



RIETI Discussion Paper Series 06-J-054

# 夫婦関係満足度とワーク・ライフ・バランス： 少子化対策の欠かせない視点

山口 一男  
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/>

夫婦関係満足度とワーク・ライフ・バランス：少子化対策の欠かせない視点

山口一男（シカゴ大学教授、RIETI 客員フェロー）

【要旨】

本稿は妻の夫婦関係満足度とその主な構成要素である、心の支えとなる人としての夫への信頼度と夫への経済力信頼度が出生意欲に影響すること、また妻の夫婦関係満足度と夫への信頼度は、夫の収入や家族の資産形成や夫の失業など家庭の経済的状況にも影響されるが、それより遙かに大きく夫婦が共に生活時間を過ごす仕方や夫婦の会話時間や、夫の育児分担割合など家庭内のタイムバジェットの使い方に依存することを示す。また分析結果に基づき妻の夫婦関係満足度に対する貢献を尺度として、ワーク・ライフ・バランスを達成する具体的方策を議論する。

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、（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。

## 1. 序

本稿には2つの目的がある。第1の目的は少子化に関連する要因としての妻の夫婦関係満足度に着目することである。従来の結婚満足度あるいは夫婦関係満足度の研究はそれ自体が目的であった。何が満足度の高い結婚をもたらすかがそれ自体で重要な研究テーマと考えられたからである。しかし妻の夫婦関係満足度は3つの理由で少子化に関連すると考えられる。1つは妻の夫婦関係満足度とその主な構成要素である夫への精神的および経済的信頼度は妻の出生意欲に影響し、出生意欲は出生率と深く結びついていることである。後者の出生についての態度と行動の強い関連については以前に示したが(山口 2005a)、前者の関係については本稿で明らかにする。2つ目は、これは自明であるが、低い夫婦関係満足度が離婚と結びつきやすく離婚と少子化は無関係ではないことからくる。一般論としては離婚率の高さは必ずしも出生率の低さを意味しない。再婚が新しい配偶者との間に出生を促すこともあり、50歳以後の女性の離婚は出生率に影響しない。また婚外出産率の高い国々では結婚と出生の関連自体が強くない。しかしわが国では他のOECD諸国と比べ離婚女性の再婚率は高くなく婚外出産率は2%未満と極めて低い。このため早期の離婚が出生率を下げる可能性は大いにある。実際に国立社会保障・人口問題研究所は最新の第13回出生動向基本調査の結果、夫婦の完結児数(夫婦が子どもを産み終わる年まで結婚継続した場合の推定子ども数)は2.06としており、晩婚化はあるとはいえ女性の生涯未婚率は未だ6%に満たない(2000年推定で5.8%)ことを考え合わせると、近年の1.30未満の特殊合計出生率(TFR)の値には離婚の大きな影響を暗示する<sup>1</sup>。しかし離婚率の高まりと少子化の関係についてはわが国では本格的な研究は未だなく数量的評価は今後の分析課題であり、本稿もこの課題は扱わない。3つ目の関連理由として、育児経験が妻の夫婦関係満足度を下げ、それがその後の出生継続の障害となっていると考えられることがあげられる(永井 2002a)。筆者(山口 2005a)は子どもを産むことを望まない理由の分析を通じて、すでに1人の子を出生した女性にとって第2子目を産むことへの主な障害は初めての育児についてのネガティブな経験であると結論しているが、本稿では子どもの出生が妻の夫婦関係満足度へ与える影響を因果関係的に明らかにし、この点を再評価する。従って本稿の第1の目的は、妻の夫婦関係満足度と少子化との関連について、上記の1つ目と3つ目の関連理由について実証的根拠を与え、あわせて妻の夫婦関係満足度の決定要因を一般的に解明することである。

---

<sup>1</sup> しかしTFRはtempo effectにも影響されるので、離婚の影響の単純な量的推定はできない。

本稿の第2の目的は、夫婦関係満足度の重大な決定要因の1つとして**ワーク・ライフ・バランス**（より限定的に配偶者や子どものいる人についてはワーク・ファミリー・バランスともいう）の果たす役割を実証的に明らかにすることである。この言葉は最近日本でも頻繁に聞かれるようになった。今年5月に内閣府の少子化と男女共同参画に関する専門委員会は、提案として「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）を可能にする働き方の見直し」を少子化対策および男女共同参画実現への道しるべとして掲げている。わが国においてワーク・ライフ・バランスの概念はパク・ジョアン・スックチャ氏が5年前ほどに米国から導入したといわれている（岩田2006）が、『日本労働研究雑誌』も比較的早い2002年6月に「ワーク・ライフ・バランスを求めて」という特集号を組んでいる。しかしこの言葉が頻繁に使われるようになったのはごく最近であり、たとえば『季刊：家計経済研究』2006年夏の設立20周年記念にワーク・ライフ・バランス特集号を組み、労働政策研究研修機構(2005)も最近少子化とワーク・ライフ・バランスの報告を出し、またこの言葉を冠した著書も出始めている（大沢2006）。

ワーク・ライフ・バランスには2つの相互に関係する側面がある。まず第1には人々が**柔軟に働ける社会**を実現することであり、主として企業の雇用のあり方や労働市場のあり方の改革を通じて、人々が柔軟に働ける選択の余地を広げようという趣旨である。第2は**柔軟な働き方**を通じて職業生活も家庭生活もともに充実した満足のいくものにしようという趣旨で、個人や家族の選択に重きがおかれる。前者が実現できなくては後者の実現は著しく制限を受けるが、前者の実現が即後者を意味するわけではなく、本稿の中心テーマは実は後者である。しかし社会的関心は前者から始まった。米国では1980年代から共働きの夫婦が大多数である社会を前提とするとき伝統的な長時間固定勤務は、女性の人的資本の活用には有効でないという認識から、家族の役割との両立がより可能ないわゆるファミリー・フレンドリーな職場の必要性という認識が次第に広まった。女性の雇用の拡大と彼女たちの平均賃金上昇に見られるその生産性の向上は米国社会をより豊かにしてきていたが、女性は家族との役割との両立上短時間勤務や柔軟な勤務を望んだので、その配慮が女性人材活用上欠かせなかったからである<sup>2</sup>。同時にワーク・ファミリー・バランスという考えが始めは子ど

---

<sup>2</sup> Mulligan and Rubinstein (2006)によれば1970年代半ばには女性の国民総所得は男性の国民総所得の約3分の1であったが、現在は約3分の2であり、その間男性の国民総所得が実質で全く増加しなかったのに対し女性の国民総所得は2倍近くになり、従って1970年代半ば以降の米国の国民総所得の成長はすべて女性の総所得の伸びによると結論している。またこの事実は主に

ものいる女性にとっての育児と仕事との両立の達成という意味あい、ついで男性の働き方も含めて考える方向で提唱されるようになった。ワーク・ライフ・バランスはそれを更に広げて独身者を含めて柔軟に働ける社会での人的資本の活用のあり方を考える上で生まれてきた概念であるが、社会にとって人的資本の活用のあり方を見直そうという観点と、個人にとって仕事と生活の両面についてより選択の巾が増え、また人々がそれを活用することを通じてより満足を得られる社会を実現するという観点を、結び付けていることにその意義がある。

欧米諸国のワーク・ライフ・バランスへの取り組みは様々である。米国では政府や自治体が企業や労働市場のあり方には介入せず、主として企業のイニシアチブや独自の取り込みを尊重してきた。当然方式もフレックスタイム勤務、短時間固定勤務、在宅勤務（テレコミュニケーションとかテレワークという）など勤務のあり方が中心となるが、生産性を損なわずに（あるいはむしろ向上させて）そのような柔軟性を持ち込むことは職種や産業にもかなり依存し、柔軟な働き方はタイムマネジメントについて自律性の導入しやすい産業や職種、あるいは代替要員による欠員補填を恒常化しやすい産業や職種、を中心に導入されてきた。一方欧州諸国では政府や自治体が法令改正を通じてより多くの人にワーク・ライフ・バランスが達成可能となる方式を取ってきた。スウェーデンとオランダはこの点代表的といえるが、この2国は全く異なる方策を用いてきた。スウェーデンの場合は男女ともに手厚い育児休業や託児所充実を中心とする育児支援を中心とするワーク・ファミリー・バランスの達成を主として意図し、オランダはパートタイム勤務の差別撤廃と雇用者主体の就業時間設定の保証を中心とする雇用と労働市場の改革を達成することで、より広いワーク・ライフ・バランスの達成を意図したのである。またこれらの施策は必ずしも少子化対策を念頭に置いたものではないが、実際には、後述する異なる形でともに少子化傾向に歯止めをかける役割を果たしてきた。

わが国の場合欧米（比較的わが国と類似する南欧を除く）とは異なる幾つの特徴をもつが、一番大きな違いは1986年以来法的には保証されているものの、現実には男女の雇用や昇進の機会の均等の達成は程遠い。その理由の1つは、家庭と仕事の両立度の著しく低い状態（これはワーク・ライフ・バランスの欠如の主な側面である）が、一方で晩婚化や少子化を促進させ、他方で結婚や出産を理由とする離職率を高め、後者の結果は「女性はいずれ離職するから男性

---

女性の雇用の拡大と、時間当たりの男女の賃金格差の減少によりもたらされた。一方男女の雇用の1日当たりの就業時間差は残り、現在の国民総所得の主な男女差を生み出している。

とは同等に扱えない」という理由による女性に対する雇用主のいわゆる統計的差別を再生産している点である。もっともこの現象には予言の自己充足の面があり、統計的差別自体が悪循環を生み出すことも無視できない。つまり将来の離職を理由に女性に同等な機会が与えられないと、女性は男性に比べ平均的には職業生活に価値を見出せず、その結果が育児離職を促進し統計的差別を再生産することである。そして統計的差別はアカロフのいういわゆる逆選択(adverse selection)を通じて、特に優秀な女性人材を専業主婦や女性差別の少ない外資系企業への就業選択に向かわせてきたと考えられる(八田 2005)。

従ってわが国の特徴として、ワーク・ライフ・バランスの達成はそれ自体の目的とは別に、男女共同参画社会の実現と強く結びついている。この点で既に相対的に男女の社会的機会の均等がわが国に比べ実現している欧米社会とは、ワーク・ライフ・バランスの持つ意味が異なる。第2にワーク・ライフ・バランスと女性の人材活用との結びつきについても、わが国が他の OECD 諸国より女性の人材活用の達成度が著しく低い分、強い結びつきを持つと考えられる。

しかし多くの OECD 諸国と共通する点もある。それは少子化問題との関連である。佐藤博樹氏も指摘しているが(佐藤・御船 2006)、ワーク・ライフ・バランスの趣旨は概念的には少子化対策の手段ではなく独立のものである。しかし現象的には2者の間には重要な関連がある。筆者の最近の研究(山口 2005b, 2006)によると、OECD 諸国の間でワーク・ライフ・バランスの達成は2つの異なった機能で、女性の就業率の増加が出生率を低めるという傾向を弱めてきた。1つは主として米国、英国、オーストラリアなど英語圏諸国やオランダで高いフレックスタイム勤務の普及や「質の高いパートタイム勤務」(職種別時間当たり賃金、雇用の安定、福利厚生などでフルタイム勤務に比べ差別的に扱われないパートタイム勤務)の普及する国々の特徴である「労働市場と勤務の柔軟性」であり、この柔軟性は女性の就業率の増加が少子化を進めるという効果を直接弱める働き(交互作用効果)を持つことが判明した。もう1つはスウェーデン、デンマーク、フィンランドなどスカンジナビア諸国に見られる育児休業とその手厚い所得補填および保育所の充実による「育児と仕事の両立」の程度である。この両立度は就業率と出生率の関係を直接的には変えないが出生率を上げる効果があり、スカンジナビア諸国を中心に 1980 年ごろまでに既に 25~34 歳の女性の就業率が 70%以上と高かった国々がその後こうした育児支援施策を推し進めた結果、出生率低下に一定の歯止めがかかったという経緯がある。

このように育児や家庭の役割と仕事の役割の両立度を高めることを含め、柔

軟な働き方ができる社会は少子化傾向に一定の歯止めがかかるという点は、ワーク・ライフ・バランスを考える上で重要な点であるが、本稿ではこれらの労働市場や雇用の問題ではなく、これらと関係はするのだが、今まで比較的に見過ごされてきた個人や家族の選択の側に焦点を当てる。ワーク・ライフ・バランスの達成は社会だけの問題ではない。同じ時間勤務する個人や家族の間でも生活のあり方に多くの違いがあり、その違いが結婚満足度や、離婚や、子どもの健やかな成長などの結果に違いをもたらすのである。特に家庭のあり方をワーク・ライフ・バランスについて個人や家族に残されたタイムバジェットの利用のあり方の観点から見直しが始まったのはごく最近のことである (Schneider and Waite, 2005)。しかしこの点についての確立した理論は未だ無い。

本稿がパネル調査データの分析を通じて以下の事柄を明らかにしようとする。第1に妻の夫婦関係満足度とその主な構成要素である夫への精神面と経済面の信頼の高さは、それぞれ異なったパターンであるが、出生意欲を高めること。第2に妻の夫婦関係満足度はワーク・ライフ・バランスの特徴と家庭の経済的状況の双方に依存するが、前者の役割が大きいこと。第3に育児経験、特に第1子目の経験、が妻の夫婦関係満足度の低下と結びついていること。第4に妻の夫婦関係満足度の主な構成要素である夫への精神面と経済面での信頼度の決定要因を明らかにするが、前者の信頼度の決定要因は主にワーク・ライフ・バランスの特徴であること。最後に分析結果の政策的意味を議論する。

## 2. 結婚満足度に関する先行研究の簡単なレビュー

結婚満足度や夫婦関係満足度<sup>3</sup>の研究自体についてはわが国でも米国でも過去に多くの蓄積がある。Journal of Marriage and the Family では10年ごとに今までこのトピックについてのレビュー論文を載せている (Spanier and Lewis 1980; Glenn 1990; Bradbury et al. 2000) が、心理学的なアプローチによるものが多い。しかしワーク・ライフ・バランスと関係しているものは夫婦の共同行動や、男女の家庭内分業の影響に関するものなどがある。

---

<sup>3</sup> 本稿が分析に用いているのは「あなたは現在の夫婦関係に満足していますか？」という問いの答えで正確には夫婦関係満足度である。下記のレビューで言及する永井 (2000, 2002) の研究も同様である。一方日本の全国家族調査であるNFRJでは結婚生活全体についての満足度を聞いており、これは正確には結婚満足度であり木下 (2004) の研究はそれに当たる。米国の研究は marital satisfaction や marital happiness という表現が典型的であるが、これらの異なる表現がすべて同じものであるか否かは微妙である。本稿では他者の研究のレビューでは結婚満足度という表現を併用するが、本稿の分析内容については夫婦関係満足度という表現で統一する。

わが国では稲葉（2005）が結婚満足度と密接な負の関係にある結婚ディストレスについて妻のディストレスに夫の家事参加や育児参加は影響せず大事なものは夫の妻への情緒的サポートであると結論している。一方木下（2004）は夫の家事参加度は弱い有意に妻の結婚満足度を高めると結論している。アメリカにおいてもこの点については一貫した結果が得られないのだが（Shelton and John 1996）、このことを説明する理由として夫婦の家庭内分業と結婚満足度の関係は一樣でなく、家庭内分業のあり方そのものではなく、それを公平と見るか否か（これは個人の価値観に照らして夫が家計を妻が家事育児をになう伝統的男女の家庭内分業を望ましいと見るか否かに依存する）、またその結果、分業のあり方に満足しているか否かが、より一般的な結婚満足度に影響するという説が実証的に支持を得ている（Frisco and Williams 2003; Greenstein 1996; Lavee et al, 2002; 末盛・石原 1998）。だから例えば夫の家事育児分担割合を一定とすれば、妻が伝統的的家庭内分業を否定するという意味で男女平等主義的なほど妻の結婚満足度は減少し、夫が男女平等主義的なほど夫の結婚満足度は増加するという結果を生む（Amato and Booth 1995）。しかし、本稿の分析では、残念ながらこの仮説は検証できない。後述するように本稿で分析するデータは他の多くの有用な変数を調べているが、妻が家庭内分業について伝統的価値感を持っているか否かは直接調査されていないからである。

一方家事と育児は違うという論もある。家事を主に妻が担うか否かが妻にとって満足か否かは妻がそれを公平と思うかどうか依存するだろうが、夫の育児への不参加は価値観にはあまり依存せず一樣に結婚不満足を生むという説である。Karmijn(1999)はオランダのデータを用い、夫の育児分担度の低さが主観的な離婚リスクの評価に強く影響を与えること、またこれは夫の育児不参加の程度が妻の結婚不満足と結びついているせいであることを示した。またわが国では永井（2002a）が、出産は夫婦関係満足度を平均的に低下させるが、夫の育児分担度が高いとその効果を緩和することを示している。

今一つの重要な点は結婚満足度の決定要因について日米に違いのあることを考慮すべきという点である。Kamo（1993）は夫の収入の高さは、日本の妻の結婚満足度は高めるが、米国の妻の結婚満足度には影響していないと報告している。一方夫婦の交わり（英語では companionship, 共通の友人の数と食事をともにする度合いで測っている）の影響は日米共通であるという。永井（2000b）はわが国では夫の年収だけでなく、預貯金・有価証券の額や、夫や妻の学歴の高さも夫婦関係満足度を増すことを示している。しかし夫の収入や家族の富や夫

の地位の結婚満足度への強い影響は米国では報告されていない。結婚不満足と強く関係する離婚のリスクを生むのは夫の地位の低さではなくむしろ夫婦の間の地位の不一致であり (Tzeng 1992)、夫の収入の影響については、専業主婦の間では夫の収入の低さは離婚率を高めるが、大多数である有業の妻の間では夫の収入は離婚率に影響しないという結果が報告されている (Ono 1998)。このような米国の研究結果は、夫の収入や世帯の資産が妻の結婚満足度に影響するわが国の結果とは一致せず、わが国には欧米研究での結果や理論が必ずしも当てはまらず、独自の実証研究による理論構築が重要であることを示している。

最後にもう 1 つ重要な点は、結婚満足度の結婚継続年数への依存のパターンについての理論と実証である。従来、演繹的理論ではなく実証的理由から U 字カーブ理論というのが提唱されてきた。結婚満足度は結婚継続年数とともに減少するが 20 年ぐらいを経てむしろ増加に転じるという理論である。しかし比較的最近この傾向は実は低満足者が離婚や標本離脱により結婚継続年数が増えるにつれて次第にいなくなっていくことの選択バイアスによる見せかけの傾向で、実際には結婚満足度は結婚継続年数とともに単調減少し上向きに転じることはないとの研究結果が発表された (VanLaningham 2001)。なぜ上向きに変化するのかは元来理論的根拠は弱くこの説明には説得力がある。またこの研究は本稿でも用いる固定効果モデル (後述) を用いている。この発見の意味は重要である。もし結婚満足度の結婚継続年数への依存の仕方の推定が選択バイアスのせいで偏っているとすると、結婚継続年数と強く相関する子どもの数の結婚満足度への影響の推定も偏るからである。本稿では選択バイアスを制御するモデルと制御しないモデルを用いて、結婚継続年数を含む様々な説明変数の影響が、選択バイアスによるものか、因果的な関係のものか、を見極める。

### 3. 本稿の分析的戦略と主な一般的仮説 (postulates)

以上の考察から、本稿の分析には以下の一般的な仮説を置き、それを実証し、また緻密化する。

(1) わが国では妻の夫婦関係満足度には精神的満足度と、それとは独立の経済的満足度が主な構成要素としてあり、共通要因もあるかもしれないが、かなりの程度それぞれ異なった決定要因に依存する。また妻の夫婦関係満足度の決定要因は両者の決定要因を含む。

(2) より具体的には経済的満足度は、夫の収入や家族の資産など夫や家族の地位属性に依存するが、精神的満足度は主として夫婦の 2 者関係、特にともに生活する仕方に見られるワーク・ライフ・バランスの特徴に依存する。

(3) 妻の夫婦関係満足度とその主な構成要素である夫への精神的満足度と経済的満足度の高さは出生意欲を高める。

(4) 妻の精神的夫婦関係満足度は結婚継続年数とともに減少し、結婚継続への選択バイアスを制御すれば上向きに転じることはない。一方選択バイアスを制御しないと、精神的満足度は選択バイアスの影響により結婚継続年数の関数としてU字型に変化する。

(5) 結婚継続年数の影響や子どもを産み続ける人と続けない人の異質性を制御して計ると、出生、特に第1子の出生、は妻の夫婦関係満足度を低下させる。

#### 4. データと標本

今回の分析には家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』のデータを用いる。この調査は初回調査時に24～34歳の女性を対象とする調査である。本稿の分析はこのうち1993年に調査が始められたコホートAについては分析の対象となる主要変数が調査された1994, 1995, 1997, 1999, 2001の各年のデータを、また1997年に調査が始められたコホートBについては1997, 1999, 2001年のデータを用いる。なおコホートAの1993年データも幾つかの説明変数の利用に用いている。なお実際に分析に含めた標本は有配偶女性の標本であるが、分析の性格上各分析により若干異なり、それは各分析のところで記述する。

#### 5. 出生意欲と夫への信頼度

出生意欲(「是非、欲しい」、「条件によっては欲しい」、「欲しくない」の3区分)が出生率に大きく影響することについては、再度の分析を提示しない。山口(2005a)は本稿で用いたコホートAの有配偶女性のデータを用いてその後5年間の間に子どもを産む確率が、「是非、欲しい」といった人が68%、「条件によっては欲しい」といった人が42%、「欲しくない」といった人では8%と大きく異なることを示した。

##### 5.1 データ

山口(2005a)が出生意欲と出生率の関係を分析した際に用いた標本を用いる。それはコホートA及びコホートBで、それぞれ1994年と1997年に有配偶の女性でその時点での子どもの数が0～2人の1,028人であるが、以下では妻の夫婦関係満足度か心の支えとなる人としての夫への信頼度(以下「心の支え信頼度」と呼ぶ)か経済力信頼度の測定値が未解答の7標本を除いた1,021標本を用いている。年齢は24～35歳である。表1は主要変数の分布を示している。

表1. 主要変数の分布 (N=1,021)

---

変数とカテゴリー	割合 (%)
1. 出生意欲	

是非、欲しい	35.7	
条件によっては欲しい	32.3	
欲しくない	32.0	
2. 夫婦関係満足度		
非常に満足	23.3	
ほどほどに満足	41.4	
普通	25.3	
やや不満足	8.0	
非常に不満足	2.0	
3. 夫への信頼度		
	心の支え	経済力
非常に信頼できる	44.1	26.2
ほどほどに信頼できる	25.5	28.0
普通	23.6	37.1
あまり信頼できない	5.1	6.6
全く信頼できない	1.8	2.1

表 1 で出生意欲は「今後子どもは（もっと）欲しいですか？」への回答。夫婦関係満足度は「あなたは現在の夫婦関係に満足していますか？」への回答である。夫への信頼度については調査では6つの尺度で測っている。その尺度は（1）経済力のある人、（2）社会人として常識のある人、（3）社会人として倫理感ある人、（4）子育てや人生に共に立ち向かう人、（5）あなたのことを大切に考えている人、（6）心の支えになる人、である。このうち予備分析で用いた夫婦関係満足度の潜在軌跡分析（結果は略）の結果（1）の経済力の基準による信頼度と、（6）の心の支えの基準による信頼度が、夫婦関係満足度の潜在軌跡クラスの構成比に有意に影響し、他の4つの基準は独自の影響を持たないことが判明した<sup>4</sup>。この発見は夫婦関係満足度には精神的満足度と経済的満足度の2面があるという仮説と、完全に同一ではないが、うまく対応しているように思われる。

## 5.2 分析方法と分析結果

<sup>4</sup>ただし心の支え信頼度をモデルの説明変数から省くと（4）の子育てや人生のパートナーとしての信頼度と（5）の妻を大切に人としての信頼度が有意になる。この事実はこの2つの信頼度が心の支え信頼度の構成要素であることを示唆する。「心の支え」という表現の項目の尺度は表現はあいまいなもの、説明力の高い良い尺度であると考えられる。

従属変数の出生意欲は、順序のついた3つのカテゴリーなので、累積ロジットモデル (cumulative logit model) を用いている。結果は表2に提示している。表2のモデル1と2は夫婦関係満足度を説明変数に用い、モデル1は既存の子ども数との交互作用効果を含まないモデル、モデル2は交互作用効果を含むモデル、である。主な制御変数は既存の子ども数、現状の継続年数（現在0子の場合結婚継続年数を意味し、1子か2子の場合は子どもを最後に産んだ時点以降の年数を意味する）、と年齢である。当然ながら、既存の子ども数が少ないほど出生意欲は高く、現状の継続年数が大きいくほど出生意欲は低くなるが、年齢は影響していない。主な説明変数の影響のうち、モデル1の結果は、夫婦関係満足度が高くなると、出生意欲は高まることを示している。数量的には「非常に満足」と答える妻は「普通」と答える妻に比べて、子どもを「是非、欲しい」と答える確率と「欲しくない」と答える確率の比が2.9倍になる<sup>5</sup>。ただし夫婦関係満足度と既存の子ども数との間には有意な交互作用効果があり、それは以下で記述する。他の説明変数の影響については山口（2005a）でも同様の結果を示したが、育児休業があると出生意欲は有意に増し（係数 0.472）、また有業の妻は育児休業がなければ常勤であってもパート・臨時であっても専業主婦より出生意欲が有意に低いが（係数はそれぞれ-0.385, -0.446）、育児休業があれば変わらない（係数はそれぞれ 0.087=-0.385+0.472, 0.026=-0.446+0.472）ことを示している。

表2. 出生意欲の決定要因：累積ロジットモデル

変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
1. 既存の子ども数 (対 2子)				
0子	2.749***	-3.565	2.770 ***	-4.509
1子	2.088***	0.304	2.077 ***	1.132
2. 夫婦関係満足度	0.263***	0.107	-----	-----
3. 交互作用：「夫婦関係満足度」 x 「既存の子ども数 (対 2人)」				
0子	-----	0.368#	-----	-----
1子	-----	0.341*	-----	-----

<sup>5</sup>  $\exp(4 \times 0.263)$  の値。4を掛けるのは「非常に信頼できる」と「普通」の差が2で、「是非、欲しい」と「欲しくない」の差も2であるため。これは他の変数を制御した推定値だが、制御しない場合は、「是非、欲しい」と答えた人の割合と「欲しくない」と答えた人の割合の比は「非常に満足」と答えた人が1.75、「普通」と答えた人が0.696でその比は2.5である。

4. 心の支え信頼度	-----	-----	0.170*	0.212**
5. 経済力信頼度	-----	-----	0.078	-0.045
6. 交互作用：「経済力信頼度」 x 「既存の子ども数（対2人）」				
0子	-----	-----	-----	0.470*
1子	-----	-----	-----	0.194
7. 夫の月収（単位10万）	-0.059	-0.168**	-0.067	-0.169**
8. 交互作用：「夫の収入」 x 「既存の子ども数（対2人）」				
0子	-----	0.275*	-----	0.225#
1子	-----	0.185*	-----	0.169*
9. 本人の就業状態（対 無職）				
常勤	-0.385*	-0.366*	-0.396*	-0.376*
パート・臨時	-0.446*	-0.478*	-0.446*	-0.465*
10. 育児休業制度の有無（対 無し、あるいは知らない）				
有り	0.472*	0.536*	0.467*	0.540**
11. 本人の教育（対 高卒以下）				
大卒	-0.094	-0.150	-0.094	-0.131
短大卒	0.005	-0.034	0.007	-0.018
12. 本人の年齢	-0.030	-0.083**	-0.032	-0.083**
13. 交互作用：「本人の年齢」 x 「既存の子どもの数（対2子）」				
0子	-----	0.169*	-----	0.193**
1子	-----	0.094*	-----	0.091#
14. 現状の継続年数	-0.120***	-0.123**	-0.119***	-0.124***
15. 係数提示略：（1）夫の収入不詳ダミー、（2）交互作用：「夫の収入不詳ダミー」 x 「既存の子ども数」（モデル2のみ）、（3）切片（2係数）。				

\*\*\*p<.001; \*\*p<.01; \*p<.05; #p<.10

モデル2はモデル1に既存の子ども数との交互作用について効果が有意な3つの変数（夫婦関係満足度、夫の収入、本人の年齢）について交互作用効果を加えたモデルの結果を提示している。夫婦関係満足度との交互作用の結果は、既存の子ども数が0人か1人であると、満足度が高いと出生意欲が増すが（係

数はそれぞれ  $0.475=0.107+0.368$  と  $0.448=0.107+0.341$  で前者は1%有意、後者は0.1%有意)、2人いるときは有意に影響しないことを示している(係数は0.107)。数量的にはたとえば結婚を「非常に満足」と答える妻は「普通」と答える妻に比べて、2番目の子どもを「是非、欲しい」と答える確率と「条件によっては欲しい」という確率の比が2.45倍になる<sup>6</sup>

また夫の収入の影響については既存の子ども数が0か1であれば出生意欲に有意に影響しないが(係数はそれぞれ  $0.107=0.275-0.168$ ,  $0.017=0.185-0.168$ )、既存の子ども数が2人のときは夫の収入が高いと出生意欲はむしろ有意に減少することを示している(係数は $-0.168$ )。

表2のモデル3と4は夫婦関係満足度の代わりに夫への心の支え信頼度と経済力信頼度を説明変数として用いたモデルである。交互作用効果を含まないモデル3の結果は夫への心の支え信頼度が高いと出生意欲は高まるが、経済力信頼度は平均的には有意に影響していないことを示している。しかし交互作用効果を含むモデル4の結果は、夫への経済力信頼度と既存の子ども数の間には交互作用効果があり、既存の子ども数が0であれば信頼度が高いと出生意欲が増す(係数は  $0.425=-0.045+0.470$  で5%有意)が、子どもが1人以上いるときは影響しないことを示している(係数は子どもが1人のときは  $0.149=-0.045+0.194$ 、2人のときは $-0.045$ )。数量的には夫の経済力を「非常に信頼できる」という妻は「普通」と答える妻に比べて、1番目の子どもを「是非、欲しい」と答える確率と「条件によっては欲しい」と答える確率の比は2.3倍になる(「欲しくない」という確率はいずれにしても小さい)<sup>7</sup>。

夫の収入と既存の子ども数との交互作用効果と夫への経済力信頼度と既存の子ども数の交互作用効果はベッカーの理論的予測(Becker and Lewis 1973;

---

<sup>6</sup>  $\exp(2 \times 0.448)$ の値。2を掛けるのは「非常に信頼できる」と「普通」の差が2で、「是非、欲しい」と「条件によっては欲しい」の差は1であるため。これは他の変数を制御した推定値だが、制御しない場合は「是非、欲しい」と答えた人の割合と「条件によっては欲しい」と答えた人の割合の比は「非常に満足」と答えた人が2.79、「普通」と答えた人が1.06でその比は2.6である。

<sup>7</sup>  $\exp(2 \times 0.425)$ の値。2を掛けるのは「非常に信頼できる」と「普通」の差が2で、「是非、欲しい」と「条件によっては、欲しい」の差が1であるため。これは他の変数を制御した推定値だが、制御しない場合は、「是非、欲しい」と答えた人の割合と「条件によっては、欲しい」と答えた人の割合の比は「非常に信頼できる」と答えた人が4.78、「普通」と答えた人が2.05でその比も2.3である。

Becker 1981) と一致している。ベッカーは収入が多くなると子ども 1 人当たりにかかる養育費用・教育費用である「子どもの質の価格」も高くなることを指摘し、また出生に対する収入効果（正の効果）は子どもの数に依存しないが、子どもの質の価格効果（負の効果）は子どもの数に比例して増えるので、子どもの数が増えると出生に対する収入の影響は次第に負の方向に向かうという理論を提示している。上記の結果は、子どもの数が 0 から 2 へ増えるにつれて、夫の収入の影響は 0 からマイナスへ、夫への経済力信頼度はプラスから 0 へと変化することを示しているが、基礎となる効果は異なるが変化の方向についてはベッカーの理論を支持し、それは単に収入が増えることでなく、子ども 1 人当たりの養育費や教育費の軽減（価格効果の抑制）が有効な少子化対策となることを示している。

以上の結果夫婦関係満足度が高くなると、1 子目と 2 子目の出生意欲が高くなること、心の支え信頼度が高いと既存の子ども数に依らず出生意欲が高くなること、また夫の経済力信頼度が高いと、夫の収入を制御して、1 人目の出生意欲のみが高まることが判明した。

## 6. 予備分析：夫とともにする生活活動のパターンの潜在クラス分析

この節ではどのような夫婦の生活活動時間の特徴が夫への「心の支え信頼度」に結びついているのかを探索的に明らかにする。この節での分析はそれ自体が目的ではなく次節での分析に役立てるために行うものである。夫婦関係満足度でなく心の支え信頼度との関係を調べる理由は、主として精神面での夫婦関係満足度がワーク・ライフ・バランスと結びついていると考えるからである。データは前節で用いたコホート A の 1994 年データ、コホート B の 1997 年データを用いるが、前節と異なり既存の子ども数の制限をもうけず、代わりに表 3 の変数について非該当（例えば「夫婦とも休み」の日のない有業の妻）か不詳でない者、有業者のうち育児休業・病欠で従業していない者および専業主婦でない無職者を除いている〔標本数は表 3 参照〕。心の支え信頼度と夫婦の生活活動時間の特徴の関係を見るために潜在クラス分析を用いる。潜在クラス分析は、夫と大切に過ごす生活活動時間の組み合わせのパターンに異なったパターンを持つ幾つかの潜在クラスがあると仮定し、その潜在クラスの数とそれぞれのクラスの応答パターンを明らかにする。指標となるのは、表 3 の 6 つの生活活動についての 2 分法の値で、共変数として夫への心の支え信頼度の 3 分値（「非常に信頼できる」「ほどほどに信頼できる」「普通および以下」）を用いている。心の支え信頼度を共変数に含めることにより潜在クラスは、生活活動時間の特性とこの信頼度の関連を説明できるものとして推定されるが、これは両者の関連

がどのようなパターンなのかを探索的に分析するのに適している。

表 3. 夫と過ごす時間として「大切にしている」と答えた人の割合：  
生活活動別、就業状態の 2 カテゴリー別、夫の勤務日・休日別

	N=465	N=591	N=417	N=606
	夫婦とも 休み	夫が休み	夫婦とも 勤務	夫が勤務
	有業の妻	専業主婦	有業の妻	専業主婦
食事	.74	.73	.69	.71
くつろぎ	.78	.80	.68	.70
家事・育児	.32	.46	.16	.19
買い物	.49	.55	.04	.04
趣味・娯楽・スポーツ	.43	.42	.07	.10
交際	.15	.10	.02	.04

表 3 はまず予備的知識として有業の妻と専業主婦のそれぞれに対し休日（有業の妻には夫婦とも休みの日、専業主婦にとっては夫が休みの日）、と平日（有業の妻にとっては夫婦とも勤務する日、専業主婦にとっては夫が勤務する日）の場合の各生活活動について、夫と過ごす時間として大切にしているか否かの質問に対し「大切にしている」と答えた人の割合を示している<sup>8</sup>。表 3 は平日では休日と比べ各活動について、とりわけ「食事」と「くつろぎ」以外の 4 活動について夫と過ごす時間として大切にしていると答える人の割合が大きく減少するが、有業の妻と専業主婦の間に大きな違いはないことを示している。

潜在クラス分析の結果は表 4 に示すように、有業の妻の場合も専業主婦の場合も平日、休日によらず潜在クラスの数 は 3 つであることが判明した。

表 4. 潜在クラス数の決定についての結果

I. 有業の妻

休日 (N=465)

平日 (N=417)

<sup>8</sup> 調査では「趣味・娯楽」と「スポーツ」は別の項目となっているが、ここではどちらか一方でも大切にしている場合は「趣味・娯楽・スポーツ」を大切にしているとした。なお調査は「奉仕活動」と「勉強・研究」についても聞いているが、「大切にしている」と答えた人の割合が極めて小さいので分析から省いた。

潜在クラス数	カイ 2 乗	自由度	P	カイ 2 乗	自由度	P
1	307.08	183	.00	207.98	183	.10
2	179.81	174	.37	141.93	174	.96
3	159.33	165	.61	98.89	165	1.00
4	145.27	156	.72	84.53	156	1.00
3 対 2	20.48	9	<.05	43.04	9	<.01
4 対 3	14.06	9	<.10	14.36	9	<.10

## II. 専業主婦

潜在クラス数	休日 (N=591)			平日 (N=606)		
	カイ 2 乗	自由度	P	カイ 2 乗	自由度	P
1	332.93	183	.00	246.69	183	.00
2	184.07	174	.29	142.49	174	.96
3	162.71	165	.54	118.65	165	1.00
4	149.64	156	.63	111.74	156	1.00
3 対 2	21.26	9	<.05	23.84	9	<.01
4 対 3	13.07	9	<.10	7.81	9	<.50

以下の4つのグラフは、それぞれ有業の妻について休日時間の潜在クラスの特徴（図1）と各クラスの心の支え信頼度（図2）、平日時間の潜在クラスの特徴（図3）と各クラスの心の支え信頼度（図4）を示している。

図1. 有業の妻の休日活動の潜在クラスの特徴

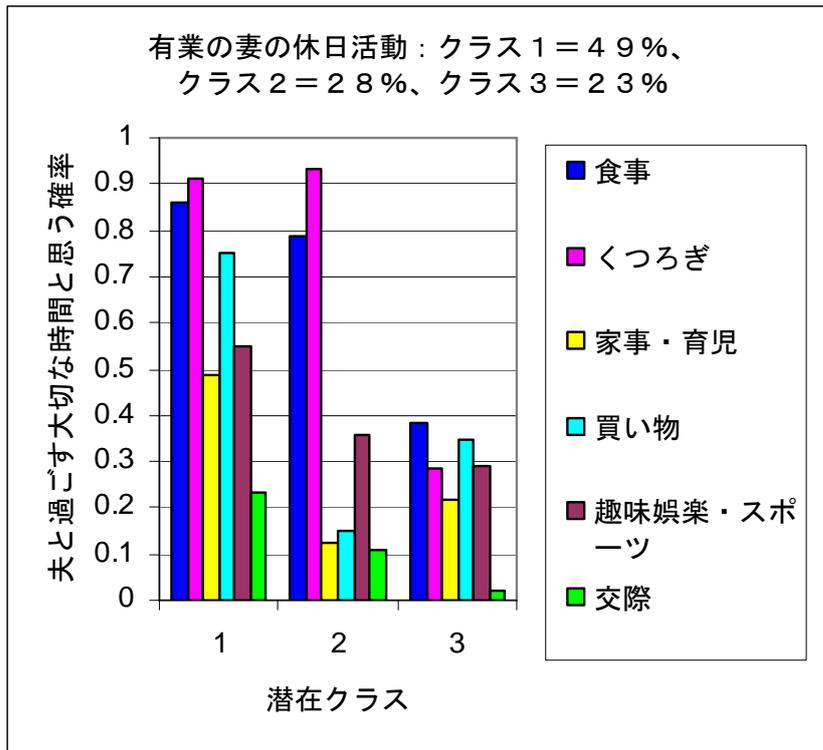


図2. 有業の妻の休日活動の潜在クラスと心の支え信頼度の関係

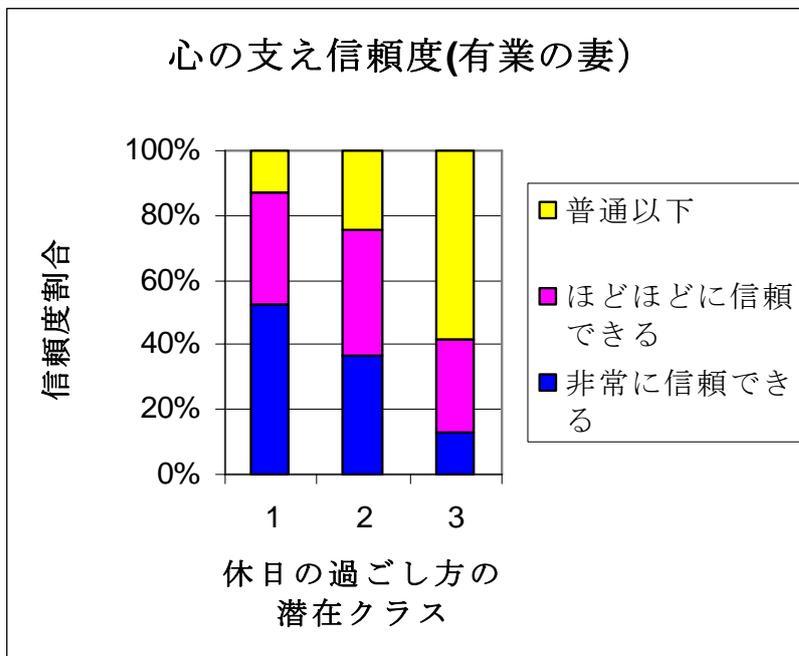


図1は有業の妻の休日時間の3つの潜在クラスの特徴を示している。約半数(49%)の多数派の潜在クラス1は確率が20%強の交際は別として他の5つの活動を夫と過ごす大切な時間と答える確率が50%以上(「家事・育児」は正確には50%を少し下回る)のクラスである。約25%の潜在クラス2は、「食事」と「くつろぎ」の時間は大切にしておき、「趣味・娯楽・スポーツ」も35%以上大切な時間と答える確率を持つが、後の3活動は大切な時間と答える確率の低いクラスである。一番小さい約23%の潜在クラス3は、全般的に活動の如何によらず、夫と過ごす大切な時間と答える確率の小さいクラスである。

図2はこれらの特徴を持つ潜在クラスについて、心の支え信頼度の応答確率がどう変化するかを示したものである。図から明らかなように潜在クラス1が最も信頼度が高く、潜在クラス3が最も低い。夫と過ごす大切な時間と答えるパターンと妻の夫への心の支え信頼度は強く関係しているのである。

図3は、有業の妻の平日時間の3つの潜在クラスの特徴を示している。約60%を占める多数派の潜在クラス1は「食事」と「くつろぎ」を大切な時間としている確率が約3/4と高い以外、他の4活動は大切にしている時間と答える確率の低いクラスである。一方約35%に当てはまる潜在クラス2も「食事」と「くつろぎ」以外は大切な時間と答える確率は低いが、クラス1と違い「食事」と「くつろぎ」を大切な時間と答える確率が50%前後に減少しているのが特徴である。最後に全体の4%にしかあてはまらない極めて少数派の潜在クラス3は平日であっても多くの活動を夫と過ごす大切な時間と答える傾向がある。

図4はこれらの特徴を持つ潜在クラスについて、心の支え信頼度の応答確率がどう変化するかを示したものである。まず注目すべきは、生活時間の特徴からいうと「食事」と「くつろぎ」の時間を大切と答える確率が25%ほど違う他には大きな違いの見られない潜在クラス1と2が、心の支え信頼度の上では、クラス1は「非常に信頼できる」と答える確率が最大なのに、クラス2は「普通以下」の応答確率が最大で、応答パターンが大きく異なっていることである。この事実は、平日においては夫婦が「食事」と「くつろぎ」をともに過ごすか否かの違いが、妻の夫への心の支え信頼度にとって大きな違いをもたらすことを示す。なお少数派の第3の潜在クラスは、「非常に信頼できる」と応える確率が3つのクラスの中で最も高いものの、「普通」と答える確率も潜在クラス1より大きく、中間(「ほどほどに信頼できる」)の確率がほとんどなく、信頼度が2極化しやすい特異性を持っている。

図3. 有業の妻の平日活動の潜在クラスの特徴

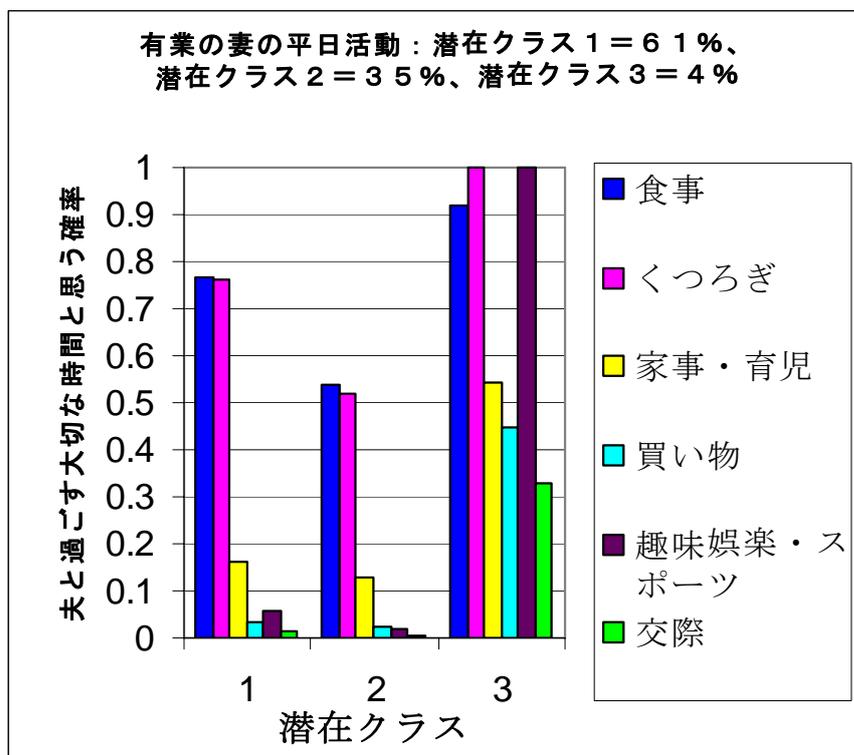
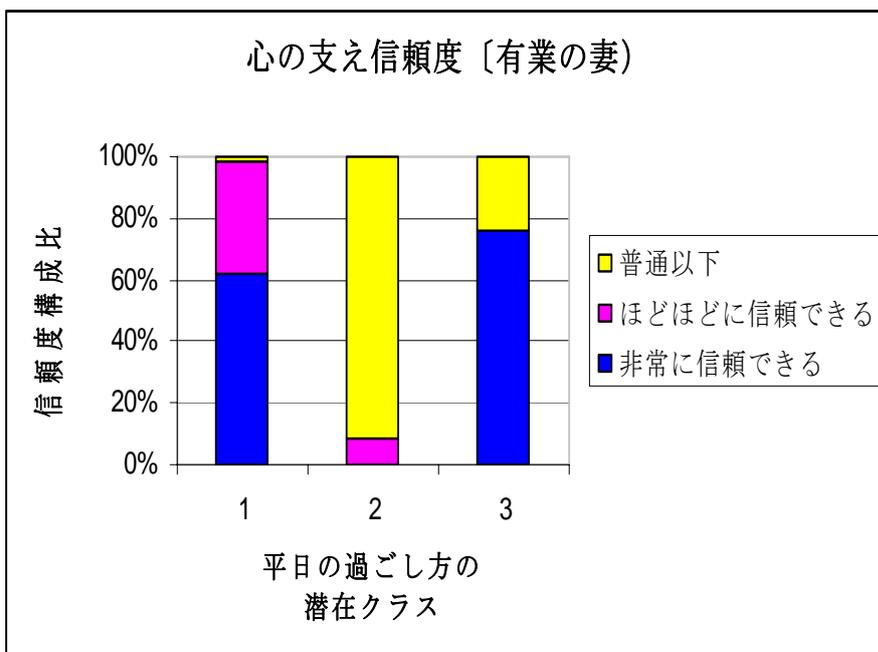


図4. 有業の妻の平日活動の潜在クラスと心の支え信頼度の関係



これらが有業の妻の休日と平日の生活活動と夫への心の支え信頼度との関連を表す潜在クラスの特徴であるが、実は専業主婦についても、3つの潜在クラスの特徴は、応答確率や構成比は多少異なるものの、有業の妻の場合と極めて似通っている。従って、専業主婦についての同様のグラフは省略するが、以下の表5でその特徴を要約する。

表5は有業の妻と専業主婦について休日と平日別に3つの潜在クラスの区別と各活動を「夫と過ごす大切な時間」と応答する確率が統計的に有意（5%検定で）に関連しているか否かを要約したものである。ただし平日についての潜在クラス3（平日でも多くの活動を大切な時間と答えるクラス）は極めて少数で、多数の人々の違いを説明する変数を作る上では無視した方がよいと考え、各活動が1番目と2番目の大きさのクラスの区別と有意に関連しているか否かの検定を行った（検定結果は省略）。

表5. 生活活動の潜在クラスと各活動の関連の有意についての要約

	有業の妻		専業主婦	
	休日	平日	休日	平日
食事		○	○	○
くつろぎ	○	○	○	○
家事・育児	○		○	
買い物			○	
趣味・娯楽・スポーツ	○		○	
交際			○	

注：有意差は休日は3クラス間、平日は潜在クラス1と2の間の比較。

この結果は以下を示している。

(1) 潜在クラスの区別と有意に関連している活動について、有業の妻と専業主婦に共通なのは休日の「くつろぎ」、「家事・育児」、「趣味・娯楽・スポーツ」の3活動、平日の「食事」と「くつろぎ」の2活動の計5活動である。

(2) 平日については夫婦の「食事」と「くつろぎ」が重要で、他はあまり重要視していない。この点（極めて少数の潜在クラス3を除く）大多数の有業の妻と専業主婦は一致している。

(3) 休日については有業の妻に比べ、専業主婦のほうがより多くの活動について潜在クラスと関連しており、このことは専業主婦にとって休日の活動は、夫への心の支え信頼度とより多岐にわたって結びついていることを示す。

以下では上記の発見(1)を、回帰分析に組み入れる。

## 7. 妻の夫婦関係満足度の決定要因

本節では妻の夫婦関係満足度の決定要因を明らかにし、また夫婦関係満足度に対する様々な要因の影響について評価し、あわせてワーク・ライフ・バランスとの関連をも明らかにする。なお本節では線形の従属変数についての固定効果モデルとランダム効果モデルを用いる。主たる分析と結論は状態への選択バイアスの影響を除ける因果的効果モデルに基づくが、ランダム効果モデルは選択バイアスを明らかにする上で併用する。

### 7.1 標本と変数

標本はコホートAについては1994年に有配偶の女性1000人、コホートBについては1997年に有配偶の女性201人、計1201人のうち1時点しか観察のない84人を除く計1117人である。1時点での観察者を除くのは、後述する固定効果モデルを用いると、それらの標本は分析から自然に除かれてしまうからである。ランダム効果モデルは1時点のデータも用いることができるが、2種のモデルの結果の差を標本の差に帰せないため、後者のモデルの応用にも全く同一の標本を用いる。

従属変数の妻の夫婦関係満足度はコホートAについては1994, 1995, 1997, 1999, 2001の各年に調査されており、そのすべてを分析に用いている。またコホートBについては、従属変数は1997, 1999, 2001の各年に調査されておりそれをすべて用いている。説明変数については、以下の2種類の変数を除きすべて従属変数と同じ年の調査で計測されたものを用いている。例外の1つは本人と夫の学歴で、これは最初の観察年のものを用い時間的に一定である。この変数は固定効果モデルでは定数となり使用できない。例外の第2は夫の家事分担率と育児分担率で、これらの変数の調査は従属変数の調査年と完全には一致せず、同年あるいは一年前の計測値がある場合はそれを予測に用い、ない場合は欠損値として扱っている。

具体的説明変数にはワーク・ライフ・バランス関係の変数として以下の5つの説明変数を用いる：(1) 夫婦の会話時間(平日)、(2) 夫と大切に過ごす生活時間総計(休日)、(3) 夫の家事分担割合、(4) 夫の育児分担割合、(5) 夫と大切にしている主要生活活動数。なお(5)の変数は、前節の分析結果に基づき、休日の「くつろぎ」、「家事・育児」、「趣味・娯楽・スポーツ」の3活動、平日の「食事」と「くつろぎ」の2活動の計5活動について夫と過ごす大切な時間であると回答すれば1、しなければ0として加算して得られた0～5の値を取る変数である。なお、調査からは休日の夫婦の会話時間と平日の夫と過ごす大

切な生活時間総計についても推定できるが、これらは上記の変数 (1) と (2) と強く相関し、また (1) と (2) を制御すると独自の説明力を持たないので省いた。なお、子どものいない夫婦の場合夫の育児分担割合は非該当となるが、子どものいる夫婦の夫の平均育児分担割合である 15.1%を一律に当てはめた。

その他の説明変数には世帯の属性として (6) 結婚継続年数、(7) 子どもの数、(8) 世帯の預貯金・有価証券額、(9) ローン返済額、本人の属性として (10) 本人の収入、(11) 本人の就業状態、(12) 本人の学歴、夫の属性として (13) 夫の収入、(14) 夫の職業、(15) 夫の勤め先の企業規模、(16) 夫の残業時間、(17) 夫の学歴を用いた。なおすべての変数について欠損値 (不詳・不明) があるときは、その効果を一定と仮定し「不詳ダミー変数」を用いて制御した。

なお、これらの変数以外に夫への (18) 心の支え信頼度と (19) 経済力信頼度も後述するモデル 2 で用いた。どの変数が主に夫への信頼度を通してのみ夫婦関係満足度に影響し、どの変数が直接的に影響するかを見るためである。以下で明らかになるように、例外もあるが多くの説明変数の効果は、主としてこの 2 変数を介在して夫婦関係満足度に影響する。ちなみに本節で用いるデータを用いて妻の夫婦関係満足度の分散分析をおこなうと、個人間の妻の夫婦関係満足度の 68%、個人内の時点間の分散の 34%、が夫への「心の支え信頼度」と「夫の経済力信頼度」の違いとして説明できる。後者の 34%というのは比較的小さい割合に思えるかもしれないが、夫婦関係満足度が比較的不安定な変数であることを考えると、34%というのはむしろ大きな説明度である。

## 7.2 分析モデル

線形の従属変数に対する個人の異質性の影響について固定効果モデル (fixed effect model) とランダム効果モデル (random effect model) を併用する。これらはそれぞれ以下の式で表わされる。

$$(1) \quad y_{it} = \alpha_i + b_1(t - t_{i0}) + b_2(t - t_{i0})^2 + \sum_{k=3}^K b_k x_i(t) + \varepsilon_{it}$$

$$(2) \quad y_{it} = a + b_1(t - t_{i0}) + b_2(t - t_{i0})^2 + \sum_{k=3}^K b_k x_i(t) + u_i + \varepsilon_{it}$$

ここで  $t$  は観察年を  $i$  は個人をまた  $t_{i0}$  は  $i$  の結婚の年を示す。結婚継続年数 ( $t - t_{i0}$ ) の U 字型依存の検定のため 1 次項と 2 次項を含めている。式 (1) と (2) は形の上では類似しているが、固定効果モデルの式 (1) における  $\alpha_i$  は個人別の定数項パラメーターで、その個人間分布は説明変数  $\mathbf{x}$  とどのように関連

してもよく、そのため時間とともに変わらない観察されない異質性 $\alpha_i$ による  $\mathbf{x}$  の状態への選択バイアスを制御でき、より因果的な  $\mathbf{x}$  と  $y$  との関係を調べられる長所がある。また、固定効果モデルは個人内での  $\mathbf{x}$  の変化が  $y$  の変化にどう影響するかの情報だけを用いてパラメターの推定をする。

一方ランダム効果モデルの式 (2) の  $u_i$  は説明変数  $\mathbf{x}$  と誤差項  $\varepsilon_{it}$  とも独立で正規分布に従うと仮定されるランダム変数で個人の観察されない異質性を表すが、 $\mathbf{x}$  と独立であるとの仮定を置くので  $\mathbf{x}$  の状態への選択バイアスを制御できず、その結果  $\mathbf{x}$  の効果の推定値は  $\mathbf{x}$  の個人内の変化の影響だけでなく、 $\mathbf{x}$  の個人間の違いの影響も反映する。ランダム効果モデルの結果は固定効果モデルの結果との比較上重要であり、また時間に依存しない説明変数（具体的には本人と夫の学歴）を用いることができる（固定効果モデルでは $\alpha_i$ の効果で説明されるので推定できない）という長所もある。一般に (2) 式の結果で有意な効果が見られ、(1) 式の結果で効果が全くみられない場合は選択バイアスの結果とみなせる。より「素人的解釈」としては式 (1) の結果は、 $\mathbf{x}$  が他の状態からその状態となることによる  $y$  の変化に対する影響を見ており、式 (2) の結果は、 $\mathbf{x}$  が他の状態ではなくその状態であることと  $y$  の状態との関連を見ているといえる。例えば説明変数に夫の職業を用い、そのカテゴリーの1つが「無職」であるなら、その係数は固定効果モデルでは「無職となること」つまり「失業」の効果を表すと解釈できる。

誤差項  $\varepsilon_{it}$  については式 (1) では i.i.d. (独立同分布) を仮定した、この仮定は強いが、もしこの仮定が満たされなくてもパラメターの推定値は効率性は落ちるが一致性は満たす。また具体的推定方法として、各個人内で時点間平均の式を各時点での式から引いて  $\alpha_i$  パラメターを除いた式に最小 2 乗法を用いる推定方法を用い、結果の回帰係数の  $t$  値について（個人内平均を引くことにより 1 人当たり 1 時点分の式が他の時点の式と完全に線形従属となるので）必要な自由度調整をした<sup>9</sup>。式 (2) の誤差項  $\varepsilon_{it}$  については個人間は独立だが、

---

<sup>9</sup> 具体的には  $\sqrt{\frac{N-M-np}{N-np}}$  の値を結果の  $t$  値に掛けた。ここで  $N$  は  $Y$  の観察値数（人×時点の

述べ総数）、 $M$  は観察標本人数、 $np$  はモデルのパラメターの数である。

個人内の時点間では (a) 独立、(b) AR(1)、(c) Toeplitz、(d) 限定なし (unstructured) の 4 モデルを、それぞれの従属変数について下記の予備分析モデルを用い尤度比検定で最適なものを選んだ<sup>10</sup>。結果は Toeplitz が最適であることが判明し (検定結果は略)。またこれらの異なる時点別誤差項  $\varepsilon_{it}$  と個人別誤差項  $u_i$  の組み合わせの応用には SPSS MIXED を用いた。

### 7.3 分析結果：妻の夫婦関係満足度の決定要因

表 6 は固定効果モデルとランダム効果モデルについてそれぞれ 2 つのモデルの結果を提示している。モデル 1 は 2 種の夫への信頼度を説明変数に含めていないモデル、モデル 2 は信頼度の変数を含めるモデルである。表 6 のモデル 1 の結果は、ランダム効果モデルは以下で議論する 2 つの例外を除いて固定効果モデルより回帰係数の推定値の絶対値が大きく、ランダム効果モデルは説明変数の変化の影響を個人差の影響と混同するため効果を過大評価する傾向があることを示している。2 つの例外ケースではランダム効果モデルの結果への強い選択バイアスの影響が見られる。1 つは結婚継続年数の影響である。ランダム効果モデルの結果は U 字型依存の仮説を支持し、夫婦関係満足度が 19 年目を底に上向きに転じることを示すが、固定効果モデルの結果は 2 次項は有意でなく、夫婦関係満足度は結婚継続年数とともに単調減少することを示す。つまり U 字型の変化は夫婦関係満足度の比較的低い者が離婚や標本離脱により去り、高い結婚継続年数になるほど夫婦関係満足度の比較的高い人々を観察することになるために起こる見かけ上の結果であることを示している。結論として VanLaningham (2001) の分析結果と同様に、固定効果モデルの結果は U 字型理論を支持しない。第 2 の強い選択バイアスは、ランダム効果モデルが結婚初期に結婚継続年数とともに夫婦関係満足度が下がる傾向を過大評価するため、最初の子どもが生まれたときに夫婦関係満足度が下がる傾向を過小評価することである。表 6 の結果は、子どもが 0 人であるときに 1 人以上のときより比較的高い満足度が存在する傾向につき、ランダム効果モデルは大幅に過小評価していることを示している (固定効果モデルで子ども数 0 人の効果が 0.404、ランダム効果モデルでは 0.212)。

---

<sup>10</sup> 共分散は例えば 4 時点なら AR(1) は  $\sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \rho^3 \\ \rho & 1 & \rho & \rho^2 \\ \rho^2 & \rho & 1 & \rho \\ \rho^3 & \rho^2 & \rho & 1 \end{pmatrix}$ 、Toeplitz は  $\sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \rho_3 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_3 & \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{pmatrix}$

と仮定し、前者は後者の特殊な場合となる。

表 6. 夫婦関係満足度の決定要因

	モデル1		モデル2	
	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果
I. ワーク・ライフ・バランスに関する説明変数				
1. 夫婦の会話時間 (平日1日平均)				
	<b>0.063(8.04)</b>	<b>0.046(5.31)</b>	<b>0.031(4.91)</b>	<b>0.020(2.70)</b>
2. 夫と大切に過ごす生活時間総計 (休日)				
	<b>0.017(5.42)</b>	<b>0.014(3.88)</b>	<b>0.008(3.00)</b>	<b>0.007(2.39)</b>
3. 夫の家事分担割合 (小数=%/100)				
	-0.181(0.97)	-0.232(1.14)	-0.071(0.49)	-0.113(0.66)
4. 夫の育児分担割合 (小数=%/100)				
	<b>0.519(4.72)</b>	<b>0.396(3.38)</b>	<b>0.260(2.96)</b>	<b>0.261(2.65)</b>
5. 主要生活活動数				
	<b>0.099(8.91)</b>	<b>0.074(6.22)</b>	<b>0.040(4.47)</b>	<b>0.035(3.47)</b>
II. その他の説明変数				
6. 結婚継続年数				
線形/10	<b>-0.466(3.66)</b>	<b>-0.402(2.84)</b>	-0.052(0.56)	-0.061(0.51)
2乗/100	<b>0.124(2.17)</b>	0.052(0.87)	0.008(0.18)	-0.004(0.08)
7. 子どもの数 (対2人)				
0人	<b>0.212(2.93)</b>	<b>0.404(4.05)</b>	<b>0.100(1.99)</b>	<b>0.303(3.62)</b>
1人	-0.053(1.31)	0.011(0.21)	-0.037(1.28)	-0.004(0.09)
3人以上.	0.074(1.71)	0.018(0.30)	0.036(1.56)	-0.003(0.01)
8. 世帯の預貯金・有価証券額 (単位 100 万)				
	<b>0.014(2.94)</b>	<b>0.009(2.72)</b>	0.003(1.52)	0.004(1.44)
9. 調査月のローン返済額 (単位 10 万)				
	0.008(0.38)	0.012(0.54)	0.015(0.71)	0.011(0.55)
10. 本人の月収 (単位 10 万)				
	-0.009(1.19)	-0.006(0.66)	-0.001(0.11)	-0.003(0.44)
11. 本人の就業状態 (対専業主婦・学生)				
常勤	0.007(0.20)	0.011(0.26)	-0.003(0.10)	-0.008(0.23)
パート・臨時	-0.046(1.30)	-0.049(1.25)	-0.009(0.34)	-0.023(0.71)
12. 本人の学歴 (対高卒以下)				
大学以上	0.063(0.79)	-----	0.011(0.24)	-----
短大・高専	0.041(0.71)	-----	-0.005(0.14)	-----

13. 夫の月収(単位10万)				
	0.010(1.88)	<b>0.012(2.02)</b>	-0.002(0.63)	0.002(0.40)
14. 夫の職業(対 作業職)				
専門技術	0.063(1.32)	-0.003(0.05)	-0.032(0.92)	-0.003(0.05)
管理事務	0.004(0.08)	-0.057(1.01)	-0.037(1.18)	-0.066(1.40)
自営	-0.124(1.57)	-0.097(1.05)	-0.086(1.43)	-0.017(0.22)
販売・サービス	0.042(0.77)	0.040(0.60)	0.021(0.55)	-0.034(0.62)
無職	<b>-0.534(4.14)</b>	<b>-0.582(4.24)</b>	<b>-0.236(2.27)</b>	<b>-0.281(2.44)</b>
15. 夫の勤め先の企業規模(対中小企業, 非該当)				
大企業	0.085(1.80)	0.061(0.96)	0.015(0.44)	0.004(0.07)
官公庁	0.095(1.43)	0.193(1.40)	0.017(0.39)	0.064(0.56)
16. 夫の残業時間				
	-0.009(0.99)	-0.003(0.24)	-0.014(1.91)	-0.003(0.29)
17. 夫の学歴(対大卒未満)				
大卒以上	<b>0.126(2.41)</b>	-----	0.036(1.14)	-----
III. 夫への信頼度				
18. 心の支え	-----	-----	<b>0.534(48.12)</b>	<b>0.472(33.0)</b>
19. 経済力	-----	-----	<b>0.159(13.39)</b>	<b>0.151(10.1)</b>

IV. 係数略：定数項、ワーク・ライフ・バランスの変数1～5のそれぞれについて不詳の場合のダミー変数、本人の月収不詳ダミー、夫の月収不詳ダミー、夫の残業時間不詳ダミー、世帯の預貯金・有価証券額不詳ダミー、ローン返済額不詳ダミー。

注：カッコの中はtスコア。ゴシック体数字は有意な効果。

固定効果モデル1の結果は、以下の9つの効果が選択バイアスを取り除いても有意に残る因果的効果であることを示す。以下標準化された回帰係数 $\beta$ （表6では略）の大きさの順に記述すると<sup>11</sup>、

(1) 夫婦の共有主要生活活動数が増えると妻の夫婦関係満足度は増加する( $\beta$

<sup>11</sup> 以下で標準化された回帰係数の値は、比較のため有意でない結婚継続年数の2次項、夫の職業の「無職」以外のダミー変数を除き、既存の子ども数の効果は0対1人以上のダミー変数のみを残したモデルの結果である。

=0.145)。

(2) 結婚継続年数が増加すると妻の夫婦関係満足度は減少する ( $\beta = -0.110$ )。

(3) 最初の子どもが生まれると妻の夫婦関係満足度は減少する ( $\beta = -0.095$ )。

(4) 夫婦の平日会話時間が増すと妻の夫婦関係満足度は増加する ( $\beta = 0.093$ )。

(5) 夫婦の休日共有生活時間の総計が増すと妻の夫婦関係満足度は増加する ( $\beta = 0.073$ )。

(6) 夫が失業すると妻の夫婦関係満足度は減少する ( $\beta = -0.072$ )。

(7) 夫の育児分担割合が増すと妻の夫婦関係満足度は増加する ( $\beta = 0.056$ )。

(8) 世帯の預貯金・有価証券額が増すと妻の夫婦関係満足度は増加する ( $\beta = 0.045$ )。

(9) 夫の収入が増すと妻の夫婦関係満足度は増加する ( $\beta = 0.038$ )。

となる。有意度 ( $t$  値) で比べても順位はほぼ同じである。なおここで標準化された回帰係数で見る影響の相対的大きさは、個人内での変化のバラつきが少なくいと小さくなる性格を持つことに留意する必要がある。例えば失業の影響は、失業を経験した人にとってのインパクトは非常に大きいですが失業を経験した人の割合が少ないので影響は減り順位は下がっている。またランダム効果モデル1の結果は夫が大学卒である妻は夫婦関係満足度が高いことを示している。

この結果は前節の分析結果を基にして構成した夫婦共有の主要生活活動（休日の「くつろぎ」、「家事・育児」、「趣味・娯楽・スポーツ」、平日の「食事」と「くつろぎ」の計5活動）の数を始め、夫婦の平日会話時間、夫婦の休日共有生活時間総計、夫の育児分担割合など夫婦の共有するワーク・ライフ・バランスに関する変数が、夫婦関係満足度に大きく影響をしていることを示している。

固定効果モデル2の結果は更に、上記の主な結果(1)～(9)のうち、(2)の結婚継続年数依存と(8)と(9)の経済的満足度は、夫への心の支え信頼度と経済力信頼度を介して影響し、他の説明変数の効果も、この夫への信頼度の2変数を考慮すると半減かそれ以下になることを示している。例外は(3)の最初の子どもが生まれることによる夫婦関係満足度の減少と(7)の夫の育児分担割合の影響でこれらは夫への信頼度を制御しても効果はそれぞれ4分の3と3分の2にしかならず、これらの効果は2種の指標による夫への信頼度とは比較的独立の影響であることを示している。妻の夫婦関係満足度は第2子第3子と子どもの数が増えても有意に下がらないのに、第1子目の出生時だけ大きく減少することは妻が初めての育児経験時に子どものいない生活から子どものいる生活にスムーズに移行できないことを示唆する。なおここでは子どものいない

妻の場合夫の育児分担は子どものいる場合の平均の 15.1%と等しいという仮定で最初の出生の夫婦関係満足度への影響を計っているが、もし夫が全く育児を分担しなければ、この子ども数 0 人から 1 人への負の移行効果は固定効果モデル 1 の結果を利用すると  $-0.393 (=0.011-0.404)$  から  $-0.453 (=0.011-0.404-0.398 \times 0.151)$  へと 1.15 倍になり、反対に夫が育児を 50%分担すれば効果は  $-0.254 (=0.011-0.404+0.398 \times (0.5-0.151))$  と約 3 分の 2 となる。夫の育児参加は、第 1 子出生に伴う妻の夫婦関係満足度減少を完全に埋め合わせすることはできないがその影響を緩和することはできるのである。次節では夫への信頼度の決定要因を明らかにする。なお固定効果モデル 2 の結果は、夫婦関係満足度に対し心の支え信頼度 1 単位の増加は、経済力信頼度 1 単位増加の 3 倍強の影響力 (0.472 対 0.151) を持っていることを示している。有意度の比もほぼ等しい。

#### 8. 夫への信頼度の決定要因

本節では、夫への心の支え信頼度と経済力信頼度の決定要因を分析する。標本は前節の標本と全く同じであり、説明変数も同じである。また分析モデルも固定効果モデルとランダム効果モデルを併用する。なお予備分析の結果、尤度比検定で、夫の心の支え信頼度のランダム効果モデルの誤差項  $\varepsilon_{it}$  には Toeplitz モデルが、経済力信頼度には AR(1) モデルが最適であることが判明したので、以下それらを用いている。

表 7 の固定効果モデルの結果は夫への心の支え信頼度と経済力信頼度には、それぞれ 7 つの変数が有意な影響をもたらすことを示している。表 8 はそれぞれの信頼度に対する影響について標準化された回帰係数の大きさを説明変数の重要度について順位をつけまとめている。なおマイナスの効果は括弧内の係数の記号で表している<sup>12</sup>。表 8 はインパクトの大きさや順位は異なるが、主要生活活動数の増加、夫婦の平日会話時間の増加、夫の失業（無職への変化）が 2 種の夫への信頼度に共通する決定要因であること、特に 5 節で潜在クラスモデルの結果を参考にして構成した「夫と大切に過ごす主要生活活動数」が、ともに第 2 位の説明力を持っていることを示している。

表 8 の心の支え満足度の主な決定要因は 7 節でまとめた夫婦関係満足度の決

---

<sup>12</sup>以下で標準化された回帰係数の値は、比較のため有意でない結婚継続年数の 2 次項、夫の職業の「無職」以外のダミー変数を除いたモデルの結果である。また夫の勤め先の企業規模の影響は 2 つの係数の線形結合の標準化された回帰係数（シーフ係数）である。

表 7. 2種の信頼度の決定要因

	心の支え信頼度		経済力信頼度	
	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果
I. ワーク・ライフ・バランスに関する説明変数				
1. 夫婦の会話時間 (平日1日平均)	<b>0.059(7.15)</b>	<b>0.047(5.34)</b>	<b>0.038(4.88)</b>	<b>0.028(3.29)</b>
2. 夫と大切に過ごす生活時間総計 (休日)	<b>0.016(4.90)</b>	<b>0.013(3.61)</b>	0.006(1.90)	0.003(0.89)
3. 夫の家事分担割合 (小数=%/100)	-0.098(0.51)	-0.145(0.70)	-0.310(1.68)	-0.317(1.58)
4. 夫の育児分担割合 (小数=%/100)	<b>0.416(3.67)</b>	<b>0.268(2.24)</b>	-0.210(1.26)	0.029(0.25)
5. 主要生活活動数	<b>0.095(8.29)</b>	<b>0.069(5.63)</b>	<b>0.061(5.55)</b>	<b>0.045(3.89)</b>
II. その他の説明変数				
6. 結婚継続年数				
線形/10	<b>-0.684(5.10)</b>	<b>-0.688(4.75)</b>	<b>-0.293(2.35)</b>	-0.096(0.69)
2乗/100	<b>0.176(2.91)</b>	0.118(1.92)	<b>0.111(1.97)</b>	-0.007(0.12)
7. 子どもの数 (対2人)				
0人	0.137(1.75)	0.180(1.77)	-0.029(0.40)	0.121(1.41)
1人	-0.020(0.461)	0.019(0.36)	-0.036(0.67)	-0.004(0.37)
3人以上	0.046(0.99)	0.039(0.66)	0.059(1.36)	-0.003(0.02)
8. 世帯の預貯金・有価証券額 (単位100万)	0.005(1.82)	<b>0.007(2.12)</b>	<b>0.014(5.15)</b>	<b>0.010(3.27)</b>
9. 調査月のローン返済額 (単位10万)	0.015(0.70)	0.001(0.05)	0.005(0.23)	0.003(0.18)
10. 本人の月収 (単位10万)	-0.005(0.60)	-0.002(0.20)	<b>-0.021(2.62)</b>	-0.011(1.31)
11. 本人の就業状態 (対専業主婦・学生)				
常勤	0.014(0.39)	0.024(0.60)	0.007(0.20)	0.047(1.37)
パート・臨時	-0.049(1.33)	-0.041(1.03)	-0.064(1.82)	0.043(1.28)
12. 本人の学歴 (対高卒以下)				
大学以上	0.112(1.21)	-----	-0.009(0.12)	-----
短大・高専	0.099(1.48)	-----	-0.037(0.62)	-----

13. 夫の月収(単位10万)				
	0.008(1.45)	0.011(1.85)	<b>0.039(7.61)</b>	<b>0.030(5.22)</b>
14. 夫の職業(対 作業職)				
専門技術	0.096(1.90)	0.002(0.04)	<b>0.105(2.20)</b>	-0.002(0.03)
管理事務	0.040(0.85)	0.001(0.01)	0.067(1.52)	0.067(1.21)
自営	-0.132(1.58)	-0.156(1.64)	0.014(0.20)	-0.002(0.03)
販売・サービス	0.047(0.83)	-0.028(0.41)	0.009(0.15)	0.045(0.69)
無職	<b>-0.435(3.25)</b>	<b>-0.483(3.44)</b>	<b>-0.563(4.40)</b>	<b>-0.485(3.60)</b>
15. 夫の勤め先の企業規模(対中小企業, 非該当)				
大企業	0.088(1.73)	0.077(1.19)	<b>0.188(3.77)</b>	<b>0.141(2.26)</b>
官公庁	0.081(1.09)	0.185(1.31)	<b>0.211(3.10)</b>	<b>0.278(2.05)</b>
16. 夫の残業時間				
	-0.007(0.66)	-0.008(0.70)	<b>0.022(2.32)</b>	<b>0.024(2.22)</b>
17 夫の学歴(対大卒未満)				
大卒以上	<b>0.151(2.52)</b>	-----	<b>0.106(1.96)</b>	-----

III. 係数略：定数項、ワーク・ワイフ・バランスの変数1～5のそれぞれについて不詳の場合のダミー変数、本人の月収不詳ダミー、夫の月収不詳ダミー、夫の残業時間不詳ダミー、世帯の預貯金・有価証券額不詳ダミー、ローン返済額不詳ダミー。

注：カッコの中はtスコア。ゴシック体数字は有意な効果。

定要因と重複し重要度の順位も近い。特に「夫と大切に過ごす主要生活活動数」や「夫婦の会話時間」の影響が「夫と大切に過ごす生活時間総計」の効果よりも強いことは夫婦関係満足度や夫への精神的信頼度を高めるのに大切なのは夫婦がともに過ごす時間の「質」であって「量」だけではないことを示す。質と言っても、ここでは具体的には前述の5生活活動や会話時間のことである。

しかし注目すべき違いもいくつかみられる。まず第1に夫婦関係満足度に影響する要素として3番目の重要度を持つ最初の子どもが生まれることの負の影響が夫への心の支え信頼度への影響には全くみられない点である。この事実は心の支え信頼度だけでなく、経済力信頼度にもあてはまり、最初の子どもが生まれることの夫婦関係満足度への負の影響が夫への精神的信頼度や経済的信頼度とほぼ独立した影響であるという表6のモデル2の結果を別の視点から裏付けている。

第2に結婚継続年数とともに減少する傾向は心の支え信頼度の方が夫婦関

係満足度より大きく、この心の支え信頼度の減少傾向が夫婦関係満足度が結婚継続年数につれて減少する傾向を 100%説明することがわかる。この事実は表 6 のモデル 2 で夫への信頼度を制御すると結婚継続年数依存が取り除かれることと、経済力信頼度の方は結婚継続年数に依存しないこと（表 7 の固定効果モデルの結果）からわかる。なお、表 7 のランダム効果モデルの結果は、どちらの信頼度についても結婚継続年数への U 字型依存を示すが、固定効果モデルの結果は 2 次項が有意でないのでもここでも U 字型依存は否定される。つまり U 字型の変化は夫への信頼度の低い人々が離婚や標本離脱により去り、結婚継続年数が大きくなるほど夫への信頼度の高い人々を観察することになるために起こる見かけ上の結果である。

表 8. 2 種の夫への信頼度の決定要因と重要度の順位

	夫への心の支え信頼度の増加	夫への経済力信頼度の増加
1 位	結婚継続年数の増加 (-0.171)	夫の収入の増加 (0.105)
2 位	主要生活活動数の増加 (0.131)	主要生活活動数の増加 (0.092)
3 位	夫婦の平日会話時間の増加 (0.092)	夫の失業 (-0.069)
4 位	夫婦の休日共有生活時間の増加 (0.068)	夫婦の平日会話時間の増加 (0.059)
5 位	夫の失業 (-0.053)	世帯の預金・証券額の増加 (0.058)
6 位	夫の育児分担割合の増加 (0.035)	夫が大企業・官庁へ転職 (0.046)
7 位	世帯の預金・証券額の増加 (0.035)	夫の残業時間の増加 (0.040)

注：括弧内は標準化された回帰係数。ただし、大企業・官庁への転職も大企業と官庁の係数を合わせたシーフ係数。

一方表 8 は夫への経済力信頼度には、夫の収入が一番強く影響していることに加え、世帯の預貯金・有価証券額も、強く影響し、また大企業・官庁へ転職（逆の転出ならマイナス効果）なども影響力を持つことがわかる。第 7 位の夫の残業時間の正の効果の解釈は注意を要する。これは平日の夫婦の会話時間や共有主要生活活動数が一定という条件のもとでの効果である。実際には夫の残業時間は平日の夫婦の会話時間や共有主要生活活動数と有意に負の相関を持ち、正味の影響（この関連する 2 変数を制御しない結果）は有意でない。

夫への経済力信頼度の決定要因の分析結果は結婚継続年数依存のパターン以外にも 2 つの選択バイアスと解釈できる結果（ランダム効果モデルで有意で、固定効果モデルでは有意でない結果）を示している。ランダム効果モデルの結果は本人の収入が高いと、夫への経済力の信頼度が低くなり、夫が専門職であると信頼度が高くなることを示すが、前者は妻の収入の増加が夫の経済力への

信頼度を下げることではなく、所得獲得能力の高い女性が夫の経済力の評価により厳しいことを示し、後者は夫が専門職になると夫への経済力への信頼度が増すのではなく、専門職の夫を持つような女性は平均的に夫への経済力信頼度の高い女性であることを示す。またランダム効果モデルの結果は夫が大卒である場合も2つの信頼度を高めることを示しているが因果関係はわからない。

## 9. 結論と議論

まず本稿が実証的に明らかにしたことを主なものについて箇条書きにまとめると以下のとおりである。

(1) 既存の子どもの数が0~2人の有配偶女性の間で、妻の夫婦関係満足度の高さは第1子と第2子の出生意欲を増大させる。しかし第3子目の出生意欲には影響しない。また夫への精神的信頼度(心の支え信頼度)が高いと既存の子どもの数によらず出生意欲が増し、夫への経済力信頼度は(夫の収入を制御して)1人目の子の出生意欲は増大させるが2人目以降の出生意欲には影響しない。

(2) 妻の夫婦関係満足度に影響するのは、可変性(時間的変化の程度や、イベントの起こる確率)とインパクトをともに考慮した重要度の順で、夫婦の共有主要生活活動数、結婚継続年数(負の効果)、第1子の出生(負の効果)、夫婦の平日会話時間、夫婦の休日共有生活時間の総計、夫の失業(負の効果)、夫の育児分担割合、世帯の預貯金・有価証券額、夫の収入の9要因である。またここで最重要の主要生活活動とは休日の「くつろぎ」、「家事・育児」、「趣味・娯楽・スポーツ」の3活動、平日の「食事」と「くつろぎ」の2活動の計5項目である。

(3) 妻の夫婦関係満足度の主な構成要素と考えられる「心の支えになる人」としての夫への信頼度と夫への経済力信頼度について、前者の夫婦関係満足度への影響は後者の影響より3倍強大きい。

(4) 「心の支えになる人」としての夫への信頼度に影響するのは、主にワーク・ライフ・バランスに関する4変数(共有主要生活活動数、夫婦の平日会話時間、夫婦の休日共有生活時間、夫の育児負担割合)であり、他には結婚継続年数(負の効果)と夫の失業(負の効果)である。

(5) 夫への経済力信頼度に主に影響する要因は、重要度の順で夫の収入、夫と共有主要生活活動数、夫の失業(負の効果)、夫婦の平日会話時間、世帯の預貯金・有価証券額、中小企業と大企業・官庁間での就業移動である。

(6) 第1子出生に伴う夫婦関係満足度の低下は、夫への精神的信頼度や経済力信頼度の低下では説明できない独自の現象である。

(7) 夫婦関係満足度の結婚継続年数へのU字型依存というのは、満足度の

低い人が離婚や標本離脱により結婚継続年数増加とともに観察されなくなるといふ選択バイアスの結果で、この選択バイアスを制御しないとU字型の依存が観察されるが、選択バイアスを制御するとこの傾向は存在しない。同様の傾向が心の支え信頼度にも経済力信頼度についても観察される。

これらの分析結果をふまえて重要な論点が2点ある。第1点はワーク・ライフ・バランスの重要性と有効性についてである。重要という意味は2つあって、1つ目は少子化対策上である。ワーク・ライフ・バランスに関係する夫婦の共有生活活動の特性が夫婦関係満足度の主たる決定要因であることは本稿の分析結果から明らかであるが、ワーク・ライフ・バランスが夫婦関係満足度を高め、夫婦関係満足度が出生意欲に強く影響し、また本稿ではこの点は実証していないが離婚率を低めることで出生率を高める、からである。重要という意味の2つ目は、少子化対策を度外視しても人々が幸せな結婚生活を送れることはそれ自体重要であるからである。本稿の発見はワーク・ライフ・バランスには雇用や勤務の柔軟性など家庭の外での制度の変革が必要であるとともに、夫婦が家庭の中で過ごす過ごし方にも変革が必要であることを示唆している。高い夫婦関係満足度を維持するには夫婦が共に過ごす時間にお互いの心の支えとなるような質を与えることが重要と考えられる。質といっても難しいことではなく、平日は夫婦がともにする食事とくつろぎの時間を大切にし、休日にはくつろぎの時にくわえて、家事・育児や趣味・娯楽・スポーツなどの共有を大切にすることであり、またそれらの生活活動の中で対話の時間を多く持つことである。それと同時にそのような家庭内での夫婦の時間の過ごし方を可能にするような働き方、特に男性の働き方、が変わらねばならない。永井暁子氏（2006）の研究によれば午後7時までに夫が帰宅する割合はストックホルムで8割、ハンブルグで6割、パリで5割に対し東京では2割であり、またベネッセ教育開発センター（2006）の報告によると幼児（就学前の3～6歳児）のいる家庭で午後11時以降に帰宅する父親の割合は東京で25.2%、ソウルで9.9%、北京で2.0%、上海で2.1%、台北で5.0%となっている。男性の就業時間が長すぎることでワーク・ライフ・バランスを損なうことは自明である。

しかし夫の就業時間・残業時間が減り所得が減れば妻の夫への経済力信頼度が減り、妻の夫婦関係満足度が減るのではないかという疑問が残る。夫の収入は夫への経済力信頼度の最大の決定要因であり、夫婦関係満足度にも影響する。この点を分析するために、かりに就業時間を減らして月収10万円減ると仮定し、同じ夫婦関係満足度を維持するために、その分他の要素で補うとしたらどうすれば良いかを調べた。表6の固定効果モデル1の結果に基づいて算定す

ると以下の要素がみな夫婦関係満足度への貢献上同等であることがわかる。

夫の月収 10 万円増加

= 平日の夫婦の会話時間の 1 日平均 16 分増加 ( $= (60 \times 0.012) / 0.046$ )

= 休日に妻が夫とともに大切に過ごしていると思える生活時間の 1 日平均 54 分増加 ( $= 60 \times 0.012 / 0.014$ )

= 夫の育児分担割合が (たとえば 15% から 18% に) 3% 増加 ( $= 0.012 / 0.396$ )

= 平日に「食事」または「くつろぎ」を妻が夫と大切する時間と感じる日が以前より 6 日に 1 日増加 ( $= 0.012 / 0.074$  がほぼ 6 分の 1)

= 世帯の預貯金・有価証券額が約 130 万円増加 ( $= (0.012 / 0.009) \times 100$  万)

この結果は夫の月収がかりに就業時間を減少させることで 10 万円減ったとしても、その分平日 1 日当たり 16 分の夫婦の会話時間が増えるか、妻が平日に夫との食事を大切な時と思える日が毎週 1 度増えるか、夫の育児分担割合が 3% 増えれば、同じレベルの夫婦関係満足度を維持できることを意味する。夫の育児分担割合の 3% 増加というのは小さいように見えるが、平均の分担率が約 15% なので、増加率で言うと現状より 20% 増加させることを意味する。もちろんこれは平均であって月収 10 万円の違いがより大きな意味を持つ夫婦もいるだろう。しかし平均的には夫婦関係満足度はお金では買いにくいものなのである。ただし就業時間の減少が解雇・失業の確率を増すなら、夫の失業のインパクトは非常に大きいので、話は全く別であり、あくまで雇用の安定に全く影響しない残業時間や就業時間の減少ならば、という仮定での話である。結論として夫の就業時間の減少による所得減少効果は、それで解雇されることがないと保証される限り、ワーク・ライフ・バランスの達成で十二分に相殺され、妻の夫婦関係満足度にとってプラスとなるのである。このことはまた人々が柔軟に働くという選択が、解雇の可能性と結びつけられるようなことのないよう、企業が保証する (あるいは政府が法的に保証する) ことが重要であることを意味する。

なぜわが国では男性の就業時間が他国より長く、結果として夫の帰宅時間が遅くなるのか? その根本原因は 1 人当たりの業務量が多いからであると考えられる。比喩的にいえば本来 10 人分の業務量の仕事を 8 人でしようとするからである。ここで必要なのは本来の意味でのワークシェアリングである。わが国ではワークシェアリングという概念は、景気が低迷し、労働需要が減少した 1990 年代に、解雇者を出さず社内の雇用者 1 人当たりの就業時間と所得を減らすリストラ対策の言葉として導入されてきた。したがって近年景気が回復するにつれ、誰もワークシェアリングなどと言わなくなった。しかし、本来のワー

クシェアリングは労働市場の需要が高まる現在にこそ唱えられるべきなのである。それは、労働需要の拡大時に、それを1人当たりの労働時間を増やすのではなく、雇用者の拡大により対応することを意味するからである。あるいは既に長時間勤務である者を正常時間勤務にもどし、労働の需要に対しては、その分新たに人を雇って補うことである。また更には現在医師不足策をしてわが国でも用い始めているようにフルタイム勤務者を複数の短時間勤務者で代用することである。労働需要の増加に伴う雇用調整を雇用者数でなく就業時間の調整で行うことは、企業にとっては短期的に調整できる簡便な選択かもしれないが、一方で過労死や過労による自殺（川人 1998）、あるいは死なないまでも働きすぎでバーンアウトしてしまう人たちを生み出し、他方で有能な人材（特に女性と若者）が才能に見合った職に就職できないという外部不経済を生み出している。本来のワークシェアリングとは、不況時には1人当たりの就業時間や給与を平常より減らして解雇者を少なくすることだけでなく、好況時には就業時間を一定の正常な時間以上にはせず雇用を拡大し、一方で働く人々に自分自身や家族のために幸せに生活するのに必要なゆとりのある時間を与え、他方で雇用をより多くの人たちと分かち合うことを意味する。今政府も企業も高い経済的生産性を、国民や雇用者のより大きな幸せと結びつける今後の道筋が問われている。筆者はワーク・ライフ・バランスと共にワーク・シェアリングの考えの見直し、大切であると考えます。

第2の論点は、最初の子どもを産むと夫婦関係満足度が大きく下がり、2子目以降の出生は夫婦関係満足度に影響しないという事実の少子化対策への意味についてである。この効果が無視できない大きさなのは、その程度が夫の失業が実際に起こったときの夫婦関係満足度低下の影響の約3分の2 ( $0.67 = (0.404 - 0.011) / 0.582$ ) にも達する大きさで、かりに夫の育児分担率が平均の15%から50%に増えてもこの満足度低下は3分の1しか減らないという大きさである。つまりワーク・ライフ・バランスがある一面で良くなった程度では、全く補えない程の強い負の効果なのである。なぜ1子目の出生時だけにこのような低下が起こるのかは推測の域を出ないが、妻が子どものいない家庭生活から子どものいる家庭生活への移行に適応できず、それが大きな不満足やストレスを生み出していると考えられる。核家族社会で、夫が仕事中心の生活の時、妻がたった一人で未経験の子育てに向かうことの精神的負担は大きい。「女性は本来育児に適しており、誰でもそれを容易にこなせるはずだ」というような先入観を排除し、何が問題を生み出しそれに社会がどう対処したらよいかを今後とも解明する必要がある。筆者は最近の研究（山口 2005a）で第2子の出生の主な障害は、否定的な育児経験であることを明らかにしたが、今回の発見もその事

実と表裏一体の関係にあると思われる。男性の育児休業を促進し（佐藤・武石 2004）、育児期の父親の帰宅時間を早め、特に1子目の出生時に夫が十分育児参加ができること、またすること、が、それとて特効薬となるほど完全ではないが、まず必要であり、それとともにコミュニティの育児支援が初めて子どもを出産した女性を主たる受益者として計画される必要がある。

#### 引用文献

- 稲葉昭英. 2005. 「家族と少子化」『社会学評論』56: 37-54 頁。
- 岩田美代. 2006. 「ワーク・ライフ・バランスの現状と課題」財団法人家計経済研究所設立20周年記念講演会報告。
- 大沢真知子. 2006. 『ワークライフバランス社会へ』。岩波書店。
- 川人博. 1998. 『過労自殺』岩波新書。
- 木下栄二. 2004. 「夫婦関係満足度を規定するもの」渡辺・稲葉・嶋崎(編)『現在家族の構造と変容』11章の2、277-92 頁。東京大学出版会。
- 佐藤博樹・武石恵美子. 2004. 『男性の育児休業』中公新書。
- 佐藤博樹・御船美智子. 2006. 「対談 ワーク・ライフ・バランス社会の実現に向けて」『家計経済研究』71, 8~16 頁。
- 末盛慶・石原邦雄. 1998. 「夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感」『人口問題研究』56, 39-55 頁。
- 永井暁子. 2000. 「結婚継続年数の経過と夫婦関係満足度の変化」『平成12年版現代女性の暮らし方と働き方』第2部第4章。
- 永井暁子. 2002. 「出産・夫の育児と妻の夫婦関係満足度」佐藤・石田・池田(編)『社会調査の公開データ—2次分析への招待』4章。東京大学出版会、185-94 頁。
- 永井暁子. 2006. 「家族政策と家族生活の日欧比較」家計経済研究所。財団法人家計経済研究所設立20周年記念講演会報告。
- ベネッセ教育研究開発センター. 2006. 「幼児の生活アンケート：東アジア5都市調査速報」。
- 八田達夫. 2005. 「市場も政府も失敗正せ」日本経済新聞「経済教室」5月3日。労働政策研究・研修機構。『少子化問題の現状と政策課題—ワーク・ライフ・バランスの普及拡大に向けて—』JILPT 資料シリーズ No. 8。
- 山口一男. 2005a. 「少子化の決定要因と対策について—夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『家計経済研究』66:57-67 頁。
- 山口一男. 2005b. 「女性の労働力参加と出生率の真の関係:OECD 諸国の分析」RIETI ディスカッションペーパー。
- 山口一男. 2006. 「女性の労働力参加と出生率の真の関係について—OECD

- 諸国の分析と政策的意味』『経済産業ジャーナル』 no. 420(2005(4)):58-61 頁。
- Amato, Paul R. and Alan Booth. 1995. "Changes in Gender Role Attitudes and Perceived Marital Quality." *American Sociological Review* 60: 58-66.
- Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA. Harvard University Press.
- Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis. 1973. "On the Interaction between Quality and Quantity of Children." *Journal of Political Economy* 81(2):S279-88.
- Bradbury, Thomas N., Frank D. Fincham, and Steven R.H. Beach. 2000. "Research on the Nature and Determinants of Marital Satisfaction+ A Decade in Review." *Journal of the Marriage and the Family* 62: 964-80.
- Frisco, Michelle L. and Kristi Williams. 2003. "Perceived Housework Equity, Marital Happiness and Divorce in Dual-Earner Households." *Journal of Family Issues* 24\* 51-73.
- Glenn, Noval D. 1990. "Quantitative Research on Marital Quality in the 1980s: A Critical Review." *Journal of Marriage and the Family* 52: 813-831.
- Greenstein, T.N. 1996. "Gender Ideology and Perception of the Fairness Of the Division of Household Labor." *Social Forces* 74\* 1029-42.
- Lavee, Yoav, and Ruth Katz. 2002. "Division of Labor, Perceived Fairness, And Marital Quality." *Journal of Marriage and the Family* 64: 27-40.
- Kalmijn, Matthijs. 1999. "Father Involvement in Childrearing and the Perceived Stability of Marriage." *Journal of Marriage and the Family* 61: 409-21.
- Kamo, Yoshinori. 1993. "Determinants of Marital Satisfaction: A Comparison of the United States and Japan" *Journal of Social and Personal Relationship* 10: 551-568.
- Mulligan, Casey B. and Yona Robinstein 2006. "The Female Labor Market and Economic Growth Since 1973." A paper presented at the Demography Workshop, at the University of Chicago.
- Nagin, Daniel. 1999. "Analyzing Developmental Trajectories: A Semi-Parametric Group-Based Approach." *Psychological Methods* 4: 139-57.
- Nagin, Daniel and Kenneth C Land 1993. "Age, Criminal Careers, and Population Heterogeneity: Specification and Estimation of A Nonparametric Mixed Poisson Model." *Criminology* 31. 327-362.
- Ono, Hiromi. 1998. "Husbands' and Wives' Resources and Marital Dissolution." *Journal of Marriage and the Family* 60: 674-89.

- Schneider, Barbara and Linda Waite. 2005. *Being Together, Working Apart. Dual-Earner Families and Work-Life Balance*. New York: Cambridge University Press.
- Spanier, Graham B, and Robert A. Lewis. 1980. "Marital Quality: A review of the Seventies." *Journal of Marriage and the Family* 42: 825-39.
- Tseng, Jean M and W. Keith Campbell. "The Effects of Socioeconomic Heterogamy and Changes on Marital Dissolution." *Journal of Marriage and The Family* 54: 609-19.
- VanLaningham. Jody, David R. Johnson, and Paul Amato. 2001." Marital Happiness, Marital Duration and the U-Shaped Curve: Evidence from a Five-Year Panel Study." *Social Forces* 79 : 1313-41.