

# 女性の出産希望年齢の決定要因

奥井めぐみ

（金沢学院大学准教授）

本稿では、女性の出産希望年齢の高齢化に着目し、女性の出産希望年齢を決定しているのは何かについて、独身女性と既婚女性の両方のデータを利用して分析を行う。日本では出産に伴う賃金ペナルティが存在することが知られており、それが出産希望年齢に与える影響も検証する。分析結果より、独身女性、既婚女性ともに、1) 賃金カーブの傾きは出産（希望）年齢に対して符号はプラスであるが統計的有意性は低い、2) 最終的に希望する子どもの数が多いほど、出産（希望）年齢は低くなる、3) 年齢が低いと出産（希望）年齢は年齢に依存しないが、年齢が高くなるほど出産（希望）年齢は高くなる、の3点が得られた。これらは理論モデルとほぼ整合的な結果である。

【キーワード】 労働経済、女性労働政策、賃金退職金

## 目次

- I はじめに
- II 近年の年齢層別出生率推移
- III 先行研究にみる出産の決定要因
- IV 利用データからみる出産希望年齢
- V 出産のタイミングに関するモデル
- VI 分析結果
- VII むすび

## I はじめに

日本の低い出生率が問題になって久しい。日本では出産そのものを希望する女性が減っているのだろうか。それとも、諸々の事情で出産希望年齢が上昇し、その結果出産のタイミングが失われてしまったことが影響しているのだろうか。生物学的には、女性の年齢が高くなるほど出産希望が出産に結びつく確率が下がることが知られており<sup>1)</sup>、後者であるならば、女性に出産希望があったとしても、出産希望年齢が上昇するほど出生率が低下してしまう。その場合は、出生率を上げるため

に、女性の出産希望年齢を引き下げる施策が必要となる。しかし、先行研究では、「出産した年齢」や「出産したかどうか」に影響を与える要因についての分析は行われてきたものの、「出産希望年齢」に影響を与える要因についての分析がおこなわれていない。

また、日本では出産に伴う賃金ペナルティが存在することが示されており（川口 2005, 2008）、これが大きいと出産時期が遅れると予想されるが、そのことを示した先行研究はみられない。

そこで本稿では、独身女性、既婚女性の両方のデータを利用し、理論モデルから導出される、出産に伴う賃金ペナルティの大きさなどの要因が、出産希望年齢や出産年齢にどのような影響を与えるのかを検証することを目的とする。まず、独身女性に対し出産希望や出産希望年齢を直接尋ねているアンケート調査の個票を利用して、出産希望者自体が少ないのかどうかを確認した上で、出産希望年齢の分布を概観する。そして、女性の出産時期決定についての理論モデルを示し、独身女性の出産希望年齢決定要因を分析する。独身女性の

データは、年齢が高くなるほど出産希望年齢がより高いサンプルに偏る可能性がある。そこで、出産を経験している既婚女性のデータでも同様の分析を行い、独身女性の分析結果と比較を行う。理論モデルからは、出産ペナルティの大きさや、現在の年齢、子供の選好が、出産希望年齢の決定に影響を与えることが示される。

主な結果としては、まず、データの概観から、独身女性のうち最終的に子どもを希望するサンプルの比率は9割程度と比較的高いにもかかわらず、出産希望年齢は生物学的な限界を考えると高めになっていることが示された。また、実証分析結果より、独身女性、既婚女性ともに、1) 賃金カーブの傾きは出産（希望）年齢に対して符号はプラスであるが統計的有意性は低い、2) 最終的に希望する子どもの数が多いほど、出産（希望）年齢は低くなる、3) 年齢が低いと出産（希望）年齢は年齢に依存しないが、年齢が高くなるほど出産（希望）年齢は高くなる、の3点が得られた。出産に伴う賃金ペナルティは有意ではなかったものの、それ以外は理論モデルと整合的な結果である。

II以下の構成は次のようになる。次節では近年の出生率の推移をみる。IIIでは、先行研究より出生率や出産のタイミングの主要な決定要因を調べ

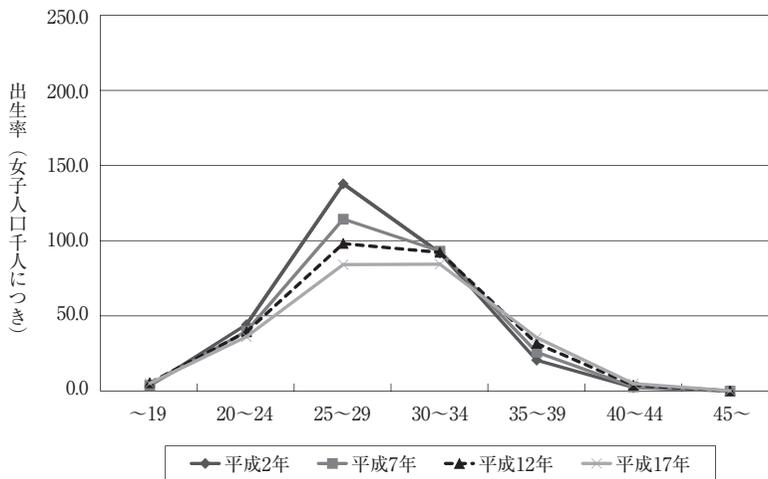
る。IVでは、アンケート調査の個票データを利用し、出産希望の有無や、出産（希望）年齢の分布を観察する。Vでは、出産のタイミングを決定する理論モデルを示す。VIでは、個票データを用いた計量分析により、出産希望年齢決定関数を推計する。VIIはむすびである。

## II 近年の年齢層別出生率推移

図1に、平成に入ってから5年刻みの年齢層別出生率の推移を示す。図は国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』をもとに、著者が作成した。

図1より、平成に入ってから、20代後半の出生率が年を追うごとに低下し、一方30代後半の出生率が上昇していることがわかる。出生率を表すグラフの形状は、平成2年には、20代後半を一番高くした二等辺三角形に近い形をしていたのが、20代後半の出生率が30代前半の出生率に次第に近づき、平成17年には台形に近い形になっている。出産希望年齢はともかく、実際の出産年齢は高齢化しているといえる。

図1 年齢層別出生率の変化



出所：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』より。

### Ⅲ 先行研究にみる出産の決定要因

#### 1 日本における女性の出産決定に関する研究

日本における女性の出産決定に関する先行研究では、個人レベルの個票データでは一定期間に出産しているか否か（駿河・張 2003；駿河・七條・張 2000）、子どもの数や子どもがいるか否か（八代 2000）、企業レベルの個票データでは、出産した女性の数（駿河・西本 2002）が被説明変数となっている。すなわち、「実際に出産しているかどうか」に影響を与える要因の分析となっている。

しかし、出産を希望してから実際の出産までにラグがあったり、出産を希望していても出産にいたらなかったりすることを考えると、実際に出産したか否かに影響を与える要因だけでなく、出産希望に影響を与える要因も分析する必要がある。本研究では出産希望年齢を直接尋ねているアンケート調査を利用することにより、これを被説明変数に利用できる。

#### 2 出産による賃金ペナルティと出産のタイミング

海外においては、多くの研究で、出産でのキャリア中断による賃金ペナルティが存在することが示されている。Buckles (2008) は、National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) の1979年から2004年にかけてのパネルデータを利用し、スキルレベルの高い仕事に従事する女性ほど、出産前後での賃金の低下が大きいことを示している。また、初産の年齢が高いほど、賃金ペナルティは縮小するが、その傾向はスキルレベルの高い女性で特に強く出る。Taniguchi (1999) も、National Longitudinal Survey の1968年から1988年のデータを利用し、若い時（27歳以下）に出産した女性は遅く（28歳以上）出産した女性よりも賃金ペナルティが大きいことを示す。その原因として、ちょうどキャリア形成の大事な時期でのキャリア中断が響いていることを指摘する<sup>2)</sup>。Light and Ureta (1995) は、従来の経験年数が賃金に与える影響を分析するモデルとは異なり、キャリアにおける各年の労働時間が与える影響を分析することで、キャリアの初期における経験の

違いが男女間賃金格差を説明する重要な要因であることを示している。

Goldin and Katz (2008) は、Harvard and Beyond のデータを利用し、エリート校を卒業した女性は男性よりも賃金は低くなるが、その格差は労働時間や仕事から離れている期間などで多くを説明できることを示している。この研究結果は、高学歴女性の出産・育児による賃金ペナルティの存在を裏づけている<sup>3)</sup>。

日本においても、川口 (2005, 2008) が個票データを利用し、男性と比較することで、女性では出産ペナルティが存在することを示している。また、武内・大谷 (2008) は、パネルデータを利用し、出産前後の比較的長い期間における賃金の変化を分析することで、賃金ペナルティの存在を示している。残念ながら日本におけるこれらの研究では、出産時期による賃金ペナルティの違いについては分析されていない。

このように、先行研究結果では賃金ペナルティの存在が出産を遅らせる可能性が示唆されるものの、実際に賃金ペナルティが出産を遅らせる主要因となるのかを分析した実証研究はない。

#### 3 育児支援制度の重要性

日本の先行研究では、出生率に制度的要因、特に育児休業制度が与える影響が大きいことが示されている。駿河・西本 (2002) は、企業データより育児休業制度の規定と始業・終業時刻の繰り上げ・繰り下げが、就業と出産の両立を促進することを示した。駿河・張 (2003)、滋野・松浦 (2003) は、育児休業制度の存在が女性の出産確率を高めることを示している。武内・大谷 (2008) は、育児休業制度の存在が、女性の出産ペナルティを低く抑えることを示す。

海外では、Feyrer, Sacerdote and Stern (2008) が、各国のマクロデータを利用し、出生率に影響を与える要因を分析している。その中で、政府の補助金による子育て支援やデイケアの提供が出生率の向上に有効であることを示している。

また、Engelhardt, Kögel and Prskawetz (2004) は、1960年から2000年の欧米諸国のマクロデータを利用して分析しており、1970年代半ばには

出生率と女性の就業率に負の相関があることを認めているが、その後は、その相関は弱まり、有意でなくなっていることを示している。彼らは、先進諸国では近年、育児支援に力を入れてきたことが、女性の仕事と家庭の両立を可能にしたことがあると指摘する。

#### 4 生物学的適齢期

2では、出産のタイミングが遅いことは賃金ペナルティを減少させることが示された。一方で、生物学的には、安全な出産は若い方が有利であるという事実がある。van Noord-Zaadstra et al. (1991)は、オランダのクリニック患者を研究対象に人工授精をおこなって12カ月以内での妊娠確率は20～31歳の女性が0.74であるのに対し、31歳より上の女性では0.54に下がるとしている。さらに、健康な子どもの出産確率については、30歳を過ぎると1年ごとに3.5%低下する。出生率を上昇させるためには、女性に比較的早い年齢における出産を促すような施策が必要となる。

このような事実を女性が認識しており、日本においても海外の研究と同様に、年齢が高くなるほど出産の賃金ペナルティは下がるということがいえるのであれば、女性の出産希望年齢の決定には、賃金ペナルティと生物学的適齢期とのトレードオフがあるといえる。すなわち、年齢が高くなるほど、賃金ペナルティは低下するが、出産可能性も低下する。そのため、現在の年齢が、出産希望年齢の重要な決定要因になると予想される。

#### IV 利用データからみる出産希望年齢

本節では、VIの分析で利用する『結婚観に関するアンケート』の個票データより、出産（希望）年齢と年齢との関係を概観する。

まず、この調査の概要を示す。このアンケート調査は2008年2月に独身者・既婚者の男女を対象に郵送でおこなわれた。2009年3月には追加調査をおこなっている。調査は株式会社インテージがモニター登録者を対象としておこなっており、質問項目に対する回答率が一般的なアンケート調査に比べて高いという特徴を持つ。サンプル

数は、男女合わせて2008年の調査で独身者1155、既婚者535、2009年の追加調査では独身者568、既婚者586である。本研究では、2008年と2009年の独身・既婚女性のサンプルを利用して分析をおこなう。

この調査の利点は、独身者に関して、出産希望の有無や出産希望年齢を直接尋ねている点である。出産希望に関する情報が得られない場合には、調査対象が出産そのものを希望していないのか、出産は希望しているがなんらかの障害が存在しているのか、また、出産希望年齢自体が高いのか、出産希望年齢は低いが実際の出産年齢との間に差が生じていることが問題なのかといった点が区別できない。

一方、結婚・出産意欲の高い女性は、早い時期に結婚・出産してしまうとすれば、独身女性のサンプルは年齢が高くなるほど、平均よりも結婚・出産意欲が低いサンプルに偏ってしまう可能性がある。そこで本研究では、すでに出産を経験している既婚女性のデータによる分析もあわせて行う。既婚女性については、現在の夫と交際を始めた頃の状況や出産年齢がわかる<sup>4)</sup>。

続いて、サンプルの限定について示す。独身女性のサンプル数は837であるが、そこから、過去に結婚（届出をしたもの）したことはなく、現在年間を通じて就業している（正規の職員、パート・アルバイト、派遣・嘱託・契約社員、自営業主・家族従業者・内職）サンプルに限定すると、587となる。既婚女性のサンプル数は535であり、そこから、既婚者で現在の夫と交際を始めた頃は年間を通じて就業していたサンプルに限定すると400、さらに、出産経験者で出産年齢がわかるサンプルに限ると、352となる。

限定した独身女性587サンプル中、子どもを持ちたいか否かについて回答しているサンプルは、547で、そのうち491（89.8%）が子どもを持ちたいと回答している。独身女性の約9割が将来的には子どもを希望していることになる。年齢層別にみると、20代は95.4%、30代は88.0%、40代は64.8%が子どもを持ちたいと回答している。40代においては、もともと出産を希望する者は、これより早い時期に結婚しているため、出産希望がな

いサンプルに偏っていると考えられる。そのような偏りがあるとしても、40代の女性の6割超が出産を希望しているということは注目し得る。

次に、図2-1、図2-2に年齢と出産（希望）年齢との関係を散布図で示す。

図2-1の横軸は現在の年齢、縦軸は出産希望年齢、図2-2の横軸は現在の夫と交際を始めた頃の年齢、縦軸は実際の出産年齢である。独身女

性の出産希望年齢には、「最初の子どもをもちたい年齢」を利用した。出産希望年齢を現在の年齢よりも低く回答していたサンプルは除き、出産希望年齢が現在の年齢と同じかそれ以上のものに限っている。その結果、子どもを持ちたいと回答していた491から90近いサンプルが落とされ、サンプル数は402となる。同様に、既婚女性で出産経験のある女性に関しても、現在の夫と交際を

図2-1 出産希望年齢と現在の年齢（独身女性）

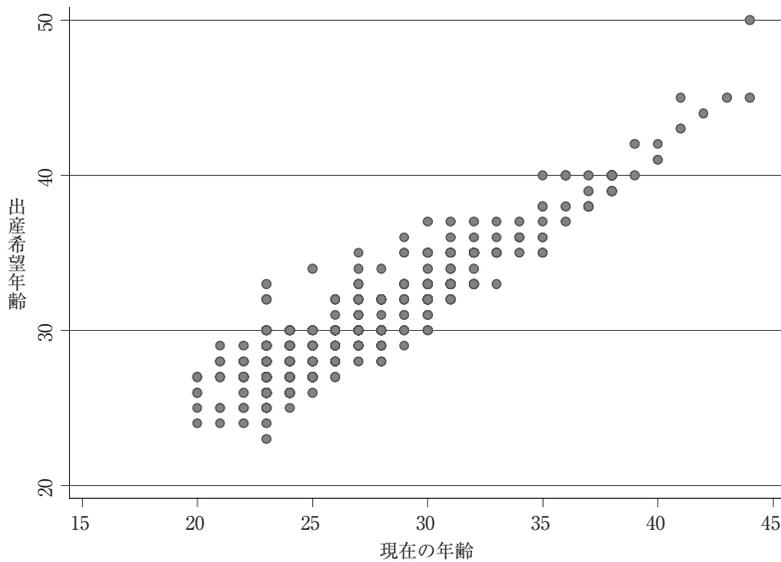
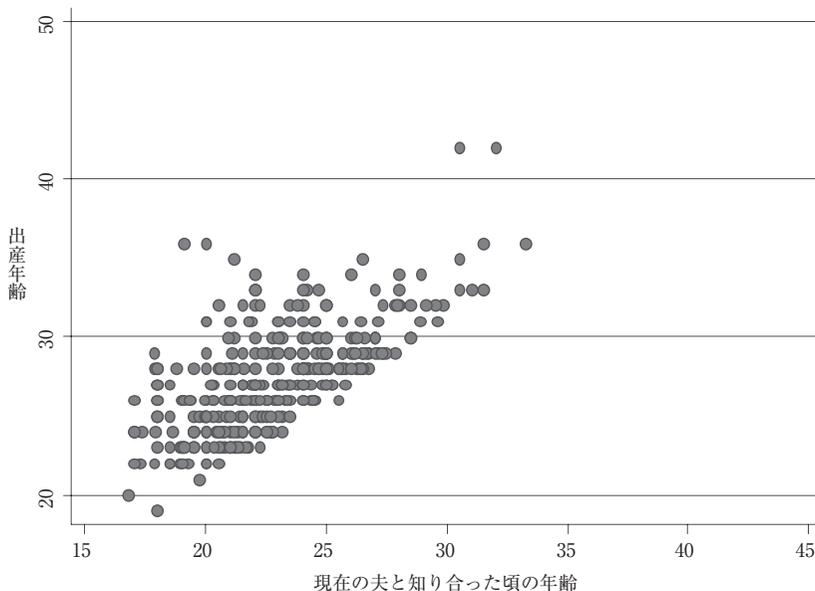


図2-2 出産年齢と現在の夫と知り合った頃の年齢（既婚女性）



始めた頃の年齢よりも出産年齢が低いサンプルは落とした。その結果、サンプル数は352から334となった。

図より、既婚女性では独身女性よりも横軸の年齢が低いところに偏っているが、独身女性、既婚女性のいずれにおいても、年齢が高くなるほど、出産（希望）年齢と年齢が収束していく傾向が観察される。

## V 出産のタイミングに関するモデル

本節では、出産希望年齢の決定要因分析に先立ち、出産のタイミング決定に関する簡単なモデルを示す。

いま、女性の現在の年齢を  $t$  とし、出産希望年齢を  $T$ 、退職年齢を  $R$ 、出産可能年齢の上限を  $\bar{T}$  とする。出産を希望する女性には、 $t \leq T \leq \bar{T}$  という制約がある。女性の効用  $U$  は、生涯所得  $Y$  と出産希望年齢  $T$ 、生涯にもうけたい子どもの数や早く子どもが欲しいかどうかという個人の選好  $a$  で決まるとする<sup>5)</sup>。単純化のために割引率は考えない。

また、女性は出産後も仕事を続けると仮定し、賃金は出産するまでは賃金関数で決まる賃金カーブに応じて上昇するが、出産後には上昇しないとする。これは、先行研究より、出産ペナルティは出産年齢が遅いほど小さくなるためである。賃金関数  $w(\tau)$  は、勤続年数  $\tau$  の線形増加関数を仮定する。そうすると、女性の出産希望年齢決定の最適化問題は次のようにならわすことができる。

$$\max_{t \leq T \leq \bar{T}} U(Y, T) = Y - aT \quad \text{s.t.} \quad (1)$$

$$Y = \int_t^T w(\tau) dt + w(T)(R - T)$$

最大化の条件より、効用関数を  $T$  で微分して0と置くと、以下の式が導出される。

$$w'(T)(R - T) = a \quad (2)$$

また、効用関数を  $T$  で2階微分した値は、

$$-w''(T) < 0 \quad (3)$$

となる。そのため、(2) 式を満たす  $T^*$  は極大

値となることがわかる。(2) 式を変形すると次のようになる。

$$T^* = R - \frac{a}{w'(T)} \quad (4)$$

(4) 式より、 $a$  が大きくなると  $T^*$  が低くなり、 $R$  が大きくなると  $T^*$  は高くなることがわかる。また、線形の賃金関数を仮定していることから賃金関数の傾き  $w'(T)$  は正の定数であり、この傾きが急になるほど、 $T^*$  は高くなることがわかる。一方、 $t \leq T \leq \bar{T}$  という制約が存在することから、出産希望年齢  $T$  と、現在の年齢  $t$ 、最適な出産年齢  $T^*$ 、出産可能年齢上限  $\bar{T}$  との関係は次のようにまとめられる。

(i)  $t \leq T^* \leq \bar{T}$  の場合、 $T = T^*$ 。すなわち、現在の年齢が最適な出産年齢よりも低い場合は、最適な出産年齢が出産希望年齢となる。

(ii)  $T^* \leq t \leq \bar{T}$  の場合、 $T = t$ 。すなわち、現在の年齢が最適な出産年齢を超えている場合は、すぐに出産するという選択が効用を最大にすることになる。

(iii)  $t \leq \bar{T} \leq T^*$  の場合は端点解となり、 $T = \bar{T}$ 。すなわち、最適な出産年齢が出産可能年齢上限を超える場合には、現在の年齢と関係なく、出産可能年齢上限が出産希望年齢となる。

内点解の (i) (ii) の場合は図3のようにならわすことができる。

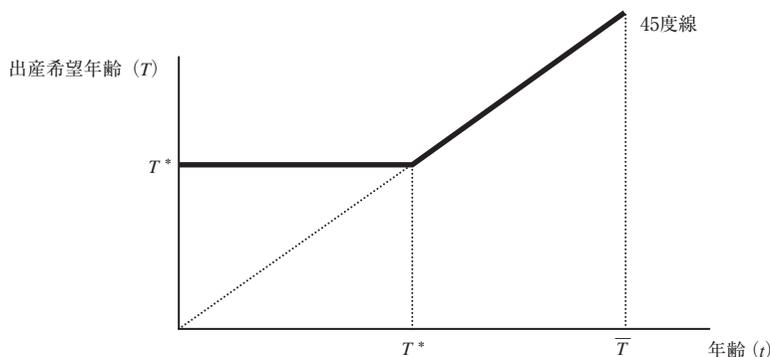
図より、年齢が低い場合には、出産希望年齢は最適な出産年齢で水平になるが、年齢が高くなるほど出産希望年齢は上昇していくこと、また最適な出産年齢が高いほど、水平部分が長くなることがわかる。

## VI 分析結果

### 1 推計式

V より、理論モデルより導出される実証可能な含意は、(1) 賃金カーブの傾きが大きいかほど出産希望年齢が高くなる、(2) 子供に対する選好が強いほど出産希望年齢が低くなる、(3) 年齢が低いと出産希望年齢は年齢に依存しないが、最適な出

図3 年齢と出産希望年齢との関係



$T^*$  は最適な出産年齢,  $\bar{T}$  は出産可能年齢の上限

産年齢に達すると出産希望年齢は年齢とともにあがっていく、の3点である。これらの点を考慮し、独身女性のデータを利用し、出産希望年齢決定関数を設定する。

被説明変数には出産希望年齢をとる。これは、最初の子どもを持ちたい年齢である。

説明変数は、次のように設定した。賃金カーブの傾きは、勤続年数に関する賃金関数を推計し、これを勤続年数で微分して求めた。賃金関数の詳細は次の2項で示す。子供に対する選好をあらわす変数としては、最終的に希望する子どもの数<sup>6)</sup>を用いた。年齢に関する変数としては、現在の年齢とその2乗項を加えた。(3)が支持されるのであれば、年齢層が低い場合は年齢に関する項は有意でないが、最適な出産年齢に相当する一定の年齢を超えると、有意になるはずである。

さらに、海外の先行研究では、家族的要因も影響を与えるとするものもあるので<sup>7)</sup>、兄弟姉妹の数、長女ダミー変数、結婚している兄弟姉妹の数も加えた。先行研究によれば、兄弟姉妹の多い環境で育つと、自分も早く子どもが欲しいと考え、出産希望年齢も低くなる。

退職年齢に関する情報は利用データでは得られないことから変数に加えていない。日本では定年年齢が60歳前後と企業によってそれほど差がないことを考えると加えなくてもそれほど大きな問題ではないと考えられる。

また先行研究より、日本では育児休暇制度が出生率を上げる重要な要因であること、海外の研究

でも、育児支援制度の充実も出生率を上げる要因となっていることから、職場の育児休業の取得状況が「取りやすい状況にある」と回答した場合に1、それ以外は0をとるダミー変数を用いた。さらに、現在勤務している企業に、「短時間勤務制度」「時差勤務制度」「育児休職」「再雇用制度」「フレックス制度」「在宅勤務」の各制度がある場合に1、ない場合には0をとるダミー変数、そしてこれらの制度の有無が分からない場合に1、それ以外に0をとるダミー変数も加えた。勤務先のワークライフバランス支援制度の充実が出産希望年齢を下げるのであれば、支援制度のダミー変数はマイナスの影響を与えると予想される。

既婚女性に関しても、現在の夫と交際を始めた年齢、現在の夫と交際を始めた頃における勤務先の状態、当時の兄弟姉妹の状態に関する情報が得られるために、実際の出産年齢を被説明変数とし、独身女性と同様に出産年齢決定関数の分析を行う。

## 2 賃金関数の推計結果

本項では、賃金関数の推計結果を示す。賃金関数の被説明変数には、月収の対数を用いた。説明変数には週労働時間対数、勤続年数、就業形態ダミー変数(正規の職員をベースとして、パート・アルバイト、派遣・嘱託・契約社員、自営業主・家族従事者・内職の3つのダミー変数)、職種ダミー変数(事務職をベースとして、主として農林漁業、農林漁業以外の自営業、専門職、管理職、販売・サー

ビス職、工場などの現場労働の6つのダミー変数)、学歴ダミー変数(大卒をベースとして、中卒、高卒、専門学校・専修学校卒、短大・高専卒、大学院卒の5つのダミー変数)、勤務先の従業員数(1000人以上をベースとして、1~9人、10~29人、30~99人、100~299人、300~999人、官公庁の6つのダミー変数)を用いた。また、就業形態ダミー変数、職種ダミー変数、学歴ダミー変数、従業員数ダミー変数の各ダミー変数と、勤続年数との交差項も加えた。独身女性に関しては、現在の賃金関数、既婚女性に関しては、現在の夫と交際を始めた頃における賃金関数となる。既婚女性の月収は、現在の夫と交際を始めた年における消費者物価指数でデフレートした<sup>8)</sup>。

分析の対象としたのは、独身女性では、過去に結婚(届出をしたもの)したことはなく、現在年間を通じて就業しているサンプル、既婚女性では、現在の夫と交際を始めた頃に、年間を通じて就業していたサンプルである。そのうち、賃金関数の推計に必要な情報が得られたサンプル数は、独身女性で534、既婚女性で347となった。

表1に、賃金関数の推計に利用した主な変数の基本統計量を示す。

表2に、最小2乗法による賃金関数の推計結果を示す。賃金関数は独身女性、既婚女性で別々に推計した。いずれにおいても、不均一分散の検定であるブロイシュ・ペーガンテストより、分散均一の帰無仮説は棄却されたので、分散不均一性に対して頑健な標準誤差の推計を行った。

表より、独身女性の分析結果に比べ、既婚女性の分析結果では、有意な変数が減少し、勤続年数も有意でなくなる。既婚女性の場合は、現在の夫と交際を始めた頃の就業状況を尋ねた項目を利用しているため、現在の夫と交際を始めた年が昔になるほど、月収や労働時間などの記憶が曖昧にな

り、それが分析結果に影響を与えていることが考えられる。また、既婚女性の勤続年数の平均値は、独身女性に比べて短く、分散も小さいことから、勤続年数の影響があまりあらわれなかった可能性がある。このような問題はありますが、今回はこの賃金関数の結果を利用する。尚、賃金関数の対象となった既婚女性において、現在の夫と交際を始めた時期は、一番新しくして6カ月前、一番古くて27年前、平均が13.2年前であった。

Vのモデルより、賃金カーブの傾きは、出産(希望)年齢にプラスの影響を与えると予想される。求めた賃金関数を勤続年数で微分することで、独身女性、既婚女性のそれぞれについて、賃金カーブの傾きの推定値を求めることができる。

すなわち、
$$\Delta \ln w / \Delta \tau = \frac{\Delta w}{w} / \frac{\Delta \tau}{\tau}$$
 となり、傾きは勤

続年数が1年伸びた場合の賃金の伸び率である。ここでは、勤続年数に対して線形の賃金関数を設定しているため、このようにして求めた賃金カーブの傾きは、各個人の就業形態、職種、学歴、従業員数だけに依存して決まる。

### 3 出産(希望)年齢決定要因

本項では、出産(希望)年齢決定要因の分析結果を示す。分析の対象は、賃金関数の対象となったサンプルのうち、独身女性については、最終的に子どもを希望しており、出産希望年齢が現在の年齢以上であるサンプル、既婚女性については、出産経験者のサンプルで、いずれも分析に必要な情報が得られるものである。既婚女性では、出産経験者でありながら最終的に希望する子どもの数を0と回答しているサンプルは落とした。その結果サンプル数は、独身女性は357、既婚女性は246となった。

表1 賃金関数に用いた主な変数の基本統計量

変数	独身女性				既婚女性			
	平均	標準誤差	最小値	最大値	平均	標準誤差	最小値	最大値
月収(円)	254026.2	218748.1	10000	3000000	239200.5	344119.5	48780.49	581395.4
週労働時間	39.8165	14.7320	3	84	40.7637	16.0425	7	90
勤続年数	5.3727	5.3942	1	26	3.5360	2.5963	1	16
サンプル数	534				347			

表2 賃金関数の推計結果

説明変数	独身女性	Robust	既婚女性	Robust
	Coef.	Std. Err	Coef.	Std. Err
週労働時間対数	0.1389	0.0381***	0.0053	0.0273
勤続年数	0.0281	0.0073***	0.0173	0.0312
パート・アルバイト	-0.5898	0.1473***	-0.5005	0.1499***
派遣・嘱託・契約社員	-0.1545	0.0794*	-0.0875	0.0919
自営業主・家族従業者・内職	-0.7560	0.2099***	1.3007	0.6015**
勤続年数×パート・アルバイト	-0.0196	0.0261	-0.0119	0.0443
×派遣・嘱託・契約社員	-0.0133	0.0137	-0.0514	0.0339
×自営業主・家族従業者・内職	0.0771	0.0309**	-0.1133	0.0734
主として農林漁業	(dropped)		(dropped)	
農林漁業以外の自営業	-0.0584	0.3267	-1.8474	0.5377***
専門職	0.1288	0.0536**	-0.0092	0.0903
管理職	0.2208	0.1197*	-0.0685	0.0723
販売・サービス職	0.0074	0.0624	0.1535	0.0705**
工場などの現場労働	0.0745	0.2157	0.5488	0.5001
勤続年数×主として農林漁業	-0.0115	0.0346	(dropped)	
×農林漁業以外の自営業	-0.0549	0.0356	(dropped)	
×専門職	0.0043	0.0078	0.0311	0.0212
×管理職	0.0016	0.0075	0.0238	0.0199
×販売・サービス職	-0.0062	0.0083	-0.0413	0.0177**
×工場などの現場労働	-0.0180	0.0156	-0.0967	0.0730
中卒	-0.1292	0.2270	-0.0717	0.1391
高卒	-0.2185	0.0710***	-0.2260	0.0946**
専門学校・専修学校卒	-0.2314	0.0667***	0.0276	0.1443
短大・高専卒	-0.1878	0.0708***	-0.0497	0.1141
大学院	0.0353	0.1181	2.3933	1.6860
勤続年数×中卒	-0.0107	0.0540	-0.0162	0.0411
×高卒	0.0015	0.0073	-0.0065	0.0269
×専門学校・専修学校卒	-0.0054	0.0106	-0.0346	0.0388
×短大・高専卒	-0.0045	0.0081	-0.0110	0.0310
×大学院	-0.0033	0.0189	-0.7972	0.5621
1~9人	-0.2761	0.0896***	-0.4532	0.2120**
10~29人	-0.1681	0.0706**	-0.3259	0.1442**
30~99人	-0.1701	0.0747**	-0.2874	0.1361**
100~299人	-0.0922	0.0672	-0.2862	0.1299**
300~999人	-0.0294	0.1084	-0.1105	0.1249
官公庁	-0.3059	0.0906***	-0.0182	0.2509
勤続年数×1~9人	-0.0180	0.0150	0.0411	0.0455
×10~29人	-0.0071	0.0073	0.0255	0.0334
×30~99人	-0.0097	0.0081	0.0408	0.0276
×100~299人	-0.0131	0.0075*	0.0383	0.0276
×300~999人	-0.0028	0.0087	0.0095	0.0275
×官公庁	0.0190	0.0140	-0.0304	0.0563
定数項	11.9942	0.1464***	12.4284	0.1449***
Number of obs.	534		347	
R-squared	0.5402		0.4026	
Root MSE	0.36923		0.36891	

\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

出産（希望）年齢決定要因の分析は、最小2乗法による回帰分析を行った。分析結果に先立ち、表3に分析に利用したサンプルの主な変数の基本統計量を示す。

被説明変数の平均値をみると、独身女性の出産希望年齢が31.2歳、既婚女性の第1子出産年齢が27.8歳であり、独身女性の出産希望年齢の方

が3.5歳程度高いことがわかる。

次に説明変数についてみる。既婚女性の年齢や勤務先の制度、兄弟姉妹に関する情報は、現在の夫と交際を始めた頃のものである。表3より、年齢の平均は独身女性が27.7歳なのに対し、既婚女性は23.0歳と低い。賃金カーブの傾きの平均値は、独身女性では0.0169、既婚女性では0.0059

表3 出産（希望）年齢決定要因分析に利用したサンプルの基本統計量

変数	独身女性				既婚女性			
	平均	標準誤差	最小値	最大値	平均	標準誤差	最小値	最大値
分析に利用した変数								
出産（希望）年齢	31.1681	4.2047	23	50	27.7520	3.3805	19.0000	42.0000
年齢	27.7227	4.7651	20	44	23.0481	3.0160	17.0000	33.2500
最終的に希望する子どもの数	2.0644	0.5938	1	4	2.2073	0.7407	1.0000	5.0000
育児休業が取りやすい状況	0.3361	0.4730	0	1	0.1463	0.3542	0.0000	1.0000
短時間勤務制度あり	0.2521	0.4348	0	1	0.0813	0.2739	0.0000	1.0000
時差勤務制度あり	0.2213	0.4157	0	1	0.0976	0.2973	0.0000	1.0000
育児休暇あり	0.5686	0.4960	0	1	0.3130	0.4647	0.0000	1.0000
再雇用制度あり	0.2157	0.4119	0	1	0.0732	0.2609	0.0000	1.0000
フレックスタイム制度あり	0.1345	0.3416	0	1	0.0894	0.2859	0.0000	1.0000
在宅勤務あり	0.0224	0.1482	0	1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
制度の有無がわからない	0.1373	0.3446	0	1	0.3211	0.4679	0.0000	1.0000
長女	0.7031	0.4575	0	1	0.6829	0.4663	0.0000	1.0000
兄弟姉妹の数	1.2997	0.8724	0	7	1.3496	0.7927	0.0000	6.0000
結婚している兄弟姉妹の数	0.4034	0.6575	0	5	0.3862	0.6771	0.0000	6.0000
賃金カーブの傾き	0.0169	0.0166	-0.0448	0.0970	0.0059	0.0920	-0.7488	0.0892
賃金カーブに影響を与える要因								
正規の職員	0.7367	0.4410	0	1	0.8293	0.3770	0.0000	1.0000
パート・アルバイト	0.0896	0.2861	0	1	0.0610	0.2398	0.0000	1.0000
派遣・嘱託・契約社員	0.1513	0.3588	0	1	0.0894	0.2859	0.0000	1.0000
自営業主・家族従事者・内職	0.0224	0.1482	0	1	0.0203	0.1414	0.0000	1.0000
主として農林漁業	0.0000	0.0000	0	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
農林漁業以外の自営業	0.0056	0.0747	0	1	0.0041	0.0638	0.0000	1.0000
専門職	0.3109	0.4635	0	1	0.2358	0.4253	0.0000	1.0000
管理職	0.0084	0.0914	0	1	0.0081	0.0900	0.0000	1.0000
事務職	0.3950	0.4895	0	1	0.4837	0.5008	0.0000	1.0000
販売・サービス食	0.2549	0.4364	0	1	0.2276	0.4202	0.0000	1.0000
工場などの現場労働	0.0252	0.1570	0	1	0.0407	0.1979	0.0000	1.0000
中卒	0.0084	0.0914	0	1	0.0244	0.1546	0.0000	1.0000
高卒	0.1261	0.3324	0	1	0.3496	0.4778	0.0000	1.0000
専門学校・専修学校卒	0.1204	0.3259	0	1	0.1748	0.3806	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1877	0.3910	0	1	0.2846	0.4521	0.0000	1.0000
大学卒	0.5154	0.5005	0	1	0.1545	0.3621	0.0000	1.0000
大学院卒	0.0420	0.2009	0	1	0.0122	0.1100	0.0000	1.0000
従業員数1~9人	0.1148	0.3193	0	1	0.1382	0.3458	0.0000	1.0000
従業員数10~29人	0.1345	0.3416	0	1	0.1301	0.3371	0.0000	1.0000
従業員数30~99人	0.1709	0.3769	0	1	0.1911	0.3939	0.0000	1.0000
従業員数100~299人	0.1709	0.3769	0	1	0.1707	0.3770	0.0000	1.0000
従業員数300~999人	0.1401	0.3475	0	1	0.1667	0.3734	0.0000	1.0000
従業員数1000人以上	0.2325	0.4230	0	1	0.1585	0.3660	0.0000	1.0000
官公庁	0.0364	0.1876	0	1	0.0447	0.2071	0.0000	1.0000
サンプル数	357				246			

で、独身女性の方が大きい。勤務先の制度に関しては、独身女性の方が充実している傾向がある。

説明変数ではないが、賃金カーブの傾きに影響を与える変数の基本統計量をみると、独身女性では、専門職の比率が比較的高く、大卒の比率、勤務先の従業員数が1000人以上の比率が高いのに対し、既婚女性では、事務職や高卒、短大・高専卒の比率が高いという特徴がみられる。

表4に、出産（希望）年齢決定要因の分析結果を示す。誤差項の不均一分散テストは、独身女性、既婚女性ともに採択された。

賃金カーブの傾きは、プラスになると予想されたが、符号はプラスではあるが有意でなかった。先行研究では、賃金ペナルティの存在が確認されているが、今回の分析では、それが出産（希望）年齢を高めているという結果は得られなかった。最終的に希望する子どもの数は、独身、既婚ともマイナスに有意であり、これは予想通りの結果である。

年齢に関しては、1次の項は有意ではないが、

年齢の2乗項は独身女性、既婚女性ともにプラスに有意である。理論モデルより、最適な出産年齢以降は、年齢は有意になることが予想されるが、最適な出産年齢が具体的に何歳かは定かでない。ただ、低い年齢層のデータのみで分析した場合には、年齢に関する項は有意でなく、それより高い年齢層のデータで分析した場合には、年齢が有意になると予想される。利用データからは、高い年齢層のサンプル数は少ないため、後ほど、低い年齢層に限ったデータでの分析を行うことで、年齢に関して理論モデルと整合的な結果が得られたかを検証することとする。

勤務先の制度の有無に関しては、独身女性では有意でないが、既婚女性では、「短時間勤務制度あり」が有意にプラス、「時差勤務制度あり」が有意にマイナス、「制度の有無がわからない」が有意にマイナスであった。

予想では、ワークライフバランス支援制度の充実が出産（希望）年齢を下げると思われたが、必ずしもそうではない。この結果については、ワー

表4 出産（希望）年齢決定要因分析結果

説明変数	独身女性		既婚女性	
	Coef.	Std. Err	Coef.	Std. Err
年齢	-0.0845	0.1740	-0.9396	0.6269
年齢2乗	0.0148	0.0029***	0.0337	0.0132**
最終的に希望する子どもの数	-0.5169	0.1502***	-0.7811	0.2226***
育児休業が取りやすい状況	0.0406	0.1957	0.6221	0.5246
短時間勤務制度あり	-0.0893	0.2277	1.3361	0.6809*
時差勤務制度あり	0.1520	0.2253	-1.3283	0.6365**
育児休職あり	-0.1103	0.2145	-0.0926	0.4452
再雇用制度あり	0.2712	0.2323	0.9587	0.6630
フレックスタイム制度あり	-0.1432	0.2553	-0.6010	0.5924
在宅勤務あり	-0.5729	0.5793	(dropped)	
制度の有無がわからない	0.0912	0.2788	-0.7257	0.4038*
長女	-0.1799	0.2027	0.4214	0.3552
兄弟姉妹の人数	0.1494	0.1173	-0.0994	0.2294
既婚の兄弟姉妹の人数	-0.2517	0.1721	0.1356	0.2800
賃金カーブの傾き	3.5635	5.2550	1.0950	1.8104
定数項	22.8049	2.6276***	32.8732	7.4556***
Number of obs.	357		246	
F	148.29		14.74	
Prob>F	0		0	
R-squared	0.8671		0.4718	
AdjR-squared	0.8612		0.4398	
Root MSE	1.5664		2.5302	

\*\*\* 1%水準で有意, \*\* 5%水準で有意, \* 10%水準で有意。

クライフバランス支援制度が充実している企業では女性の長期的な勤続を期待しており、賃金カーブの傾きが相対的に高いとすれば、そのような企業で出産（希望）年齢を引き上げるという説明ができる。分析では、賃金カーブを変数に加えてはいるが、推定値を利用しているため、本来の賃金カーブの影響が十分コントロールされていない可能性があるためだ。兄弟姉妹に関しては、有意な変数は観察されなかった。

次に、既婚女性は独身女性に比べて年齢層が低い年齢層をそろえて比較するためと、理論モデルより、低い年齢層では年齢に関する項が有意でなくなると予想されることから、サンプルを20代に限定して分析した結果を、表5に示す<sup>9)</sup>。20代の分析でも、誤差項の不均一分散は観察されなかった。

まず、年齢に関する項に着目してみよう。20代だけのサンプルで分析した場合には年齢に関する項は有意でない。表4では、年齢の2条項が有意にプラスであり、30代以上も含めたサンプル

で分析した場合には、年齢に伴い出産希望年齢が上昇することが示された。そのため、表4、表5の結果を合わせて考えると、理論モデルより得られる、「年齢が低いと出産希望年齢は年齢に依存しないが、ある一定の年齢に達すると出産希望年齢は年齢とともにあがっていく」という含意が支持されたといえる。

その他の変数については、最終的に希望する子どもの数は、表4と同様、マイナスに有意である。勤務先の制度の有無では、独身女性では有意なものはないが、既婚女性では、「育児休暇がとりやすい環境」と「短時間勤務制度あり」がプラスに有意であり、「時差勤務制度あり」が有意でなくなっている。出産（希望）年齢時の賃金カーブの傾きは、表4と同様に有意ではないが、独身女性では有意性が高くなっている<sup>10)</sup>。

また、独身女性では、兄弟姉妹の数がプラス、既婚の兄弟姉妹の数がマイナスに有意となり、兄弟姉妹が多いと出産希望年齢が高くなる一方で、既婚の兄弟姉妹がいると出産希望年齢が低くなる

表5 出産（希望）年齢決定要因分析結果（20代）

説明変数	独身女性		既婚女性	
	Coef.	Std. Err	Coef.	Std. Err
年齢	-0.9030	1.0970	0.7100	1.5099
年齢 <sup>2</sup> 乗	0.0305	0.0218	-0.0019	0.0316
最終的に希望する子どもの数	-0.6049	0.1859***	-0.7816	0.2328***
育児休業が取りやすい状況	0.0850	0.2350	0.9043	0.5466*
短時間勤務制度あり	-0.3085	0.2869	1.6853	0.6913**
時差勤務制度あり	-0.0209	0.2838	-0.9330	0.6544
育児休職あり	0.0403	0.2722	-0.4175	0.4582
再雇用制度あり	0.3858	0.2955	0.4248	0.6961
フレックスタイム制度あり	-0.2031	0.3284	-0.9344	0.6209
在宅勤務あり	-0.9069	0.9604	(dropped)	
制度の有無がわからない	0.0529	0.3582	-0.9396	0.4221**
長女	-0.1563	0.2814	-0.1222	0.3729
兄弟姉妹の人数	0.2450	0.1385*	-0.0525	0.2448
既婚の兄弟姉妹の人数	-0.4411	0.2366*	0.2434	0.3182
賃金カーブの傾き	11.1200	7.9558	0.9784	1.7458
定数項	33.3118	13.6268**	14.3389	17.8972
Number of obs.	250		206	
F	13.83		7.78	
Prob>F	0		0	
R-squared	0.47		0.363	
AdjR-squared	0.436		0.3163	
Root MSE	1.6251		2.3905	

\*\*\* 1%水準で有意, \*\* 5%水準で有意, \* 10%水準で有意。

ことが示された。兄弟姉妹が多いと自分も早く子どもを持ちたいと思うと予想されたが、逆の結果が得られた。この結果は、兄弟姉妹が少ないと、早く子どもをもうけて親孝行しなければという責任を重く感じるものが影響しているのではないか。一方で、兄弟姉妹が結婚して子どもをもうけている場合には、自分も子どもを早く欲しくなるという心理があるのではないか。

注意しておく必要があるのは、利用データでは独身女性においては出産後も仕事をつづけるつもりか、また既婚女性においては、出産前後は仕事を続けていたのか、という情報が得られなかった点である。モデルでは出産後も働き続けることを前提としているが、出産後に仕事を辞めるつもり、あるいは辞めているのであれば、モデルに基づいた予想と異なる可能性がある。例えば、既婚女性で、「制度の有無がわからない」場合に出産年齢を早めるという結果が得られたが、出産を機に辞めることを考えている場合は、職場での制度に無頓着であると考えられる。賃金カーブの傾きも有意ではないが、既婚女性に関しては、その多くが結婚・出産を期に仕事を辞めているとすれば、有意でないのも肯ける。

#### 4 総括

ここで、分析結果を総括する。理論モデルより導出される含意は、(1) 賃金カーブの傾きが大きいほど出産希望年齢が高くなる、(2) 子どもに対する選好が強いほど出産希望年齢が低くなる、(3) 年齢が低いと出産希望年齢は年齢に依存しないが、ある一定の年齢に達すると出産希望年齢は年齢とともにあがっていく、の3点であった。これらの点に対して、どのような実証分析結果が得られたのかを順に確認する。

まず、(1) に関しては、表4、表5の分析結果より、賃金カーブの傾きの係数値はプラスであるため、符号は予想と整合的であるが、統計的有意性は低い。(2) に関しては、表4、表5ともに、最終的に希望する子どもの数が有意にマイナスであり、最終的に希望する子どもの数を子どもに対する選好ととらえると、理論と整合的な結果を得ているといえる。(3) に関しては、表5より、20

代においては年齢と年齢2乗項が有意でないのに対し、表4より、全体では年齢の2乗項がプラスに有意であり、年齢に伴い出産希望年齢が上昇し、その上昇の仕方が急になっていくことが示された。これは、理論と整合的な結果といえる。

以上、分析結果より、賃金ペナルティが出産希望年齢を引き上げるとする点については有意な結果が得られなかったものの、その他の点については、理論モデルで示される結果と整合的な実証結果が得られた。

## VII むすび

本稿では、『結婚観に関するアンケート調査』の個票データを利用し、独身女性の出産希望年齢や既婚女性の出産年齢の決定要因を分析した。主な結果として、まず、データの概観から、独身女性のうち最終的に子どもを希望するサンプルの比率は9割程度と比較的高いにもかかわらず、出産希望年齢は生物学的な限界を考えると高めになっていることが示された。また、実証分析結果より、独身女性、既婚女性ともに、1) 賃金カーブの傾きは出産(希望)年齢に対して符号はプラスであるが統計的有意性は低い、2) 最終的に希望する子どもの数が多いほど、出産(希望)年齢は低くなる、3) 年齢が低いと出産(希望)年齢は年齢に依存しないが、年齢が高くなるほど出産(希望)年齢は高くなる、の3点が得られた。これらは、理論モデルとほぼ整合的な結果である。

分析結果より、独身女性は既婚女性に比べて最適な出産(希望)年齢が高い上に、そのタイミングを逃していることが年齢と出産希望年齢を収束させていると予想される。今後は、なぜ女性が最適な出産タイミングを逃してしまうのかを明らかにし、最適な出産希望年齢を引き下げると同時に、その年齢での出産を実現できるような社会環境づくりが必要となろう。

また、女性の「最終的に希望する子どもの数」を増やすことが、出産(希望)年齢を早めることに有効であることから、子どもをたくさんもうけたいと思うような制度上の支援も重要であるといえる。一方で、職場の支援制度の存在が、必ずし

も出産（希望）年齢を引き下げているというわけではなく、企業におけるワークライフバランス支援制度のあり方について、どのような制度が少子化を防止するために有効なのか、さらなる研究が望まれる。

本研究では、利用データにおいて、出産後も働き続けるつもりか、働き続けているかどうかの情報が得られなかった点が大きな問題である。賃金カーブの傾きや勤務先の制度に関する変数で有意なものがありみられなかったのはその影響による可能性がある。また、パネルデータではないので、年齢の効果が純粋な年齢の影響なのかコーホートの影響によるものなのか判別できない点など、問題は残される。

とはいえ、独身女性の多くが最終的に子どもを希望しているにもかかわらず、出産希望年齢は生物学的な適齢期よりも高めに設定されていることから、出産希望年齢を下げるための施策が早急に望まれる。本研究がそれに少しでも貢献することを期待したい。

#### 謝辞

本稿は、日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究（B）「婚姻の行動モデル解明と少子化対策としての婚姻推進政策のあり方に関する実証的研究（課題番号：19330053）」による成果の一部である。また、本稿の執筆にあたり、本誌レフェリーと編集委員会より大変有意義なコメントをいただきました。ここに記して、感謝いたします。

- 1) III 4 項参照。
- 2) Blackburn, Bloom and Neumark (1993) は、ライフ・サイクルモデルを利用し、早い時期よりも遅い時期での出産の方が、より多くの人的資本蓄積を実現するため、高い賃金を実現することを示している。
- 3) 出産、結婚が賃金に与える影響は、実際は、クロスセクション分析や階差モデルによる結果より大きいことを指摘する研究もある。Korenman and Neumark (1992) は、勤続年数や経験年数が賃金を決定するだけでなく、賃金が勤続や経験の決定に影響するといった内生性を考慮した分析結果では、子どもが賃金に与えるマイナスの効果が大きくなることを示している。
- 4) 出産年齢は、現在の年齢から第1子の年齢をひいて求めた。
- 5) この効用関数は Blackburn Bloom and Neumark (1993) で用いられている。
- 6) この変数では5人以上には5という数値が入る。
- 7) Fernández and Fogli (2006) は、アメリカの異なる民族出身の女性の出生率について分析した。祖国の過去の出生率を文化的代理変数として、兄弟姉妹の数を直接的な家族経験の変数として用い、これらの変数が出生率に有意な影響を与え

ていることを示している。

- 8) 調査は2008年2月と2009年3月に行われているが、いずれの時点で行われた場合も、回答時における交際期間が1年より短い場合は2008年の消費者物価指数でデフレート、1年以上2年より短い場合は2007年の消費者物価指数でデフレート、以下同様にデフレートした。
- 9) ここでは、既婚女性については、現在の夫と交際を始めた頃の年齢が20代のサンプルになる。
- 10) p値は0.164。

#### 参考文献

- 川口章 (2005) 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』No.535, pp.42-55.
- (2008) 「結婚や出産によって賃金はどう変わるのか：結婚・出産プレミアムの男女比較」『ジェンダー経済格差——なぜ格差が生まれるのか、克服の手がかりはどこにあるのか』第7章、勁草書房。
- 滋野由紀子・松浦克己 (2003) 「出産・育児と就業の両立を目指して——結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に」『季刊社会保障研究』Vol.39, No.1, pp.43-54.
- 駿河輝和・七條達弘・張建華 (2000) 「夫の通勤時間・労働時間が出生率に与える影響について——『消費生活に関するパネル調査』による実証研究」『季刊家計経済研究』No.47, pp.51-58.
- 駿河輝和・張建華 (2003) 「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について——パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』No.59, pp.56-63.
- 駿河輝和・西本真弓 (2002) 「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊家計経済研究』No.37, pp.371-379.
- 武内真美子・大谷純子 (2008) 「両立支援制度と女性就業二極化傾向」『日本労働研究雑誌』No.578, pp.67-87.
- 八代尚宏 (2000) 「少子化問題への経済学的アプローチ」『季刊家計経済研究』No.47, pp.20-27.
- Blackburn, McKinley L., David E. Bloom, and David Neumark (1993) "Fertility timing, wages, and human capital", *Journal of Population Economics*, Vol.6, No.1, pp.1-30.
- Buckles, Kasey (2008) "Understanding the Returns to Delayed Childbearing for Working Women," *American Economic Review: Papers & Proceedings 2008*, Vol.98, No.2, pp.403-407.
- Engelhardt, Henriette, Tomas Kögel and Alexia Prskawetz (2004) "Fertility and women's employment reconsidered: A macro-level time-series analysis for developed countries, 1960-2000," *Population Studies*, Vol.58, No.1, pp.109-120.
- Fernández, Raquel and Alessandra Fogli (2006) "Fertility: The Role of Culture and Family Experience," *Journal of the European Economic Association*, Vol.4, No.2-3, pp.552-561.
- Feyrer, James, Bruce Sacerdote, and Ariel Dora Stern (2008) "Will the Stork Return to Europe and Japan? Understanding Fertility within Developed Nations," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.22, No.3, pp.3-22.
- Goldin, Claudia and Lawrence F. Katz (2008) "Transitions: Career and Family Life Cycles of the Educational Elite," *American Economic Review: Papers & Proceedings 2008*, Vol.98, No.2, pp.363-369.
- Korenman, Sanders and David Neumark (1992) "Marriage, Motherhood, and Wages," *Journal of Human Resources*, Vol.27, No.2, pp.233-255.
- Light, Audrey and Manuelita Ureta (1995) "Early-Career Work Experience and Gender Wage Differentials," *Journal of Labor*

*Economics*, Vol.13, No.1, pp.121-154.  
Taniguchi Hiromi (1999) "The Timing of Childbearing and Women's Wages," *Journal of Marriage and the Family*, Vol.61, November, pp.1008-1019.  
van Noord-Zaadstra, Boukje M., Caspar W. N. Looman, Hans Alsbach, J. Dik. F. Habbema (1991) "Delaying Childbearing: Effect of Age on Fecundity and Outcome of Pregnancy," *British Medical Journal*, Vol.302, No.6789, pp.1361-1365.

〈投稿受付 2009 年 6 月 10 日, 採択決定 2011 年 4 月 11 日〉

おくい・めぐみ 金沢学院大学経営情報学部准教授。主な論文に「情報サービス産業の雇用調整と外注化」『日本労働研究雑誌』No.529 (2004 年) pp.56-66。労働経済学専攻。