

NFRJ03・NFRJ98 からみた丙午生まれのその後

赤林 英夫¹
(慶應義塾大学)

What Happened to the Hinoeuma Children? A Study using NFRJ03 and NFRJ98
AKABAYASHI Hideo

本稿では、丙午（1966年）生まれの女性が、その後の人生で他のコーホートとどの程度異なる経験をしたか、NFRJ03・NFRJ98の分析を通じて検討した。まず、国勢調査や学校基本調査等の全数調査を用い、丙午生まれのコーホートが、他のコーホートに比べ、男女ともに結婚確率が低いこと、相対的に良い教育を受けていること、等を確認した。次に、NFRJ03・NFRJ98を用いて、サンプルに含まれる丙午生まれの女性が、学歴、就業行動、結婚相手、結婚生活などの点で、その前後に比べどのように異なるのか、多変量解析を使って推計した。被説明変数としては、女性自身の高学歴度・労働力参加・専門職度、夫の学歴・所得・専門職度、そして家事分担が伝統的な度合い、である。その結果、このサンプルでは、丙午生まれのみに特徴的な傾向は、統計的に有意な形では発見できなかった。少なくとも夫の学歴を除き、丙午生まれの女性が、早く結婚するために相手や家事分担等の条件で譲歩しているとは、ここでは確認できなかった。

キーワード：結婚、丙午、コーホート

1. はじめに

「丙午生まれの女性は気性が激しすぎて結婚に適さない」という迷信により、1906年生まれの女性には多くの悲劇が訪れたという（今野，1961）。人口動態調査（図1）によれば、1906年の女子出生数は、前年にくらべ約7%の減少、翌年は16%の増加であった。1966年の丙午での変動はさらに大きく、前年にくらべ25%の減少、翌年は42%の増加であった。この理由は、60年前の悲劇の記憶が、戦後新たな迷信の形で強まったという解釈もできるが、おそらく最大の理由は、簡便な避妊方法が普及して、出生をコントロールしやすくなったことであろう。

本稿では、もっとも最近の丙午年（1966年）において生まれた子供が、どのような背景を持ち、その後どのような人生を経ているか、NFRJ03・NFRJ98を組み合わせたデータ（NFRJ98/03と本稿では呼ぶ）で分析するものである。特にここでの関心は、迷信やコーホートサイズの小ささは、丙午生まれのコーホートの結婚生活・社会生活に影響を与えているか、という点である。

しかし、NFRJ03の第一次報告書にも書かれているように、NFRJ03サンプルにおける30代女性の有配偶率は、国勢調査に基づく基準値を大きく上まわっている²。丙午生まれの女性もこの中に入るので、このサンプルだけで、丙午生まれと他のコーホートとの間の結婚確率の差を検討することは難しいと言わざるを得ない。

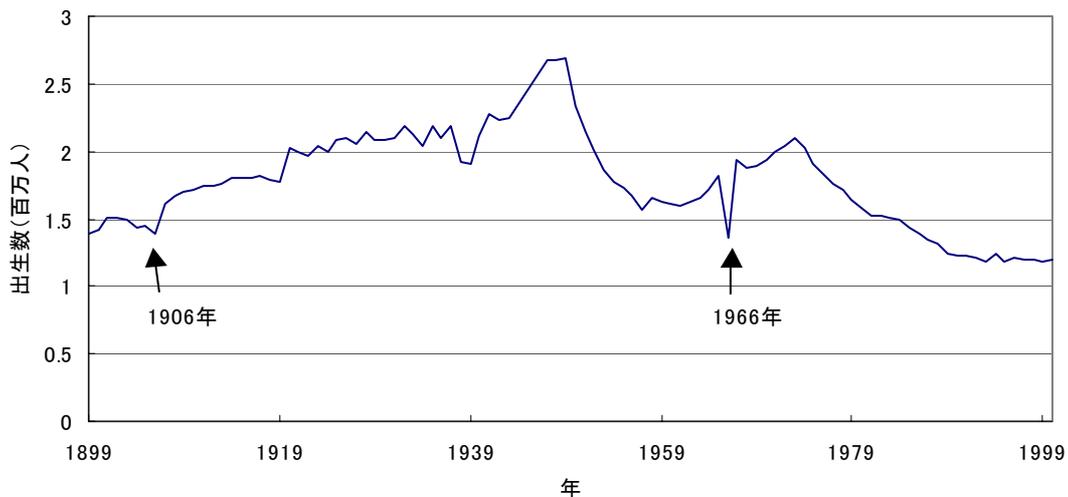


図1 出生数の推移 (人口動態調査より筆者作成)

そこで本稿では、結婚確率等に関する推計に関しては、筆者が国勢調査、学校基本調査等の政府の全数調査を利用して行っている推計に基づき、丙午生まれの男女がどのように異なっているか、確認する。その上で、NFRJ98/03 のデータが、政府全数調査と比較してどのように異なるかを踏まえて上で、政府調査では知ることができない結婚相手の特性や家庭内配分への影響を、より詳細に分析していく。焦点は、出生年別に見た、家庭環境の差異、女性の経済社会的地位（教育達成度、労働力参加）、結婚相手の特性、家庭内で家事分担指標などの分析である。

分析の結果、このサンプルでは、丙午生まれに特徴的な傾向は、統計的に有意な形では発見できなかった。少なくとも夫の学歴を除き、丙午生まれの女性が、早く結婚するために相手や家事分担等の条件で譲歩しているとは、ここでは確認できなかった。

2. 丙午生まれの子供はなぜその前後と異なる経験をする可能性があるのか

丙午生まれの子供が、その前後の年に生まれた子供と異なる人生を送る理由には、いくつかの可能性はある。当然ながらその第一は、この迷信によって、特に女性が結婚市場で敬遠されることによる効果である。これにより、他の条件が一定であれば、女性の結婚確率は低下し、結婚するとしてもその条件（結婚相手の経済的地位等）は相対的に悪いと予想される。

第2に、出生率の劇的な低下により、この出生コーホートのサイズがその前後にくらべて小さいことである。これはいくつかの波及効果をもたらす。一つは、大学進学率等の向上により、相対的に高い学歴を得ることができるようになる可能性である。学歴が高ければ、相対的に、労働市場に対するアタッチメントが高くなったり、結婚相手に対する理想が高くなったりする可能性がある³。次に、年齢によって需要の輪切りがされている新卒労働市場においては、サイズの小さいコーホートはその前後に比べ、入職者にとって有利に働く可能性がある。これらの点については男女に基本的に差はないが、その影響は、女性に大きく現れる可能性がある。最後に、結婚市場においても、特定の年齢が結婚相手として好んで求められる場合には、小さいコーホートにとっては、潜在的結

婚相手が相対的に多い。これは、コーホートの婚姻確率を高める可能性がある。結果的に、コーホートサイズの劇的減少は、そのコーホートの結婚後のバーゲニングパワーにプラスに働くとと言える。

第3は、迷信の間接的な効果である。丙午であってもあえて子供を欲しいと思う親は、それを忌避する親に比べて、迷信にとらわれない、合理的な選択を好んでいた可能性がある。これは、そのような家庭環境を通じて、子供に特定の影響を与えうる⁴。同時に、偶然に丙午に生まれた女子に対しては、その出生年が将来にわたり人生に不利に働かないように、結婚やキャリアの追求に必要な教育投資を、格別に行っていた可能性もある。以上は、丙午生まれの女性に与える環境要因である。

それでは、実際に結婚市場に参加した丙午生まれの男女には、全体としてどのような効果がありうるであろうか？ 男性の場合、小さなコーホートサイズは、高い教育をもたらし、労働市場でも結婚市場でも、他のコーホートに比べ大きい需要に直面したと考えられる。女性の場合は、男性に比べると、結婚市場での需要に大きなマイナス要因があると想定できる。このことは、必ずしも自動的に、丙午生まれの女性が結婚する確率を小さくする訳ではない。結婚相手の決定が労働理論で言う「サーチ」と「最適停止」意思決定だとすれば、将来の結婚可能性が現在の可能性の比較衡量によっては、他のコーホートに比べて早期のチャンスで結婚を決める場合もあるからである。ただし、その場合は、他のコーホートに比べ、不利な条件での結婚でも了解している可能性がある。そしてそれは、最終的には結婚後の家庭内配分にマイナスの影響を与えている可能性がある。

3. 政府統計を使った分析⁵

図2は、学校基本調査を使って、女性の四年制大学進学率及び国立大学進学率を、高校卒業コーホートごとに比較できるようにしたものである⁶。これを見ると、1985年高校卒業（丙午の4月以降、翌年の3月までの生まれ）のコーホートの大学進学率は、その前後にくらべて著しく上がってはいない。これには、大学側で、入学者数の調整を行っている可能性と、浪人生の影響や学校年度と出生年のずれなどで、影響が見えなくなっている可能性がある。しかしながら、国公立大学への進学率を見てみると、1985年においては四年制大学進学率以上に大きく増えている。国公立大学が平均的に私立大学よりも教育の質が高く、社会的威信も高いとすると、丙午生まれはその点で前後のコーホートを上回っていると考えられる。

それでは、大学卒業後の就職率は、丙午生まれにとって特段に有利だったろうか？ 大学卒業時のコーホートサイズは、基本的に入学時のサイズの影響をそのまま残している。このコーホートが4年で大学を卒業していれば、1989年に就職をしている。しかしこのころは、1991年を頂点とするバブル景気の中にあり、大学卒業者の就職進学率は一貫して右肩上がりである。そのトレンドの中からは、丙午生まれが、特別に卒業時に、労働市場で有利であったという証拠は得られない。

それでは、国勢調査でみた、結婚確率はどうかであろうか。図3は、2000年国勢調査を使って、年齢別男女別の有配偶率をプロットしたものである。国勢調査では調査時点（10月）の年齢しか分からないが、10月までに誕生日が来ているコーホートを対応させると、2000年で34歳が丙午生まれである。これを見ると、丙午生まれは若干有配偶率が低い。おもしろいのは、丙午の偏見のない男性の方が、2000年調査での有配偶率の低さが目立つことである。

しかしながら、経済学的に考えると、結婚確率が低いことをもって、丙午うまれのコーホートが結婚市場で差別をうけていると推論することはできない。なぜならば、コーホートサイズが小さけ

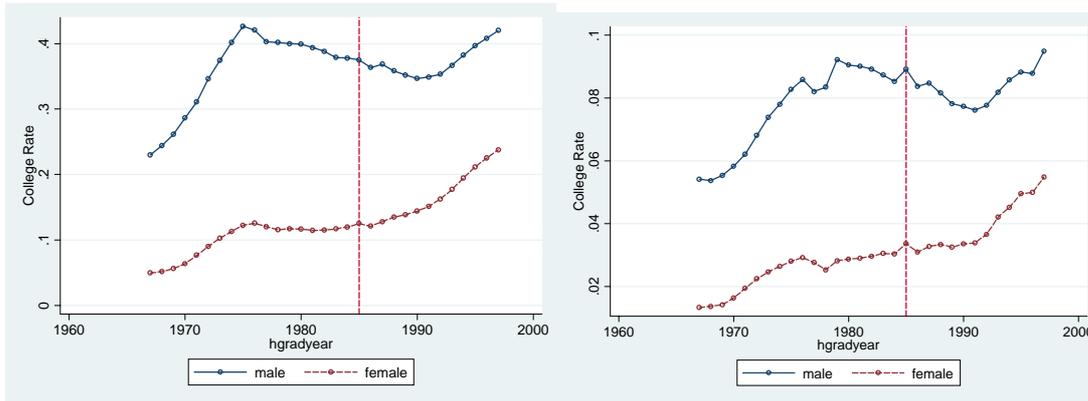


図2 卒業2年目までの四年制大学進学率（左）と国公立大学進学率（右）の推移 (Akabayashi (2006)。分母は3年前の中学卒業生数。縦の点線は丙午コホートを表す。)

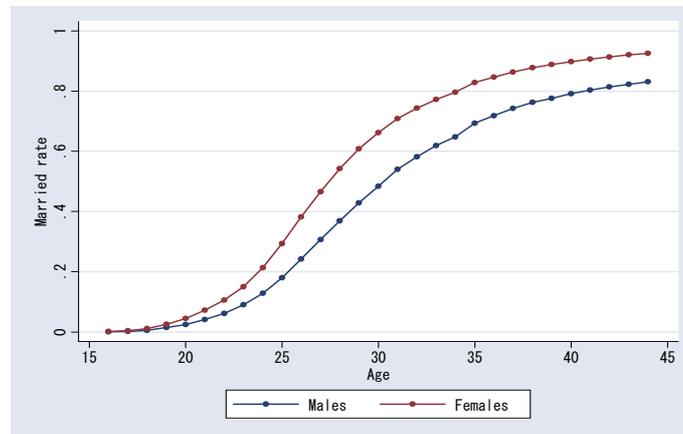


図3 2000年国勢調査における、男女の各歳別有配偶率

れば、例えそのコホートを結婚相手の対象として考えている相手にとって、出会いのチャンス自体が減るからである。この概念は、通常マッチング関数として定式される (Petrongolo and Pissarides, 2001)。もし、丙午女性コホートが3歳年上の男性コホートと結婚する確率が、地域も人数も同等で、おなじ年齢の組み合わせの他のコホートに比べ有意に低ければ、丙午は影響を与えていると言えるであろう。

1990—2000年の国勢調査における、都道府県別夫婦間の年齢（各歳）資料を利用すると、出生コホート間の結婚が、都道府県ごとに5年間隔で、どのような確率で発生したか、マッチング関数の推計が可能である。具体的には、各都道府県における、各歳の未婚男女の人数を説明変数として、5年の間に新たに発生した各歳コホート間の夫婦の数を被説明変数として、多変量解析を行う。

図4は、そのようにして推計されたマッチング関数において、出生年ダミーと出生年の線形係数の効果を取り出し、各コホートの結婚マッチングの効率性係数と定義したものである。これを見ると、1966年生まれの男女は、共に同じ程度、結婚の確率を下げていることが分かる（ただし統計的有意性は検証できていない）。すなわち、コホートサイズの大きさを調整してもなお、丙午生まれは「男女ともに」結婚の成立確率が小さいのである。したがって、丙午生まれの結婚確率の低い理由は、迷信ではなく、それ以外の所に求められなければならない。

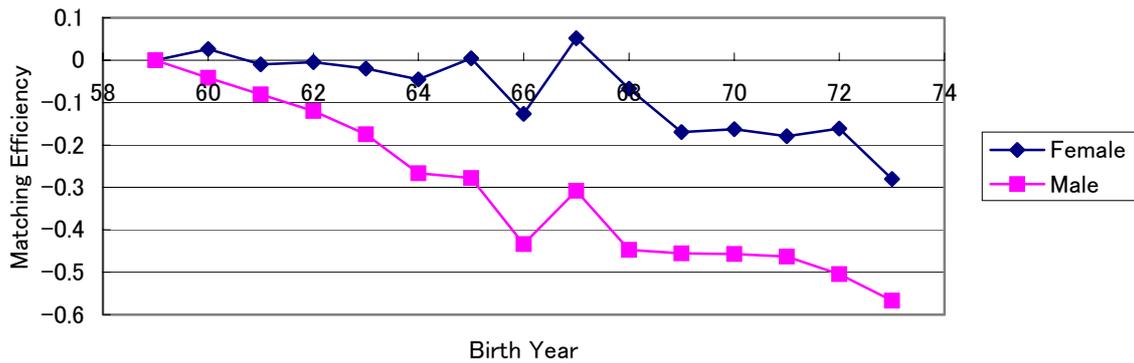


図4 国勢調査から推計されるコーホートごとの結婚マッチングの効率性係数

4. NFRJ03 と NFRJ98 の利用方法

国勢調査は、全数調査という強みがある一方で、集計値しか利用可能でないため、集計値レベルでは観測できないコーホートの特性の変化を統計的に制御することができない。また、当然ながら、結婚確率の情報は得られても、結婚相手の選択や家庭内資源の分配にどのような影響があったか、知ることはできない。個票データを利用して解明したい点は、この2点につきる。

4-1 2つのデータのプーリングの方法

コーホートの影響を分析するためには、個票データのサンプル数が十分にあることが必要である。今回 NFRJ03 を利用するにあたり、この点が大きく懸念されたために、NFRJ03 のサンプルに、NFRJ98 のサンプルを加えて、プールして分析を行うことにした。そのために必要なことは、適切な weight 変数の構築である。例えば、1971-75 年生まれのコーホートは NFRJ03 サンプルだけに存在するため、重みをつけない分析は、このコーホートの影響を過小評価することになる。

本稿では、コーホート・性別ごとに、回答者のサンプリング確率を計算した。そのため、2000 年国勢調査におけるコーホートサイズを男女ごとに構築し、NFRJ98/03 の性別コーホート別のサンプルサイズとの比を取った。以下の回帰分析は、すべてこの重みを考慮している。

ただし、以下に述べるように、回答した個人だけでなく、その配偶者も分析対象に入れることがある。この場合、配偶者サンプルの重みは、サンプルされた回答者の重みを使っているため、性・出生年ごとのサンプル確率が厳密に当てはめられているわけではない。

2つのサンプルを統合して利用する場合は、2003 サンプルを示すダミー変数を導入する。これは、コーホートダミーと同時に制御するときには、調査年の効果とその間の加齢効果を同時に（識別せずに）吸収する。

4-2 利用したサンプルと変数

以下の分析では、調査に回答した個人だけでなく、その配偶者についても、必要な変数が得られる場合には分析に含めた。これは、観測数を多くするためである。サンプルの選択基準は、回答者の配偶者も含めて、出生年が 1950 年から 1975 年までの女性サンプルである。この中には、回答者

が男性で、その妻について所得・学歴などを回答しているものも含まれている。これは「女性が回答」ダミーを構築することで制御する。

学歴については、教育達成度（在学中も含めた最後に行った学校）が「4. 新制短大・高専、旧制高校・専門学校・高等師範学校」、「5. 新制大学（4年制）、旧制大学（4年制）」、「6. 大学院」（ただしNFRJ98では、大学院のカテゴリーはない）を高学歴とするダミーを作った。労働力かどうかは、現在仕事に「ついている」、「ついているが休職中」を1とするダミーを作成した。専門職かどうかは、「専門・技術系の職業」、「管理的職業」を1とするダミーを作成した。配偶者及び本人の一年間の収入については、収入カテゴリーの上端下端がある場合には中間値をとり、それ以外については、「100万円未満」を50万円、「1200万円以上」を1250万円とした。7歳以下の子供の数については、NFRJ98では、第1子から第5子までの誕生日から調査時の年齢を計算して作成した。NFRJ03では、いっしょに住んでいる人の続柄で「自分の子供」と答えた人を抜き取り、その推計年齢から作成した。家事分業変数については、5-5で詳述する。

5. 分析結果

5-1 出生年コーホートごとの教育水準及び家庭環境

NFRJ98/03が、出生年コーホートごとにどのような特性をもったサンプルとなっているのか、いくつかの点で確認したい。まず、本人の教育達成度に関しては、すでに一次報告書(p. 39-40)が、国勢調査に比べて、特に女性に関してはほとんど全く差がない、ことを示している。ここでは、各年ごとにこれを見てみたい。

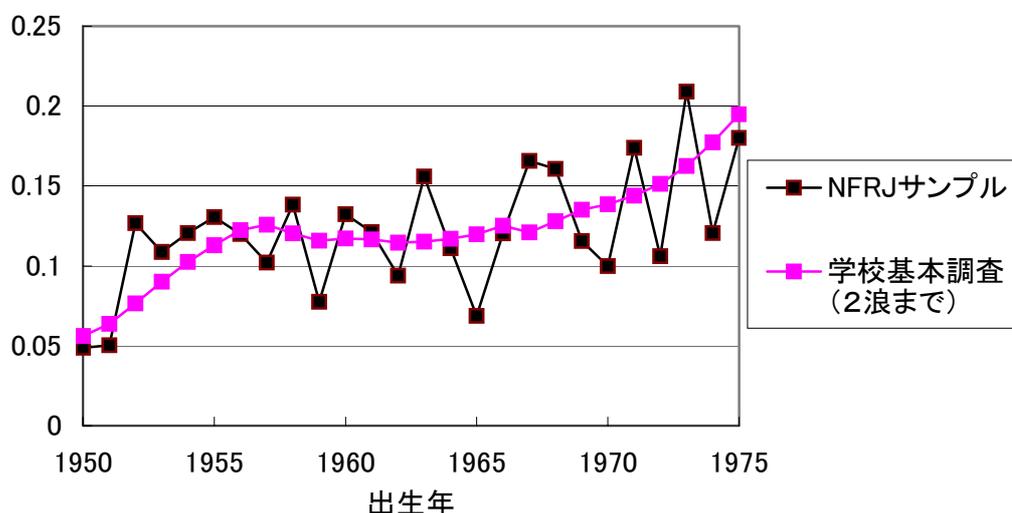


図5 女性の四年制大学進学率の、NFRJ98/03と学校基本調査の比較

図5は、NFRJ98/03サンプルと学校基本調査から得られる、コーホートごとの女性の四年制大学進学率（学校基本調査の場合は、図2と同様、2浪まで含む大学入学者を中学卒業生数で割ったもの）を示したものである。NFRJサンプルの大学卒業率は、学校基本調査の大学進学率とほぼ同じトレンドを示すものの、学校基本調査からの誤差は非常におおきいことが分かる。女性の教育達成度が、

就職市場や結婚市場に与える影響を考えると、以降の多変量解析において、本人の教育水準を制御することが重要であることが示唆される。

次に、丙午の子供が生まれてきた家庭環境について、考察を加えたい。丙午の偏見がマスコミによって増幅されたと言われる1966年において、子供を生むかどうかは、その夫婦の価値観や制約条件に大きく左右されたと考えられる。例えば、丙午に子供を生んだ親は、迷信に惑わされない合理性を持っている可能性もあるし、そもそも、そのようなうわさに惑わされない環境があったかもしれない。また、丙午を忌避した親に比べて、子供を欲しい度合いが強かった可能性もある⁷。

ここでは、人口動態調査を通じては知ることのできない、丙午の子供の属性を考察したい。それは、親の教育水準である。NFRJ03は、調査時点で健在である両親と義理の両親（配偶者がいる場合）について、その出生年や教育達成度（在学中も含めた最後に行った学校）などを尋ねている⁸。そこで、「短大・高専・旧制高校」、「大学（4年制）」、「大学院」を高学歴とするダミーを作り、配偶状態や性別に関係なく、サンプル中のすべての個人について、「父親が高学歴」、または「母親が高学歴」である比率を、出生コーホートごとに計算した。その結果が図6である。これを見ると、このサンプルにおいて、丙午生まれの子供の親は、その前後の年に比べて、（統計的には有意でないものの）若干、教育水準が高い傾向にあることが分かる。これは、上に書いた予想に一致するが、これが単に、サンプルの偏りでないかどうかは、これだけでは分からない。いずれにせよ、親の教育水準のばらつきを統御することも念頭におく必要があることが示唆される。

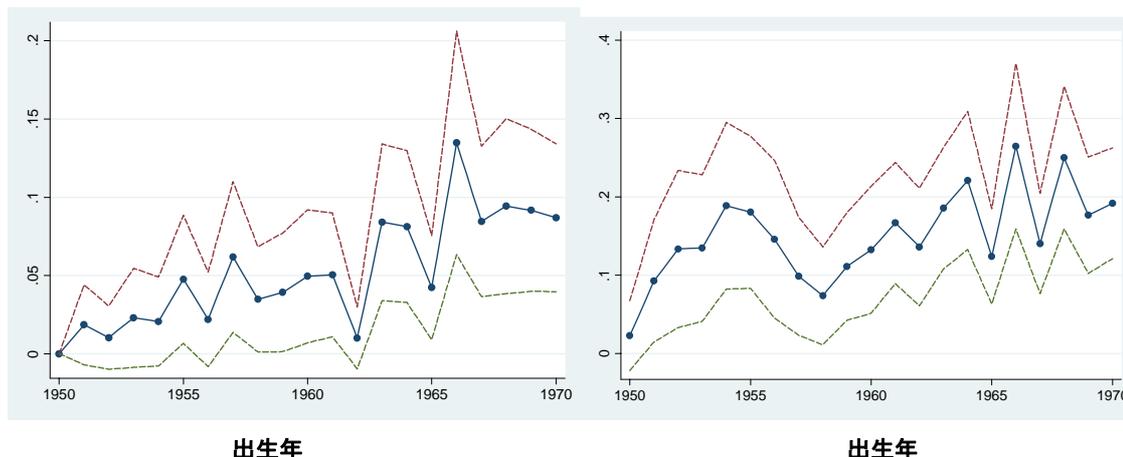


図6 NFRJ03における出生コーホートごとの、健在の母親(左)と健在の父親(右)の高等教育修了率
(点線は両側95%の信頼区間)

5-2 結婚確率

図7は、NFRJ98/03サンプルで、30歳までに結婚している比率を、出生年別男女別に見たものである。サンプルサイズが小さく誤差も大きいですが、驚くべきことに、丙午生まれの女性は、前後の年に比べ、結婚している確率が高い。その一方で、丙午男性は結婚確率が低い。

筆者は念のために、Cox Proportional Hazardモデルを用いて、本人の教育、親の教育をコントロールした上で、丙午生まれがその前後2年ずつに比べて結婚のリスクが高いかどうかを推計した。その結果は、統計的に有意ではないが、丙午生まれ女性はその前後に比べ早く、男性は逆に遅く、結婚する、というものであった。これは、上記の国勢調査を用いた結果と比較すると、男性では一致するが、女性では逆である。

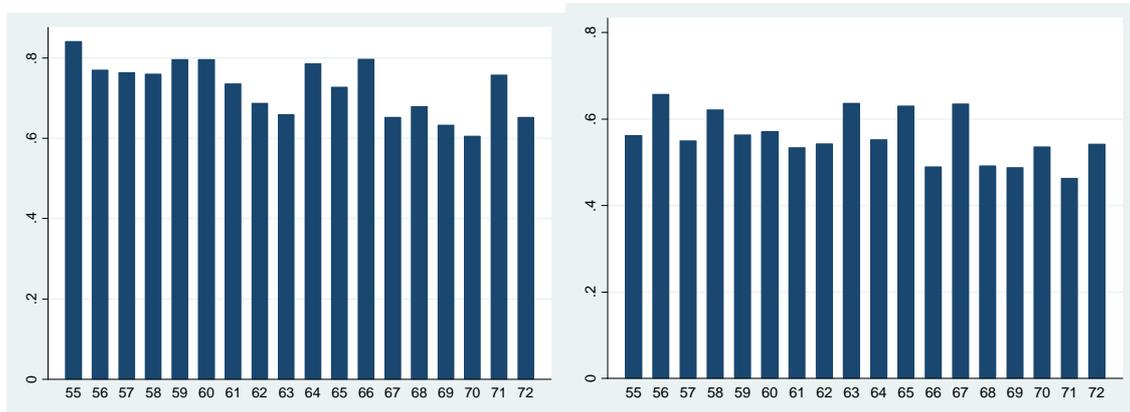


図7 NFRJ98/03における、出生コーホートごと男女別の、30歳までに結婚している比率

以上のような推計結果は、第一次報告書で指摘されている30代有配偶女性の回答率の高さから予想されることであり、かつ国勢調査を用いた分析が可能である以上、NFRJを利用して丙午の結婚確率を議論することに意味はないと判断した。従って、分析の詳細は省略する。

これ以降は、様々の指標を用いた多変量解析を行い、出生コーホートが、女性の社会的な地位や、家庭内の地位にどのような影響を与えているか検討したい。分析の結果は、末尾の表にまとめてある。回帰分析においては、出生コーホートの影響を見るために、説明変数に出生年トレンド及び出生年ダミー（1960-70年のダミー）を加えている。以後示す図8から図10は、このような回帰分析の結果を使って構築したものである。具体的には、出生年トレンドの係数に1960-70年ダミーの係数を加えて出生年効果を構築し、1959年を基準に標準化してある。

もちろん、30代女性の有配偶率の偏りは、その原因がはっきり分からない以上、以下の分析のすべてにバイアスを与える可能性があるが、ここではとりあえずそのことは置いておく。

推計は、すべての被説明変数について、2通りのモデルで行っている。Model1は、NFRJ98/03を使い、女性の家庭背景変数（親の教育、きょうだい数、第一子ダミー）を加えずに推計するものである。Model2は、NFRJ03のみを使って、女性の家庭背景変数も加えて推計するものである。これにより、サンプルにおける家庭背景のばらつきの影響がコーホートの効果に与える影響を、ある程度統御できると考えるからである。

5-3 丙午生まれの女性の特性

まず、丙午生まれの女性の特徴を、教育達成度、就業行動、社会的地位の3点で確認したい。図8は、独身を含むすべての女性に対して、教育、労働参加、専門職について、表で行った回帰分析で得られたコーホート効果を、グラフにしたものである。これを見ると、まず、教育達成度は、先に見たようなコーホートごとのばらつきをほぼ反映し、それは、Model2で家庭背景を統御しても大きく変わらない。

労働供給は、子供の有無や婚姻状態を統御しても、出生年が大きくなるほど小さくなる傾向がある。このマイナスのトレンドは、Model2で家庭背景を統御すると一層強くなり、教育水準の向上の割に労働供給が進んでいないことを示唆する。ここでも、丙午を始めとして、特定のコーホートにおいて誤差以上の変化を見いだすことはできない。これは、子供のいない女性を既婚と独身に分け

でも同様であった。労働供給行動は子供の有無に大きく作用され、それが、コーホートや年齢の影響と干渉し合っている可能性が高い。

ちなみに国勢調査では、年齢一歳刻みで労働力参加率を計算することができる。それを見ると、丙午生まれ女性の労働力参加率は、その前後に比べて不自然に高い。残念なことに、国勢調査の集計では、未婚既婚に分けて労働力参加率を一歳刻みで計算することはできないので、この傾向が既婚女性の中でも言えるのか、それとも単に有配偶率の低さを反映しているのかどうかはわからない。

それでは社会的地位はどうであろうか？ ここでは、女性が専門職になる確率を計算しているが、これは学歴ダミーと似た動きをしているものの、年齢が下がるにつれて、その比率は低くなる。これは、管理職が含まれていることを考えると当然と言える。この指標も、丙午だけがその前後に比べ特段に異なるということはないが、家庭背景変数を入れた推計結果を見ると(model2)、入れないときに比べ、専門職の比率が下がっている。このサンプルにおいては、丙午の女性の父親の学歴の高さときょうだい数の少なさ(後者のみ有意)が、彼女らが専門職になる比率を大きく引き上げていることがわかる。

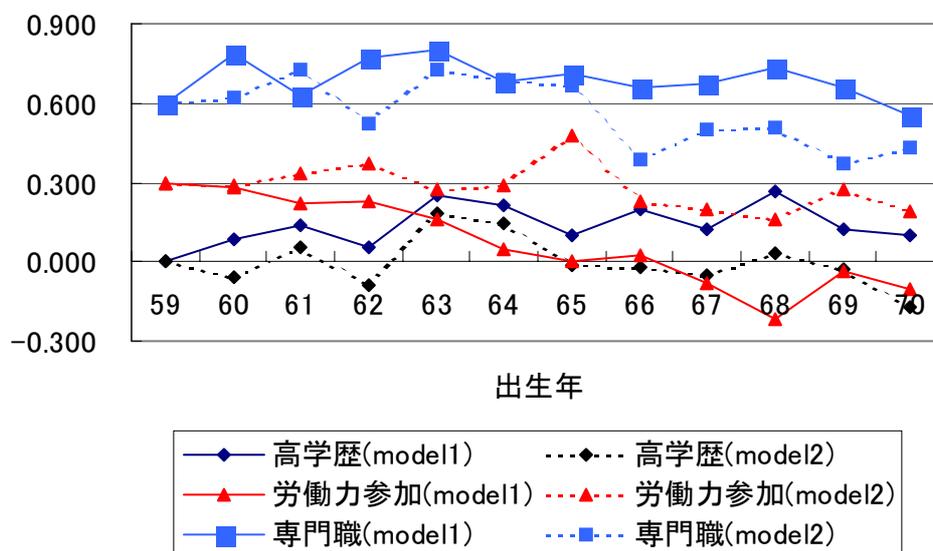


図8 出生コーホート別に見た、女性の経済社会的地位

(表(1)-(6)における出生年トレンドと出生ダミー推計値から合成。1959年を基準に、高学歴は0、労働力参加は0.3、専門職は0.6に標準化)

5-4 丙午生まれの女性の結婚相手

それでは、結婚相手の社会経済的地位はどうであろうか。NFRJにおける丙午生まれの女性は、他のコーホートに比べ、「無理をして」早く結婚している可能性があるのでしょうか？もし、丙午生まれの女性が結婚を達成するために、相手に対する理想を下げているのであれば、それは夫の社会・経済的地位で現れるはずである。

図9は、配偶者のいる女性を対象に、「夫が高学歴」、「夫の所得」、「夫は専門職」に対して推計されたコーホート効果を、グラフにしたものである。Model1-2共に、出生年、回答者の性別、そして女性が高学歴かどうかを統御している。まず、夫の学歴が丙午の年で、その前後に比べて下がっていることが分かる。この下がり方は、model1よりもmodel2の方が著しい。表をみると、両親の学歴(プラス)やきょうだい数が(マイナス)が有意に影響を与えているので、丙午年では、

これらの家庭環境要素によって、夫の学歴を引き上げていることが分かる。次に夫の所得であるが、どちらのモデルを用いても、出生年が上がるほど所得がさがる傾向がある。これは、当然年齢の効果であり、それ以上に、丙午コーホートの影響があるとは言えない。最後に、夫が専門職であるかどうかであるが、これは学歴と所得における出生年の効果を合成したような形になっており、同時に、丙午特有の傾向を見つけることはできない。

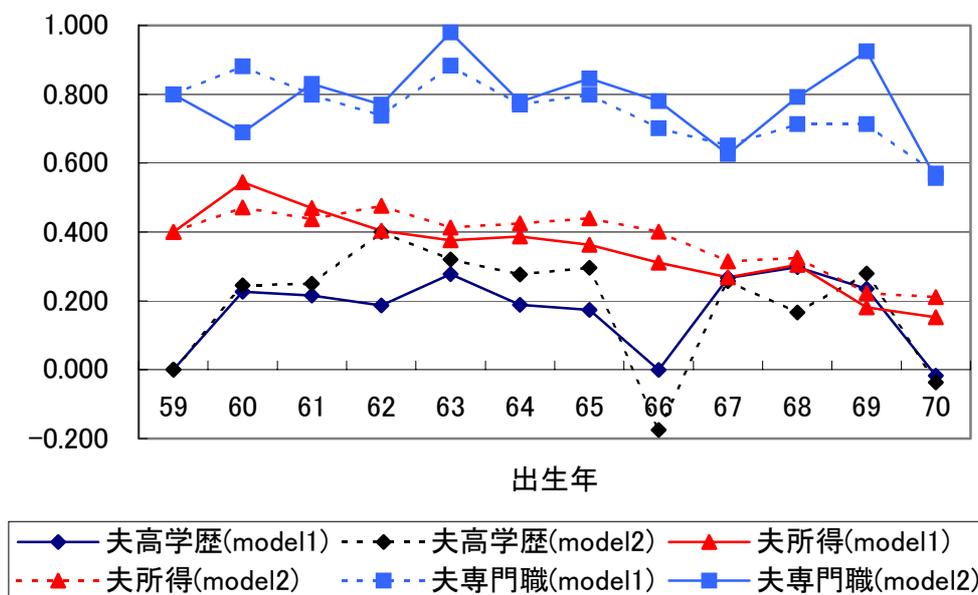


図9 出生年コーホート別に見た、夫の経済社会的地位

(表 (7)-(12)における出生年トレンドと出生ダミー推計値から合成。1959年を基準に、高学歴は0、労働力参加は0.4、専門職は0.8に標準化)

5-5 出生年が家庭内配分に与える影響

それでは、女性が選んだ配偶者との結婚を所与として、丙午生まれの女性は、家事労働負担において、特段の傾向を持つのであろうか？ NFRJ98を用いた家事労働に関する先行研究(松田, 2004; 石井クンツ, 2004)では、夫婦の収入や学歴、価値観、就労状況や職業、子供の有無などが、説明変数として導入されている。本稿では、相手の学歴・収入・職業は、マッチングの結果生じる内生変数であると考えて説明変数に含めない。先行研究に従って導入する変数は、年齢差、子供の有無をのぞけば、女性の教育・出生年など、すべて事前に決定されている変数である⁹。

推計の対象とする家事内容として、NFRJ98とNFRJ03で共通の質問項目である、「食事の用意を妻がほぼ毎日し、夫はほとんど行わない」「洗濯は妻がほとんどし、夫はほとんど行わない」「掃除は妻がほとんどし、夫はほとんど行わない」のみを用いる。ただし、「掃除」の質問は、NFRJ98が「風呂」、NFRJ03が「部屋、風呂、トイレ」と、対象が拡大しているので、プールして行うことには問題があるかもしれない。実際、この3つを夫婦の属性別に見てみると、「掃除」の振る舞いは他の2つと若干異なる。そこで、「家事分業指標1」では、3つの条件を全て満たす夫婦を1、「家事分業指標2」では、「食事」、「洗濯」の2つを満たす夫婦を1とした。

図10は、この家事分業指標に対して、回帰分析を行って得られたコーホート効果を、グラフに表したものである。値が大きい方が伝統的な家事分担を示す。ここで、model1-2ともに、出生年、回答者の性別、女性が高学歴かどうか、7歳以下の子供数、夫婦の年齢差を統御している。図を見

ると、全体として指標の1と2で大きな違いは見あたらないが、特に指標2を Model2 で推計した場合、丙午生まれの女性はその前後に比べて指標の値が小さく、伝統的な分業に縛られていない傾向が見られる。しかし標準誤差は大きく、トレンドから分離できるほどではない。少なくとも、丙午生まれの女性が、早く結婚するために、家事分業において譲歩をしているという根拠は見あたらない。興味深いのは、丙午生まれも含めて、家族環境・教育変数を入れると、コーホートごとのばらつきが大きくなることである。ただし、家庭環境変数の中で有意な影響があるのは、父親の教育（高学歴だと伝統的な分業を促進）だけである。

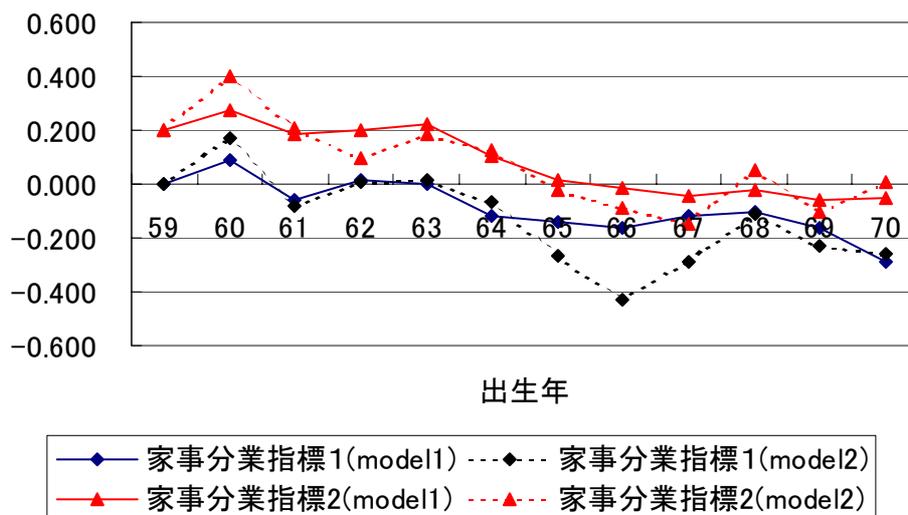


図 10 妻の出生年が伝統的な家事分業の指標に与える影響

(表 (13)-(16)における出生年トレンドと出生ダミー推計値から合成。1959年を0に標準化)

6. まとめ

本研究の直接の動機付けは、筆者が政府統計を利用してはじめていた丙午コーホート研究に対して、NFRJ98/03 のマイクロデータがどのような補完的な像を提供してくれるか、という関心であった。しかしながら、事前に予想していたとは言え、NFRJ98/03 のサンプルサイズは、出生年・性別で輪切りにしてしまうと非常に小さく、コーホートの効果を統計的に安定的に推計することが難しい。ただ、NFRJ98/03 は、丙午コーホートの30歳代における経験を詳細に検証可能にする、現在唯一の個票データだといえる¹⁰。本稿で、有配偶率に関する国勢調査との違いを押さえた上で、家庭内配分や結婚相手の選択について考察を加えることができたことは収穫と考えている。

人口動態調査から、都道府県間に、丙午年における出生率の低下度合いに統計的に有意な差があることが分かっているので、そのような資料も利用して、単なるコーホート効果では解釈不可能な結果が出るか、試してみたい。また、今回は、女性が結婚市場や労働市場で経験するいくつかの指標を別々に分析に利用したが、これらの指標を束ねることでどのような推計が可能か、考えてみたい。また、コーホートと説明変数との交差効果も、今回は推計できなかったが是非試してみたい。

表1 多変量解析の結果

夫の収入はOLS、それ以外はprobitで推計した。すべて、1960-1970年生まれのダミーを含んで推計されており、その結果は、図8—図10で示されている。()内はHuber-Robust Errorである。* p<5%; ** p<1%。

コラム	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
対象サンプル	1950-75年生まれのすべての女性						1950-75年生まれの既婚女性									
サンプル年	98/03	03	98/03	03	98/03	03	98/03	03	98/03	03	98/03	03	98/03	03	98/03	03
非説明変数	高学歴		労働力参加		専門職		夫の収入		夫専門職		夫高等教育		家事分業指標1		家事分業指標2	
女性高学歴ダミー			-0.041	0.023	0.782	0.673	117.615	98.050	0.677	0.594	1.223	1.095		-0.071		-0.074
			(0.036)	(0.054)	(0.042)**	(0.063)**	(7.593)**	(10.805)*	*	(0.039)**	(0.057)**	(0.040)**	(0.058)**	(0.055)		(0.055)
2003ダミー	-0.032		0.036		-0.001		20.274		0.162		0.076		0.104		-0.030	
	(0.034)		(0.035)		(0.041)		(7.475)**		(0.038)**		(0.038)*		(0.036)**		(0.036)	
女性が回答ダミー	-0.036	-0.121	0.152	-0.071	0.102	0.118	-9.276	-6.966	0.009	0.019	0.047	0.102	0.028	-0.009	0.039	0.013
	(0.035)	(0.051)*	(0.035)**	(0.053)	(0.042)*	(0.062)	(7.189)	(9.950)	(0.038)	(0.054)	(0.038)	(0.055)	(0.036)	(0.051)	(0.036)	(0.051)
女性出生年-1900	0.016	0.001	-0.026	-0.008	0.001	-0.014	-8.809	-9.159	-0.017	-0.018	0.001	-0.011	-0.024	-0.027	-0.028	-0.031
	(0.003)**	(0.004)	(0.003)**	(0.005)	(0.004)	(0.005)*	(0.630)**	(0.774)**	(0.004)**	(0.005)**	(0.004)	(0.004)*	(0.004)**	(0.005)**	(0.004)**	(0.005)**
有配偶ダミー				-0.736		0.007										
				(0.106)**		(0.111)										
夫の年齢—妻の年齢													0.004	0.002	-0.000	-0.003
													(0.005)	(0.007)	(0.005)	(0.007)
7歳以下の子供の数				-0.421		0.198							0.177	0.230	0.206	0.232
				(0.043)**		(0.046)**							(0.029)**	(0.042)**	(0.030)**	(0.043)**
父親高学歴		0.918		-0.128		0.101		65.228		0.333		0.668		0.191		0.272
		(0.094)**		(0.091)		(0.102)		(19.509)*		*		(0.116)**		(0.097)*		(0.099)**
母親高学歴		0.600		-0.052		-0.064		44.325		0.199		0.425		-0.141		-0.223
		(0.141)**		(0.129)		(0.132)		(27.346)		(0.136)		(0.159)**		(0.133)		(0.134)
きょうだい数		-0.140		0.004		-0.059		-13.784		-0.016		-0.117		-0.014		-0.033
		(0.023)**		(0.021)		(0.026)*		(4.726)**		(0.023)		(0.024)**		(0.022)		(0.022)
第一子ダミー		0.019		-0.014		-0.070		-1.760		-0.020		0.105		-0.016		-0.066
		(0.056)		(0.056)		(0.065)		(11.031)		(0.060)		(0.061)		(0.057)		(0.057)
サンプル数	5953	3057	5951	3054	5636	2860	5075	2581	5306	2726	5271	2713	5325	2713	5325	2713

【文献】

- Akabayashi, Hideo, 2006, “Does Market Force Overcome Superstition in the Marriage Market? The case of Hinoeuma Women in Japan”, manuscript.
- Petrongolo, Barbara, and Christopher A. Pissarides, 2001, “Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function”, *Journal of Economic Literature*, 39(June): 390-431.
- 今野圓輔, 1961, 『現代の迷信』現代教養文庫, 社会思想研究会出版部.
- 松田茂樹, 2004, 「男性の家事参加—家事参加を規定する要因」嶋崎尚子・稲葉昭英・渡辺秀樹編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 175-189 頁.
- 石井クンツ昌子, 2004, 「共働き家庭における男性の家事参加」嶋崎尚子・稲葉昭英・渡辺秀樹編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 201-214 頁.
- 永井暁子, 2004, 「男性の育児参加」嶋崎尚子・稲葉昭英・渡辺秀樹編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 190-200 頁.

¹ 今回の分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブから「家族についての全国調査 1999（第 1 回全国家族調査, NFRJ98）」（日本家族社会学会全国家族調査委員会）の個票データの提供を受けました。また、この論文は、国際交流基金地域研究フェローシップの助成による在外研究中に執筆致しました。厚くお礼を申し上げます。

² 筆者は、NFRJ03 サンプルの結婚年月と誕生年月から推測して、NFRJ03 回答者の 2000 年 10 月の国勢調査時点での婚姻状態を推測し、一次報告書に書かれている数字(p. 31)よりは国勢調査とのギャップを埋めることができた。ただしこの作業は、2000-03 間の離別・死別は考慮していない。

³ ただし、日本は他の先進国にくらべ、女性の教育達成度が労働市場参加に余り影響しない特異な国の一つである（国民生活白書平成 9 年度版 I-4-14 図参照）。

⁴ その意味で、「丙午」というイベントは、家庭環境と統計的に独立とは言えない。

⁵ この節の内容は、基本的にAkabayashi (2006)に基づいている。

⁶ 進学年度と出生年は完全に対応していないため、ここでは、4 月生まれ以降をその年度の卒業生と対応させている。

⁷ 1966 年の出生動向調査によれば、丙午の認知度は都市よりも農村部の方が低かった。また同調査から、Akabayashi (2006)は丙午生まれの子供は第一子がきわめて多かったことを示している。

⁸ NFRJ98 では、回答者全員に父親の教育達成度を尋ねているが、母親については尋ねていない。

⁹ 年齢差もマッチングの結果による内生変数であるが、本稿では直接分析の対象にしていないので導入する。子供の存在も内生であるが、影響があまりにも大きく、これを入れないと出生コーホートの係数に干渉を与える可能性があるため制御している。また、育児の分担も興味深い問題であるが（永井, 2004）、サンプルがさらに小さくなるので、今回は行わない。

¹⁰ 家計経済研究所パネルの併用も考えたが、出生年のデータが得られないのが決定的であった。