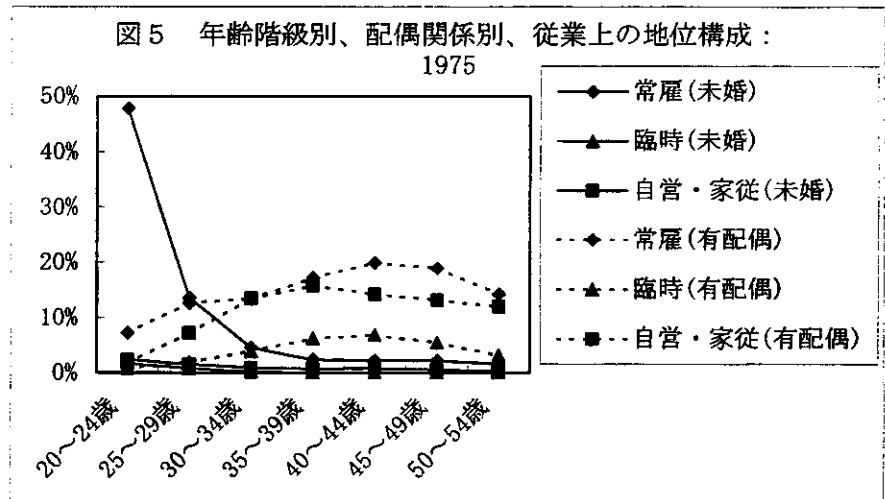
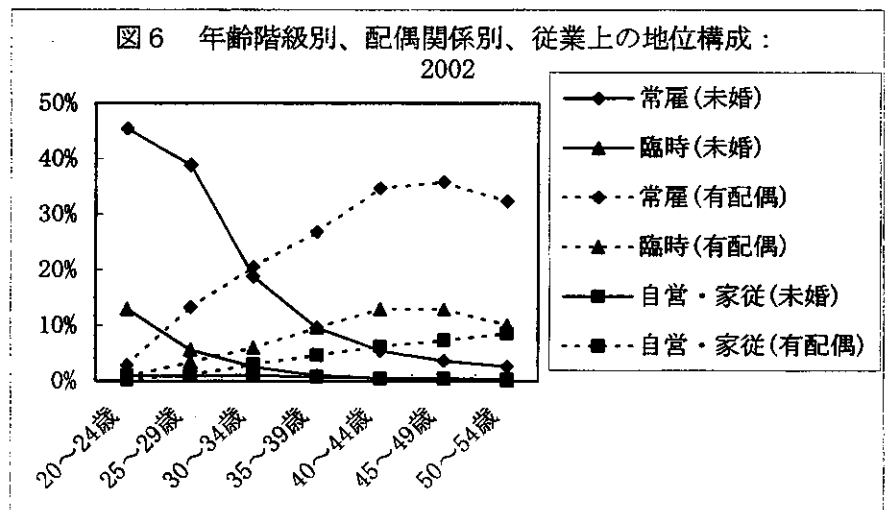


図5、6は1975年と2002年における、各年齢階級人口に占める非農林業の自営業主・家族従業者および雇用者(常雇、臨時・日雇)の割合を配偶関係別にみたものである。ここでは、未婚・有配偶のみ図示した。



(資料：図1に同じ。)

両年次を比べると、25~29歳女子の労働力率の上昇は、おもにこの年齢層の未婚女子が増えた結果であることがわかる。30~34歳層では、未婚女子の増加と有配偶女子の常雇者の増加が両方きいている。それ以降の年



(資料：図1に同じ。)

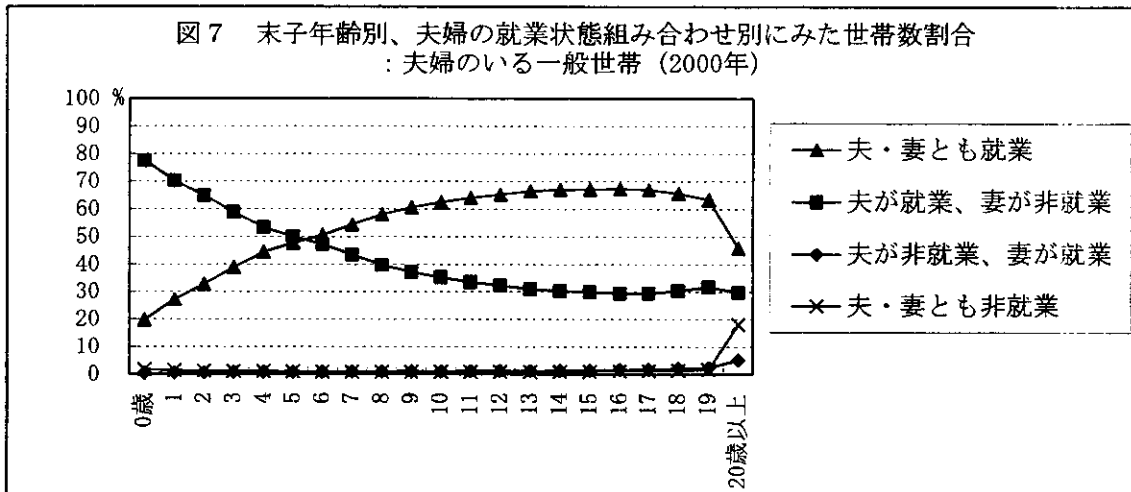
年齢層では、有配偶女子の常雇者、臨時・日雇者が増えたことが年齢別労働力率を押し上げたといえる。2002年では、有配偶女子で臨時・日雇者の割合が1975年に比べて大幅に上昇している点が注目される。

有配偶女性の労働状態を子どもの有無とからめ、もう少し詳しく見てみよう。表1は子どもの有無別、夫婦の就業状態組み合わせ別にみた世帯割合である。さらに、子どものいる世帯について、末子年齢別に夫婦の就業状態の組み合わせをみたのが図7である。

表1 子どもの有無別、夫婦の就業状態組み合わせ別にみた世帯割合：夫婦のいる一般世帯 (%)

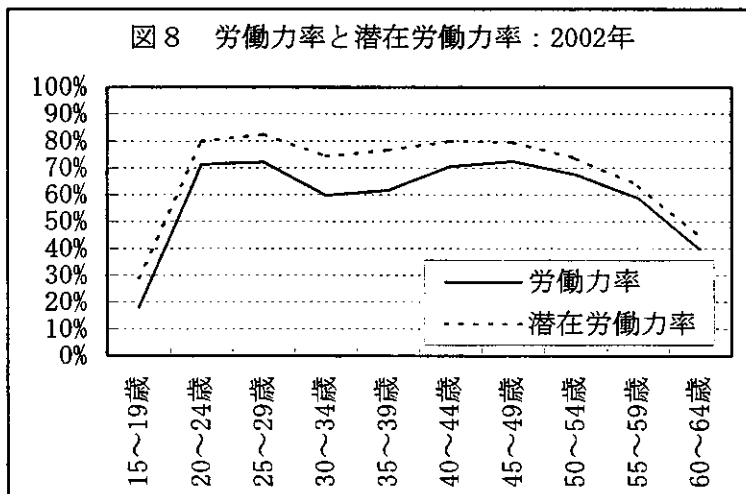
子どもの有無	総数	夫・妻とも就業	夫就業・妻非就業	夫非就業・妻就業	夫・妻とも非就業
総数	100.0	44.9	36.4	3.2	14.6
子どもなし	100.0	36.8	28.2	4.4	29.0
子どもあり	100.0	49.0	40.6	2.6	7.2

(資料：総務省統計局『国勢調査』2000年。)



(資料：総務省統計局『国勢調査』2000年。)

表1では、子どもの有無にかかわらず夫・妻とも就業している世帯割合が最も多い。しかし、図7で末子年齢別に見ると、子どもの年齢が低いほど、夫が就業、妻が非就業という世帯の割合が多くなる。末子0歳では共働き世帯は19.7%、夫のみ就業の世帯は77.6%である。末子が5歳の時点で両者の割合がほぼ半々となり、それ以降では共働き世帯が多数派となる。女性の就業と子ども有無、子どもの年齢が密接に関連していることがわかる。



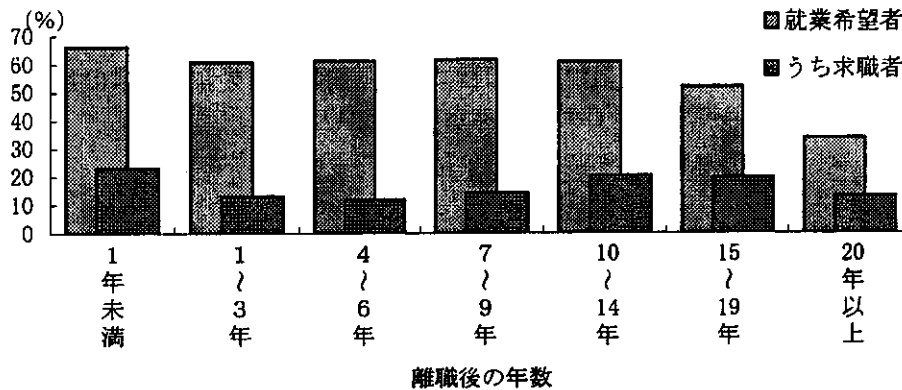
(資料：図1に同じ。)

最後に、無業者となった女性について、仕事に就きたいと考えているのかどうか見てみよう。図8は、2002年の年齢別労働力人口に、非労働力人口のうち就業を希望している者を足して算出した年齢別潜在労働力率を描いている。実線で示してある年齢別労働力曲線と異なり、30～34歳の谷がほぼ消えて台形に近く

なっている。25～34歳層では、非労働力人口のうち35～36%が就業希望を持っている。また、図9は結婚・育児を理由に前職をやめ、現在無業の妻について、離職後の経過年数別に就業希望率を集計したものである。これによると、離職後1年未満の者の就業希望率もっとも高く、66.3%に達する。その後も離職後1～14年ではほぼ6割の妻が就業を希望している。

就業を希望しているのに、それがかなわない—つまり、仕事と結婚・出産・育児が二者択一となっているケースが多いことを示している。

図9 昭和46年以降「結婚・育児のため」離職した妻の離職後の年数別就業希望者の割合



(出所：総務省統計局『就業構造基本調査』1997年。)

## 2. 機会費用推計に関する先行研究

### 2-1 機会費用の推計方法

ある国の機会費用を実際のデータで推計するにあたって、その方法にはおもに次の2つがある。

(1)官庁統計などの集計された年齢別賃金データを用いる方法。特定の年の年齢別賃金プロファイルに従って所得を得た場合に、どのくらいの生涯所得や機会費用が発生するのかを計算する。就業年齢、結婚年齢、出産年齢・回数、定年年齢を設定し、初職就業年齢から定年までフルタイムで継続就業した場合を稼得可能な最大生涯所得として計算する。これを基準にして、学歴、職種、就業歴についてモデルケースを想定し、就業を中断または非正規労働へと移行した場合の機会費用を計算する。

(2)就業歴等を調べた調査個票データを用いる方法。Joshi(1990)の推計方法を例として紹介する。まず、個票データから、教育、勤続年数、年齢等の人的資本に関する変数を用いて賃金関数を推定する。さらに、子どもの有無、末子年齢、夫の所得等の個人事情を示す変数を用いて労働供給関数、およびフルタイム労働供給関数を推定する。この労働供給関数を用いてサンプルごとの労働供給確率を算出する。 $P \geq 0.5$  ならば就業、 $P < 0.5$  ならば非就業とし、子どもの有無や数、年齢別に労働力率を算出する。こうして出たモデル就業歴を用いて、推定された賃金率をかけてモデル女性の生涯勤労所得を算出する。このとき、生涯所得が最大となる基準ケースは子ども無しでフルタイム継続就業をする女性である。それと比べて子どもn人を持つ女性の就業歴に従って計算すると生涯所得がどのくらいになり、フルタイム継続就業の女性と比べて機会費用がどのくらい発生するか推計する。

## 2-2 機会費用推計に関する先行研究

日本の機会費用推計に関する、上述(1)の方法を用いた先行研究では、たとえば、経済企画庁(1997)、内閣府(2001)における推計がある。より新しい年次についての計算結果を掲載している内閣府の研究報告書によると、短大卒女性を想定したモデルケースで、一貫就業した場合と比べて正社員再就職型では約 7200 万円、パート再就職型では約 1 億 8600 万円の機会費用が発生すると推計されている<sup>1</sup>。ここでの計算には、厚生労働省の提供する「賃金構造基本統計調査」の年齢別賃金データが利用されている。

上述(2)の方法による研究では、おもにイギリスについて推計を行っている Joshi (1990)、Joshi and Hugh (1992)、Hugh, Joshi and Peronaci (2000) などの一連の成果があり、日本および欧米諸国の機会費用推計を行った結果をまとめたものでは Nishimura(2001)、井口・西村(2002)がある。井口・西村(2002)の研究によれば、アメリカ、フランス、スウェーデン、西ドイツ、イギリス、日本の 6 カ国で機会費用の国際比較を行なったところ、日本の機会費用がもっとも大きいという。これは、結婚・出産で仕事を中断した後、再就職するまでの期間が長いことが原因である。結婚・出産で仕事を辞めざるを得ないケースが多いことや、再就職の際に正規の仕事がなかなかない、といった問題が日本女性の機会費用を増大させている。

次年度からは、機会費用を独自に推計し、諸外国の結果とも比較して、それと出生率の低下との関連を分析する。そして、機会費用を軽減するにはどういった政策展開が必要であるか、検討していく。

### <文中引用文献>

Joshi, Heather, 1990, "The cash opportunity costs of childbearing: An approach to estimation using British data", Population Studies, 44:1, pp.41-60.

Joshi, Heather, and H. Davies, 1992, "Daycare in Europe and Mothers' Forgone Earnings", International Labour Review, Vol.131, No.6, pp.41-60.

Hugh, Davies, Heather Joshi, and Romana Peronaci, 2000, "Forgone income and motherhood: What do recent British data tell us? ", Population Studies, 54:3, pp.293-305.

Nishimura Tomo, 2000, "The married women's foregone earnings: Comparative study France-Japan", Workshop on policy measures concerning low fertility in France and Japan, IPSS Study Series 2000.1.

井口 泰・西村 智、2002「国際比較から見た雇用システムと少子化問題：効果的なポリシー・ミックスを求めて」国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会。

経済企画庁編、1997『国民生活白書 平成9年版』大蔵省印刷局。

<sup>1</sup> モデルの女性は、20歳で就職、27歳で第1子出産、退職。子どもが小学校入学後、6年のブランクを経て33歳で再就職すると想定されている。

内閣府国民生活局、2001「家族とライフスタイルに関する研究会報告」。

<参考文献>

- Calhoun, Charles A., 1994, "The impact of children on the labour supply of married women: Comparative estimates from European and US data", European Journal of Population, 10:4, pp.293-318.
- Cain, Glen G. and Martin D. Dooley, 1976, "Estimation of a model of labor supply, fertility, and wages of married women", Journal of Political Economy, 84:4(Pt.2), S179-S247.
- Dankmeyer, Ben, 1996, "Long run opportunity-costs of children according to education of the mother in the Netherlands", Population Economics, 9:3, pp.349-361.
- Davies, Hugh and Heather Joshi, 1999, Who Bears the Cost of Britain's Children in the 1990s? Birkbeck College Discussion Paper in Economics 27/99.
- Davies, Hugh, Heather Joshi, and Romana Peronaci, 2000, "Forgone income and motherhood: What do recent British data tell us? ", Population Studies, 54:3, pp.293-305.
- Iyigun, M. F., 2000, "Timing of childbearing and economic growth", Journal of Development Economics, 61:1, pp.255-269.
- Joesch, Jutta M., 1997, "Paid leave and the timing of women's employment before and after birth", Journal of Marriage and the Family, 59:4, pp.1008-1021.
- Joshi, Heather, 1987, "The cost of caring", Glendinning and Millar(eds.), Women and Poverty in Britain, Wheatsheaf, Brighton.
- , 1989, "The changing form of women's economic dependency", Joshi, H. ed., The Changing Population of Britain, Basil Blackwell.
- , 1998, "The opportunity costs of childbearing: More than mothers' business", Journal of Population Economics, 11:2, pp.161-183.
- , H. Davies, and H. Land, 1996, The Tale of Mrs. Typical, Family Policy Studies Centre, London.
- Kahn, Joan R. and Leslie A. Whittington, 1994, "The transition to parenthood in Puerto Rico: Occupational status and the timing of first births", Population Research and Policy Review, 13:2, pp.121-140.
- Kravdal, Oystein, 1992, "The weak impact of female labour force participation on Norwegian third-birth rates", European Journal of Population, 8:3, pp.247-263.
- Ogawa, Naohiro and Robert D. Retherford, 1993, "The resumption of fertility decline in Japan: 1973-92", Population and Development Review, 19:4, pp.703-741.
- Zsembik, Barbara, A., 1990, "Labor market structure and fertility differences among Puerto Rican women: The effects of economic and social policies on opportunity costs", Population Research and Policy Review, 9:2, pp.133-149.

- 井口 泰、1999「雇用システムと少子化問題：パートタイム雇用を中心に」『年金と雇用』第18巻第1号、40-46頁。
- 今田幸子、1996「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』No.433、37-48頁。
- ・平田周一、1992「女性の就業と出生率：ライフコース・アプローチ」『日本経済研究』No.22、1-18頁。
- 岩井八郎、1990「女性のライフコースと学歴」菊池城司編『現代日本の階層構造：教育と社会変動』東京大学出版会。
- 大沢真知子、1993『経済変化と女子労働：日米の比較研究』日本経済評論社。
- 、1998『新しい家族のための経済学：変わりゆく企業社会のなかの女性』中公新書1436。
- 、2000「女性のキャリア形成と出生の変化」『統計』2000年3月号、28-34頁。
- 金澤史男、2002『税財政システムからみた少子化対策』国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会。
- 岸 智子、2001「短時間雇用者の増大と少子化」厚生労働科学研究費『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究：平成13年度報告書』425-435頁。
- 権丈英子、2001「離職コストが第1子出産タイミングに与える影響」『家計経済研究』第50号、50-55頁。
- 国立社会保障・人口問題研究所編、2002『少子社会の子育て支援』東京大学出版会。
- 小島 宏編、2003『先進諸国の少子化の動向と少子化対策に関する比較研究』厚生科学研究費総合報告書（平成11年度-13年度）。
- 小原美紀、2001「専業主婦は裕福な家庭の象徴か？：妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』No.493、15-29頁。
- 坂口桂子、1999「出産・育児による離職女性の求職活動：「平成10年度福岡県女性労働実態調査」より」『大分県立芸術文化短期大学研究紀要』第37巻、59-70頁。
- 滋野由紀子・松浦克己、1995「日本の年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動：家計の属性を考慮したクロスセクション分析」『社会保障研究』Vol.31、No.2、165-175頁。
- 駿河輝和・西本真弓、2001「既婚女性の再就業に関する実証分析」『家計経済研究』第50号、56-62頁。
- 高山憲之・有田富美子、1992「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」『日本経済研究』No.22、19-45頁。
- 田中重人、2001「家事専従者の労働供給の可能性：家事時間量分布に基づく推計」『日本労働研究雑誌』No.493、4-14頁。
- 永瀬伸子、1997「女性の仕事、子育て観と結婚時期の選択」少子化の社会・心理的要因に関する調査研究会(代表：神宮英夫)『少子化の社会・心理的要因に関する調査研究報告書』15-35頁。
- 、1998「女性の就業、結婚と出産の決定要因：全国都市データを用いた実証分析」『高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論研究事業：調査研究報告書Ⅱ』(財)長寿社会開発センター、82-91頁。

- 、1999「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か：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巻第2号、1～18頁。
- 中田喜文、2002「日本の男女賃金格差の実態」『家計経済研究』第54号、26～33頁。
- 中馬宏之・駿河輝和編、1997『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会。
- 西川真規子、1998「日英の男女賃金格差とその要因」『労働研究所報』No.19、東京都立労働研究所、39～47頁。
- 富田安信、1998「女性の就業意識と就業選択：結婚・出産・育児に直面して」『JIL リサーチ』No.35、4～9頁。
- 日本労働研究機構編、1997『女性の職業・キャリア意識と就業行動に関する研究』日本労働研究機構。
- 樋口美雄、1987「わが国女子の学歴別就業経歴パターンと賃金構造」『日本経済研究』No.17、18～31頁。
- 、1992「高齢化社会におけるM字型の行方」『家計経済研究』第16号、66～76頁。
- 、1994「大学教育と所得分配」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会。
- 、2000「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」岡田章ほか編『現代経済学の潮流2000』東洋経済新報社。
- ・阿部正浩・Jane Waldfogel、1999「日米英における企業の育児支援と女性就業」厚生省科学研究費『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究：総合報告書』（主任研究者：阿藤 誠）、436～453頁。
- 藤野研太、1997「若年女子労働力率の上昇に関する一考察」『労働統計調査月報』Vol.49、No.10、6～11頁。
- 丸山 桂、2001「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』第57巻第2号、3～18頁。

## 2. 我が国における結婚と出生の社会経済的要因のプロビット分析と 生存時間分析 — 第 11 回出生動向基本調査から —

和田 光平

### 1. 結婚のプロビット分析

経済的要因から結婚の意思決定を説明するプロビット分析と生存時間分析の先行研究としては樋口他（1999）がある。そこでは、学歴が高いほど、あるいは所得が高いほど有配偶率が低いということ、また、他の条件が等しくても出生コーホートが若いほど有配偶率は低いということが示された。さらに、就業状態に関しては非正規雇用であるよりも正規雇用であるほうが有配偶率は低いといふように、総じて就業に重点を置いている女性ほど結婚しにくくなるという、経験的にも想定されている考えを補強する結果が得られている。ここでは、家計経済研究所のパネルデータが用いられている。

一方、今回、筆者が分析に用いた資料は、国立社会保障・人口問題研究所によって1997年6月に実施された第11回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）の個票データであり、18歳以上50歳未満の独身女性を調査対象とする独身票と50歳未満の有配偶女子を対象とする夫婦票によって構成されている。

まず分析の手法としては、個票データを用いて分析対象のさまざまな属性から、分析対象者の意思決定とその結果としての事象の発生する因果関係を説明する場合、大別すれば、ある事象の発生に対する固定効果と変動効果という二つの効果に分ければ解釈しやすい。この分析においてある事象とは結婚であるが、前者の固定効果については、例えば学歴や出生コーホートのように、同一個人にとっては時間が経過しても変わらず、異なる個人間では異なる可能性のある属性を事象の説明要因（時間独立型説明変数、時間非依存型説明変数）として採用する。これによりそのような不変の属性を持っている個人であれば、どれだけの確率で結婚状態となるかということが説明されるものである。後者の変動効果とは、結婚という事象を発生させる可能性のある人、すなわち未婚者が、一定期間内において結婚するのかどうかということ、変動する可能性のある個人的属性によって確率的に説明するものである。

固定効果の分析は比較的単純である。未婚と既婚をダミー変数化して被説明変数とし、結婚の要因として想定される経済的な変数の内、時間に依存しない変数を説明変数として選び、プロビット分析をする。他方、変動効果を分析するには生存時間分析が有用である。すなわち、未婚者と既婚者の両方のサンプルをプールして、同様にダミー化した配偶状態を被説明変数に、また結婚年齢を時間変数として、時間依存型の経済的要因を説明変数とするものである。この場合、調査時点においてはまだ結婚という事象が発生していなくても将来的に発生する可能性のあるサンプルも含まれている。これらのサンプルは調査の打ち切り（センサリング）によって事象の発生は把握できないけれども、生存時間分析を用いれば確率的に説明することができる。



まず、配偶状態の経済的要因の内、固定効果について分析してみよう。なお、この場合の無配偶者には、未婚だけではなく結婚後離婚あるいは死別したサンプルも含まれている。そこで、有配偶と無配偶とについて、それぞれ0と1のダミー変数とし、表側に示すような経済的要因についてそれぞれ同様にダミー変数化したものを説明変数としてプロビットの形式で回帰分析した結果を表1に示した。したがって、それぞれの変数に対応する係数パラメーターは、それぞれのカテゴリに並列された標準ケースに対する比例的な説明力として読み替えることが可能である。本人の最終学歴を例にとって説明すれば、中学・高校が標準ケース（表中の係数の欄では—となっているもの）とされているが、これはつまり最終学歴としては、中学・高校、短大・高専・専修学校、大学・大学院という3つの分類に尽くされており、すべてのサンプルがこの3つの内のいずれかに属するようにコード化されている。そのため、標準ケースを説明変数から外してダミー回帰すれば、各説明変数の係数は、標準ケースと比較した場合、その説明変数が説明力の高さの相対的な比であると解釈できる。例えば、配偶状態を被説明変数として、大学・大学院の係数が-0.9597ということは大学・大学院を最終学歴とする女性が結婚する確率は、標準ケースの中学・高校を最終学歴とする女性と比べて95.97%だけ少ないと解釈できる。

それでは、結婚の経済的要因に関する今回の分析結果について説明する。学歴については、単純に学歴が高くなるほど結婚する確率は低くなる。また出生コーホートについては、1965～69年生まれまで、より新しいコーホートのほうが結婚する確率は高くなるという結果が得られた。これは、一般に最近の新しいコーホートの有配偶率が低いとされるような一般的な実証分析にみられる結果とは異なるものとなった。さらに、本人だけではなく、本人の属する世帯の生活水準を全般的に示す指標として、本人の父の就業状態、ならびに本人の父の職種を説明変数に加えたところ、父の就業状態が、無職や家事あるいは学生であるケースはサンプル数そのものが少なく、その推定結果も統計的に有意ではなかったが、本人の父の就業状態が非正規雇用状態であるほうが、正規雇用状態である場合に比べて、結婚しやすいという結果が得られた。また、本人の父の職種については、農林漁業を標準ケースとしたが、それ以外のすべての職種に関する係数が正值で統計的に有意であったため、父の職種が農林漁業である場合の結婚する確率が最も低いと解釈される。相対的に結婚しやすいと考えられる父の職種としては、農林漁業以外の自営業や販売・サービス業が挙げられる。

次に変動効果としての結婚の要因について解釈してみよう。まず、本人の年齢については、ダミー変数とはせずそのままの実数値を説明変数としたので当然のことであるが、年齢が高いほど結婚する割合が高くなった。次に、本人の就業状態については、正規雇用あるいは非正規雇用かという区分では統計的に有意な結果が得られなかったが、無職や家事、あるいは学生である場合のほうが、結婚しにくいというように一般的な予想とは異なる結果が得られた。同様に本人の職種についても、事務・専門・管理職を標準ケースとした場合、その標準ケースを除くすべての職種の符号が負となり統計的にも有意であった。すなわち、事務・専門・管理職の職種に就いている女性が最も結婚しやすいと解釈できる。最

も結婚しにくい職種は農林漁業である。これは就業に重点を置いた女性は結婚しにくい直感的な予想に反する結果となり注視すべき事実である。パラサイトシングルという概念で捉えられるように同居と結婚行動との因果関係についても分析するために、本人の母との同別居ということも説明変数の中に加えた。一般にパラサイトシングルとは、30歳を過ぎても親元に同居して住居や食事などの生活資料を親から提供されながら、旺盛な余暇活動に自らの収入を充てる独身者のことを指す。この分析結果においても、母親と同居している場合は、別居している場合と比べて結婚する確率が低く、それらの確率には2倍以上の差が推定された。一方、母親が死亡してしまっている場合と比較すると、別居の場合よりもさらに結婚がしにくいという結果が得られた。

本人の年収については結婚の要因としては有力であるけれども説明変数には含めなかった。その理由としては有配偶者の年収についてのデータが、結婚直前ではなく現時点の年収しか得られないために結婚との時間差という点で因果関係がはっきりしないということと、その現在の年収も家計と同一とする夫の年収とのバランスをとる作用が働くということがあるからである。有配偶者の金銭的な経済力については、夫と家計が同一である可能性も高いという理由から、最後に、本人の居住地のDID区分を説明変数に加えた。それぞれ()内に、そのDIDに含まれる人口規模を併記した。それぞれの推定結果についてみれば、DID地区に居住している女性よりも、DIDではない地区に居住している女性のほうが結婚しやすいことが分かった。最も結婚しにくい地区は、例えば地方の政令指定都市のように人口規模が100万人以上200万人未満のDID地区に居住しているケースである。

## 2. 結婚の生存時間分析

ここまでの分析方法では、調査時点における調査対象者の配偶状態を説明するのに固定効果を示すものと変動効果を示すものが混在していた。しかし、変動効果を示す説明変数に対応する各個人の属性は、時間経過に伴って変化する可能性もあるため、それらが被説明変数としての結婚の意思決定に効果を与えた時期と、結婚という事象が発生した時期とでは時間に差があるため、統計学的な分析には工夫が必要である。そこで、説明変数としては固定効果を発生させるものに限定し、各調査対象者の結婚のタイミングに対応させて、生存時間分析で回帰させることにしよう。ここでは、結婚の経済的な要因について分析するために、固定効果に限定した生存時間分析として比例ハザードモデルを用いた手法を採ることにした。

説明変数としては、先のプロビット分析において固定効果を説明するために用いられた説明変数を再び用いた。これらは時間経過を伴っても基本的には変化しないものである。この分析結果は表2に示されている。相対ハザードとは、比例ハザードモデルの定義式から、回帰係数と説明変数との積の指数値である。今回の分析に沿って解釈すれば、標準ケースの属性をもつ女性が有配偶者となる確率に対して、各説明変数の属性をもつ女性が有配偶者となる確率が何倍になるかということを示す。例えば、説明変数としての学歴の内、

大学・大学院の相対ハザードが0.425であるということは、最終学歴について、標準ケースである中学校あるいは高校である女性と比べて、大学あるいは大学院である女性が結婚する確率は0.425倍だけ高い。言い換えれば57.5%少ないとも言える。

それでは順次、推定結果について検討してみよう。まず学歴に関しては、プロビット分析の結果と同じく学歴が高くなるにつれて結婚がしにくくなるという結果になった。もっとも、短大などに関しては、中学・高校卒と相対ハザードではあまり差がないが、大学卒と比較すると確率的には半分以上低下していることになる。出生コーホートに関しては、1975～79年生まれコーホートを除けば新しいコーホートになるにつれて負の係数が小さくなるとともに、相対ハザードの値も低くなる傾向がある。これはつまり新しい世代になるほど結婚を控えていることを示している。1975～79年生まれコーホートについても、1970～74年生まれに次いで係数も相対ハザードも低いので新しいコーホートは結婚を控えているという同様の解釈が可能であろう。本人の父の就業状態については、無職のケースを除いて統計的な有意性を確保できなかった。本人の父の職種についても自営業しか統計的に有意にはならなかった。

次に、固定効果と変動効果の両方の要因を同時に分析したいところであるが、生存時間分析を用いる場合、これらを混在させてノンパラメトリックモデルで推定することには統計学的に問題があり、そこから得られる推定結果を解釈することも複雑となるため、今回の分析では、結婚年齢という結婚のタイミングの分布をワイブル分布に当てはめたパラメトリックモデルによって推定した。その推定結果は表3にある通りである。これまでの分析結果と同様に学歴が高いほど結婚年齢も高くなる。また父の職種については農林漁業を標準ケースとして、自営業である場合のほうが結婚年齢は高くなり、それ以外の職種では結婚年齢は低くなる。本人の就業状態についてみれば、就業状態に関する変数は統計的に有意な結果が得られなかったが、職種に関しては、標準ケースである農林漁業に属する場合、他のすべての職種と比べても結婚のタイミングが早いということが確かめられた。母との同別居状態については、別居状態にある場合よりも母親が死亡している場合、さらには死亡している場合よりも同居している場合のほうが、より結婚は遅くなる。これについての経済学的な解釈は、先のプロビット分析と同様となろう。居住地の人口集中区分については、人口密度の低い地域よりも高い地域のほうが結婚年齢は高いという結果が得られた。

### 3. 出生の経済分析

ここでも、結婚の分析と同様に国立社会保障・人口問題研究所による出生動向基本調査の個票データを用いた。なお統計的に安定した結果を得るために、この分析においては第1子の出生に限定して、その経済社会的な要因を分析した。また、サンプルも有配偶者に限定したので、独身者は含まれていない。したがって、ここで扱われる出生はすべて有配偶出生率の計算の基礎となる出生であることを注意しておきたい。出生の要因に関するプ

ロジット分析の結果を表4に示した。

まず、学歴に関しては短大などでは有意な結果が得られなかったが、大学などでは有意な結果が得られ、中学などと比較すると3割以上も低い確率で出産する女性が少なくなる。また、父親の就業状態については、正規雇用状態である場合と比べて、非正規雇用状態にある場合のほうが1割ほど高い結果を示した。ところが、同じ就業状態でも本人の場合では統計的に有意な結果が得られなかった。本人の職種については、事務職などに所属している女性と比較して、農林漁業に属す女性の有配偶出生率が2倍近く低く、販売職などに属す女性についてはわずかに低いことが分かった。本人の母との同別居に関しては統計的に有意な結果を得られなかった。居住地については、非DID地区と比較して、人口規模のいかんにかかわらず、DID地区に居住しているケースのほうが有配偶出生率の低いことが確認された。この分析においては有配偶出生率の最も低いDIDの人口規模は200万人以上の地区であった。

結婚の分析と同様に、出生に関してもパラメトリックな生存時間分析を試みた。その結果を示したものが表5である。被説明変数は第1子出生の有無を用いて、それをワイブル分布に当てはめた。時間変数としては出産年齢を用いた。それによれば、学歴が高いほど出産年齢は高く晩産化傾向にあり、これは結婚分析においても学歴が高いほど結婚年齢が高くなることと整合的である。本人の就業状態については統計的に有意な結果が得られなかったが、職種に関しては、事務職などと比べると自営業に就いている女性は、出産年齢が高く、逆に農林漁業や現場労働に就いているほうが低く、つまり早く出産するということが確認できた。母親との同別居に関しても統計的に有意な結果が得られなかった。居住地に関しては、有意な結果として、200万人以上のDID地区が非DID地区より出産タイミングの遅れる傾向のあることが分かった。

表1. 結婚の要因に関するプロビット分析結果

	結婚の要因	要因内の分類	係数	有意水準
固定効果	定数項		-3.4223	***
	本人の最終学歴	中学・高校	—	
		短大・高専・専修学校	-0.0939	**
		大学・大学院	-0.9597	***
	出生コーホート	1950～54年生まれ	—	
		1955～59年生まれ	0.4118	***
		1960～64年生まれ	0.6163	***
		1965～69年生まれ	0.7490	***
		1970～74年生まれ	0.4282	*
		1975～79年生まれ	-0.1101	
	本人の父の就業状態	正規雇用	—	
		非正規雇用（含、自営・内職）	0.1090	**
		無職・家事	-0.1022	
		学生・その他	0.0919	
	本人の父の職種	農林漁業	—	
農林漁業以外の自営業		0.2484	***	
事務・専門・管理職		0.2227	***	
販売・サービス職		0.2410	***	
現場労働		0.1871	**	
変動効果	本人の年齢		0.1250	***
	本人の就業状態	正規雇用	—	
		非正規雇用（含、自営・内職）	-0.0772	
		無職・家事	-3.9017	***
		学生・その他	-1.0683	***
	本人の職種	農林漁業	-1.2403	***
		農林漁業以外の自営業	-1.1185	***
		事務・専門・管理職	—	
		販売・サービス職	-0.1802	***
		現場労働	-0.8405	***
	本人の母との同別居	同居	-2.0130	***
		別居	—	
		死亡	-0.7684	***
	居住地の区分	非 DID	—	
		準 DID（3千人以上5千人以下）	-0.3039	*
		DID（10万人未満）	-0.0800	
		DID（10万人以上20万人未満）	-0.3044	***
		DID（20万人以上50万人未満）	-0.3040	***
		DID（50万人以上100万人未満）	-0.2263	**
		DID（100万人以上200万人未満）	-0.4509	***
DID（200万人以上）		-0.3776	***	

（注）有意水準の欄における\*\*\*、\*\*、\*は、対応する説明変数がそれぞれ1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。以後の表においても同様の表記法を用いる。

表 2. 結婚の要因に関する生存時間分析結果

結婚の要因	要因内の分類	係数	有意水準	相対ハザード
本人の最終学歴	中学・高校	—		
	短大・高専・専修学校	-0.0963	***	0.908
	大学・大学院	-0.8556	***	0.425
出生コーホート	1950～54年生まれ	—		
	1955～59年生まれ	-0.1919	***	0.825
	1960～64年生まれ	-0.4466	***	0.640
	1965～69年生まれ	-0.9007	***	0.406
	1970～74年生まれ	-1.4323	***	0.239
	1975～79年生まれ	-1.3618	***	0.256
本人の父の就業状態	正規雇用	—		
	非正規雇用（含、自営・内職）	0.0653		1.067
	無職・家事	-0.2746	***	0.760
	学生・その他	0.1051		1.111
本人の父の職種	農林漁業	—		
	農林漁業以外の自営業	-0.1303	**	0.878
	事務・専門・管理職	-0.0216		0.979
	販売・サービス職	-0.0583		0.943
	現場労働	-0.0438		0.957
尤度比検定統計量			1923	

表 3. 結婚の要因に関するパラメトリック・生存時間分析結果

結婚の要因		要因内の分類	係数	有意水準
固定効果	定数項		3.861	***
	本人の最終学歴	中学・高校	—	
		短大・高専・専修学校	0.101	***
		大学・大学院	0.259	***
	出生コーホート	1950～54年生まれ	—	
		1955～59年生まれ	0.042	**
		1960～64年生まれ	0.038	**
		1965～69年生まれ	0.041	**
		1970～74年生まれ	0.242	***
		1975～79年生まれ	0.593	***
	本人の父の就業状態	正規雇用	—	
		非正規雇用(含、自営・内職)	-0.007	
		無職・家事	0.024	
		学生・その他	-0.091	*
		本人の父の職種	農林漁業	—
		農林漁業以外の自営業	0.091	***
		事務・専門・管理職	-0.039	*
	販売・サービス職	-0.064	***	
	現場労働	-0.062	***	
変動効果	本人の就業状態	正規雇用	—	
		非正規雇用(含、自営・内職)	0.031	
		無職・家事	2.562	
		学生・その他	0.191	**
	本人の職種	農林漁業	—	
		農林漁業以外の自営業	-0.361	**
		事務・専門・管理職	-0.615	***
		販売・サービス職	-0.502	***
		現場労働	-0.403	***
	本人の母との同別居	同居	0.673	***
		別居	—	
		死亡	0.125	***
	居住地の区分	非DID	—	
		準DID (3千人以上5千人以下)	0.044	
		DID (10万人未満)	0.056	***
		DID (10万人以上20万人未満)	0.051	***
		DID (20万人以上50万人未満)	0.076	***
DID (50万人以上100万人未満)		0.054		
DID (100万人以上200万人未満)		0.071	***	
DID (200万人以上)		0.061	***	
スケールパラメータ		0.347		
$\chi^2$ 値		3950.96		
サンプル数		11573		

表 4. 出生の要因に関するプロビット分析結果

出生の要因		要因内の分類	係数	有意水準
固定効果	定数項		-0.8590	***
	本人の最終学歴	中学・高校	—	
		短大・高専・専修学校	-0.0140	
		大学・大学院	-0.3017	***
	本人の父の就業状態	正規雇用	—	
		非正規雇用（含、自営・内職）	0.1053	*
		無職・家事	0.1062	
		学生・その他	0.0210	
	本人の父の職種	農林漁業	—	
		農林漁業以外の自営業	0.0537	
		事務・専門・管理職	0.0446	
		販売・サービス職	0.0729	
		現場労働	0.1919	**
変動効果	本人の年齢		0.0527	***
	本人の就業状態	正規雇用	—	
		非正規雇用（含、自営・内職）	0.0025	
		無職・家事	N. A.	
		学生・その他	-0.4606	*
	本人の職種	農林漁業	-0.9343	***
		農林漁業以外の自営業	0.2361	
		事務・専門・管理職	—	
		販売・サービス職	-0.1137	**
		現場労働	-0.1182	
	本人の母との同別居	同居	0.0878	
		別居	—	
	居住地の区分	死亡	-0.0340	
		非 DID	—	
		準 DID（3千人以上5千人以下）	-0.1057	
		DID（10万人未満）	-0.0562	
		DID（10万人以上20万人未満）	-0.2438	***
		DID（20万人以上50万人未満）	-0.2339	***
		DID（50万人以上100万人未満）	-0.2174	*
		DID（100万人以上200万人未満）	-0.2692	***
DID（200万人以上）	-0.3560	***		



表5. 出生の要因に関するパラメトリック・生存時間分析結果

出生の要因		要因内の分類	係数	有意水準
固定効果	定数項		5.803	***
	本人の最終学歴	中学・高校	—	
		短大・高専・専修学校	0.035	***
		大学・大学院	0.079	***
	本人の父の就業状態	正規雇用	—	
		非正規雇用（含、自営・内職）	-0.008	
		無職・家事	0.011	
		学生・その他	-0.006	
	本人の父の職種	農林漁業	—	
		農林漁業以外の自営業	-0.006	
		事務・専門・管理職	-0.006	
		販売・サービス職	-0.016	*
		現場労働	-0.030	***
変動効果	本人の就業状態	正規雇用	—	
		非正規雇用（含、自営・内職）	0.010	
		無職・家事	0.000	
		学生・その他	-0.049	
	本人の職種	農林漁業	-0.086	*
		農林漁業以外の自営業	0.098	***
		事務・専門・管理職	—	
		販売・サービス職	-0.006	
		現場労働	-0.034	***
	本人の母との同別居	同居	-0.014	
		別居	—	
		死亡	0.009	
	居住地の区分	非DID	—	
		準DID（3千人以上5千人以下）	-0.035	
		DID（10万人未満）	0.011	
		DID（10万人以上20万人未満）	0.011	
		DID（20万人以上50万人未満）	0.006	
		DID（50万人以上100万人未満）	0.015	
		DID（100万人以上200万人未満）	0.016	
DID（200万人以上）		0.026	***	
スケールパラメータ	0.128			
$\chi^2$ 値	315.79			
サンプル数	4124			

<参考文献>

Klein, John P. and , Melvin L. Moeschberger, 1997 *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer Verlag.

大谷憲司, 1993 『現代出生力分析』 関西大学出版部。

国立社会保障・人口問題研究所 (編), 1998『日本人口の結婚と出産』、第 11 回出生動向基本調査第 I 報告書。

国立社会保障・人口問題研究所 (編), 1999『独身青年層の結婚観と子ども観』、第 11 回出生動向基本調査第 II 報告書。

佐々井司, 1998「近年の夫婦出生力変動とその規定要因」、『人口問題研究』第 54 巻第 4 号。

中村 剛, 2001『Cox 比例ハザードモデル』 朝倉書店。

浜島信之, 2000『多変量解析による臨床研究』 名古屋大学出版会。

樋口美雄・阿部正浩, 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング — 固定要因と変動要因の分析—」、『パネルデータからみた現代女性』 東洋経済新報社。

山田昌弘, 1999『パラサイト・シングル』 筑摩書房。

和田光平, 1999「出生力のライフ・サイクル・モデル分析 — 結婚と出生の間隔・タイミングとその要因—」、『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』、厚生省科学研究費 (課題番号 H10-政策-032, 主任研究者: 阿藤誠) 総合報告書。

\_\_\_\_\_, 2000「我が国における女性の結婚と出生のタイミングと要因分析」『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』 (課題番号 H11-政策-009, 主任研究者: 高橋重郷) 平成 11 年度報告書。

\_\_\_\_\_, 2001「1970 年代以降わが国のコーホート別出生関数の測定および就業上の地位にみる要因分析 — 第 11 回出生動向基本調査 (夫婦表) から—」、『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』、厚生省科学研究費 (課題番号 H12-政策-009, 主任研究者: 高橋重郷) 平成 12 年度報告書。

### 3. 女性と出産タイミング

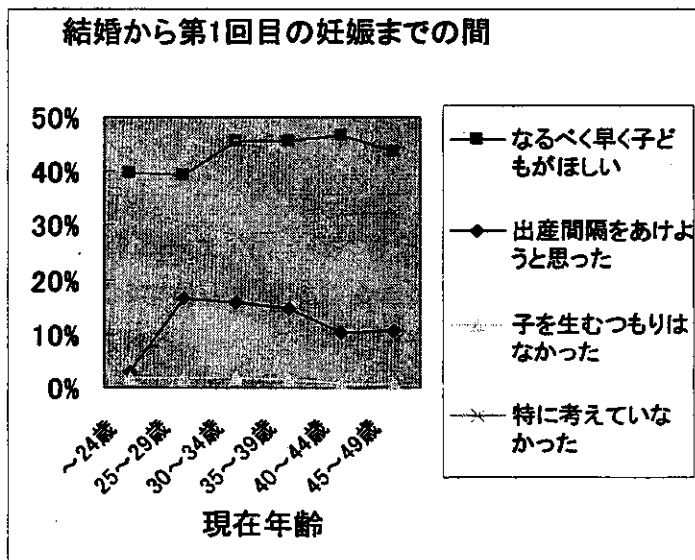
永瀬 伸子

本稿では、既婚女性の出産が、仕事、結婚年齢、コホート、学歴、出産に対する意欲等とどのようにかかわっているかを分析する。第1節では、出産時期に対する希望を結婚年齢やコホートに注目して集計する。第2節では、出産希望に対してどの程度出産タイミングが早まったり遅くなったりしているか Kaplan-Meier 法で示し、早める方には限界があることを示す。第3節では、就業の有無、結婚年齢、学歴等と出産タイミングを Kaplan-Meier 法で示す。正社員就業である場合に出産タイミングが遅れるが、やがて第1子出産は追いつくこと、無子比率と大きい関係をもっているのは、就業状態よりも結婚年齢であること、大卒特有の効果が近年高まっていることなどを示す。第4節では、遅い結婚であるにしても、子どもを持つことへの意欲が強ければ、第1子出産については挽回可能あるかどうかを検討する。子どもを持つことへの強い意欲は高齢出産に正の影響を及ぼす。しかし流産の増加など、現代の妊娠テクノロジーが出産遅延には有効でも、受胎・出産には必ずしも有効ではないこと（年齢等に支配されていること）を示す。第5節は政策インプリケーションである。

#### 1. 子どもを持つ時期の希望

結婚後、子どもをいつ持つかについての希望は、コホートによって変化しているのだろうか。結婚から第1回目の妊娠までの間について、妊娠に対する態度（なるべく早くほしかった、出産間隔をあげようと思った、子どもを産むつもりはなかった、とくに考えていなかった）の選択を年齢階層別に見たものが図1である。「なるべく早く子どもがほしかった」が4割から5割ともっとも高い。次いで3割から4割近くが「特に考えていなかった」

図1



「なるべく早く子どもがほしかった」が4割から5割ともっとも高い。次いで3割から4割近くが「特に考えていなかった」

である。意図的に「出産間隔をあげようと思った」と回答している者は、2割に満たない。また「子を産むつもりはなかった」は年齢層を問わず既婚女性ではきわめて低い。なおこの設問に無回答だった者が11%いる。

年代別の差を見ると、20歳代前半では「特に考えていなかった」が相対的に高く、20歳代後

半から 30 歳代までは「特に考えていなかった」が下がり「出産間隔をあけようと思った」が増える傾向が見られる。また 20 歳代では「なるべく早く子どもがほしい」がやや低い傾向が見られる。

もつとも、結婚後の出産タイミングに対する希望は、結婚年齢や、結婚後有業であるかどうかなどともかかわっている。結婚年齢が高い場合は、子どもがほしいカップルでは、「早く」と考える者が増えるだろうと想像されるし、逆に子どもを持つ希望事態が低いカップルも増えるかもしれない。一方、結婚年齢が 20 歳近くと低い場合には、しばらく子どもを持たないで 2 人の生活を持とうとする者もいるだろう。結婚年齢が 20 歳代の中頃から後半くらいでは、早く子どもを持ちたい者も増える一方、仕事意欲が高まり、出産を遅らせたいという希望も増えるのではないか。

図 2 結婚から第 1 回目の妊娠まで、コホート別の出産意図：

早めの結婚と遅めの結婚の比較

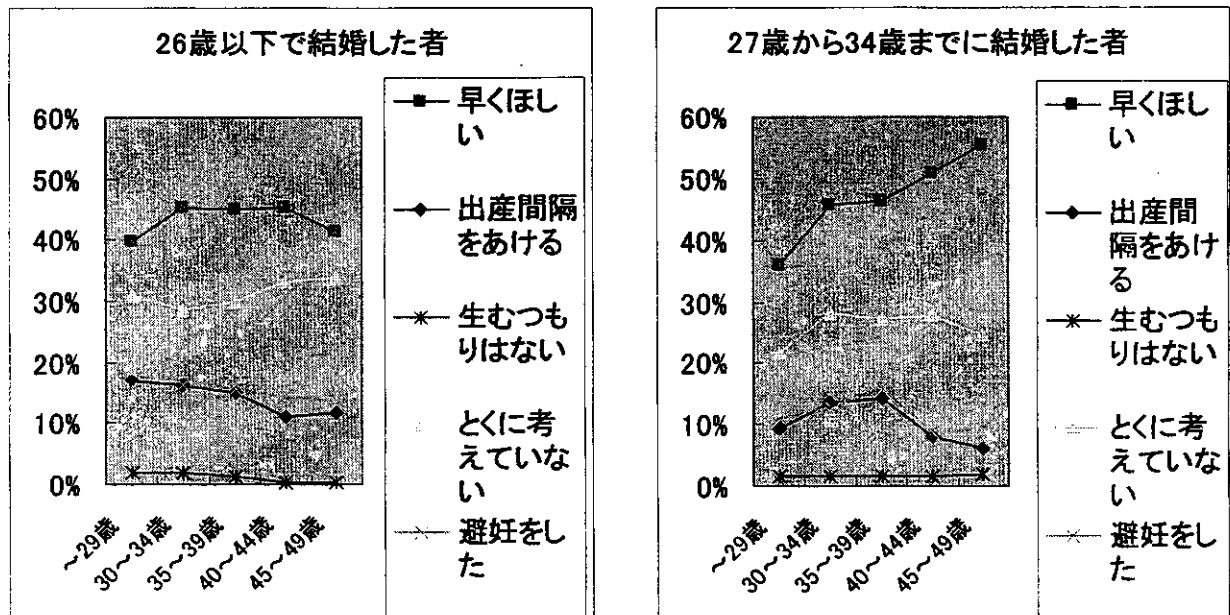


図 2 は結婚年齢を 26 歳以下という比較的早い年齢と、27 歳から 34 歳までという比較的遅い年齢の 2 つのグループに分けた上で、コホート別に、早い結婚をしたグループ、遅い結婚をしたグループとで出産意図を比べるたものである。現在年齢 29 歳までには、29 歳までの結婚しか含まれないなど打ちきり標本があるため、遅い結婚である 27-34 歳については、~29 歳層は少数しか含まれない点は注意をする必要がある。

コホート別に見て一番大きい差は、遅い結婚をした場合に、「早くほしい」という者の割合が、40 歳代（1948~1957 年生まれまで）では大きく高まり 5 割を超えるようになるのに対して、これより若い世代（1958 年生まれ以降）では「早くほしい」と考える者の割合は、