

女性の労働選択の変化と幸福度・生活満足度 ：性別役割分業モデルは健在か

NISHIKAWA, Makiko / 西川, 真規子

(出版者 / Publisher)

法政大学経営学会

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

経営志林 / The Hosei journal of business

(巻 / Volume)

51

(号 / Number)

1

(開始ページ / Start Page)

1

(終了ページ / End Page)

14

(発行年 / Year)

2014-04-30

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00014686>

〔論 文〕

女性の労働選択の変化と幸福度、生活満足度 —性別役割分業モデルは健在か

西 川 真規子

I はじめに

ジェンダーと労働を取り巻く環境は刻々と変化している。特に1990年代以降は、非正規化や失業率の増加など雇用の不安定化が生じた一方で、男女の平等な労働参加を目指した雇用機会均等法の浸透やワークライフバランスの向上を目指す施策の充実等、労働の質を高める動きも活発化している。このような労働環境の変化は、男女個人の労働選択のみならず生活全般に少なからぬ影響を及ぼしてきたはずだ。

労働といえば、まずは有償で提供される生産労働を思い浮かべる人が多いだろう。だが、家庭内にて無償で提供される家事労働やケアワーク等再生産労働も我々が生活する上で欠かせない労働である。男性が長期間にわたって生産労働中心の生活を送るのに対して、女性の生産・再生産労働間の選択は加齢に伴い変化する傾向がみられる。多くの先進国で既に消滅したM字型カーブが日本では残存しているが、これは結婚や出産で離職し、子育てが一段落すると再就職する女性が日本では未だ少なくないことを示している。これら女性は、夫が有償の生産労働に、妻が無償の再生産労働に主に従事する、という性別役割分業を踏襲していると考えられる。

だが、M字型カーブは徐々に解消傾向にあることが報告されている。そもそもM字型カーブは縦軸に女性の就労率を、横軸に女性の年齢を取ると、結婚・出産・育児期の女性が労働市場から少なからず退出することによって生じる。したがってM字型カーブの解消とは、この時期に非就労化する女性が減少し、加齢に伴い女性が労働選択を変化させる傾向が弱まることによって生じる。そこで、この現象がいったいつ頃から生じたのかを5年ごとに実施されている国勢調査データを用いて確認しておこう。

縦軸に女性の非就労率を、横軸に調査年を示した図1を見ると、20歳代から40歳代前半の女性の非就労率は1970年代半ばを機に減少に転じており、この傾向は特に20歳代後半や30歳代前半のちょうどM字型カーブの谷に当たる若い年齢層で顕著であることが分かる。つまり、1970年代半ばまで続いた高度経済成長期の後に、M字型カーブの底上げが顕著になってきたといえるだろう。また、就学中の女性を少なからず含むと考えられる20歳代前半を除き、20歳代後半から40歳代前半までの広い年齢層の女性において、2000年以降の非就労化の減少スピードがそれ以前よりもやや増す傾向も見出される。つまり、2000年以降から女性の就労化が一段と進んだことがうかがえる。

M字型カーブが解消するとは、このような結婚・出産・育児期の女性の非就労率の減少のみならず、女性が年齢に応じて労働参加を変化させる傾向が弱まっていることも示唆する。これを図1で確かめると、20歳代から40歳代前半までの女性の非就労率の幅（図1の矢印の幅）は、1970年でもっとも拡がり、その後1990年まで20年間ほど維持された後に減少に転じ、2005年現在でもっとも狭まっている。このことから、女性が年齢に応じて労働参加を変化させる傾向は高度経済成長期を経て確立し、その後も20年ほど続いたことが分かる。しかしこのような傾向は、1990年代以降は弱まっているといえるだろう。実際国勢調査データでは、1970～80年代の女性の非就労率の年齢による変化幅に比べると2005年時点の幅は半分以下であり、1990年代以降に女性の就労率の年齢による振幅は顕著に減少したことを示している。

果たして、このような結婚・出産・育児期の女性の非就労化の減少や年齢に応じた労働参加の変化の縮小は、労働における性別役割分業モ

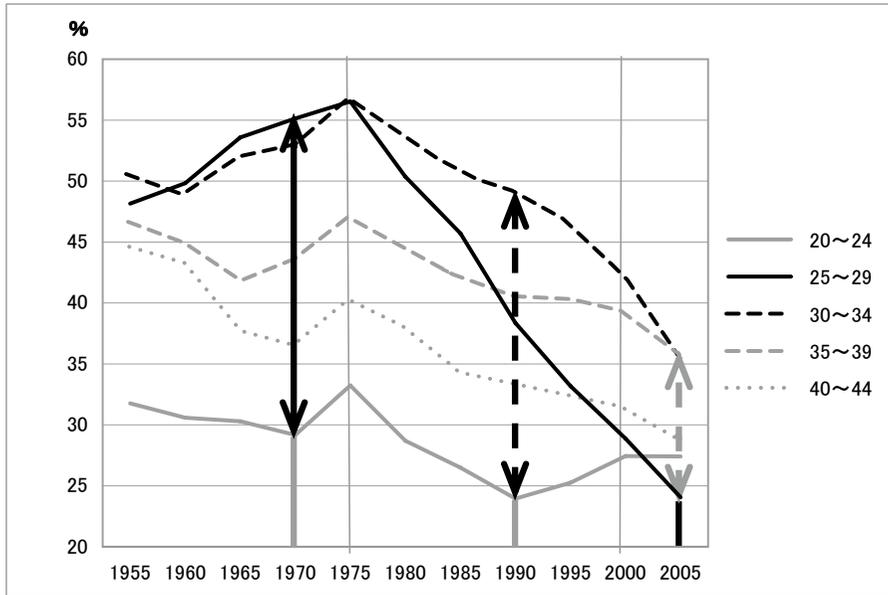


図1 年齢階層別非就労率の推移
(出所) 総務庁 国勢調査

デルの衰退を意味しているのだろうか。本稿では、従来M字型カーブの窪みの部分を構成してきた20歳代半ばから40歳代半ばの女性の経時的な労働選択の変化を追うことで、性別役割分業モデル（以下、分業モデル）の行方を考察していく。果たして分業モデルは健在か。本稿では第一に健在の「在」の部分进行を考察することとし、日本女性を対象とした大規模調査データを用いて分業モデルを踏襲する者が多数派であり、この多数派傾向が時間を経ても変わらないのかどうかを検証する。第二に、「健」の部分を示すこととし、同じデータを用いて、分業モデルが他の労働モデルに比べて女性個人の生活の質を高める効果が強く、この比較優位性が時間を経ても変わらないのかどうかを実証的に分析していく。

使用するデータは、公益財団法人家計経済研究所によって1993年以降毎年実施されている「消費生活に関するパネル調査（JPSC）」の個票データである¹⁾。この調査は、1993年に24～34歳の若年層の女性コーホートA1500名を全国規模で抽出し、以下、1997年に24～27

歳のコーホートB、2003年に24～29歳のコーホートCを追加している。本稿の分析では、コーホートA～Cを含む1993年から2007年までの15年分のデータを用いる。尚、これらのサンプルに含まれる女性は、1959年生まれから1979年生まれであり、20歳の年齢差がある。また、この調査データは18歳以降の就労経歴について回顧データを有している。したがって、20歳の年齢差（世代差）を有する女性サンプルについて18歳以降の労働選択の経時的な変化を分析することが可能となる。尚、分析対象となる1959年から79年の間に生まれた女性は、M字型カーブの底上げが顕著になった1970年代半ば以降に学校を卒業し労働市場に参入している。また、前述の通り1990年代以降に年齢による就労率の振れ幅の顕著な縮小が見出されるが、分析対象の女性はまさにこれらの変化をもたらした張本人と考えられる。したがって、前述のM字型カーブの変化が個々の女性のような労働選択によってもたらされたのかを明らかにする格好の材料を提供してくれるものとする。

尚、本稿では女性のみを分析対象とするが、その根拠はふたつある。第一に、女性の生産労働における役割取得（機会）の拡大は、男性の再生産労働における役割取得の拡大に先行する（あるいは男性の家庭内での役割取得を誘発する）ことが報告されている（Gershuny, Godwin and Jones 1994 ; Hochschild 1989）。したがって、分業モデルの行方を検討する上で、まずは女性に注目することに意味があると考えられる。第二の理由は、データ上の制約である。日本におけるパネル調査実施の歴史は浅い。本分析では、このような中、長期間にわたって実施されている貴重なデータを拝借するが、このデータは女性のみを調査対象としているからだ。複数時点で同一個人に対して追跡調査を行ったパネル調査データを用いることで、女性の労働選択の世代による変化と加齢による変化を区別することが可能となる。

以下では、第一に、女性が生産・再生産労働間の選択を時代の推移や加齢に伴いどのように変化させてきたのかについて考察する。注目するのは、分業モデルの典型である専業主婦という選択がどの世代のどの年齢層で多数派を占めてきたかである。第二に、このような労働選択が女性自身の生活に及ぼす影響を検討するため、労働選択と幸福度、生活満足度との関係について分析を進める。具体的には、女性の労働選択が彼女らの幸福度や生活満足度にどのような影響をもたらすのか、またこのような労働選択の影響は女性が年を重ねるにしたがい変化するのかどうか、変化するとすればどのように変化するのかについて、マルチレベルモデル分析という統計手法を用いて検討していく。第二の分析で注目するのは、分業モデルの典型としての専業主婦という選択が、果たして他の選択に比べて女性の幸福度や生活満足度を高める傾向が強いのかどうか、またこのような傾向が見出されるとすればそれは加齢に伴い変化するのかどうかである。

Ⅱ 女性の労働選択の変化

まずは、1959年から79年の間に生まれた女性が、生産・再生産労働に関する選択を時代の推移や加齢に伴いどのように変化させてきたのかについて、JPSC データを用いて検証する。

分析にあたり、婚姻関係が再生産労働への参加状況を、就労状況が生産労働への参加状況を表すと便宜上見なすことにした²⁾。婚姻関係は、非婚と既婚の2分類、就労状況については、非就労（学生、専業主婦、その他無職）、非正規雇用（パート、アルバイト、嘱託、派遣、その他）、常勤雇用（常勤の職員・従業者）、自営・家族従業者（自営業、自由業、家族従業者）の4分類を用い、婚姻関係と就労状況の組み合わせ（ 2×4 の8通り）により、個人レベルでの生産労働・再生産労働への参加状況に関する変数を作成した。

また、前述の通りオリジナルサンプルは、それぞれ1993年、1997年、2003年に調査に参加したA、B、Cの三つのコーホートに分かれている。本分析では、これら三つのコーホートをさらに細分化し、世代による相違を検討していく。代表性や欠落の影響を考慮し、オリジナルのコーホートはそのまま残して各コーホートを細分化することとし、最終的に六つのコーホート—CH1：1959～62年生、CH2：1963～66年生、CH3：1967～69年生、CH4：1970～73年生、CH5：1974～76年生、CH6：1977～79年生—を作成した。

図2は、各コーホートについて年齢毎に生産・再生産労働への参加状況を示したものである（労働参加形態全8類型のうち全体に占める割合が比較的大きな6類型のみを示してある）。属する世代によって、同年齢時でも生産・再生産労働への参加状況が異なることが見て取れる。

まず、20歳時に注目すると、1960年代までに生まれたCH1からCH3では、非婚・常勤雇用の割合が最大となる。つまり生産労働に特化した者が多い。しかし、これより若い1970年代生まれのCH4からCH6では、非婚・非就労者の割合が高まり、CH5、CH6では最も高くなる。これは、女性の高学歴化を反映している

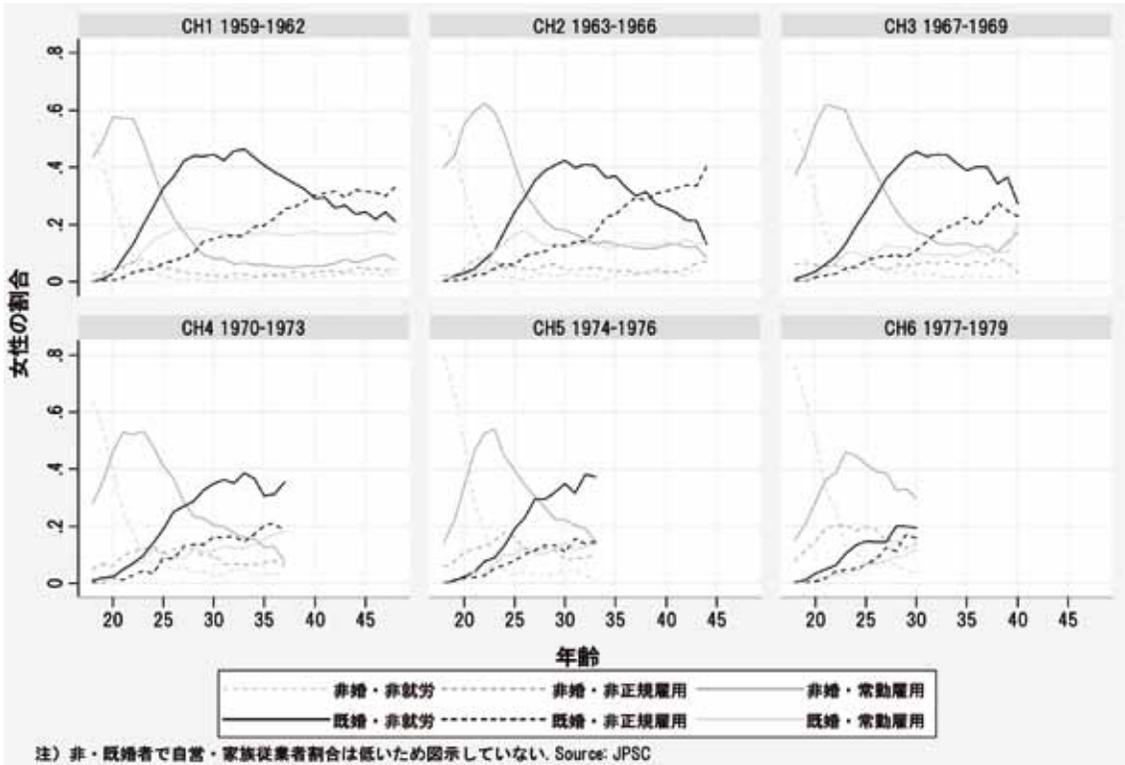


図2 コーホート別女性の生産・再生産労働に関する選択

と考えられる。一方で、1970年以降に生まれた若い世代では、非婚・非正規雇用者として生産労働に縁的に参加する者の割合が高まってきている。これは、大学に進学しなかった者が、労働市場で顕著に進んだ非正規化の影響を受けたためだと考えられる。

25歳時点はどうだろうか。一番年長のCH1では、非婚・常勤雇用者に既婚・非就労者がほぼ並ぶ。次に多いのは、既婚・常勤雇用者である。しかし、より若いCH2以降では、既婚・非就労者割合は低く、非婚・常勤雇用者の割合が高いため両者の差が開き、非婚・常勤雇用者が多数派となる。CH2で3番目に多いのが、CH1と同様、既婚・常勤雇用者であるが、CH3以降では、既婚・非正規雇用者や未婚・非正規雇用者との差が顕著でなくなる。また、20歳時と同様、1970年代生まれの若い世代において、非婚・非正規雇用者の割合が徐々に高まってくる。特に最も若いCH6においては、非婚・

常勤雇用者に次ぎ二番目となる。若い世代では、大卒者の間でも非正規雇用者が増えたようだ。このように、若い世代ほど25歳時点で生産労働への参加率は高まるが、一方で、その参加形態において非正規雇用者として働く者の割合も高まってくる。

30歳時の状況を、この時点でのデータが存在するCH1からCH5について検討する。全てのコーホートにおいて最も割合が高いのが、既婚・非就労者、即ち専業主婦である。つまり、30歳時には、再生産労働に特化した働き方が、世代に関わらず主流を占める。一方で、若い世代ほど、非婚・常勤雇用者の割合が高まる。その結果、若い世代ほど既婚・非就労者と未婚・常勤雇用者との差が顕著に縮まり、専業主婦は圧倒的多数ではなくなってくる。30歳時点で生産労働に特化した非婚・常勤雇用者が、再生産労働に特化した既婚・非就労者を追い抜き多数派となるのは時間の問題のようだ。

35歳時の分析が可能なCH1からCH3について検討する。30歳時と同様、この時期最も多いのは既婚・非就労者で再生産労働に特化した専業主婦である。しかし、非婚・常勤雇用者の割合はCH2から高まっている。CH1は、男女雇用機会均等法施行以前に学校を卒業し働き始めたと考えられるが、CH2以降は初職時から均等法を経験した者も多い。職場での処遇改善等により、CH2以降で生産労働へ専念するものが増えたとも考えられよう。但し、均等法世代といえども、いったん結婚すると常勤職に留まるのは難しいようだ。既婚・常勤雇用者の割合は、CH2、CH3において増加せず、むしろCH1に比べて減少している。つまり、CH2、CH3は、生産労働領域における機会拡大や処遇改善の恩恵を受けたが、そのことが逆に再生産労働への参加を阻害した可能性も否めない。

最後に、40歳時を、分析可能なCH1、CH2と比較する。CH1においては、既婚・非就労者と既婚・非正規雇用者割合がほぼ並んで多数派となる。これは、この時期子育てが一段落した専業主婦が縁辺労働者として生産労働に復帰するのを反映しているのだろう。そして、これより若い世代のCH2では、既婚・非正規雇用者が既婚・非就労者を超え多数派となる。さらに、CH1においては、既婚・非就労者、既婚・非正規雇用者の両者に次いで多いのは既婚・常勤雇用者であるが、CH2においては、既婚・常勤雇用者の割合は、35歳時と同様に減少し、非婚・常勤雇用者と並ぶ。このことは、仕事と家庭の両立問題（＝生産労働と再生産労働間で経験される役割コンフリクト）は、雇用機会が拡大した均等法世代以降に特に顕著となった問題であることを示しているのではないだろうか。つまり、コンフリクトを避けるため未婚に留まっている者が増えていると考えられはしないだろうか。

以上1959年から79年生まれの女性の生産・再生産労働参加の現状分析を通じて得られた主な結果をまとめると、第一に、女性の生産労働参加の時期が遅れてきている、第二に、女性の常勤雇用者としての生産労働への参加が比較的高年齢層にまで進んできている、第三に、但し、

これら常勤雇用者として働く女性には非婚者が多く、既婚で常勤雇用者として働く者、つまり生産労働と再生産労働に同時参加する者の顕著な増加傾向は見いだせない、第四に、以前から既婚女性に多かった非正規雇用者の割合が、非婚者の間でも顕著に高まってきていることが挙げられるだろう。

このような結果をジェンダーと労働の観点から見るとどのようなことがいえるだろうか。分業モデルとは異なる、新しい労働モデルへの移行は見いだせるのか。分析結果によると、分業モデルは、確かに1959年以降に生まれた女性において衰退しつつあるといえるだろう。このことは、M字型の底に相当する20代歳後半から30歳代前半に既婚・非就労を選択した女性の割合が、若いコーホートほど減少していく傾向にあらわれている。具体的には、1960年代生まれまでのCH1からCH3については、この年齢時に非就労化する女性の割合そのものに顕著な変化は見いだせず、非就労化の時期の後退（高齢化）もわずかである。だが、これより若い1970年代以降に生まれたCH4からCH6では、20代後半から30代前半に非就労化する女性割合が減ると同時に非就労化の時期も後退する傾向が見出される。但し、このような分業モデルの衰退傾向は見られるものの、30歳代以降のデータが存在しないCH6を除き、20歳代後半から30歳代前半においてもっとも多いのは、依然として既婚・非就労、つまり専業主婦という労働選択である。

それでは1959年以降生まれの女性において、新たな労働モデルへの移行は見出されるのだろうか。例えば、昨今の官民挙げてのワークライフバランス推進等に見られるように、生産・再生産労働両領域において自己実現を目指す女性を応援する社会的な風潮が高まっている。このような労働選択を両立モデルと呼ぶとすれば、両立モデルを選択する女性は増加傾向にあるのだろうか。

両立モデルへの移行は、データ上では結婚・出産適齢期以降の女性の既婚・常勤雇用者割合の増加としてあらわれるはずだ。だが、図2に

よると、20歳代後半から30歳代前半において既婚・常勤雇用を選択する者の割合は、CH1からCH3にかけむしろ減少傾向にあり、更にCH1からCH3では既婚・常勤雇用者割合が加齢に伴い上昇する傾向も乏しい。つまり、1960年代生まれまでの女性においては、両立モデルへの移行の兆しを見出すことはできない。一方、1970年以降に生まれたCH4からCH6では、20歳代後半以降の既婚・常勤雇用者割合自体は低いものの、これらの割合が加齢と共に少しずつであるが上昇していく傾向が見出される。CH5以降では30歳代以降のデータがそろわないため定かではないが、1970年以降に生まれた若い世代においては常勤雇用者として就職し、結婚・出産後も働き続ける女性が少しずつではあるが増えている兆しが見出される。だが、両立モデルが次世代の主流なモデルになり得ると指摘するにはまだまだといった感がある。

このように両立モデルの前進を示す傾向は弱い。一方、分業モデルを踏襲する既婚・非就労者の減少を補うように着実な増加傾向を示すのは、前述の通り非婚・常勤雇用者で、いうなれば独立モデルである。特に20歳代後半から30歳代前半にかけてこのような労働選択を行う者は増加傾向にあり、最も若い世代のCH6では、20歳代後半の女性で圧倒的多数となる。なぜ、非婚で常勤雇用者として働く独身女性が若い世代で増えているのか。理由の一つとして、男女雇用機会均等法の浸透やワークライフバランス施策の導入によって、常勤雇用者として働く女性の職場での役割取得機会が以前に比べ拡大し、非婚女性の生産労働領域での自己実現の可能性が高まっていると考えられはしないだろうか。もし、このように女性の生産労働上での処遇改善や自己実現性が高まっているとすれば、それは、学卒後常勤雇用という労働選択を行い、非婚を継続している女性の生活の質的向上としてあらわれるかもしれない。この点について、次節で詳しく分析していく。

Ⅲ 女性の労働選択と幸福度、生活満足度

これまでの諸外国における研究において、労

働参加と幸福度や生活満足度等に代表される主観的ウェル・ビーイング (subjective well-being) には関係性があることが指摘されている。特に失業は、男性の主観的ウェル・ビーイングに負の影響を及ぼす要因として注目を集めてきた (Clark et al. 2008 ; Clark 2009)。日本を対象に労働参加や失業と幸福度の関係を分析した先行研究も少なくない (例えば、大竹 2004 ; 佐野・大竹 2007)。中でも、白石・白石 (2010) は、本分析と同じく JPSC データを用いて、女性の結婚や就業、子育てと幸福度、生活満足度との関係について検討し、幸福度と生活満足度は結婚すると高まり就業すると低まること、また非婚で働いているより結婚して働いている方が高いこと、子供を持つことは幸福度を高めるが生活満足度を低めること、思春期の子を持つ場合生活満足度が低まること等、興味深い結果を示している。その一方で、この分析では、女性の就業について、就業しているか否かの二値変数を用いている。しかし、女性の労働選択をウェル・ビーイングとの関係で考える場合、就労・非就労間の選択だけではなく、どのように就労するかが重要だと考えられる。そこで、本稿では女性の労働選択を、生産労働、再生産労働に分け、さらに両者の組み合わせによって詳しく分類した上で、幸福度や生活満足度に与える影響を検討していく。また、白石らの分析では、女性の労働選択がウェル・ビーイングに及ぼす影響が年齢によって変化しないという前提でモデルが構築されている。だが、前節の分析でもみたとおり、女性の労働選択がライフステージによって変化することを踏まえると、労働選択が女性のウェル・ビーイングに及ぼす影響もライフステージによって変化すると考えるのが妥当ではないだろうか。そこで、以下の分析では、女性の幸福度や生活満足度に対する労働選択の効果が加齢に伴いどのように変化するのかについても注目しながら分析を進めていくこととする。

Ⅳ 分析に使用するデータとモデル

女性の主観的ウェル・ビーイングを表わす指標として幸福度と生活満足度を用いる。これまでに、主観的ウェル・ビーイング指標の中でも情動

に基づいた指標は、その時々個人が置かれた状況を反映する傾向が強いものに対して、記憶をたどる指標は、所得や教育、婚姻関係など人口統計学上の指標をより反映する傾向があることが指摘されている (Kahneman and Kruger 2006)。本稿で用いる生活満足度は明らかに後者の指標であるが、幸福度は記憶をたどる部分はあったとしても気分的な要素を含んでおり情動に近い指標だと考えられるので、両者に差異が見られるとすれば、このような側面を反映していると考えられる。

JPSC では、1993 年の初年度から生活満足度に関する設問「あなたは生活全般に満足していますか」が設定され、第三回調査 (1995 年) から幸福度に関する設問「あなたは幸せだと思っ
ていますか、それとも不幸だと思っ
ていますか」が設定されている。共に、5 段階で回答しているの
で、最も良い状況「満足」「とても
幸せ」を 5 とし、悪い状況「不
満」「とても不幸」を 1 とする
順位変数を作成した。

また、幸福度や生活満足度のレベルは、例えば A さんは楽観的で B さんは悲観的等、個人固有の性質によって影響されうる。JPSC は同一個人が複数時点でサンプリングされているパネルデータであるため、同一個人の回答間にはかなりの相関があると想定される。したがって、分析モデルとして、このような個別性に伴う影響をランダム切片として組入れた順序ロジットモデル (random-intercept ordered logit model) を採用した³⁾。

最初に、幸福度や生活満足度の経時的変化を検討するモデルを作成し、前分析で使用したコーホートと年齢を説明変数として加えた。同じコーホートに属する女性は、時代の推移に伴う様々な変化を同年齢時に経験しているはずだ。したがって、コーホート変数の効果は、間接的に時代による変化の影響を反映しているとも考えられる。日本女性の生活は果たして時代を経るに従い改善しているのだろうか。但し、JPSC は同一個人に複数時点において調査を行うパネルデータなので、コーホートのみを含めたモデルでは、その効果がコーホートによるものなのか、年齢の相違によるものなのか判別が

できない。したがって、年齢も同時にモデルに投入した。尚、年齢は、生活満足度や幸福度に対して、30 歳代後半から 40 歳代前半にかけて U 字型の影響を及ぼすことが米英のデータ分析をもとに報告されているので (Blanchflower and Oswald 2004)、年齢の二乗項もモデルに含めた。更に、世代に伴う変化の影響は、特定の変化をどのライフステージで経験したかによっても異なることが想定される。したがって、コーホートと年齢の交差項もモデルに含めた (該当モデルは、表 2 の Hap1, Sat1 として表示)。

次に、本稿が注目する労働選択に加え、教育水準を表す変数を更に追加したモデルを作成した。労働選択については、本稿の前半の分析で用いた 8 つの労働選択変数を用いた。専業主婦 (既婚・非就労) をベースカテゴリーとし、その他 7 つの労働選択をダミー変数として投入することで、専業主婦との差を検討できるようにした。果たして専業主婦であることは他の労働選択より女性の幸福度や生活満足度を高める傾向が強いのだろうか。更に、前述の通り、労働選択の影響はライフステージによって異なると想定されるため、労働選択と年齢との交差項もモデルに含めた。もし他の労働選択に対して専業主婦の優位性が認められるとすれば、それは加齢に伴い変化するのだろうか、しないのか。教育水準は、高卒以下、大卒以上とその中間の三つのカテゴリーに分け、高卒をベースカテゴリーとし、その他学歴をダミー変数として投入した (該当モデルは、表 2 の Hap2, Sat2 として表示)。

最後に、既存研究によって、生活満足度や幸福度に影響を及ぼすことが判明している所得水準と育児変数を追加したモデルを作成した。所得変数については、JPSC には回答者及び回答者と同世帯に属する家族の過去 1 年間の所得に関するデータがあるので、これに世帯人数を反映し等価所得を計算した⁴⁾。尚、若い非婚女性の場合、収入のある親と同居し家計を共有するケースも少なくない。したがって、本分析で所得総額を求める際、本人の所得に加え、既婚の場合は配偶者の所得、さらに配偶関係に関わらず収入のあるその他世帯人員を有する場合はこ

これらの所得も含めた。子育て変数としては、子供の学齢に伴う養育（労働）負担の相違に注目し、子供なし、末子年齢3歳まで、同4歳以上小学生まで、同中学生以上の四つのカテゴリを作成し、子供なしをベースカテゴリとしその他をダミー変数として投入した（該当モデルは、表2のHap3、Sat3として表示）。尚、子育てについては、生活満足度や情動状態へマイナスの影響を及ぼすことが既存研究により指摘さ

れている（Clark et al. 2008; Kahneman et al. 2004; 白石・白石 2010）。このように段階的に変数を追加したモデルを作成し、その都度モデルの妥当性を尤度比検定によって検討し、最終的に幸福度モデルとして表2のHap3、生活満足度モデルとしてSat3を採択した⁵⁾。尚、分析に使用した変数の記述統計は表1の通りである。

表1 モデル分析に使用した変数の記述統計

	幸福度モデル		生活満足度モデル			
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	最小	最大
幸福度	3.881	0.821			1	5
生活満足度			3.462	0.955	1	5
CH2 1962-1966	0.231	0.421	0.246	0.431	0	1
CH3 1967-1969	0.191	0.393	0.206	0.405	0	1
CH4 1970-1973	0.190	0.392	0.166	0.372	0	1
CH5 1974-1976	0.087	0.281	0.076	0.265	0	1
CH6 1977-1979	0.081	0.273	0.071	0.256	0	1
年齢	33.926	5.563	33.342	5.551	24	48
年齢二乗	1181.897	389.997	1142.516	385.606	576	2304
CH2* 年齢	8.342	15.347	8.594	15.193	0	44
CH3* 年齢	6.235	12.925	6.445	12.803	0	40
CH4* 年齢	5.688	11.843	4.987	11.246	0	37
CH5* 年齢	2.592	8.426	2.271	7.934	0	33
CH6* 年齢	2.177	7.358	1.908	6.925	0	30
既婚・非正規	0.192	0.394	0.182	0.386	0	1
既婚・常雇	0.122	0.327	0.121	0.326	0	1
既婚・自営家族	0.061	0.240	0.060	0.238	0	1
非婚・非就労	0.034	0.180	0.033	0.179	0	1
非婚・非正規	0.070	0.256	0.068	0.252	0	1
非婚・常雇	0.182	0.386	0.189	0.392	0	1
非婚・自営家族	0.013	0.113	0.013	0.112	0	1
既婚・非正規* 年齢	6.960	14.470	6.527	14.017	0	48
既婚・常雇* 年齢	4.247	11.580	4.151	11.366	0	48
既婚・自営家族* 年齢	2.252	8.889	2.172	8.672	0	48
非婚・非就労* 年齢	1.074	5.864	1.042	5.731	0	48
非婚・非正規* 年齢	2.212	8.169	2.116	7.960	0	48
非婚・常雇* 年齢	5.688	12.270	5.792	12.203	0	48
非婚・自営家族* 年齢	0.421	3.742	0.410	3.665	0	48
専門・短大	0.386	0.487	0.386	0.487	0	1
大卒以上	0.151	0.358	0.148	0.355	0	1
世帯所得	5.794	0.562	5.764	0.578	0	8.517
末子3歳まで	0.240	0.427	0.259	0.438	0	1
末子小学生まで	0.315	0.464	0.300	0.458	0	1
末子中学生以上	0.102	0.302	0.090	0.286	0	1
サンプル数	17610		20100			
女性数	2589		2745			

Source: JPSC

表2 幸福度、生活満足度のモデル推計結果※

	幸福度						生活満足度					
	Hap1		Hap2		Hap3		Sat1		Sat2		Sat3	
	Est	S.E.										
CH1 1959-1962(ベース)												
CH2 1962-1966	-2.866	0.704 ***	-3.343	0.708 ***	-3.541	0.708 ***	0.302	0.468	0.115	0.468	-0.229	0.470
CH3 1967-1969	-3.934	0.939 ***	-4.416	0.944 ***	-4.628	0.945 ***	0.430	0.611	0.538	0.611	-0.076	0.613
CH4 1970-1973	-5.113	1.131 ***	-4.759	1.138 ***	-4.810	1.138 ***	-0.154	0.726	0.150	0.717	-0.917	0.723
CH5 1974-1976	-6.790	1.637 ***	-7.003	1.646 ***	-7.070	1.646 ***	-1.688	1.271	-1.680	1.271	-2.780	1.273 *
CH6 1977-1979	-9.246	1.727 ***	-8.227	1.739 ***	-7.863	1.739 ***	-4.288	1.283 ***	-3.575	1.289 **	-4.648	1.293 ***
年齢	-0.553	0.110 ***	-0.775	0.112 ***	-0.693	0.113 ***	0.119	0.070	0.013	0.071	-0.063	0.073
年齢二乗	0.005	0.001 ***	0.007	0.001 ***	0.006	0.001 ***	-0.003	0.001 **	-0.001	0.001 *	0.000	0.001
CH2*年齢	0.057	0.018 **	0.070	0.018 ***	0.074	0.018 ***	-0.017	0.012	-0.012	0.012	-0.003	0.012
CH3*年齢	0.080	0.025 **	0.095	0.025 ***	0.100	0.025 ***	-0.023	0.017	-0.025	0.017	-0.009	0.017
CH4*年齢	0.113	0.032 ***	0.102	0.032 **	0.102	0.032 **	-0.003	0.210	-0.012	0.021	0.017	0.021
CH5*年齢	0.186	0.051 ***	0.189	0.051 ***	0.189	0.051 ***	0.059	0.041	0.056	0.041	0.088	0.041 *
CH6*年齢	0.265	0.057 ***	0.232	0.057 ***	0.216	0.057 ***	0.149	0.045 ***	0.125	0.045 **	0.154	0.045 ***
既婚・非就労(ベース)												
既婚・非正規			-0.994	0.421 *	-0.871	0.426 *			-0.991	0.338 **	-1.111	0.341 ***
既婚・常雇			-0.434	0.505	-0.490	0.511			-0.773	0.399	-1.037	0.403 **
既婚・自営家族			0.062	0.686	0.087	0.687			1.059	0.542	1.041	0.542
非婚・非就労			-2.258	0.693 ***	-2.339	0.706 ***			-0.502	0.583	-0.777	0.592
非婚・非正規			-4.057	0.585 ***	-4.176	0.599 ***			-2.349	0.475 ***	-2.585	0.485 ***
非婚・常雇			-4.771	0.449 ***	-4.798	0.468 ***			-2.603	0.347 ***	-2.749	0.362 ***
非婚・自営家族			-3.645	1.228 **	-3.906	1.237 **			-1.624	1.008	-2.013	1.015 *
既婚・非正規*年齢			0.016	0.012	0.013	0.012			0.020	0.010 *	0.022	0.010 *
既婚・常雇*年齢			0.008	0.015	0.008	0.015			0.021	0.012	0.024	0.012 *
既婚・自営家族*年齢			-0.005	0.019	-0.007	0.019			-0.031	0.015 *	-0.032	0.015 *
非婚・非就労*年齢			0.043	0.021 *	0.045	0.021 *			-0.006	0.018	0.001	0.018
非婚・非正規*年齢			0.096	0.018 ***	0.100	0.018 ***			0.053	0.015 ***	0.059	0.015 ***
非婚・常雇*年齢			0.116	0.014 ***	0.114	0.014 ***			0.069	0.011 ***	0.068	0.011 ***
非婚・自営家族*年齢			0.086	0.037 *	0.091	0.038 *			0.045	0.031	0.051	0.031
高卒まで(ベース)												
専門・短大			0.664	0.109 ***	0.564	0.109 ***			0.506	0.089 ***	0.386	0.088 ***
大卒以上			1.156	0.147 ***	0.951	0.149 ***			1.089	0.121 ***	0.835	0.121 ***
世帯所得					0.327	0.050 ***					0.422	0.038 ***
子供なし(ベース)												
末子3歳まで					-0.104	0.099					-0.263	0.079 ***
末子小学生まで					-0.340	0.106 ***					-0.313	0.085 ***
末子中学生以上					-0.206	0.138					-0.476	0.115 ***
閾値1	-20.60	2.24 ***	-25.20	2.28 ***	-22.12	2.32 ***	-3.79	1.39 **	-5.82	1.41 ***	-5.25	1.43 ***
閾値2	-18.34	2.24 ***	-22.95	2.28 ***	-19.86	2.31 ***	-1.60	1.38	-3.62	1.41 *	-3.05	1.42 *
閾値3	-16.04	2.23 ***	-20.62	2.28 ***	-17.53	2.31 ***	-0.51	1.38	-1.50	1.40	-0.92	1.42 *
閾値4	-11.49	2.23 ***	-16.02	2.28 ***	-12.92	2.31 ***	4.22	1.38 **	2.23	1.40	2.82	1.42 *
ランダム切片の分散	5.38	0.22 ***	5.17	0.21 ***	5.09	0.21 ***	3.76	0.14 ***	3.60	0.14 ***	3.47	0.13 ***
観測数	17610		17610		17610		20100		20100		20100	
女性数	2589		2589		2589		2745		2745		2745	
対数尤度	-16232		-16058		-16025		-22783		-22662		-22582	

*p<.05, **p<.01, ***p<.001

※分析モデルとしてrandom-intercept ordered logit modelを使用。

Source: JPSC

V 分析結果

幸福度モデルの推計結果(表2、Hap3)によると、若い年齢時においては若い世代の幸福度は年長の世代に比べて低い、その一方で若い世代ほど年を重ねるにつれ幸福度が改善する傾

向が強まるため、加齢に伴い世代間の差は縮小し、いずれ逆転する可能性を示している。例えば、推計結果に基づくと、他の変数をコントロールすると、30歳時においては一番年長のCH1の幸福度が最も高いが、35歳時にはCH6がCH1にほぼ並び、40歳時にはCH6のみならずCH5

もCH1より幸福度が高くなる可能性が示されている。

生活満足度のモデル推計結果（表2のSat3）も、世代効果について、幸福度とほぼ同様の傾向を示している。CH1と、CH2からCH4との差は統計的に有意ではないが、CH5、CH6については、若い年齢時においてはCH1より生活満足度が有意に低いが、加齢に伴い生活満足度が改善していく傾向が見られ、いずれCH1との差が逆転する可能性を示している。推計結果によると、他の変数をコントロールすると、30歳時にCH6の生活満足度はCH1に並び、35歳時にはCH6のみならずCH5もCH1の生活満足度を超える可能性が示されている。

次に、本稿が注目する労働選択の効果について検討する。幸福度モデルにおいて、若い年齢時では専業主婦である既婚・非就労者の幸福度が、既婚・非正規雇用者、非婚・非就労者、非婚・非正規雇用者、非婚・常勤雇用者、非婚・自営家族従事者より高いことが示されている。一方、既婚・非就労者と、既婚・常勤雇用者及び既婚・自営家族従業者間の幸福度の差は統計的に有意ではない。但し、モデルでは、加齢に伴い非婚者、特に非婚の雇用者の幸福度が改善する傾向が示されており、したがって、これらと専業主婦との差がいずれ逆転する可能性を示している。例えば、推計結果は、他の変数をコントロールすると、専業主婦と、非婚・非正規雇用者および非婚・常勤雇用者との幸福度の差は40歳代前半で逆転する可能性を示している⁶⁾。

生活満足度の分析結果については、専業主婦である既婚・非就労者との差は、既婚・非正規雇用者、既婚・常勤雇用者、非婚・非正規雇用者、非婚・常勤雇用者、非婚・自営家族従業者で有意であり、若い年齢時においては専業主婦の生活満足度の方が高いことが示されている。但し、このうち、雇用者として働く女性（つまり、既婚・非正規雇用者、既婚・常勤雇用者、非婚・非正規雇用者、非婚・常勤雇用者）は、加齢に伴い生活満足度が改善傾向にあるので、専業主婦との差が縮小する傾向が示されている。例えば、推計結果によると、他の変数をコントロールすると、専業主婦と、既婚・常勤雇

用者、非婚・非正規雇用者および非婚・常勤雇用者との差は、40代前半で逆転する可能性が示されている⁷⁾。

また、教育の効果については、教育水準が上がるほど幸福度、生活満足度が共に高まることが示されている。より高度な教育を受けることで女性の自己実現性が高まるということであろう。一方、所得の効果については、既存研究が示す通り、所得が増加すると幸福度、生活満足度が共に高まることが示されている。子育ての影響については、子供のいない女性と比べると、末子が4歳以上小学校までの女性の幸福度が有意に低いこと、また、生活満足度については、子供のいない女性に比べ子供のいる女性の生活満足度は低く、かつ末子の年齢が上がるほど生活満足度が低まる傾向が示されている。

以上の分析によって得られた主な結果として、第一に、若い年齢時を比べると若い世代の幸福度や生活満足度は年長の世代よりも低い傾向が見られるものの、両者の立場は加齢に伴いいずれ逆転する可能性があること、第二に、既存研究で指摘されてきた女性就労者の非就労者に対する幸福度や生活満足度における比較劣位性は、他の変数（コーホート、年齢、所得、学歴、子育て）の効果をコントロールし、より詳しく就労形態を分類すると必ずしも成り立たず、幸福度については、既婚・非就労者である専業主婦と、既婚・常勤雇用者及び既婚・自営家族従業者間の差が有意ではないこと、第三に、既存研究で指摘されてきた既婚者に対する非婚者の幸福度や生活満足度における比較劣位性は必ずしも成り立たず、非婚・常勤雇用者や非婚・非正規雇用者の幸福度や生活満足度は、他の変数をコントロールすると、年齢を重ねるにつれ既婚の非就労者である専業主婦を超える可能性があること、を挙げることができるだろう。

ところで、分析結果のうち本稿の関心上特に注目すべきは、既婚・非就労者（専業主婦）と、既婚・常勤雇用者、非婚・常勤雇用者間のウェル・ビーイングにおける相対的位置づけである。既婚・非就労という労働選択のウェル・ビーイングへの効果は分業モデルの有効性、既婚・常勤

雇用という選択の効果は前述の両立モデルの有効性の根拠を示し、また非婚・常勤雇用という労働選択の効果は前節の分析で増加傾向が見出された独立モデルの有効性の根拠となると考えられるからだ。モデル推計結果では、若年齢時では確かに分業モデルを踏襲する既婚・非就労者が幸福度や生活満足度上で他者より優位であることが見出された。が、同時に加齢に伴う幸福度と生活満足度の改善傾向は、上記三者のうち非婚・常勤雇用者でもっとも顕著である傾向が見出された。さらに、婚外子が稀な我が国においては、非婚・常勤雇用者の場合、他の二者に比べて子供を有する者が少ないと考えられるので、将来にわたる子育てによる幸福度や生活満足度の低下も回避できるはずだ。このような結果が、前半の分析で見出された、非婚・常勤雇用者の増加や高齢化にあらわれていると考えることができるのではないか。一方、同じ常勤雇用者でも、非婚者に比べると既婚者の幸福度や生活満足度の加齢に伴う回復傾向は弱い。しかも子供を有する場合、長期的な幸福度や生活満足度の低下を経験することが予測される。また、専業主婦である既婚・非就労者と既婚・常勤雇用者の所得が同等の場合、家事や育児サービスを無償で自己調達することが可能である既婚・非就労者より、これらサービスを有償で外部から調達(消費)する必要性の高い既婚・常勤雇用者の方が実質所得は低くなることも考えられる。このような要因が、前半の分析で見出された、両立モデルが伸びない背景にあるのではないだろうか。

VI まとめとインプリケーション

本稿では、夫が有償の生産労働に妻が無償の再生産労働に主に従事する、という性別役割分業モデルの有効性を、女性の労働選択の変化と、専業主婦を含めた様々な労働選択が女性の幸福度や生活満足度に及ぼす影響、およびその変化を実証的に分析することで検討した。女性の就労パターンを示すM字型カーブの底上げが始まった1970年代半ば以降に学校を卒業し、結婚や出産適齢期を迎えた1959年から1979年の

間に生まれた女性のパネルデータを分析することで判明したことは以下の通りである。

第一に、1959年から1979年の間に生まれた女性において、性別役割分業モデルは衰退傾向が見られるものの、依然30歳代までの若年期の女性においては健在であることが確認された。本稿の分析対象である女性の最も多くが30歳代で選択したのは、既婚・非就労である。そして、既婚・非就労という選択は、これら女性の幸福度、生活満足度によって示される主観的ウェル・ビーイングを高める効果も有している。第二に、女性が職場でも家庭でも自己実現をはかる両立モデルへの移行傾向は、見出せないわけではないがまだまだ弱い。結婚や出産後も常勤雇用者として働き続ける女性の増加傾向は、1960年代生まれまでの女性には見出せず、より若い1970年以降に生まれた女性においては見出すことができるものの、僅かな変化に留まる。また、幸福度に与える効果においては、既婚・常勤雇用という労働選択は既婚・非就労という選択と有意な差がないが、生活満足度については既婚・常勤雇用者より既婚・非就労者の若年期における満足度が有意に高いことが分かった。第三に、分業モデルに代わり20歳代後半から30歳代前半の若年期の女性において勢いを増しつつあるのは、独立モデル、つまり、非婚で常勤雇用者として働き続けるという労働選択であることが分かった。後半の分析では、非婚・常勤雇用者の既婚・非就労者に対する幸福度や生活満足度における相対的劣位性は加齢に伴い改善し、長期的には逆転する可能性も見出された。このような変化は、非婚で常勤雇用者として働く女性の職場での処遇が改善しており、自己実現の可能性が勤続と共に徐々に高まっていることを少なからず反映していると考えられる。

但し、非婚で常勤雇用者として働く女性の高齢化が今後も継続すると、婚外子が稀な日本では少子化の更なる進行が懸念される。常勤雇用という働き方が女性の自己実現性を高める新しい労働選択だとすれば、妻や母となることも女性の自己実現性を高めてきた伝統的な労働選択であるはずだ。そもそも両者を二者択一的な

選択ととらえること自体が問題だともいえる。生産労働・再生産労働両領域において自己実現性が相乗的に高まるというワークライフ・エンリッチメントという視点もある (Greenhaus and Powell 2006)。両領域にまたがる女性の自己実現性を高めるという視点に立つと、労働選択上では非婚・常勤雇用から既婚・常勤雇用への転換をいかに容易にしていくかが重要となるだろう。本稿の分析結果によると、非婚の常勤雇用のウェル・ビーイングは結婚することによって高まる。だが、出産・育児が重なるとウェル・ビーイングの低下を長期にわたって経験することが示されている。

現在、様々な支援体制が整いつつあるとはいえ、若い年齢時から雇用者として働きながら母親としての役割を担うことは容易ではない。本稿の分析結果が示す通り、若い世代ほど若年期の主観的ウェル・ビーイングが低いいため、さらに出産・育児が重なることによるウェル・ビーイングの低下は年長の世代に比べても大きなハードルとなる。また、分析結果では、現在政策上の後押しが徐々に進みつつある3歳までの子を持つ女性よりも、さらに年長の学齢期の子を持つ女性の幸福度や生活満足度が低まる傾向も示されている。さらに、今回は比較的若い年齢層の女性が分析対象だったので検討することができなかったが、中高年になると親の介護も女性のウェル・ビーイングにマイナスの影響を及ぼす可能性がある。このようなライフステージ上の過重労働負担の解決を個人に任せている限り、女性の労働選択の現状を根本的に変えることは難しいのではないだろうか。

再生産労働は生活(生命)維持にかかわる重要な労働であり、本人や家族のライフステージに応じて要求度が大きく変化するという性質を持つ。その見通しが長期的に明るくなければ若い年齢時に結婚・出産に二の足を踏む者も多いだろう。逆に、長期見通しが明るくなれば、若くて体力のあるうちに結婚、出産に踏み切り、出産後も就労を継続する者が増えてくるはずだ。実際に、本章の分析でも1970年代以降に生まれた女性において、その割合自体は少ないものの、既婚で常勤雇用者として働く女性の増

加傾向が見出された。この背後には、若い世代の女性が経験しつつあるワークライフバランスや子育て支援体制の改善、男女の役割期待の変化があると考えられる。

最後に、長い目で見れば、出産や育児が女性のウェル・ビーイングにプラスの結果をもたらす可能性を示した興味深い研究結果を紹介する。子供の数と女性の死亡率との関係性を分析した研究によると、1930年代に生まれたイギリス女性においては子供が二人いる女性に比べ子供のいない女性の50歳～60歳代の死亡率が高く、1935年～68年に生まれたノルウェイ女性の40代後半から60代での死亡率は、子供が二人の女性に比べ子供がいないか子供が一人だけの女性で高いことが示されている (Grundy 2009; Grundy and Kruvdal 2010)。これらの研究は本稿の分析対象より年配の女性の高齢期のウェル・ビーイングを分析対象としているが、イギリスやノルウェイにおける女性の労働市場への進出度を考慮すると、日本女性の今後を考える上で十分参考になると考えられる。本稿の分析で用いたJPSCデータは40歳代半ばまでの比較的若い女性を対象にしているが、今後この調査が継続されることで、日本においてもこのような結果が見出されるのかどうか判明するだろう。

子供を産み育てることは、若い年齢時に女性のウェル・ビーイングを一旦低めたとしても、上記の研究のように女性が中高年に達すると逆にウェル・ビーイングを高める可能性もある。女性の生産労働領域での自己実現を今後も支援しつつ、母親としての役割取得を促し再生産労働領域での自己実現も合わせて促進していくには、若い時期に一步下がってもその後二歩も三歩も進むという女性自身の長期的ライフプランを見据えた労働選択をいかに社会的に支援し、将来の見通しを明るくしていくかにかかっているといえるのではないだろうか。

注

- 1) 長期にわたりデータを提供くださった家計経済研究所に心より感謝申し上げる。調査について、詳しくは、<http://www.kakeiken.or.jp/jp/jpsc/index.html> 参照。

- 2) JPSC オリジナルデータをもとに、18歳以降の毎年の婚姻関係と就労状況の回顧データを含む経歴データを作成した。尚、就労状況については、コーホート A、B は 1997 年度調査において、コーホート C は 2003 年度調査において、18 歳時点まで遡りたずねているので、この設問への回答を利用した。婚姻関係については、調査時点での婚姻関係、婚姻年数の他、長子年齢や離婚経験から 18 歳以降の婚姻状態を把握した。
- 3) くわしくは、Rabe-Hesketh and Skrondal (2007) を参照のこと。
- 4) 具体的には、1 年間の所得の世帯総額を世帯総数の平方根で除したものの対数値を使用した。
- 5) モデルのあてはまりについては、資料の図 3、4 を参照のこと。
- 6) 専業主婦の場合有子者が多いと考えられるので、非婚の雇用者との差は更に若い時期に逆転する可能性がある。
- 7) 6) と同様。

参考文献

大竹文雄 (2004) 「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』 No.258, pp59-68.

大竹文雄、白石小百合、筒井義郎編 (2010) 『日本の幸福度』日本評論社.

佐野晋平、大竹文雄 「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』 No.558, pp4-18.

白石小百合、白石賢 (2010) 「ワークライフバランスと女性の幸福度」大竹文雄、白石小百合、筒井義郎編 『日本の幸福度』第 9 章、日本評論社.

Anderson, Michael., Bechhofer, Frank., and Gershuny, Jonathan. eds., (1994) *The Social and Political Economy of the Household*, Oxford: Oxford University Press, 151-197 .

Becker, G.S. and Rayo, L. (2007) “Habits, Peers, and Happiness: An Evolutionary Perspective” *AEA Papers and Proceedings* 97, 2 487-491.

Blanchflower, D.G., and Oswald, A.J. (2004) “Well-being over time in Britain and the USA” *Journal of Public Economics* 88, 1359-1386.

Clark, A.E. (2009) “Work, Jobs and Well-being across the Millennium” *OECD Social Employment and Migration Working Papers* No.83, Paris: OECD publishing.

Clark, A.E., Diener E., Georgellis, Y., and Lucas, R.G. (2008)

“Lags and Leads in Life Satisfaction: A Test of the Baseline Hypothesis” *The Economic Journal* 118, 222-243.

Gershuny, Jonathan., Godwin, Michael., and Jones, Sally. (1994) “The Domestic Labour Revolution: A Process of Lagged Adaptation?” in Anderson, M., Bechhofer, F., and Gershuny, J. eds., *The Social and Political Economy of the Household*, Oxford: Oxford University Press, 151-197.

Greenhaus, J. and Powell, G. (2006) “When Work and Family Are Allies: A Theory of Work-Family Enrichment” *Academy of Management Review*, 31, 1 72-92.

Hochschild, Arlie. (1989) *The Second Shift: Working Parents and The Revolution at Home*, London: Piatkus.

Kahneman, D., and Krueger, A.B. (2006) “Developments in the Measurement of Subjective Well-Being” , *Journal of Economic Perspectives* 20, 1 3-24.

Kahneman, Daniel., Krueger, Alan., Schikade, David., Schwarz, Norbert., and Stone, Arthur. (2004) “Toward National Well-Being Account” *AEA Papers and Proceedings*, May 2004, 429-434.

Rabe-Hesketh, S., and Skrondal, A. (2007) *Multimodel and Longitudinal Modeling Using Stata: Second Edition*, Texas: Stata Press.

資料

実際の観測値と最終モデル (Hap3、Sat3) による推計値をコーホート別、年齢別に示したものが図3、4である。幸福度、生活満足度分析共に、モデルのデー

タへのあてはまりは概ね良好であることが示されている (JPSC はパネルデータのため、コーホートによってサンプルに含まれる年齢層が異なることに注意)。

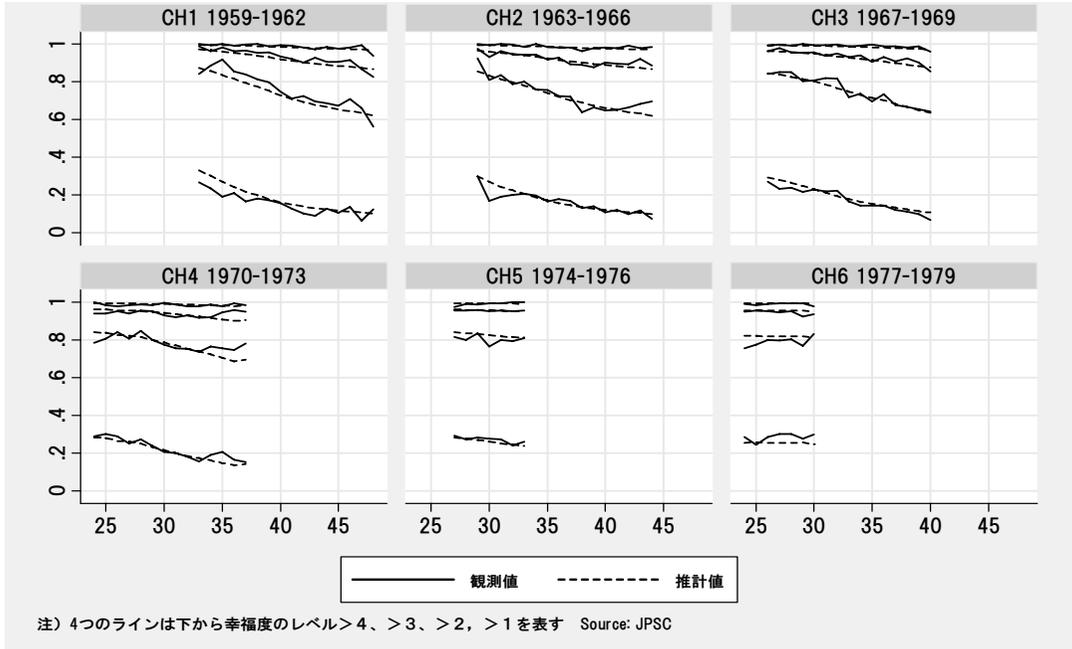


図3 コーホート別幸福度の加齢による変化

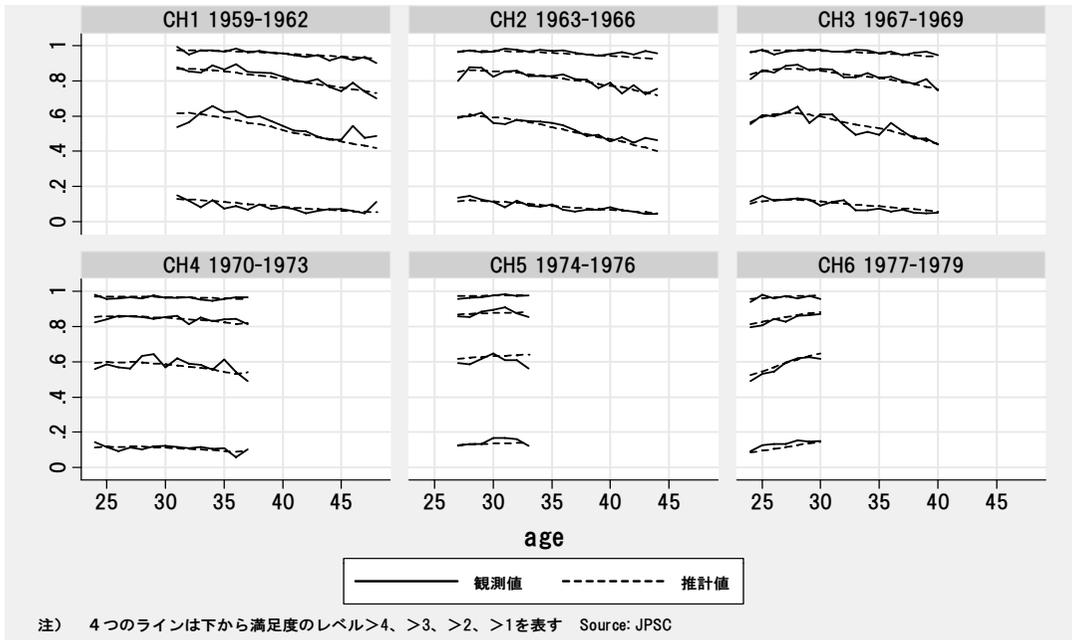


図4 コーホート別生活満足度の加齢による変化