

出生数の減少・出生率の低下の経済的要因*

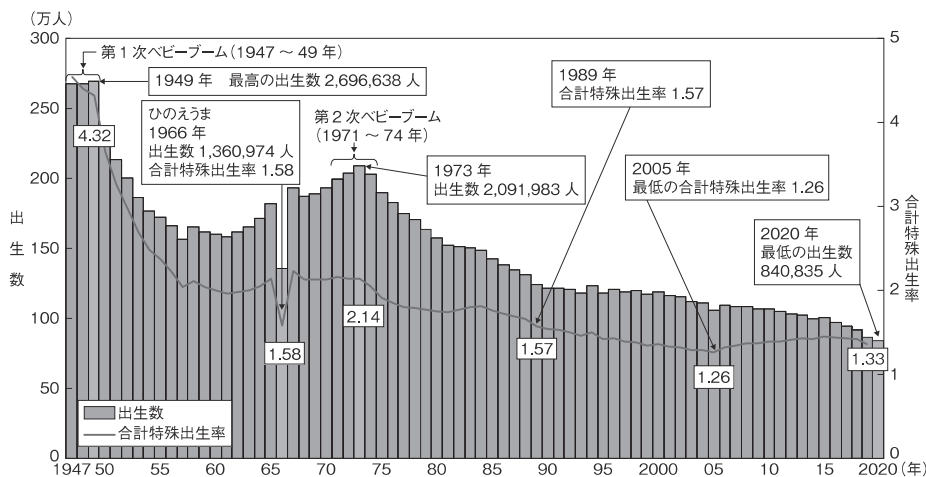
—第3次ベビーブームが起きなかったのはどうしてか？—

坪 内 浩

1. 問題意識

日本の人口構成は、1947～49年に生まれた団塊の世代（第1次ベビーブーム世代）とその子供にあたる1971～74年に生まれた団塊ジュニア世代（第2次ベビーブーム世代）がピークを付けているが、さらにその子供にあたる第3次ベビーブームは起きなかった(図1.1.)。第3次ベビーブームが起きなかったのはどうしてだろうか？その要因を分析することは今後の出生数、出生率及び少子化対策を考える上で大変重要である。

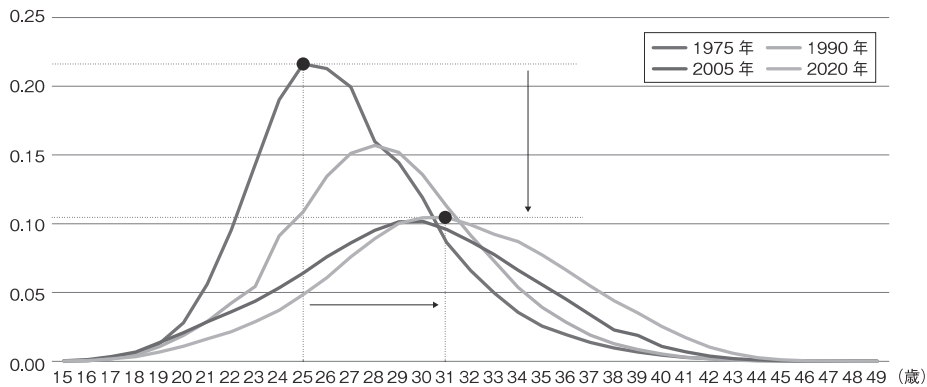
図 1.1. 出生率と合計特殊出生率



出所) 内閣府『令和4年版 少子化社会対策白書』, p.5 より引用
出所元データ) 厚生労働省「人口動態統計」

* 本稿を作成するにあたり、経済政策研究会のメンバー、とくに杉原茂教授（日本大学）と河越正明教授（日本大学）から、また日本経済学会 2023 年度秋季大会（2023 年 9 月 16 日、関西大学）において児玉直美教授（明治学院大学）から大変有益なコメントをいただいた。ここに深く感謝の意を表したい。本稿は筆者の個人的な見解をまとめたものである。

図 1.2. 女性の年齢別出生率



出所) 内閣府『令和4年版 少子化社会対策白書』, p.9 より引用
 出所元データ) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2022」

この間の女性の年齢別出生率をみると、ピークの年齢は高くなり、当該年齢の出生率は低下している。一方、30～40 歳代の年齢別出生率は上昇している (図 1.2.)。

また、人口動態と経済の関係については、労働力が主要な生産要素であることから人口成長が経済成長に影響を与えるとするソロー・スワンモデル (Solow, 1956) などの経済成長理論が提唱され、それらに基づいて数多くの分析がなされてきた。しかし、逆に経済が人口動態に与える影響について分析されることは少なかった。本論においては、第3次ベビーブームが起きなかった要因を経済的観点から分析することを通じて、経済状況が人口動態に与える影響を明らかにする。

本論の構成は、以下のとおりである。まず、第2章で出生率についてこれまで行われてきた実証研究を概観し、第3章で先行研究を踏まえ分析にあたって留意すべき点を整理する。続いて、第4章で分析の方針とデータについて説明し、第5章で推計モデルと推計結果を紹介する。最後に、第6章で結果と今後の課題についてまとめる。

2. 先行研究

相川・酒田他 (2022) は近年の少子化対策と出生率に関する研究を以下のように分類した。

- (1) 育児休業・雇用政策：育児休業制度や短時間勤務制度などといった企業による両立支援策は出生率及び出生意欲にプラスの影響を及ぼすという結果が確認できる。
- (2) 保育サービス：(省略)
- (3) 経済的支援：所得補助と非所得補助にはどちらも出生率を上昇させる効果があることが確認される。児童手当の増額等を含む家計の所得上昇は出生率にプラスの影響を与える可能性があるものの、女性賃金の上昇や女性就業による世帯所得の増加は出生率にマイナスの影響を及ぼしていた。
- (4) 夫の家事・育児：(省略)
- (5) 結婚支援：生涯未婚率の上昇は出生率にマイナスの影響を及ぼすことが確認される (堤, 2011, 足立・中里, 2017)。未婚率・婚姻率には年齢や学歴、雇用形態、経済状況など、様々な変数が影響

を与えるが、その影響の大きさは性別によって異なることが一貫して確認された。男性では賃金・年収・雇用形態などの経済的な要素が大きく、女性では雇用形態や労働時間など、機会費用に関する要素が婚姻率に大きく影響することが確認される。

(6) 地域：(省略)

このうち、足立・中里（2017）は出生率を規定する経済的・社会的要因のうち、子育てのコスト（子育ての機会費用としての女性賃金率）の上昇と女性の社会進出（女性就業率の上昇）が出生率に与える影響に注目し、1985年から2010年までの期間（2000年、2005年、2010年の各年の時点で35-39歳となる3つのコーホート）を対象に、47都道府県のデータを利用して、出生率の決定要因について実証分析を行った。

厚生労働省「人口動態統計」、総務省「国勢調査」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、厚生労働省「社会福祉施設等調査」のデータを用い、女性賃金率、女性就業率、生涯未婚率、平均結婚年齢を説明変数とし、完結出生力数を被説明変数とする加重最小二乗法による分析を行った。分析対象は1961～1975年に生まれた女性とした。

分析結果によれば、生涯未婚率の上昇と女性賃金の上昇が出生率（完結出生力）に有意な負の影響をもたらしており、結婚や出産・育児に伴うコスト（機会費用）が出生率の低下に大きな影響を与えていることが確認された。また、出生率の動向を理解する上で未婚率や賃金率に着目することが重要な意味を持つことは明らかになったが、就業率のデータを正規・非正規に区分するなど、女性の就業状態についてより詳細な情報をもとに、女性就業率と出生率の関係についてさらに踏み込んだ分析を行うことが必要であるとしている。

また、堤（2011）は日本の出生率の主たる要因である「未婚化」および結婚、出産のタイミングの先送りをしている「晩婚化」、結婚した人の出生力である「有配偶出生率」の3つが、それぞれどの程度出生力に影響を及ぼしているのか、また、これら各基本要因に影響を与えている経済社会の諸要因についてコーホートデータを作成し、分析を行った。

総務省「国勢調査」（1970年～2005年）、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、総務省「小売物価統計調査年報」のデータを用い、20～39歳の女性を分析対象に被説明変数を完結出生率、説明変数を生涯未婚率、平均結婚年齢、有配偶出生率、女性賃金、男性賃金、女性失業率、20～24歳女性失業率、女性雇用就業者比率、20～24歳女性雇用就業者比率、女性の学歴、民営家賃とした回帰分析（最小二乗法）により分析を行った。

分析結果によれば、完結出生率には、生涯未婚率と平均結婚年齢が有意に負の、有配偶出生率が有意に正の影響を与えており、中でも有配偶出生率の影響力が最も大きく、晩婚化による生産年齢の上昇が、複数子、末子の出産を断念する効果を持っていると考えられることが示されている。また、男性賃金が結婚を促進するのに対して、女性全体の失業率の高さは結婚を抑制するという結果が得られた、としている。

このように出生率の低下や少子化の要因については多岐にわたって分析されている。しかし、先行研究については以下のような不満がある。

- ① それぞれの要因がどの程度出生率の低下や少子化に寄与しているかについて分析しているものは少ない。

- ② 出生率の低下や少子化には世代の特性が大きく関わっていると思われるが、コーホートデータを用いて分析しているものは少ない。
- ③ 出生率の低下や少子化には男性側の要因も関わっていると思われるが、男性側の要因に関する分析が少ない。
- ④ 第3次ベビーブームが起きなかった要因を計量的に分析したものはあまり見つからない。

3. 分析にあたって考慮すべき点

出生数が減少すると出生率の低下に焦点が当たるが、出生率は有配偶率（既婚率）と有配偶出生率（結婚した男女の出生率）に分解できる。また、出生数の変動は人口要因、有配偶率要因、有配偶出生率要因、非嫡出子要因に分解できる。出生数の差の要因分解の考え方は以下のとおりであり、男女どちらからでもみることができるという特徴がある。

出生数

= 嫡出出生数 + 非嫡出出生数

= 年齢階級別（女（男）性人口 × 有配偶率 × 有配偶出生率）の和 + 非嫡出出生数

各年と1980年との出生数の差

= 年齢階級別（女（男）性人口の差 × 1980年の有配偶率 × 1980年の有配偶出生率）の和

・・・女（男）性人口要因

+ 年齢階級別（1980年の女（男）性の数 × 有配偶率の差 × 1980年の有配偶出生率）の和

・・・有配偶率要因

+ 年齢階級別（1980年の女（男）性の数 × 1980年の有配偶率 × 有配偶出生率の差）の和

・・・有配偶出生率要因

+ 非嫡出出生数の差

・・・非嫡出子要因

このように出生数の減少を人口要因、有配偶率要因、有配偶出生率要因、非嫡出子要因に分解してみたのが図3.1.（女性からみて分解）と図3.2.（男性からみて分解）である。データは厚生労働省「人口動態統計」と総務省統計局「国勢調査」から国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集2022」にまとめられたものを用いた。

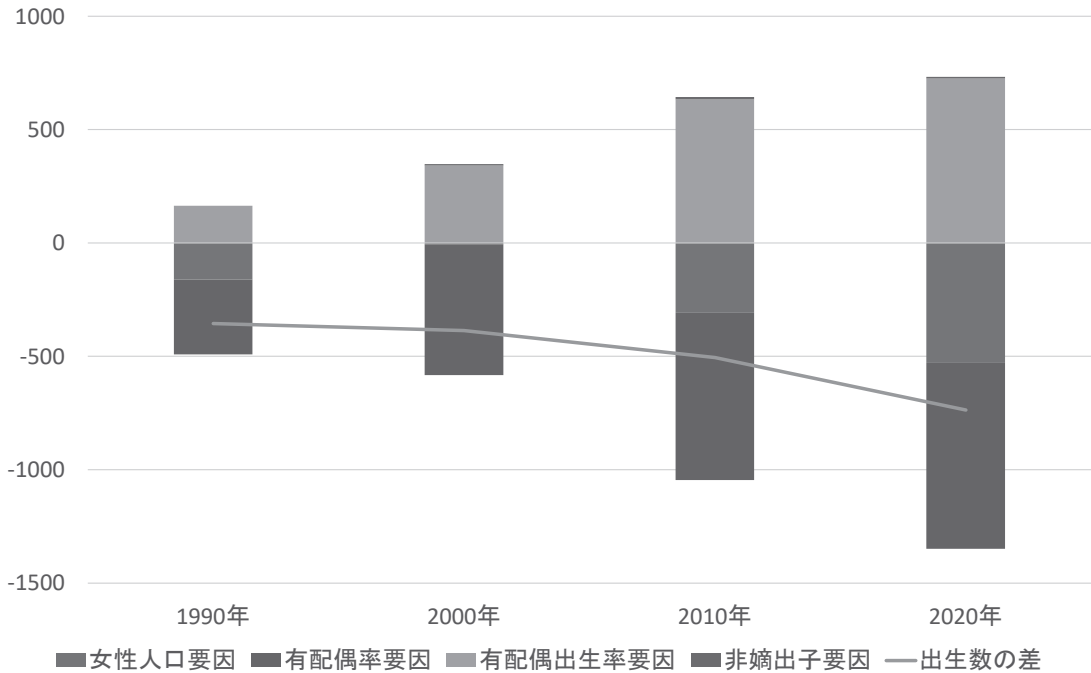
その結果、どちらからみても有配偶率要因が出生数に対してマイナスに寄与しているのに対し、有配偶出生率要因は出生数に対してプラスに寄与していることがわかる。すなわち、出生数の減少及び出生率の低下の要因となっているのは有配偶率の低下ではなく既婚率の低下（未婚率の上昇）である可能性が高い。

出生数の減少・出生率の低下の経済的要因（坪内）

(1) 女性からみると出生数が減少したのは未婚率の上昇の影響が大きい（図 3.1.）.

図 3.1. 女性からみた各年と 1980 年との出生数の差の要因分解

（単位：千人）



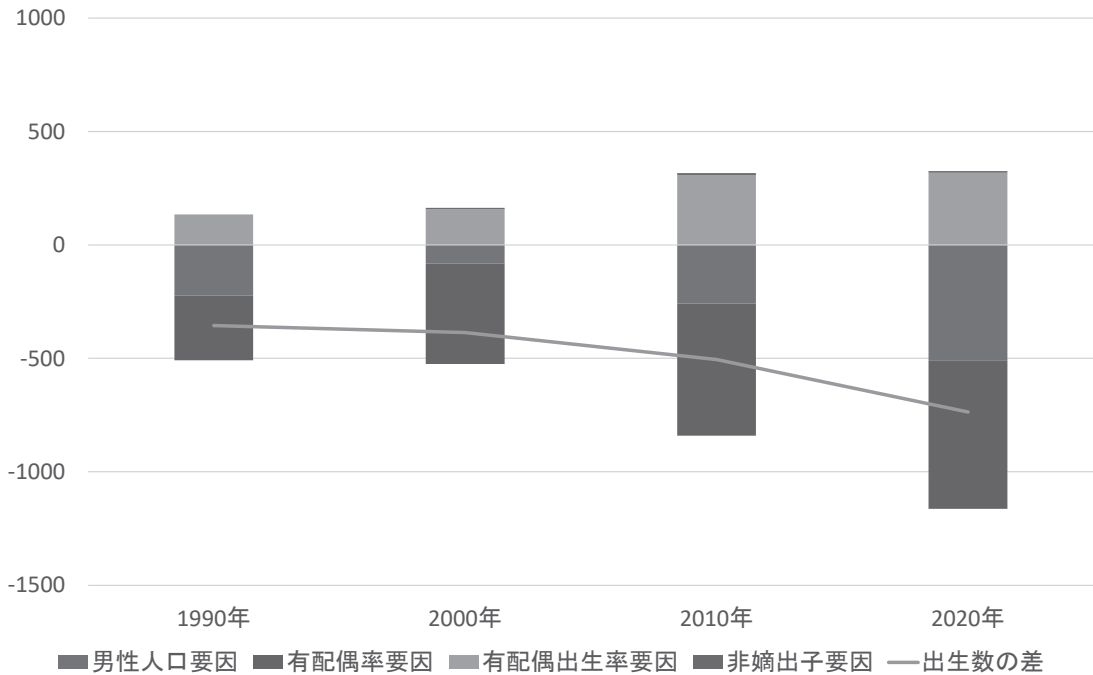
注) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2022」を元に算出

- ① 出生数が減少したのは有配偶率の低下（未婚率の上昇）の影響が最も大きい¹⁾.
- ② 女性人口の減少もマイナスに寄与している。2000年にマイナスの寄与がなくなっているのは第2次ベビーブーム世代が20代半ばになったため.
- ③ 有配偶出生率（結婚した女性が生む子供の数）はむしろプラスに寄与している.

(2) 男性からみても出生数が減少したのは未婚率の上昇の影響が大きい (図 3.2.)

図 3.2. 男性からみた各年と 1980 年との出生数の差の要因分解

(単位：千人)



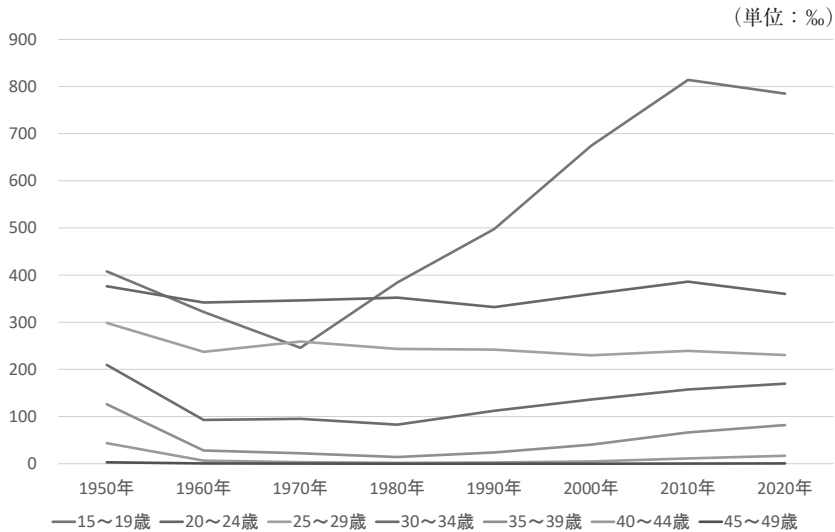
注) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2022」を元に算出

- ① 出生数が減少したのは有配偶率の低下（未婚率の上昇）の影響が最も大きい。
- ② 男性人口の減少もマイナスに寄与している。2000年にマイナスの寄与が小さくなっているのは第2次ベビーブーム世代が20代半ばになったため。
- ③ 有配偶出生率（結婚した男性がもつ子供の数）はむしろプラスに寄与している。

出生数の減少・出生率の低下の経済的要因（坪内）

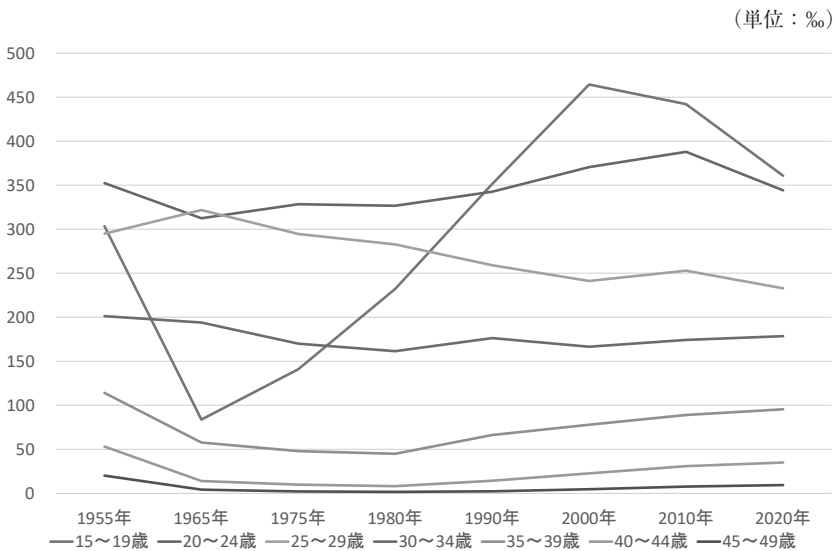
実際に、有配偶（嫡出）出生率は25～29歳を除くと1980年以降男女とも上昇傾向にある（図3.3., 図3.4.）。

図 3.3. 有配偶女性の年齢別出生率



出所) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2022」, 厚生労働省「人口動態統計」, 総務省統計局「国勢調査」

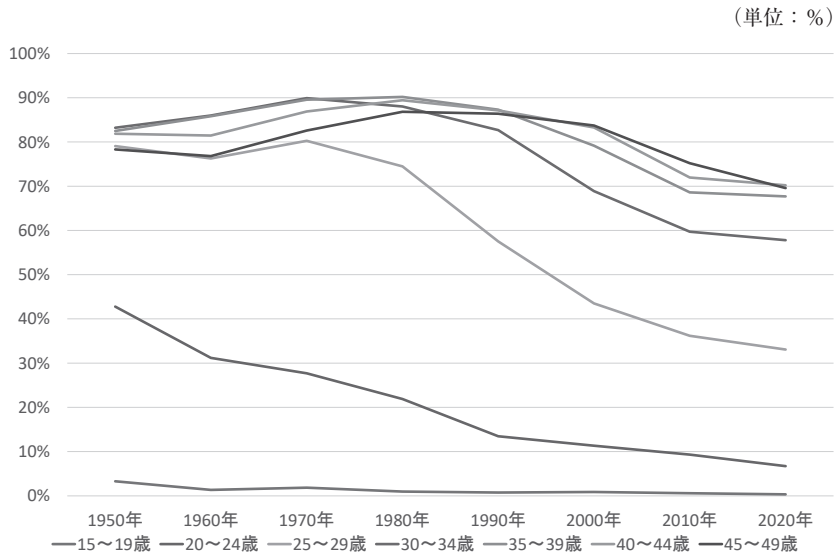
図 3.4. 有配偶嫡出男性の年齢別出生率



出所) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2022」, 厚生労働省「人口動態統計」, 総務省統計局「国勢調査」

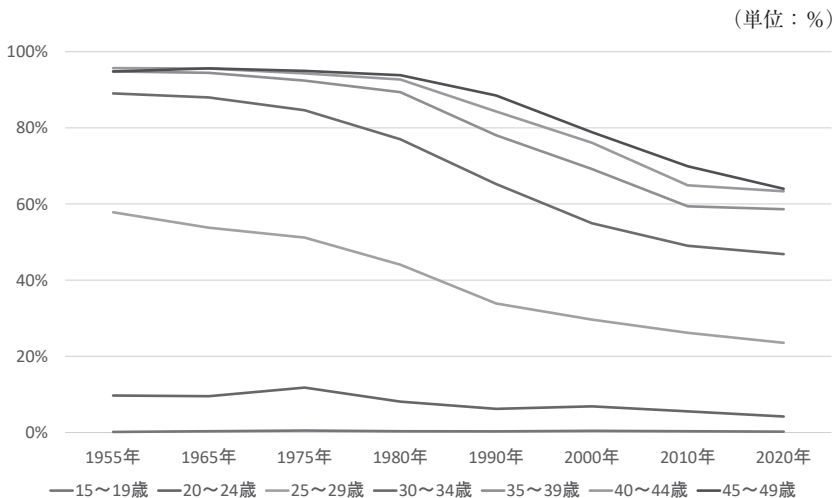
一方、女性の有配偶率は1960年に20～24歳にあった世代から晩婚化がみられ、1970年に20～24歳にあった世代以降低下傾向にある(図3.5.)。また、男性の有配偶率は1965年に25～29歳にあった世代から晩婚化がみられ、1980年に35～39歳にあった世代以降低下傾向にある(図3.6.)。

図 3.5. 女性の有配偶率



出所) 総務省統計局「国勢調査」

図 3.6. 男性の有配偶率



出所) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2022」, 厚生労働省「人口動態統計」,
総務省統計局「国勢調査」

4. 分析の方針とデータ

- (1) 以上のことを踏まえ、本論文では出生率の低下ではなく既婚率の低下の要因を分析する。出生数の減少及び出生率の低下の要因となっているのは有配偶出生率の低下ではなく既婚率の低下（未婚率の上昇）である。
- (2) 男女双方について要因を分析する。出生数の減少及び出生率の低下について男子側の要因に関する分析はあまりなされていないが、既婚率の低下（未婚率の上昇）の要因は男女双方にあると考えられる。
- (3) コーホートデータを用いて分析する。既婚率は同じコーホートの前の既婚率から正の影響を受けると考えられる。また、世帯単位のデータではなく、個人単位のデータを用いる。
- (4) 経済的要因に焦点を当て分析する。1970年代前半（1971年～74年）に生まれた団塊ジュニア世代が20～34歳を迎えた1990年代～2000年代はバブルが崩壊して低成長が続いた。また、1990年代後半には失業率が上昇し、賃金も初めて低下するなど経済が大きな曲がり角に來たと思われた時代だった。

以下では、既婚率に影響を与える経済的要因として、賃金と失業率を考える。仕事に就いて賃金（収入）を得ることは、結婚して家庭をもち、子供を育てるため不可欠である。そのため、賃金が低下すると結婚するのをためらうことになると考えられる²⁾。また、失業率の上昇は、所得のない失業者の増加を意味するだけでなく、就業者が失業する確率の上昇を意味するため、就業者が結婚するのをためらう原因になると考えられる。

次に分析で用いるデータを概観する。

データは、既婚率（未婚率）、実質給与額（賃金）及び完全失業率について、1970年～2020年、20～24歳から50～54歳までの7年年齢階級、1946～50年生まれから1991～1995年生まれまでの10コーホートからなるコーホートデータで、データの出所はそれぞれ以下のとおりである。

年齢階級別既婚率（未婚率）：総務省統計局「国勢調査」

年齢階級別給与額（きまって支給する現金給与額）：厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

消費者物価指数（総合）：総務省統計局「消費者物価」

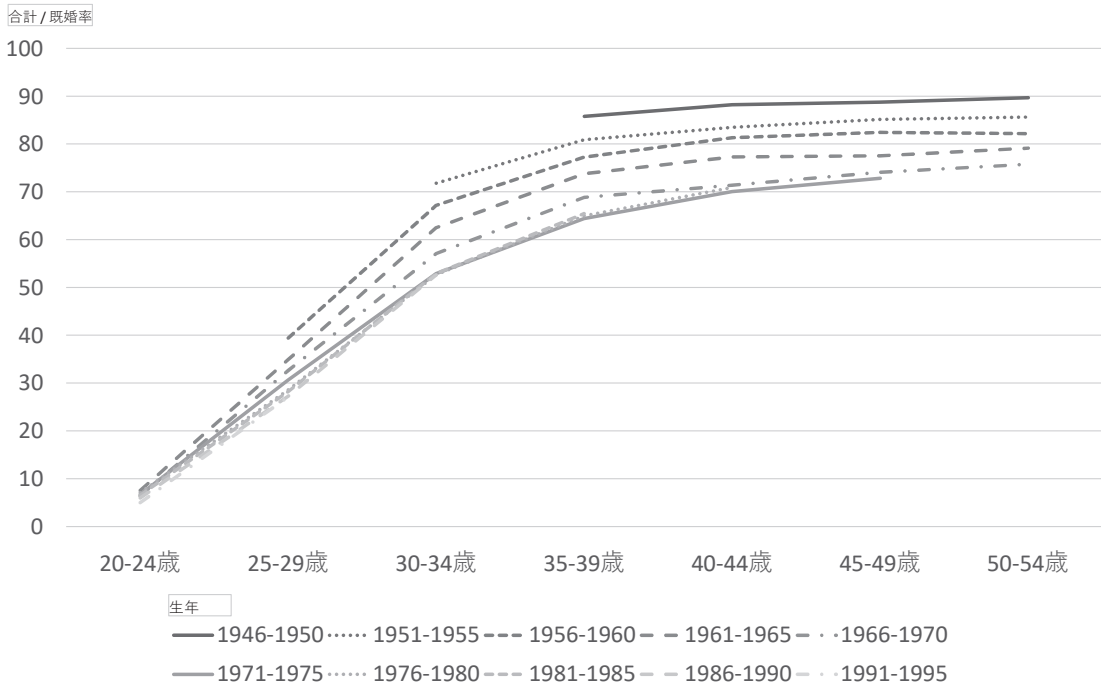
年齢階級別完全失業率：総務省統計局「労働力調査」

なお、実質給与額については、「きまって支給する現金給与額」を「消費者物価指数（総合）」で割って算出した。

まず男性の既婚率の推移をみると、世代を経るごとに既婚率のカーブは低下している(図4.1.)。1966-1970世代までは30-34歳時の既婚率の低下幅をその後も維持し、それが生涯既婚率の差になっている。団塊ジュニア世代を含む1971-75世代以降は30-34歳時の既婚率は低いが、40-44歳時に1966-70世代に追いついている。晩婚化と言ってよい。1976-80世代以降は25-29歳時の既婚率が更に低くなっている。

図 4.1. 男性のコーホートごとの既婚率の推移

(単位: %)

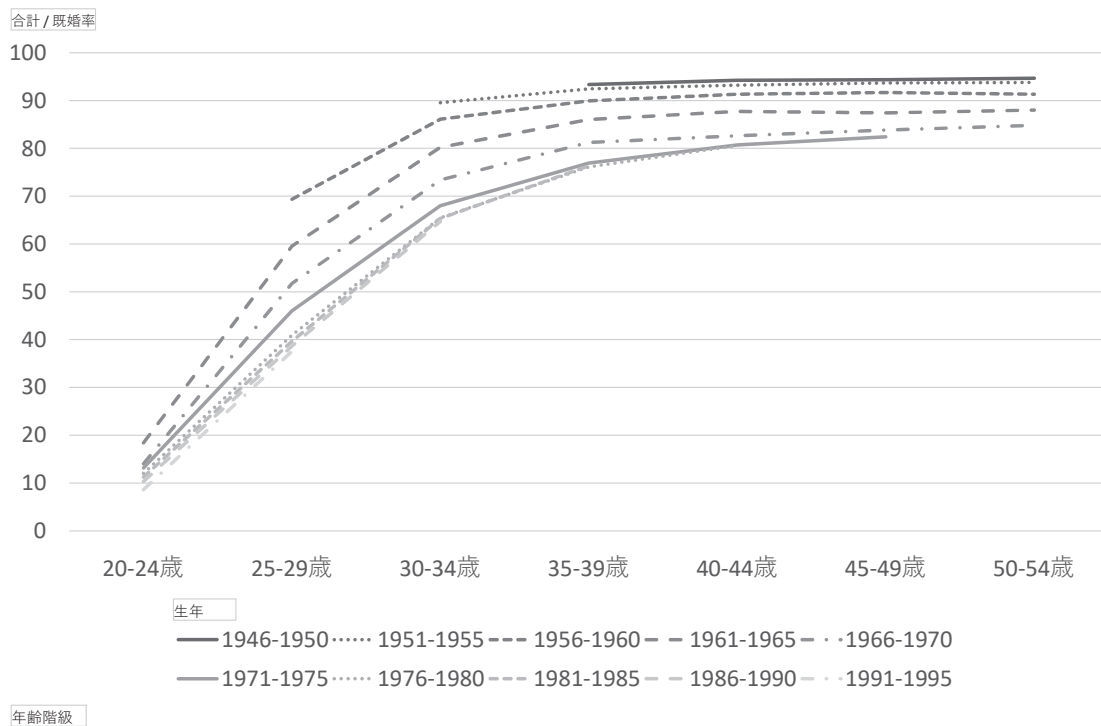


出所) 総務省統計局「国勢調査」

また、女性の既婚率の推移をみると、世代を経るごとに既婚率のカーブは低下している（図 4.2.）。1966–1970 世代までは 30–34 歳時の既婚率の低下幅をその後も維持し、それが生涯既婚率の差になっている。団塊ジュニア世代を含む 1971–75 世代以降は 30–34 歳時の既婚率は低いが、40–44 歳時に 1966–70 世代にほぼ追いついている。晩婚化と言ってよい。1976–80 世代以降は 25–29 歳時の既婚率が更に低くなっている。

図 4.2. 女性のコーホートごとの既婚率の推移

（単位：％）

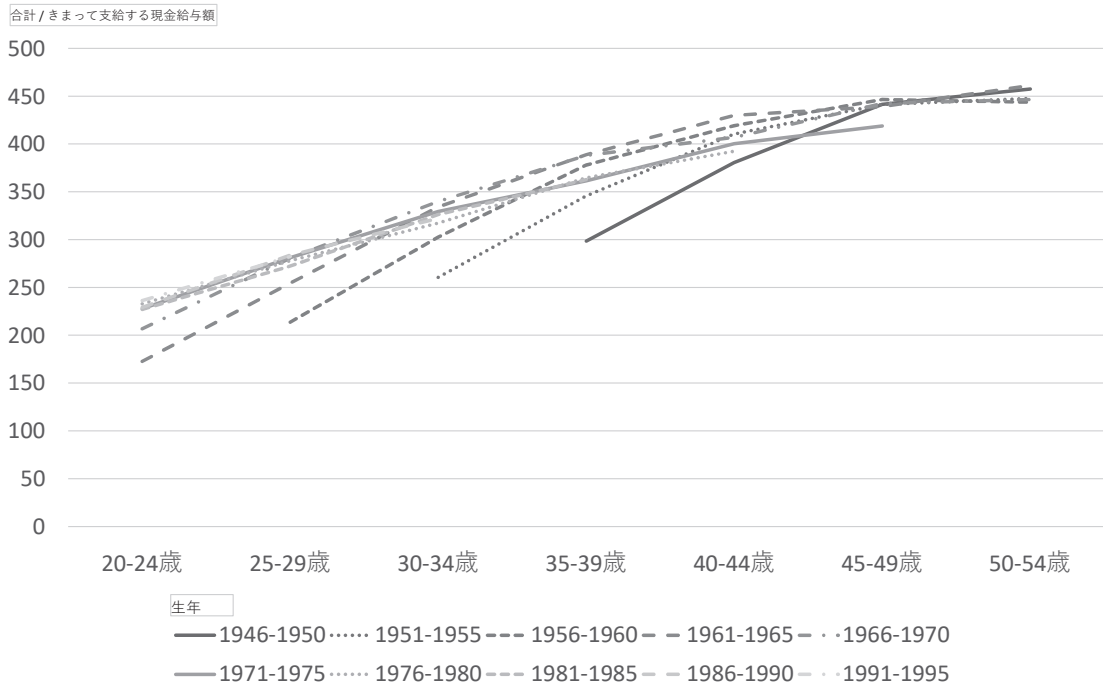


出所）総務省統計局「国勢調査」

次に、男性の給与額の推移をみると、1990年代後半から2000年代前半にかけて20-34歳の給与額はむしろ上昇しているため、自分の所得が低下したため既婚率の上昇が緩やかになったという分析結果を得るのは難しいことが予想される(図4.3.)。ただ、賃金カーブの低下が自分自身の生涯賃金に対する期待を低下させたと考えることは可能かもしれない。

図 4.3. 男性のコーホートごとの「きまって支給する現金給与額」の推移

(単位：千円)



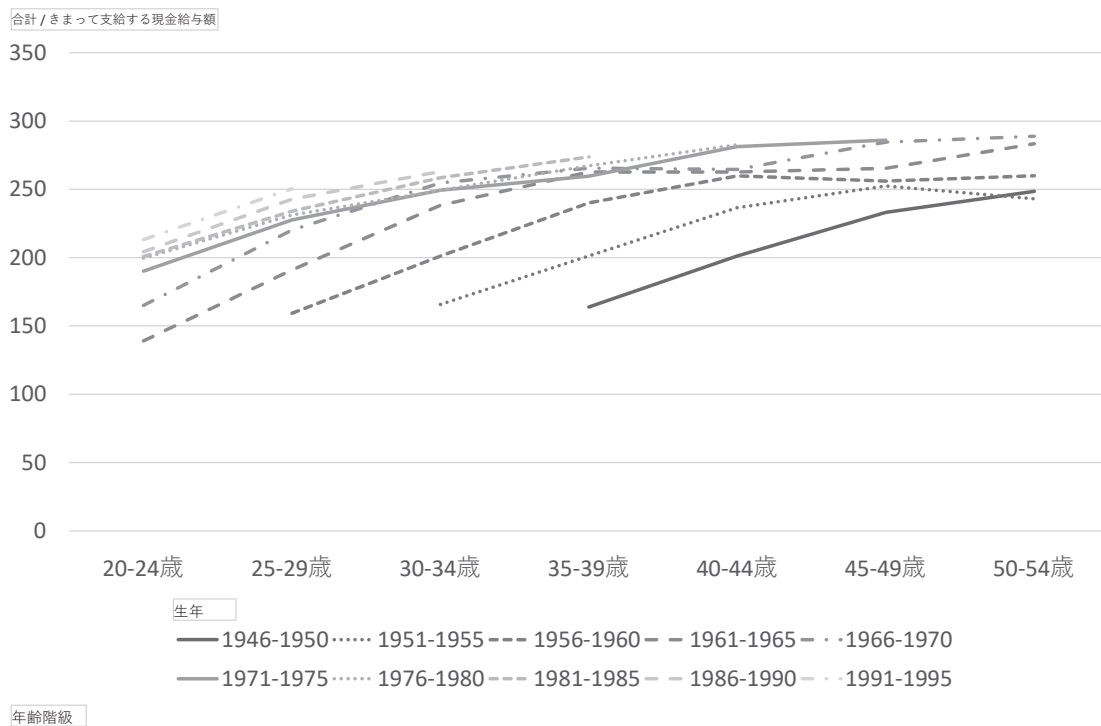
出所) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

出生数の減少・出生率の低下の経済的要因（坪内）

また、女性の給与額の推移をみると、1990年代後半から2000年代前半にかけて20-34歳の給与額はむしろ上昇しているため、自分の所得が低下したため既婚率の上昇が緩やかになったという分析結果を得るのは難しいことが予想される（図4.4.）。ただ、賃金カーブの低下が自分自身の生涯賃金に対する期待を低下させたと考えることは可能かもしれない。

図 4.4. 女性のコーホートごとの「きまって支給する現金給与額」の推移

（単位：千円）

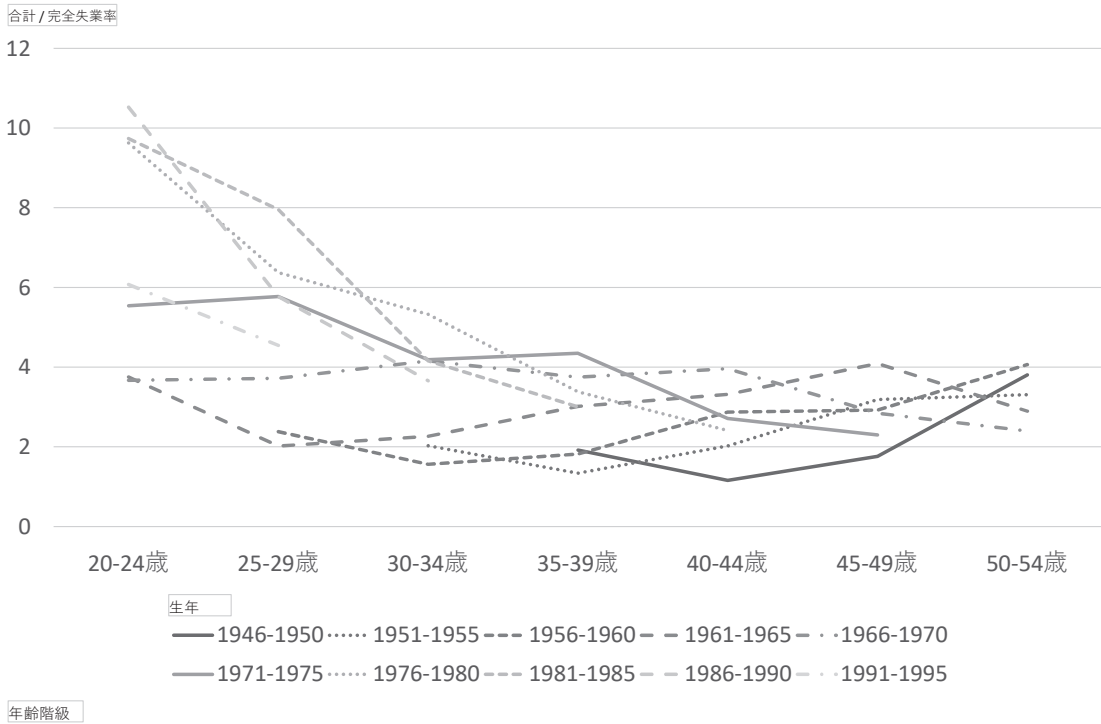


出所）厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

さらに、男性の失業率の推移をみると、20-24歳の失業率は1971-75世代以降、25-29歳の失業率は1966-70世代以降、30-34歳の失業率は1961-65世代以降、それ以前の世代よりも失業率が高くなっている（図4.5.）。これは1995年代後半以降の雇用情勢の悪化によるものと考えられる。

図 4.5. 男性のコホートごとの完全失業率の推移

(単位：%)



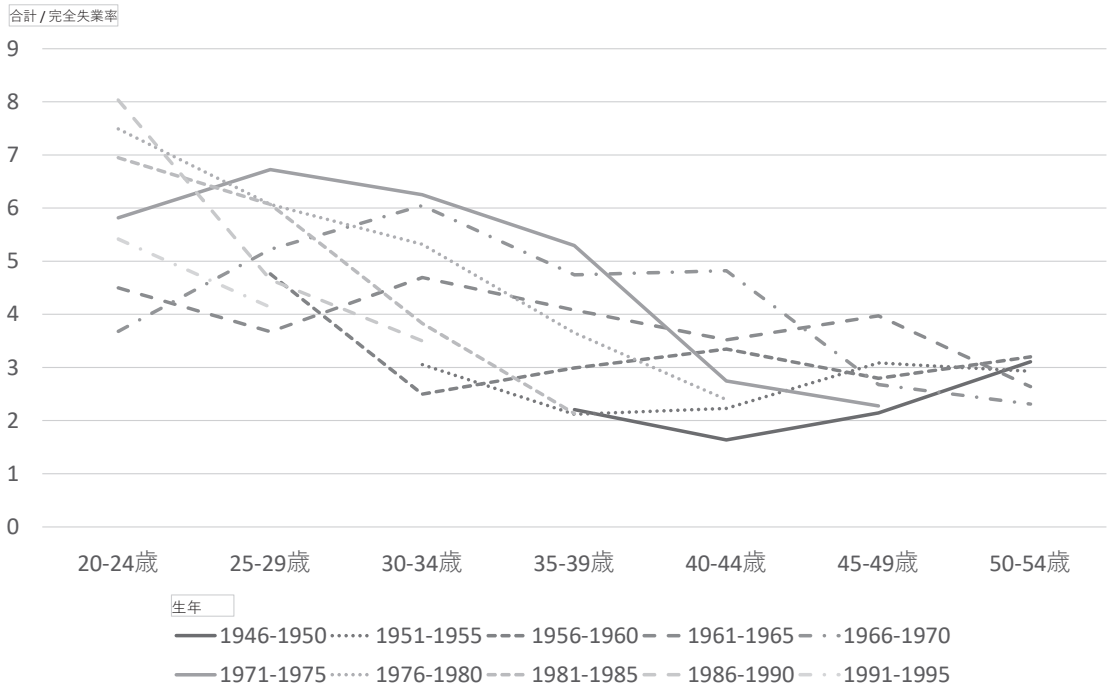
出所) 総務省統計局「労働力調査」

出生数の減少・出生率の低下の経済的要因（坪内）

また、女性の失業率の推移をみると、20-24歳の失業率は1971-75世代以降、25-29歳の失業率は1966-70世代以降、30-34歳の失業率は1961-65世代以降、それ以前の世代よりも失業率が高くなっている（図4.6.）。これも1995年代後半以降の雇用情勢の悪化によるものと考えられる。

図 4.6. 女性のコーホートごとの完全失業率の推移

（単位：％）



出所）総務省統計局「労働力調査」

5. 推計モデルと推計結果

以上のデータを用いて男女別に既婚率の低下要因を分析した。

(1) 男性

①推計モデル

既婚率 = f (5 年前既婚率, 5 年前失業率, 生年, 年齢ダミー, 年齢ダミー * 5 年前失業率)

推計期間：1975 年～2020 年

年齢階級：20～24 歳から 50～54 歳

②推計結果

回帰統計	
重相関 R	0.998169
重決定 R ²	0.996342
補正 R ²	0.995929
標準誤差	1.928668
観測数	70

説明変数	係数	標準誤差	t	P-値
切片	368.2149	49.03551	7.509148	2.82E-10
5 年前既婚率	0.576365	0.012582	45.80807	1.6E-49
5 年前失業率	-1.07672	0.206625	-5.211	2.28E-06
生年	-0.16824	0.025152	-6.68898	7.41E-09
20 ダミー	-29.6001	2.045534	-14.4706	1.52E-21
20 ダミー * 5 年前失業率	1.185559	0.253503	4.676705	1.62E-05
30 ダミー	8.988825	0.734141	12.244	3.38E-18
35 ダミー	3.032685	0.703021	4.313788	5.87E-05

推計結果をみると、5 年前の失業率はマイナスに有意であり、失業率が 1% 高いと 5 年後の既婚率が 1.1% ポイント低くなる³⁾。

また、生年が 5 年遅くなるごとに生涯既婚率は約 2.0% ポイントずつ低下する（初項が 0.16824*5、公比が (1-0.42364) の等比数列の和）。

(2) 男性（説明変数に現金給与額を加えて推計）

①推計モデル

既婚率 = f (5 年前既婚率, 5 年前失業率, 5 年前きまって支給する現金給与額（実質）, 生年, 年齢ダミー, 年齢ダミー * 5 年前失業率)

推計期間：1985 年～2020 年

年齢階級：20～24 歳から 50～54 歳

出生数の減少・出生率の低下の経済的要因（坪内）

②推計結果

回帰統計	
重相関 R	0.999444
重決定 R ²	0.998889
補正 R ²	0.9987
標準誤差	1.053601
観測数	56

説明変数	係数	標準誤差	T	P-値
切片	217.1982	41.92092	5.18114	4.55E-06
5 年前既婚率	0.677378	0.01914	35.39017	1.56E-35
5 年前失業率	-0.65913	0.124037	-5.314	2.89E-06
5 年前きまって支給する現金給与額（実質）	-0.01645	0.005552	-2.96316	0.004767
生年	-0.09231	0.021686	-4.25664	9.84E-05
20 ダミー	-26.1161	1.58194	-16.5089	3.42E-21
20 ダミー * 5 年前失業率	0.777666	0.177742	4.375242	6.7E-05
30 ダミー	8.595898	0.469324	18.3155	4.95E-23
35 ダミー	2.700485	0.490493	5.50565	1.49E-06

推計結果は（1）と似ているが、5 年前の「きまって支給する現金給与額（実質）」の係数が有意にマイナスになっている。この間「きまって支給する現金給与額（実質）」は増加しており（図 4.3.）、自分の所得が減少したため既婚率の上昇が緩やかになったという仮説は支持されなかったことになる。

（3）女性

①推計モデル

既婚率 = f （5 年前既婚率, 5 年前失業率, 生年, 年齢ダミー, 年齢ダミー * 5 年前失業率）

推計期間：1975 年～2020 年

年齢階級：20～24 歳から 50～54 歳

②推計結果

回帰統計	
重相関 R	0.99182
重決定 R ²	0.983706
補正 R ²	0.982433
標準誤差	3.738235
観測数	70

説明変数	係数	標準誤差	T	P-値
切片	412.4664	97.39491	4.234989	7.46E-05
5 年前既婚率	0.428411	0.022196	19.30123	2.23E-28
5 年前失業率	-1.16021	0.388627	-2.98541	0.004008
生年	-0.18253	0.049902	-3.65788	0.000516
20 ダミー	-30.4661	1.834785	-16.6047	6.97E-25
30 ダミー	4.51941	1.332254	3.392303	0.001193

推計結果をみると、当該年の失業率よりも 5 年前の失業率の方が有意であった。5 年前の失業率はマイナスに有意であり、失業率が 1% 高いと 5 年後の既婚率が 1.2% ポイント低くなる。

また、生年が 5 年遅くなるごとに生涯既婚率は約 1.6% ポイントずつ低下する（初項が 0.18253×5 、公比が $(1 - 0.57159)$ の等比数列の和）。

(4) 女性（説明変数に現金給与額を加えて推計）

①推計モデル

既婚率 = f (5 年前既婚率, 5 年前失業率, 5 年前きまって支給する現金給与額 (実質), 生年, 年齢ダミー, 年齢ダミー * 5 年前失業率)

推計期間：1985 年～2020 年

年齢階級：20～24 歳から 50～54 歳

②推計結果

回帰統計	
重相関 R	0.995932
重決定 R ²	0.991881
補正 R ²	0.990887
標準誤差	2.739689
観測数	56

説明変数	係数	標準誤差	T	P-値
切片	486.4678	141.5064	3.437779	0.001205
5 年前既婚率	0.477845	0.034906	13.68965	2.28E-18
5 年前失業率	-0.62475	0.314922	-1.98382	0.052892
5 年前きまって支給する現金給与額 (実質)	0.007476	0.021704	0.344427	0.731999
生年	-0.2239	0.07324	-3.05709	0.003614
20 ダミー	-28.0701	1.617722	-17.3516	1.46E-22
30 ダミー	5.610819	1.131171	4.960188	8.87E-06

推計結果は (3) と似ているが、5 年前の「きまって支給する現金給与額 (実質)」の係数はプラスで

はあるものの有意ではない。この間「きまって支給する現金給与額（実質）」は増加しており（図 4.4.）、女性についても自分の所得が減少したため既婚率の上昇が緩やかになったという仮説は支持されなかったことになる。

（5）女性（男性の失業率を用いて推計）

結婚するかどうかは自分自身の経済状況だけでは決められない。女性の既婚率には相手となる男性の雇用状況が影響する可能性がある。そこで、説明変数に同世代の男性の失業率を用いて推計した。

①推計モデル

既婚率 = f （5 年前既婚率, 5 年前失業率（男性）, 生年, 年齢ダミー, 年齢ダミー * 5 年前失業率）

推計期間：1975 年～2020 年

年齢階級：20～24 歳から 50～54 歳

②推計結果

回帰統計	
重相関 R	0.993229
重決定 R ²	0.986504
補正 R ²	0.98545
標準誤差	3.402149
観測数	70

説明変数	係数	標準誤差	t	P-値
切片	380.2882	79.62797	4.775811	1.08E-05
5 年前既婚率	0.401548	0.021341	18.81568	8.94E-28
5 年前失業率（男性）	-1.40014	0.285625	-4.90202	6.8E-06
生年	-0.16485	0.040726	-4.04793	0.000142
20 ダミー	-28.5507	1.72018	-16.5975	7.13E-25
30 ダミー	3.776256	1.21022	3.120306	0.002709

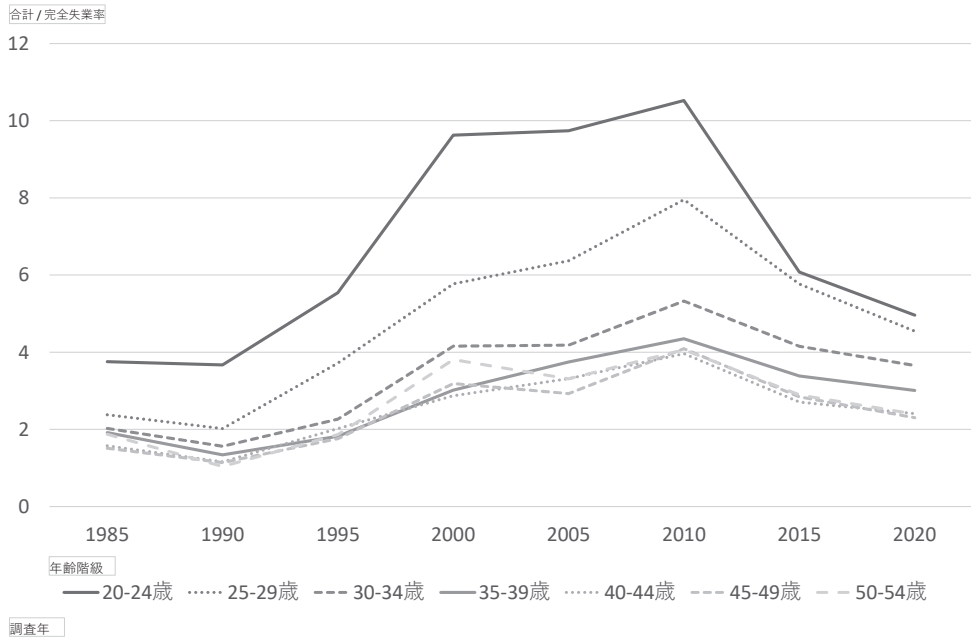
推計結果をみると、5 年前の同世代の男性の失業率を採用した方が女性の失業率を採用した場合よりも少しだけ説明力が高くなった⁴⁾。5 年前の失業率はマイナスに有意であり、失業率が 1% 高いと 5 年後の既婚率が 1.1% ポイント低くなる。

また、生年が 5 年遅くなるごとに生涯既婚率は約 1.4% ポイントずつ低下する（初項が 0.16485*5、公比が (1-0.59845) の等比数列の和）。

これらの推計結果の背景にある男女の年代別の失業率の推移をみると、1995 年から 2010 年にかけて若者（男性では 20-29 歳、女性では 20-34 歳）の失業率が大きく上昇しており、それが若者の既婚率を低くしたと考えられる（図 5.1., 図 5.2.）。

図 5.1. 男性の年代別失業率

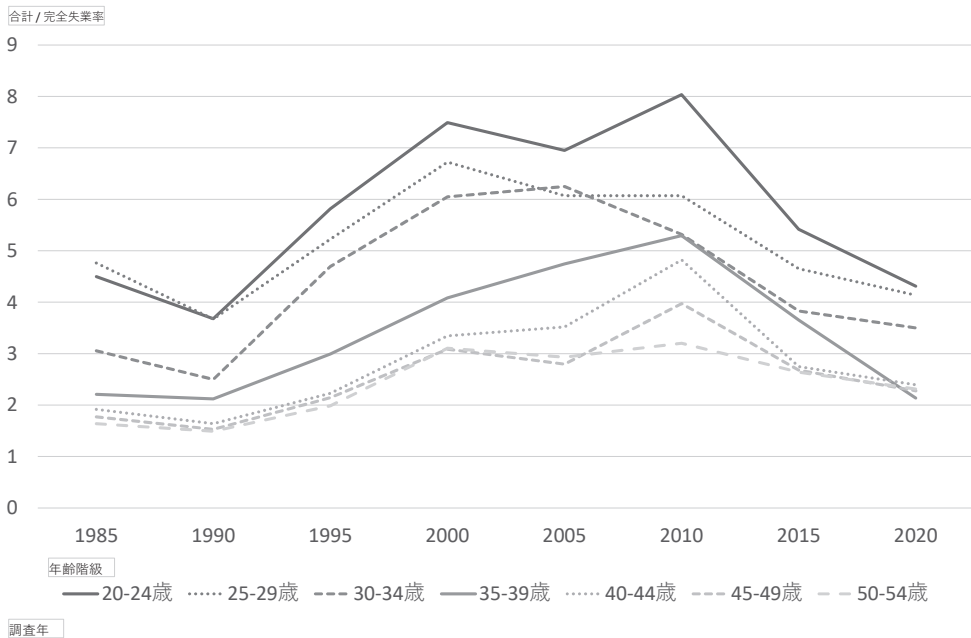
(単位：%)



出所) 総務省統計局「労働力調査」

図 5.2. 女性の年代別失業率

(単位：%)



出所) 総務省統計局「労働力調査」

出生数の減少・出生率の低下の経済的要因（坪内）

そこで、20～24 歳以降の失業率の上昇が既婚率に与える影響（寄与度）について、推計結果をもとに 1971～75 年生まれ世代（第 2 次ベビーブーム世代）を 1961～65 年生まれ世代と比較すると、失業率の上昇が男性は出生率の高い 25～29 歳で約 1.9%ポイント、30～34 歳で約 5.1%ポイント、35～39 歳で約 5.0%ポイント既婚率を引き下げたことがわかった。これらは各年代における既婚率の低下の半分程度にあたる。一方、生涯既婚率は約 0.8%ポイント上昇させることになりそうである。

5 年前の失業率上昇の既婚率の低下に対する影響		
	1971-75 年世代 - 1961-65 年世代	
	世代間の既婚率の差（％）	失業率の差の寄与度（％）
20-24 歳	-0.842509743	
25-29 歳	-4.289522967	-1.923707683
30-34 歳	-9.591325918	-5.149694605
35-39 歳	-9.394992918	-5.032287471
40-44 歳	-7.265135725	-4.335437705
45-49 歳	-4.690336033	-1.844153192
50-54 歳		0.865309257

また、失業率の上昇が女性も出生率の高い 25～29 歳で約 1.5%ポイント、30～34 歳で約 4.2%ポイント、35～39 歳で約 3.6%ポイント既婚率を引き下げたことがわかった。これらは 30～34 歳、35～39 歳の既婚率の低下の 3 分の 1 程度にあたるが、25～29 歳の既婚率の低下については一部分にしかあたらない。一方、生涯既婚率は約 1.8%ポイント上昇させることになりそうである。

5 年前の失業率上昇の既婚率の低下に対する影響		
	1971-75 年世代 - 1961-65 年世代	
	世代間の既婚率の差（％）	失業率の差の寄与度（％）
20-24 歳	-5.239620211	
25-29 歳	-13.57365153	-1.530209351
30-34 歳	-12.27852926	-4.196151613
35-39 歳	-9.140133234	-3.601998673
40-44 歳	-7.058993059	-2.952002295
45-49 歳	-5.014849876	-0.366812398
50-54 歳		1.809446887

6. 結果のまとめ

- (1) 出生数の減少及び出生率の低下は有配偶出生率（結婚した男女の出生率）の低下ではなく既婚率の低下（未婚率の上昇）によって生じている可能性が高い。
- (2) 男女とも同世代の失業率が1%高いと5年後の既婚率が1.1～1.4%ポイント低くなる。
- (3) 1995年から2010年にかけて若者（20～39歳）の失業率が大きく上昇しており、それが若者の既婚率を低くし、第3次ベビーブームが起きなかった要因になったと考えられる。第2次ベビーブーム世代については、10歳年上の世代と比較して、出生率の高い25～39歳における既婚率を1.5～5.1%ポイント引き下げた可能性がある。これらは各年代における既婚率の低下のうち、女性については3分の1程度、男性については半分程度に相当する。
- (4) 生年が5年遅くなるごとに生涯既婚率は約1.4～2.0%ずつ低下する。
- (5) 結婚が加速するのは男性が30～39歳、女性が30～34歳である。

本論では第3次ベビーブームが起きなかった要因を経済的観点から分析したが、その有効性は過去だけに止まらない。現在も若者の失業率が高いままであり、それが若者の既婚率を低くしていると考えられる。現在の少子化対策には保育サービスや経済的支援の充実など既婚者を対象としたものが多く、結婚前の男女を対象とするものはあまり見当たらない。出生率の低下を防ぐためには、既婚者の出生率を高めることを目的とした政策だけでなく、既婚率を高めることにつながる若者の雇用の安定を図る政策が有効であると考えられる。

今後の課題は以下のとおりである。

- (1) 既婚率への生年の影響の中に失業率の趨勢的な上昇の影響が含まれている可能性があるか？
- (2) 出生率に対する所得分配の影響を分析したかったが、1990年代後半から2000年代前半にかけて20～34歳の実質給与額（賃金）はむしろ上昇しているため、自分の所得が低下したため既婚率の上昇が緩やかになったという分析結果を得るのは難しい。賃金カーブの低下が自分自身の生涯賃金に対する期待を低下させたと考えることは可能か？
- (3) 非正規雇用の増加を加味できないか？年齢階級別のデータを得にくいという問題がある。
- (4) コーホートデータを用いて分析するためデータが5年おきにならざるを得ず、日本全体だとデータ数が限られる。都道府県別のデータを用いて分析できないか？
- (5) 推計モデルにおいて有意な年齢ダミーのみを説明変数に加えているが、パネルデータだと考えて有意かどうかにかかわらずすべての年齢ダミーを説明変数に加えた方が良いか？

注

- 1) 日本において未婚に起因する出生率の低下の影響が既婚のカップルの出生率の低下の影響よりもはるかに大きいことについては、岩澤（2015）、岩澤・金子・佐藤（2016）、Kodama（2023）などで指摘されている。岩澤（2015）は、その理由として「結婚に踏み切る男女のほとんどは、子どもを持つことを主要な目的としており、そうした意欲、見通しが高い男女のみが結婚に至っている」ことを挙げている。

- 2) 児玉（2022）は1982年から2017年の就業構造基本調査を用いて非婚化・晩婚化等について分析し、「単身男性は増加しているが、それは低所得男性の婚姻率が急速に低下したこと、また低所得者の比率が上昇したことに起因して」いる一方、女性は「300万円より所得の多い層では婚姻率は下がって」おり、「婚姻率の低下は、低所得男性と高所得女性によって加速されているようである」としている。
- 3) 説明変数に5年前でなく当該年の失業率を用いた場合も同程度に有意であった。
- 4) ただし、結婚する際の年齢差を考え、説明変数に同年代でなく5歳上の男性の失業率を用いた場合は説明力が低くなった。Kodama（2023）は、「1982年には40代後半の夫は妻よりも平均年齢が4-5歳多かったが、2017年には年齢差は小さくなった。（中略）最近では30%の夫婦が正に同じ年齢であり、1歳差を含めると80%近くになる」と指摘している。

参考文献

- Kodama, Naomi (2023): "Income inequality, higher education, and marriage behavior in Japan," 『紀要』 第53号, 日本大学経済学部経済科学研究所, pp.5-22.
- Solow, Robert M. (1956): "A contribution to the theory of economic growth," *The quarterly journal of economics*, Vol.70, No.1, pp.65-94.
- 相川哲也, 酒田元洋他 (2022) 「少子化対策と出生率に関する研究のサーベイー結婚支援や不妊治療など社会動向の変化と実証分析を中心とした研究の動向ー」 *ESRI Research Note*, No.66, 内閣府経済社会総合研究所.
- 足立泰美・中里 透 (2017) 「出生率の決定要因ー都道府県別データによる分析」 『日本経済研究』 第75号, pp.63-91.
- 岩澤美帆 (2015) 「少子化をもたらした未婚化および夫婦の変化」 高橋重郷・大淵寛編著 『人口減少と少子化対策』 原書房, pp.49-72.
- 岩澤美帆, 金子隆一, 佐藤龍三郎 (2016) 「ポスト人口転換期の出生動向」 佐藤龍三郎・金子隆一編著 『ポスト人口転換期の日本』 原書房, pp.55-90.
- 児玉直美 (2022) 「世帯構造の変化と家族による共助の弱体化ー非婚化・晩婚化・同類婚と所得格差拡大ー」 『経済分析』 第205号, pp.5-28.
- 堤 静子 (2011) 「少子化要因としての未婚化・晩婚化ー都道府県コホートによる分析ー」, 『社会保障研究』 第47巻, 第2号, pp.59-74.

