



RIETI Discussion Paper Series 14-J-048

女性の労働市場・家計内分配と未婚化

宇南山 卓
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

女性の労働市場・家計内分配と未婚化*

宇南山 卓（経済産業研究所 CF/財務総合政策研究所）

要 旨

本稿では、理論的なモデルを構築することで、日本において未婚率が上昇したメカニズムを考察した。結婚によって、女性が労働市場を退出し、所得が不可逆的に低下することは依然として一般的である。労働市場での所得低下の可能性があることは、それだけで結婚という意思決定の機会費用となる。さらに、結婚後の家計内交渉を考慮に入れると、妻の所得の低下は、家計内における妻の交渉力を弱め、結婚のコストを妻が負担することになる。この構造のため、夫婦合計ではメリットがある場合でも、女性が結婚を選択しない可能性がある。実際に日本のデータを観察すると、フルタイム労働者としての女性の労働条件が改善した一方で、パートタイム労働者としての待遇改善が遅れており、これが未婚化を進行させた最大の要因だと考えられる。

キーワード：未婚 家計内分配 労働市場 結婚市場

JEL classification: D13 D11

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「日本経済の課題と経済政策 Part2－人口減少・持続的成長・経済厚生－」の成果の一部である。本稿の原案に対して、吉川洋教授（東京大学）ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いたことを感謝する。

1 はじめに

現在、日本では過去 20 年にわたり未婚率が上昇している。図 1 は、国勢調査に基づき生涯未婚率 (50 歳時点における未婚率) の推移を示したものである。1985 年までは男女ともに 5 % 以下であったが、1990 年以降に上昇傾向となり、2010 年には 20.1% と 10.6% まで高まっている。未婚率の上昇は、出生率の低下によって少子化をもたらし、さらには高齢化および人口減少の原因となっている。すなわち、高齢化による社会保障制度の維持可能性の問題も、人口減少による規模の経済の喪失も、根本の原因は未婚化なのである。こうした政策的な重要性にもかかわらず、未婚の原因は明らかにされていない。

Becker (1973;1974) の研究以来、結婚の意思決定は経済学の分析対象となった。¹ しかし、結婚の経済的・非経済的なメリットは明白であるため、結婚の経済学の関心は「結婚を選択するか」ではなく「誰と結婚するか」が中心であった。現実として無視できない割合の人々が生涯未婚のままにとどまっているにもかかわらず、未婚は特殊な選好の結果のような例外的な状況として描写されてきた。未婚が一般的になってきた現在の日本を分析するには、発生メカニズムを構造的に説明できる理論が必要である。

ここで分析対象とする「結婚」とは、男女が共同生活をして子供を持つこととする。論理的には、複数の個人が共同生活をする 것과子供を持つことは別の意思決定であるが、日本では両者はほぼ一体の意思決定となっている。非摘出子の割合は 1980 年で 0.80%、2010 年でも 2.15% と低く、結婚をしていない男女間で子供を持つことは例外的である。一方で、結婚は出産の十分条件であることは、結婚の持続期間が 15-19 年の夫婦のうち子供の数が 0 人である割合は 1982 年で 2.7%、2010 年で 6.4% であることで示せる。つまり、子供を持つ際にはほぼ全員が結婚をしており、結婚をすればほぼ全ての夫婦が子供を持っており、結婚と出産は一体の意思決定とみなすことができる。本研究では、この結婚の定義に基づき、生涯結婚をしないという行動を論理的に説明することを目的とする。

未婚化を説明する中心的な要因として、女性の就業行動に注目した。日本やその他の先進国でも、依然として、女性が結婚・出産をきっかけに労働市場を退出することはしばしば観察される。この退職によって失われる所得は未婚であれば得られた便益であり、結婚の機会費用である。

ただし、結婚が機会費用をもたらすとしても、それだけでは未婚の発生を説明できない。Becker (1973; 1974) の枠組みでは、移転可能な効用 (transferrable utility) が仮定され、結婚により発生するメリットとデメリットを夫婦で合計し、メリットが上回れば結婚が成立するとされてきた。しかも、結婚には機

¹近年の結婚の経済学の動向については、Browning, Chiappori, and Weiss (2014) を参照。

会費用を上回るようなメリットが多くあることも指摘されている。Becker (1974) では、結婚による便益として、夫婦の分業による利益、家計規模が拡大することによる規模の経済、精神的充足など結婚固有のメリットなどを指摘している。また、ここでは子供を持つことも結婚の意思決定に含めており、子供を持つことによる満足も結婚のメリットとなる。こうした結婚のメリットが、女性が労働市場を退出する機会費用を上回るのであれば、結婚が選択されるはずである。

しかし、もし夫婦合計のメリットが夫と妻に適切に分配されなければ、夫婦合計ではメリットのある結婚であっても、未婚が選択される可能性がある。効用が移転可能でないのであれば、家計の合計のメリットだけで結婚の意思決定がされるという枠組みは現実的ではない。Lundberg and Pollak (2009) が指摘するように、結婚に際して完備な契約を書くことは不可能であり結婚後の家計内の資源配分にコミットすることは困難である。それに対し、家計を個人の集合と見なして、結婚後の資源配分を明示的に取り入れ個人ベースでの効用を分析する集合体モデル (Collective Model) が発展してきた (Bourguignon and Chiappori, 1994; Browning, Bourguignon, Chiappori, and Lechene, 1994; Browning and Chiappori 1998; Browning, Chiappori, and Lechene, 2006)。² 各個人の結婚後の効用が家計内交渉によって決定されるのであれば、結婚の意思決定もその交渉過程を前提にされるはずである。

集合体モデルで、家計内の分配を決定する重要な決定要因の一つが各個人が労働市場での所得であることが、実証的に指摘されている (Thomas, 1990; Fortin and Lacroix, 1997; Attanasio and Lechene, 2002)。労働市場における所得が家計内の分配に影響を与えるのであれば、結婚によって女性の所得が低下することは、家計内での交渉力が弱まり結婚後の資源配分を女性に不利なものにする効果がある。この効果のため、結婚に発生した費用が完全には補償されずに女性だけの負担となる。このように考えると、女性は結婚によって発生する機会費用は、もともと所得が高い女性ほど大きいことになる。

一方、結婚のメリットについては、一部が所得に比例的に発生することを仮定した。たとえば、規模の経済によるメリットが所得に比例的に発生するとした仮定である。この仮定により、所得水準が高いほど絶対的な結婚のメリットは大きいことになり、男女共に所得の高い結婚相手を求めていることになる。特に、所得の高い女性にとっては機会費用を補償できるのは高所得な男性だけであり、女性が結婚を選択するかどうかは結婚相手の所得次第となる。

その意味では、どのような男女が結婚相手の候補となるかが未婚率の決定に大きな役割を果たす。こ

²Vermeulen (2002) および宇南山・小田原 (2009) は集合体モデルのサーベイをしている。

ここでは結婚相手の決定メカニズム、すなわち結婚市場の描写については、マッチングの枠組みを利用した。Gale and Shapley (1962) の先駆的な研究により、結婚をお互いに選好順序を持つ経済主体を組み合わせたというマッチングの枠組みで分析することが一般的になった。各個人が自分の効用を最大にするように結婚相手を探すのであれば、均衡において決定する夫婦のペアは安定マッチングとなることは説得的である。

各個人は所得が異なることを仮定し、また所得以外の非対称性はないとする。すると、男女ともに結婚相手としては所得で順位付される。男女共に所得の高い結婚相手を探しているという仮定から、安定マッチングにおける夫婦のペアは Becker (1974) と同様に同類婚 (assortative mating) の傾向が発生する。ただし、所得の高い女性の負担する機会費用を補償できる男性が十分に存在していなければ未婚が発生する。

まとめれば、未婚率を決定するのは、1) 結婚による女性の所得の低下幅を規定する要因、2) 結婚のメリットの大きさを決める要因、3) 家計内分配における交渉力である。結婚によって発生する機会費用の大きさは、さらに、所得が低下する可能性がどのくらいあるかと、低下する場合にはどの程度低下するかの要因に分解できる。前者は結婚と就業の両立可能性によって決まり、後者は女性の就業形態間の所得差 (フルタイム労働者とパートタイム労働者・正規労働者と非正規労働者の賃金差のようなもの) によって決定する。結婚のメリットは、たとえば子供を持つことに対する選好や家計の規模の経済の度合いで決まる。

この結果は、現実の日本の未婚を考える際に、重要な含意を持っている。これらの要因のうち、就業形態間の所得差は大きく変化してきた。男女雇用機会均等法以後、フルタイム労働者に限れば男女の賃金差は大幅に縮小してきた。しかし、パートタイム労働者の待遇の改善幅は小さく、結果としてフルタイム労働者とパートタイム労働者待遇の差は急激に拡大してきた。それに対し、それ以外の要因はほとんど変化していない考えられる。宇南山 (2010; 2011) は、結婚・出産による離職率が 1980 年から 25 年以上ほとんど変化していないことを指摘し、両立可能性が不変であると論じている。また、出生動向調査によれば、生涯に持つ子供の数である完結出生児数は近年低下しているとはいえ、過去 40 年近く 2 人前後であり、結婚のメリットが大きく低下したとは考えにくい。さらに、黒田 (2010) は、子供を持つ夫婦の家事・育児に費やす時間は 1986 年以降大きく変化していないことを指摘しており、家計内での交渉力も大きく変化していないと考えられる。結局、モデルから導かれる未婚の重要な決定要

因は、結婚と就業の両立可能性と女性の就業形態間の所得差である。

ここでのモデルに基づけば、未婚は家計内分配が原因で発生していることになる。これは、社会的に(夫婦の合計では)メリットのある結婚が成立しないケースが存在している可能性があることを意味する。この厚生損失が発生することは、未婚が解消されるべき「問題」であることを意味している。モデルは未婚を解消するための方策を示唆しているが、単純に結婚のメリットを増やすような結婚促進策は、直接的には女性の労働市場での活動を抑制することになる。女性の労働力を活用しながら未婚を解消するには、結婚をしても就業を継続することを可能にすること、すなわち両立支援をすることが唯一の方法となる。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節では、結婚によって個人の効用がどのように決まるかを述べている。また、結婚市場でのペアの決まり方について論じている。第3節は、モデルで決定する未婚率の決定要因について、そのメカニズムと影響について論じている。第4節は、日本の未婚化の要因を考察している。第5節は結論と政策インプリケーションである。

2 モデル

2.1 個人の選択

男女同数で、人口が十分に大きい(厳密には非可算無限の)社会を考える。³ 女性を i 、男性を j はともに、結婚市場で結婚もしくは未婚を選択し、婚姻状態に応じて確率的に労働力状態が決まり所得を得る。結婚を選択した場合、各個人の所得に基づき夫婦間で家計内での資源配分を交渉して、各個人の所得が決まり効用が決まる。家計内での交渉が決裂した場合は、離婚をして各個人の所得を消費する。

結婚をするかを選択する時点では、女性 i および男性 j はともにフルタイムの労働者として働き所得を得ている。ただし、労働からの不効用はないとする。所得は男女間に差があり、また個人によっても異なる。男性 j および女性 i の所得を、それぞれ $\bar{y} + y_j^m$ および $\bar{y} - x + y_i^f$ とする。ただし、 x は平均的な男女の所得の差であり、所得のうち個人によって異なる部分 y_j^m および y_i^f は男女ともに対数正規分布 $LN(0, 1)$ にしたがうとする。

男性は結婚状態によらずフルタイム労働者となるが、女性は結婚すると確率的に退職してパートタイム労働者となる。パートタイム労働者としての所得は、フルタイム労働者だったときの所得によらず

³Angrist (2002) は、男女の人口比率が家計行動に与える影響を分析している。

$\bar{y} - x - p$ となる。ただし、 $p > 0$ でありパートタイム労働者の所得は任意の女性フルタイム労働者よりも低い。結婚後にパートタイム労働者となるかどうかは外生的な要因で決定し、結婚前には観察できない。また、一度パートタイム労働者になると、離婚をしてもフルタイム労働者に戻ることはできない。⁴

未婚を選択すると、各個人はフルタイム労働者として働き続け、消費は自分の所得と等しくなる。単純化のために消費財は1財で、消費に関する効用関数は線形とする。すなわち、結婚をしない場合の*i*および*j*の効用水準はそれぞれ $\bar{y} - x + y_i^f$ 、 $\bar{y} + y_j^m$ となる。

一方、結婚は、不完備な契約となっており、結婚前の妻の労働力状態が決まる前に結婚後の資源配分にコミットすることはできず (Lundberg and Pollak, 2009)、夫婦間の交渉によって家計内で分配することになる。夫婦合計の合計の消費は、共同生活をするることによる規模の経済や分業の利益によって、夫婦の合計の所得より大きくなる。⁵ここでは、この共同生活によるメリットは、夫婦の合計所得に比例的に得られるとする。また、結婚によって非経済的な効用も得られるとする。結婚生活による精神的満足や子供を持つことから得られる感情的な便益を想定しており、所得には依存せず固定的であり男女それぞれ $\theta/2$ とする。非経済的な結婚の効用の大きさは現実には観察不能であるが、ここでは夫婦間で観察可能とする。

夫婦合計の資源、すなわち夫婦合計で得られる最大の効用水準は、妻の就業状態に依存して以下のよう書ける。

$$\begin{cases} (1 + \gamma)(2\bar{y} - x + y_i^f + y_j^m) + \theta & i \text{ がフルタイム労働者の場合} \\ (1 + \gamma)(2\bar{y} - x - p + y_j^m) + \theta & i \text{ がパートタイム労働者の場合} \end{cases}$$

ただし、 γ が共同生活によるメリットを生む効果の大きさを表している。

Becker (1973) などのこれまでの結婚の経済学では、単一家計モデル (Unitary Model) に基づき、結婚のメリットは「夫婦の合計の資源」と「それぞれが独身であった場合の資源の和」の差で定義しており、各個人が結婚生活の中でどのような厚生水準になるかは明示的に分析してこなかった。ここでは、集合体モデルに基づき、結婚のメリットも個人レベルで考える。ただし、具体的な夫婦間での交渉過程を描写することはせず、交渉結果が一般化ナッシュ交渉解となることを考える。⁶

⁴永瀬 (1999) では、所得変動の不可逆性を日本のデータで論じている。

⁵結婚からのメリットについては、Becker (1973) p.818 を参照。

⁶夫婦間の資源配分をナッシュ交渉解として定式化した初期の研究として、Manser and Brown (1980)、McElroy and Horney (1981)、Thomas (1990) がある。

すなわち、交渉の結果として決まる夫婦それぞれの厚生が、次のような目的関数を最大化する水準で決定すると考える。

$$\max(U_{ij} - \bar{U}_{ij})^\mu (V_{ij} - \bar{V}_{ij})^{(1-\mu)} \quad (1)$$

subject to

$$\begin{cases} U_{ij} + V_{ij} = (1 + \gamma)(2\bar{y} - x + y_i^f + y_j^m) + \theta & i \text{ がフルタイム労働者の場合} \\ U_{ij} + V_{ij} = (1 + \gamma)(2\bar{y} - x - p + y_j^m) + \theta & i \text{ がパートタイム労働者の場合} \end{cases}$$

ただし U_{ij} および V_{ij} は妻 (i) および夫 (j) の効用水準、 \bar{U}_{ij} および \bar{V}_{ij} はそれぞれの「威嚇点」、 μ は夫婦間での交渉力を示すパラメーターである。

威嚇点とは交渉が決裂した場合に各個人が得る効用水準であり、ここでのケースでは離婚した場合の効用水準となる。⁷ 威嚇点となる離婚をした場合の所得は、結婚後の労働力状態によって決まるため、女性 i は、

$$\bar{U}_{ij} = \begin{cases} \bar{y} - x + y_i^f & i \text{ がフルタイム労働者の場合} \\ \bar{y} - x - p & i \text{ がパートタイム労働者の場合} \end{cases} \quad (2)$$

男性 j は、

$$\bar{V}_{ij} = \bar{y} + y_j^m \quad (3)$$

となる。

この家計内の交渉の結果は、妻 i がフルタイムの仕事を継続した場合、

$$U_{ij}^C = (\bar{y} - x + y_i^f) + \mu\{\gamma(2\bar{y} - x + y_i^f + y_j^m) + \theta\} \quad (4)$$

$$V_{ij}^C = (\bar{y} + y_j^m) + (1 - \mu)\{\gamma(2\bar{y} - x + y_i^f + y_j^m) + \theta\}. \quad (5)$$

⁷Literature on one-side divorce, re-marriage

パートタイム労働者になった場合には、

$$U_{ij}^Q = (\bar{y} - x - p) + \mu\{\gamma(2\bar{y} - x - p + y_j^m) + \theta\} \quad (6)$$

$$V_{ij}^Q = (\bar{y} + y_j^m) + (1 - \mu)\{\gamma(2\bar{y} - x - p + y_j^m) + \theta\}. \quad (7)$$

となる。⁸

このように決まる結婚後の家計内分配の交渉の解を前提に、女性 i と男性 j は結婚するかどうかを決定する。ただし、結婚前は妻がフルタイム労働者として働き続けられるかは観察できず、女性がパートタイム労働者になる確率は完全に外生的であると仮定する。もちろん現実の就業の意思決定は内生的であり、労働環境や所得、結婚相手の意思など個別の状況に大きく依存するが、事前に予測することは困難である。特に、ベビーシッター等の私的な子育て支援サービスがそれほど普及していない日本においては、保育所などの公的な子育て支援が受けられなければ就業継続するためのコストは極めて大きく、しかも地域の保育所の利用状況など個人の選択によらない要因の影響が大きく、ほとんどランダムになっている。その意味では、外生的な確率で退職するという仮定はある程度は現実的と考える。

ここで、結婚を意思決定する際に、結婚後の期待効用と独身にとどまった場合の効用水準を比較して結婚の意思決定をすると考える。女性 i と男性 j の結婚後の期待効用 Z_{ij}^f および Z_{ij}^m は、妻がフルタイム労働者として働き続けられる確率を ϕ として、

$$\begin{aligned} Z_{ij}^f &= \phi U_{ij}^C + (1 - \phi)U_{ij}^Q \\ &= (\bar{y} - x + y_i^f) + \mu(\gamma Y + \theta) - (1 + \mu\gamma)(1 - \phi)(y_i^f + p) \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} Z_{ij}^m &= \phi V_{ij}^C + (1 - \phi)V_{ij}^Q \\ &= (\bar{y} + y_j^m) + (1 - \mu)(\gamma Y + \theta) - (1 - \mu)\gamma(1 - \phi)(y_i^f + p), \end{aligned} \quad (9)$$

となる。ただし、 $Y = 2\bar{y} - x + y_i^f + y_j^m$ である。また、所得の高い女性ほど期待効用が高いこと ($\phi(1 + \mu\gamma) < 1$) を仮定する。

⁸家計の合計の資源のうちの夫の取り分 (V_{ij}/U_{ij}) は、 $\theta = 0$ でない限り、夫婦の所得比率および家計全体の経済的資源の総量に依存する。もし $\theta = 0$ であれば、夫および妻の取り分の比率は、夫婦の所得比だけの関数として書くことができる。Browning, Chiappori, and Lechene (2006) では、そのような状況は分配要素依存型の単一家計モデル (distribution factor dependent unitary model) と呼ぶことが提唱されている。しかし、ここでの家計内分配は Browning, Chiappori, and Lechene (2006) の定義した意味でも集合体モデルとなっている。

つまり、女性 i と男性 j が結婚市場で出会った場合に両者の結婚が成立するのは、

$$Z_{ij}^f \geq \bar{y} - x + y_i^f \quad (10)$$

$$Z_{ij}^m \geq \bar{y} + y_i^m. \quad (11)$$

がともに成立する必要がある。

男性は自分との結婚に同意する女性がいる限り、未婚を選択することはない。(11)に(9)を代入すれば、任意の $y_i^f > 0$ で(11)が成立することが分かる。これは、男性の威嚇点が常に未婚を選択した場合の効用水準であり、妻の就業状態によらず結婚をすることで効用を引き上げる(か不変になる)ためである。一方、女性は結婚によってフルタイム労働者としての地位を失う可能性があるため、結婚をすると効用水準が下がる ($Z_{ij}^f < \bar{y} - x + y_i^f$) 可能性がある。パートタイム労働者になるとフルタイム労働者には戻れず、離婚をしても未婚を選択した場合よりも低い効用水準となる。その不可逆性を反映して(離婚をした場合、パートタイム労働者としての所得しか得られないことを反映して)、威嚇点も低くなり妻の取り分が小さくなるためである。

この可能性を考慮すれば、女性が結婚を選択するのは、結婚相手の所得が十分に高い時だけである。相手の所得が高ければ、夫婦で得られる結婚のメリットも大きくなるため、その一定割合を得ることでパートタイム労働者になるリスクを補償することができる。さらに、フルタイム労働者としての所得が高い女性ほど、パートタイム労働者となった場合のロスが大きく、結婚相手に求める所得水準が高くなる。式(8)および(10)より、結婚を選択するために相手の男性に要求する最低所得水準 \tilde{y}_i^m を、女性のフルタイム労働者としての所得のうち個人差を反映した部分 (y_i^f) の関数として書くと、

$$\tilde{y}_i^m(y_i^f) = \frac{1 - \phi(1 + \mu\gamma)}{\mu\gamma} y_i^f + \frac{(1 - \phi)(1 + \mu\gamma)}{\mu\gamma} p - \left(2\bar{y} - x - \frac{\theta}{\gamma}\right) \quad (12)$$

となる。つまり、女性 i は、 $y_i^m > \tilde{y}_i^m(y_i^f)$ が成立するような男性 j と結婚市場で出会った場合には結婚を選択肢、そうでなければ未婚を選択する。

2.2 結婚市場と未婚率

ここでは、結婚市場を静学的なマッチングの問題として考える。結婚市場とは、結婚相手を探す男女で成り立つ市場である。結婚市場では、各個人は自らの効用を最大化する結婚相手を探し、お互いに同意ができた場合に結婚が成立する。Gale and Shapley (1962) の先駆的な研究以来、結婚は個人による協調ゲームとして定式化され、結婚市場で決定されるペアは「安定マッチング」であると考えられている。

安定マッチングとは、マッチング理論の均衡概念であり、ブロッキングペアが存在しない状態である。ブロッキングペアとは、ある男女全員の組み合わせ方を所与として、その組み合わせ方でペアになっていない男女のうち、お互いに割り当てられた相手とペアになるよりも効用が高まるようなペアである。ブロッキングペアが存在するような男女の組み合わせ方では、「結婚状態を逸脱するインセンティブを持つ個人」が存在することになる。現実の結婚がある程度安定しているのは（離婚がそれほど多くないのは）、安定マッチングに近い状態が達成されている証拠と考えられている。⁹

ここでのモデルでは、各個人は所得においてのみ非対称的であり、潜在的な結婚相手に対する先行も相手の所得によって順位付ができる。式 (8) および (9) から明らかなように、 $\partial Z_{ij}^F / \partial y_j^m > 0$ および $\partial Z_{ij}^M / \partial y_i^f > 0$ であり、所得の高い男性ほどすべての女性にとって高順位の結婚相手であり、同様に所得の高い女性ほどすべての男性にとって高順位の結婚相手となる。全員の選好順序が同一であることから、ここでのセッティングでは安定マッチングは唯一となる。¹⁰ つまり、Gale and Shapley (1962) のアルゴリズムにおけるプロポーズ側の仮定（男性からプロポーズをするか、女性からプロポーズするか）は最終的に決定されるペアには影響を与えない。

ここでの状況では、結婚市場でのマッチングは次のようなイメージで決まる。¹¹ まず、結婚市場にいる中で所得の最も高い女性に、結婚市場にいる中で最も所得の高い男性が結婚相手のペアとして提示される。その男性が、その女性の結婚相手に求める所得水準 (12) よりも所得が高ければ結婚が成立し、両者は結婚市場から退出する。一方、男性の所得が (12) よりも低ければ、その女性は未婚を選択し結婚市場を退出し、男性は次に所得の高い女性の候補となる。この手続きを最終的に結婚市場に女性がいなくなるまで（最も所得の低い女性が結婚するか未婚を選択して結婚市場を退出されるまで）続ける。男

⁹結婚が安定マッチングとならない理由として、実際には結婚市場の情報は完全でないため、最適な相手を探しだすことができない可能性がある。それに対し、Keeley(1979) や Oppenheimer(1988) はジョブサーチモデルを応用することで、摩擦的な状況を描写している。

¹⁰安定マッチングの唯一性については、Roth and Sotomayor (1990)、Eeckhout (2000) を参照。

¹¹連続個人の仮定の下でのマッチングについては、Browning, Chiappori, and Weiss (2014) Chapter 7 を参照。

性側からは未婚を選択することはないため、結婚市場に男性だけが残ることはない。

上で見たように、フルタイム労働者としての所得が $\bar{y} - x + y_i^f$ である女性 i が結婚を選択するかどうかは、自分に割り振られた結婚相手の候補者の所得による。しかし、実際にそのような男性が結婚相手として自分に割り振られるかは、男女それぞれの所得の分布に依存する。男性の所得が最低水準 $\tilde{y}_i^m(y_i^f)$ よりも高い範囲で分布しているような女性 i には、条件を満たす男性が割り振られる可能性は高い。

よりフォーマルには、対数正規分布 $LN(0, 1)$ の累積分布関数を $F^{LN}[y]$ として、所得が $\bar{y} - x + y_i^f$ である女性の要求する所得を得ている男性は、 $1 - F^{LN}[\tilde{y}_i^m(y_i^f) - \bar{y}]$ だけいる。一方、 i よりも所得の高い女性が $1 - F^{LN}[y_i^f]$ だけ存在している。このとき、 $F^{LN}[y_i^f] \geq F^{LN}[\tilde{y}_i^m(y_i^f) - \bar{y}]$ であれば、女性 i は要求所得水準を上回る所得の男性が割り振られ、結婚が成立する。逆に、 $F^{LN}[\tilde{y}_i^m(y_i^f) - \bar{y}] \geq F^{LN}[y_i^f]$ であれば、女性 i は自分よりも所得の多い女性が自分の要求を満たす男性よりも多く存在するため、女性 i に自分の条件を満たす男性が割り振られることはない。

2.3 安定マッチングにおける未婚率

このとき、未婚率がゼロになるための必要十分条件は、任意の所得水準 y で $F^{LN}[y] \geq F^{LN}[\tilde{y}_i^m(y) - \bar{y}]$ が成立するである。言い換えれば、所得水準 y_i^f の女性の要求水準を満たす男性の累積分布が女性の所得分布を確率支配 (stochastic dominance) していれば未婚は発生しない。

女性が結婚相手に要求する最低所得は女性の所得の線形関数となっているため、男性の所得の分布である対数正規分布 $LN(0, 1)$ を対数変換することで、所得 y_i^f の女性の要求する所得水準と等しい所得の男性の密度関数は

$$g(y_i^f) = f^{LN}(\tilde{y}_i^m(y_i^f) - \bar{y}) \quad (13)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}(y_i^f - b)} \exp\left(-\frac{(\ln(y_i^f - b) - \ln a)^2}{2}\right) \quad (14)$$

ただし、

$$a = \frac{\mu\gamma}{1 - \phi(1 + \mu\gamma)} \quad (15)$$

$$b = \frac{(1 - \phi)(1 + \mu\gamma)}{1 - \phi(1 + \mu\gamma)} p - \frac{\mu\gamma}{1 - \phi(1 + \mu\gamma)} (\bar{y} - x + \theta/\gamma) \quad (16)$$

と明示的に書くことができる。

この密度関数 g と女性の所得の密度関数である $LN(0, 1)$ の重なり方しだいで未婚が決定するが、その重なり方は9つのパターンに分類することができる。 $g(y_i^f)$ の形状は対数正規分布 $LN(-\ln a, 1)$ となることから、係数 a によって密度関数 g の形状が決まる。それに対し、 b は密度関数が厳密に正になる領域の下限を規定しており、 b によって $g(y_i^f)$ の位置が決まる。

g の形状は $LN(\ln a, 1)$ となることから、 $a = 1$ なら $\ln a = 0$ となり形状としては対数正規分布 $LN(0, 1)$ と同じになり、 $a > 1$ ($\ln a > 0$) ならとなり $LN(0, 1)$ より平たい形状、 $1 > a$ ($\ln a < 0$) なら $LN(0, 1)$ よりもピークが高く裾の薄い形状となる。さらに、

$$\lim_{y_i^f \rightarrow \infty} \frac{f^{LN}(y_i^f)}{g(y_i^f)} = \lim_{y_i^f \rightarrow \infty} a^{(\ln a/2)} \left[\frac{\exp((\ln(y_i^f - b))^2)}{\exp((\ln y_i^f)^2)} \right]^{\frac{1}{2}} \frac{(y_i^f - b)}{y_i^f} (y_i^f - b)^{-\ln a} \quad (17)$$

$$= \begin{cases} 0 < 1 & (\text{if } \ln a > 0) \\ \infty > 1 & (\text{if } \ln a < 0) \end{cases} \quad (18)$$

より、 $a > 1$ の場合、 y_i^f が十分に大きければ $g(y_i^f) > f^{LN}(y_i^f)$ となり、 $1 > a$ のときには逆になる。これは、 $a > 1$ のときには、十分に所得が女性にとって、彼女らの要求条件を満たす男性は相対的に少ないことを示している。

また、 b が $g(y_i^f) = 0$ となる下限の y_i^f であり、 b が大きくなるほど $g(y_i^f)$ は右にシフトしていく。特に、 $p > \mu\gamma(\bar{y} - x + \theta/\gamma)/(1 - \phi)(1 + \mu\gamma)$ であれば、 $g(0) > 0$ となり、所得が最も低い女性の要求する所得水準にも達しない男性が一定数存在することになる。

これらの条件をまとめると、未婚が発生するかは a と b の大きさによって場合分けして次の9パターンが存在する。

	$b < 0$	$b = 1$	$b > 0$
$1 > a$	O	O	O
$a = 1$	O	X	X
$a > 1$	O	X	X

ただし、O は未婚が発生するケース、X は未婚は発生しないケースである。結局、 $1 > a$ もしくは $b < 0$ のいずれかが成立するケースでは未婚が発生し、未婚が発生する場合にはどちらかが成立している。

未婚が発生するパターンのうち、 $1 > a$ かつ $b > 0$ のケース以外では、未婚率は、

$$\int_{y^*}^{\infty} \{f^{LN}(y) - g(y)\} dy, \quad (19)$$

ただし、 y^* は $f^{LN}(y) = g(y)$ かつ $y > y^*$ の任意の y で $f^{LN}(y) > g(y)$ が満たされる y 、と書くことができる。これらは、所得の高い女性の層で彼女らの要求する最低所得の条件を満たす男性の分布よりも多いケースである。もちろん、対数正規分布を仮定しており、任意の女性 i の参加制約を満たす男性は存在する。すなわち、

$$\int_{\bar{y}_i^m}^{\infty} f(y) dy > 0 \quad (20)$$

は成立する。しかし、女性 i よりも所得の高い女性がより多く存在するため参加制約を満たす男性とはペアになることはなく、所得の最も高い層の女性が未婚を選択するケースである。

このように所得の高い女性が自らの要求水準を満たす男性にマッチングされないために未婚を選択すると、その影響は所得の低い男性におよぶ。男性は潜在的には任意の女性と結婚することに同意するが、一部の女性が未婚を選ぶため、所得の低い男性にはマッチングされる女性がない状況となり、未婚にとどまらざるを得ない。その意味において、男性の未婚は非自発的なものである。

所得の高い男性から順にマッチングされていくことから、結婚をしている男性のうち所得の最も低い男性と、未婚の男性のうち最も所得の高い男性を比較すると、前者のほうが所得が高い(か等しい)ことになる。未婚を選択する女性については、相対的には所得の高い層であるが、未婚者と既婚者の所得の分布は一部重なっている。

それに対し、 $1 > a$ かつ $b > 0$ での未婚の発生状況は少し異なる。 $1 > a$ であることから、十分に所得水準が高い領域では $g(y) > f^{LN}(y)$ であり、所得の高い層の女性は要求水準を超える所得の男性とペアになり結婚を選択する。しかし、中間層の女性の条件を満たす男性は相対的に少数であるというミスマッチが発生しているのである。この場合、未婚率 R は、

$$R = \int_{-\infty}^{y^{**}} \{g(y) - f^{LN}(y)\} dy, \quad (21)$$

ただし、 y^{**} は $f^{LN}(y) = g(y)$ かつ $y^{**} > y$ の任意の y で $g(y) > f^{LN}(y)$ が満たされる y 、と書くこと

ができる。このケースでは、未婚を選択する女性の所得は必ずしも高くないが、未婚になる男性については最も所得の低い層である。

3 未婚の決定要因とその含意

3.1 賃金構造と未婚

ここでは所得は、男性フルタイム、女性フルタイム、(女性)パートタイムの3つの所得のタイプを想定した。男性の最低所得を \bar{y} を基準として、女性フルタイム労働者の最低所得は x だけ小さく、パートタイム労働者の所得はさらに p 低いと設定した。男女の所得分布を $LN(0,1)$ と仮定しており、男性の平均賃金は $\bar{y} + e^{1/2}$ 、女性フルタイム労働者は $\bar{y} - x + e^{1/2}$ となることから、 x は通常の意味での男女の賃金差と考えることができる。また、平均的な女性フルタイム労働者とパートタイム労働者の所得差は $p + e^{1/2}$ であり、 p を正規・非正規労働者間の賃金差の指標と考えることができる。

これらの所得の水準は b の変化を通じて、未婚の発生や未婚率に影響を与える。パートタイム労働者になった場合に低下する所得の下限であるという意味で、 p は結婚の機会費用を表している。 p が大きくなるほど、大きな結婚のメリットを要求するため、結婚相手に求める所得水準も高くなる。

\bar{y} が大きくなることで結婚のメリットのうち、所得比例部分が大きくなり、結婚のインセンティブを強める。同様に、男女の所得差の縮小は、女性の平均所得を引き上げるというルートで結婚を促進する効果がある。逆に、 $2\bar{y} - x$ を一定として x が縮小したとしても、未婚率には影響を与えない。永瀬(1999)は、女性の賃金水準の上昇が出産時期の遅れをもたらしていると述べていた。しかし、ここで強調されるべきは、女性の賃金の絶対的な水準や男女の所得差ではなく、フルタイム労働者とパートタイム労働者との差こそが未婚率の決定要因なのである。

3.2 家計内分配と未婚

未婚が発生するかどうか、発生した場合の未婚率がどのような水準になるかを決定するパラメータの1つが夫婦間の交渉力を表す μ である。夫の交渉力が高いほど (μ が0に近いほど)、 $a \cdot b$ とも小さくなり、未婚率を引き上げる要因になる。極限として $\mu = 0$ の場合、女性がパートタイム労働者になるリスクを引き受ける一方で、結婚のメリットは完全に夫のものになるため、全ての女性が未婚を選択する。

一方で、 μ が 1 に近づいても未婚が解消されるとは限らない。そもそも、ここでのモデルでは、結婚をすることで女性が労働市場から退出する可能性があるため、必ずしも全員が結婚をすることが社会的に最適とならない。女性 i と男性 j が結婚によって発生するメリットと、 i が退職をしてしまうリスクを比較すると、

$$(1 + \gamma)(2\bar{y} - x + y_j^m + y_i^f - (1 - \phi)(y_i^f + p)) + \theta > 2\bar{y} - x + y_j^m + y_i^f \quad (22)$$

が成立すれば、夫婦合計では結婚によって正の期待効用のゲインを生み出す。この条件を満たす最低の男性所得を y_j^{m*} とすれば、

$$y_j^{m*}(y_i^f) = \frac{1 - \phi(1 + \gamma)}{\gamma} y_i^f + \frac{(1 - \phi)(1 + \gamma)}{\gamma} p - (2\bar{y} - x - \frac{\theta}{\gamma}) \quad (23)$$

となる。これを (12) で示される女性が結婚を受け入れる条件と比較すると、任意の女性の所得 y_i^f で、

$$\bar{y}_j^m(y_i^f) \geq y_j^{m*}(y_i^f) \quad (24)$$

となる。ただし、等号が成立するのは $\mu = 1$ のときである。

これは、結婚後の資源配分が家計内交渉で決まることと、労働市場での変化が不可逆的であることによって発生している。いったん結婚を選択すると、事後的にパートタイム労働者になるコストを実質的に妻だけが負担することになる。一方で、結婚からのメリットは夫婦で交渉力に応じて決まる。このメリットとコストの負担構造の非対称性が、社会的に最適な未婚率からの乖離を生むのである。もし、妻の交渉力が非常に大きければ ($\mu = 1$ ならば)、妻が結婚のメリットとデメリットを一手に引き受けることになるため、妻の判断基準と夫婦の合計の判断基準が一致する。

このメカニズムによれば、女性は夫婦合計では正のメリットが発生する結婚相手がいっても、未婚を選択する可能性があるということである。結果として、結婚市場で決まる未婚率は、社会的に見て望ましい未婚率に比べ高めになる。言い換えれば、未婚は解決されるべき社会問題であり、しかも家計内交渉に介入することができるのであれば、政府による介入は適切である。

3.3 就業継続の可能性と女性の労働力率

結婚した場合に女性がパートタイム労働者になる確率 ϕ (以下では、結婚と就業の両立可能性と呼ぶ) は、 a および b を通じて未婚率に影響を与える。結婚と就業の両立可能性が高まれば、女性の所得が低下する可能性を低くするため、結婚のコストが低下する。一方で、夫婦の合計所得の期待値が高まることで、結婚のメリットも大きくなる。この2つの効果は、ともに結婚のインセンティブを高め、未婚率を低下させる。

ここでフルタイム労働者として働く女性の割合 (以下では、この割合を女性の労働力率と呼ぶ) に注目すると、 ϕ の変化は他のパラメータの変化による未婚率の変化とは異なる影響がある。未婚を選択した女性はすべてフルタイム労働者であるとしているが、結婚を選択した女性のうちの割合は ϕ となる。すなわち、経済全体での女性の労働力率 L は、

$$L = R + \phi(1 - R) = \phi + (1 - \phi)R \quad (25)$$

となる。

すなわち、両立可能性 ϕ の変化が女性の労働力率に与える影響は、

$$\frac{\partial L}{\partial \phi} = 1 - R + (1 - \phi) \frac{\partial R}{\partial \phi} \quad (26)$$

であり、

$$\frac{\partial R}{\partial \phi} > -\frac{1 - R}{1 - \phi} \quad (27)$$

であれば、両立可能性の改善は女性の労働力率を引き上げる。

それに対し、 ϕ 以外のパラメータの変化によって未婚率が低下した場合 (R が小さくなった場合)、必ず女性の労働力率は低下する (L は小さくなる)。逆に、女性の労働力率を引き上げるには、必ず未婚率を上昇させるしかない。この結果を言い換えれば、女性の労働力率を引き上げる可能性のある未婚率の変化は、両立可能性の変化によるものだけである。

4 日本の未婚化の考察

ここまでの分析を踏まえて、日本における未婚化の原因を考察する。国勢調査によれば、生涯未婚率は1985年までは男女ともに5%以下であったが、2010年には20.1%と10.6%まで高まっている。この1990年代以降の変化の原因が考察の対象である。ただし、ここでの目的は未婚の発生メカニズムの理論的な考察であり、厳密な実証研究ではなく、モデルで指摘された未婚化の原因の候補：

- 結婚と就業の両立可能性の低下 (ϕ の低下)
- 女性の就業形態間の所得差の拡大 (p の上昇)
- 女性の家計内での交渉力の低下 (μ の低下)
- 所得と独立な結婚のメリットの減少 (θ の低下)
- 所得比例的な結婚のメリットの減少 (γ の低下)

について、それぞれの妥当性を考察する。

考察に先立ち、モデルの妥当性について、簡単に確認する。そのために、モデルの含意のうち、未婚状態にある個人の属性について注目する。すでに見たように、相対的に所得の高い女性が、結婚の機会費用を補償できるほどの所得の男性に出会えなかった場合に発生する。しかし、男女が同数のときに女性の一部が未婚を選択すれば、必然的に男性の一部も未婚にならざるを得ない。未婚を「選択」した女性と異なり、未婚男性は非自発的に未婚状態になっているのである。すなわち、女性はより高所得の層で、男性はより低所得の層で未婚が発生するはずである。

表1・表2は、国勢調査を用いて、男女それぞれの学歴別に見た生涯未婚率の推移である。表1では、学歴が低いほど未婚率が高いという傾向が顕著に観察される。一般に、学歴の低い男性ほど所得が低い傾向があると予想できるため、この結果はモデルの含意と整合的である。¹² 一方、女性は、1990年と2000年では大学卒の女性が最も未婚率が高く、また小学校・中学校卒を除けば学歴が高い順に未婚率も高くなっている。これは、相対的に所得の高い女性が未婚を選択するという含意に概ね整合的である。小学校・中学校卒については今後の考察が必要であるが、未婚者の属性という観点からは、モデルが一定の妥当性を持っていることが示唆される。

¹²Kawaguchi and Lee (2012) は、所得の低い男性の国際結婚が増えていると指摘している。結婚相手の女性の多くが相対的に所得の低い国の出身であることは、ここでのモデルと整合的である。

モデルが正しいとすれば、未婚率の上昇に大きな影響を与えたと考えられるのは、就業形態間の所得差の拡大である。図2は、賃金センサスのデータを用いて、女性の時間あたり賃金の推移を示したものである。40-44歳の男性のフルタイム労働者（一般労働者）を基準として、女性のフルタイム労働者とパートタイム労働者（パート労働者）の1時間あたり所定内賃金の推移を示している。女性フルタイム労働者の時間あたりの賃金は男性の50%であったが、1980年代から一貫して格差が縮小する傾向で、近年では80%を超えるまでになっている。一方で、パートタイム労働者の時間あたり賃金水準は2000年代に入るまでほぼ一貫して40%で、その後に急激に上昇してきている。図3では、より直接的にフルタイム労働者とパートタイム労働者の時間あたり賃金の比率をとった。この比率は、2000年代前半までに急激に低下しており、その後一気に回復しつつある。

これらの賃金の動きを、モデルで考えれば、フルタイム労働者の男女間の時間あたり賃金差が x であり、男性フルタイム労働者とパートタイム労働者の時間あたり賃金差が $x+p$ とみなせる。ここでの動きは、 x は時系列的には低下してきたが、 p は拡大してきたと考えられるのである。 p が拡大した背景には、男女雇用機会均等法やその他の政策努力によってフルタイム労働者としての女性労働者の保護が進んだことがある。フルタイム労働者としての待遇を改善するのであれば、パートタイム労働者としての待遇も改善しなければ、結婚が女性にとってコストの大きな意思決定となり未婚化を引き起こすのである。¹³

就業形態間の所得差が、未婚化と同時期に大きく変化してきたのに対し、それ以外の要因はほとんど変化していないと考えられる。宇南山(2010; 2011)は、国勢調査のコホート分析によって、結婚・出産による離職率が1980年から25年以上ほとんど変化していないことを指摘している。つまり、結婚と就業の両立可能性は不変であったと考えられる。

また、女性の家計内での交渉力については、たとえば、生活時間の分配を見ることができる。社会生活基本調査にもとづき夫婦の生活時間の長期的推移を分析した黒田(2010)によれば、6歳未満の子供のいるフルタイム労働者の家事・育児に費やす時間は、1986年に男性が週1.72時間で女性が週27.54時間だったのが、2006年に男性が週5.01時間で女性が週28.33時間になっている。すなわち、1990年代を通じて、夫婦の家事・育児の役割分担はほとんど変化していない。これは、家計内での交渉力は大きく変化していないことを示唆している。どちらかと言えば、女性に有利に変化してきており、むしろ女

¹³ 四方(2005)では、フルタイム労働者とパートタイム労働者の賃金差によって、結婚時期の遅れの一部が説明できるとしている。

性の家計内での交渉力は強化されており、未婚化の原因とは考えられない。

結婚のメリットについては、データで検証することは困難であり、未婚化にどの程度の影響を与えたかは分析することは困難である。たとえば、自動食器洗浄機や自動掃除機などの家電の普及によって、共同生活のメリットが低下したと考えることはできるかもしれない。一方で、厚生労働省の出生動向調査によれば、夫婦が生涯に持つ子供の数である完結出生数は、1970年代から2000年代になるまで2.1人程度で安定しており、急激に子供を持つメリットが低下したとは考えられない。また、結婚に対する考え方の変化を θ の変化とみなせるとすれば、若年者の価値観の変化が未婚率を変化させている可能性はある。

結局、モデルから導かれる未婚の重要な決定要因は、結婚と就業の両立可能性と女性の就業形態間の所得差だけである。図3には、結果としての「結婚」の代理として、合計特殊出生率もプロットしている。合計特殊出生率も2000年代の前半までに急激に低下し、その後に回復傾向である。つまり、フルタイム・パートタイム間の賃金格差が未婚化の最大の原因であるという結果と整合的である。

5 結論と政策インプリケーション

本稿では、未婚が発生するメカニズムを理論的に明らかにした。結婚にはさまざまなメリットは存在するが、女性の継続的な就業を阻害し、労働市場での評価を不可逆的に低下させるというデメリットがあることを指摘した。しかも、夫婦間の交渉によって家計内での資源配分が決定する場合には、そのデメリットが女性によって負担される可能性があることを示した。その結果、女性の一部が、結婚によって経済厚生が下がる可能性が発生し、未婚が発生するのである。

これまでの結婚の経済学では、単一家計モデルを想定していたため、夫婦の合計のメリットが存在すれば結婚が成立すると考えられていた。しかし、家計が独立した個人の集合であることを明示的に考慮した集計化モデルの枠組みでは、結婚をしても個人レベルで厚生を評価することができた。

また、1990年代に進行した日本の未婚化の原因を考察すると、女性の就業形態間の賃金格差がもっとも重要な要因であったと考えられる。両立可能性や、子供を持つ効用を含む結婚のメリット、夫婦間の交渉力などの要因はそれほど大きく変化していないと考えられる。導かれるインプリケーションをデータで確認すると、男性は学歴の低いほど未婚率が高く、女性は学歴が高いほど未婚率が高く、モデルと整合的であった。また、女性の就業形態間の賃金格差の動向と、合計特殊出生率の動向は基本的にパラ

レルであり、ここでの未婚の分析の妥当性を示唆していた。

ここでのモデル分析から、いくつかの重要な政策的なインプリケーションが導ける。まず、夫婦の合計で結婚にメリットがあっても未婚が発生することを示したことから、政府が結婚の意思決定に介入する正当性を示したと言える。より具体的に言えば、未婚率を低下させることで社会的な厚生を引き上げることができることを意味しており、政府が未婚率を低下させることは望ましい政策であることを示している。もちろん、結婚そのものを強制することが望ましいことは意味しないが、政策的な介入によって未婚率を下げるのが望ましい可能性はある。

その方法としては、現在の未婚が就業形態間の賃金格差によってもたらされているのだとすれば、その是正が重要となる。これまでも女性の就業支援は多く実施されてきたが、パートタイムや非正規労働者としての地位改善が遅れてきた。現在でも多様な働き方を推進する政策がとられているが、その効果が未婚化対策までおよぶことを意識する必要があるだろう。

また、政策の効果という観点からは、結婚と就業の両立可能性の改善がより重要になる。現在の日本においては、未婚の解消(を通じた少子化対策)とともに、女性の労働力率の引き上げが重要な政策課題になっている。すでに見たように、両立可能性を高める以外の方法で未婚化の問題を解決しようとすると、女性の労働力率を引下げることになる。少子化対策と女性労働の活用を同時に目指すのであれば、両立可能性の改善が必須である。宇南山(2011)では、両立可能性を改善する唯一の政策が保育所の整備だと指摘されている。保育所については、すでに多くの対策がとられているが、ますます加速していくことを期待したい。

最後に、今後の課題についても記しておく。ここでの研究では、結婚市場でのペアの決定を、安定マッチングとして定式化した。しかし、実際には結婚市場には摩擦があり、均衡においては安定マッチングが実現するわけではない。そのため、「出会い」の欠如が未婚化に与える影響をモデル化できていない。たとえば、サーチモデルなどによって結婚市場に摩擦を導入して、未婚化への影響を定式化することは重要であると考えられる。また、この論文では、未婚の発生メカニズムについては明らかにしているものの、各要因の定量的な重要性については計測できていない。構造推計等を通じて、各要因の未婚率に与えた影響を定量的に把握することを今後の課題としたい。

参考文献

- 宇南山卓 (2010) 「少子高齢化対策と女性の就業について—都道府県別データから分かること」 RIETI DP 10-J-004
- 宇南山卓 (2011) 「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所の整備」『日本経済研究』65号：日本経済研究センター, pp. 1-22.
- 宇南山卓 (2013) 「仕事と結婚の両立可能性と保育所：2010年国勢調査による検証」RIETI DP 13-J-039
- 宇南山卓・小田原彩子 (2009) 「新しい家族の経済学：Collective モデルとその応用」『国民経済雑誌』200巻4号.
- 黒田祥子 (2010) 「生活時間の長期的な推移」『日本労働研究雑誌』599号 pp.53-64.
- 四方理人 (2005) 「パート・フルタイム賃金格差と結婚のタイミング」KUMQRP Discussion Paper Series DP2005-028.
- 永瀬伸子 (1999) 「少子化の要因：就業環境が価値観の変化か—既婚者の就業形態選択と出産時期の選択—」『人口問題研究』第55巻2号 pp.1-18.
- Angrist, Josh. (2002) "How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Market? Evidence from America's Second Generation." *Quarterly Journal of Economics*, 117(3): 997-1038.
- Attanasio, Orazio, and Valerie Lechene. (2002) "Tests of Income Pooling in Household Decisions", *Review of Economic Dynamics*, 5(4): 720-48.
- Becker, Gary S. (1973) "A Theory of Marriage: Part 1," *Journal of Political Economy*, 81, pp.813-846.
- Becker, Gary S. (1974) "A Theory of Marriage: Part 2," *Journal of Political Economy*, 82, pp.11-26.
- Bourguignon, F. and P.-A. Chiappori (1994) "The Collective Approach to Household Behaviour" in R. Blundell, I. Preston and I. Walker (eds.), *The Measurement of Household Welfare*, Cambridge: Cambridge University Press: 70-85.

- Browning, Martin, and Pierre-Andre Chiappori. (1998) "Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests." *Econometrica*, 66(6): 1241-78.
- Browning, Martin, Chiappori, Pierre-Andre, and Weiss, Yoram, (2014) *Economics of the Family*, Cambridge Books, Cambridge University Press, number 9780521791595, 9.
- Browning, Martin, F. Bourguignon, P.-A. Chiappori and V. Lechene. (1994) "Income and Outcomes: A structural Model of Intra-household Allocation." *Journal of Political Economy*, 102(6): 1067-96.
- Browning, Martin, Pierre-Andre Chiappori and Valerie Lechene, (2006) "Collective and Unitary Models: A Clarification," *Review of Economics of the Household*, 4(1): 5-14.
- Eeckhout, Jan, (2000) "On the uniqueness of stable marriage matchings," *Economics Letters*, 69(1): 1-8.
- Fortin, Bernard and Guy Lacroix (1998) "A test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply." *Economic Journal*, 107: 933-55.
- Gale, D., Shapley, L. (1962) "College admission and the stability of marriage," *American Mathematical Monthly* 69: 9-15.
- Kawaguchi and Lee (2012) "Cross-Border Marriages and Female Immigration" IZA DP 6458
- Keeley, Michael C. (1979) "An Analysis of the Age Pattern of First Marriage," *International Economic Review* 20(2): 527-544.
- Lise, Jeremy, and Shannon Seitz (2009) "Consumption Inequality and Intra-household Allocation." *Review of Economic Studies*, 80(3):1086-1113.
- Lundberg, Shelly and Robert Pollak (2009) "Marriage market equilibrium and bargaining", Delivered as the presidential address in the 2009 Society of Labor Economics meeting in Boston.
- MacEloy, Marjorie B, and Mary Jean Horney (1981) "Nash-bargained Household Decisions: Toward a Generation of the Theory of Demand." *International Economic Review*, 22(2): 333-49.

- Manser, Marilyn, and Murray Brown (1980) "Marriage and Household Decision-making: a Bargaining Analysis." *International Economic Review*, 21(1): 31-44.
- Oppenheimer, Valerie K. (1988) "A Theory of Marriage Timing", *American Journal of Sociology*, 94: 563-591.
- Roth, A. and Sotomayor, M. (1990) *Two-Sided Matching. A Study in Game-theoretic Modelling and Analysis*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Thomas, Duncan. (1990) "Intra-household Resource Allocation: An Inferential Approach." *Journal of Human Resources*, 25(4): 635-64.
- Vermeulen, Frederic. (2002) "Collective Household Models: Principles and Main Results." *Journal of Economic Surveys*, 16: 533-64.

表 1: 学歴別生涯未婚率：男

	小学校・中学校卒	高校・旧中	短大・高専	大学・大学院
1990年	8.2%	4.3%	4.0%	2.9%
2000年	21.1%	11.9%	9.7%	7.6%
2010年	35.2%	20.6%	17.2%	13.8%

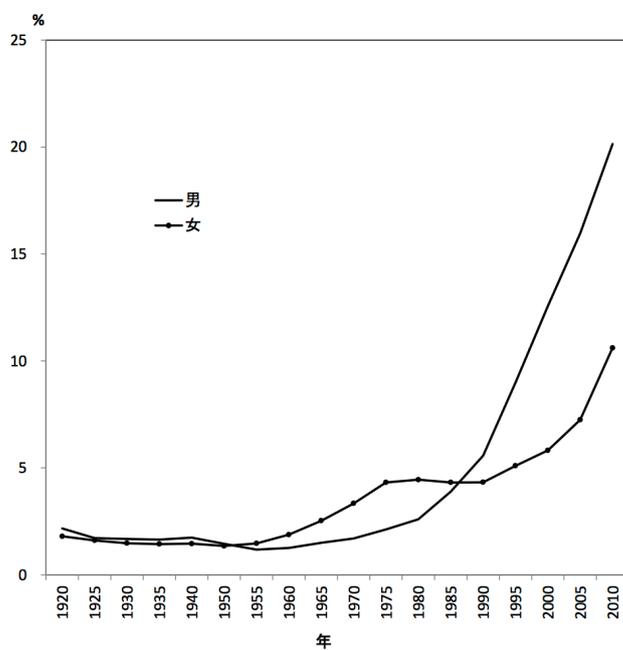
表 2: 学歴別生涯未婚率：女

	小学校・中学校卒	高校・旧中	短大・高専	大学・大学院
1990年	3.7%	3.9%	6.3%	8.6%
2000年	6.4%	4.8%	6.6%	9.0%
2010年	15.5%	8.6%	9.8%	12.8%

* 総務省統計局「国勢調査」各年版より作成。

生涯未婚率は、50歳時の未婚率であり、45-49歳と50-54歳未婚率の平均値で算出している。

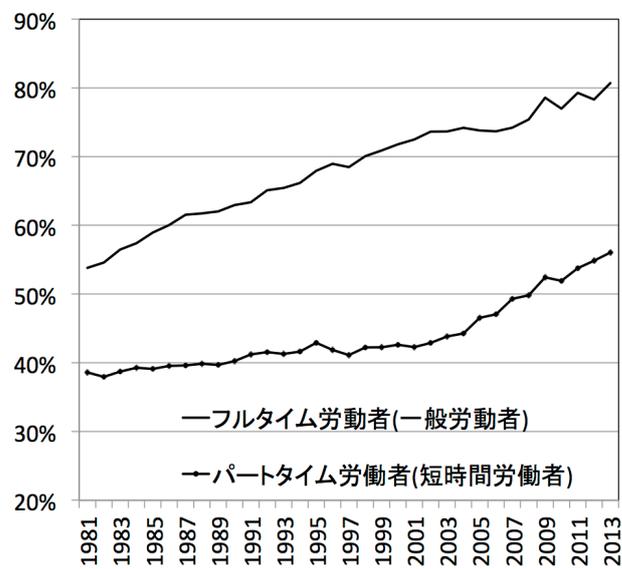
図 1: 生涯未婚率の推移



* 総務省統計局「国勢調査」各年版より作成。

生涯未婚率は、50歳時の未婚率であり、45-49歳と50-54歳未婚率の平均値で算出している。

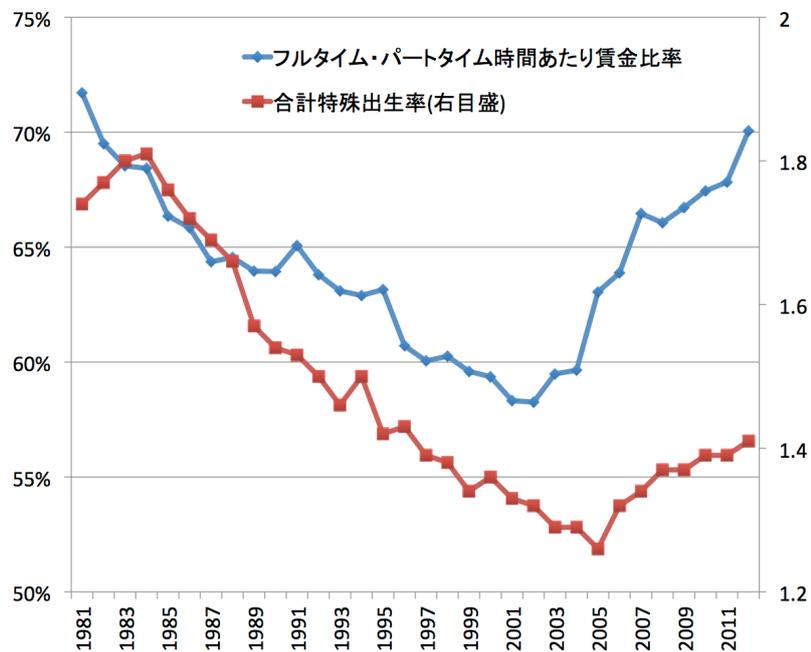
図 2: フルタイム労働者とパートタイム労働者の賃金水準



* 厚生労働省「賃金センサス」40-44歳の1時間あたり所定内賃金。

女性のフルタイム労働者とは「一般労働者」、パートタイム労働者とは「パート労働者」。縦軸は、男性の「一般労働者」の時間あたり賃金を100%とする比率を示している。

図 3: フルタイム労働者とパートタイム労働者の賃金水準



* 厚生労働省「賃金センサス」40-44歳の1時間あたり所定内賃金。

女性のフルタイム労働者とは「一般労働者」、パートタイム労働者とは「パート労働者」。縦軸左目盛は、女性の「一般労働者」の時間あたり賃金を100%とする比率を示している。