 女性失業率 -	-0.573 (-0.743)	0.047 (0.102)	-0.416 (-1.249)	-0.329 (-1.009)	-0.197 (-0.670)	<b>-0.387* (-1.769)</b>
女性失業率 +	1.121 (1.038)	0.435 (0.514)	0.797 (1.383)	0.481 (1.025)	0.017 (0.044)	<b>0.153 (0.463)</b>
20~24歳女性 雇用就業者比率 +	-0.02 (-0.806)	0.122** (2.267)	0.109* (1.835)	0.135** (2.311)	0.020 (0.595)	<b>-0.161** (-2.354)</b>
女性学歴 +	-0.005 (-0.051)	0.029 (0.452)	0.029 (0.580)	0.030 (0.868)	0.050 (1.662)	<b>0.033 (0.945)</b>
民営家賃 +	-0.027** (-2.039)	-0.004 (-0.269)	0.011 (0.829)	0.016* (1.850)	0.024 (3.052)	<b>0.024* (1.703)</b>
観測数	46	47	47	47	47	<b>47</b>
決定係数	0.283	0.173	0.244	0.536	0.56	<b>0.543</b>

注) 上段:係数、下段:(t 値) \* = 10%水準、\*\* = 5%水準、\*\*\* = 1%水準で有意を示す。  
1970年コーホート(A)は沖縄県を含まない。  
出所) 著者らによる作成

平均結婚年齢に対して、20~24歳女性失業率と20~24歳女性雇用就業者比率は有意に負の影響、民営家賃は有意に正の影響を与え、女性賃金と男性賃金、女性失業率、女性の学歴は生涯未婚率に影響があるとはいえない。また、20~24歳女性雇用就業者比率が上がるとう平均結婚年齢が上がるという予測のみ符号が一致しなかった。

20~24歳女性雇用就業者比率は、未婚割合の多い20~24歳の女性の雇用就業者比率が上昇すると、結婚を選択しない女性も多くなると予測される。そのため20~24歳の女性雇用就業者比率は平均結婚年齢に正の影響を及ぼし、平均結婚年齢が上がると仮説を立てた。しかし、このモデルでも生涯未婚率モデルと同様の理由で、20~24歳の女性の雇用就業者比率が上昇しても平均結婚年齢は下がり、より多くの若い年齢の女性が結婚を選択したと考えられる。

20~24歳女性失業率は新卒女性の雇用指標となるものであり、新卒時の年齢層で希望職種へ就くことが難しい時代には、結婚を選択する行動が高まると実証されている。今回の

分析対象のコーホート(F)は就職氷河期の時期であるため、仕事より結婚を選んだ女性が多いということが読み取れる。

以上をまとめると、20~24歳女性失業率と20~24歳女性雇用就業者比率が上昇すると平均結婚年齢が低下し、民営家賃が上昇すると平均結婚年齢も上昇するという結果が得られた。

・有配偶出生率モデル(4)式

有配偶出生率モデル(4)式の推定結果は表の6の通りである。

表6 有配偶出生率モデル (被説明変数:有配偶出生率)

符号 予測	A	B	C	D	E	F	
	堤(2011)					本稿	
定数項	-0.578 (-0.139)	-7.389 (-1.447)	-12.497 (-2.059)	-8.526 (-1.074)	-11.793 (-1.252)	<b>14.858**</b> <b>(2.369)</b>	
平均結婚年齢	+	3.077*** (-2.776)	3.105** (2.490)	4.998** (3.373)	4.265** (2.095)	5.612** (2.085)	<b>0.113</b> <b>(0.058)</b>
女性賃金	-	-0.325 (-0.572)	0.016 (0.022)	-0.346 (-0.430)	0.123 (0.116)	-0.358 (-0.282)	<b>0.147</b> <b>(0.130)</b>
男性賃金	+	-0.854 (-1.357)	-0.029 (-0.030)	0.146 (0.142)	-0.663 (-0.592)	-0.401 (-0.301)	<b>-2.362**</b> <b>(-2.428)</b>
女性失業率	+	2.644 (1.001)	12.223*** (5.192)	11.053*** (4.473)	8.940 (3.214)	8.893*** (3.126)	<b>1.121</b> <b>(0.455)</b>
女性雇用 就業者比率	-	-0.706* (-1.929)	1.001** (2.463)	1.272** (2.392)	1.703 (2.378)	1.454* (1.691)	<b>-0.528</b> <b>(-0.599)</b>
女性学歴	-	-0.907 (-1.480)	-0.511 (-0.962)	-0.156 (-0.322)	0.108 (0.226)	0.237 (0.475)	<b>0.132</b> <b>(0.299)</b>
民営家賃	-	0.071 (0.840)	-0.181 (-1.545)	0.461*** (-3.575)	-0.547*** (-4.113)	-0.600*** (-4.042)	<b>-0.361**</b> <b>(-2.151)</b>
観測数		46	47	47	47	47	
決定係数		0.562	0.532	0.573	0.609	0.554	

注) 上段:係数、下段:(t値) \* = 10%水準、\*\* = 5%水準、\*\*\* = 1%水準で有意を示す。

1970年コーホート(A)は沖縄県を含まない。

出所) 著者らによる作成

有配偶出生率モデルに対して、男性賃金と民営家賃は有意に負の影響を与える。平均結婚年齢や女性賃金、女性失業率、女性雇用就業者比率、女性学歴は有配偶出生率に影響しているとはいえないという結果になった。また、平均結婚年齢と女性賃金、女性失業率、

女性雇用就業者比率、民営家賃は予測と一致したが、男性賃金は有意に負であり予測と一致しなかった。

予測と一致しなかった男性賃金については、回帰モデルが適切でなかった可能性があるため、今後の検討課題とする。

民営家賃について、結婚・出産・子育ての際には、住宅にかかる費用負担が大きくなる。この民営家賃が上昇することによって、結婚・出産・子育てにかかるコストが上がるため、有配偶出生率が低下すると考えられる。

## 第5節 改善モデルの分析結果

先行研究を踏まえて、男女賃金格差を新たな変数として加えた推計式は以下の通りである。

- ・生涯未婚率モデル

$$SING = \beta_0 + \beta_1 FUNEMR + \beta_2 FUNEMR20 + \beta_3 FEMR20 + \beta_4 EDU + \beta_5 LOGRENT + \beta_6 GAP \quad (2)$$

- ・平均結婚年齢モデル

$$LOGMARRAGE = \beta_0 + \beta_1 FUNEMR + \beta_2 FUNEMR20 + \beta_3 FEMR20 + \beta_4 EDU + \beta_5 LOGRENT + \beta_6 GAP \quad (3)$$

- ・有配偶出生率モデル

$$MFR = \beta_0 + \beta_1 LOGMARRAGE + \beta_2 FUNEMR + \beta_3 FEMR + \beta_4 EDU + \beta_5 LOGRENT + \beta_6 GAP \quad (4)$$

ここで、新たに変数として加えた男女賃金格差の仮説は、生涯未婚率モデル(2)、平均結婚年齢モデル(3)においては賃金格差が縮まると、社会進出する女性が増えると考えられるため、未婚率は上昇すると予測される。有配偶出生率モデル(4)においては賃金格差が縮まると、未婚者が増えるに伴い、有配偶出生率は下がると考えられるため、負の影響を及ぼすことが予想される。

完結出生率モデルは表 3 のコーホート(F)、生涯未婚率モデルと平均結婚年齢モデル、有配偶出生率は表 7 の結果をもとに分析の解釈を行う。

表 7 改善モデルの分析結果

	被説明変数		
	生涯未婚率	平均結婚年齢	有配偶出生率
	(符号予測)	(符号予測)	(符号予測)
定数項	0.068	3.225***	16.408
	0.515	36.017	2.268
女性失業率	+ 1.039*	+ -0.04359	+ 5.347*
	(1.986)	(-0.123)	(1.689)
20-24歳女性失業率	- -0.5224	- -0.07526	
	(-1.189)	(-0.322)	
20-24歳女性雇用者就業比率	+ -0.205	+ -0.02179	
	(-1.385)	(-0.273)	
女性雇用者就業比率			- 0.966548
			(1.158)
平均結婚年齢			+ -4.801**
			(-2.191)
女性学歴	+ -0.0415	+ 0.103***	- 0.276124
	(-0.627)	(2.845)	(0.908)
民営家賃	+ 0.03205	+ 0.042***	- -0.574***
	(1.544)	(5.038)	(-3.258)
男女賃金格差	+ 0.293**	+ -0.05895	- 1.64737
	(2.067)	(-0.733)	(1.275)
観測数	47	47	47
決定係数	0.492	0.652	0.679

注) 上段:係数、下段:(t 値) \* = 10%水準、\*\* = 5%水準、\*\*\* = 1%水準で有意を示す。  
出所) 著者らによる作成

#### ・生涯未婚率モデル(2)式

生涯未婚率に対して、女性失業率は 10%水準、男女賃金格差は 5%水準で統計的に有意で正の影響を与える結果となった。モデル(2)式の分析結果と比べて、女性失業率のみ有意であり、生涯未婚率に影響を与えているという結果が得られた。一方、有意な結果であった

20~24 歳女性失業率や 20~24 歳女性雇用者就業比率が非有意であるため、生涯未婚率に影響を与えているとはいえない。また、女性失業率の係数が大きいことから、モデル(3)式の結果と同じように、生涯未婚率には女性失業率の影響が大きいということが読み取れる。男女賃金格差については、男女賃金格差が縮まれば、女性も男性と同等の賃金を得るようになり、女性の社会進出が進むため、生涯未婚率が上昇する結果になったと考える。

・平均結婚年齢モデル(3')式

平均結婚年齢に対して、女性学歴と民営家賃は共に 1%水準で統計的に有意で正の影響を与えるという結果が得られた。モデル(3)式と比べて、女性学歴と民営家賃のみ有意であり、平均結婚年齢に影響を与えているという結果が得られた。一方、有意な結果であった 20~24 歳女性失業率と 20~24 歳女性雇用者比率は非有意であるため、平均結婚年齢に影響を与えているとはいえない。男女賃金格差については、男女賃金格差の上昇によって平均結婚年齢は上がるという仮説と反する結果が得られたが、有意ではないため、平均結婚年齢に負の影響を与えるとは限らない。その理由として、生涯未婚率モデル(2')式で男女賃金格差が 5%水準で統計的に有意であり、男女賃金格差が縮まることにより女性の社会進出が進み、未婚率が上昇するためであると考えられる。

・有配偶出生率モデル(4')式

有配偶出生率に対して、平均結婚年齢が 5%水準で、女性失業率が 10%水準で統計的に有意で正の影響を与えるという結果が得られた。モデル(4)式と比べて、平均結婚年齢と女性失業率が有意であり、有配偶出生率に影響を与えているという結果となった。一方、有意な結果が得られた民営家賃は非有意であり、有配偶出生率に影響を与えているとはいえない。

また、女性失業率は 10%水準で統計的に有意で正の影響を与えるため、女性失業率が上昇すれば有配偶出生率は上がるという結果が得られた。この結果については、既婚女性の場合、労働市場の失業率が高ければ再就職が難しく、仕事に復帰せず出生行動につながるものが予測されるため、有配偶出生率には正の影響を与える結果が得られたと考える。また、男女賃金格差について、本モデル(4)式では有意な結果が得られなかったため、男女賃金格差が有配偶出生率に影響を与えているとはいえない。しかし、生涯未婚率モデル(2')式では男女賃金格差は有意だったため、男女賃金格差には生涯未婚率が影響していると示している。このことから、男女賃金格差が縮まると生涯未婚率が上がり、結婚を選択しない行動が高ま

るが、結婚後は男女賃金の差ではなく二人の賃金の合計で生活していくため、男女賃金格差が有配偶出生率に影響を与えているとはとれない結果になったと考える。

以上の分析結果から、生涯未婚率モデルにおける男女賃金格差は5%水準で統計的に有意であったことから、男女賃金格差が縮まると、女性も男性と同等の賃金を得られるようになり、女性の社会進出が進むため、生涯未婚率が上昇する結果が得られたと考える。

また、女性失業率の上昇が生涯未婚率の上昇に影響を与えているため、係数が大きく生涯未婚率に影響を与えている女性失業率を低下させることにより、未婚率の低下を促す政策を提言する。



## 第4章 政策提言

---

### 第1節 分析結果についての考察

第3章において4つの回帰式を立て実証分析を行い、完結出生率モデルにおいて生涯未婚率・平均結婚年齢・有配偶出生率の全てが出生率に影響を与えるという結果が得られた。今回はその中でもより出生率に影響を与えていると考えられる生涯未婚率に着目した。現在の日本では、出生する子供の約98%が婚姻関係にある男女の嫡出子であることから、未婚率と出生率が密接に関連していることは明らかである。

生涯未婚率モデルでは、女性失業率が10%水準で、男女賃金格差が5%水準で統計的に有意であった。分析結果から単純に考察すると、男女賃金格差を広げることにより未婚率は低下すると考えられるが、現在の社会状況を踏まえると非現実的である。そのため、女性失業率を低下させることにより未婚率低下を促すことが、現在の日本の実像をより論理的に正しく捉えた政策であると考えられる。

### 第2節 政策提言の方向性

政策提言をするにあたり、まず近年の日本女性の失業率の動向を考察する。内閣府の平成18年版国民生活白書によると結婚や出産を機に離職する女性は依然として多く、1995~1999年の間に結婚した女性の結婚前後の就業状況を見ると、結婚前には88.5%だった就業率が、結婚後には65.3%にまで低下している。また、その大部分が正社員を占めており、就業継続を希望しながらも離職する女性が多い。そこで、本稿では女性の就業と出産・育児の両立を目指す「新フレックスタイム制」の導入を提言することとした。以下においてその経緯を説明する。

現在の日本で促進されている就業と出産・育児を両立させるための政策として、育児休業制度や保育所整備などが挙げられる。育児休業制度とは、労働基準法に定められた産休に加え、育児のために1年間までの育児休業を取得することができる制度である。この育児休業制度そのものは全国一律に導入されており、2012年時点での女性の育児休業取得率は83.6%と着実な定着が図られつつある。そのため、今後未婚化や出生率に与える大幅な影響は期待できないと考えられる。滋野・大日(1998・2001)岩澤(2004)今田・池田(2006)などに

よる育児休業制度の導入前後を比較した研究においても、育児休業制度が就業継続に与える効果は小さいとされてきた。さらに、Ondrich Spiess and Yang(2006)によると、ドイツでは育児休業を3年取得することが可能であるが、休業期間が長いほど復職する確率が低いという結果が得られている。休業期間を延長すると休業によるキャリアのブランクを長くするため、むしろ就業継続を困難にする可能性がある。そのため、より長期の育児休業制度を導入することは、女性の就業継続支援にはならないことが示唆されている。このことから育児休業制度の拡充による女性の就業継続支援では不十分であると考えられる。また、保育環境の整備については山本・宇南山(2014)において保育所整備の出生率と女性の労働力率への影響を検証している。その分析結果によれば、保育所の整備は出生率及び女性の労働力率を上昇させ、就業と出産・育児の両立可能性を高めていた。しかし、その結果から推定される出生行動や女性の労働力率に与える影響は小さく、保育所整備だけで少子化を解消することは困難であることが示唆される結果であった。つまり、出生率を上昇させるためには働き方の見直しなどを含めた「他の施策」も併せて推進していくことが重要であることを示している。このことを踏まえ、今回は女性の就業継続と出産・育児の両立を可能とする「他の施策」に該当するものとして新フレックスタイム制の導入を政策提言とする。

### 第3節 新フレックスタイム制について

前節を踏まえて本節では、新フレックスタイム制の導入について説明する。新フレックスタイム制とは1~3歳の子供を持つ女性に適用し、フレックスタイム制と短時間勤務制度を組み合わせたものである。従来のフレックスタイム制とは労働形態の1つであり、1ヶ月以内の一定期間(清算期間)における総労働時間をあらかじめ定めておき、労働者は1日の労働時間帯を、必ず勤務すべき時間帯(コアタイム)と、その時間帯の中であればいつ出社または退社してもよい時間帯(フレキシブルタイム)とに分けることで、労働時間を短縮することが可能であり、労働者が生活と業務の調和を図りながら、効率的に働くことができるものである。しかし、1日の労働時間の制限が弱いことから、結果的に長時間労働になる可能性や日々の勤務時間が不規則になる可能性があり、従来のフレックスタイム制では就業と出産・育児の両立を目指す女性にとっては不十分であると考えられる。また、短時間勤務制度とは、3歳未満の子どもを育てる男女従業員に対し、所定労働時間を短縮する制度(原則として1日6時間)である。このフレックスタイム制と短時間勤務制度を組み合わせることで、女性

の就業と出産・育児の両立に対応できる柔軟な働き方を促進している。表 8 は従来のフレックスタイム制と新フレックスタイム制を比較したものである。

表 8 従来のフレックスタイム制と比較

	従来のフレックスタイム制	新フレックスタイム制
総労働時間	あらかじめ企業側が定める	社会復帰してから 1ヶ月上限 80 時間 女性自身が両立可能と 判断後から子供が 3 歳に なるまで 1ヶ月上限 120 時間
コアタイム	あり(企業によって異なる)	なし
フレキシブルタイム	あり	あり
対象とする人	全て	1～3 歳の子をもつ女性

その例として、株式会社 Z 会と西部ガス株式会社が挙げられる(表 9)。

表 9 具体例

	株式会社 Z 会	西部ガス 株式会社
総労働時間	1 日 6 時間とする月の所 定労働時間	短時間勤務制度のパターン 2 種類 (9 時 30 分から 17 時 30 分、 9 時 30 分から 16 時 45 分)
コアタイム	あり(10 時から 15 時)	
フレキシブルタイム	あり	あり
対象とする人 <sup>7</sup>		1 歳から小学校就学前の子をもつ女性

株式会社 Z 会の場合、コアタイムを 10 時～15 時と定め、1 日 6 時間とする月所定労働時間を満たしておけばよいとしている。また、西部ガス株式会社の場合は基本となる短時間勤務制度のパターンを 2 種類(9 時 30 分～17 時 30 分、9 時 30 分～16 時 45 分)設けて、労働者

<sup>7</sup> 株式会社 Z 会においての対象となる人は資料を確認したが記載されていなかった。

自身に選択権を与える。そこに1時間早く入社し、1時間早く退社するといったフレックスタイム制を併用し、各家庭の状況に合わせて柔軟に働くようにしている。しかし、1年間育児休業を取得していた女性が社会復帰してすぐ、育児をしながら1日6時間働くというのは無理があるのではないかと考えた。

そこで、本稿ではこれらのデメリットを考慮し、フレックスタイム制の条件である1ヶ月の総労働時間を定めること、入社・退社時間を労働者自身で決定できるフレキシブルタイムを導入すること、育児・介護休業法の1つである短時間勤務制度の月の所定労働時間を短縮することを組み合わせた新フレックスタイム制を本稿の政策提言とする。

新フレックスタイム制においては、育児休業終了後、社会復帰してから1ヶ月4週として1月に上限80時間働くように設定する。そして、女性本人が就業と育児の両立可能と判断してから子供が3歳になるまでの期間は1ヶ月4週として1月に上限120時間働くように設定する。このように段階を踏むことで、女性が無理なく円滑に社会復帰することが可能になる。賃金形態は勤務時間に対して相応の賃金を支払うこととし、結婚・出産前と比較すると減少するが、退職を選択するよりも育児にかかる費用を補う事が可能になると考えられる。

新フレックスタイム制では1~3歳までの子供を持つ女性にのみこの制度を適用としている。1歳からと設定した根拠として、育児休業給付金が出産後休業56日後から子どもの1歳の誕生日の前日までに終了するため、それ以降に社会復帰を試みる女性が多いと考えたからである。また、幼稚園が3歳から入園可能になるため、幼稚園に預けることで、育児の負担が軽くなり、仕事に集中出来るようになると考え、3歳までと設定した。

#### 第4節 政策の導入にあたって

本節では、政策導入の妥当性や効果について説明する。本稿では第1章において、小崎他(2011)より未婚化の要因の1つとして、結婚後の退職による機会費用の増加を挙げている。新フレックスタイム制では、女性の就業継続を考慮しているため、退職を選択するよりも機会費用の増加を最小限に抑えることが可能になる。そのため、離職後の再就職を懸念して結婚を選択しなかった女性に結婚選択を促すことができる。今後も女性の高学歴化は進むと予想でき、必然的に就業機会の拡大や男女間の賃金格差の縮小は避けられないものである。そのような中で、女性の未婚化や出生率の低下を解決させるためには、二者択一の選択肢になっている女性の就業と出産・育児を両立させることが必要不可欠である。新フレックスタ

イム制を導入することにより、女性の就業と出産・育児の両立の可能性が高まれば、女性が結婚・出産を選択する可能性も上昇し、延いては出生率上昇の効果も期待できる。このような点を踏まえて、本稿で提言した新フレックスタイム制は、女性の就業と出産・育児の両立において非常に有効であり、結果として未婚化や出生率低下の解消に繋がることが期待される。また、第2節でも述べたように、育児休業制度や保育所整備などと併せて推進することで、より良い政策に繋がると考えられる。

# 先行研究・参考文献・データ出典

- ・ 今田幸子・池田心豪(2006)「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」『日本労働研究雑誌』 No.553, pp.34-44.
- ・ 岩澤美帆(2004)「妻の就業と出生行動:1970年～2002年結婚コーホートの分析」『人口問題研究』 vol.60, No.1, pp.50-69.
- ・ 小椋正立・R. ディーケル(1992)「1970年代以降の出生率の低下とその原因」『日本経済研究』 No.22, pp.46-76.
- ・ 木立力・堤静子・高畑美代子(2006)「完結出生力と日本の女子労働市場—都道府県コーホートによる分析—」『青森公立大学経営経済学研究』 vol.11, No.2, pp.23-33.
- ・ 小崎敏男・牧野文夫・吉田与志雄(2011)『キャリアと労働の経済学』 日本評論社
- ・ 滋野由紀子・松浦克己(1995)「日本の年齢階層別出産選択と既婚女子の就職行動」『季刊・社会保障研究』 vol.56, No.4, pp.1-18.
- ・ 滋野由紀子・大日康史(1998)「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』 No.459, pp.39-49.
- ・ 滋野由紀子・大日康史(2001)「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」 岩本康志編 『社会福祉と家族の経済学』 東洋経済新報社.
- ・ 高山憲之・小川浩・吉田浩・有田富美子・金子能宏・小島克久(2000)「結婚・育児の経済コストと出生力—少子化の経済的要因に関する一考察—」『人口問題研究』 vol.56, No.4, pp.1-18.
- ・ 堤静子(2011)「少子化要因としての未婚化・晩婚化—都道府県コーホートによる分析—」『季刊社会保障研究』 vol.47, No.2, pp.159-174.
- ・ 戸田淳仁(2007)「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
- ・ 樋口美雄(2000)「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業のタイミング」『現代経済学の潮流 2000』 東洋経済新報社, pp.109-148.
- ・ 山口一男(2005)「少子化の決定要因と対策について—夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『家計経済研究』 vol.66, pp.57-67.
- ・ 米谷信行(1995)「我が国の出生率低下の要因」『フィナンシャル・レビュー』 vol.34, pp.68-

90.

- Butz, W. and M. P. Ward (1979), “The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility,” *American Economic Review*, 69, 3, pp.318-328.
- Ondrich, J., C.K. Spiess and Q. Yang (1996), “Barefoot in a German Kitchen: Federal Parental Leave and Benefit Policy and the Return to work After Childbirth in Germany,” *Journal of Population Economics*, vol.9, pp.247-266.
- Osawa, M. (1988), “Working Mother: Changing Patterns of Employment and Fertility in Japan,” *Economic Development and Cultural Change*, vol.36, No.4, pp.623-650.

#### データ出典

- 経済産業省 少子高齢化・人口減少が経済に及ぼす影響  
<http://www.meti.go.jp/report/tsuhaku2005/2005honbun/html/H3122000.html>  
(2015.9.10 最終アクセス)
- 厚生労働省ホームページ  
<http://www.mhlw.go.jp/> (2015.9.11 最終アクセス)
- 総務省統計局 HP  
<http://www.stat.go.jp/index.htm> (2015.9.10 最終アクセス)
- 中小企業庁「仕事と育児の両立」の現状  
[http://www.chusho.meti.go.jp/pamflet/hakusyo/h18/H18\\_hakusyo/h18/html/i3350000.html](http://www.chusho.meti.go.jp/pamflet/hakusyo/h18/H18_hakusyo/h18/html/i3350000.html) (2015.9.10 最終アクセス)
- 内閣府 平成 25 年版少子化社会対策白書  
<http://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2013/25pdfhonpen/pdf/s1-1.pdf> (2015.9.10 最終アクセス)
- 内閣府 平成 26 年版少子化社会対策白書  
<http://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2014/26webhonpen/index.html> (2015.9.12 最終アクセス)
- 内閣府 平成 26 年版男女共同参画白書  
[http://www.gender.go.jp/about\\_danjo/whitepaper/h25/gaiyou/index.html](http://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/h25/gaiyou/index.html) (2015.9.12 最終アクセス)

- 労働政策研究研修機構 データベース  
<http://db.jil.go.jp/> (2015.9.11 最終アクセス)