

資料

日本人女性における就業状況別での
婚姻・出生率の年齢・時代・コホート分析オクイ 奥井
タスク 佑*

目的 本研究では就業状況による各年齢・時代・コホートでの日本人女性における婚姻率・出生率の違いを明らかにする。

方法 1995年から2015年までの人口動態職業・産業別統計と国勢調査のデータを用い、20歳から49歳まで5歳おきの就業有無および配偶有無別で婚姻数・出生数データを取得した。ベイジアンAPCモデルをもとに無配偶婚姻率・有配偶出生率の変化を年齢、時代、コホートの3効果に分離するとともに、各年齢、時代、コホートにおける就業者の非就業者に対する無配偶婚姻率比および有配偶出生率比を算出した。

結果 非就業者における無配偶婚姻率の時代効果は期間を通して減少し続けたが、就業者では2005年から上昇に転じていた。有配偶出生率に対する時代効果は就業状況によらず上昇したが、就業者の方が上昇率が大きかった。無配偶婚姻率のコホート効果は非就業者では1960年代、就業者では1970年代から減少しており、非就業者の方が減少率が大きかった。それにより、就業者の非就業者に対する無配偶婚姻率比は1946-1950年生まれで0.46 (95%信頼区間: 0.21, 0.90)であったが、1991-1995年生まれで1.00 (95%信頼区間: 0.45, 1.92)となっていた。一方、就業者の非就業者に対する有配偶出生率比は1946-1950年生まれで0.31 (95%信頼区間: 0.12, 0.69)であったが、1991-1995年生まれで0.38 (95%信頼区間: 0.14, 1.81)となっていた。

結論 就業者と非就業者における無配偶婚姻率および有配偶出生率の差は時代が経過するほど、または若いコホートになるほど縮小する傾向にあり、とくに無配偶婚姻率に関する差の減少率が大きかった。一方で、有配偶者出生率については依然としてコホートを問わず就業有無により統計学的に有意な差があることがわかった。

Key words : 年齢・時代・コホート分析, 日本人女性, 出生率, 就業状況, ベイズ推定

日本公衆衛生雑誌 2020; 67(12): 892-903. doi:10.11236/jph.67.12_892

I 緒 言

日本国内の人口は2008年を起点に減少に転じ¹⁾、今後も人口の減少が急速に続くことが想定されている。人口減少の直接的な要因は高齢化による死亡率の増加と少子化であり、出生数については一貫して減少を続けている²⁾。ある1年間において15-49歳の女性の各年齢別出生率を合計した期間合計特殊出生率は1970年代から減少が続き、2005年を境に上昇に転じているが、1970年代と比較すると低い水準にとどまっているといえる。なお、合計(特殊)出生率には期間合計(特殊)出生率とともに、あるコホー

トにおける女性一人あたりの出生数をあらかずコホート合計(特殊)出生率が存在する。期間合計(特殊)出生率とともにコホート合計(特殊)出生率を推定する研究が行われており³⁾、コホート合計(特殊)出生率も低下傾向を示すことがわかっている。これら合計特殊出生率の低下は主に男女の婚姻率の低下および婚姻年齢の高齢化と、有配偶者間における出生率の低下に起因するものであり、それらの要因については数多くの先行研究において論じられている。中でも主な要因としては、若年者の雇用や収入の不安定化、女性の高学歴化と社会進出の増加、価値観の変化などが挙げられている⁴⁻⁶⁾。そのうち、女性の就業状況については、婚姻や出生との関係を調べた研究も多く行われており⁷⁻⁹⁾、若い年齢の夫婦が非就業あるいは就業時間が比較的短い母

* 九州大学病院
責任著者連絡先: 〒812-8582 福岡市東区馬出 3-1-1
九州大学病院 奥井 佑

親（子供の祖母）と同居している場合に子供数が多くなる傾向があるとする研究結果もある¹⁰⁾。女性の就業率と出生率の関連を分析した研究もすでに存在する^{11~13)}。一方で、就業状況の違いを考慮して日本人女性の出生率や婚姻率の動向を分析した研究は比較的少なく、就業有無により各年齢階級や年代において実際にどの程度の差が生じているかについての数値が示されていない。また、就業状況の有無による婚姻率や出生率の違いも年代およびコホートによって変化していることが考えられるため、それら要因効果の変化を考慮した比較も必要である。

このように、複数の年代における各年齢階級の統計値が得られたデータをもとに、統計値に対する年齢、時代、コホートの効果を識別して推定する統計モデルを年齢・時代・コホート（Age-period-cohort: APC）モデルという¹⁴⁾。APCモデルを用いた分析では通常、長期間にわたる集計値を利用することから、行政機関等が公表した公的統計データを用いた分析が行われることが多い。国内においては医学関連データへの適用が多く、各種疾患の死亡率や罹患率の動向を分析するために使用されることが多い^{15~17)}。APCモデルを用いた分析は死亡者数など統計値の将来推計を行う際の予測モデルとしても使用することが可能である。他国ではAPCモデルを用いた分析により婚姻および出生率の時代変化を分析した研究事例が多くある^{18~21)}。日本人女性の婚姻率・出生率についてもAPCモデルによる分析がすでに行われており¹⁶⁾、婚姻率に対するコホートの効果は1982年以降。出生率については1977年以降増大トレンドに転じたことや、出生率と婚姻率のコホート効果の動向が類似していることがわかっている。一方で、女性の就業状況別に婚姻率・出生率の動向をAPCモデルにより分析した研究は行われておらず、就業有無の違いによる各効果の変化状況や大きさの違いについては依然として不明である。また、出生率の分析について、先行研究においては全人口に対する出生率について分析がなされているが¹⁷⁾、この場合の出生率は婚姻率に大きく影響されることが考えられる。全人口ではなく、有配偶者における出生率（有配偶出生率）、つまり現在婚姻している女性内での出生率の動向を分析することで、婚姻率とは独立した出生率に対する効果を推定することができると考えられる。婚姻率についても、婚姻後に非就業者となる場合が多くあるため、就業状況別で検討を行う際には全人口に対する婚姻率ではなく、無配偶者における婚姻率（無配偶婚姻率）、つまり現在婚姻していない女性内での婚姻率を検討する必要がある。そこで、本研究では、女性の就業

状況の有無別に近年の無配偶婚姻率・有配偶者出生率の動向をAPCモデルをもとに分析する。人口動態職業・産業別調査は職種別の人口動態統計で、過去に母親の職業が妊娠の結果に及ぼす影響を分析した研究も行われており²²⁾、就業状況別での出生や死亡の動向を把握する上で有用な統計データである。

II 研究方法

1. 対象データ

1995年から2015年まで5年おきの人口動態職業・産業別調査のデータ²³⁾を用い、就業状況・配偶状況・性年齢階級別の婚姻者数、出生数のデータを入力した。配偶関係別の人口は国勢調査のデータ²³⁾を用いた。なお、本研究は個票データではなく一般に公開されている統計データをもとに分析を行った。年齢階級は20-24歳から45-49歳まで5歳刻みで全6階級のデータを用い、コホートは1946-1950年生まれのコホートから1991-1995年生まれのコホートまで5歳刻みで全10コホートが定義された。コホートに関して、たとえば1995年において45-49歳である場合には厳密には1945年生まれである場合も存在するが、他の年齢・時代・コホート分析を用いた研究に倣い本研究では1946-1950年生まれとして扱った。なお、婚姻は初婚と再婚の2種類が存在するが、2つの種類で動向が異なることが考えられるため、本研究では初婚のみを扱った。また、配偶関係および就業状況が不詳である者は今回の解析には含めなかった。

2. 統計解析

統計解析として、まず1995-2015年における就業者、無職業者の数と割合を年齢階級別に集計し、国内における就業状況ごとの人数の変化を把握した。次に、無配偶者に占める婚姻者数と有配偶者に占める出生数について、就業状況および年齢階級別に1,000人当たりの件数を算出した。その他、就業状況有無により年齢構成が異なることが考えられるため、非就業者の1995年における年齢分布を基準人口として、各時代の年齢調整無配偶婚姻率および年齢調整有配偶出生率を算出した。また、コホートの変化による年齢階級別の無配偶婚姻率・有配偶出生率の変化を就業状況別に算出しプロットした。

APCモデルを用いた分析について、本研究では最終的に年齢・時代・コホートの各効果について、就業者の非就業者に対する無配偶婚姻率比および有配偶出生率比とその信用区間を算出することが目的であるため、就業者と非就業者を同時にモデリングしたAPCモデルを用いる。 y_{ijr} を年齢階級 i ($i=1, \dots, I$)、年代 j ($j=1, \dots, J$)、就業状況 r ($r=1, 2$)

における婚姻数とする。また、年齢と時代により一意に定まる各コホートは k ($k=1, \dots, K$) と表記する。 n_{ijr} を対応する無配偶者の人口、 λ_{ijr} を平均として、 y_{ijr} はパラメータ λ_{ijr} のポアソン分布に従うと仮定する。このとき、APC モデルは以下の式で表すことができる。

$$y_{ijr} \sim \text{Poisson}(\lambda_{ijr}),$$

$$\log(\lambda_{ijr}) = \delta_r + \alpha_{ir} + \beta_{jr} + \gamma_{kr} + \log(n_{ijr})$$

ここで、 δ_r は就業状況により固有の切片であり、 $\alpha_{ir} + \beta_{jr} + \gamma_{kr}$ はそれぞれ就業状況により固有の年齢、時代、コホートの効果である。パラメータの識別のため、就業状況ごとの各年齢、時代、コホートの和は 0 となるという制約を置く。また、ベイジアン APC モデルにおいて時点間のパラメータ値を関連付けるために 1 次のランダムウォークが用いられることが多くあり²⁴⁾、本研究においても年齢、時代、コホートの各効果について、時点間での関連を 1 次のランダムウォークにより関連付けた。たとえば年齢の効果であれば、以下のサンプリング式により効果が逐次的にサンプリングされる。

$$\alpha_{ir} \sim N(\alpha_{i-1,r}, \sigma_\alpha^2)$$

ここで、 σ_α^2 は年齢効果の生成分布における分散であり、時代効果、コホート効果についても同様にそれぞれに固有の分散をもとにサンプリングを行う。なお、1 次のランダムウォークによる関連付けは、時点間でパラメータ値が大きく変化しないことを前提とするが、年齢、年代別での婚姻率・出生率値の変化を確認したうえで選択した。APC モデルを用いた分析の結果の一つとして、各効果内での相対的な率比を就業状況および無配偶婚姻率・有配偶婚姻率ごとに提示した。たとえば、就業状況 r のある年齢階級 i の相対的な率比は $\exp(\alpha_{ir})$ となる。時代効果、コホート効果についても同様である。

就業状況ごとの APC モデルを用いた分析の結果とともに、本研究では非就業者に対する就業者の無配偶婚姻率および有配偶婚姻率を算出した。ある年齢 i における非就業者 (=1) に対する就業者 (=2) の婚姻率比は以下の値となる。

$$\exp(\delta_2 + \alpha_{i2}) / \exp(\delta_1 + \alpha_{i1})$$

時代効果、コホート効果についても同様である。有配偶出生率に対する APC モデルは無配偶婚姻率と同様であるが、人口について、無配偶者人口ではなく有配偶者人口を用いた。本研究では R パッケージ `rstan`²⁵⁾ を用いてコードを作成して推定を行い、ベイズ推定におけるシミュレーション回数を 100,000 回として最初の 50,000 回は burn-in 期間として、残りの 50,000 回のシミュレーションでの数値をもとに各効果の推定値と信用区間を算出した。Stan

において収束性の指標として用いられている Rhat の値をもとにパラメータ値の収束を確認した。なお、本研究のすべてのデータ分析は R3.5.1 を用いて行った²⁶⁾。

III 研究結果

表 1 が各年代における日本人女性の配偶有無別の就業者、非就業者の数を年齢階級別に集計した結果であり、1,000 人単位で結果を提示している。無配偶者に着目した場合には、いずれの時代・年齢階級においても就業者は非就業者よりも数が多く、非就業者の数は各年齢階級で減少していた。非就業者、就業者とも、20-24 歳における数は減少しているが、他の年齢階級ではむしろ上昇傾向である場合が多く、40 代では一貫して数が増加していた。有配偶者に限定した場合についてはいずれの年齢階級も減少傾向を示し、非就業者における有配偶者の減少度合いが就業者よりも大きいことがわかる。

表 2 が就業状況別での各時代・年齢階級における無配偶婚姻数・有配偶出生数である。なお、各値は 1,000 人単位の値を示している。婚姻数について、20 代では非就業者・就業者ともに数が減少しており、とくに非就業者の減少度合いが大きかった。一方、非就業者では 35 歳以降、就業者では 30 歳以降において件数が増加する傾向にあり、とくに就業者において顕著に件数が増えていた。出生数については、非就業者では 35 歳未満において減少傾向であるのに対し、35 歳以降では増加傾向を示した。就業者で近年、いずれの年齢階級においても出生件数は増えており、とくに 30 代における増加が顕著であった。1995 年時点において、非就業者と就業者の出生数は大きな違いがあったが、2015 年においては差が縮小していることがわかる。

表 3 が就業状況別での各時代・年齢階級における無配偶婚姻率・有配偶出生率である。なお、各値は 1,000 人当たりの数を示している。無配偶婚姻率については非就業者では 20 代、30 代で低下しており、若年者の減少度合いが大きかった。就業者では 20 代において 1995 年から 2015 年まで減少傾向がみられる一方で、2005 年から 2015 年まではほとんどの年齢階級で増加傾向がみられた。非就業者と就業者を比べた際、いずれの年齢階級においても非就業者と就業者の婚姻率の差は小さくなっており、20-24 歳では就業者の方が無配偶婚姻率が高かった。有配偶者出生率については、就業者・非就業者を問わず全年齢階級において上昇傾向にあった。また、いずれの年代・年齢階級においても非就業者の方が出生率が高かったが、2015 年と 1995 年を比較した際、就業者の

表1 日本人女性の配偶有無別での就業者、非就業者の数（1,000人単位）

就業・配偶有無/時代	年 齢 階 級					
	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
非就業無配偶者						
1995年	1,070.8	307.7	163.7	114.1	126.4	161.8
2000年	1,043.6	393.5	228.6	151.6	123.0	150.8
2005年	955.1	354.9	284.9	208.2	164.0	146.2
2010年	857.2	299.1	238.6	243.7	205.5	178.9
2015年	780.7	237.0	186.7	180.4	211.2	196.7
就業無配偶者						
1995年	3,080.8	1,808.7	749.7	456.3	475.8	602.3
2000年	2,472.0	2,220.7	1,054.0	630.9	483.4	528.3
2005年	2,020.7	1,948.2	1,351.5	868.2	652.8	537.6
2010年	1,722.6	1,718.1	1,215.6	1,081.4	844.7	681.7
2015年	1,551.7	1,490.0	1,051.4	935.7	1,026.4	876.2
非就業有配偶者						
1995年	371.0	1,260.9	1,754.2	1,493.6	1,374.4	1,520.4
2000年	280.3	1,171.3	1,678.5	1,474.0	1,130.9	1,204.6
2005年	221.1	805.4	1,573.2	1,425.0	1,064.8	916.4
2010年	152.3	554.3	1,063.4	1,343.9	1,026.9	830.0
2015年	92.6	373.9	742.4	912.4	940.9	758.6
就業有配偶者						
1995年	218.3	834.6	1,247.7	1,743.3	2,444.1	2,951.3
2000年	167.0	871.3	1,233.8	1,643.4	2,052.9	2,487.6
2005年	128.3	690.0	1,367.6	1,627.6	1,980.1	2,144.8
2010年	106.5	615.0	1,206.7	1,767.7	1,914.6	2,041.3
2015年	91.5	573.0	1,149.6	1,627.2	2,176.5	2,090.2

方が出生率の増加度合いが大きいことがわかる。

表4が非就業者の1995年の年齢分布を基準人口とした、各年代の就業状況別での年齢調整無配偶婚姻率および有配偶出生率である。非就業者の無配偶婚姻率は大きく減少している一方で、就業者の年齢調整婚姻率は2005年以降むしろ上昇傾向であり、2015年度においては同程度の値となっている。有配偶出生率については非就業者の方がいずれの年代においても高いが、就業の有無によらず上昇していた。

図1がコホートの変化による年齢階級別での無配偶婚姻率・有配偶出生率の変化を就業状況別に示した図である。非就業者と就業者の無配偶婚姻率を比べた場合、非就業者の20代における無配偶婚姻率は就業者と比較してコホートを経るごとに顕著に減少していた。30代においては、非就業者において減少傾向であるのに対し、就業者では上昇傾向を示した。有配偶出生率について、非就業者では20代、30代においてコホートを経るごとに上昇していた。就業者においても20代、30代において上昇が認められたが、30代の上昇度合いが大きく、コホートを経るごとに20-34歳までの有配偶出生率が同水準に収斂

していた。

表5が就業状況別での無配偶婚姻率・有配偶出生率に対するAPCモデルを用いた分析の結果である。各値は各効果内での相対的な無配偶婚姻率比ないしは有配偶出生率比を示している。無配偶婚姻率について、年齢効果は就業有無で大きな違いはなく、就業有無に関わらず25-29歳代において効果が最大となり、その後減少する傾向となっていた。時代効果は非就業者では一貫して減少していたが、就業者では2005年度以降は上昇していた。コホート効果について、1946-1950年生まれのコホートから就業有無によらず上昇を続け、非就業者では1966-1970年生まれのコホート、就業者では1976-1980年生まれのコホートにおいて効果が最大となり、その後は減少していた。ただ、減少の度合いが非就業者の方が大きく、1991-1995年生まれのコホートでは解析対象のコホート内で最も効果が小さくなった。有配偶出生率について、就業有無によらず年齢の上昇とともに出生率は低下していた。時代効果についても就業有無によらず上昇傾向を示し、2015年度において就業者の効果の上昇がとくに大きかった。コ

表2 就業状況別での各時代・年齢階級における無配偶婚姻数・有配偶出生数（1,000人単位）

就業状況と婚姻・出生/時代	年 齢 階 級					
	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
非就業者の無配偶婚姻数						
1995年	95.6	108.0	26.7	5.5	1.5	0.7
2000年	69.3	97.8	30.6	7.3	1.6	0.6
2005年	45.9	62.0	29.1	8.6	1.9	0.6
2010年	30.6	40.2	20.9	9.5	2.5	0.7
2015年	19.4	25.0	14.0	7.0	2.7	0.9
就業者の無配偶婚姻数						
1995年	135.0	189.0	46.0	9.1	2.1	0.9
2000年	102.7	208.8	64.0	14.3	2.7	0.8
2005年	68.5	163.8	81.5	21.2	4.4	1.0
2010年	59.2	156.0	85.9	33.9	7.7	1.6
2015年	51.3	143.8	82.5	37.0	12.0	2.8
非就業者の有配偶出生数						
1995年	160.4	383.2	282.1	72.8	8.8	0.3
2000年	133.4	361.3	298.3	91.7	10.2	0.3
2005年	104.2	245.6	282.9	105.2	12.9	0.3
2010年	84.7	202.3	238.4	135.2	20.9	0.5
2015年	59.0	141.3	184.6	114.3	26.7	0.6
就業者の有配偶出生数						
1995年	31.6	104.7	89.7	27.6	3.6	0.1
2000年	25.8	102.2	95.4	35.4	4.6	0.1
2005年	18.1	77.4	104.9	43.2	6.4	0.2
2010年	20.4	92.1	128.7	75.6	12.7	0.3
2015年	21.6	107.8	165.4	104.6	24.2	0.6

ホート効果について、就業者・非就業者とも1946-1950年生まれコホートから就業有無によらず上昇を続け、1971-1975年生まれコホートにおいて効果が最大となり、その後は減少していた。

図2が、APCモデルによる推定値により算出した、各年齢・時代・コホートにおける就業者の非就業者に対する無配偶婚姻率比および有配偶出生率比である。無配偶婚姻率について、いずれの年齢においても就業状況間で統計学的に有意な差があった。年齢の増加による一定の傾向はみられなかったが、25-29歳で就業状況による差が最大となった。一方、時代の影響について、年度が進むごとに一貫して率比の大きさが小さくなっており、就業有無による差について2015年では統計学的有意差がみられなくなった。コホートによる影響についても、1946-1950年生まれコホートから1966-1970年生まれコホートまでは横ばいであるが、以降は1991-1995年生まれのコホートまで就業有無によるコホート効果の差が小さくなっており1991-1995年生まれでは差がなくなっていた。有配偶出生率について、すべての効果に関して非就業者の方が統計学的に有意に有

配偶出生率が高かった。30-34歳代において就業有無による年齢の影響が最小となり、以降は拡大していた。時代の影響は1995年度から2005年度までは差が拡大していたが、以降2015年度まで率比は小さくなっていった。コホートの影響については、1946-1950年生まれのコホートから1956-1960年生まれのコホートまで率比は横ばいであったが、以降は率比が微増する傾向にあり、就業状況による有配偶出生率の差が小さくなる傾向がみられた。

IV 考 察

無配偶婚姻率について、表3が示すように各年齢階級において、非就業者の方が就業者よりも無配偶婚姻率が高かった。ただ、1995年度においては非就業者と就業者でいずれの年齢階級においても無配偶婚姻率に大きな差があったが、2015年度においては差が縮小していた。これは、非就業者の無配偶婚姻率が急速に減少しているのに対し、就業者では20-24歳代を除いて増加傾向であることによるものであり、就業有無により無配偶婚姻率の動向が大きく異なることによる。また、表5の無配偶婚姻率につい

表3 就業状況別での各時代・年齢階級における1,000人当たりの無配偶婚姻率・有配偶出生率

就業状況と婚姻・出生/時代	年 齢 階 級					
	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
非就業者の無配偶婚姻率						
1995年	95.6	108.0	26.7	5.5	1.5	0.7
2000年	69.3	97.8	30.6	7.3	1.6	0.6
2005年	45.9	62.0	29.1	8.6	1.9	0.6
2010年	30.6	40.2	20.9	9.5	2.5	0.7
2015年	19.4	25.0	14.0	7.0	2.7	0.9
就業者の無配偶婚姻率						
1995年	135.0	189.0	46.0	9.1	2.1	0.9
2000年	102.7	208.8	64.0	14.3	2.7	0.8
2005年	68.5	163.8	81.5	21.2	4.4	1.0
2010年	59.2	156.0	85.9	33.9	7.7	1.6
2015年	51.3	143.8	82.5	37.0	12.0	2.8
非就業者の有配偶出生率						
1995年	160.4	383.2	282.1	72.8	8.8	0.3
2000年	133.4	361.3	298.3	91.7	10.2	0.3
2005年	104.2	245.6	282.9	105.2	12.9	0.3
2010年	84.7	202.3	238.4	135.2	20.9	0.5
2015年	59.0	141.3	184.6	114.3	26.7	0.6
就業者の有配偶出生率						
1995年	31.6	104.7	89.7	27.6	3.6	0.1
2000年	25.8	102.2	95.4	35.4	4.6	0.1
2005年	18.1	77.4	104.9	43.2	6.4	0.2
2010年	20.4	92.1	128.7	75.6	12.7	0.3
2015年	21.6	107.8	165.4	104.6	24.2	0.6

表4 各年の1,000人当たりの年齢調整無配偶婚姻率および有配偶出生率

年	無配偶婚姻率		有配偶出生率	
	非就業者	就業者	非就業者	就業者
1995	122.47	47.44	116.73	46.76
2000	91.20	44.69	126.44	48.39
2005	66.29	39.08	128.91	47.94
2010	51.63	41.87	159.36	66.89
2015	40.20	43.42	177.01	88.59

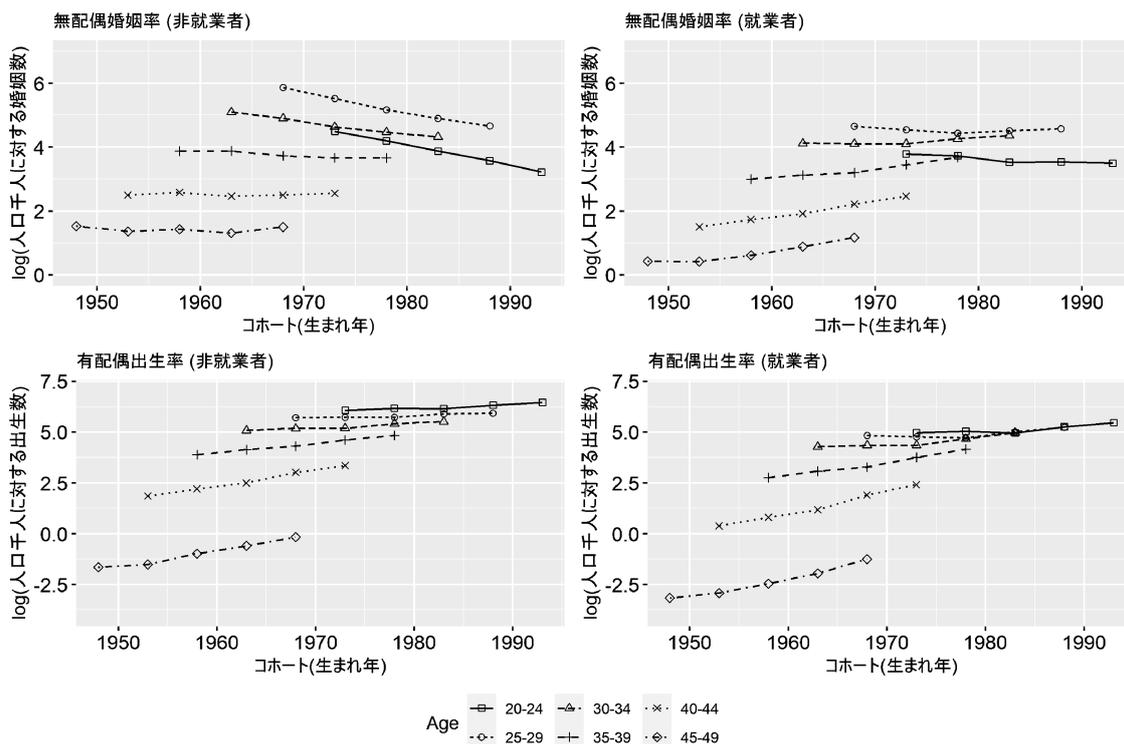
* 1995年の非就業者における年齢構成を参照値としている。

ての時代効果においても、非就業者で一貫して減少しているのに対し、就業者では減少しているわけではなく、2005年以降上昇傾向に転じている。コホート効果に着目した場合には、とくに若いコホートにおいて非就業者の効果が最も小さくなっており、非就業者の婚姻率の低下は今後も継続することが予想される。近年では非就業者の無配偶女性の婚姻率が顕著に減少する傾向があることから、女性の社会進

出は就業者の割合を増やすだけでなく、非就業者の婚姻率の低下を助長する効果がある可能性がある。つまり、現状において雇用が不安定な若年男性の婚姻率が低いということが示されているが^{6,27,28)}、女性に関しても所得のある就業者の方が非就業者よりも婚姻しやすくなる傾向に移行していくことが考えられる。女性就業率や所得の上昇が少子化の要因として論じられることが多いが^{4,29)}、対象とした20年間の間において傾向が変化してきているといえる。背景として、2015年の出生動向基礎調査においては子供を持つことによる費用の問題が子供を持たないことの選択につながっていることが示されており^{29,30)}、子供の費用に関する懸念が婚姻動向に影響していることも考えられる。

なお、日本人女性の婚姻率についてAPCモデルを用いた分析を行った先行研究では1997年から2005年まで時代効果は上昇しており¹⁶⁾、本研究の結果と異なる。表3が示すように1995年から2005年においては就業状況によらず無配偶婚姻率が減少している年齢階級が多く、時代効果も減少傾向を示すと考えられる。そのため、先行研究の結果は有配偶者人口

図1 日本人女性の各年齢階級における世代による無配偶婚姻率・有配偶出生率の変化



*この図は、各年齢階級における無配偶婚姻率と有配偶出生率のコホート（生まれ年）による変化を就業状況ごとに示している。なお、無配偶婚姻率および有配偶出生率を対数変換した値を提示している。

の動向に影響を受けている可能性がある。時代効果が2005年から上昇に転じた要因として考えられるのが雇用の安定である。失業率も2009年近辺から減少しており³¹⁾、女性の就業状況を問わず婚姻率の減少を抑制する方向に作用した可能性がある。この点は後述する有配偶出生率についても同様であり、出生率の失業率の関係については都道府県単位の分析においても認められている³²⁾。コホート効果に関して、先行研究では1966年を変曲点としてコホート効果が減少傾向に転じるが¹⁶⁾、1982年からは増大トレンドに転じることが示されている。ただ今回、無配偶婚姻率に着目するとともに就業上状況別に検討した場合、若いコホートほど婚姻率が減少していることが明らかとなった。つまり、コホート効果は、就業者においても2005年以降上昇している時代効果とは動向が異なっており、要因としては雇用状況の悪化、価値観の変化、女性の高学歴化などが挙げられる。ただ、コホート効果が頂点を示した1970-80年生まれのコホートはいわゆる就職氷河期世代であり³³⁾、失業率や就職率の点ではその後のコホートは改善されていることが考えられるため、高学歴化や価値観の変化が影響していると考えられる。とくに非就業者におけるコホート効果の減少が顕著であり、20代前半の学生の割合の増加が影響している可能性

がある。他の考えられる説明としては、若いコホートほど婚姻年齢が上昇することにより若いコホートのコホート効果が小さくなっている可能性がある。

有配偶出生率について、表3が示すように就業の有無によらず全体として上昇傾向であり、日本の人口に対する出生率は1995年から2015年までの間は減少傾向であるが²⁾、有配偶出生率は減少しているわけではないことがわかる。この間、2008年には世界金融危機が発生するとともに、2011年には東日本大震災が発生し、被災地域では有意に出生率が減少したことが示されているが³⁴⁾、日本全体では減少は見られなかった。本研究は5年ごとのデータを分析しているため、これら要因の影響を受けなかった可能性もある。有配偶出生率の上昇の一因としては、表1が示すように有配偶者が減少する中で出産意欲の高い有配偶者の割合が増加していることが考えられる。その他、無配偶出生率と同様に雇用の効果や不妊治療の普及が影響している可能性がある³⁵⁾。一方で、表5が示すように就業有無によらず時代効果は上昇傾向を示したが、コホート効果については1971-1975世代以降低下傾向となっている。1946-1950年生まれのコホートと比べれば効果の大きさは大きいとはいえ、若いコホートになるほど有配偶出生率が小さくなっており、コホート間に着目した場

表5 就業状況別での無配偶婚姻率・有配偶出生率に対するAPC分析の結果

	無配偶婚姻率比		有配偶出生率比	
	非就業者	就業者	非就業者	就業者
年齢効果				
20-24歳	1.65(1.23, 2.19)	1.68(1.29, 2.20)	10.17(6.81, 14.71)	9.24(6.05, 13.42)
25-29歳	5.28(4.39, 6.30)	3.96(3.35, 4.69)	6.21(4.84, 7.83)	6.88(5.29, 8.74)
30-34歳	2.78(2.57, 3.02)	2.78(2.57, 3.01)	3.60(3.22, 4.01)	4.64(4.14, 5.18)
35-39歳	1.07(0.99, 1.17)	1.21(1.12, 1.31)	1.50(1.35, 1.67)	1.67(1.50, 1.86)
40-44歳	0.33(0.27, 0.39)	0.37(0.31, 0.44)	0.29(0.23, 0.38)	0.25(0.20, 0.33)
45-49歳	0.12(0.09, 0.16)	0.12(0.09, 0.16)	0.01(0.01, 0.01)	0.01(0.01, 0.01)
時代効果				
1995年	1.34(1.07, 1.70)	1.02(0.83, 1.27)	0.81(0.60, 1.12)	0.80(0.59, 1.12)
2000年	1.11(0.98, 1.26)	0.93(0.83, 1.05)	0.83(0.70, 0.98)	0.78(0.66, 0.94)
2005年	0.91(0.86, 0.96)	0.87(0.83, 0.92)	0.88(0.82, 0.94)	0.79(0.74, 0.85)
2010年	0.84(0.74, 0.95)	1.00(0.89, 1.13)	1.16(0.98, 1.37)	1.16(0.97, 1.37)
2015年	0.88(0.70, 1.10)	1.20(0.97, 1.49)	1.45(1.06, 1.96)	1.74(1.24, 2.36)
コホート効果				
1946-1950年	0.90(0.54, 1.50)	0.65(0.40, 1.05)	0.56(0.27, 1.07)	0.47(0.22, 0.91)
1951-1955年	0.91(0.60, 1.35)	0.67(0.45, 0.98)	0.63(0.35, 1.07)	0.54(0.29, 0.91)
1956-1960年	1.12(0.83, 1.50)	0.87(0.66, 1.14)	0.90(0.60, 1.33)	0.81(0.52, 1.19)
1961-1965年	1.26(1.05, 1.51)	1.08(0.90, 1.28)	1.14(0.89, 1.46)	1.14(0.87, 1.45)
1966-1970年	1.39(1.27, 1.51)	1.24(1.14, 1.34)	1.35(1.20, 1.50)	1.44(1.28, 1.62)
1971-1975年	1.31(1.21, 1.43)	1.33(1.23, 1.44)	1.35(1.20, 1.51)	1.48(1.32, 1.66)
1976-1980年	1.17(0.98, 1.42)	1.34(1.13, 1.60)	1.28(1.01, 1.66)	1.42(1.11, 1.86)
1981-1985年	0.96(0.72, 1.30)	1.21(0.92, 1.59)	1.16(0.79, 1.75)	1.26(0.86, 1.94)
1986-1990年	0.75(0.51, 1.14)	1.06(0.72, 1.55)	1.03(0.61, 1.81)	1.13(0.67, 2.06)
1991-1995年	0.56(0.33, 0.94)	0.88(0.54, 1.41)	1.00(0.52, 2.01)	1.01(0.52, 2.13)

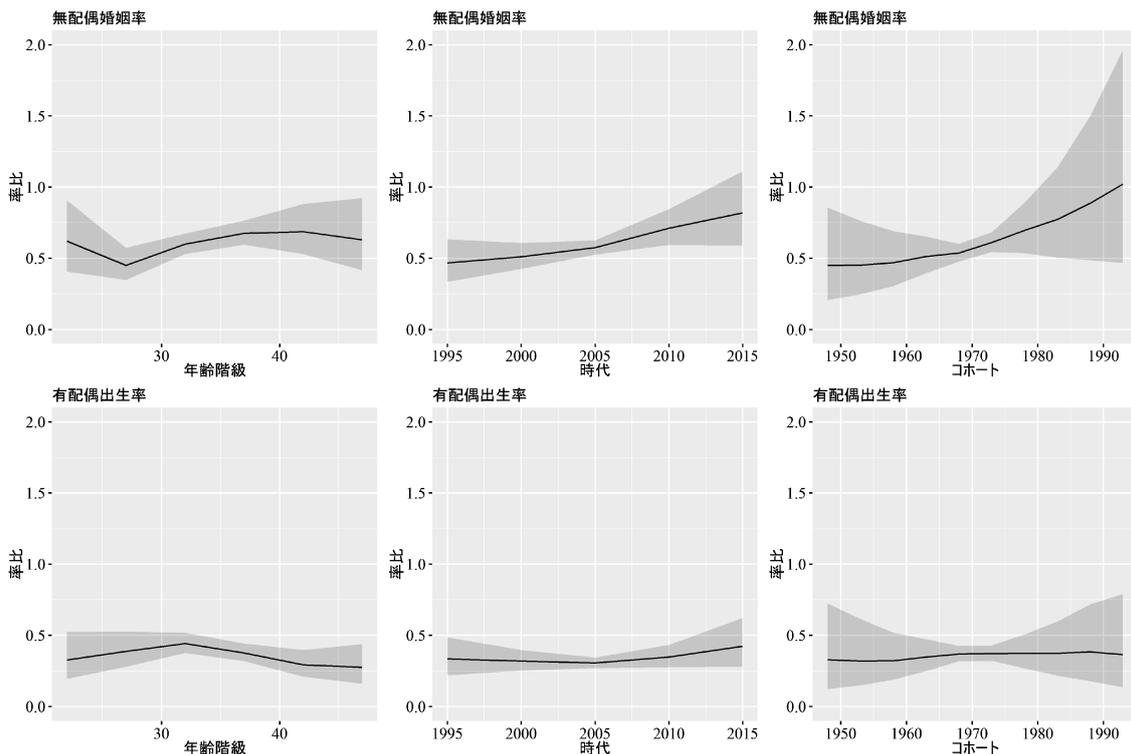
* 表中の括弧内は95%信用区間の値を示している。

† 各率比の値は、各効果内での相対的な率比を示している。たとえば、非就業者の無配偶婚姻率比について、20-24歳における推定値は1.65であり、25-29歳における推定値は5.28であることから、25-29歳では20-24歳と比較して、 $5.28/1.65=3.2$ 倍、無配偶婚姻率が高いことを示している。

合にはコホート効果の減少傾向も認められた。就業状況による違いに着目した場合、時代効果については1995年度を起点とすると、2015年度において就業者の方が効果の増加度合いが大きくなっている。また、コホート効果についても1946-1950年生まれのコホートを起点としてみた場合には、以降のコホートにおいて就業者の方が効果の増加度合いが大きいがわかる。非就業者の方が一貫して有配偶出生率に対する時代効果、コホート効果が大きい、要因としては婚姻後も仕事を継続した場合に出産が困難であることや、有配偶者における非就業者の女性は就業者の女性よりも経済的に安定している場合があることが考えられる³⁶⁾。一方、就業者と非就業者の有配偶者出生率に対する時代効果、コホート効果が縮小する傾向がある要因として、表1に示すように非就業者に対する就業者の割合は増える傾向にあり、婚姻後に出産のため離職する人の割合が低下

し、就業を継続する人が増加することで就業状況による違いが小さくなっている可能性がある。ただ、無配偶婚姻率と比較した場合、有配偶出生率に関する就業者と非就業者の差の縮小度合いは小さく、近い将来において就業者の有配偶出生率が非就業者を上回ることはないと考えられる。よって、とくに有配偶者就業者における子育て支援は今後より必要であると考えられる。なお、日本人女性の出生率のコホート効果を算出した先行研究では1992年から2005年まで時代効果はわずかに上昇しており³⁷⁾、本研究の非就業者の結果と類似していた。また、先行研究ではコホート効果については1977年生まれを変曲点として増大トレンドに転じており、本研究の結果とは異なる。上昇の要因として、雇用状況のほか、少子化対策の効果が考えられる。2000年から2004年度までは新エンゼルプランが出され、2003年には次世代育成支援対策基本法、少子化対策基本法が施行さ

図2 各年齢・時代・コホートにおける就業者の非就業者に対する無配偶婚姻率および有配偶出生率比



*図中の実線は推定値を示し、網掛けは95%信用区間の範囲を示している。

れ³⁸⁾、主に2000年以降の少子化対策が功を奏した可能性がある。コホートの効果の変曲点については、無配偶出生率の結果と比較的類似している。考えられる要因として、就業状況によらず2005年以降各年齢階級で有配偶出生率が上昇しており、とくに35歳以上での有配偶出生率の上昇率が大きいため、相対的に若いコホートほどコホート効果が小さくなっていると考えられ、コホート効果の減少は晩産化現象を反映している可能性がある。そのほか、無配偶婚姻率の結果と同様、雇用状況以外の要因である高学歴化などの要因がコホート効果の動向に影響している可能性がある。

次に、期間合計特殊出生率の1995-2015年における変化に対する就業状況別での無配偶婚姻率および有配偶出生率の影響について総括する。2005年において期間合計特殊出生率が上昇に転じているため、2005年以前と以降で分けて考えると、2005年以前では就業状況によらず無配偶婚姻率が減少しており、とくに非就業者における無配偶出生率の減少度合いが大きく無配偶婚姻率全体の動向に影響したと考えられる。表2より、婚姻数に着目しても非就業者における件数の減少が顕著であるのがわかる。表3よりとくに20代における非就業者の無配偶婚姻率の減少が著しく、学生の割合が増えたことなどにより若年女性の婚姻事例が年代を追うごとに減少してきた

と考えられる。1970-2000年における期間合計特殊出生率の低下において婚姻と夫婦出生力の低下では婚姻による影響が大きいという研究もあり³⁹⁾、2005年以前までの20代における無配偶婚姻率の減少（とくに非就業者）が合計特殊出生率の継続的な減少に寄与してきたことが推測される。一方、表5より、2005年以降では無配偶婚姻率の低下が非就業者において鈍化するとともに、就業者では上昇に転じている。具体的には表3が示すように就業者において25歳以上の無配偶婚姻率が上昇に転じている。加えて、有配偶出生率は就業状況を問わず上昇を続けていることから、期間合計特殊出生率も上昇に転じたと考えられる。期間合計特殊出生率の上昇が夫婦出生率の上昇や出産を経験していない有配偶者の割合の増加に寄与することはすでに指摘されているが^{3,35)}、本研究より非就業者における無配偶婚姻率の低下の鈍化と就業者における無配偶婚姻率の上昇も寄与することが示唆された。一方で、繰り返しになるが表5が示すように就業状況を問わず、無配偶婚姻率・有配偶出生率ともに1970年代付近から継続的に減少傾向となっている。これは、30代以降では時代を追うごとに無配偶婚姻率・有配偶出生率が上昇傾向である一方で、20代では減少または上昇度合いが小さい晩婚化・晩産化現象に起因すると考えられる。そのため、今後も期間合計特殊出生率が上昇

を続けるかは不透明であるといえる。

本研究の限界について、1つ目に、婚姻や出生時の就業状況はあくまで婚姻および出生の届出時のものが測定されている。そのため、妊娠するまでは就業していた女性が出産前に退職した場合や、婚姻が決まったために婚姻前に退職した場合は非就業者の扱いとなっている。婚姻や出生に際して就業者から非就業者に移行することが多い場合、就業者の無配偶婚姻率および有配偶出生率が本来の値よりも低い値を示すのに対して、非就業者では本来の値よりも高い値を示していることが考えられる。その場合、非就業者に対する就業者の無配偶婚姻率比および有配偶出生率比が過小評価されている可能性がある。就業者であったが婚姻や出生の届出前に退職したという女性の割合がどの程度であるかについて、社会調査を行う意義があると考えられる。他の限界として、本研究で用いた就業別での出生数の中には父親が日本人で母親が外国人である出生数も含まれている。人口動態統計によれば、全出生のうち、父親が日本人で母親が外国人である出生の割合は1995年および2000年で1.1%、2005年で1.2%、2010年で1.1%、2015年で0.9%であり⁴⁰⁾、割合としては小さいが本研究における有配偶出生率の値は過大評価されている。その他、本研究では就業者と非就業者の比較を行ったが、就業者においても正規雇用と非正規雇用といった就業形態の違いが存在し、非正規雇用の場合には婚姻や出産が困難になるといった報告もある⁴¹⁾。今後、職種や就業形態の違いに着目した分析も有効であると考えられる。

本研究の意義について、少子化の問題を論じる際に雇用の改善や女性が働きやすい環境づくりが論じられることが多くある。一方、現状において人口動態統計をもとに日本人女性における就業状況の違いによる婚姻率・出生率の動向を分析した資料はないため本研究の結果は就業状況と婚姻・出生率の関係を示す資料となると考えられる。無配偶婚姻率に関して、就業者の方が年齢、時代、コホートを問わず高い値を示したが、非就業者に対する就業者の無配偶婚姻率比が時代とコホートを経るごとに上昇しており、この傾向が継続した場合に今後、就業状況により婚姻率に格差が生じることが考えられる。婚姻状況は国内外を問わず各種疾患の死亡率と関係することが示されており^{42~44)}、配偶関係がソーシャルサポートとなることや婚姻の方が健康的な生活習慣を送りやすいことが要因として挙げられている。そのため、本研究の結果は社会経済要因による健康格差の動向に関する資料となりうると考えられる。また、有配偶出生率については本研究の結果から非

就業者における出生率が就業者よりも年齢、時代、コホートを問わず統計学的に有意に高いことがわかった。本来、子供の養育費のための費用が必要である一方²⁹⁾、就業と出産の両立が困難であるため、非就業者となる場合も多くあると考えられ、出生率の減少の一因となってきたと思われる。仕事と出産の両立のための施策が多く実施されているが³⁾、本研究の結果は就業を継続しながら出産が可能な社会について今後も検討が必要であることを示唆している。

V 結 語

無配偶婚姻率については就業状況間の差が年度を追うごと、および若いコホートになるほど縮小していることがわかった。一方、有配偶出生率については非就業者では就業者よりも年齢、時代、コホートを問わず統計学的に有意に高いことがわかった。

本研究において開示すべき利益相反はありません。

(受付 2020.5.18)
(採用 2020.8. 7)

文 献

- 1) 総務省. 平成30年度 情報通信白書. 2018. <https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/h30/pdf/index.html> (2020年5月10日アクセス可能).
- 2) 厚生労働省. 平成30年(2018)人口動態統計(確定数)の概況. 2019. https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei18/dl/00_all.pdf (2020年5月10日アクセス可能).
- 3) 岩澤美帆, 金子隆一. 分母人口を限定した出生力指標から見る2005年以降の期間合計出生率反転の構造. 人口問題研究 2013; 69: 103-123.
- 4) 阿藤 誠. 少子化問題を考える 少子化の人口学的メカニズムを踏まえつつ. 医療と社会 2017; 27: 5-20.
- 5) 加藤彰彦. 未婚化を推し進めてきた2つの力 経済成長の低下と個人主義のイデオロギー. 人口問題研究 2011; 67: 3-39.
- 6) 津谷典子. 学歴と雇用安定性のパートナーシップ形成への影響. 人口問題研究 2009; 65: 45-63.
- 7) 新谷由里子. 結婚・出産期の女性の就業とその規定要因1980年以降の出生行動の変化との関連より. 人口問題研究 1998; 54: 46-62.
- 8) 大原賢了, 佐伯圭吾, 鴻池義純, 他. 就労女性の妊娠判明後の退職行動規定要因に関する疫学研究. 産業衛生学雑誌 2012; 54: 61-70.
- 9) 丸山 桂. 女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析. 人口問題研究 2001; 57: 3-18.
- 10) 七條達弘, 西本真弓. 若い世代の夫婦の子供数に影響を及ぼす要因. 理論と方法 2003; 18: 229-36.

- 11) Ahn N, Mira P. A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries. *J Popul Econ* 2002; 15: 667-682.
- 12) 橋本圭司, 村田美希. 出生率と女性有業率の関係について: 都道府県パネルデータによる検証. *追手門経済論集* 2012; 46: 235-244.
- 13) 坂爪聡子. 都道府県別にみる出生率と女性就業率に関する一考察. *京都女子大学現代社会研究* 2007; 10: 137-150.
- 14) Smith TR, Wakefield J. A review and comparison of age-period-cohort models for cancer incidence. *Stat Sci* 2016; 31: 591-610.
- 15) 丸尾伸司, 磯 博康. 日本人の心血管疾患のコホート効果の動向, 1950-2010. *日本公衆衛生雑誌* 2015; 62: 57-65.
- 16) 内田博之, 小田切陽一, 大竹一男, 他. 日本人女性の婚姻動向における年齢・時代・コホートの効果と出生動向との関連 (1985-2005年), *日本公衆衛生雑誌* 2008; 55: 440-448.
- 17) 小田切陽一, 内田博之. 日本人女性の出生動向における年齢・時代・世代影響と出生数の将来推計. *厚生*の指標 2007; 54: 9-15.
- 18) Schellekens J, Glikberg D. The decline in marriage in Israel, 1960-2007: period or cohort effect? *Eur J Popul* 2018; 34: 119-142.
- 19) Fukuda K. Age-period-cohort decomposition of U.S. and Japanese birth rates. *Popul Res Policy Rev* 2008; 27: 385-402.
- 20) Kye B. Cohort effects or period effects? Fertility decline in South Korea in the twentieth century. *Popul Res Policy Rev* 2012; 31: 387-415.
- 21) Hsueh YC, Anderton DL. Temporal dimensions of the fertility transition: an age-period-cohort analysis of frontier fertility. *Sociol Perspect* 1990; 33: 447-464.
- 22) 仙田幸子. 母親の年齢と職業の妊娠の結果への影響 人口動態職業・産業別調査を用いて. *厚生*の指標 2018; 65: 1-7.
- 23) 厚生労働省. 人口動態職業・産業別調査. 2020. <https://www.e-stat.go.jp/statsearch/files?page=1&toukei=00450011&tstat=000001028897&cycle=8&tclass1=000001053122> (2020年5月10日アクセス可能).
- 24) Schmid V, Held L. Bayesian age-period-cohort modeling and prediction—BAMP. *J Stat Softw* 2007; 21: 1-15.
- 25) Stan Development Team. RStan: the R interface to Stan. R package version 2.17.3. 2018. <http://mc-stan.org> (2020年5月10日アクセス可能).
- 26) R Core Team. R: a language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. 2017. <http://www.R-project.org/> (2020年5月10日アクセス可能).
- 27) 趙 彤, 水ノ上智邦. 雇用形態が男性の結婚に与える影響, *人口問題研究* 2014; 50: 75-89.
- 28) 西本真弓, 七條達弘. 職業形態や職種が男性の結婚に与える影響. *人口学研究* 2007; 40: 37-49.
- 29) 飯島佐知子, 横山和仁. 日本における少子化の社会経済的要因と政策. *日本衛生学雑誌* 2018; 73: 305-312.
- 30) 国立社会保障・人口問題研究所. 出生動向基本調査. 2015. http://www.ipss.go.jp/site-ad/index_Japanese/shussho-index.html (2020年6月29日アクセス可能).
- 31) 太田聡一. 労働市場と所得分配 若年雇用問題と世代効果. 東京: 慶應義塾大学出版会. 2010; 515-539.
- 32) 田辺和俊, 鈴木孝弘. 出生率の都道府県格差の分析. *厚生*の指標 2016; 63: 13-21.
- 33) 太田聡一, 玄田有史, 近藤絢子. 溶けない氷河—世代効果の展望 (特集 時代を背負う労働者). *日本労働研究雑誌* 2007; 49: 4-16.
- 34) 仲村秀子, 尾島俊之, 中村美詠子, 鈴木孝太, 山縣然太郎, 橋本修二. 東日本大震災前後の被災県の出生率・男児出生割合・低出生体重児割合の変化. *東海公衆衛生雑誌* 2013; 1: 71-75.
- 35) 余田翔平, 岩澤美帆. 期間合計結婚出生率の趨勢とその背景—社会経済発展, ジェンダーレジーム, 生殖技術に着目して—. *人口問題研究* 2018; 74: 205-223.
- 36) 裴 智恵. 日本と韓国における既婚女性の就業を規定する要因. 慶應義塾大学大学院社会学研究科紀要: 社会学心理学教育学: 人間と社会の探究 2008; 66: 1-11.
- 37) 小田切陽一, 内田博之. 日本人女性の出生動向における年齢・時代・世代影響と出生数の将来推計. *厚生*の指標 2007; 54: 9-15.
- 38) 厚生労働省. 令和元年版 少子化社会対策白書. 2019. <https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2019/r01pdfhonpen/r01honpen.html> (2020年6月29日アクセス可能).
- 39) 廣嶋清志. 近年の合計出生率低下の要因分解: 夫婦出生率は寄与していないか? *人口学研究* 2002; 26: 1-20.
- 40) 厚生労働省. 人口動態調査. 2020. <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00450011&tstat=000001028897> (2020年5月10日アクセス可能).
- 41) 錦谷まりこ, 井上まり子, 鶴ヶ野しのぶ. 少子化社会における非正規雇用と結婚, 妊娠・出産, 育児. *日本衛生学雑誌* 2018; 73: 215-24.
- 42) 小松隆一, 齋藤安彦. 日本の配偶関係別健康余命. *人口学研究* 2003; 33: 97-100.
- 43) Lindstrom M, Rosvall M. Marital status and 5-year mortality: a population-based prospective cohort study. *Public Health* 2019; 170: 45-48.
- 44) Ikeda A, Iso H, Toyoshima H, et al. Marital status and mortality among Japanese men and women: the Japan Collaborative Cohort Study. *BMC Public Health* 2007; 7: 73.

Marriage and fertility rates of Japanese women according to employment status: An age-period-cohort analysis

Tasuku OKUI*

Key words : age-period-cohort analysis, Japanese women, birth rates, employment status, Bayesian estimation

Objectives This study aimed to examine employment status differences in the marriage and fertility rates of Japanese women via an age-period-cohort (APC) analysis.

Methods We used data collected from 1995 to 2015 in Japan based on the government's "Report of Vital Statistics: Occupational and Industrial Aspects," which recorded the marriage rates of unmarried adults and fertility rates of married adults-according to their employment status. A Bayesian APC analysis was performed to identify changes in marriage and fertility rates based on three effects: age, period, and cohort. Finally, we calculated the marriage and fertility rate ratios between non-employed and employed women for each age group, period, and cohort.

Results The APC analyses showed that the period effect on marriage rates for non-employed women decreased during the periods analyzed, while that for employed women increased from 2005. Meanwhile, the period effect on fertility rates increased regardless of employment status, albeit to a larger degree for employed women. The cohort effect on marriage rates began to decrease from cohorts born in the 1960s for non-employed women, and from cohorts born in the 1970s for employed women. And the degree of the decrease was larger among non-employed women than those employed. Meanwhile, the marriage rate ratio increased from 0.46 (95% CI: 0.21, 0.90) in the cohort born between 1946 and 1950 to 1.00 (95% CI: 0.45, 1.92) in the cohort born between 1991 and 1995. Finally, the fertility rate ratio increased from 0.31 (95% CI: 0.12, 0.69) in the cohort born between 1946 and 1950 to 0.38 (95% CI: 0.14, 1.81) in the cohort born between 1991 and 1995.

Conclusion Employment status differences in the marriage rates of unmarried adults and fertility rates of married adults decreased among younger Japanese cohorts and in recent years. By contrast, there were statistically significant differences in fertility rates of married adults based on employment status, even in cohorts born more recently.

* Kyushu University Hospital