

共働社会の到来とそれをめぐる葛藤 - 夫婦関係 -

朝井友紀子 李秀眞 李基平 久木元美琴 鈴木富美子
竹内真純 筒井淳也 中村真由美 永井暁子
裴智恵 松田茂樹 水落正明 三輪哲

SSJDA - 34

March 2006

共働社会の到来とそれをめぐる葛藤 - 夫婦関係 -

- 目次 -

第1章 配偶者サーチ期間と Assortative mating (同類婚) に関する研究	3
	朝井 友紀子
第2章 結婚の際に男性に求められる資質の変化 コミュニケーション能力の結婚との関係	26
	中村 真由美
第3章 離婚と社会階層の関連にかんする試論的考察	45
	三輪 哲
第4章 夫婦の対等性とその関連要因の検討	61
	竹内 真純
第5章 家計経済においての家事・育児の価値評価 妻は何をもって資産形成への貢献を認識するのか	78
	李 秀眞
第6章 共働き世帯における家計構造と家事分担	97
	水落 正明

第7章 夫の家事参加・育児参加における地域差の分析	117
	久木元 美琴
第8章 夫の家事参加に与える影響 - 夫と妻の性別役割分業意識を中心に -	128
	李 基平
第9章 妻の就業と夫のディストレス	
妻の就業に対する夫の意識と実態の一致・不一致から	137
	裴 智恵
第10章 共働社会のパラドックス 妻からみた夫婦類型を手がかりに	149
	鈴木 富美子
第11章 戦略の自由度と性別役割分業-性別役割分業の意識と実態の不一致	167
	松田 茂樹
第12章 夫婦調査で何がわかるか	185
	筒井 淳也

ま え が き

本報告書は、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で毎年行っている二次分析研究会 2005（2005年5月～2006年3月）の成果を、ワーキングペーパーとして取りまとめたものである。

二次分析研究会 2005 では「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤」を研究会全体の大きなテーマとした。「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤」というのは、社会変化に直面し、新たな戦略をとり始めた家族の葛藤を描くという意味である。現在、社会環境変化等により、夫のみが働くというこれまでの男性稼得者モデルによって家族を形成することは困難になっている。家族モデルは共働型家族モデル等へと変化するのか、これまでの男性稼得者モデルを主流としたままであるのか、そして共働型家族モデル、男性稼得者家族モデル、それぞれが抱える問題を、仕事と家庭の調査、家庭内の役割分担、ストレス、家計構造、親子関係や夫婦関係等、様々な角度から描きだすことを目指してきた。

二次分析研究会 2005 では、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 データアーカイブに寄託されているデータを用いて、各自が自分自身の研究関心に基づいて分析し、1ヶ月に1回程度の研究会で報告し意見を交換してきた。2006年2月23日24日の2日間にわたり開催した最終報告会では、外部のコメンテータからの意見もいただき、それらを反映させてこのワーキングペーパーの完成となった。完成したペーパーは22本となり、1冊にまとめるには本数が多かったため、「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤 - 夫婦関係 - 」と「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤 - 人間関係 - 」の2冊に分冊した。どちらも是非ごらんいただきたい。

今回で6回目となった二次分析研究会の第一の目的は、寄託していただいたデータの有効活用である。さらには、経済学、社会学、政治学など専門分野が異なる研究者が同じテーマに取り組み、研究会で議論をすることは有意義な経験であり、二次分析研究会はこうした経験を得ることができるといった点で貴重である。同じテーマのようでも、専門分野が異なれば、仮説、モデルが異なる。分析手法が異なる。結論への意味づけが異なる。若手研究者の自主的な勉強の場でもあるが、学際的な研究が行えたといっても過言ではない。

本報告書が、そういった研究会での議論の面白さの一部でも伝えることができれば幸いである。このような研究会を開くことができるのも、個票データの寄託があってこそである。本報告書で利用したデータの寄託者に限らず、全ての寄託者に対して、この場を借りて感謝の意を表したい。

2006年3月30日

二次分析研究会 2005 事務局

永井 暁子

二次分析研究会 2005 参加者（五十音順）

- 朝井友紀子 慶応義塾大学大学院 経済学研究科経済学専攻 修士課程 *34
李 秀眞 お茶の水女子大学 人間文化研究科 博士後期課程 *34
李 基平 東京都立大学大学院 社会科学研究科 博士課程 *34
片岡 洋子 文京学院大学 経営学部 専任講師 *35
久木元美琴 東京大学大学院 総合文化研究科 修士課程 *34
斎藤 嘉孝 国際医療福祉大学 国際医療福祉総合研究所 常勤研究員 *35
鈴木 紀子 横浜国立大学大学院環境情報学府 博士課程後期 *35
鈴木富美子 淑徳大学 総合福祉学部 非常勤講師 *34
竹内 真純 東京大学大学院 人文社会系研究科 博士課程 *34
田中 慶子 東京都立大学大学院 社会科学研究科 博士課程 *35
土倉 玲子 北海道文教大学 外国語学部 非常勤講師 *35
筒井 淳也 名古屋商科大学 総合経営学部 助教授 *34
野田 潤 東京大学大学院 総合文化研究科 博士課程 *35
朴 英元 東京大学大学院 経済学研究科
ものづくり経営研究センター 特任研究員 *35
藤村 一美 東京都老人総合研究所 福祉と生活ケア研究チーム 非常勤研究員 *35
斐 智恵 慶應義塾大学 社会学研究科 後期博士課程 *34
前田 幸男 東京大学 社会科学研究所 助教授 *35
水落 正明 お茶の水女子大学ジェンダー研究センター COE (PD) 研究員 *34
元森絵里子 東京大学大学院 総合文化研究科 博士課程 *35
- アドバイザー
- 永井 暁子 東京大学 社会科学研究所 助教授
松田 茂樹 東京大学 社会科学研究所 客員助教授
・第一生命経済研究所ライフデザイン研究本部副主任研究員 *34
本田 由紀 東京大学大学院 情報学環 助教授
中村真由美 東京大学 社会科学研究所 研究機関研究員 *34
三輪 哲 東京大学 社会科学研究所 助手 *34

(所属は 2006 年 3 月 31 日時点)

*34 RPS34 号執筆者

*35 RPS35 号執筆者

第1章 配偶者サーチ期間と Assortative mating (同類婚) に関する研究

朝井友紀子

1. はじめに

1.1 研究目的

本研究は、結婚市場において長く配偶者サーチを続けるほど、自分にとって好ましい相手と結婚することができるという配偶者サーチ理論の成否を検証するものである。ここでいう好ましい相手とは、高い人的資本の相手もしくは自分との一致度の高い相手をいう。

これまでのサーチ理論の実証研究では、結婚相手のサーチを継続するほど、相手の人的資本（賃金率で代理）が上昇するか否かを検証していた。これに関して、男女の賃金率が上昇するほどサーチ期間が長くなることを明らかにした研究もあったが、この関係を否定した研究も多く存在する。よって、総じて先行研究では、サーチ期間と人的資本との関係を明確にできてはいない。これは、サーチ期間に影響を及ぼす他の要因、つまり行動や意識面の人的資本の影響を考慮していないためであると考えられる。上述の先行研究の多くは、国勢調査などの全国単位である大規模データを使用し、検証している。しかしながら、本研究では、「現代核家族調査」というクロスセクショナルデータであり、日本の首都圏という限られた地域かつ有配偶者に限定されたカップルデータを使用する。このデータの利点は、夫婦関係に関する様々な行動や意識変数が含まれていることである。本研究では、「現代核家族調査」データの限界を逆手に取り、これまでの配偶者サーチモデルで考慮されてきた人口構成などの外生変数を、すでに統制されたものとしてモデルを単純化して考える。クロスセクショナルデータである場合には、有配偶者を対象としたサーチ期間の推計にあたって、賃金率や子ども数などの変数をモデルに組み込むことはできない。なぜならば、現在の状態から過去の結婚というイベントの発生時点を推計することになるからである。よって、人的資本とサーチ期間の関係を明らかにするために、結婚の質を好ましい結婚相手マッチングの結果であると考え、さらに行動面や意識面の人的資本を考慮に入れ、配偶者サーチモデルの再検証を間接的に行う。

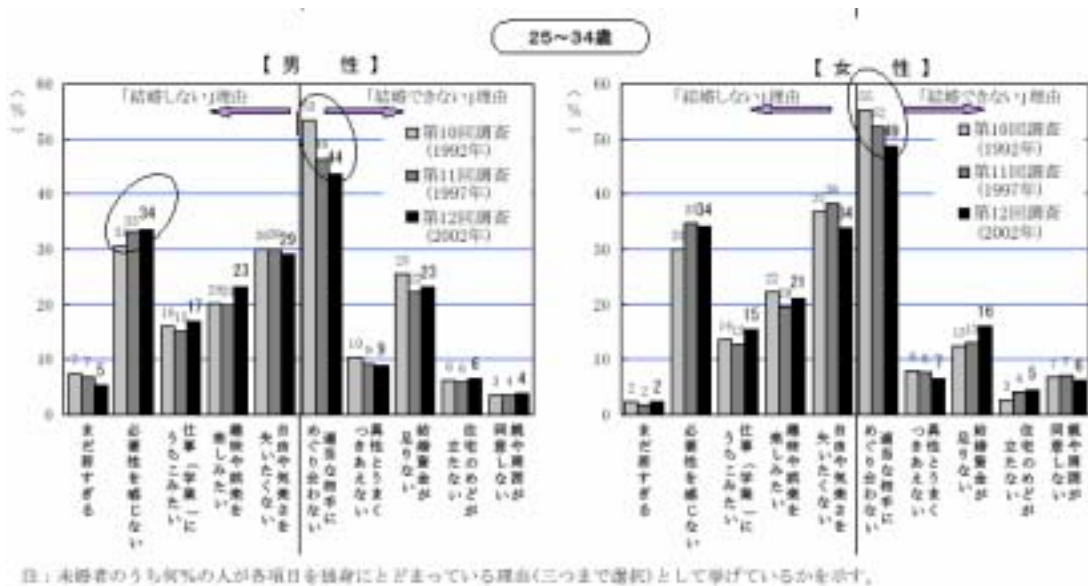
本研究課題は、パネルデータであれば、無配偶者のデータから直接に関連する変数を使用し、検証することができる。しかしながら、本研究では、有配偶者対象で且つ多くの制限を持つデータから、これを検証することを試みる。有配偶者の Assortative mating と結婚相手サーチ期間の関係を明らかにすることは、近年の日本の「晩婚化」に対して何らかの説明を与えることができると考えられる。本研究は同時に、クロスセクショナルデータを使用した研究の限界を指摘し、今後のパネル研究の必要性を示すことをその目的としている。

2. 日本の現状と先行研究のレビュー

2.1 日本の結婚市場の現状

1970年代以降、日本では初婚年齢が上昇している。ジョン・ヘイナルは、「夫婦と子どもを支える経済基盤を確立する手立てを通じて、経済システムは結婚形態に影響を与え¹⁾、また結婚形態も経済システムに影響を与え」と言及する。経済システムの変容に伴い、家族や結婚といった個人のライフスタイルに大きな変化が起こり、結婚が選択の対象とされるようになった。

「出生動向基本調査 2002年」によると、日本の無配偶者のうち約9割が結婚の意志を有する。しかし、いわゆる「適齢期」とされる20歳代後半の男性約40%、女性約30%がまだ結婚するつもりはないと回答している。無配偶者の中で結婚を急ぐよりも、理想の相手を待つ者の増加傾向が見て取れる。さらに、相手に出会ったとしても結婚の決断までが長いというモラトリアムの傾向も見えて取れる²⁾。



注：未婚者のうち何%の人が各項目を理由にとがまっている理由(三つまで選択)として挙げているかを示す。

出所) 国立社会保障・人口問題研究所「第12回出生動向基本調査」
http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou12_s/chapter2.html#22b

山田(1996)は、結婚願望が弱くなったわけでもなく、男女の出会いが少なくなったわけでもなく、結婚したい男女のミスマッチ、つまり男性は「結婚したいと思う女性がない」、女性は「結婚したいと思う男性がない」とお互いに嘆く状況が生じていると指摘する。現在の日本では、結婚の意味が男女で社会的に異なっている。男性にとって結婚は「イベント」であるが、女性にとっては「生まれ変わり」と考える風潮がある。さらに、社会的評価に関して、自らの結婚相手の社会的地位や経済水準に規定される男性に対して、女性は結婚相手の社会的地位や経済水準に左右される。日本の「晩婚化」は男女が「求める

¹ Hajnal, John. (1983)

² 岩澤美帆, 三田房美 (2005)

もの」と社会的な要求とのギャップによって説明可能であるといえよう。

2.2 結婚市場と配偶者サーチモデル

では、無配偶者が結婚に至るまでにはどのような過程を経るのであろうか。本研究では、結婚市場と配偶者サーチモデルに基づき検証を行う。

Becker (1973, 1974) は結婚市場の概念を考案した。結婚市場とは、効用を最大化できる結婚相手³を探す男女で成り立つ市場であり、結婚をした場合の効用が未婚を継続した場合の効用を上回るときに結婚が成立する。ここでいう結婚⁴の効用は、それぞれの特性、特に収入や人的資源や相対賃金率の結合から生産されるもの（家計内生産物 = Household-produced commodities）のことをいう⁵。

さらに、Keeley (1977, 1979) は Becker 理論を受けて、労働市場におけるジョブサーチモデルを結婚市場に応用させた。「結婚サーチ市場への参入」と「参入から結婚までの配偶者サーチ期間」は、結婚から期待される限界便益とサーチに要する限界費用により決まる。ここでいう結婚から期待される便益は夫婦間家計内生産物の個人への分配量（結婚賃金）であり、これの増加期待は、サーチ期間を縮める。無配偶でいることの限界便益の増加は（個人の家計内生産物量の増加）、サーチ期間を延長する。

V. K. Oppenheimer (1988) はジョブサーチモデルの長くサーチをするほど、自分により適合する仕事を見つけることができるという考えを応用させ、長い結婚相手サーチ期間は Assortative mating⁶の結果であると考えた。よって、同じ時期に結婚市場に参入したのであれば、結婚年齢が高いほど、より適合した相手に出会っており、適合しているがゆえに夫婦関係の満足度が高いと推測される⁷。

好ましい相手との結婚、つまり人的資本の高い相手もしくは本人との一致度の高い相手との結婚に関して、同類婚 (Assortative mating) は自らの所属する学歴、人種、階層などのコミュニティの中で結婚相手を探すため、サーチのコストが相対的に低く、配偶者の長いサーチが可能であることが指摘されている (England and Farkas, 1986)。

果たして、日本において結婚相手サーチを長く続けるほど、最適な相手に出会っている

³ Optimal sorting

⁴ 家計を共にすることを指す。

⁵ 人々は結婚市場で、Optimal sorting つまり、Well-being を最大化するような相手を見つける行動をとる。ここでは、相手を変えることはできず、結婚市場は均衡するという仮定が置かれている。Becker のモデルは結婚を夫婦間取引ととらえるものであり、家計内生産と家計外生産に比較優位を持つ二人が結婚し、それぞれが特化した生産を行うことで家計内生産物量の最大化が実現される。男性が家計外生産に比較優位を持つと仮定すると、女性の賃金上昇は、女性の結婚効用を低下させる。よって、女性は結婚を選択しなくなる。

⁶ Assortative mating は Optimal Sorting に互いの特性の適合度を加えたものであり、同類婚を意味している。

⁷ ここでは結婚後の適合や女性の長期の特性は考慮しない。よって、サーチの便益は年齢にかかわらず一定であるとする。女性の雇用労働力化の進行は、結婚の機会費用を上昇させ、結婚相手サーチ期間を延長する。配偶者を見つけることができるかどうかは、自分に適合する相手の供給量（求人倍率）と、自分と相手の重要な特性に関する信頼性のある情報による。

つまり Assortative mating が実現されているのであろうか。現在、多くの無配偶者が、結婚を先延ばしにしている理由は Assortative mating の実現のために、サーチを慎重に続けているためではないであろうか。

仮説の検証にあたり、その反証可能性についても指摘しなければならない。結婚市場に参入している結婚相手候補のうち結婚を成立させた者は、結婚市場から退出する。よって、年齢が高まるごとに、同類婚が可能な相手の絶対量が減り、同年齢のパートナー市場、つまり年齢同類婚市場は縮小していくこととなる。この結婚市場における“Marriage squeeze”⁸により、「晩婚」者は配偶者選択に制限がかかるため、ライフスタイルや意識が大きく異なった相手を配偶者として選ぶことになる。お互いの特性も大きく異なっている場合が多い。よって、結婚の役割期待を満たすことがより難しくなり、欲求不満が高まり、結婚の不安定が増し、結婚の質が低下する (Booth and Edwards, 1985)。⁹

2.3 仮説に関する先行研究

本研究仮説に関する先行研究は数少ない。出島 (2004) は日本における結婚相手サーチ期間と結婚相手の賃金の関係を検証している。そこでは、結婚年齢が高まるほど、相手の賃金率が低くなるという配偶者サーチ理論に反する結果が示された。賃金率上昇よりもむしろ女性の長い労働時間が晩婚化を進めていることがわかった。労働時間は、結婚相手探索可能時間の直接の制約となるために、このような効果が表れたものと推定される。しかしながら、海外の研究では、結婚年齢と賃金率に関する日本の上記のような結果に対し、配偶者サーチ期間の伸長は結婚相手の賃金の有意な上昇を招くことが指摘されている (Boulier and Rosenzweig, 1984)¹⁰。よって、前述したように、配偶者サーチと人的資本の関連に関しては、未だ明確な関係が示されていないといえよう。これまでの賃金率のみを考慮した仮説の検証のみでは、説明が困難であり、サーチの便益となる意識や他の変数をモデルに組み込む必要があるといえよう。

同類婚との関連に関して、Luo and Klohnen (2005) は、Assortative mating であった方が満足度は高いことを指摘している。しかしこれは、海外のクロスセクショナルデータであり、サンプル数も小規模である。よって、日本について再検証の必要があるといえよう。

本研究では、従来の配偶者サーチモデルに日本の「晩婚化」を説明しようと考えられる要因を加え、配偶者サーチモデルの再検証を行い、サーチと Assortative mating との関係、そしてそれらと結婚の質に代理された結婚相手マッチングの成否との関係を明らかにする。これは、これまでのサーチモデルの推計の限界を補うという意義を持っているといえよう。

⁸ Muhsam H. V. (1974)

⁹ 1980年に55歳以下の有配偶男女を対象として行った全国規模のインタビュー調査。回答率は65%。分析対象は初婚の1715サンプル。クロスセクショナルデータであるため、結果の解釈に注意が必要である。

¹⁰ フィリピンのデータを使用し検証を行っている。

3. 仮説の検討

3.1 データと仮説の概要

分析データは、家計経済研究所が行った「現代核家族調査 1999」を使用する。本データは、日本の首都 30km 圏在住で妻年齢が 35-44 歳の核家族世帯に属する夫、妻、および小学校高学年から高校生の子を対象としている。934 世帯（回収率 49.2%）。このうち、対象世帯の属性を訊ねる[世帯票]と対象世帯に属する妻、夫に対する[妻用調査票]、[夫用調査票]を使用した。仮説は以下の通りである。

仮説 1： 人的資本の高い男女ほど、サーチ期間が長い。

仮説 2： Assortative mating の追求をするほど、サーチ期間が長い。

仮説 3： サーチ期間が長いほど、Assortative mating が実現されており、結婚相手が自分に適合している（期待通り）がゆえに結婚の質が高い。

これまでのサーチモデルでは、サーチ期間はサーチの費用や便益をシフトさせる外生変数、相手の人的資本の要求に影響を与える属性、年齢によって決定されると考えられてきた。本分析では、これをモデル 1 とする。

その後サーチモデルは幾度か再考され、修正が加えられた。Boulier and Rosenzweig (1984) は、Keeley のサーチモデルに人的資本の高い者ほど人的資本の高い結婚相手を求めやすいという考え方を導入した。出島 (2004) は、この考え方に加え、サーチを行う結婚市場の状況により、自らの人的資本の投入量を決定し、同時に結婚相手に求める人的資本を決定するとして、自らの人的資本関数と配偶者の人的資本関数モデルを提案した。これは、自らの人的資本関数と配偶者の人的資本関数により適切なサーチ期間を決定するというモデルである。自らの人的資本関数は、サーチの費用や便益をシフトさせる外生変数、人的資本量を決定する生育環境・仕事属性、年齢によって決定する。これをモデル 2 とする。配偶者の人的資本関数は、自分の人的資本、相手の人的資本の要求に影響を及ぼす属性、サーチ期間、年齢により決定する。これをモデル 3 とする。仮説に従うと、配偶者サーチを長く続けるほど、配偶者の人的資本が高くなる、つまり彼のモデルでは賃金が高くなることを意味している。

モデル 1（修正前）： 配偶者サーチ期間

$$Y_1 = \alpha_1 + \alpha_2 C_i + \alpha_3 A_i + \alpha_4 S B_i + \alpha_5 S C_i + \varepsilon_i$$

モデル 2（修正前）： 本人の人的資本関数

$$Y_2 = \beta_1 + \beta_2 J_i + \alpha_3 A_i + \alpha_4 S B_i \\ + \alpha_5 S C_i + \alpha_6 F_i + \mu_i$$

モデル 3（修正前）： 配偶者の人的資本関数

$$Y_3 = \gamma_1 + \gamma_2 C_i + \gamma_3 Y_1 + \gamma_4 Y_2 + \alpha_5 A_i + \eta_i$$

ここで、 C_i は個人の属性、 A_i は年齢、 $S B_i$ はサーチ便益、 $S C_i$ はサーチコスト、 J_i は仕事特性、 F_i は生育環境を表す。

3.2 データの制約

これまでのサーチモデルでは内生変数として、学歴、結婚年齢、賃金、子ども数を定義し、外生変数として父親の学歴、性比、失業率、生残率、地方在住ダミー変数、人口密度等を定義している。しかしながら、本分析データには、これらの変数が存在しない。本研究では、データのクロスセクションでありかつ地域が限られているという性質上、サーチモデルにて定義された外生変数をあらかじめ統制されたものとして考える。これは、モデルを簡潔にすることができるという利点もあるが、組み込むべき変数を計ることができないという欠点でもある。データの制約を受けている変数の具体的検討は以下の通りである。

男女の人口構成比（結婚相手求人倍率）、失業率、生残率、地方在住ダミー変数、人口密度

結婚数が減った原因として、人口構成から出会いの場の減少が言われることが多い。男女の人口構成と結婚確率の関連の研究には大きくわけて3つの視点がある¹¹。1つ目は、性比がsortingと結婚タイミングに及ぼす影響に注目したものであり、“Marriage squeeze”が結婚タイミングと無配偶率にどのような影響を及ぼすかを検証している。二つ目は、構築主義者の視点であり、性比よりも人口の“集中”に焦点を当てている。三つ目は、結婚相手サーチ理論に基づくものであり、潜在的パートナーの“分散”とサーチ期間やマッチングとの関係を明らかにしたものである¹²。三つ目の視点に則ると、男性の人口が分散していると女性にとって結婚相手探しが困難となり、女性の結婚年齢（サーチ期間）が上昇し、男性の結婚年齢が低下する¹³。その逆も言うことができる。Oppenheimer(1981)はその理論モデルにおいて、潜在的結婚相手の分散度と競争相手となる潜在的同性の人数を加えた。これは、ジョブサーチモデルにおける求人倍率に相当する。しかしながら、本分析に使用するデータでは、首都30Km圏在住の家族が対象であり、比較的調査地域が狭いことから、これらの変数はすでに統制されたものとして考える。

年齢と結婚経過年数

VanLaninghamら(2001)は、結婚満足度と結婚経過年数に関して、パネルデータ分析を行い、結婚満足度は結婚後年数が経過するにつれ徐々に低下し、上昇することはないという結果を導き出した。これは、従来の結婚満足度は結婚経過年数により、U字型となるというクロスセクショナルデータによる分析を覆すものである。クロスセクショナルデータに関してU字型の結果が出ることはIntercohort difference, Period effect, 年長コホートのセレクション（結婚を継続できたもののみが残る）が起こるためであると

¹¹ Lewis, K. Susan. and Oppenheimer K. Valcric. (2000)

¹² England, Paula and George Farkas. (1986)

¹³ Bryson L. Boulier and Mark R. Rosenzweig. (1984)

VanLaningham らは指摘する。しかしながら、本分析では、妻年齢が 35–44 歳の核家族を対象としている。年齢の分散も比較的小さい。このような理由から、Intercohort difference, Period effect, 年長コホートのセレクションの影響を考慮する必要性は低いといえよう。よって、本研究の人的資本の回帰モデルと結婚満足度と結婚生活への期待変数の回帰モデルでは、年齢と世代、結婚経過年数をすでに統制されたものとして考える。これは、年齢とサーチ期間変数・結婚年齢の内生性を排除するためにも妥当であると考えられる。

労働時間

労働時間は、結婚相手探索可能時間の直接の制約となる（出島，2004）。しかしながら、本データには労働時間変数が含まれていない。よって、より多くの情報を含む年収で代用することとする。

経済状況、生育環境

学歴上方婚の社会規範により、女性の学歴が上昇するにつれ、相手として相応しい男性の数が減る。これは結婚を受諾する賃金が上昇するためである¹⁴。多くの女性が就業をするにつれ、結婚や出産によって仕事を辞めるもしくは休職することの機会費用が高まってきた。しかし、夫の経済力が高い場合には、結婚や出産による経済的リスク最小限に食い止めることができ、生活を維持することができる。これまでの研究では、女性が配偶者選択をする際に、結婚相手の経済力と親の経済力が判断基準になるが、男性にとっては、結婚相手の経済力を判断基準にするインセンティブはないと考えられてきた。これは、女性にとって結婚は「生まれ変わり」であり、よりよく生まれ変わるために自分が育った家族の経済力と同程度もしくはそれ以上の生活水準を可能にすると思われる結婚相手を選択する必要があるためである。¹⁵よって、多くは父親の経済的地位が配偶者選択に影響を及ぼすと指摘されてきた。しかし、近年の研究では、女性の経済的地位も結婚相手選択の判断材料となっている。Goldscheider and Waite(1986)は、近年の男性は仕事をする女性（経済的に魅力的な女性）を好むようになってきていることを明らかにした。さらに生育環境に関して、高い両親の、特に母親の学歴はより若い年齢での結婚確率を低下させることを指摘した。よって、男女ともに、経済的水準の高さは結婚相手としての人的資本を上昇させると考えられる。生育環境が配偶者選択に影響を及ぼすという先行研究から、両親の学歴や経済的地位も分析では考慮する必要がある。しかしながら、本データでは、これに該当する質問項目が存在しないため、本研究の回帰モデルには生育環境変数は含んでいない。

上述のような制約を考慮した結果、それぞれのモデルは以下ようになった。

¹⁴ Lichter, Daniel T. (1990)

¹⁵ 山田 (1996)

モデル1： 配偶者サーチ期間

$$Y_1 = \alpha_1 + \alpha_2 C_i + \alpha_3 A_i + \varepsilon_i$$

モデル2： 本人の人的資本関数

$$Y_2 = \beta_1 + \beta_2 J_i + \mu_i$$

モデル3： 配偶者の人的資本関数

$$Y_3 = \gamma_1 + \gamma_2 C_i + \gamma_3 Y_1 + \gamma_4 Y_2 + \eta_i$$

ここで、 C_i は個人の属性、 A_i は年齢、 J_i は仕事属性である。尚、モデル2に関しては、変数の制約上推計することが好ましくないため、分析を行っていない。

3.3 制約を補うためのモデル

これまで述べてきたように、本分析データはクロスセクションであり、地域の限定された有配偶者のカップルデータである。よって、サーチと Assortative mating との関係、そしてそれらと結婚の質に代理された結婚相手マッチングの成否との関係を明らかにするために、データの制約を補う新たなモデルを形成する。

ここでは、結婚の質が高ければ適合する結婚相手を見つけていると考えられるため、結婚の質を結婚相手とのマッチングの成否と考える。これは、ライフスタイルや意識が大きく異なる相手との結婚は、摩擦が生じやすく、結果として結婚満足度が低下するという研究からも明らかである。モデルの検証にあたり、これまでの先行研究のモデルでは考慮されてこなかった意識や他のサーチの便益を変化させる変数をモデルに組み込む。モデルの変数は、Becker (1973, 1974) の家計内生産物の定義に従い選択した。Becker は、その結婚市場に関する理論において、夫婦が家計を共にすることで得られる家計内生産物を食事の質、子どもの質と数、威信、レクリエーション、コンパニオンシップ、ラブ、健康状態ケア等、と定義している。これらの質が高まることは、結婚の効用つまり便益を上げる効果を持つ。これら家計内生産物は、教養、学歴、知性、容姿、社会的地位、収入、将来性、性格等といった本人と配偶者双方の人的資本により決定される。本分析では、Becker のいう「食事の質」を家事の頻度、「子どもの質と数」を子ども数、「威信」を収入、「レクリエーション」を休日レジャーの外出、「コンパニオンシップ」「ケア」「ラブ」を配偶者の心配事や悩み事を聞いてあげるかどうかとし、検証を行う。「健康状態」に関しては本データから該当する質問項目が見当たらなかった。人的資本に関しては、学歴と年収、家事頻度ジェンダー意識を使用した。これら本人と相手の人的資本が合わさって生産された家計内生産物からの便益が、無配偶時の便益よりも増す場合に、もしくは配偶者サーチの費用が高い場合に、結婚を選択することとなる。モデルは以下の通りである。

モデル4： 結婚の質（結婚生活への期待とその一致度）

$$Y_4 = \theta_1 + \theta_2 J_i + \theta_3 C_i + \theta_4 N_i \\ + \theta_5 Y_1 + \theta_6 Y_2 + \theta_7 Y_3 + v_i$$

ここで、 J_i は仕事特性、 C_i は個人の属性、 N_i は子ども数である。分析に投入した具体的変数は、以下の通りである。学歴、結婚年齢、収入、家事頻度、休日レジャー頻度、コミュニケーション能力、ジェンダー意識、子ども数、配偶者の学歴、配偶者の収入、配偶者の家事頻度。さらに、これに加え、同類婚を測る指標として、夫婦それぞれの差からその一致度を測る年齢同類婚、学歴同類婚、コミュニケーション相互性、ジェンダー意識一致度変数を作成した。これら変数の先行研究に基づく具体的検討を以下に示す。

子ども数

子どもの有無が結婚満足度に及ぼす影響に関して多くの研究成果がある。先行研究によると、子どもの誕生による育児負担増加は夫婦にストレスを生み出し、結婚の質を低下させることが指摘されている。Rollins and Feldman(1970)は結婚満足度は子どもが就学年齢に達する段階まで徐々に低下、子どもの青年期には横ばいとなり、子どもが巣立つもしくは隠居年齢になると増加すると指摘する。Orbuch ら(1996)も同様の結果を指摘している。しかし、VanLaningham(2001)らは、子どもが親元を離れたことによって夫婦関係満足度は上昇するが、その効果は一時的にとどまると指摘する。しかしながら、本分析では、子どもがいる場合、小学校高学年から高校生の子ども、つまり青年期の子どもを持つ夫婦が対象となっている。よって、子どもの年齢に関しては、すでにデータでは統制されたものと考え、分析から省くこととする。分析では、子どもの有無のみを考慮するため、子どもダミーを投入した。

家事頻度、休日レジャーの頻度、夫婦間コミュニケーション、ジェンダー意識、

ジェンダー意識に関しては、女性の方が男性よりも伝統的な結婚観、家族観に対して否定的な傾向にある¹⁶。ジェンダー意識が「保守×保守」「革新×革新」であれば意識の一致が達成されている。つまり Assortative mating が達成されており、ジェンダー意識の異なった組み合わせ「保守×革新」は、夫婦間で不公平感を生み、夫婦関係満足度を低下させると推測される。Sampson(1998)は、夫婦の間のジェンダーや家族役割イデオロギーの差が比較的小さいことから、近年の有配偶率低下と初婚年齢上昇は男女間のイデオロギーの不一致による選択的行動である可能性を指摘した。そして、妻の結婚の質は公平感の強い影響を受け、夫の結婚の質は夫婦それぞれの仕事特性からの影響を強く受けることを明らかにした。これまでのパネルデータを使用した先行研究により、平等的なジェンダー意識を持つ妻ほど結婚満足度が低く、夫婦関係の不和を訴える傾向にあることが明らかになっている¹⁷。これは、平等的意識を持つ妻は、仕事と家庭の負担について夫との話し合いの機

¹⁶ 「結婚後は、夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」という考え方に未婚男性の約 40%が賛成しているのに対し、未婚女性では約 30%。

¹⁷ Amato, Paul R. and Alan Booth. (1995)

会が増えるために、喧嘩も増え、家事分担は特に争いのもととなるためである¹⁸。家事分担に関しては、交換理論により自らの分担量が配偶者の分担量よりも少ない場合に高い結婚満足度が実現されることが指摘されている¹⁹。女性の就業により、伝統的結婚形態は変容を遂げ、共働き夫婦が増加した。それに従い、夫婦の役割を見直す必要が出てきたが、これまで女性の役割とされてきた家事・育児負担は圧倒的に女性の肩に乗ったままである。共働き夫婦の女性は仕事と家事・育児という二重のシフトワーク（セカンドシフト）をこなしている²⁰。この二重のシフトワークが仕事と家族からの過剰なニーズを女性に要求し、家族関係や Well-being, 結婚満足度に悪影響を及ぼしている。女性の急速な変化に対し、男性の変化が遅れたことが女性の過負担状況を作り出している。結婚の質に対して、コミュニケーションの頻度や休日レジャーの過ごし方が及ぼす正の影響も先行研究により指摘されている。よって、今回帰モデルには、家事頻度、休日レジャー頻度、夫婦間コミュニケーション、ジェンダー意識変数を組み込む。

同類婚変数

同類婚変数に関しては、理論モデルにおいて年齢同類婚と学歴同類婚が指摘されている。本研究のデータでも、年齢同類婚に関しては、夫婦で同い年が 13.5%、一歳差までは 33.4%、二歳差までは 47.3%、三歳差までを含めると 60.4%となっている。学歴同類婚に関しては、夫婦で同レベルが 39.7%となっている。

同類婚は、サーチコストを低下させる。これは、前述したように自らの所属する地理的居住区付近、社会階層、人種、学歴、年齢層の中で結婚相手を探すためである。よって、同類婚を目指さない者よりもより長くサーチを続けることができると考えられる。サーチモデルでは、個人は最適なパートナーを選択することで生涯の満足度を最大化することを目指し、結婚市場において個人の特性の相対的魅力を表面化していると仮定されている。そして、結婚相手選択の際に、この特性の相対的魅力に重点を置けば置くほど、サーチを長く続ける傾向がある。結婚市場は、競争的であるため、高い特性（つまり人的資本）を有するほど、相対的魅力の高い（Desirable な）パートナーをひきつけることができる。²¹ここから、長くサーチを続け、且つ同類婚であり、自らの人的資本の高い者ほど相対的に魅力の高い結婚相手に出会っており、そうであるがゆえに結婚の質も高いと考えられる²²。

¹⁸ Thompson, Linda. (1991)

¹⁹ Lennon, Mary Clare and Sarah Rosenfield. (1994)

²⁰ Hochschild, Arlie R. (1989)

²¹ England, Paula and George Farkas. (1986) p 39.

²² これに加え、England, Paula and George Farkas (1986) は、サーチコストが高い場合にはパートナーを頻繁に変えることが難しいことを指摘している。よって、同類婚と離婚の関係に関しては、同類婚ほど、離婚の可能性が高いと仮説を立てることができる。本研究のデータには、離婚可能性指標が含まれていない。よって、同類婚と離婚可能性との関連は今後の検証を望む。

これまで見てきた先行研究から、ライフスタイルや意識が大きく異なった相手との結婚は、相手との摩擦が生じやすく、結果として結婚満足度が低下することが示された。色川（2004）²³は、夫婦間の満足度の差を、夫婦の基本属性の差をとった変数で分析することで検証した。その中で、「ラブ」、「コンパニオンシップ」は、一方的なものであれば、不満が高まると指摘し、夫婦で互いに心配事を聞いたり、互いの能力を評価したりすることによってズレがあると、夫婦の生活満足度にもズレが生じることを明らかにした。夫婦会話頻度のズレも同様の効果を示す。ジェンダー役割意識のズレに関しては、生活満足度と直接的関係を持たなかった。これにかんして、色川は規範と実際の行動とのズレを指摘し、規範がズレていても実際の行動面でそれほどストレスのかからない役割分担であれば、夫婦は満足することを指摘している。よって、ジェンダー役割意識は満足度に対して家事分担という実際の行動面を通じた間接的な影響力を有するといえる。従来の同類婚指標に加え、ズレが生じていると結婚適合度が低下すると考えられるジェンダー意識とコミュニケーションといった意識やケアの面でのズレ（差）も分析に組み込む。

4 分析結果

4.1 サーチ期間の人的資本、同類婚変数による回帰分析（モデル1）

まず、多くのサーチ理論の実証研究で行われていた手法に従い、モデル1のサーチ期間の推計を行う。データの制約上、この推計で使用することができたのは結婚時点の状態と変化していない変数である年齢と学歴である（4章2節以降の分析では、年齢変数をすでに統制されたものとして考える）。同類婚に関しては、年齢同類婚と学歴同類婚変数²⁴、下方婚・上方婚を考慮した学歴同類婚変数²⁵を投入した。（表1～表4）

表1： 夫の結婚年齢を従属変数とした回帰分析(OLS)

	Model 1	Model 2	Model 3
夫の年齢	.421***	.420***	
夫の学歴	.416**		.624***
夫婦の年齢同類婚			.842***
夫婦の学歴同類婚		.209	
R ²	.214	.260	.325
調整済R ²	.212	.205	.324
N	920	917	920
F検定	125.12***	118.91***	221.18***

注：† p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

²³ 色川卓男「夫婦間で生活満足度がズレる要因は何か」『現代家族のライフスタイルとストレス』2004年、ハイレイフ研究所。具体的には、妻変数から夫変数を引き、それを自乗している。

²⁴ マイナスであるほど、同類婚が実現されている。

²⁵ 夫婦間の差を取り、その絶対値をとっていないもの。

表 2 : 夫のサーチ期間を従属変数とした回帰分析 (OLS)

	Model 1	Model 2	Model 3
夫の年齢	.421***	.430***	
夫の学歴	-1.584***		-1.376***
夫婦の年齢同類婚			.842***
夫婦の学歴下方婚		1.450***	
R ²	.290	.270	.390
調整済 R ²	.288	.268	.389
N	920	917	920
F 検定	187.11***	168.83***	293.37***

注 : † p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

夫のデータに関して、本人の学歴という人的資本が高いほど、結婚年齢が高く、サーチを長く続ける傾向にあることが示された。学生であるうちは結婚を延期する傾向にあるようである。この長いサーチ期間は果たして同類婚の追求の結果であるのか。年齢同類婚に関して、夫婦の年齢差が大きいほどサーチ期間が有意に長いことが示された。学歴同類婚に関しては、夫が上方婚をしているほど、サーチ期間が有意に長いことが示された。つまり、男性は年齢同類婚をしていないほど、有意にサーチが長く、学歴下方婚であるほど、有意にサーチが短いといえよう。夫に関して仮説 1 は支持され、仮説 2 に関しては、相反する結果が示された。ここから、サーチの短い男性は自分よりも学歴の低い女性を選択するがゆえに、高学歴の女性の結婚が低学歴女性よりも必然的に高齢になることが示唆される。

表 3 : 妻の結婚年齢を従属変数とした回帰分析 (OLS)

	Model 1	Model 2
妻の年齢	-.056	
妻の学歴	.938***	.893***
夫婦の年齢差		-.103**
夫婦の学歴差		
R ²	.040	.045
調整済 R ²	.038	.043
N	927	927
F 検定	19.343***	21.69***

注 : † p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

表 4 : 妻のサーチ期間を従属変数とした回帰分析 (OLS)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
妻の年齢	-.056	-.045		-.050
妻の学歴	-1.062***		-1.107***	
年齢同類婚			-.103**	
学歴同類婚		.660***		
学歴下方婚 (妻-夫)				-.453***
R ²	.051	.017	.055	.014
調整済 R ²	.049	.015	.053	.012
N	927	917	927	917
F 検定	24.725***	7.928***	27.094***	6.683**

注 : † p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

妻のデータに関して、本人の学歴という人的資本が高いほど、結婚年齢が高いことが示された。これは上述の夫のサーチ期間の推計結果とも合致する。ここから、高学歴女性のいわゆる「晩婚化」傾向が見て取れる。しかし、妻のサーチ期間の推計では、妻の学歴が高いほど、サーチ期間が短いことが示された。これは学歴の終了時からサーチが始まると変数を定義したため、高学歴女性のサーチ期間が有意に短くなったものと考えられる。女性は、高学歴であるほど、就学終了から結婚までが有意に短く、結婚を「急ぐ」傾向にあることが示唆される。同類婚に関しては、年齢同類婚であるほど、有意に結婚年齢が高く、サーチ期間が長い。女性に関して、年齢の同類婚を追求するがゆえに、結婚を先延ばしにする傾向が示された。学歴同類婚に関しては、学歴同類婚ではないほど、サーチ期間が有意に長い。下方婚・上方婚を考慮した変数を投入すると、妻の学歴が夫よりも高いほど、サーチ期間が有意に長いことが示された。この結果からも、高学歴女性の結婚市場が縮小している、つまり Marriage squeeze が生じている傾向が示された。妻に関しては、仮説 1 は支持されなかった。妻の人的資本の上昇は、サーチ期間を縮めていた。しかしながら、人的資本の上昇は結婚年齢を押し上げ、「晩婚化」を進行させていることが示された。仮説 2 は年齢同類婚に関しては支持されたものの、学歴同類婚に関しては支持されなかった。年齢同類婚でなく、学歴上方婚であるほど、「早く」結婚が実現されるといえよう。

4.2 人的資本のサーチ期間、その他属性による回帰分析 (モデル 3)

では、人的資本の高い者は人的資本の高い配偶者を選択しているのであろうか。ここで人的資本は、これまでのサーチモデルで検証されてきた収入とする。結果は以下の通りである。(表 5, 6)

表5： 配偶者の人的資本（妻の収入）を従属変数とした回帰分析(OLS)

	Model 1	Model 2	Model 3
夫の収入	-.105 †	-.103 †	-.005
妻の学歴	.574***	.576***	
夫の学歴	-.130	-.125	
学歴下方婚（妻-夫）			.296***
夫の結婚年齢		-.009	.001
R ²	.040	.040	.019
調整済R ²	.037	.036	.016
N	900	897	897
F検定	12.575***	9.399***	5.760**

注： † p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

Heckmanの二段階推定を行ったものの、有意ではなかったため、OLSによる推計を行った。妻の人的資本と配偶者の人的資本には、有意な関係はなかった。男性の学歴の高さは、高収入を稼ぐ女性との結婚を意味しないといえる。同類婚指標との関連では、夫の学歴が妻より高いほど、妻の収入が有意に高いことが示された。ここから、モデル1でサーチ期間が短いことが示された下方婚をしている男性ほど、「早い」段階で結婚相手を選択しているがゆえに、相対的に高収入の女性との結婚を実現しているといえる。結婚年齢に関しては有意な関係が見出されなかった。男性の場合、本人の人的資本や結婚年齢よりもサーチの長短が高い人的資本の女性との結婚を実現するといえよう。

表6： 配偶者の人的資本（夫の収入）を従属変数とした回帰分析(OLS)

	Model 1	Model 2	Model 3
妻の収入	-.030 †	-.026	.002
夫の学歴	.384***	.394***	
妻の学歴	.181***	.227***	
学歴下方婚（妻-夫）			-.200***
妻の結婚年齢		-.057***	-.035**
R ²	.147	.180	.042
調整済R ²	.144	.177	.038
N	900	897	897
F検定	51.458***	49.072***	12.950***

注： † p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

収入が低く、学歴の高い女性が、有意に収入の多い男性と結婚している。結婚年齢は低いほど、夫の収入が有意に高まる。同類婚に関しては、妻が夫よりも高い学歴であるほど、夫の収入が高い。ここから、女性の高い学歴は高収入の男性との結婚を意味するとも言え、若くして結婚するほど、高収入の男性との結婚が実現されるといえる。また、妻が下方婚であるほど、夫の収入が高いことから、高い人的資本の女性は相対的に高い人的資本の男性と結婚する傾向が示された。

4.3 結婚の質のサーチ期間、人的資本、同類婚指標による回帰分析（モデル4）

この推計の結果、仮説が支持されるとすれば、結婚の質が高い夫婦はマッチングがうまくいっている、つまり納得のいくまでサーチを続け、同類婚が実現されているといえよう。結婚の質指標に関して、「夫婦関係満足度」変数は、夫で77人(8.2%)、妻で94人(10.1%)のデータが回答拒否により欠損している。よって、これを従属変数とした分析には何らかのバイアスが生じてしまうと考えられるため、夫婦関係満足度と相関が強く、バイアスが小さいと考えられる「結婚生活への期待との一致度」変数を結婚の質を測る従属変数として使用した。尚、サーチ期間と結婚年齢変数のそれぞれを使用したモデルはおおよそ同じ傾向を示したため、結婚年齢変数を投入した結果を示した。

表7： 夫の結婚生活への期待との一致度を従属変数とした回帰分析（OLS）

	Model1	Model2	Model3	Model4
学歴	.071*	.077*	.053	.040
結婚年齢	.001	.002	.001	-.001
収入	.030	.020	.014	.027
家事頻度	.005	-.005	-.003	.007
休日レジャーの頻度	.068**	.045*	.047*	.063**
コミュニケーション能力		.244***	.241***	
ジェンダー意識	-.053 †	-.062*	-.065*	-.054 †
子ども数	-.323**	-.178 †	-.250*	-.372**
年齢同類婚				
学歴同類婚				
コミュニケーション相互性				-.106***
ジェンダー意識一致度				
妻の学歴			.084*	.100*
妻の収入			.014	.021
妻の家事頻度			.035*	.042*
R ²	.032	.204	.213	.063
調整済R ²	.024	.197	.203	.051
N	890.000	888	881	880
F検定	4.138***	28.165***	21.374***	5.274***

注： † p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

夫に関して、休日レジャーの頻度とコミュニケーション能力といった人的資本が有意に結婚の質を高めていた。ジェンダー意識は保守的であるほど、有意に結婚の質が高い。ケアやレクリエーションといった本人の人的資本が高いほど、マッチングが成功するといえる。ジェンダー意識に関して、社会の「一般的」ジェンダー規範に則り、軋轢を生じさせないほど、結婚生活は上手くいくようである。配偶者の人的資本との関連に関しては、配偶者の学歴が高く、家事頻度は多いほど有意に結婚の質が高まっていた。高い学歴や家事を多くこなす配偶者との結婚は、マッチングを成功させる可能性を示唆している。しかしながら、同類婚指標に関しては、年齢、学歴、ジェンダー意識ともに有意な影響力を有さ

なかった。コミュニケーションの相互性変数に関しては、コミュニケーションの相互関係が成り立っているほど、結婚の質は高い、つまりマッチングが成功していることが示された。サーチ期間や結婚年齢は、結婚の質に対して有意な関連を持たなかった。よって、マッチングの成否には、サーチ期間や結婚年齢は関連していないといえよう。

表 8： 妻の結婚生活への期待との一致度を従属変数とした回帰分析 (OLS)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
妻の学歴	.132 †	.088*	.021	.043
結婚年齢	-.002	-.001	.004	.000
収入	.005	-.001	-.002	-.006
家事頻度	.010	.003	.014	.016
休日レジャーの頻度	.041	.013	.018	.046 †
コミュニケーション能力		.230***	.225***	
ジェンダー意識	-.041	.000	-.017	-.045
子どもダメー	-.579***	-.345**	-.381**	-.578***
年齢同類婚				
学歴同類婚				
コミュニケーション相互の差				-.207***
ジェンダー意識一致度				
夫の学歴			.018	.032
夫の収入			.124***	.132***
夫の家事頻度			.029**	.032**
R ²	.036	.138	.164	.117
調整済 R ²	.029	.130	.153	.106
N	906	904	879	877
F 検定	4.820***	17.887***	15.488***	10.452***

注： † p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

妻に関して、コミュニケーション能力といった人的資本が有意に結婚の質を高めていた。女性の場合、ケアという本人の人的資本が高いほど、マッチングが成功するといえる。子どもの存在は有意に結婚の質を低下させていた。これは、育児負担が圧倒的に妻側に偏る現代であるがゆえに、子どもの存在が妻の負担を増しているためと考えられる。配偶者の人的資本に関しては、配偶者の収入と家事頻度が結婚の質に対して正の有意な影響力を有していた。配偶者の学歴が高く、家事頻度の多い男性と結婚するほど、マッチングは成功するといえよう。同類婚指標に関しては、コミュニケーションの相互関係のみが有意な影響力を有していた。コミュニケーション能力が同程度の相手（同類の相手）を選ぶことがマッチングの成功にとって重要であるといえる。サーチ期間変数、結婚年齢と結婚の質との関連は様々なモデルを駆使したにもかかわらず見出されなかった。

5. 結論

夫に関して仮説1は支持されたものの、仮説2に関しては、支持されなかった。本人の学歴という人的資本が高いほど、結婚年齢が高く、サーチを長く続ける傾向にあることが示された。しかし、妻の人的資本と配偶者の人的資本には、有意な関係はないことから、男性の学歴の高さは、高収入を稼ぐ女性との結婚を意味しないといえる。ここから、サーチ期間の短い男性は自分よりも学歴の低い女性を選択するがゆえに、高学歴の女性の結婚が低学歴女性よりも必然的に高齢になることが示唆された。長いサーチ期間は同類婚の追求の結果ではなく、年齢同類婚ではないほど有意にサーチが長く、学歴下方婚であるほど有意にサーチが短かった。モデル1でサーチ期間が短いことが示された下方婚をしている男性ほど、「早い」段階で結婚相手を選択しているがゆえに、相対的に高収入の女性との結婚を実現していることが示された。男性の場合、本人の人的資本や結婚年齢よりもサーチの長短が高い人的資本の女性との結婚を実現するといえよう。

妻に関しては仮説1を覆し、仮説2は年齢同類婚に関しては支持されたものの、学歴同類婚に関しては支持されなかった。本人の学歴という人的資本が高いほど、結婚年齢が高いものの、妻のサーチ期間に関しては、妻の学歴が高いほど、サーチ期間が短いことが示された。ここから、女性の人的資本の上昇は結婚年齢を押し上げ、「晩婚化」を進行させていることが示された。さらに、女性は、高学歴であるほど、就学終了から結婚までが有意に短く、結婚を「急ぐ」傾向にあることが示唆される。収入が低く、学歴の高い女性が、有意に収入の多い男性と結婚している。特に、結婚年齢は低いほど、夫の収入が有意に高まる。妻が夫よりも高い学歴であるほど、夫の収入が高い。ここから、女性の高い学歴は高収入の男性との結婚を意味すると言え、さらに、若くして結婚するほど、高収入の男性との結婚が実現されるといえる。また、妻が下方婚であるほど、夫の収入が高いことから、高い人的資本の女性は相対的に高い人的資本の男性と結婚する傾向が示された。同類婚に関しては、年齢の同類婚を追求するがゆえに、結婚を先延ばしにする傾向が示された。学歴同類婚に関しては、学歴同類婚ではないほど、サーチ期間が有意に長く、妻の学歴が夫よりも高いほど、サーチ期間が有意に長いことから、高学歴女性の結婚市場が縮小している、つまり Marriage squeeze が生じている傾向が示された。年齢同類婚でなく、学歴上方婚であるほど、「早く」結婚が実現されるといえよう。

サーチ期間、同類婚とマッチングの成否との関連の推計に関しては、夫に関して、休日レジャーの頻度とコミュニケーション能力といった本人の人的資本が有意に結婚の質を高めることから、ケアやレクリエーションといった本人の人的資本が高いほど、マッチングが成功するといえる。ジェンダー意識は保守的であるほど、社会の「一般的」ジェンダー規範に則り、軋轢を生じさせないために、結婚生活が上手くいくようである。配偶者の人的資本との関連に関しては、配偶者の学歴が高く、家事頻度は多いほど有意に結婚の質が高まっていたことから、高い学歴や家事を多くこなす配偶者との結婚は、マッチングの成功を意

味する可能性が示唆された。同類婚指標に関しては、年齢、学歴、ジェンダー意識ともに有意な影響力を有さなかったが、コミュニケーションの相互関係が成り立っているほど、結婚の質は有意に高い、つまりマッチングが成功している可能性が示された。サーチ期間や結婚年齢は、結婚の質に対して有意な関連を持たなかった。夫にとって、マッチングの成否には、サーチ期間や結婚年齢は関連していないといえよう。

妻に関して、コミュニケーション能力といった人的資本が有意に結婚の質を高めていたことから、ケアという本人の人的資本が高いほど、マッチングが成功するといえる。育児負担が圧倒的に妻側に偏る現代では、子どもの存在が妻の負担を増しているため、子どもの存在は有意に結婚の質を低下させていた。配偶者の人的資本に関しては、配偶者の収入と家事頻度が結婚の質に対して正の有意な影響力を有していたことから、配偶者の学歴が高く、家事頻度の多い男性と結婚するほど、マッチングは成功するといえよう。同類婚指標に関しては、コミュニケーションの相互関係のみが有意な影響力を有していた。コミュニケーション能力が同程度の相手（同類の相手）を選ぶことがマッチングの成功にとって重要であるといえる。妻に関してもサーチ期間変数、結婚年齢と結婚の質との関連は様々なモデルを駆使したにもかかわらず見出されなかった。

これら結果から、Oppenheimer の提示した配偶者サーチ期間の伸長が、より適合する相手との結婚を可能にし、結果として結婚の質が高まるという仮説3の成否は明らかにすることができなかった。これは、本研究で使用したデータが、クロスセクションデータであるがゆえの限界であると考えられる。クロスセクショナル分析は変化を異なったライフステージの一時点で見るために、ピリオド、コホート、セレクションのバイアスがかかる。その反対に、パネルデータによる分析では、長期間にわたって同一人物の観察をし、ライフコースを考慮し、直接的に変化を観察することができる²⁶。ライフコースを考慮することで、夫婦関係の変化の要因分析に加齢や役割や家族構成の変化などのライフイベントの影響を加味することができる。さらに、クロスセクションデータの場合、変数同士の関連性は明らかにすることができるが、その因果関係を明らかにすることはできない。つまり、変化のどちらが先に起こるかを明確に言及することができないのである。パネルデータであれば、このクロスセクションデータの欠点がある程度補うことができる。よって、本研究は今後パネルデータにより、再検証を行う必要があるといえよう。果たして、近年多くの配偶者が結婚を先延ばしにしている理由は自分に適合する相手を探し続けているためであるのか。結婚の条件として、学歴や年齢などの属性、さらに意識や価値観が類似しているパートナーを探し続けているのであろうか。今後の研究が期待される。

²⁶ Johnson, David R. (1995)

謝辞

本研究の二次分析に当たり, 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「現代核家族調査 1999」(家計経済研究所) の個票データの提供を受けました. 厚く御礼を申し上げます.

参考文献

- Rollins, Boyd C., and Harold H. Feldman, 1970, "Marital Satisfaction over the Family Life Cycle," *Journal of Marriage and the Family*, 32:20-28.
- Becker, Gary S., 1973, "A Theory of Marriage: Part I," *Journal of Political Economy*, 81 : 813-846.
- , 1974, "A Theory of Marriage: Part II," *Journal of Political Economy*, 82 : S11-S26.
- Keeley, Michael C., 1977, "The Economics of Family Formation: An Investigation of the Age at First Marriage," *Economic Inquiry*: 238-250.
- , 1979. "An Analysis of the Age Pattern of First Marriage," *International Economic Review* 20(2): 527-544.
- Bryan L. Bouliier and Mark R. Rosenzweig, 1984, "Schooling, Search, and Spouse Selection: Testing Economic Theories of Marriage and Household Behavior," *Journal of Political Economy*, 92(4): 712-732.
- Valerie Kincaid Oppenheimer, 1988, "A Theory of Marriage Timing," *American Journal of Sociology*, 94(3): 563-91.
- Blair, Sampson Lee, 1998, "Work Roles, Domestic Roles, and Marital Quality: Perception of Fairness among Dual-Earner Couples," *Social Justice Research* 11(3): 313-335.
- 坂爪聡子, 1998, 「配偶者のサーチモデルと晩婚化現象—恋愛結婚か見合い結婚か—」 京都大学経済学会, 『経済論叢』 162(4): 76-93.
- VanLaningham, Jody., David R. Johnson, and Paul Amato. 2001. "Marital Happiness, Marital Duration, and the U-Shaped Curve: Evidence from a Five-Wave Panel Study," *Social Forces* 78(4): 1313-1341.
- 出島敬久, 2004, 「夫婦の賃金率と結婚年齢に関する計量経済分析—日本の晩婚化は配偶者サーチと整合的か?—」 上智大学経済学会, 『上智経済論集』 49(1,2):31-43.
- 色川卓男, 2004, 「夫婦間で生活満足度がズレる要因は何か」 『現代家族のライフスタイルとストレス』 ハイライフ研究所: 25-36.
- Shanhong Luo and Eva C. Klohnen, 2005, "Assortative Mating and Marital Quality in Newlyweds: A Couple-Centered Approach", *Journal of Personality and Social*

- Psychology*, 88(2): 304-326.
- Hajnal, John., 1983. "Two kinds of pre-industrial household formation system," *Family forms in historic Europe*, Cambridge University Press: 65-104.
- 山田昌弘, 1996, 『結婚の社会学 未婚化・晩婚化はつづくのか』丸善ライブラリー.
- 岩澤美帆, 三田房美, 2005, 「職縁結婚の盛衰と未婚化の進展」『日本労働研究雑誌』535: 16-28.
- Muhsam H. V., 1974, "The Marriage Squeeze" *Demography*, 11(2): 291-299.
- Booth, Alan and John N. Edwards. 1985. "Age at Marriage and Marital Instability," *Journal of Marriage and the Family*, 47: 67-75.
- Lewis, K. Susan. and Oppenheimer K. Valcric., 2000, "Educational Assortative Mating across Marriage Markets: Non-Hispanic Whites in the United States" *Demography*, 37(1): 29-40.
- England, Paula and George Farkas, 1986, *Households, Employment, and Gender: A Social, Economic, and Demographic View*, New York: Aldine.
- Orbuch, Terri L.; House James S.; Mero Richard P.; Webster, Pamela S., 1996, "Marital Quality Over the Life Course," *Social Psychology Quarterly* 59(2): 162-171.
- Lichter, Daniel T., 1990, "Delayed Marriage, Marital Homogamy, and the Mate Selection Process Among White Women." *Social Science Quarterly*, 71: 802-811.
- Goldscheider, Frances Kobrin and Linda J. Waite, 1986, "Sex Differences in the Entry into Marriage," *American Journal of Sociology*, 92: 91-109.
- Amato, Paul R. and Alan Booth, 1995, "Changes in Gender Role Attitudes and Perceived Marital Quality," *American Sociological Review*, 60: 58-66.
- Thompson, Linda, 1991, "Family Work: Women's sense of Fairness," *Journal of Family Issues*, 12: 181-196.
- Lennon, Mary Clare and Sarah Rosenfield, 1994, "Relative Fairness and the Division of Housework: The Importance of Options," *American Journal of Sociology*, 22: 361-382.
- Hochschild, Arlie R., 1989, *The Second Shift: Working Parents and the Revolution at Home*, Viking Press.
- Johnson, David R., 1995, "Assessing Marital Quality in Longitudinal and Life Course Studies," Conoley, Jane Close and Elaine Buterick Werth eds., *Family Assessment*, Lincoln, Nebraska: Buros Institute of Mental Measurement, 155-202.

付表 1 : 夫に関する分析で使用した変数一覧

変数名	作成法	スケール	平均値	標準偏差
夫の学歴	Q59 をリコード	1 中学卒, 2 高校卒, 3 専門学校 or 短大卒, 4 大学卒, 5 大卒以上	3.20	0.98
夫の年齢	世帯票 Q1.2.2		41.80	4.76
夫の就業	Q1 をリコード	1 仕事なし, 2 パートタイム・内職, 3 自営業, 4 フルタイム職員	3.76	0.48
夫の昨年一年間の収入	Q3	なし-1000 万円以上	7.37	1.19
夫の家事頻度	Q37「料理, 料理の片付け, 掃除, 洗濯についての自らの頻度の評価」をリコードし合成	1 まったくしない, 2 月に2-3回, 3 週に1回くらい, 4 週に2-3回くらい, 5 週に4-5回くらい, 6 ほぼ毎日	7.56	3.86
夫の夫婦間コミュニケーション	妻用調査票の Q46a, Q46b の合成 「夫は心配事や悩みを聞いてくれる」「夫は能力や努力を評価してくれる」	4 あてはまる, 3 まああてはまる, 2 あまりあてはまらない, 1 あてはまらない	6.05	1.65
夫の休日レジャー	Q36(d) 休日の家族以外や自分一人でのレジャー頻度を使用. 数値が大きければ家族と出かけている.	1 毎週のように出かける, 2 月に2,3回, 3 月に1回くらい, 4 2,3ヶ月に1回くらい, 5 ほとんど出かけない	3.78	1.36
夫のジェンダー意識	Q46c, 46d の合成	1-4 : 伝統的-非伝統的	3.08	1.09
夫の結婚年齢	(年齢-結婚経過年数)		28.77	4.44
夫のサーチ期間	(結婚年齢-最終学歴終了時年齢)	最終学歴終了時年齢について, 中学卒 16 歳, 高校卒 18 歳, 専門学校・短大卒 20 歳, 大学卒以上 22 歳と定義	8.38	4.66
夫の夫婦関係満足度	Q44 をリコード	1 不満, 2 やや不満, 3 まあ満足, 4 満足	3.12	0.80
夫の結婚生活の期待	Q45 をリコード	1 期待はずれ, 2 やや期待はずれ, 3 まあ期待通り, 4 期待通り, 5 期待以上	3.26	0.96
結婚経過年数	世帯票 Q2		13.04	4.84
子どもの数	世帯票 Q1a	ダミー変数化	0.89	0.31

付表 2： 妻に関する分析で使用した変数一覧

変数名	作成法	スケール	平均値	標準偏差
妻の学歴	Q63 をリコード	1 中学卒, 2 高校卒, 3 専門学校 or 短大卒, 4 大学卒, 5 大卒以上	2.87	0.80
妻の年齢	世帯票 Q1.1.2		39.22	2.83
妻の就業	Q1 をリコード	1 仕事なし, 2 パートタイム・内職, 3 自営業, 4 フルタイム職員	1.99	1.09
妻の昨年一年間の収入	Q3	なし-1000 万円以上	2.76	2.10
妻の家事頻度	Q39 「料理, 料理の片付け, 掃除, 洗濯についての自らの頻度の評価」をリコードし合成	1 まったくしない, 2 月に 2-3 回, 3 週に 1 回くらい, 4 週に 2-3 回くらい, 5 週に 4-5 回くらい, 6 ほぼ毎日	22.63	2.19
妻の夫婦間コミュニケーション	夫用調査票の Q43a, Q43b の合成 「夫は心配事や悩みを聞いてくれる」「夫は能力や努力を評価してくれる」	4 あてはまる, 3 まああてはまる, 2 あまりあてはまらない, 1 あてはまらない	6.30	1.55
妻の休日レジャー	Q36(d) 休日の家族以外や自分一人でのレジャー頻度を使用. 数値が大きければ家族と出かけている.	1 毎週のように出かける, 2 月に 2,3 回, 3 月に 1 回くらい, 4 2,3 ヶ月に 1 回くらい, 5 ほとんど出かけない	3.74	1.34
妻のジェンダー意識	Q49c, 49d の合成	1-4 : 伝統的-非伝統的	3.23	1.25
妻の結婚年齢	(年齢-結婚経過年数)		26.19	3.81
妻のサーチ期間	(結婚年齢-最終学歴終了時年齢)	最終学歴終了時年齢について, 中学卒 16 歳, 高校卒 18 歳, 専門学校・短大卒 20 歳, 大学卒以上 22 歳と定義	6.45	3.84
妻の夫婦関係満足度	Q47 をリコード	1 不満, 2 やや不満, 3 まあ満足, 4 満足	2.93	0.88
妻の結婚生活の期待	Q48 をリコード	1 期待はずれ, 2 やや期待はずれ, 3 まあ期待通り, 4 期待通り, 5 期待以上	2.93	1.08
結婚経過年数	世帯票 Q2		13.04	4.84
子どもの数	世帯票 Q1a	ダミー変数化	0.89	0.31

付表3: 夫の相関係数表

	夫年齢	夫学歴	夫収入	夫サ一子期間	夫結婚年齢	夫家事頻度	夫レジャー	夫コミュニケーション	夫エンゲージメント意識	夫年齢同類婚	夫学歴同類婚	夫学歴下方婚(妻一夫)	夫コミュニケーション相互性	夫エンゲージメント一致度	夫結婚経過年数	夫子どもタミー	夫夫婦関係満足度
夫学歴	.02																
夫収入	.12 ***	.37 ***															
夫サ一子期間	.42 ***	-.32 ***	-.17 ***														
夫結婚年齢	.45 ***	.10 ***	-.01	.91 ***													
夫家事頻度	-.01	.03	-.02	.05	.07 *	.03											
夫レジャー	-.01	.01	-.02	.02	.02	.11 ***	.07 *										
夫コミュニケーション	-.06 †	.10 ***	-.02	-.05	-.01	.21 ***	.02	.04									
夫エンゲージメント意識	.63 ***	-.07 *	.00	.55 ***	-.01	-.07 *	.00	-.02	-.08								
夫年齢同類婚	.06 †	.14 ***	.00	.00	.06 †	-.07 *	.00	-.02	-.05	.09 ***							
夫学歴下方婚(妻一夫)	-.05	-.66 ***	-.17 ***	.28 ***	.00	-.06 †	-.03	.04	-.04	-.03	-.42 ***						
夫コミュニケーション相互性	.00	-.03	.02	-.04	-.04	-.01	-.05	-.35 ***	.02	.00	.03	-.01					
夫エンゲージメント一致度	-.05	.09 *	.04	-.04	-.01	.07 †	-.01	-.04	.22 ***	-.08 *	-.03	.00	.07 *				
夫結婚経過年数	.57 ***	-.07 *	.13 ***	-.42 ***	-.48 ***	-.07 *	-.07	-.05	-.05	.11 ***	-.05	.00	.05	-.04			
夫子どもタミー	.13 ***	-.01	.05	-.12 ***	-.13 ***	-.07 *	.00	-.12 ***	-.05	.09 *	-.01	-.04	.05	-.07 †	.25 ***		
夫夫婦関係満足度	-.01	.04	.02	.02	.04	-.03	.11 ***	.41 ***	-.05	.02	.02	-.03	-.16 ***	-.04	-.10 ***		
夫結婚生活の期待	-.07 *	.07 *	.04	.01	.04	.02	.10 ***	.43 ***	-.04	-.01	.00	.01	-.15 ***	-.02	-.11 ***	.69 ***	

注: † p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

付表4: 妻の相関係数表

	妻年齢	妻学歴	妻収入	妻サ一子期間	妻結婚年齢	妻家事頻度	妻レジャー	妻コミュニケーション	妻エンゲージメント意識	妻年齢同類婚	妻学歴同類婚	妻学歴上方婚(夫一妻)	妻コミュニケーション相互性	妻エンゲージメント一致度	妻結婚経過年数	妻子どもタミー	妻の夫婦関係満足度
妻学歴	.01																
妻収入	.16 ***	.17 ***															
妻サ一子期間	-.04	-.22 ***	-.01														
妻結婚年齢	-.04	.20 ***	.06 *	.91 ***													
妻家事頻度	-.03	-.11 ***	-.42 ***	-.09 ***	-.14 ***	.01											
妻レジャー	-.11 ***	.03	-.04	.17 ***	.18 ***	.01	.10 ***										
妻コミュニケーション	-.05	.08 *	.04	.03	.06 †	-.02	.03	-.09 *									
妻エンゲージメント意識	-.04	.20 ***	.20 ***	.02	.11 ***	-.23 ***	.03	-.09 *	-.13 ***								
妻年齢同類婚	.06 †	-.11 ***	-.04	-.05	-.10 ***	.07 *	-.02	-.05	-.03	.09 ***							
妻学歴同類婚	-.01	-.33 ***	-.09 *	.13 ***	-.01	.07 *	-.03	-.02	-.02	.03	-.42 ***						
妻学歴上方婚(夫一妻)	.02	-.40 ***	-.14 ***	.11 ***	-.06 †	.05	-.02	-.02	-.01	.00	.03	.01					
妻コミュニケーション相互性	-.01	-.05	-.07 *	-.05	-.07 *	.01	.01	-.08 *	.04	.00	.03	.00	.07 *				
妻エンゲージメント一致度	.01	.10 ***	.10 ***	.01	.05	-.11 ***	.02	-.07 *	.42 ***	-.03	-.03	.00	.05	-.04			
妻結婚経過年数	.62 ***	-.15 ***	.05	-.74 ***	-.81 ***	.09 *	-.20 ***	-.08 *	-.11 ***	.11 ***	.00	.05	.05	-.07 †	.25 ***		
妻子どもタミー	.08 *	-.07 *	-.17 ***	-.23 ***	-.26 ***	.34 ***	.04	-.17 ***	-.16 ***	.09 *	-.01	.04	.05	-.07 †	-.11 ***		
妻の夫婦関係満足度	-.02	.02	.02	.00	.01	.00	.03	.38 ***	-.08 *	.02	.00	.05	-.27 ***	-.06 †	-.02	-.15 ***	
妻の結婚生活の期待	-.03	.10 ***	.03	.01	.05	-.03	.05	.35 ***	-.01	-.02	-.06 †	.01	-.23 ***	.01	-.06 †	.74 ***	

注: † p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

第2章 結婚の際に男性に求められる資質の変化 コミュニケーション能力の結婚との関係

中村真由美

1. 問題設定

1.1 コミュニケーション能力と結婚

本稿では、男性のコミュニケーション能力と結婚の成立との関連を計量分析によって検証する。少子化の一因として未婚化・晩婚化が問題になっているが、人々が未婚のまましている理由を説明する言説のひとつに、主に男性の側の「コミュニケーション能力不足」に原因を求めるものがある。若年世代において男性のコミュニケーション能力の需要がなんらかの理由で増えた為に、あるいは男性のコミュニケーション能力の供給がなんらかの理由で低下した為に、コミュニケーション能力を持った男性の供給不足に陥り、結婚のマッチングが成立しにくくなっているというのである。本稿ではこの言説を検証する為に、サンプルを男性に絞り、以下の点について検証する。(1)コミュニケーション能力と世代差との関係、(2)コミュニケーション能力と結婚(未既婚の別)との関係、(3)コミュニケーション能力の規定要因(学歴、職業、兄弟数、親兄弟との関係など)。¹

1.2 未婚化を説明するアプローチ

岩澤・三田(2005)の整理によれば、結婚の変動についての説明は大きく需要面からの説明と供給面から説明に分かれると言う。需要面からの説明では当事者にとっての結婚の必要性に焦点をあてている。結婚の費用(機会費用を含めて)の高騰と結婚の便益の低下が未婚化の理由とされる(樋口・阿部 1999, 高山ほか 2000)。特に近年女性にとっては、就業率が上がる一方で家事・育児負担を一手に引き受け続けている状況が続く中で、結婚の便益が下がり、結婚需要の低下が進んでいるという(小川 1994, Tsuya2000)。一方、供給面から説明するアプローチでは、結婚相手の供給量の減少に未婚化の原因を求めている。結婚適齢期の男女人口が不均衡な場合には一方の性への結婚難(marriage squeeze)につながる。さらに結婚相手に希望する条件のミスマッチがあり、望ましい相手の供給が足りない場合にも結婚難につながると考えられている(Glick et al. 1963, Oppenheimer 1988, Schoen 2003)。

未婚化を供給面から説明する言説の中に、未婚化・晩婚化や、さらにその他の社会の諸問題の原因のひとつとしてコミュニケーション能力の欠如に理由を求める考え方がある。

¹ 本稿執筆にあたり、二次分析研究会関係者の皆様に貴重なアドバイスをいただきました。感謝申し上げます。

三浦(2005)は階層文化によるコミュニケーション能力の低下に若者の未婚化の原因を求めている。社会が豊かになった結果、「社会の中の下」である「下流」階層にいる若者はコミュニケーション能力ややる気が欠如し、その結果、職業的な成功も、結婚相手も得られなくなっていると言うのである。本田(2005)は「ポスト近代社会」に突入した日本社会において、コミュニケーション能力の重要性が増大し、コミュニケーション能力の不足が若年者不就業等の社会問題につながっている可能性を指摘している。「ポスト近代社会」の中では、従来重視されてきた学力等の「近代型能力」に加えて、意欲や創造性、コミュニケーション能力などの「ポスト近代型能力」が社会を生き抜く上で重要性が強まってきており、その能力を持たない若者は就業の面を含めて、社会で恵まれない立場に陥りやすいと指摘しているのである。本田はコミュニケーション能力と結婚の関係について直接言及している訳ではないが、彼女の説の延長として、コミュニケーション能力の欠如と未婚・非婚の関係をとらえることは可能である。また長山(2005)は少子化によるコミュニケーション能力不全が、未婚化・晩婚化につながると述べている。少子化した社会では、個人は大人数で住むという経験がなく育ち、他人と一緒に住むということを苦痛に感じるようになる。その結果、未婚化・晩婚化が進んでいると主張しているのである。同じようなコミュニケーション能力と結婚をめぐる言説は厚生白書等にも現れている。それによると女性が男性に求める資質は「3高(高学歴・高収入・高身長)」から「3C(comfortable 十分な給料, communicative 理解し合える, cooperative 家事に協力的)」へ変わってきたという(厚生白書 1998)。女性が求める条件が複雑になり、その嗜好の変化についていけない男性が余ってしまう、という意味あいと言外に含まれている。²

しかしながらコミュニケーション能力と結婚の関係に直接焦点をあてて関係を検証した先行研究はそれほど多くはない。ネットワーク関連では、野沢(2005)がネットワークの大きさと恋人の有無について分析し、ネットワークの小さい男女は恋人がいない傾向があると言う知見を示している。また、釜野(2004)は両親や友人といった身近なネットワーク

² コミュニケーションに未婚化・晩婚化やその他の原因を求める言説は、その背景に社会経済的な変化を前提としており、その背景にあるとされる事象は様々である。コミュニケーションの問題はいわば仲介変数なのである。その背景にある社会的な変化とは、長山の場合は少子化であり、三浦の場合は不況や政策による社会の2層化であり、ブルデュー(1984)のハビトゥスの概念のように、「下流」階層独自の行動嗜好生成パターンが存在しているという事を前提にしている。その他の議論では、就労によって女性が経済力をつけた為、男性に経済力以外の資質を求めるようになったという、いわば人的資本論や資源交換理論の延長のような議論や、社会の意識の変化という文脈で語られていたりする。つまりコミュニケーション不全が問題だとする考え方でも、コミュニケーション不全の背景にあるとする問題は様々である。共通しているのは、コミュニケーション不全は未婚・晩婚(やその他の社会問題)の直接の原因のひとつであり、さらにコミュニケーション能力の重要性が近年増加しているという点なのである。

の構成員の結婚に対するイメージによって、個人の結婚に対するイメージが左右されうるとしている。ただネットワークの大きさや濃さはコミュニケーション能力とはやや意味合いが異なる。ネットワークはいわば「環境」であり、個人の外にある存在だが、コミュニケーション能力というのはより内面化されたものであり、家庭では親から受け継ぎ、教育や職業、その他の社会経験を通じて蓄積しうる、一種の資源、文化資本とも考えられる。コミュニケーション能力は、一種のハビトゥスとして結婚の機会ばかりでなく、他の生きていく上で必要な分野（就業等）にも影響を与える能力であると考えられるのである。コミュニケーション能力という概念を用い、コミュニケーション能力を「環境」ではなく、「内在的で蓄積可能な一種の資本」として扱うことで、個人の出身背景（階層・家族関係）との関連を因果関係のうちに理解しやすくなる。また、コミュニケーション能力は結婚以外の他分野（就職機会等）にも影響すると考えられるので、他分野との関連とあわせて理解する上でも有用な概念である。本稿ではコミュニケーション能力という内在的な能力に注目し、結婚との関連や、個人の背景との関連を解明する。

2. 仮説

まず、コミュニケーション能力と世代との関係について検証する。既存の研究ではコミュニケーション能力と世代との関連については2つの説がある。一方は若い世代においてコミュニケーション能力自体が衰えており、その結果として種々の問題がおきているという説である（三浦 2005, 長山 2005 など）。もう一方は、コミュニケーション能力自体は変わらないが、世の中や女性がより男性のコミュニケーション能力を求めるようになった為、コミュニケーション能力が不足している者はよりダメージを受けるようになったという説である（本田 2005 など）。この2つの仮説を検証してみたい（仮説 1a, 1b）。

さらに、コミュニケーション能力と結婚との関連について分析する。先行研究によるとコミュニケーション能力の高さが結婚にも影響を与えているとされる（三浦 2005, 厚生白書 1998）。その為、学歴や収入等を統制してもなお、コミュニケーション能力の高い男性がより結婚している傾向にあるかどうか、関連を分析する（仮説 2）。

また、コミュニケーション能力と結婚との関連に世代差があるかどうかを検証する。コミュニケーション能力が社会において果たす重要性は若い世代において、より大きくなってきているという説がある。近年、結婚において女性が男性のコミュニケーション能力をより重視するようになったという説（厚生白書 1998）や、社会経済的な変化によりコミュニケーション能力の社会における重要性が増しているという説である（本田 2005）。これらの説が示すとおり、コミュニケーション能力と結婚の関連が若い世代において強いかどうかを検証する。（仮説 3）

最後に、コミュニケーション能力の規定要因についても検証する。コミュニケーション能力を規定する要因として、三浦(2005)はコミュニケーション能力や意欲と階層意識との

関連を強調し、中の下の階層（「下流」）に所属する人は意欲やコミュニケーション能力が低い傾向にあると主張する。コミュニケーション能力を規定するものは、本人の資産、学歴、職業、所得ばかりでなく、親の資産、学歴、職業、所得としている。一方、本田(2005)は本人の階層や学歴に加えて、家族のコミュニケーション密度をあげている。母親を筆頭とした家族との良好で濃密なコミュニケーションを通じて、個人のコミュニケーション能力は発達させられうるとしているのである。長山(2005)も同様に、家族との接触頻度（兄弟の数）と対人関係能力（他人と一緒に暮らす能力）との関係を指摘している。特に少子化による兄弟数の減少に着目し、小家族で兄弟と接触頻度が少ない生育環境で育った人は大人になってから他人と一緒に住むことが苦痛になるというのである。本田との違いは、本田がコミュニケーションの「質」を重視する一方で、長山は兄弟数という「量」を重視している点である。

親の階層の影響については、関連する変数が本稿で使用するデータに含まれない為、分析することができないが、その他の項目（本人の学歴、職業、収入、兄弟数、親・兄弟とのコミュニケーションの質）について、コミュニケーション能力との関係をそれぞれ検証する。（仮説 4a.4b.4c.）

上記の仮説を整理すると以下のとおりになる。

仮説 1a. 若い世代ほどコミュニケーション能力が低い。

仮説 1b. コミュニケーション能力は世代によって変わっていない。

仮説 2. 高いコミュニケーション能力は結婚可能性を高める。

仮説 3. 若い世代ではコミュニケーション能力が結婚に果たす役割が大きくなってきている。

仮説 4a. 学歴や職業に恵まれている者は高いコミュニケーション能力を持つ。

仮説 4b. 兄弟数の多い者ほど高いコミュニケーション能力を持つ。

仮説 4c. 親兄弟との関係が良好な者ほど高いコミュニケーション能力を持つ。

3 . データ・変数・方法

3.1 データ

分析に使用したデータは日本社会学会家族調査研究会が 1999 年に実施した「家族についての全国調査 1999 NFRJ98」と第一生命経済研究所が 2001 年に実施した「今後の生活に関するアンケート 2001」である。前者は全国から無作為に抽出した満 28-77 歳の男女個人 10,500 人を対象に訪問留置法で実施した調査である。有効回答数は 6,985 人で、有効回答率は 66.52%である。本稿では分析の趣旨に照らして、このうち 28-51 歳の男性を分析対象にした（主な分析では 28-43 歳）。後者のデータは全国から無作為に抽出した満 18-69 歳の

男女個人 3,000 名を対象に留置記入依頼法で実施した調査である。有効回答数は 2,254 人で、有効回答率は 75.1%である。本稿ではこのうち 30-53 歳の男性を分析対象にする（主な分析では 30-45 歳の男性を分析対象とする）。分析対象を男性に限ったのは、本稿では「男性のコミュニケーション能力と結婚の関係」を明らかにすることを目的としているからである。年齢域を限ったのは、仕事に関連したコミュニケーション変数を分析に用いる為、在職中の年代に限った為である。主な分析対象を 28-43 歳と 30-45 歳にした理由は、世代差の分析をする際に、できるだけ若い世代を選びつつも、ある程度のサンプルサイズを確保しようとした為である。なお、後者の調査時期が 2 年後であるため、両方のデータにおいて同じコホートを対象にする為に使用サンプルの年齢を 2 歳ずらした。

3.2 変数

3.2.1. コミュニケーション能力と年齢のクロス分析

使用変数

コミュニケーション能力の指標である「CAT2107」「COMQS2」（後に詳述）と「年齢」を用いる。

3.2.2. コミュニケーション能力と結婚との関係の分析

被説明変数

分析の被説明変数は「未既婚の別」と「結婚タイミング（結婚年齢）」である。未既婚の別は既婚を 1、未婚を 0 とする。

説明変数

分析の被説明変数は、職場における協調性・コミュニケーションスキルに関する変数（「CAT2107」「COMQS2」）を用いる。

「CAT2107」は NFR データの『（この一ヶ月間の間に）職場や仕事上で「自分が理解されていない」と感じたことがある』という設問を 4 件法で聞いたもの（「1. 何度もあった, 2. 時々あった, 3. ごくまれにあった, 4. まったくなかった」のうち選択肢を 2 つずつまとめ, 2 項の変数（1. 何度も, または時々あった, 0. ごくまれにあった, またはなかった）に変換したものである。

「合成指標 COMQS2」は「今後」データにあった 2 つの指標を合成したものである。「あなたが現在身につけていると思う能力はなんでしょうか」という仕事能力に関する設問のうち、コミュニケーション能力に関する 2 項目（5 項『渉外・折衝能力などの営業力』と 8 項『社内の人脈・ネットワーク』）についての 2 件法の設問（1. ある, 0. ない）を足して

合成し、0 から 2 の値をとる、3 項の変数に変換した。³

統制変数

統制変数は教育年数、収入(対数)、年齢、職業威信スコア(企業規模の効果を考慮した)である。

3.2.3. コミュニケーションの規定要因の分析

被説明変数

分析の被説明変数は、職場における協調性・コミュニケーションスキルに関する変数(「CAT2107」「COMQS2」)を用いる。

説明変数

説明変数は教育年数、収入(対数)、職業威信スコア(企業規模の効果を考慮した)、兄弟数、兄弟との関係、父との関係、母との関係の指標を用いた。

「兄弟との関係」の指標は(回答者本人を除いた中で)一番年齢が上の兄弟に対して「この1年間に、この方と「話らしい話」をどれくらいしましたか?」という設問に対する選択肢「1. ほぼ毎日, 2. 週に3-4回, 3. 週に1-2回, 4. 月に1-2回, 5. 年に数回, 6. まったくなかった」を2項の変数に再構成した。1-4と答えた人を「1」とし、5か6と答えた人を「0」とした。

³上記の変数および本稿の分析において制約があることをお断りしておく必要がある。分析に使用されたコミュニケーション能力の変数であるが、本来コミュニケーション能力の指標ではない変数を使用している為、限界がある。たとえば問 2107 は、元々ストレスの指標であり、本人の原因(人間関係能力の乏しさ)と周囲の原因(職場環境の悪さ)の双方が関係していると考えられ、個人の特質の指標として扱うのは問題があるといえる。職業能力に関するコミュニケーション合成変数 COMQS2 にしても、コミュニケーション能力の指標ではなく、本来は職業能力の指標である為、コミュニケーション以外の要素が関連していると考えられる。さらに、全ての変数に関していえることは、結婚の成立に影響を及ぼす独立変数として扱う場合、本来は結婚前の状態を調べて、それが結婚に及ぼす影響を計るのがあるべき姿であるが、これらの指標は実際には現在の状況(既婚者にとっては結婚後の状況)を示す指標である。本来はパネル調査を用いて分析すべき内容を、ワンショット調査を用いて分析しているという問題は大きい。また、本稿では未既婚の別を主要な分析における従属変数にしているが、このことにより、センサリングの問題が生じ、推計結果にバイアスがかかっている。この点も本来はより適切なデータと手法を持って分析する必要があると言える。本分析はいわば試論的な物であり、ここで導き出される結論はあくまで仮のものである。

「父との関係」の指標は「この方との関係は、いかがですか」という設問に対する選択肢「1. 良好, 2. どちらかといえば良好, 3. どちらかといえば悪い, 4. 悪い」を2項の変数に再編成した。選択肢のうち, 1を「1」とし, 2-4を「0」とした。

「母との関係」の指標でも同様に, 「この方との関係は、いかがですか」という設問に対する選択肢「1. 良好, 2. どちらかといえば良好, 3. どちらかといえば悪い, 4. 悪い」を2項の変数に再編成した。選択肢のうち, 1を「1」とし, 2-4を「0」とした。

統制変数

統制変数は年齢である。

表1：分析に使用した主要変数の平均値（NFR）

	全体(28-43)	28-35 コホート	36-43 コホート
職場や仕事上で自分が理解されていないと感じることが 何度もまたは時々あった (CAT2107=1)	25	26	23.9
ほとんどまたはまったくなかった (CAT2107=0)	75	74	76.1
収入(対数)	6.026	5.916	6.142
教育年数	13.693	13.781	13.601
年齢	35.5	31.58	39.68
職業威信	47.607	47.81	47.389
未婚の別			
未婚	25.6	35.4	15.1
既婚	74.4	64.6	84.9
兄弟数			
兄弟なし	9.3	10.4	8.1
兄弟1人	45.5	50.2	40.6
兄弟2人以上	45.2	39.5	51.3
兄弟との関係			
月に1・2回以上「話らしい話」をする	41.5	47	35.7
年に数回「話らしい話」をする, または全くしない	58.5	53	64.3
母親との関係			
良好	65.1	67.5	62.5
それ以外	34.9	32.5	37.5
父親との関係			
良好	60.2	60.3	60.2
それ以外	39.8	39.7	39.8

表2：分析に使用した主要変数の平均値（今後の生活に関するアンケート）

	全体 (30-45)	30-37 コホート	38-45 コホート
「渉外・折衝能力などの営業力をもっている」+「社内の人脈・ネットワークをもっている」の合成指標 (COMQS2)			
0点(最低値)	71.4	67.8	74.8
1点	21.8	25.6	18.1
2点(最高値)	6.9	6.6	7.1
収入(対数)	5.993	5.943	6.038
教育年数	13.73	13.792	13.677
年齢	38.07	33.73	41.83
職業威信	53.043	54.899	51.308
未婚の別			
未婚	22.8	33.1	13.8
既婚	77.2	66.9	86.2

3.3 方法

分析方法は次のとおりである。まず、年齢コホートとコミュニケーション指標の2変量の関連をクロス集計で分析する。次に、ロジスティック回帰分析による多変量解析を用いて、コミュニケーション能力と未婚の別の関連を検証する。また、Heckman Selection Model (1979)も一部用いて、コミュニケーション能力と結婚タイミングの関連も分析する。さらにコミュニケーション能力の規定要因を探る為、ロジスティック回帰分析を用いて、学歴、職業、兄弟数、兄弟との関係、父母との関係とコミュニケーション能力の関連を検証する。

4. 分析

4.1 クロス集計（コミュニケーション能力と世代差の関係）

この項ではコミュニケーション能力と年齢との関係进行分析する。仮説 1.a.（「若い世代ほどコミュニケーション能力が低い」）1.b（「コミュニケーション能力は世代によって変わっていない」）を検証するのが目的である。2つのコミュニケーション能力の指標と年齢コホートの関係についてクロス集計を実施した結果が表3である。どちらもカイ二乗検定の値も有意ではなく、年齢とコミュニケーション能力の指標との間には有意な関係はないのが明らかになっている。

表3：2つのコミュニケーション能力指標と年齢のクロス集計

	職場での孤立 (CAT2107)		職業的コミュニケーション能力 (COMQS2)			
	0	1	0	1	2	
NFR28-31歳/ NFR32-35歳 / 「今後」34- 37歳	76.4	23.6	66.7	25.5	7.8	
NFR36-39歳 / 「今後」38- 41歳	73.9	26.1	68.4	22.8	8.8	
NFR 40-43歳 / 「今後」 42-45歳	78	22	80	14.3	5.7	
NFR 44-47歳 / 「今後」 46-49歳	78.5	21.5	67.4	27.9	4.7	
NFR 48-51歳 / 「今後」 50-53歳	74.1	25.9	83.3	11.5	5.1	
Pearson カイ 2乗	5.286	DF=5	Sig.(2sided)	12.043	10	Sig (2sided)
			0.382			0.282
尤度比	5.281	DF=5	Sig.(2sided)	12.547	10	Sig (2sided)
			0.383			0.25
N	1652			412		

4.2 ロジスティック回帰分析（コミュニケーション能力と結婚の関係）

4.2.1. 職場での孤立（CAT2107）と結婚

この項では職場での孤立を示す指標（CAT2107）を用いて、仮説2（「高いコミュニケーション能力は結婚可能性を高める」と仮説3（「若い世代の方でコミュニケーション能力が結婚に果たす役割が大きくなっている」）を検証する。職場での非常に強い孤立を示す変数、CAT2107（『職場や仕事上で「自分が理解されていない」と感じる』）を用い、二項ロジスティック回帰モデルを使ってコミュニケーション欠落の変数と未既婚の別との関連を調べた。予測としては孤立している人（コミュニケーション能力の乏しい人）は未婚でいる傾向が見られると予想される。

表4：CAT2107（職場における孤立を示す変数）と未既婚の別の関連（コホート別）

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
	Total	コホート 1	コホート 2	Total	Total
	全体 (28-43歳)	28-35歳	36-43歳	28-43	28-43
	B	B	B	B	B
(定数)	-9.732***	-10.885***	-8.471	-10.555***	-5.152***
CAT2107	-1.161	-1.859	-2.784	-2.061	-1.456
	-.460**	-.542*	-0.352	-0.344	-0.366
	-0.177	-0.224	-0.3	-0.301	-0.3
収入（対数）	1.222***	1.379***	1.034***	1.038***	1.037***
	-0.173	-0.258	-0.229	-0.23	-0.229
教育年数	0.004	-0.042	0.072	0.075	0.069
	-0.044	-0.056	-0.069	-0.07	-0.069
年齢	.125***	.163***	0.083	.134***	-
	-0.018	-0.044	-0.059	-0.035	-
職業スコア	-.017†	-.023†	-0.005	-0.004	-0.005
	-0.009	-0.012	-0.016	-0.016	-0.016
コホートダミー	-	-	-	0.412	-1.741
(28-35 = 1, 36-43 = 0)	-	-	-	-2.143	-2.08
コホート * 2107	-	-	-	-0.179	-0.08
	-	-	-	-0.374	-0.371
コホート * 収入	-	-	-	0.367	0.542
	-	-	-	-0.346	-0.348
コホート * 教育年数	-	-	-	-0.117	-0.115
	-	-	-	-0.089	-0.088
コホート * 職業威信	-	-	-	-0.019	-0.019
	-	-	-	-0.02	-0.02
カイ2乗	143.937	62.714	34.912	148.568	133.918
自由度	5	5	5	10	9
有意確率	0	0	0	0	0
-2対数尤度	959.461	585.601	368.042	954.829	969.48
Cox & Snell R2	0.136	0.117	0.07	0.14	0.127
Nagelkerke R2	0.202	0.162	0.123	0.208	0.189
N	986	504	482	986	986

p***<.000, p**<.01, p* <.05, †<.10

標準偏差はカッコ内

従属変数は「未既婚の別」(結婚経験あり = 1, 結婚経験なし=0)

表4が「職場での孤立の指標 CAT2107」と未既婚の別について示したものである。Model 1 がサンプル全体について分析したもので、Model 2 と Model 3 はコホート別に分けたものである。さらに、Model 4 と Model 5 はコホート別にする代わりに、ダミー変数と交互作用項を用いて、世代と独立変数や統制変数の関係を調べた。⁴表4の Model 1 (Total)の結果によれば、学歴、職業、収入を統制してもなお、職場において孤立している人(=おそらくはコミュニケーション能力が非常に低い人)はそうでない人に比べ、未婚のままに傾向にあることが有意に示されたと言える。

さらに仮説3(「若い世代ではコミュニケーション能力が結婚に果たす役割が大きくなってきている」)に関しては、Model 2 と3の結果を見てみると、コミュニケーション能力の欠如を示す変数 CAT2107 は若い世代(28-35歳)でのみ、未既婚の別に対して有意にマイナスに関連している。一方でそれより上の世代(36-43歳)では、コミュニケーション能力の欠如を示す変数は未既婚の別には有意に関連していない。つまり、若い世代のみにおいて、コミュニケーション能力の欠如のダメージが強い様子が伺えるともいえる。

ただし、両方のコホートのデータを投入して、ダミー変数と交互作用項によって世代差を統制したモデル、Model 4 と5では、CAT2107の主効果も有意にならず、さらに他の説明変数と世代差との交互作用項も有意に現れなかった。つまり、Model 4 と5の分析においては、CAT2107 そのものの未既婚の別との関連も示されず、コミュニケーション能力と結婚との関連の世代差についての仮説は支持されない結果となった。

次にこの孤立を示す変数 CAT2107 が結婚タイミング(結婚年齢)に及ぼす影響も分析した。対人能力の欠落は非婚につながるだけでなく、結婚の遅れ(晩婚化)にもつながると考えたからである。結婚年齢を分析するにあたり、同じデータと統制変数を使い、Heckman Selection Model (Heckman 1979)を用いて未婚者のサンプルも含めて、結婚年齢を分析した。しかしながら、結婚タイミング(結婚年齢)との関連に関しては、CAT2107 は有意に関連していなかった(結果は表示しない)。

4.2.2. 職業的コミュニケーション能力(COMQS2)と結婚

さらに職業上のコミュニケーション能力の高さを示す合成変数(COMQS2)を用いて、仮説2(高いコミュニケーション能力は結婚可能性を高める)と仮説3(若い世代でコミュニケーション能力が結婚に果たす役割が大きくなってきている)を検証した。合成変数(COMQS2)は回答者の職業能力について聞いた設問(『渉外・折衝能力などの営業力がある』と『社内の人脈・ネットワークがある』を合成したものである。まずコミュニケーション能力と未既婚の別について検証した。

⁴ 世代ダミーと年齢は相関係数が非常に高い為に、参照のため Model 5 では年齢の項目を抜いて分析してある。

表 5 : COMQS ” (職業上のコミュニケーション能力の合成変数) と未既婚の別との関連 (コホート別)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
	Total	コホート 1	コホート 2	Total	Total
	全体(30-45)	30-37	38-45	30-45	30-45
	B	B	B	B	B
(定数)	-5.455*	-7.697***	-3.978	-6.525	-1.45
	-2.643	-5.786	-6.434	-4.699	-2.749
COMQS2	1.666**	2.088**	0.649	0.649	0.649
	-0.531	-0.776	-0.714	-0.717	-713
収入 (対数)	.545 †	1.569 †	0.096	0.095	0.097
	-0.287	-0.872	-0.33	-0.337	-0.324
教育年数	-0.164	-.528**	0.283	-.297 †	0.27
	-0.112	-0.172	-0.176	-0.176	-0.172
年齢	.142**	0.157	0.058	.115*	-
	-0.043	-0.113	-0.132	-0.086	-
職業威信	0.004	0.016	-0.019	-0.02	-0.018
	-0.016	-0.022	-0.026	-0.027	-0.026
コホートダミー	-	-	-	0.078	-1.553
(30-37 = 1, 38-45 = 0)	-	-	-	(.5.567)	-5.4
コホート * COMQS 2	-	-	-	0.142	1.394
	-	-	-	-1.055	-1.054
コホート * 収入	-	-	-	1.507	1.618 †
	-	-	-	-0.929	-0.916
コホート * 教育年数	-	-	-	-.828**	-.815**
	-	-	-	-0.245	-0.241
コホート * 職業威信	-	-	-	0.036	0.033
	-	-	-	-0.034	-0.034
カイ 2 乗	31.516	32.773	5.039	45.966	44.132
自由度	5	5	5	10	9
有意確率	0	0	0.411	0	0
-2対数尤度	181.289	91.627	74.884	166.839	168.673
Cox & Snell R2	0.136	0.266	0.045	0.192	0.185
Nagelkerke R2	0.217	0.385	0.087	0.306	0.295
N	216	106	110	216	216

p***<.001, p**<.01, p* <.05, †<.10

標準偏差はカッコ内

従属変数は「未既婚の別」(結婚経験あり = 1, 結婚経験なし=0)

表 5 で結果が示されているが、この指標に関しては、サンプル全体と若い方のコホートにおいて、結婚との有意な関連が見られた。つまり、職業上のコミュニケーション能力が高い男性ほど結婚している傾向がサンプル全体と若いコホートで確認でき、仮説 2 は支持された。一方、年長のコホートでは、これらの職業上のコミュニケーション能力と結婚との関連は有意ではなかった。これは若い世代ほどコミュニケーション能力が結婚する上で重要な条件になっているという仮説 3 を支持している。さらに新旧の両方のコホートを投

入し、世代差ダミーと世代差と独立変数との交互作用項によって統制した Model 4 と 5 で検証したが、こちらではコミュニケーション能力 (COMQS) の主効果も、コホートとの交互作用も有意ではなかった。サンプルサイズがかなり小さくなっているのに変数を増やしたことが原因で有意な結果がでにくくなってしまった可能性が考えられる。その一方で、若い世代で見られたコミュニケーション能力と結婚との関連は実は年齢の効果であって、世代の効果ではない可能性もあるとも考えられる。この点に関しても別のデータを用いて、さらなる検証が必要であろう。⁵

4.3 ロジスティック回帰分析 (コミュニケーション能力の規定要因)

4.3.1. 職場での孤立 (CAT2107) と個人の背景

この項では職場での孤立を示す(コミュニケーション能力の乏しさを示す)変数 CAT2107 を用い、仮説 4a. (「学歴や職業に恵まれている者は高いコミュニケーション能力も持つ」) 4b. (「兄弟数の多い者ほどコミュニケーション能力を持つ」), 4c. (「親兄弟との関係が良好な者ほど高いコミュニケーション能力を持つ」) を検証する。

表 6 の結果を見ると、仮説による予測とは異なり、どのモデルにおいても学歴・職業威信・収入のどの変数は CAT2107 とは有意に関連していない。この結果で見る限りでは、CAT2107 が示すような、コミュニケーション能力が著しく欠如しているケースでは、必ずしも学歴・職業等の資源とは関係ないといえるかも知れない。

なお、表 6 Model 3 以降では説明変数に「兄弟数」を含めたが、結果としては兄弟数とコミュニケーション能力の欠如の変数の間には有意な関連はなかった。それどころか、Model 3 や Model 4 では、有意に近いレベルで (.150 と .104) 兄弟数とコミュニケーション不全の指標 (CAT2107) との間に正の関連が見られ、兄弟の数が多い方がコミュニケーション能力の欠如につながるという、仮説 4b での予測とは正反対の傾向が伺えた。その一方、表 6 Model 3 では、「兄弟との関係性の良さ」がコミュニケーション不全の指標 (CAT2107) と有意に負に関連し、兄弟との関係の良さがコミュニケーション能力の高さにつながっている様子が伺えた。つまりは、兄弟が多ければよいという訳ではなく、兄弟関係の「質」が重要になっている様子が伺える。

表 6 Model 4 では、父親との関係の良さは CAT2107 とは有意に負に関連し、父との関係の良さがコミュニケーション能力の高さにつながっていることが示されている。また表 6 Model 5 では、母親との関係の良さが CAT2107 と有意に負に関連し、母との関係の良さもコミュニケーション能力の高さにつながっていることがわかる。さらにこのモデルでは母親との関係の変数が投入されることで、兄弟数や兄弟と CAT2107 の関係との関連は有意では

⁵ なお、こちらのデータは結婚年齢についての情報がない為、Heckman Selection Model を用いた結婚タイミングの分析は行うことができなかった。

なくなっている。つまり、兄弟数のマイナスの影響というのは、おそらく兄弟数が多くなると、母親とのコミュニケーションの質が悪くなる為に、コミュニケーション能力の欠如につながってしまったと考えられる。その一方で、母親との関係の良さは、兄弟との関係の良さにもつながり、コミュニケーション能力を培っているとも見ることが出来るかも知れない。

表 6 : CAT2107 (職場における孤立を示す変数) と規定要因

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
	B	B	B	B	B
(定数)	-1.199	-1.336	-0.949	-1.059	-0.595
	-0.943	-0.953	-1.047	-1.253	-1.098
収入	-0.07	-0.076	-0.106	-0.013	-0.111
	-0.135	-0.136	-0.142	-0.173	-0.147
教育年数	0.029	0.041	0.041	0.037	0.063
	-0.04	-0.041	-0.043	-0.05	-0.046
年齢	-0.005	-0.01	-0.016	-0.015	-0.016
	-0.016	-0.016	-0.017	-0.02	-0.018
職業威信	0.007	0.007	0.009	0.009	0.004
	-0.009	-0.009	-0.009	-0.01	-0.009
兄弟の数	-	0.089	0.111	0.075	0.121
	-	-0.062	-0.068	-0.088	-0.078
兄弟との関係	-	-	-.282 †	-.385*	-0.214
	-	-	-0.166	-0.192	-0.175
父親との関係	-	-	-	-.594**	-
	-	-	-	-0.181	-
母親との関係	-	-	-	-	-.683***
	-	-	-	-	-0.167
カイ 2 乗	2.111	4.144	8.803	19.502	24.962
自由度	4	5	6	7	7
有意確率	0.715	0.529	0.185	0.007	0.001
-2対数尤度	1110.097	1107.485	996.698	755.993	913.631
Cox & Snell R ²	0.002	0.004	0.01	0.028	0.029
Nagelkerke R	0.003	0.006	0.014	0.041	0.044
N	986	985	896	691	837

p***<.000 , p**<.01 , p* <.05, †<.10

標準偏差はカッコ内

従属変数は「CAT2107」(職場や仕事上で「自分が理解されていない」と感じたことが

良くある,または時々ある = 1,職場や仕事上で「自分が理解されていない」と感じたことがごくまれにあった,または全くなかった=0)

4.3.2. 職業的コミュニケーション能力 (COMQS2) と個人の背景

最後に、職業的コミュニケーション能力の高さを示す指標 COMQS2 を用いて、個人の背景 (学歴等) との関連について検証する。学歴等の資源が豊かな者はコミュニケーション能力も高いという仮説 4a.であったが、表 7 を見ると、学歴 (収入を入れた場合には収入) がコミュニケーション能力の指標 COMQS2 と有意に正に関連している。基準カテゴリである 2 はコミュニケーション能力値が最大のグループであるが、コミュニケーション値が低い

カテゴリ 0 カテゴリ 1 と比べると Model 1 の場合には学歴が (Model 2 では収入が) 有意に高くなっている。つまり、学歴が高い人はより職業的コミュニケーション能力を持っているという傾向が伺えた。⁶

表 7 : COMQS2(職場におけるコミュニケーション能力の合成変数)と規定要因

	Model 1	Model 2
	B	B
0 切片	8.918*	18.341**
	-3.639	-5.568
教育年数	-.486**	-0.292
	-0.181	-0.186
年齢	0.024	0.078
	-0.058	-0.068
収入		-2.424*
		-0.983
職業威信	-0.009	0.01
	-0.025	-0.029
1 切片	9.276*	16.522**
	-3.887	-5.863
教育年数	-.401*	-0.278
	(-.191)	-0.198
年齢	-0.029	0.012
	-0.063	-0.073
収入		-1.819†
		-1.031
職業威信	-0.022	-0.004
	-0.02	-0.031
参照カテゴリ 2		
カイ2乗	13.602	18.931
自由度	6	8
有意確率	0.034	0.015
最終-2対数尤度	308.06	312.304
Cox & Snell R2	0.056	0.084
Nagelkerke R	0.071	0.106
N	166	151

p***<.000 , p**<.01 , p* <.05, †<.10

標準偏差はカッコ内

従属変数は COMQS2 (職業上のコミュニケーション能力の合成指標)

5 . 結論とインプリケーション

5.1 仮説の検証結果

本稿ではコミュニケーション能力と結婚との関連について、男性サンプルを対象に 1a

⁶ なお残念ながら兄弟数の設問や、両親との関係性の良さについての情報はこちらのデータ (「今後の生活に関するアンケート」)にはないので、COMQS2 と兄弟数、兄弟や両親とのコミュニケーションの質との関連については分析することができなかった。

から7つの仮説の検証を試みてきた。

コミュニケーション能力と世代差についての分析であるが、仮説 1a「若い世代ほどコミュニケーション能力が低い」1b.「コミュニケーション能力は世代では変わっていない」に関しては 1b. が支持された。若い世代でコミュニケーション能力が落ちているという傾向は確認できなかった。ただし、本稿で使用したデータの対象コホートは一番若くても、調査時点で20代後半から30代前半である為、さらに若いコホートでコミュニケーション能力の低下が起きているという可能性までは否定できない。

仮説 2「高いコミュニケーション能力は結婚可能性を高める」に関しては支持された。コミュニケーション能力の著しい欠如を示す指標 CAT2107(『職場や仕事上で自分が理解されていないと感じる』)と職業上のコミュニケーション能力の高さを示す指標 COMQS2(『渉外・折衝能力などの営業力がある』『社内の人脈・ネットワークがある』を合成したもの)では、結婚との関連が有意に現れた。すなわち、職場で孤立している人は独身でいる傾向があり、職業上のコミュニケーション能力の高い者は結婚している傾向が示された。

仮説 3「若い世代ではコミュニケーション能力が結婚に果たす役割が大きくなってきている」に関しては、コホート別の分析においては支持された。若い世代では上の世代と比べ職業上のコミュニケーション能力高い者が結婚している傾向が有意に強い。ただし、交互作用項を用いた分析では世代差に関して有意な結果が得られなかった。もしかすると、これは世代効果ではなく、年齢効果である可能性もある。つまり、世代に関係なく、コミュニケーション能力の高い者から結婚して行っているという可能性もあるのである。ただし、CAT2107(孤立の指標)と Heckman Selection Model を用いた分析では、この指標と結婚タイミングとは有意な関連が見られなかった。別のデータや手法を用いて、更なる分析が必要と言える。

仮説 4a.「学歴や職業に恵まれている者は高いコミュニケーション能力も持つ」に関しては、コミュニケーション能力の欠如を示す変数 CAT2107 と本人の学歴や職業との関係においては有意な関連は見られなかった。一方で、職業上のコミュニケーション能力の高さを示す指標 COMQS2 の分析では学歴や収入が高い、いわば恵まれた環境にいる者が職業上のコミュニケーション能力も高くなっている傾向が見られ、仮説が支持された。これに関しては、コミュニケーション能力が著しく欠落しているような特殊なケースでは学歴等の背景ではなく、また別の原因があるという可能性が考えられる。その一方で、職業上でプラスアルファになるような、いわば平均以上のコミュニケーション能力を持っているケースでは、学歴とコミュニケーション能力は関連している可能性がある。ただし、これらのコミュニケーション指標は本来ストレスの指標であったり、仕事能力の指標であるため、実際にはこの相関は擬似だったり、逆の因果関係にある可能性もあるので注意が必要である

(例えば仕事の能力が高いから収入が多いというように).⁷

仮説 4b. 「兄弟数の多い者ほど高いコミュニケーション能力を持つ」に関しては、この分析では支持されなかった。むしろ仮説とは逆に、有意に近いレベルで兄弟数の多さはコミュニケーション能力の欠如と関連していた。これは、兄弟数が多くなることで、母親とのコミュニケーションの質が下がることにより、子供のコミュニケーション能力にマイナスに働いていると考えられる。

仮説 4c. 「親兄弟との関係が良好な者ほど高いコミュニケーション能力を持つ」に関しては支持された。兄弟、父母ともに、関係が良好な者ほど、コミュニケーション能力の欠如も観察されない傾向が伺えた。特に母親との関係の良好さは重要な役割を果たし、兄弟間の関係の良さにも影響を与えていた。

5.2 コミュニケーション能力とマッチングの構造

本稿の分析により、一部の言説で語られているように若者のコミュニケーション能力が乏しくなったというのは事実ではなく、若い世代においてコミュニケーション能力の必要性が増えた為にコミュニケーション能力の不足が問題にされるようになってきたという可能性が示された。これは岩澤・三田(2005)が指摘した職縁結婚の衰退の分析の知見と合致する。

岩澤・三田によれば、過去 30 年間の初婚率の低下の 9 割は見合いや職場関係での結婚(職縁結婚)が減少したことにより説明がつくという。いわば、マッチングを補助してきた「構造」が崩れて、それまで「構造」によって確保されてきた分のマッチングが起らなくなったというのである。岩澤らによれば、高度成長期の企業社会では、企業が従業員の結婚に気を配ることもごく自然なことであった。一般職女性の雇用制度も「結婚相手候補」を供給する機能を果たしていた。しかし、経済状況が悪化するにつれ、企業はマッチング・メーカーとしての役割を降りてしまった(岩澤・三田 2005)。つまりは、かつてはたとえ自分から女性に声をかけられないようなシャイな男性であっても、見合いや職縁という「構造」の助けにより結婚できていたものが、現在はそのような「構造」がなくなってきた故に、シャイな男性は結婚しにくくなっているという図式だと理解できる。

このような状況下で、結婚率を上昇させようとするならば、新たなマッチメイキングの「構造」を時代にあった形で提供することが役立つと思われる。たとえば、インターネットを用いた結婚情報サービスがあるが、同じようなシステムを公的な機関等により安価に信頼できる形で拡充させる等の可能性が考えられる。他方で、個人や家族の側でも、コミュニケーション能力を改善し、ネットワークを広げる努力も必要であると思われる。家族との関係の分析でも現れているように、コミュニケーション能力は身近な人と交流し、訓

⁷ 本稿で使用したコミュニケーション変数は職業に関連したものである為、職種や職場タイプにも影響を受けると考えられる。今後の課題として、職種や職場タイプとの関連も考慮に入れて分析を深めていきたい。

練することで培われることが明らかになっている。たとえば学校教育においても、コミュニケーション能力を、将来的に役立つ重要な能力であると認識させて、意識的に磨くようにしむけることも役立つ可能性がある。現在進んでいる共学化の流れや、女子による男性領域への進出は、異性とのコミュニケーションの機会を増やし、異性とのコミュニケーション能力向上の面でプラスに働くと思われる。またインターネットの浸透も、コミュニケーション訓練の場として、および新たな出会いの場として、将来的に機能していくことが期待される。

5.3 文化資本とコミュニケーション能力

本稿の分析により、コミュニケーション能力が学歴や収入といった、いわゆる従来の階層の軸ばかりでなく、もう一つの軸（家庭内の人間関係により蓄積されるEQのようなもの）の資源として結婚市場において役立っている様子が伺えた。勿論、コミュニケーション能力は学歴や収入とも関連しており、階層と関連はある。しかし、階層的な要素を統制した後でも、家庭内の人間関係の良好さといった、階層の軸だけでは説明できない、別の要素が関係している資源である。本稿の最初の方で、コミュニケーション能力は一種の文化資本であるとしたが、階層によって規定されるいわゆる普通の文化資本とは異なる要素を持つ。コミュニケーション能力は「もう一つの軸」として、地位達成を促進し、階層間移動に影響を与えている可能性がある。コミュニケーション能力差の生成要因や、結婚以外の分野に対しての影響等、更なる分析が望まれる。

5.4 今後の課題

最後になったが、あらためて本稿の分析上の問題点と今後の課題について一言述べたい。本稿の分析では、変数、センサリング、および因果関係の面で限界がある。変数に関しては、本来は別の目的の為に作られた指標をコミュニケーション能力の指標として利用している点で限界がある。また、センサリングに関しても、主要な分析において未既婚の別を被説明変数にして、ロジスティック回帰を行った為に、結果にバイアスが含まれている。さらに因果関係に関しても問題がある。本稿ではコミュニケーション能力が結婚に影響していると仮説を立てたが、因果関係が逆である可能性もある。たとえばマリッジ・プレミアム研究では、男性は結婚することで賃金が有意に上昇する傾向が確認されているが、その現象を説明する複数の仮説の中には、結婚することで男性の生産性が高まることにより賃金が上昇するのだという仮説も含まれている（川口 2001 など）。本稿のテーマにあてはめれば、結婚したからコミュニケーション能力が上がったということになる。いわば本稿で想定する因果関係とは逆の因果関係を提唱しているのである（川口 2001 など）。これらの点に関しては、将来的に、より適切な変数、手法、および因果関係の検証できるパネルデータ等の使用によって再検証が必要である。また、本稿では、男性の側のコミュニ

ケーション能力に焦点をあてて分析を進めてきたが、結婚のマッチングは本来、男女双方が関わって起こるものである。当然、女性の側のコミュニケーション能力も関係していると思われる。この為、女性の側のコミュニケーション能力と結婚との関連も検証することを今後の課題にしたい。

謝辞

二次分析に当たり、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 NFRJ98(日本社会学会家族調査研究会)」「今後の生活に関するアンケート 2001」(第一生命経済研究所)の個票データの提供を受けました。

参考文献

- Becker, G. S., 1973, "A Theory of Marriage Part I," *Journal of Political Economy*, 81:813-46.
- Bourdieu, Pierre, 1984, *Distinction*. Cambridge: Harvard University Press.
- Cornwell, C. and P. Rupert, 1997, "Unobservable Individual Effects, Marriage and Earnings of Young Men," *Economic Inquiry*, 35: 285-294.
- Easterlin, R. A., 1980, *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Glick, P. C., D. M. Heer and J.C. Beresford, 1963, "Family Formation and Family Composition: trends and Prospects," M. B. Sussman, ed., *Sourcebook in Marriage and the Family*, New York: Houghton Mifflin, 30-40.
- Gray, J. S., 1997, "The Fall in Men's Return to Marriage," *Journal of Human Resources*, 32: 481-504.
- Heckman, J. 1979, "Sample Selection as a Specification Error," *Econometrica*, 47: 153-161.
- 樋口美雄・阿部正浩, 1999, 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」樋口美雄・岩田正美編著『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社, 25-65.
- 本田由紀, 2005, 『多元化する「能力」と日本社会 ハイパー・メリトクラシー化のなかで』NTT 出版.
- 岩澤美帆・三田房美, 2005, 「職縁結婚の盛衰と未婚化の進展」『日本労働研究雑誌』535: 16-28.
- 加藤彰彦, 2005, 「配偶者選択と結婚」渡辺秀樹/稲葉昭英/嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容 全国家族調査[NFR98]による計量分析』東京大学出版会, 41-58.
- 釜野さおり, 2004, 「独身男女の描く結婚像」目黒依子・西岡八郎編『少子化のジェンダー

- 分析』勁草書房, 78-106.
- 川口章, 2001, 「女性のマリッジ・プレミアム: 結婚・出産が就業・賃金に与える影響」
『季刊家計経済研究』51: 63-71.
- 厚生労働省, 1998. 『厚生白書 平成10年版』.
- Korenman, S. and D. Neumark, 1991. “Does Marriage Really Make Men More Productive?”
Journal of Human Resources, 26: 282-307.
- Loh, E., 1996, “Productivity Differences and the Marriage Wage Premium for
White Males’ Wages” *Journal of Human Resources*, 31: 566-589.
- 三浦展, 2005, 『下流社会 新たな階層集団の出現』光文社.
- 長山靖生, 2005, 『いっしょに暮らす』ちくま書房.
- 野沢慎司, 2005, 「未婚者の結婚意欲とパーソナル・ネットワーク 関係構造の圧力効果と
満足度の効果」財団法人家計経済研究所編 『若年世代の現在と未来』家計経済研究所,
45-66.
- Oppenheimer, V. K., 1988, “A Theory of Marriage Timing”, *American Journal of
Sociology*, 94: 563-91.
- Oppenheimer, V. K., 1994, “Women’s Rising Employment and the Future of the Family
in Industrial Societies,” *Population and Development Review*, 20 : 293-341.
- Schoen, R., 2003, “Partner Choice,” P. Demeny and G. McNicoll, eds., *Encyclopedia
of Population*, New York: Macmillan Reference USA, 723-724.

第3章 離婚と社会階層の関連にかんする試論的考察

三輪 哲

1. はじめに

本論の目的は、離婚と社会階層のあいだにみられる影響関係を分析することである。社会階層とは、「全体社会において社会的資源ならびにその獲得機会が、人びとのあいだに不平等に分配されている社会構造状態」(富永 1979)を意味する概念である。また、構造そのものではなく、分配状態により区切られた1つ1つの「層」をさす場合もある。本研究においては、社会階層によって離婚の機会が異なることを示し、それがどのようにして起こるのか、生成過程の計量的分析と検討をおこなう。

離婚現象は階層研究の対象となるべき重要なテーマである。なぜなら離婚は当事者の到達する社会階層に影響するイベントであるし、離婚の発生率自体に階層による差がみられるからである。前者にかんして、子弟の教育および社会経済的地位達成に離婚によるダメージがあることは、学術研究によって明らかにされている(Bumpass and Rindfuss 1979)のみならず、われわれの日常経験的知識とも合致するところであろう。後者については、古くから生活機会の階層間格差問題の1つとして扱われ、階層によって離婚率に違いがあることが実証されてきた(Goode 1956)。

ところが、これまでの日本の階層研究では、離婚の問題は重きを置かれていなかった¹。それは調査票設計の段階で離婚にかんする質問が外されていることからもうかがい知れる。既に半世紀の歴史を有する社会階層と社会移動全国調査(SSM調査)において、配偶関係の質問こそあるが、離婚経験や離婚年齢がたずねられたのは1985年の女性票ただ一度しかない。おそらく理由は、日本社会において離婚が少なかったことが階層研究者の関心を喚起させなかったということだろう。だがその条件は現在変わりつつある。

現在、日本において離婚が急増していることはよく知られている。そのことは、離婚件数の増加でも、人口をコントロールした離婚率でも裏付けられる。図1によれば、2001年の離婚件数は28万6千件、離婚率(千人あたり離婚件数)は2.27であり、これらは10年前の約1.7倍にあたる。長期的にみたときにはなおさら、近年の離婚の増加の様相がいかに急激であることが理解できるだろう。

以上のような量的拡大を経て、現代の日本社会を分析する上でも、離婚現象は無視できないものとなった。階層研究においても、離婚に対して階層が、どの程度、どのように影響していくのかを精査すべきである。つまり単に離婚率に階層差があることを見出すだけでなく、それがどのようなプロセスを通して生じるのかを体系的に示さなければならない。

¹ ただし、家族社会学者による階層と離婚の関係についての理論モデルを提示した研究も存在する(野々山 1986)。

これまで接点の少なかった日本における階層研究と離婚研究との架橋が、まさに今求められているといえる。そこで社会階層をキー概念として、離婚の社会構造的基盤を探索することこそが、本論のねらいである。

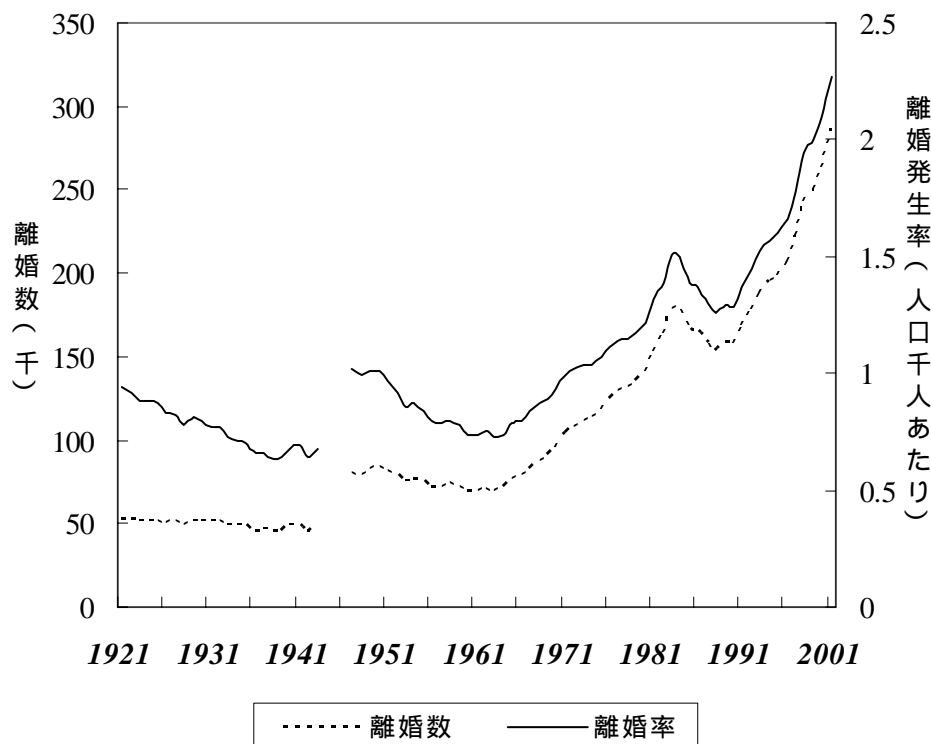


図1 離婚数、離婚率の趨勢

厚生労働省「人口動態統計」より作成

本論で用いたデータによる離婚にかんする先行研究に、安藏(2003)による実証分析がある。それにおいて離婚の促進要因と抑制要因の包括的検討が行われているものの、本論の関心からいえば、以下の2点についてさらなる検討の余地を残したものといえる。第1に、社会階層と離婚との因果関係にかんする知見が得られていないことがある。安藏(2003)においては父職威信に対する初職威信の上昇分(増加率)は分析に投入されたので、相対的な階層的地位上昇の効果は検討されたといえるが、離婚に及ぼす階層の総合効果、直接効果、因果経路などは必ずしも明らかになってはいない。また彼が見出した高等教育の離婚抑制効果は、本人の階層の効果に起因する擬似効果である可能性を排除できてはいないのである。そして第2に、特定されたモデルに若干の疑義がある。それというのも、現在の結婚・離婚にかんする意識項目を、過去の離婚イベント発生の説明変数として用いているのである。このモデル特定は、結婚・離婚についての意識あるいは態度が個人の年齢やライフイベントに影響を受けにくく安定的であるとする仮定が成立しない限り、受け容れ

がたいものである。そしてもちろん、そのような仮定は疑わしいものとみなさざるを得ない。したがって、より妥当な因果モデルの探索は、いまだ重要な課題の一つとして残されている。

2. 分析枠組み

前節で述べたように、本研究の焦点は、離婚率の階層間格差がどのようにして生み出されるのか、その過程の探求である。階層と離婚をつなぐ中間概念として本研究で扱うのは、結婚の質と離婚寛容性である。野々山（1985）は離婚にかんする先行研究を包括的に整理し、家族社会学においては離婚をうながす要因として結婚の質（marital quality）という概念を中心に展開していることを論じた²。結婚の質とは、「従来から家族社会学において用いられてきた諸概念によって捉えなおせば、結婚の順応性、結婚の満足、結婚の幸福、夫婦間の葛藤と役割緊張、コミュニケーション、結婚の統合性などといった諸概念を意味する（野々山 1985: 150）ものであり、結婚の安定性に直接に寄与することが予想される。

一方、離婚寛容性とは、「離婚にたいする人びとの態度における寛容さ」（野々山 1985: 97）を意味する。アメリカにおける離婚率上昇の要因として社会的に注目され、離婚寛容性の増大と離婚率の上昇との相関関係を指摘する研究も存在する（例えば、Glick 1975）。両概念はともに離婚をうながす原因としてみなすことのできる社会心理学的概念である。

本研究は、生じた離婚について社会階層による差があるだけでなく、既に潜在的リスクのレベルにおいて階層の影響がみられるという立場にたつ。より具体的には、上述の2つの概念に対して階層の効果があると考えている。その上で、潜在的リスクと階層とのあいだを媒介する要因群の発見を試みる。

媒介要因の候補としては、まず子ども数や子どもの年齢段階、同居する夫婦以外の成人数といった世帯構成がある。小さい子どもの存在は離婚寛容性を下げるであろうし、同居成人数が多くなるほど夫婦のみでコントロールできる部分が減少するため結婚の質は低くなるだろう。他にも、経済的資源や夫婦の健康度などの諸資源が多いほど、結婚の質は高くなると期待される。それらの資源が結婚幸福度の規定要因であることは幾多の研究で明らかにされているし（岩井 2002）、同時に階層と関係することも知られている³。

結婚の質に効果を持ちうる別の媒介要因として、同類婚を考えることもできよう。年齢、学歴、出身階層などが類似していればそれだけ文化的な障壁は低くなり、ひいては結婚の質を高める効果があると推察される。とりわけ階層同類婚は、内容的に直接に階層にかかわること、および同類婚傾向の高い農業層・専門管理層とそうではない他の階層とに分かれる（渡辺・近藤 1990）ことの2点から、離婚の階層間格差へとむすびつく可能性を秘め

² 結婚の質を中核に位置づけて統合的な理論化を図った研究として、Lewis and Spanier（1979）が挙げられる。

³ 階層と健康の関係についてはそれほど自明ではないが、Pappas et al.（1993）や Williams and Collins（1995）などの研究蓄積がある。

ているものとして注目される。

さて、ここまで述べた概念間に想定される因果構造を以下に図示しよう。

今回は、この図2中において、実線で引かれた矢印の箇所を統計的に分析した。点線になっている箇所は、データの制約⁴のため今回は直接に検証できなかったところである。そうではあるものの、影響があることは既に知られているので、結婚の質の負の効果、離婚寛容性の正の効果があるものと先験的に仮定した。

そこで、実際に検討するリサーチクエストンは以下の通りとなる。すなわち、(1)離婚率には社会階層による違いがみられるのか否か、(2)結婚の質と離婚寛容性には社会階層による差異があるのか否か、もしあるのなら(3)両者の関係を媒介している要因は何か、の3点である。

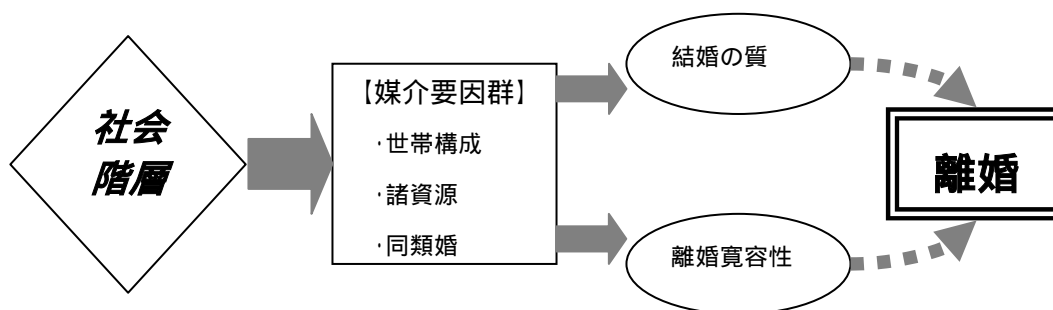


図2 想定される因果メカニズム

3. 仮説

では次に、階層から離婚に至る過程において、どのような関連がみられると考えられるか、具体的に仮説を特定しよう。

仮説 1 旧中間層（農業、自営）では伝統的な家族規範の影響が比較的強く、離婚寛容性が低くなる。その結果として、旧中間層の離婚率は低く抑制される。

旧中間的な階層では、離婚を認めない規範が強いゆえ、離婚をしにくい傾向があるように推測される。それが正しければ、離婚イベント発生に対する旧中間層の負の効果がみられるのに併せて、離婚寛容性に対する旧中間層の負の効果が観察されるはずである。さらに、旧中間層の効果は文化的なものゆえ、他の変数を統制した後であっても、離婚寛容性に対する旧中間層の効果は残ることが期待される。

仮説 2 上層ノンマニュアル層（専門・管理）は保有資源に恵まれているため、結婚の質

⁴ 離婚に対する結婚の質や離婚寛容性の効果を検証するためには、離婚直前の意識についての情報が必要であるが、JGSS データセットでは現在の意識しか尋ねていない。仮に尋ねたとしても、回顧的情報になるためバイアスを避けられないなどの問題が残る。

が高くなる。その結果として、上層ノンマニュアル層の離婚率は低く抑制される。結婚の質が高ければ離婚をする動機が低下することは自明である。ではどのような階層において結婚の質が高いかといえ、比較的高い階層とされる上層ノンマニュアルであろう。なぜなら、彼らは富や財などの資源に恵まれて生活条件がよいので、順調な結婚生活を過ごすための物質的基盤において劣ることはないからである。もしこの仮説2が正しいのであれば、離婚イベント発生に対して上層ノンマニュアルの負の効果、結婚の質に対する上層ノンマニュアルの正の効果がみられるだろう。そして保有している資源にかんする諸変数を統制した後は、結婚の質に与える上層ノンマニュアルの効果は大きく減少する、すなわち階層と結婚の質の関連が保有資源により説明されることが予想される。

仮説3 学歴・階層・年齢について夫婦間で類似しているほど、両者の文化的ギャップは小さくなり、結婚の質が高くなる。その結果として、離婚率は低く抑制される。

仮説3は、いわば同類婚仮説である。同類婚とは、属性や地位が似たもの同士が結婚することをいう。夫婦間での属性が似ているほど、両者間の文化的なギャップが小さくなるため結婚の質が高くなると思われる。そのように、同類婚は結婚の質を媒介して離婚を引きにくくさせる間接効果をもつことが予想される。

4. 方法

4.1 データ

本研究は、2次分析⁵による社会学的研究である。すなわち、独自にデータを収集する代わりに、既存データの再分析を行っている。

データとしては、日本版総合社会調査(JGSS)データを用いる。日本全国の満20歳以上89歳以下の男女を対象として、層化二段無作為抽出法により個人を抽出した計画標本に対する大規模社会調査により得られたデータセットである。各時点でそれぞれ3000人弱を回収しており、回収率はおよそ6割ほどであった。本研究では、2000年と2001年、および2002年の3時点分のデータをマージして、十分なサンプルサイズを確保している⁶。

4.2 変数

4.2.1 従属変数

従属変数は、離婚率、離婚寛容性、結婚幸福度の3つである。まず第1に離婚率だが、より正確には離婚のハザード率というべきである。後述するCox回帰分析をするために、生存変数として「離婚(あるいは死別・現在)までの結婚継続年数」、状態変数としては「初

⁵ 社会学における2次分析の意義・背景等にかんしては、佐藤博樹ほか(2000)を参照されたい。

⁶ 調査の手続きや回収状況などにかんするより詳しい情報は、各年度のJGSS基礎集計表・コードブック(大阪商業大学地域比較研究所・東京大学社会科学研究所編2002, 2003, 2004)を参照のこと。また、JGSSプロジェクトのウェブサイト(<http://jgss.daishodai.ac.jp/>)にもさまざま有用な情報が掲載されている。

婚が離婚に終わったか否か」を表すダミー変数の2つを用意した。

次に離婚寛容性についてである。JGSSには「一般に、結婚生活がうまくいかず幸せではない場合、子どもにとっては、両親が離婚に踏み切った方がよい」という質問項目が存在する。さらに、「妻にとっては」、「夫にとっては」と、別の立場において離婚をすべきか否かもたずねている。そこで、これら3つの項目の賛成回答数を合計した変数⁷をつくり、離婚寛容性の指標とした。

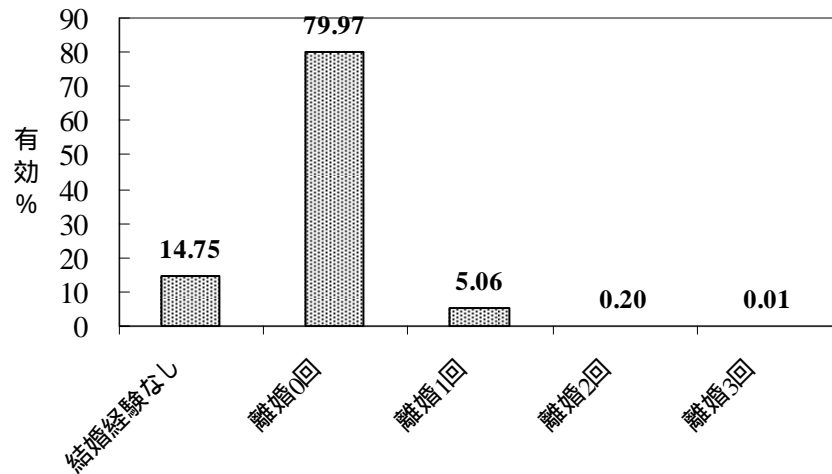


図3 離婚経験の相対度数分布

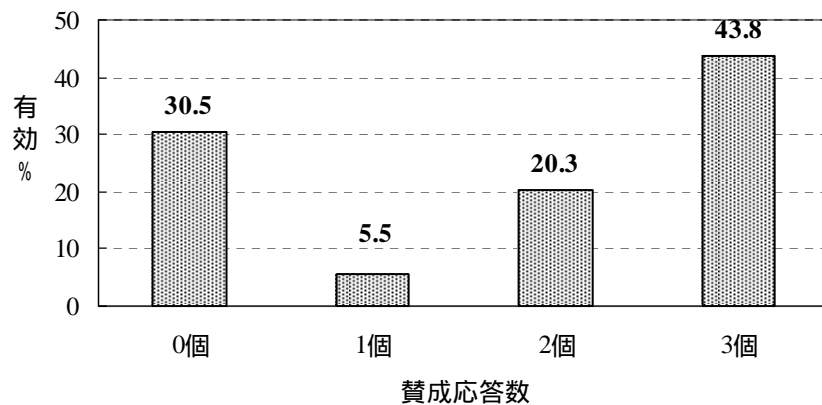


図4 離婚寛容性の相対度数分布

⁷ 3つの変数を合成するにあたりクロンバックの α を計算したところ、0.86の値をえた。したがって1次元の尺度とみなすに十分と判断した。

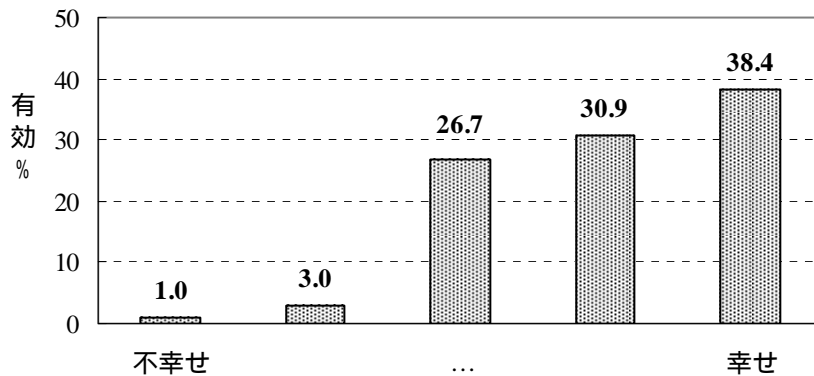


図5 結婚幸福度の相対度数分布

3番目に挙げた結婚幸福度は、前節で述べた「結婚の質」の指標である。JGSSでは結婚幸福度をたずねているので、その質問を数値が大きいほど幸福となるよう変換して用いた。これら3つの従属変数にかんしては、基本集計の結果を以下の図3から5として示した。

4.2.2 独立変数

最も重要な独立変数は社会階層である。論者によって様々な階層分類があるが、本研究では、広く使用されているEGP階層分類(Goldthorpe 1987)を採用した。市場状況と職業状況に応じて、上層ノンマニュアル(専門・管理職)、下層ノンマニュアル(事務・販売)、自営、農業、上層マニュアル(熟練労働者や監督)、下層マニュアル(非熟練労働者)へと分類している。なお階層の単位は世帯として、夫の職業に基づき操作化した。

同類婚の操作化は説明を要するだろう。年齢同類婚の指標としては、夫婦の年齢差の絶対値を対数変換したもの、学歴同類婚のそれとしては、夫婦の教育年数差の絶対値を同様に対数変換した新変数を作成した⁸。これらは値が大きいほど「異質」であることになる。そして階層同類婚として、妻の父の階層と夫の階層とが一致した場合に1、そうでない場合に0の値をとるダミー変数を作成し、これを指標として用いた。

4.3 統計的方法

分析手法は以下の2種類を使用した⁹。1つは、イベントヒストリー分析である。分野によって呼称が異なり、社会学や人口学では上述のものだが、医学や生物学では、生存時間分析と呼ばれることが一般的である。離婚という社会現象の発生要因を分析するためには、通常の統計解析では困難である。なぜなら、結婚にかんする履歴は寿命データと同形式であるが、この種のデータを通常の回帰分析などにかけて打ち切りデータの影響が混入し

⁸ 差が0の場合、0.5に置き換えてから対数変換した。変換後にマイナス無限大という値になることを避けるためである。

⁹ 紙幅の都合上、数式などは省いた。これらの手法にかんしては、Yamaguchi (1991)、Borooah (2001)などに詳しい説明がある。

てしまう恐れがあるからだ。それゆえに、離婚を結婚の寿命であるとみなして、イベントヒストリー分析を適用することが現在では主流である（例えば、Fergusson et al. 1984）。本研究では独立変数の効果のみに関心があるので、Cox 回帰モデルを用いた。

もう1つは、順序ロジット回帰分析である。その理由は、従属変数の分布に偏りがあるからである。既に見たように、結婚幸福度は左にひずんでおり左右対称の分布ではない。そのうえ、幸福度が高いほど度数も多くなるという単調増加関係を示しており分布の中心が真ん中にはない。よって、誤差分布の正規性を仮定する通常の回帰分析には馴染みがたく、順序ロジット回帰分析こそが分析するに相応のモデルであると主張できる。そして、離婚寛容性についてもその分布の形状から、同様のことがいえる。

なお、使用した統計ソフトウェアは、どちらも SPSS ver12 の Advanced Models である。

5. 結果

5.1 離婚率の階層間格差

表1は、離婚率を従属変数としてイベントヒストリー分析¹⁰をおこなった結果を示している¹¹。まず年齢層のダミー変数群の係数からは、年齢が上昇するにつれてハザード率が下がっていく関係があることが確認される。つまり、若い世代のほうが離婚をしやすいということになる。一時点の調査データ分析ゆえ時代効果・世代効果・加齢効果の分離は不可能であり、厳密に正しいとはいえないものの、時代が下るにともない離婚が増加してきた様子を反映しているものと思われる。

初婚年齢については、20代後半を底にU字型の曲線を描く関係がみられる。男女ともに10代で結婚した場合、他に比して離婚の可能性が圧倒的に高く、20代後半まで離婚のリスクは減少し、その後は再び離婚しやすくなる。いわゆる「適齢期」での結婚は他者からの承認を受けやすいことや、早婚には婚前妊娠に代表される予期せざる事態がともなうケースが多く準備不足であることなどにより、上述の関係が表れるのであろう。

学歴は予想通りに負の関係がみられるが、統計的に有意ではなく、離婚の決定要因とはいいがたい。それより注目されるべきは、初職階層の効果である。この分析結果によれば、離婚率には社会階層による差があるといえる。すなわち、最も離婚しにくい、あるいは結婚が継続しやすいのは、農業層である。その次が専門職や管理職などの上層ノンマニュアル層であり、さらには事務・販売職といった下層ノンマニュアルが続く。今回はデータの制約上、初職を用いたが、もし離婚時の職業の情報が利用できたならよりいっそう大きな格差を発見できたのではないだろうか。とにかく、離婚という社会現象がライフチャンス

¹⁰ 本来ならば職業階層は時間依存の共変数として扱うべきであろうが、利用できる情報の制約のため、離婚に時間的先行すると仮定しうる初職の階層により代替した。ただし、女性については離婚時点で初職とはまったく別の就業（無職含む）状況にある確率も高いため、学齢のみを階層の指標として用いた。

¹¹ なお、4.1節では79歳以下の結婚経験者に、4.2節と4.3節では79歳以下の有配偶者にそれぞれ対象を絞って分析している。

に対する社会階層の影響がみられる問題の1つとして位置づけられることを知るには、これでも十分な証拠となるであろう。

表1 離婚にかんするイベントヒストリー分析結果

	女性		男性			
	model 1		model 1		model 2	
	B	exp(B)	B	exp(B)	B	exp(B)
出生コーホート (対 1921-35年)						
1936-50年	0.55 **	1.73	0.69 **	2.00	0.60 **	1.82
1951-65年	0.94 **	2.55	1.16 **	3.17	1.06 **	2.88
1966-80年	1.80 **	6.06	1.04 **	2.84	0.96 *	2.61
初婚年齢 (対 20才未満)						
20-24歳	-0.55 *	0.58	-1.46 **	0.23	-1.40 **	0.25
25-29歳	-0.71 **	0.49	-2.08 **	0.12	-2.05 **	0.13
30歳以上	-0.49	0.61	-1.79 **	0.17	-1.74 **	0.18
本人学歴 (対 中学)						
高校	-0.07	0.93	-0.11	0.90	-0.09	0.91
短大・高専	-0.33	0.72	-0.07	0.94	0.08	1.08
大学以上	-0.33	0.72	-0.22	0.80	-0.04	0.96
初職階層 (対 a 半・非熟練)						
+ 専門・管理					-0.59 †	0.56
事務・販売					-0.36 †	0.69
ab 自営					0.27	1.31
c+ b 農業					-1.00 *	0.37
+ 熟練					-0.29	0.75

注) ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

Bは回帰係数, exp(B)は他変数を統制後のハザード比.

5.2 離婚寛容性に対する階層の影響

表2には、離婚寛容性と階層との関係を検討するためのロジット分析の結果を表示した。離婚寛容性に対する階層の効果は、それほどはっきりとは検出できなかった。女性においてのみ、学歴の係数および農業層の係数が両側10%水準で有意になる程度である。前者は正の関係、つまり学歴が高くなるほど離婚に対して寛容になるのであるが、それは高学歴者がリベラルな価値をもつ一般的傾向と符合する。離婚寛容性には農業層女性のみ負の直接効果がみられたが、これは離婚に関連する規範の変化に、唯一追いついていない層の存在を意味すると思われる。現在はもはや離婚を悪しき出来事としてとらえるだけでなく、積極的なとらえかたが可能になった時代である。同時に、イエの存続以上に個人の幸福を優先する個人主義的価値観が浸透している。これらのシフトに農業層の女性是对応していないので、離婚に対して寛容になれないのではないか。同じ農業層でも男性とは社会ネットワークの範囲や閉鎖性に違いがあり、女性だけに旧来型の価値観がいまだに残存してい

るものとして解釈できよう。

表2 離婚寛容性にかんする順序ロジット回帰分析結果

	女性		男性	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
	B	B	B	B
年齢	-.024 **	-.025 **	-.017 **	-.025 **
初婚年齢	.001	.000	.002	.005
教育年数	.072 *	.069 *	.032	.033
夫・現職階層 (対 a 半・非熟練)				
+ 専門・管理	-.030	-.034	.114	.074
事務・販売	-.025	-.030	-.106	-.127
ab 自営	-.208	-.210	.061	.061
c+ b 農業	-.418 †	-.405 †	-.091	-.010
+ 熟練	-.122	-.123	.202	.215
子ども数		-.021		.006
子どもの年齢段階				
就学前		-.107		-.522 **
小学生		.069		-.019
中学・高校生		.018		-.082
夫婦以外の成人数		-.014		-.083 †
閾値0	-.556	-.681	-.083	-.155
閾値1	-.252	-.378	.143	.072
閾値2	.727	.602	.966 *	.901 †

注) ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

Bは非標準化ロジット回帰係数。

5.3 結婚幸福度に対する階層の影響

最後に、結婚幸福度にかんする分析結果をみてみよう。なお、ここで統制変数として年齢の2乗項を含めたのは、結婚幸福度や結婚満足感など「結婚の質」を表す変数と年齢とのあいだに下に凸の曲線的関係があることが既に知られているからである。そして今回の分析においても、その傾向は裏付けられている。

ここでの結果の基本基調は、高階層性である。すなわち、本人の学歴でいえば、学歴が高くなるほど結婚幸福度が高くなる関係がみられ、職業階層についても、「高い」とされる階層ほど幸福度が高い。またそれは、女性だけでなく男性にも概ねあてはまる。子ども数や子どもの年齢段階、および同居成人数を統制したモデル2においても、それらの傾向はまったく変わることはない。

モデル3の結果をみると、なぜ社会階層の効果があつたのかをうかがい知ることができる。なぜなら、社会階層の正の(直接)効果がモデル3においては消えているからである。これは、階層と結婚幸福度との関係を媒介する変数が投入されたことによる劇的な変化に他ならない。新たに投入された世帯年収、本人の健康度、そして配偶者の健康度は、いず

れも階層と関連する変数である。加えて、それらはみな結婚幸福度の規定因でもある。よって、階層が収入と健康度に影響し、さらには収入と健康度が結婚幸福度を決めるというように、因果連鎖が成り立っているように思われる。経済的安定性は生活の基盤であるゆえ、夫婦関係を安定的に支えるための基盤ともなることは疑うべくもない。また家族成員の食事や医療など、健やかに暮らすための条件整備にも寄与する。かつてほどではないかもしれないが生活条件の階層による違いは確かにあり、保有資源の差となって、潜在的なレベルでは今なお夫婦関係崩壊の一因となっているのである。

表3 結婚幸福度にかんする順序ロジット回帰分析結果

	女性			男性		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
	B	B	B	B	B	B
年齢	.005	.001	.006	.001	.000	.001
年齢 ² 乗項	.001 **	.001 **	.001 **	.002 **	.002 **	.002 **
初婚年齢	.001	.005	.013	-.004	-.003	.001
教育年数	.068 **	.071 **	.013	.051 **	.049 **	.001
夫・現職階層 (対 a 半・非熟練)						
+ 専門・管理	.474 **	.479 **	.117	.553 **	.554 **	.380 *
事務・販売	.290 *	.303 *	-.010	.106	.117	.099
ab 自営	.289 *	.296 *	.030	.216	.206	.062
c+ b 農業	.233	.252	.404	.184	.238	.127
+ 熟練	.210	.213	.091	.151	.156	.129
子ども数		.072	.051		.060	.102
子どもの年齢段階						
就学前		-.031	-.097		-.015	-.228
小学生		-.151	.000		-.010	.059
中学・高校生		-.112	-.092		-.076	-.251 †
夫婦以外の成人数		-.003	-.042		-.102 *	-.161 **
世帯年収			.057 **			.045 **
本人健康			.284 **			.124 **
配偶者健康			.663 **			.859 **
閾値0	-3.220 **	-2.977 **	-.029	-4.103 **	-4.067 **	-1.266 *
閾値1	-1.695 **	-1.452 **	1.353 *	-2.753 **	-2.716 **	.088
閾値2	.548	.790 †	3.794 **	-.057	-.015	3.327 **
閾値3	1.803 **	2.047 **	5.339 **	1.475 **	1.522 **	5.141 **

注) ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

Bは非標準化ロジット回帰係数。

同類婚の効果にかんしては、職業階層の同類婚のみに若干の効果がありうるという結果が得られた。表4の数値は、モデル3で有意であった変数を統制した後の、社会階層と各種の同類婚変数の効果をそれぞれ表している。夫婦の年齢が同質であるほど幸福度が高くなることや、夫婦の学歴が近いほど幸福度が高いという結果が期待されたが、それらの命題はまったく支持されなかった。しかしながら、職業階層の交差的な同類婚のみ、両側 10%

水準で有意な効果があることがわかった。すなわち、妻の出身階層と現在の夫の階層とが同じであれば、そうでない場合よりも結婚幸福度が高まる傾向があるのだ。階層同類婚が行われる蓋然性が高い階層は農業層と上層ノンマニュアル層であることから（渡辺・近藤1990）、それらの離婚率を低める方向へと、同類婚は間接的に寄与していると思われる。階層的な同類婚の効果の意味は、お互いのもつ下位文化の同質な夫婦ほど離婚のリスクが小さいということである。人びとはそれぞれに異なる出身背景を抱えているが、それが似ているほうがコミュニケーションも潤滑になりやすく、感覚的なズレも生じにくいのだろう。ここでの下位文化は階層特有のものであるため、生活様式や生活機会の微妙な差異とも関係してくる。それゆえに、夫婦という、まさに生活を共有する関係の維持にとってはきわめて重要なファクターとなる可能性がある。そして同類婚の起こりやすさにも階層による違いがあるため、結果的に階層間の離婚傾向の格差を強化するものとなっている。

表4 結婚幸福度に対する同類婚の影響の検討

	女性			男性	
	Model 5	Model 6	Model 7	Model 5	Model 6
	B	B	B	B	B
夫・現職階層 (対 a 半・非熟練)					
+ 専門・管理	.151	.110	.145	.382 *	.410 *
事務・販売	-.002	-.029	-.005	.077	.086
ab 自営	.054	.009	.016	.074	.048
c+ b 農業	.312	.331	.214	.097	.132
+ 熟練	.071	.060	.085	.097	.098
同類婚					
年齢異類婚 (夫vs妻)	.014			-.021	
学歴異類婚 (夫vs妻)		.036			-.005
階層同類婚 (夫vs妻の父)			.208 †		

注) ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

Bは非標準化ロジット回帰係数。

6. 結論

本節では、まずは既に述べたリサーチクエスチョンに答える形で分析結果を要約し、その後さらなる議論をおこなうことにしたい。まず、第1の問いである「離婚率には社会階層による違いがみられるのか否か」に対しては、階層差が発見されたと答えてよいだろう。マニュアル層に比べて、農業層とノンマニュアル層では離婚が発生しにくいことがわかった。

第2の問い「結婚の質と離婚寛容性には社会階層による差異があるのか否か」には、表2と表3のモデル1の結果を根拠に、どちらについても社会階層により違いはみられたと回答できる。上層ノンマニュアルは結婚の質が高い傾向があり、農業層は離婚寛容性が低い傾向がある。それぞれ両階層の離婚率の低さを支えるものとなっていることが推察され

る。

そして第3の「両者の関係を媒介している要因は何か」という問いについては、答えはやや複雑である。結婚の質にかんしては、収入や健康など諸資源が媒介している要因であるということができる¹²。それに加えて、階層的に同類婚であれば結婚の質が高くなる付加効果もみられた。だが離婚寛容性については、媒介要因を発見することはできなかった。よって、モデルに投入した変数以外の特性によるものといわざるを得ない。それは主に農業層女性のもつ価値・文化にかかわることが推察される。

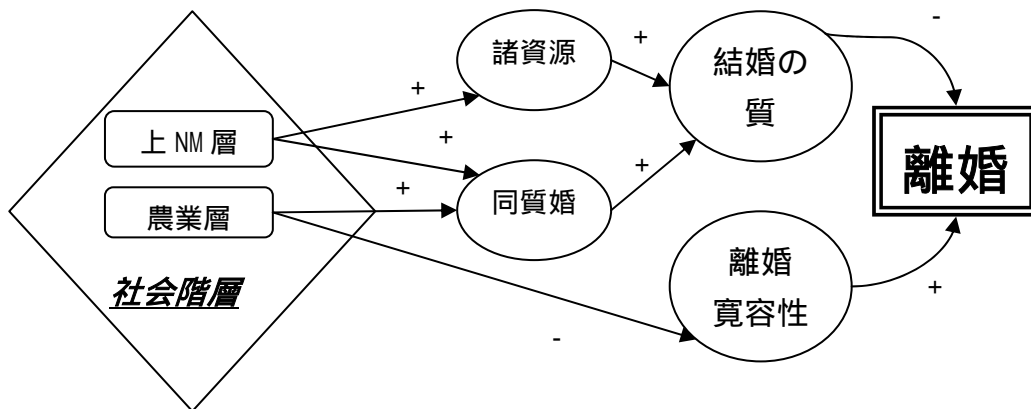


図6 社会階層と離婚をつなぐ因果メカニズム

これら知見をまとめて図示すると、以上の図6のようになる。上層ノンマニュアルと農業層からの離婚への影響ルートは、おしなべて負の符号となっている。言い換えれば、どれも両階層の離婚率を押し下げる方向にのみ働いている。そのような、一貫したシステムだといえよう。

提示した3つの仮説を評価すると、次のようにいえる。まず「旧中間層の文化による離婚抑制仮説」は農業層女性のみ部分的支持、第2の「ホワイトカラー上層の保有資源に基づく離婚抑制仮説」は支持、そして第3の「同類婚の結婚の質を媒介しての離婚抑制効果」については、職業階層においてのみ部分的支持とみることができる。

結局のところ、顕在的な離婚発生はもちろんのこと、潜在的な離婚リスクの代替指標と考えられる2つの概念「結婚の質」と「離婚寛容性」のレベルでも、社会階層による影響を免れてはいなかった。社会階層は資源分配の格差を通して、また文化的な障壁を通して、離婚リスクへの無視しえぬ影響力を現代日本においても保持している。階層的地位のもたらす帰結としての離婚リスクの格差、そのようにとらえることが分析結果を総合的にみた上

¹² 表3のモデル3によれば、女性では諸資源を含めたときに階層の効果は有意ではなくなる。また男性のモデル3では、それまでに比べてあらゆる階層の回帰係数の絶対値が小さくなるが、それは資源を統制すると階層差が縮小するということである。

での妥当な結論であろう。

最後に、本研究の分析結果からは若干の飛躍があろうが、大胆な仮説を提起したい。これまでの数十年間において離婚が増加してきたのは、階層構造の変化に起因する部分が少なからずあるのかもしれない。第1に、階層構造の大きな変動が背景にある。どういうことかということ、離婚しにくい階層である農業層が大幅に減少してきた。もう1つの離婚が少ない階層である上層ノンマニュアル層は増加してきたものの、農業の減少を埋め合わせるほどではない。第2に、時代が下るにつれ、階層同類婚が弱まっているという知見がある¹³（渡辺 1998，志田ほか 2000）。階層研究の立場からは、それは階層間の障壁が弱まった証左として歓迎されるべき結果と解釈される。しかし視点を変えると、潜在的な離婚リスクの高い夫婦が増加していると解釈することも可能なのである。もちろん離婚の増加のミクロレベルでの主要因はこれらとは別にあるのだろうが、マクロ的な階層構造の変化、同類婚構造の変化もそれを後押ししてきたのではないだろうか。

そして今後、離婚の階層間格差はさらに拡大するかもしれない。本研究の分析によれば、階層差はむしろ妻の側に顕著にみられた。それと、労働市場や規範の変化によって妻側からの離婚請求をしやすくなっていること（坂岡 2001）とをあわせて考えると、離婚の階層差がこれまで以上に顕在化する可能性すら予想しうる。繰り返しになるが、離婚というイベントがそのまま子どもの教育達成、さらには社会経済的地位達成にも影響することはほぼ間違いがない。そして離婚を通じた世代間の階層間再生産の流れは好ましいものとはいえない。ゆえに、離婚と社会階層との因果連鎖の問題は、新たな時代の階層研究の焦点の1つとして注目に値する大きな問いになりうるものなのである。

謝辞

本稿は、2005年度二次分析研究会「共同社会の到来とそれをめぐる葛藤」における報告をもとに執筆したものです。御指導下さった永井暁子先生、松田茂樹先生に感謝いたします。なお、二次分析にあたり、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「日本版 General Social Surveys」(大阪商業大学比較地域研究所、東京大学社会科学研究所)の個票データの提供を受けました。

参考文献

安藏伸治, 2003, 「離婚とその要因 わが国における離婚に関する要因分析」大阪商業大学地域比較研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集[2] JGSS で見た日本人の意識と行動』(東京大学社会科学研究所『資料』第24集) 東京大学社会科学研究所: 25-45.

¹³ ただし彼らが実際に分析したのは夫の父階層と妻の父階層との同類婚であるので、夫階層と妻の父階層との関係においても同様の結論が出るかどうかは改めて検討しなければならない。

- Borooah, V. K., 2001, *Logit and Probit: Ordered and Multinomial Models*. Sage.
- Bumpass, L. and R. R. Rindfuss, 1979, "Children's Experience of Marital Disruption," *American Journal of Sociology*, 85: 49-65.
- Fergusson, D. M., 1984, "A proportional Hazards Model of Family Breakdown," *Journal of Marriage and the Family*, 47: 539-549.
- Glick, P. C., 1975, "A Demographer Looks at American Families," *Journal of Marriage and the Family*, 37: 15-28.
- Goldthorpe, J. H., 1987, *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Clarendon Press.
- Goode, W. J., 1956, *After Divorce*. The Free Press.
- 岩井紀子, 2002, 「家族・ジェンダーロール 意識と実態」岩井紀子・佐藤博樹(編)『日本人の姿 JGSS にみる意識と行動』有斐閣: 2-42.
- Lewis, R. A. and G. B. Spanier, 1979, "Theorizing about the Quality and Stability of Marriage." W. R. Burr et al. eds., *Contemporary Theories About The Family* Vol. 1: 268-294.
- 野々山久也, 1985, 『離婚の社会学 アメリカ家族の研究を軸として』日本評論社.
 , 1986, 「離婚 初婚年齢と社会階層をめぐって」日本社会病理学会(編)『現代の社会病理』: 256-279.
- 大阪商業大学地域比較研究所・東京大学社会科学研究所編, 2002, 『日本版 General Social Surveys JGSS-2000 基礎集計表・コードブック』(東京大学社会科学研究所『資料』第19集)東京大学社会科学研究所.
 , 2003, 『日本版 General Social Surveys JGSS-2001 基礎集計表・コードブック』(東京大学社会科学研究所『資料』第21集)東京大学社会科学研究所.
 , 2004, 『日本版 General Social Surveys JGSS-2002 基礎集計表・コードブック』(東京大学社会科学研究所『資料』第23集)東京大学社会科学研究所.
- Pappas, G., S. Queen, W. Hadden, and G. Fisher, 1993, "The Increasing Disparity in Mortality Between Socioeconomic Groups in the United States, 1960 and 1986," *The New England Journal of Medicine*, 329: 103-109.
- 坂岡庸子, 2001, 「夫婦関係」鈴木広監修, 木下謙治・小川全夫編『シリーズ社会学の現在 3 家族・福祉社会学の現在』ミネルヴァ書房: 124-140.
- 佐藤博樹・石田浩・池田謙一(編), 2000, 『社会調査の公開データ 2 次分析への招待』東京大学出版会.
- 志田基与師・盛山和夫・渡辺秀樹, 2000, 「結婚市場の変容」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会: 159-176.
- 富永健一, 1979, 「社会階層と社会移動へのアプローチ」富永健一編『日本の階層構造』東

京大学出版会：3-29.

渡辺秀樹，1998，「結婚と階層の趨勢分析」渡辺秀樹・志田基与師編『1995年SSM調査シリーズ15 階層と結婚・家族』1995年SSM調査委員会：113-130.

Williams, D. R. and C. Collins, 1995, "United States Socioeconomic and Racial Differences in Health: Patterns and Explanations," *Annual Review of Sociology*, 21: 349-386.

Yamaguchi, K., 1991, *Event History Analysis*. Sage.

第4章 夫婦の対等性とその関連要因の検討

竹内真純

1. 目的と仮説

1.1 研究の目的

男女平等意識が広まっている現在、公的な場面だけでなく、私的な夫婦関係においても、夫と妻の平等な関係が求められていると言える。そこで、本研究では、夫婦関係における平等として、夫婦関係の対等性に注目した。

現代において、特に男女平等の教育を受けた若い世代の間では、対等な夫婦関係は望ましい夫婦形態の1つとされている。しかし、どのような夫婦が「対等な夫婦」なのかという点については、未だ明確にはなっていないようである。夫も妻も家事育児と収入を得る労働を平等に担い合うことが対等な夫婦関係の実現であるとの風潮が広がっている反面、「男女の関係は対等であるべきだ」と考える人の中に、夫婦の役割分担として性別役割分業を望ましいと考える人が多く存在することも示されている(竹内, 中村, 佐野, 2004)。本研究の目的は、現代において対等な夫婦関係とはどのようなものであり、対等な夫婦関係が夫婦に良い影響をもたらすのかどうかを検討すること、さらに、どのような夫婦で対等な夫婦関係が形成されるのかを検討することである。

夫婦関係の対等性については、主に、「サポートの衡平性」と「権力」という2つの観点から研究が行われている。

サポートの衡平性については、夫婦の家事分担について、日本の夫婦関係においても衡平理論が適応され得ることが先行研究で示されている(諸井, 1990)。しかし、夫婦のサポートは、家事分担のような家庭内労働だけでなく、収入を得る労働も含めて、夫と妻のそれぞれが家庭生活に与えるサポートの量を全体として捉えるべきである。家事の平等な分担が対等な夫婦関係に結びつくと考えられる夫婦だけでなく、性別役割分業こそが対等な夫婦関係だと考える夫婦においても、家事育児と家計費負担を含めた、夫と妻のサポートの全体量が衡平であることが、対等な夫婦関係であると考えてよいだろう。また、情緒的なサポートについては、妻から夫へのサポートが夫から妻へのサポートに比べて多いと言われているが(平山, 1999)、情緒的サポートについても、妻のみが負荷を負うことなく、互いに提供しあうことが対等な夫婦関係と言えるだろう。

さらに、夫婦の対等性については、夫婦を不平等な対立関係として捉えた「勢力」「権力」の観点からの研究も行われている。権力とは、一般に「他者とその意図に反して自己の目的のために従わせる力」と定義され、権力を行使されるとは、自己の意図とは無関係に不本意な選択をさせられる経験である(松田, 2000)。今回の研究では、夫婦の対等性のもう1つの側面として、この、権力の概念を取り入れることとする。特に、夫婦関係においては、

対立や喧嘩を避けるために、あらかじめ相手の反応を予想して自身の願望を抑圧する、潜在的な権力(Komter,1989)が多くの場合で働いているのではないかと考えられる。そこで、本研究では、不本意な選択をさせられない(=権力を行使されない)ことがどのくらいあるかを、「行動の自由度」として捉えた。対等な夫婦関係とは、夫婦のどちらか一方のみが行動の自由を制限されるということがない状態だと考える。

以上のように、夫婦の対等性については「サポート」と「権力」の2つの観点からの研究が行われているが、この2つの概念を同時に扱った研究はあまり行われていない。本研究では、「サポートの衡平性」と「行動の自由度」の2つを夫婦の対等性の概念として同時に検討し、夫婦の対等性を総合的に検討したい。

1.2 仮説

「夫婦の対等性」は以上の2つの概念から成り立つと想定し、対等な夫婦関係を、「夫婦の一方のみが過重負担になったり、一方のみが自由な行動を我慢したりしていない状態」と定義したい。そして、このような対等な関係にある夫婦は、結婚生活における well-being が高いと予測した(仮説1, 仮説2)。

しかし、ここで、対等な関係にあるよりも、自分が過大利得である(得をしている)方が well-being が高いという可能性も考えられる。そこで、対等である場合と過大利得である場合の、いずれが well-being と関連しているのか、検討が必要である。

では、どのような夫婦で、こういった対等な夫婦関係が実現され得るのだろうか。

宇井(2002)は、人々が男女平等を判断する際の基準の1つとして、「役割や資源を、男女それぞれに特有の能力や特性に応じて分配することが男女平等である」という、「男女の特性の原理」があることを示した。これは、男女にはそれぞれ特有の能力や特性、適した役割があり、それを満たすのが男女平等だとする、「性別役割分業 = 男女平等」として捉える考え方である。しかし、実際には、経済的対等性のない性別役割分業によって、対等な夫婦関係が実現され得るのかどうかには疑問が残る。例えば、資源の交換説によれば、情緒的サポートを提供するのが妻に偏っているのは、夫婦間の社会的・経済的格差との関連で解釈できる(柏木,2003)。そこで、妻の経済力と、夫婦関係の対等性との関連があると予測した(仮説3)。

なお、妻の経済力の指標については、「妻の就労」を用いることとする。単に収入が多いか否かということよりも、妻に収入があるのか否か、あるとすれば、フルタイムの就労者として収入を得ているのかどうか、という妻の就労形態の質的な違いによって、夫婦の対等性に与える影響が異なると考えられるからである。

さらに、夫婦の対等性を規定するその他の要因として、夫の家事参加や夫婦の会話量といった関係的な要因や、夫と妻の性役割意識といった心理的な要因についても探索的に検討したい。夫の家事参加が多い夫婦や、夫婦の会話量が多い夫婦では、夫婦で共有する時

間や行動が多く、夫婦の相互理解度が高いと思われるため、どちらか一方のみが過重負担になる、どちらか一方のみが我慢する、といった事態にはなりにくいのではないかと考えられる。また、伝統的な性役割意識が強い夫婦では、特に情緒的サポートや行動の自由度について、妻に過重負担や我慢を期待することが多くなり、対等な夫婦関係の実現が困難なのではないかと考えた。

仮説 1. 夫婦の対等性は、「サポートの衡平性」「行動の自由度」の 2 つの概念から成る。

仮説 2. 夫婦の対等性が高いほど、結婚生活における well-being が高い。

2-1 夫婦の対等性が高いほど、妻の結婚満足度が高い。

2-2 夫婦の対等性が高いほど、夫の結婚満足度が高い。

仮説 3. 妻の経済力が強いほど、夫婦関係は対等である。

3-1 妻が就労している方が、専業主婦であるより夫婦関係は対等である。

3-2 妻がフルタイム就労をしている方が、パートタイム就労をしているより夫婦関係は対等である。

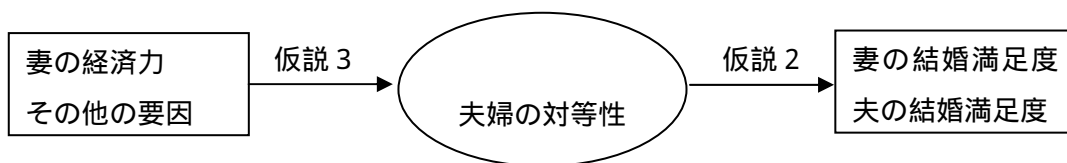


図 1 仮説のモデル図

2. 方法

2.1 調査概要

本研究は、家計経済研究所による「現代核家族調査」の二次分析である。

現代核家族調査は、1997 年に実施された訪問留置法による調査で、首都 30km 圏在住で、妻年齢が 35～44 歳の核家族世帯に属する夫、妻、および小学校高学年から高校生の子を対象としていた。対象世帯は、住民基本台帳から層化 2 段抽出法によって抽出された 2000 世帯。回収世帯は 984 世帯（回収率 49.2%）、うち全対象者が回答した有効回答世帯は 934 世帯（46.2%）であった。

調査の方法及び結果についての詳細は、家計経済研究所(1991)。なお、本研究との関連部分は、1 章、2 章、4 章、7 章である。

2.2 質問項目と尺度構成

分析に用いたデータは、夫婦にほぼ同じ質問を尋ねたペアデータであったが、本研究では、特に断りがない限り、妻の回答したデータを分析に使用しており、サポートの衡平性に関しては「妻から見た衡平性」に注目している。

2.2.1 道具的サポートの衡平性

家事育児と家計費負担という道具的サポートを合計した際の妻の分担割合の認知と、結婚後の資産形成への妻の貢献割合認知の2つを指標とした。

1つ目の指標である「分担割合」は、家計費負担と家事・育児・介護を含めて、妻が家庭内の道具的サポートを何割くらい負担してきたかを示す変数であり、「問 a 結婚してから今までのお2人の家計費(生活費)負担総額を10割とすると、「夫」は何割くらい負担してきましたか」「問 b 結婚してから今までの家事、育児、介護すべてを10割とすると、「妻」は何割くらい分担してきたと思いますか」(それぞれ数値を回答)の項目から算出した。まず、問 a を10から引いて妻の家計費負担割合を算出し、それを問 b 妻の家事育児負担割合と加算して妻の総負担割合を算出した。夫と妻で負担が同じ場合には双方の負担割合が10になるため、妻の総負担割合を10から引き、妻の負担が夫より小さい(過大利得)ほど値が大きくなる変数とした。なお、この変数は、負担が衡平であるときには0、妻が過大利得の場合は正の値、妻が過小利得(妻の負担が夫より大きい)場合は負の値をとる。この変数を「分担割合」とする。さらに、この変数の絶対値をとり、分担が衡平なほど値が小さくなる変数(分担割合)も作成した。

2つ目の指標である妻の資産貢献割合は、結婚後の資産形成に妻がどのくらい貢献したと考えているかを示す変数であり、前出の分担割合と比べ、妻の総合的主観的な負担感をより強く反映していると考えられる。変数の作成には、「結婚後、お二人で築いてきた資産への、あなたの貢献は何割くらいだとお考えですか。家事、育児、介護などの貢献も含めてお答えください」(数値を回答)の項目を用いた。回答の値を5(衡平)から引き、過大利得なほど値が大きくなる変数(総合的分担認知)、分担が衡平なほど値が小さくなる変数(総合的分担認知)を作成した。

2.2.2 情緒的サポートの衡平性

お互いに相手の悩みや心配事を聞いてあげているかを表す変数(悩みの受け入れ)と、お互いに相手进行评估しているか(相手への評価)という2つの変数を指標とした。「悩みの受け入れ」については、「問 a 夫は私の心配事や悩みを聞いてくれる」「問 b 私は夫の心配事や悩みを聞いてあげる」の2項目から、「相手への評価」については、「問 a 私は夫の能力や努力を評価している」「問 b 夫は私の能力や努力を評価してくれる」の2項目から変数を作成した(いずれの項目も、あてはまる-あてはまらないの4件法)。いずれの変数についても問 a から問 b を引き、妻が夫の悩みを聞く/妻が夫を評価している量よりも、夫に悩みを聞いてもらっている/夫に評価してもらっている量が多い(過大利得)ほど値が大きくなる変数(悩みの受け入れ, 評価)とした。他の変数と同様、絶対値をとり、悩みの受け入れや評価が同程度(衡平)なほど値が小さくなる変数(悩みの受け入れ, 評価)も作成した。

2.2.3 行動の自由度

金銭の使用が自由にできているか(金銭使用の自由度), 1人での外出が自由にできているか(外出の自由度), 自宅内で自由に趣味などができているか(自宅内の自由度), の3側面を指標とした。前述のサポートの変数は妻の回答のみから作成しており, 妻から見た衡平性を指標としていたが, 行動の自由度については, 妻の回答と夫の回答を比較し, 妻の感じている自由度と夫の感じている自由度の違いを指標とした。行動の自由度は, 潜在的な, お互いに表面化させていない権力の指標であり, 客観的な変数が必要なためである。

「金銭使用の自由度」については「あなたの家では, 家族の生活費のために, 自分のために使うお金を切り詰めるようなことがどのくらいありますか」(よくある-まったくないの4件法)の項目から, 「外出の自由度」については「休日, あなたは, 自分だけあるいは家族以外の誰かと, どの程度レジャーのために外出しますか」の項目から, 「自宅内での自由度」については「休日, あなたは, 自分だけあるいは家族以外の誰かと, どの程度自宅でレジャーや趣味を楽しんでいますか」(毎週のように-ほとんどしないの5件法)の項目から, それぞれ変数を作成した。同質問に対する妻の回答と夫の回答を引き算し, 妻が自分のお金を切り詰める頻度より夫が自分のお金を切り詰める頻度の方が多い(妻の自由度大)ほど値が大きくなる変数(金銭の自由度), 夫の外出や自宅内での自由度より妻の外出や自宅内での自由度の方が大きいほど値が大きくなる変数(外出の自由度, 自宅内自由度)とした。他の変数と同様に絶対値をとり, 夫と妻の自由度が同程度であるほど値が小さくなる変数(金銭の自由度, 外出の自由度, 自宅内自由度)も作成した。

2.2.4 その他の変数

夫と妻それぞれの「結婚満足度」は, 「あなたは現在の夫婦関係に満足していますか」「あなたにとってご主人との結婚生活は期待どおりのものでしょうか」の2項目を加算して変数を作成した($r=.66, p<.001$)。

妻の職業は「職業にはついていない」を専業主婦, 「公務員」「民間の企業・団体の正規職員」「自営業主・自由業」をフルタイム就労, 「パートタイムのアルバイト」をパート就労とした。

その他, 夫婦の会話量(よく話す-全く話さないの6件法), 夫の家事参加度, 性役割意識(「子供が小さいうちは, 母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」「夫は家族のために収入を得る責任を持つべきだ」「妻は家族のために家事や育児をする責任を持つべきだ」の3項目を単純加算), 夫婦の話し合いの重視度(「なにごととも夫婦で話し合って決めるべきだ」), 妻の年齢, 妻の学歴, 世帯収入の変数を使用した。なお, 夫の家事分担度は, 料理, 後片付け, 掃除, 洗濯について, それぞれ, ほぼ毎日する~全くしないの順序尺度を加算し, 他の夫と比べた相対的な家事参加度を指標としている。

3. 結果

3.1 仮説1の検証と考察

仮説1を検証するため、図2のような仮説モデルを立て、Amosを用いた高次因子分析を行った。その結果、仮説モデルは棄却された。そこで、「サポート」「自由度」の2つの潜在変数を取り除き、「夫婦の対等性」から直接各顕在変数へとパスを引いたモデル(7つの顕在変数が「対等性」という1つの因子を構成すると仮定したモデル)を作成したが、これも棄却された。逆に、「夫婦の対等性」という潜在変数を想定せずに、各顕在変数から結婚満足度へと直接パスを引いたモデル(図3)を検討すると、顕在変数にそれぞれ変数(妻が過大利得、あるいは妻の方が自由度が高いほど値が大きくなる変数)を用いたモデルでも、変数(サポートが衡平、あるいは自由度が同等なほど値が小さくなる変数)を用いたモデルでも、いずれもモデルは支持され、また同程度に当てはまりが良かった。(変数を用いた場合: $2(6)=5.973, n.s. RMR=0.012, GFI=0.998, AGFI=0.984, AIC=83.973$, 変数を用いた場合: $2(6)=6.357, n.s. RMR=0.006, GFI=0.998, AGFI=0.983, AIC=84.357$)

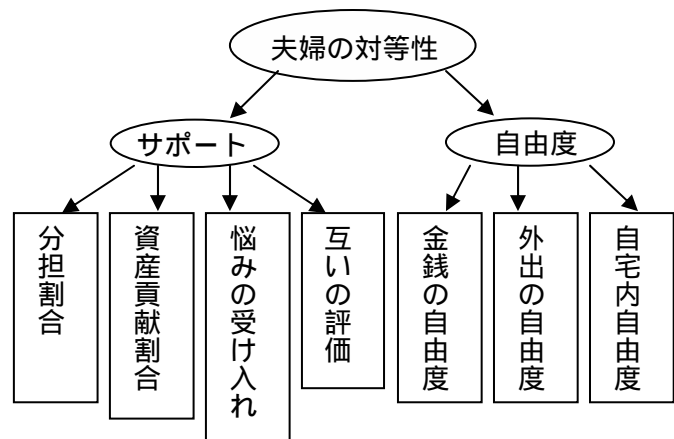


図2 仮説モデル(棄却されたモデル)

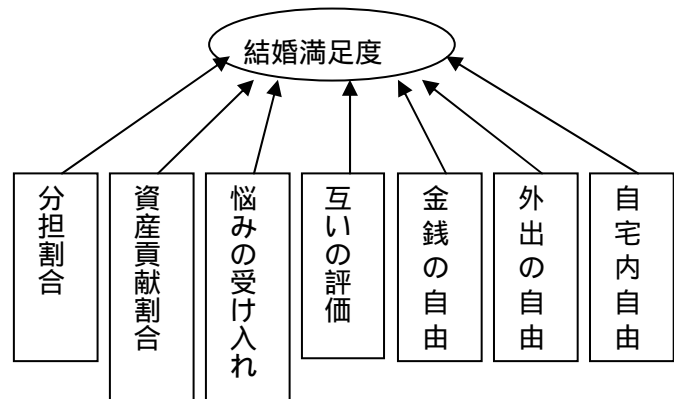


図3 採択されたモデル

この結果から、第一に言えることは、これら7つの顕在変数が「夫婦の対等性」という1つの因子を構成してはいなかったということである。各顕在変数はそれぞれ夫婦の対等性を表しているように思われるが、実際には共変関係にはなく、それぞれが独自の動きをして、様々な形で夫婦関係を形作っているのだと考えられる。

そこで、この後の分析では、夫婦の対等性を表す指標として想定していたこれら7つの変数のそれぞれについて、結婚満足度との関係及び対等性規定要因を、個別に検討していくこととする。検討する仮説を図示すると、図4のようになる。

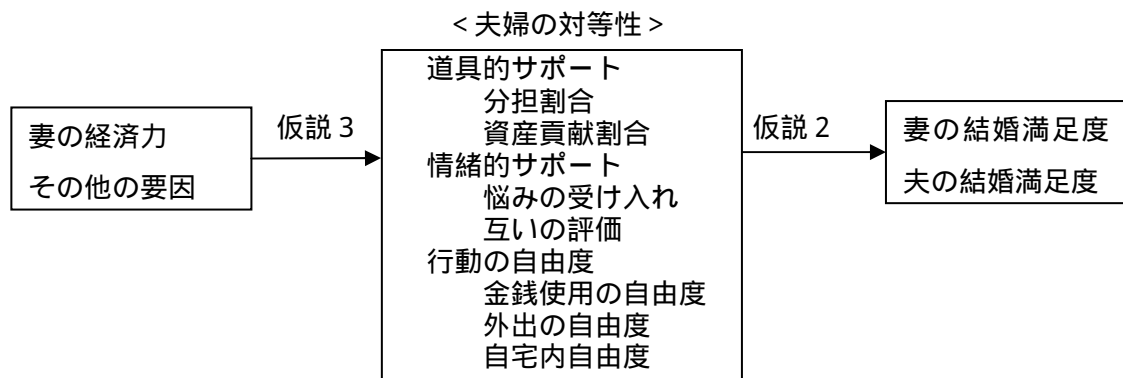


図 4 仮説のモデル図（修正）

さらに、採択されたモデルでは、対等さの程度を表した変数と妻の利得の程度を表した変数がどちらも同程度に当てはまりがよかったことから、一概に関係が「対等なほど良い」あるいは「得をしているほど良い」とは言えないようである。その理由として、それぞれの変数において「過小利得」「対等」「過大利得」の持つ意味が質的に異なることが考えられる。そこで、この後の分析では、夫婦の対等性を表す指標として想定していた以上の7つの変数について、それぞれ、夫と妻のサポート量が衡平/あるいは自由度が同等な「衡平群/同等群」、妻の負担が夫より少ない/妻の方が自由度が高い「過大利得群/自由度高群」、妻の負担が多い/妻の方が自由度が低い「過小利得群/自由度低群」の3群に分け、これらの3群を質的に異なるものとして扱うこととする。

表 1 変数の分布

	過大利得 / 自由度高	衡平 / 自由度同等	過小利得 / 自由度低
分担割合	473 (51.2)	229 (24.8)	221 (23.9)
資産貢献割合	169 (18.2)	578 (62.3)	181 (13.8)
悩みの受け入れ	445 (48.1)	235 (25.4)	246 (26.6)
相手への評価	67 (7.2)	506 (54.4)	357 (38.4)
金銭の自由度	165 (17.7)	312 (33.5)	453 (48.7)
外出の自由度	307 (33.1)	337 (36.4)	283 (30.5)
自宅内自由度	270 (29.2)	403 (43.6)	252 (27.2)

度数 (%)

3.2 仮説 2 の検証

3.2.1 妻の結婚満足度との関連

各変数について、この3群で妻の結婚満足度がそれぞれ異なるかどうかを調べるため、3群を独立変数、妻の結婚満足度を従属変数として、分散分析を行ったところ、7つの変数全てについて有意差が見られた。7つの変数は、大きく分けて、衡平群で結婚満足度が最も高い変数と、過大利得群で結婚満足度が最も高い変数の2つに分けられた。

衡平群で妻の結婚満足度が最も高くなったのは「相手への評価」「外出の自由度」「自宅内自由度」の3変数、過大利得群で妻の結婚満足度が最も高くなったのは「分担割合」「資産貢献割合」「悩みの受け入れ」「金銭使用の自由度」の4変数だった。

3.2.2 夫の結婚満足度との関連

各変数について、同様に分散分析を行ったところ、サポートの衡平性に関わる4変数について有意差が見られた。行動の自由度に関わる3変数については、有意差は見られなかった。同様に、衡平群で結婚満足度が最も高い変数と、過大利得群で結婚満足度が最も高い変数の2つに分けたところ、衡平群で夫の結婚満足度が最も高くなったのは「資産貢献認知」のみ、過大利得群で妻の結婚満足度が最も高くなったのは「分担割合」「悩みの受け入れ」「互いの評価」の3変数だった。

表2 各群の結婚満足度

変数		過小利得	衡平	過大利得
分担割合	妻	5.96	6.31	7.07
	夫	6.93	6.98	7.48
資産貢献割合	妻	5.76	6.75	7.05
	夫	6.82	7.35	7.18
悩みの受け入れ	妻	4.98	6.75	7.10
	夫	6.26	7.31	7.48
互いの評価	妻	6.24	6.94	6.12
	夫	6.90	7.40	7.48
金銭使用の自由度	妻	6.30	6.89	6.92
	夫	7.13	7.30	7.27
外出の自由度	妻	6.40	6.86	6.54
	夫	7.01	7.29	7.31
自宅内の自由度	妻	6.49	6.83	6.44
	夫	7.08	7.36	7.12

3.3 仮説3の検証

衡平・過大利得・過小利得の3群の規定要因を探るためこれらの3群を従属変数として、多項ロジスティック回帰分析を行った。独立変数としては、妻の職業の他、夫婦の会話量、夫の家事参加、夫と妻それぞれの性役割意識、夫婦の話し合いの重視度、妻の年齢、学歴、世帯収入を投入した。

3.3.1 妻の職業の効果

まず、道具的サポートについての結果である。分担割合については、専業主婦は過大利得である可能性が高く、フルタイム就労は過小利得である可能性が高いこと、また、資産貢献割合については、主婦は過小利得である可能性が低く、フルタイム就労は過大利得である可能性が低いことが示された。フルタイム就労の妻は家庭と仕事の両方の負担を抱えるため道具的サポートの分担割合が多くなり、逆に、専業主婦や夫の家事参加量の多い妻

は分担割合が少ないことがうかがわれる。

次に、情緒的サポートについての結果であるが、悩みの受け入れについては、妻の職業の効果は見られなかった。互いの評価については、主婦は過大利得になる可能性が低いことが示された。なお、この点については、主婦は過小利得群に比べて衡平群になりやすいという傾向も10%水準で見られており、過小利得群(妻が夫を評価しているのに比べ夫に評価されていないと感じている夫婦)に専業主婦の妻が多い傾向がうかがえる。

行動の自由度については、3つの変数のいずれについても、妻の職業の効果は見られなかった。

3.3.2 その他の要因の効果

分担割合については、夫婦の会話が多いほど、また夫の家事参加が多いほど、過大利得である可能性が高く、世帯収入が少なく夫の性役割意識が平等なほど過小利得である可能性が高いことが示された。資産貢献認知については、妻の学歴が高く、夫の家事参加が多いほど衡平である可能性が高かった。

悩みの受け入れについては、夫婦の会話が少ないほど過小利得である可能性が高く、夫の家事参加が多いほど過大利得である可能性が高いことが示された。また、互いの評価については、夫婦の会話が多いほど衡平である可能性が高く、世帯収入が少なく夫の性役割意識が平等なほど過大利得である可能性が高かった。夫婦の会話が互いの評価の対等性に結びついていると言えるだろう。

金銭使用の自由度については世帯収入が多く夫の家事参加が多いほど、外出の自由度についても夫の家事参加が多いほど過大利得である可能性が高かった。自宅内の自由度については、夫婦双方の性役割意識が伝統的なほど自由度高群である可能性が、夫の家事参加が低いほど自由度低群である可能性が低いことが示された。特に自由度高群においては、家で趣味やレジャーを行うことは「行動の自由」というより、女は家庭という性役割規範に従った行動を表していた可能性がある。

表3 各変数の規定要因についての多項ロジスティック回帰分析

	分担割合		資産貢献割合		悩みの受け入れ		相手の評価	
	衡平	過大利得	衡平	過大利得	衡平	過大利得	衡平	過大利得
	B	B	B	B	B	B	B	B
切片	-3.816	-5.02	-1.402	0.191	-0.394	-0.757	-1.025	-2.767
世帯収入	0.257 **	0.249 **	0.026	0.118	0.1	0.075	-0.03	-0.231
妻の学歴	0.094	0.097	0.135 *	0.058	0.003	0.079	-0.033	0.145
妻の年齢	-0.016	-0.055	-0.01	-0.088 *	-0.006	-0.034	0.035	0.006
夫婦の会話量	0.005	0.36 ***	0.087	-0.083	0.321 ***	0.264 *	0.315 ***	-0.059
夫の家事参加	-0.017	0.109 ***	0.065 *	0.018	0.053	0.086 *	-0.002	0.072
妻の性役割意識	0.044	0.06	-0.012	-0.012	0.006	0.056	-0.005	0.182
妻の話し合い重視度	0.188	0.1	0.046	0.158	-0.163	-0.079	-0.132	-0.039
夫の性役割意識	0.153 *	0.251 ***	0.18	0.13	0.197	0.36	0.1	0.317 **
夫の話し合い重視度	-0.133	-0.225	0.076	0.073	-0.024	-0.133	-0.08	-0.206
妻の職業(主婦=0)	-0.259	-0.608 *	-0.487 *	-0.542 *	0.131	0.045	0.314	-0.745
妻の職業(フルタイム=0)	1.459 ***	2.176 ***	0.294	1.512 ***	0.196	-0.44	0.328	0.176 *
Nagelkerke R2 乗値	0.26		0.079		0.063		0.097	
カイ2乗値	205.6 ***		65.6 ***		44.2 **		66.6 ***	

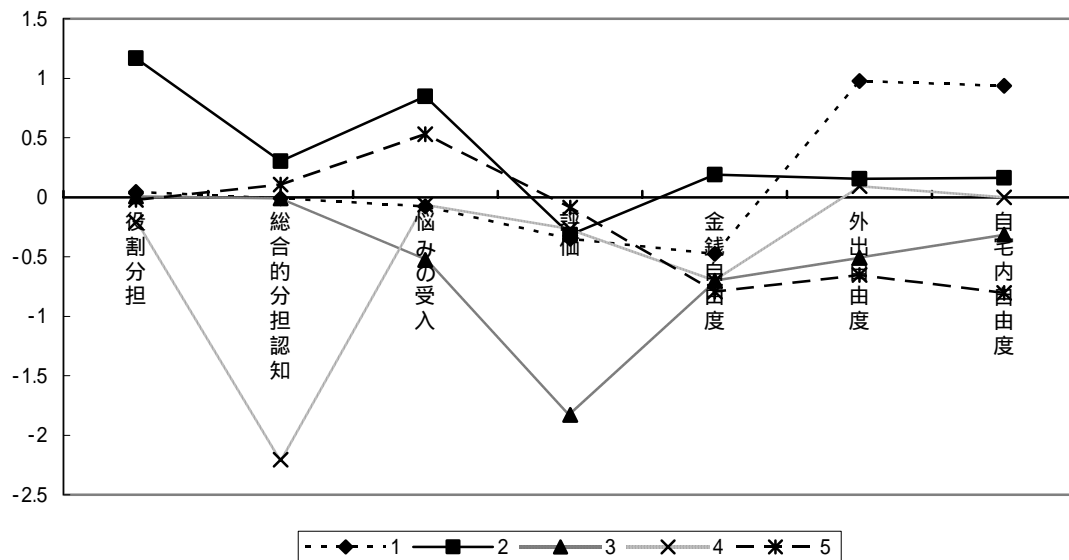
参照カテゴリ:過小利得

	金銭使用の自由度		外出の自由度		自宅内の自由度	
	衡平	過大利得	衡平	過大利得	衡平	過大利得
	B	B	B	B	B	B
切片	-1.738	-2.366	-4.075	-5.293	-4.399	-6.774
世帯収入	0.06	0.244 **	0.01	0.038	0.098	0.102
妻の学歴	0.043	-0.058	0.086	-0.058	0.031	-0.017
妻の年齢	0.007	-0.01	0.014	0.085 *	0.022	0.092 *
夫婦の会話量	0.098	-0.003	0.074	-0.076	0.089	-0.04
夫の家事参加	0.023	0.094 **	0.025	0.069 *	0.074 *	0.083 **
妻の性役割意識	0.021	0.043	0.088	0.098	0.046	0.121 *
妻の話し合い重視度	-0.149	-0.039	0.112	0.044	0.137	0.075
夫の性役割意識	-0.03	0.185	0.267	0.118	0.217	-0.073 *
夫の話し合い重視度	0.01	-0.098	0.054	0.012	0.073	0.137
妻の職業(主婦=0)	-0.082	0.021	-0.023	-0.327	0.082	-0.001
妻の職業(フルタイム=0)	-0.393	0.296	-0.012	-0.263	-0.201	0.115
Nagelkerke R2 乗値	0.051		0.059		0.063	
カイ2乗値	36.5 *		43.04 **		45.44 **	

参照カテゴリ: 過小利得

3.4 各要因の組み合わせパターン

以上の結果から、「夫婦の対等性」と想定していたそれぞれの変数と結婚満足度との関連、妻の職業形態やその他の変数との関連が示された。では、実際の夫婦関係においては、これらの各「対等性」は全体としてどのような関係性を形成しているのだろうか。各変数がどのような組み合わせパターンで現れるのかを調べるため、これらの7つの変数を対象としたクラスター分析を行った。その結果、次の5つのクラスターが見出された(図5)。



0が「均衡・同等」で、正の値が過大利得・自由度大、負の値が過小利得・自由度小

図5 各変数によるクラスター分析

各クラスター及びその特徴は、次のとおりである。

自由度高群 (193名)

外出の自由度、自宅内自由度が高い群である。結婚満足度は中程度で(妻は5群中3番目、夫は4番目)、フルタイム就労の妻が多い。妻の年齢がやや高いという特徴がある。

サポート過大利得群

分担割合と悩みの受入が過大利得の群である。結婚満足度は、夫も妻も他の4群より有意に高く、専業主婦とパートタイムの妻が多い。夫婦の会話、夫の家事参加が多く、妻の年齢が若い。

評価低群

評価、悩みの受入が過小利得で、行動の自由度が低い群。結婚満足度は、夫も妻も他の4群より有意に低く、専業主婦の妻が多い。夫婦の会話が少ない。

負担感大群

資産貢献割合が過小利得であることが目立つ群。妻の結婚満足度は評価低群に次いで低いが、夫の結婚満足度は中程度である。就業している(パートタイム、フルタイムのいずれ

れも) 妻が多い。妻の年齢がやや高い。

悩み高自由度低群

悩みの受け入れは過大利得だが、行動の自由度は低い群。夫も妻も、サポート過大利得群に次いで、結婚満足度が高い。フルタイム就労の妻が多い。

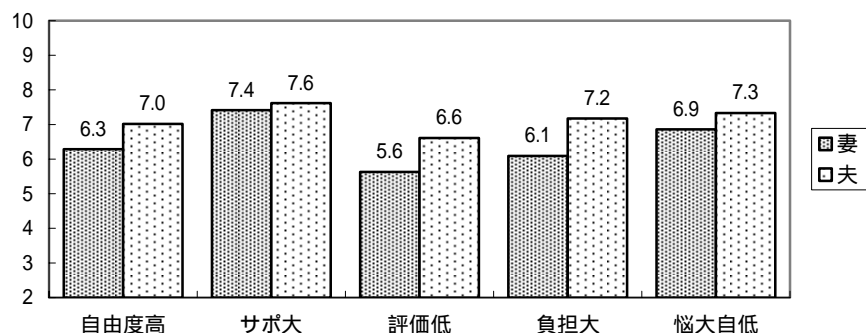


図6 各クラスターの結婚満足度

表4 各クラスターの妻の職業

		クラスター					合計	
		自由度高	サポート大	評価低	負担大	悩大自低		
妻の職業	専業主婦	度数	82	124	77	32	91	406
		妻の職業の%	20.20%	30.50%	19.00%	7.90%	22.40%	100.00%
		クラスターの%	46.10%	57.40%	63.60%	37.60%	47.40%	51.30%
	パートタイム就労	度数	53	67	30	32	51	233
		妻の職業の%	22.70%	28.80%	12.90%	13.70%	21.90%	100.00%
		クラスターの%	29.80%	31.00%	24.80%	37.60%	26.60%	29.40%
	フルタイム就労	度数	43	25	14	21	50	153
		妻の職業の%	28.10%	16.30%	9.20%	13.70%	32.70%	100.00%
		クラスターの%	24.20%	11.60%	11.60%	24.70%	26.00%	19.30%
合計	度数	178	216	121	85	192	792	
	妻の職業の%	22.50%	27.30%	15.30%	10.70%	24.20%	100.00%	
	クラスターの%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	

結婚満足度については、妻が多くのサポートを受け取っていると考えている夫婦で、特に、自分が相手の悩みを聞くよりも相手に悩みをよく聞いてもらっていると考えている夫婦で、結婚満足度が高いことがわかった。また、他の変数は衡平・同等であっても、妻が、自分が夫を評価しているほど夫に評価されていないと考えている夫婦と、妻の役割分担の負担感が大きい夫婦が、結婚満足度が低い夫婦として特徴的に存在することがわかった。

妻の職業については、専業主婦やパートタイム就労の妻は、分担割合で得をしていると認識している人が割合に多くいることがわかった。また、フルタイム就労とパートタイム就労で負担大群が多かったことから、就業形態に関わらず、働く女性では負担感が大きい

人が多いことが改めて示された。さらに、評価低群と負担大群で妻の結婚満足度が低かったことを考えると、多くの側面が対等であっても、専業主婦は自分が評価してるほど相手から評価されないこと、働く女性は負担感の大きさ、という、それぞれ異なる独自の理由によって、結婚満足度が低下することが示唆された。

4．考察

4.1 仮説1の考察

分析の結果、「夫婦の対等性」を「サポートの衡平性」と「行動の自由度」の2つの概念から成り立つと予測した仮説1は支持されなかった。その理由として、サポートの衡平性や行動の自由度は、夫婦関係における様々な局面で独自に現れるものであり、「夫婦の対等性」という1つの概念ではまとめられないということが考えられる。各変数の組み合わせパターンを見ても、相対的に全ての変数が対等という夫婦や、全ての変数が対等でないという夫婦はクラスターとしては現れず、各変数が独立の動きをして夫婦関係を形作っていると考えられる。「夫婦の対等性」のあり方は、現時点では各夫婦によって様々に異なっているのではないだろうか。

しかし、本研究における変数の作成が、共分散構造分析をするに当たって適当なものではなかったため、モデルが支持されなかったということも考えられる。今後、このモデルの検証のためにより適切な変数を作成し、再度モデルの検証を行う必要があるだろう。

4.2 仮説2の考察

夫婦の対等性と見られる複数の変数について、妻の結婚満足度との関連が見られた。しかし、その関連の仕方は一様ではなく、対等なほど満足度が高くなるもの（互いの評価、外出の自由度、自宅内の自由度）、自分が有利なときに満足度が高くなるもの（役割分担割合、資産貢献割合、悩みの受け入れ、金銭使用の自由度）が見られた。このことから、仮説2は部分的に支持されたと言える。しかし、少なくとも、夫婦が同程度に互いを評価していること、外出や自宅内での行動において、いずれか片方が我慢を強いられないことが、妻の結婚満足度の高さに関連していることが示され、特にそのような点での対等性を高めていくことで、女性の結婚満足度が高まる可能性が示唆された。

また、妻のサポート認知が、夫の結婚満足度に影響を与えていることも示された。特に、資産貢献認知は、妻が対等だと認識している際に夫の結婚満足度が高く、対等な役割分担であると妻が認識できるような夫婦関係は、妻のみならず夫の結婚満足度を高めるという意味で、夫婦関係に良い影響をもたらすことが示唆された。行動の自由度については、夫の結婚満足度に対する影響はあまり見られなかった。夫と妻が同様に外出しないとしても、妻は外出を我慢しているのに対し、夫は純粋に外出したくないからしておらず、そのため、行動の自由度が「権力を行使されていること」の指標になっていなかった可能性がある。

しかし、もしそうであるなら、やはり、妻の行動のみが潜在的権力によって制限されているという問題が指摘できるだろう。

また、各変数の組み合わせパターンを見ると、サポートが過大利得であること、特に、妻が悩みをよく聞いてもらうという特徴を持つ夫婦で、夫婦双方の結婚満足度が高くなっており、自分が相対的に評価してもらっていないと妻が考えている夫婦、役割分担の負担感が大きい夫婦で、結婚満足度が低くなっていた。夫婦関係には様々な形の「対等さ」があると思われるが、その中で、特に、「悩みを聞く」「お互いの評価」「負担感」という3つの側面が、結婚満足度に与えるインパクトが大きいことが示唆された。

4.3 仮説3の考察

「互いの評価」については、妻が何らかの形で就労しているときに、対等あるいは妻の評価が高い夫婦が多かった。妻の経済力が高いほど夫婦の対等性が高まるという仮説は、「互いの評価」に関しては支持されたと言える。各変数のパターンを見た際に、妻が夫を評価しているほどは夫に評価されていないと感じている夫婦では、夫と妻双方の関係満足度が低いことが特徴的に見られていたこと、さらにそのような夫婦にはフルタイム就労の妻が少なかったことから、妻がフルタイム就労をしていることで互いを対等に評価でき（対等に評価されていると妻が認識し）、夫婦の結婚満足度が高まるという関連が見られるのではないかと推測できる。

しかし、悩みの受け入れや行動の自由度については、妻の職業による違いは見られなかった。また、道具的サポートに関しては、妻がフルタイム就労をしている際に妻の相対的負担が大きいことが示され、妻の経済力によって逆に道具的サポートの対等性が低まっていた。妻が就労をしていても、夫の家事参加が進まないために、妻の負担が増えているという現実が伺える。そのため、「妻の経済力が高くなれば夫婦は対等になる」とは、一概には言えない。

その他の要因としては、夫の家事参加、夫婦の会話量、世帯収入の効果などが見られた。特に、夫婦の会話が多いことは、互いの評価の対等性を高める、悩みの受け入れに関する妻の過小利得状態をなくす、といった効果を持っており、夫婦の対等性を高めるための重要な要因の1つだと言える。また、夫が家事参加をするほど、妻が道具的サポートの分担を公平だと認知するだけでなく、妻の自宅内での自由度を低めないという効果も見られた。夫が休日自宅で家事を手伝うことで、妻が自宅で自由な時間を持てるようになると考えられる。最後に、世帯収入については、世帯収入が低いほど、妻が道具的サポートについて過小利得状態になる、妻が相対的に夫を評価しなくなる、などの問題が見られた。

4.4 総合的考察

本研究では、互いの評価の対等性が妻の結婚満足度に望ましい影響を与えること、また、

妻の経済力が互いの評価の対等性を高めることを見出した。妻が経済力を持つことで対等な夫婦関係が実現し、結婚満足度が高まるという仮説は、少なくとも互いの評価という点についてはその可能性が示唆されたと言えるだろう。しかし、妻の経済力が強まることは、逆に、道具的サポートにおける妻の負担感を強めるという意味で夫婦の非対等性に結びつき、さらに、その負担感の強さが結婚満足度を低めるという関連も生み出していると考えられる。さらに、妻のサポート認知は、夫の結婚満足度にも影響を及ぼしており、妻の負担感を低めることは、夫婦の双方に良い影響をもたらすと言える。

現代核家族調査では、妻の職業によって結婚満足度に大きな違いは見られない(家計経済研究所,1999)。しかし、本研究からは、そのメカニズムが妻の職業によって異なることが示唆される。専業主婦には、役割分担で得をしていると感じていて結婚満足度が高い人、夫に評価されていないと感じていて結婚満足度が低い人、の2種類が、フルタイム就労の女性には、役割分担の負担感が大きく結婚満足度が低い人、夫婦がお互いを評価して結婚満足度が高い人、という大きく2種類が存在すると考えられる。パートタイム就労の女性は、その中間にあたり、役割分担で得をしていて結婚満足度が高い人と、役割分担の負担感が大きく結婚満足度が低い人、といった形で、役割分担の負担感によって大きく2種類に分けられると言える。

妻の経済力の強まりによって夫婦の結婚満足度が上がるためには、それが妻の負担感により強く結びつくのか、互いの評価の対等性により強く結びつくのか、という点が分かれ目であり、夫婦の会話量や夫の家事参加が、それを規定する要因となるのではないかと推測される。

しかし、本研究には多数の問題点もある。まず、サポートの衡平性に関して、妻の認知のみを指標としており、夫婦関係の実態をきちんと測定しているかどうかには疑問が残る。妻だけでなく夫側の認識も考慮し、夫の認識と妻の認識の関連を検討していくことが望ましいと言える。また、夫婦の対等性の規定要因としては相対的な資源の量が重要だと言われているが、本研究では相対的な資源については分析に加えなかったため、今後の検討が必要であろう。

謝辞

「夫婦の対等性とその関連要因の検討」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「現代核家族調査」(家計経済研究所)の個票データの提供を受けました。

参考文献

平山順子, 1999, 「家族を「ケア」ということ: 育児期女性の感情・意識を中心に」『家族心理学研究』13(1): 29 - 47.

- 家計経済研究所, 1999, 『新現代核家族の風景 - 家族生活の共同性と個別性 - 』.
- 柏木恵子, 2003, 『家族心理学』東京大学出版会.
- Komter Aafke, 1989, "Hidden Power in Marriage," *Gender & Society*, 3(2) : 187-216.
- 松田智子, 2000, 「性別役割分業から見た夫婦関係」善積京子編 『結婚とパートナー関係
問い直される夫婦』: 125-146.
- 諸井克英, 1990, 「夫婦における衡平性の認知と性役割観」『家族心理学研究』4(2) : 109
120.
- 竹内真純, 中村立子, 佐野真子, 2004, 「男女平等意識と夫婦役割分担の平等性の乖離」『日本
社会心理学会第45回大会論文集』: 134-135.
- 宇井美代, 2002, 「女子大生における男女平等を判断する基準 - 公的・私的・個人領域と
の関連から - 」『青年心理学研究』14 : 41 - 55.

第5章 家計経済における家事・育児の価値評価 —妻は何をもって資産形成への貢献を認識するのか—

李 秀眞

1. はじめに

家族によって担われる家事労働にその対価が支払われないというのは、一般的な認識であり、「対価」という目に見える形での評価がなされないことから、家事労働は生産性がないとみなされたりもする。また、家事労働に対する評価の低さにつながり、さらに、これまで家事労働を主として担ってきた女性の地位の低さにも関わる。

しかし、家事は人間の生活を支えるために必要なものであり、労働力の再生産機能を担うことや、それが家族によって担われない場合には、外部化され、対価を支払ってサービスの提供を得ることもあきらかなように、経済的価値を有するものである（経済企画庁，1997）。

家事に代表される無償労働（アンペイドワーク）については、1995年北京で開かれた世界女性会議で、行動綱領が採択されたのをきっかけに、無償労働の類量的評価の必要性、アンペイドワークの測定と評価について国際的に広く注目されるようになった。

これらの背景から、家事労働価値に関する議論は主に、労働市場統計と国民所得統計における評価に焦点が当てられた。そして、GDP における家事労働に対する過少評価への指摘、家事労働の価値評価方法論の開発、これを適用しての経済的価値推定などマクロ経済の中での議論がほとんどである。

アンペイドワークの測定が個人の生活につながるのは、事故の損害賠償、離婚時の財産分割などを想定しての家事労働の金銭的な価値に関して議論される場合のみである。

また、日常的な家事・育児はそれを遂行する人（主に主婦）の家族に対する愛情として意味づけられ、性別役割分業体制が維持されるという研究（大和，1995；李，1999）も行われてきたが、このような意味においても、家庭内での家事・育児の価値を評価することは容易ではなかった。

本研究では、これまでの成果に加え、各家庭レベルで妻が行った家事・育児がどのように評価されるのかに注目する。妻が行う家事・育児が妻によって自己評価がされている場合、彼らはどんな特徴を持つのかを把握することに重点を置く。妻によって行われる家事・育児の家計経済のなかでの評価を把握するために、資産形成への貢献を媒介変数として用いる。

本研究では、妻が行う家事・育児が評価され、資産形成へ貢献したとみなされる家事・育児比重型の特徴を、夫妻の資源、経済資源に関する意識、ジェンダーイデオロギーを通して明らかにすることを目的とする。

妻が家事・育児労働を行うことと、家庭の資産形成へ貢献との関係を把握することは、今まであきらかにされなかった、家庭レベルでの家事・育児労働への評価方法が提示できると期待される。

以下では、分析モデル、分析に用いる変数および分析方法(2 節)、収入と家事・育児比重による類型化(3 節)、分析結果(4 節)、結論および今後の課題(5 節)を述べる。

2. 分析方法および分析モデル

2.1 分析データ

本研究では、家計経済研究所で実施した「現代核家族調査(1999)」データを用いる。「現代核家族調査」は首都30km圏在住で、妻年齢35～44歳の核家族に属する夫、妻、および小学校高学年から高校生の子(ただし、この学齢の子が複数いた場合は、その中の年長の子を対象としている)。調査項目は、家族構成、結婚年数、住居形態、居住年数などの世代関連設問、仕事、住居、生活時間、収入とその管理、夫妻の財産、夫の家事分担、妻の家事分担、社会的ネットワーク、家族意識・家族観などである。回答が得られたのは934世帯(夫票、妻票、子ども票)であるが、本研究では、妻票のみを分析対象とした。

2.2 分析モデル

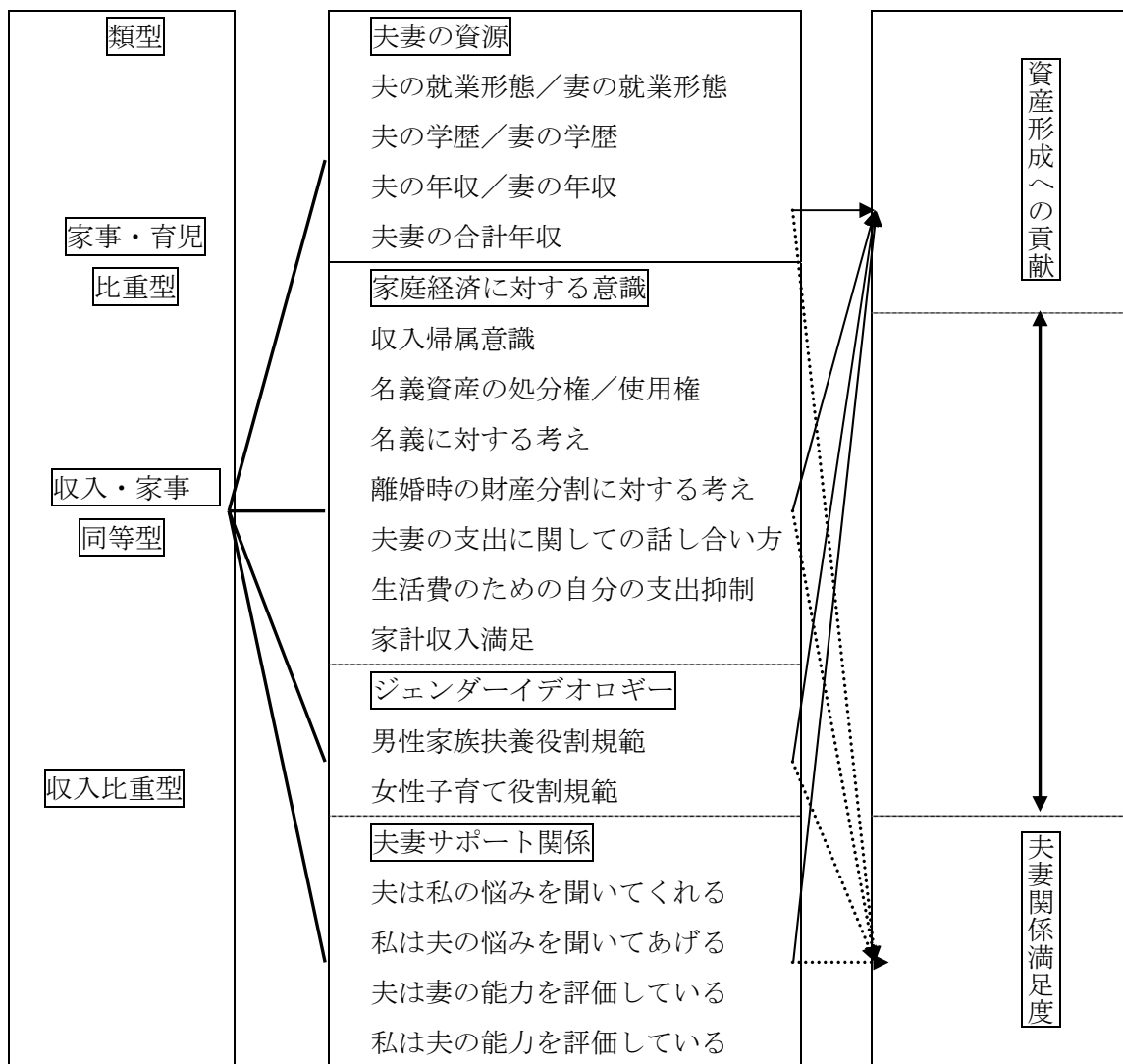


図1 分析モデル

2.3 分析に用いる変数

表1 変数説明

項目		資料構成と具体的指標	
		独立変数	
資 夫 源 妻 の	妻の学歴*	(高卒以下=0) 短大・高専=1. 大卒以上=1	
	夫の学歴*	(高卒以下=0) 短大・高専以上=1	
	妻の就業形態*	(専業主婦=0) フルタイム=1、パートタイム=1、自営=1	
	夫の就業形態*	(常勤=0) その他=1	
経 済 的 貢 献	累積収入割合	「結婚して以来から今までの、お二人の収入総額を10割とすると、あなたの収入は何割ですか」	
	累積家事分担割合	「結婚してから今までの家事、育児、介護すべてを10割とすると、あなたは何割くらい分担してきたとおもいますか」	
	名義資産割合	「あなた方夫妻の現在の資産総額を10割いとしたとき、あなたの名義の資産はそのうち何割くらいですか」	
経 済 資 源 に 対 す る 意 識	家庭収入満足	「あなたはご家庭の収入に、満足していますか」 満足(4点) - 不満(1点)	
	支出に関する話し合い方	「家庭円満のために、お金の使い途について黙る」 よくある(1点) - まったくない(4点)	
	支出抑制	「生活費のために自分のためのお金を切り詰める」 よくある(1点) - まったくない(4点)	
	妻名義資産の夫使用権	「妻名義の資産についての夫の立場」 (夫に使う権利がある=0) 夫に使う権利がない=1	
	夫名義資産の妻使用権	「夫名義の資産についての妻の立場」 (妻に使う権利がある=0) 妻に使う権利がない=1	
	名義に対する考え	「ご夫妻の資産の名義人が誰か」 (名義は形式的なものなので、重要でない=0) 名義は実質的な意味をもつので、重要である=1	
ジ ェ ン ダ ー イ デ オ ロ ギ ー	夫家族扶養者役割規範	「家族を経済的に支えることは、主として夫の役割である」 賛成(4点)-反対(1点)	
	母親規範	「子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきである」賛成(4点)-反対(1点)	
ボ ウ 妻 の サ ポ ー ト の 関 心	夫のサポート	「夫は私の心配事や悩みを聞いてくれる」「夫は私の能力や努力を評価している」 あてはまらない(1点) - あてはまる(4点)	
	私のサポート	「私は夫の心配事や悩みを聞いてくれる」「私は夫の能力や努力を評価している」 あてはまらない(1点) - あてはまる(4点)	
		従属変数	
資産形成への貢献認識		「結婚後、お二人で築いてきた資産への、あなたの貢献は何割くらいだとお考えですか。家事、育児、介護などの貢献も含めてお答えください」	

各類型の特徴を、収入と学歴の夫妻がもつ資源、家計の経済的資源に関する意識、ジェンダーイデオロギーの面から明らかにために採用された変数を説明する。夫妻がもつ資源は、妻の学歴、夫の学歴、妻の就業形態、夫の就業形態、妻の年収、夫の年収、夫妻の年収合計を含む。経済資源に関する意識には、家庭収入満足、自分の支出行動報告、支出抑制経験、妻名義資産の夫使用権、夫名義資産の妻使用権、名義に対する考え、離婚時の財産分割に対する考えが含まれる。また、ジェンダーイデオロギーには、夫家族扶養者役割規範と母親規範を用いる。変数の測定方法は表1に示す。

2.4 分析方法

累積収入と累積家事・育児比重の類型別の夫妻の資源、経済資源に関する意識、ジェンダーイデオロギー特性をクロス集計で分析する。次に、累積収入比重型と累積家事・育児比重

型の規定要因を明らかにするために、ロジット分析を行う。最後に、資産形成への認識に影響を与える要因を明らかにするために、階層的回帰分析を行う。

3. 収入と家事・育児比重による類型化

本研究は、資産形成への貢献を数値化する際に、収入による貢献に比重を置くのか、あるいは家事・育児・介護を含む家庭生活への貢献に比重を置くのかを判別し、累積家事比重型、収入・家事貢献同等型、累積収入比重型として類型化を行う。上記の調査では、資産形成への貢献割合を家事・育児・介護などの貢献も含む概念であることに着眼し、本分析では資産形成貢献の条件を累積収入割合と家事・育児・介護分担割合の二つとして想定する。これを式として示すと式 (1) のようになる。

累積収入割合(A)、累積家事・育児分担割合(B)、資産形成への貢献(C)とすると、

$$\text{累積収入割合(A)} + \text{累積家事・育児分担割合(B)} = \text{資産形成への貢献(C)} \quad \text{--- (1)}$$

式 (1) が成立するために、式を構成すると、式 (2) のようになる。式 (2) から求められた χ は、累積収入のウェイトになる。

$$\chi = \frac{C - B}{A - B} = \frac{\text{資産貢献割合} - \text{累積家事分担割合}}{\text{累積収入割合} - \text{累積家事分担割合}} \quad \text{--- (2)}$$

χ を基準にして、累積家事・育児比重型であるのか、累積収入比重型であるのかの類型化を実施する。類型の基準は表 2 のようである。厳密には、 χ 値の 0.5 を基準にすることであるが、そうすると、家事・育児比重型が全体標本の 2 分の 1 を占めることになる。また、分布による結果の偏りも予想される。本分析では、累積収入を比重するのか、累積家事・育児を比重するのかを相対的な意味で捉えるために、第 1 案を採択した。第 1 案を基準として類型化した結果、累積家事・育児比重型は、35.2% (324 人)、収入・家事同等型は 42.7% (393 人)、累積収入比重型は 22.1% (204 人) であった。

表 2 類型の基準

類型	第 1 案	第 2 案
累積家事・育児比重型	$\chi \leq 0.4$	$\chi < 0.5$
収入・家事貢献同等型	$0.4 < \chi < 0.6$	$\chi = 0.5$
累積収入比重型	$\chi \geq 0.6$	$\chi > 0.5$

4. 分析結果

4.1 分析対象者の基本属性

表 3 は分析対象者の基本属性を示したものである。平均年齢は 39.2 歳，平均結婚年数は 13.0 年であった。

学歴においては，妻の学歴は高卒が 48.7%でもっと多く，夫は大学・大学院卒が 55.8%であり，妻より夫の学歴が高いことが確認できた。就業形態の分布をみると，妻は，専業主婦が 44.6%，パートが 27.6%，自営 14.3%，常勤 13.5%の順であった。夫は 78%が常勤，自営が 20.2%であった。年収をみると，妻においては，7 割を超える人は年収がない，あるいは 103 万未満であった。夫妻の合計年収は，600 万以上～1000 万未満が 43.2%であった。居住形態をみると，持ち家で一戸建ては 52.0%，借家で集合住宅は 31.5%であった。

累積収入割合の平均は 1.43 割合，累積家事分担割合の平均は 8.01 割合，資産形成貢献割合の平均は 5.24 割合であった。

ここでは，以下の分析に使う変数の一般的な分布を説明する。結果は表 3 の下段に記した。仕事満足に関してみる。満足 18.8%，まあ満足 36.8%であるが，不満とやや不満を合わせて 28.1%であり，仕事には満足している傾向がみられる。一方，家庭収入に満足している人は，満足をまあ満足を合わせると 37.1%であり，不満と回答した人は，不満とやや不満を合わせて 52.5%である。家庭の収入には，不満する人が半数以上であった。

経済資源に関する意識においてみると，「家庭の円満のためお金の使い途について黙っていることがある」かについて，よくある 11.7%，時々ある 15.9%，たまにあるが 30.1%であるが，そのような経験がまったくないと回答した人は，42.3%であった。「家族の生活費のた

表3 分析対象者の基本属性

変数	区分	頻度	%	変数	区分	頻度	%
妻の学歴	中学校	23	2.5	夫の学歴	中学校	51	5.6
	高校	447	48.7		高校	319	35.0
	短大・高専	227	24.7		短大・高専	33	3.6
	大学・大学院	221	24.1		大学・大学院	508	55.8
妻の就業形態	専業主婦	411	44.6	夫の就業形態	無職	7	0.8
	常勤	124	13.5		常勤	718	78.0
	パート	254	27.6		パート	9	1.0
	自営	132	14.3		自営	186	20.2
妻の年間収入	なし	385	42.1	夫の年間収入	500万未満	210	23.2
	103万未満	297	32.5		500万以上 ～700万未満	256	28.2
	103万以上 ～500万未満	152	16.6		700万以上 ～1000万未満	277	30.5
	500万以上	80	8.8		1000万以上	164	18.1
夫妻の合計年間収入	600万未満	267	29.9	居住形態	持ち家(一戸建て)	479	52.0
	600万以上 ～1000万未満	385	43.2		持ち家(集合住宅)	86	9.3
	1000万以上	240	26.9		借家(一戸建て)	66	7.2
					借家(集合住宅)	290	31.5
現在の仕事満足	満足	174	18.8	家庭の収入満足	満足	118	12.9
	まあ満足	340	36.8		まあ満足	222	24.2
	やや不満	182	19.7		やや不満	258	28.2
	不満	78	8.4		不満	223	24.3
	どちらともいえない	150	16.3		どちらともいえない	95	10.4
家庭の円満のためお金の使い途について黙っていることがある	よくある	108	11.7	家族の生活費のために自分のためのお金を切り詰めることがある	よくある	370	40.0
	時々ある	147	15.9		時々ある	189	20.5
	たまにある	278	30.1		たまにある	250	27.1
	まったくない	391	42.3		まったくない	115	12.4
夫名義資産の妻使用権	夫妻のもの、妻権利	579	62.2	妻名義資産の夫使用権	夫妻のもの、夫権利	464	50.0
	夫妻のもの、妻権利ない	46	4.9		夫妻のもの、夫権利ない	36	3.9
	夫のもの、妻権利ない	104	11.2		妻のもの、夫権利ない	177	19.1
	夫のもの、妻権利	202	21.7		妻のもの、夫権利	251	27.0
名義に対する考え	名義は実質的な意味	430	46.2	離婚時の資産配分に対する考え	稼ぎに応じて	19	2.03
	名義は形式的なもの	501	53.8		稼ぎだけでなく、経済的貢献で持ち分を決めてわかる	274	29.3
					2分の1ずつに分ける	346	37.0
					わからない	294	31.5
母親規範(子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ)	賛成	578	62.1	大家族扶養者規範(夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ)	賛成	338	36.3
	まあ賛成	297	31.9		まあ賛成	359	38.5
	やや反対	42	4.5		やや反対	156	16.7
	反対	14	1.5		反対	79	8.5
変数	平均			変数	平均		
累積収入割合	1.43割合			平均結婚年数	13.04年		
累積家事分担割合	8.01割合			平均年齢	39.22歳		
資産形成貢献割合	5.24割合						

めに自分のためのお金を切り詰めることがある」かについて、よくある 40.0%、時々ある 20.5%、たまにある 27.1%であったが、そのような経験がまったくないと回答した人は 12.4%であった。

夫妻各々の名義資産をお互いが使用できると思うのかに関しての意識をみる。「夫名義の資産について、妻の立場」に関する意見は、夫妻のものなので、私も使う権利があると回答した人は 62.2%、夫妻のものではあるが、妻に使う権利がないと回答した、名義資産の帰属に関しては共有性を認めるが使用権は求めないひとは 2.9%であった。夫のものなので、妻

に使う権利がないとする人は11.2%、夫のものだが、妻にも使う権利があるとする名義帰属に関しては個別性を求めるが、使用権は共有するという意見は21.7%であった。

妻本人名義資産に関してはどのような傾向がみられるのだろうか。夫妻のものなので、夫も使う権利があるという名義資産の帰属の共同性と使用共有を認める人が50%、夫妻のものだが、夫には使用権利がないというひとは3.9%であった。妻のものであるという、名義の帰属に関して個別性を認める人は46.1%であるが、そのうち、夫に使用権利がないという人が19.1%、夫にも権利があるという人は27.0%であった。

名義に対する考えをみると、名義は実質的な意味をもつので、誰の名義かは重要であるとした人は46.2%、名義は形式なものだから、自分名義が夫の名義かは重要ではないという人は53.6%であった。

離婚時の財産分割に対する考えをみると、稼ぎに応じて持ち分を決めて分けるという人は2%、稼ぎだけでなく、家事・育児・介護もあわせた経済的貢献で持ち分をきめて分けるという意見が29.3%、稼ぎ、家事・育児・介護の貢献などに関わりなく2分の1ずつに分けるという意見が37.0%であった。分らないと回答した人も31.5%をしめ、当面のことでない限り、財産分割などに興味をもっていない現状がうかがえる。

次はジェンダーイデオロギーにおける傾向をみる。「子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」に賛成意見は62.1%、まあ賛成31.9%であった。「夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ」に、賛成36.3%、まあ賛成38.5%であった。

4.2 家事・育児評価類型別の経済的状況

上記で類型化した、各類型の経済的貢献について概略する。表4は、各類型別の経済的貢献の特徴を示す。累積家事比重型は累積収入もなく、累積家計費負担もない。全体の家事の5割を分担してきた特徴がある。名義資産割合において、夫妻の資産額の50%、あるいは50%以上が本人名義資産である。

それに対して、累積収入比重型は、累積収入割合5割、累積家計費負担割合も5割である。50%以上の家事を分担してきた人の割合が95.6%である。自分名義の資産は、夫妻の資産のうち55.2%を占める傾向がみられた。

経済的状況からは、累積家事・育児比重型は、累積収入、累積家計費負担、家事分担割合は、累積収入比重型に比べて少ないが、自分名義の資産はやや多い特徴がみられた。

表4 経済的貢献

(単位：%)

項目	類型	累積家事 比重型	収入・家事 同等型	累積収入 比重型	カイ2乗値
累積収入割合		100.0	100.0	100.0	
	0%	46.0	42.2	16.2	75.147***
	50%未満	48.1	53.4	70.1	
	50%	2.8	3.6	12.3	
	50%以上	3.1	0.8	1.5	
累積家計費負担割合		100.0	100.0	100.0	
	0%	52.0	51.8	30.4	48.061***
	50%未満	39.0	44.4	58.8	
	50%	4.3	3.6	8.3	
	50%以上	4.6	0.3	2.5	
累積家事分担割合		100.0	100.0	100.0	
	0%	0.0	1.3	0.5	43.734***
	50%未満	4.9	4.3	3.4	
	50%	11.7	3.1	0.5	
	50%以上	83.3	91.3	95.6	
名義資産割合		100.0	100.0	100.0	
	0%	18.8	19.1	18.7	16.111**
	50%未満	53.8	64.6	55.2	
	50%	21.3	11.9	20.7	
	50%以上	6.3	4.4	5.4	

* 縦セルの合計が 100 になる

P<.10† P<.05* P<.01** P<.001***

4.3 夫妻の資源と家事・育児評価類型との関係

本節では、夫妻の資源と家事・育児評価との関係のみていく。累積収入比重型との比較から、累積家事比重型の特徴を明らかにする。

累積家事比重型は、自分の学歴が中卒、高卒が多く、夫の学歴も本人の学歴と同様に中卒、高卒が多い。妻の就業形態は専業主婦である場合が多くみられるが、夫は常勤が多い。収入がない、あるいは103万未満の年収を得る妻、夫の年収が500万以上～700万未満で多くみられ、夫妻の合計年収額も600万未満が多い傾向がある。

累積家事・育児比重型は、自分の学歴が中卒、高卒が多く、夫の学歴も本人の学歴と同様に中卒、高卒が多い。妻の就業形態は専業主婦である場合が多くみられるが、夫は常勤が多い。収入がない、あるいは103万未満の年収を得る妻、夫の年収が500万以上～700万未満で多くみられ、夫妻の合計年収額も600万未満が多い傾向がある。

累積収入比重型は、夫妻ともに、大学・大学院の学歴であり、妻は常勤で働き、夫は自営である。年収から特徴は、妻の年収は103万以上であり、夫の年収は700万以上である。夫妻の

合計年収においても 1000 万以上である傾向がある。

表 5 夫妻の資源と家事・育児評価との関係

(単位：%)

項目	類型	累積家事 比重型	収入・家事 同等型	累積収入 比重型	カイ2乗値
妻の学歴		100.0	100.0	100.0	13.012*
	中学校	3.4	1.8	2.5	
	高校	52.5	48.8	42.4	
	短大・高専	25.9	23.5	25.1	
	大学・大学院	18.2	25.8	30.0	
夫の学歴		100.0	100.0	100.0	16.747**
	中学校	8.8	3.8	4.0	
	高校	39.5	32.3	33.2	
	短大・高専	2.8	4.1	4.0	
	大学・大学院	48.9	59.7	58.9	
妻の就業形態		100.0	100.0	100.0	45.183***
	妻専業主婦	44.4	50.9	32.8	
	妻常勤	10.8	9.7	25.0	
	妻パート	28.4	29.0	23.5	
	妻自営	16.4	10.4	18.6	
夫の就業形態		100.0	100.0	100.0	6.642*
	夫常勤	77.4	83.3	75.1	
	夫自営	22.6	16.7	24.9	
妻の年収		100.0	100.0	100.0	51.824***
	なし	43.0	47.3	30.3	
	103万未満	35.3	33.8	25.3	
	103万以上～500万未満	14.2	13.2	27.3	
	500万以上	7.4	5.6	17.2	
夫の年収		100.0	100.0	100.0	17.672**
	500万未満	25.6	17.8	29.5	
	500万以上～700万未満	31.3	27.9	24.0	
	700万以上～1000万未満	28.8	32.6	29.5	
	1000万以上	14.4	21.7	17.0	
夫妻の合計年収		100.0	100.0	100.0	22.195***
	600万未満	38.5	24.3	27.2	
	600万以上～1000万未満	38.5	48.8	39.5	
	1000万以上	22.9	26.9	33.3	

* 縦セルの合計が 100 になる

P<.10 † P<.05* P<.01** P<.001***

4.4 経済資源に関する意識と家事・育児評価との関係

経済資源に関する意識は、収入帰属意識、夫妻名義資産の夫妻処分権、名義資産使用权、名義についての考え、離婚時の財産分割に対する考え、支出に関する話し合い方、支出抑制、名義資産の帰属・使用に関する考え、名義に対する考え、離婚時の財産分割に対する考えを

含む。

収入帰属意識は、累積家事・育児比重型は、‘私の収入は私もの‘という、自分の収入における帰属性を求める傾向がある。名義資産処分権と使用権に関しては、妻の名義資産の妻処分権において、‘夫が賛成すれば使える‘、あるいは‘まったく使えない‘との処分権における自由度が低く、夫名義資産の夫処分権においても同様であり、名義資産における処分において共同性を求めている。個人の名義資産に関しての配偶者の使用権に関してはどんな傾向があるのか。妻の名義であるが、‘夫妻のものであり、夫の使う権利がある‘との意見が多い。夫の名義である資産に対しても、‘夫妻のものであり、妻の使う権利がある‘との意識をもっている。名義自体の意義に関しては、‘名義は形式的なものであり、誰の名義かは重要でない‘との意見が多く、個人の名義資産に関しての配偶者の使用権についての意見を裏つけている。離婚時の財産分割に対する考えにおいても、‘稼ぎ、家事、育児、介護の貢献などに関わりなく2分の1ずつにする‘との意見が多い。

次に、支出に関する話し合い方、支出抑制の行動の特徴とみる。‘家庭の円満のため、お金の使い途について黙っている‘ことがまったくなく、また、‘生活費のため、自分のために使うお金を切り詰める‘ことがよくあるのが、累積家事・育児比重型である。家計の状況が‘苦しい‘と感じ、家庭収入に不満をもつ傾向がみられるのが、累積家事・育児比重型の特徴である。

それでは、累積収入比重型は経済資源においてどのような特徴をもつのだろうか。収入帰属意識において、‘私の収入も、夫の収入も夫妻のもの‘という夫妻共同性を求める傾向がある。‘自由に使える‘あるいは‘多少反対されても使う‘との個人名義資産の個人の処分権において自由度が高い。このような傾向は夫名義資産の夫の処分権においても同様に見られる。個人名義資産の配偶者の使用権に関してみると、妻名義資産の夫使用権においては、‘妻のものだが、夫も使う権利がある‘と夫の使用権を認めている。一方、夫名義資産の妻使用権については‘夫のものであり、妻の使用権はない‘という妻の使用権を認めていない傾向がある。

名義自体は意味をもつとの意見が多い。離婚時の財産分割に対する考えかたで、‘稼ぎに応じて持ち分をきめてあげる‘とか‘稼ぎだけでなく家事、育児、介護もあわせた経済的貢献で持ち分をきめる‘との意見が多くみられた。自分の支出の報告を、家庭の円満のためにしないことが時々あり、生活費のための自分の支出を切り詰めることが時々ある。家計状況にはゆとりがあり、家庭の収入に満足している傾向がみられた。

表6 経済的資源に関する意識と家事・育児評価との関係 (%)

項目	類型	累積家事 比重型	収入・家事 同等型	累積収入 比重型	カイ2乗値
収入帰属意識		100.0	100.0	100.0	
	私の収入は私、夫の収入は夫	7.8	4.9	7.0	7.840
	私の収入は私、夫の収入は夫妻	22.0	23.3	15.6	
	私の収入は夫妻、夫の収入は夫	0.9	0.5	0.5	
	私の収入も、夫の収入も夫妻	69.3	71.3	76.9	
妻名義資産妻処分権		100.0	100.0	100.0	
	自由使用・報告不要	25.0	25.9	31.9	8.442
	自由使用・報告必要	16.8	15.6	15.7	
	多少反対されても使う	13.2	14.1	16.8	
	賛成があれば使える	37.8	39.2	32.4	
	まったく使えない	7.2	5.2	3.2	
夫名義資産夫処分権		100.0	100.0	100.0	
	自由使用・報告不要	11.9	7.6	12.7	18.238*
	自由使用・報告必要	14.3	14.9	20.1	
	多少反対されても使う	17.7	24.2	25.4	
	賛成があれば使える	49.8	49.7	38.6	
	まったく使えない	6.1	3.7	3.2	
妻名義資産の夫使用権		100.0	100.0	100.0	
	夫妻のもの、夫使う権利有	50.3	51.8	46.0	4.888
	夫妻のもの、夫使う権利無	4.3	3.6	4.0	
	妻のもの、夫使う権利無	21.3	17.1	19.3	
	妻のもの、夫使う権利有	24.1	27.6	30.7	
夫名義資産の妻使用権		100.0	100.0	100.0	
	夫妻のもの、妻使う権利有	63.6	65.9	52.7	17.560***
	夫妻のもの、妻使う権利無	6.2	3.1	6.9	
	夫のもの、妻使う権利無	9.3	9.4	16.7	
	夫のもの、妻使う権利有	21.0	21.6	23.6	
名義に対する考え		100.0	100.0	100.0	
	名義は実質的な意味	45.1	45.2	50.0	1.527
	名義は形式的なもの	54.9	54.8	50.0	
離婚時の財産分割に対する考え		100.0	100.0	100.0	
	稼ぎに対応	2.5	1.3	2.9	11.177†
	稼ぎ+家事、育児、介護貢献	27.5	30.0	32.4	
	2分の1ずつに	35.2	41.7	31.9	
	分らない	34.9	27.0	32.8	
家庭の円満のため、支出報告しない		100.0	100.0	100.0	
	よくある	15.0	8.3	13.3	12.899*
	時々ある	15.0	15.8	18.7	
	たまにある	25.9	32.6	31.0	
	まったくない	44.2	43.4	36.9	
生活費のため、自分の支出抑制		100.0	100.0	100.0	
	よくある	41.1	42.4	33.5	6.265
	時々ある	19.0	19.4	25.1	
	たまにある	27.1	25.8	29.6	
	まったくない	12.8	12.4	11.8	
家計の状況		100.0	100.0	100.0	
	ゆとりがある	4.3	5.3	5.2	13.543*
	まあゆとりがある	32.1	38.5	38.5	
	やや苦しい	35.8	37.7	40.6	
	苦しい	27.8	18.6	15.6	
家庭の収入満足		100.0	100.0	100.0	
	満足	11.3	13.2	14.5	17.055*
	まあ満足	18.2	27.9	26.5	
	やや不満	29.2	24.6	27.0	
	不満	30.8	20.4	22.0	
	どちらともいえない	10.4	10.9	10.0	

* 縦セルの合計が 100 になる

P < .10 † P < .05* P < .01** P < .001***

4.5 夫の家事参加およびジェンダーイデオロギーと家事・育児評価との関係

表7 夫の家事分担 (単位：%)

項目	類型	累積家事 比重型	収入・家事 同等型	累積収入 比重型	カイ2乗値
夫の家事参加①(料理)					
	まったくない	50.9	63.6	57.4	18.120*
	一カ月に2、3回	23.1	17.8	20.1	
	週に1回くらい	13.6	8.7	12.7	
	週に2,3回くらい	7.4	7.6	5.4	
	週に4,5回くらい	2.5	0.5	2.0	
	ほぼ毎日	2.5	1.8	2.5	
夫の家事参加②(料理の後片付け)					
	まったくない	44.8	55.2	50.5	17.724†
	一カ月に2、3回	22.8	16.8	19.1	
	週に1回くらい	13.6	10.4	7.4	
	週に2,3回くらい	9.0	8.9	11.8	
	週に4,5回くらい	4.9	2.5	3.4	
	ほぼ毎日	4.9	6.1	7.8	
夫の家事参加③(掃除)					
	まったくない	52.2	60.3	54.4	10.235
	一カ月に2、3回	25.3	24.4	27.0	
	週に1回くらい	16.0	10.2	12.7	
	週に2,3回くらい	4.0	4.1	3.4	
	週に4,5回くらい	1.2	0.5	1.0	
	ほぼ毎日	1.2	0.5	1.5	
夫の家事参加④(洗濯)					
	まったくない	75.9	83.7	77.5	18.051*
	一カ月に2、3回	10.8	7.1	7.8	
	週に1回くらい	4.3	4.3	5.9	
	週に2,3回くらい	4.6	1.0	2.0	
	週に4,5回くらい	2.5	2.3	3.4	
	ほぼ毎日	1.9	1.5	3.4	
夫の家事参加⑤(子どもの世話)					
	まったくない	18.7	16.6	14.6	24.915***
	一カ月に2、3回	18.7	26.8	30.4	
	週に1回くらい	18.1	25.7	15.8	
	週に2,3回くらい	16.7	13.5	14.6	
	週に4,5回くらい	7.7	5.0	7.0	
	ほぼ毎日	20.1	12.4	17.5	

* 縦セルの合計が 100 になる

P<. 10 † P<. 05* P<. 01** P<. 001***

夫の家事分担状況¹はどんな特徴を現しているのだろうか。結果は、表7に示したようである。夫の家事は料理、料理の後片付け、掃除、掃除、子どもの世話を含む。累積家事・育児比重型属する妻の夫は、1カ月に2、3回するとの回答が23.1%、週に1回～4、5回くらい

¹ 妻の回答に基づいた結果である

する人も累積収入比重型の夫よりやや多い傾向がみられる。一方、累積収入比重型の夫は、まったくしないという回答が6割近くを占めている。夫の洗濯に関しても同様の結果が得られた。料理の後片付けに関してみると、累積家事・育児比重型は週に1回くらい夫が料理の後片付けを行う傾向がある。一方、累積収入比重型では、ほぼ毎日夫が料理の片付けを行う特徴がみられた。子どもの世話²、累積家事・育児比重型の夫は、週に1回～ほぼ毎日子どもの世話をしている。累積収入比重型の夫は、1ヵ月に2～3回くらい子どもの世話に関わる傾向がある。

表8 ジェンダーイデオロギーと家事・育児評価との関係 (単位：%)

項目	類型	累積家事 比重型	収入・家事 同等型	累積収入 比重型	カイ2乗値
夫経済的扶養役割規範		100.0	100.0	100.0	
	反対	1.6	1.3	1.5	6.793
	やや反対	3.7	4.1	6.9	
	まあ賛成	28.6	33.8	34.3	
	賛成	66.1	60.8	57.4	
妻家事育児役割規範		100.0	100.0	100.0	
	反対	2.8	1.3	2.5	19.970***
	やや反対	12.7	8.4	17.2	
	まあ賛成	42.2	51.9	50.5	
	賛成	42.2	38.4	29.9	

* 縦セルの合計が100になる

P<.10 † P<.05* P<.01** P<.001***

次に、ジェンダーイデオロギーにおける累積家事・育児比重型と累積収入比重型の特徴は表8に示した。累積家事・育児比重型は、「夫は家族のために、収入を得る責任をもつべきだ」という夫経済的扶養役割規範を肯定し、また、「妻は家族のために家事や育児をする責任をもつべきだ」という妻の家事育児役割規範も肯定する傾向がある。

4.6 夫妻のサポートと家事・育児評価との関係

夫妻のサポートと家事・育児評価はどのような関係であるのか。夫妻のサポートと家事・育児評価との関係を示したのは表9である。累積家事・育児比重型、「夫は私の心配ことや悩みを聞いてくれる」という夫の精神的サポートはなく、「私は夫の心配事や悩みを聞いてくれる」という配偶者への精神的サポートはある傾向がみられた。

「夫は私の能力や努力を評価している」という自己能力評価があり、「私は夫の能力や努力を評価している」との夫能力評価ある傾向がある。夫妻関係にも満足する傾向がみられる。

² 子どもがいない人の回答が分析から除外した

表9 夫妻のサポートと家事・育児評価との関係

(単位：%)

項目	類型	累積家事 比重型	収入・家事 同等型	累積収入 比重型	カイ2乗値
夫は私の心配事や悩み聞いてくれる		100.0	100.0	100.0	1.758
あてはまらない		8.0	7.4	5.4	
あまりあてはまらない		15.7	16.3	18.1	
ややあてはまる		36.4	35.9	35.8	
あてはまる		39.8	40.5	40.7	
私は夫の心配事や悩みを聞いてあげる		100.0	100.0	100.0	1.995
あてはまらない		8.0	7.6	8.9	
あまりあてはまらない		21.7	24.2	25.1	
ややあてはまる		42.7	43.8	41.9	
あてはまる		27.6	24.4	24.1	
夫は私の能力や努力を評価している		100.0	100.0	100.0	3.338
あてはまらない		8.4	7.4	5.4	
あまりあてはまらない		19.2	19.4	21.6	
ややあてはまる		40.2	44.4	43.1	
あてはまる		32.2	28.8	29.9	
私は夫の能力や努力を評価している		100.0	100.0	100.0	6.960
あてはまらない		4.6	2.8	2.5	
あまりあてはまらない		7.4	6.4	8.8	
ややあてはまる		38.3	42.5	34.3	
あてはまる		49.7	48.3	54.4	
夫妻関係満足度		100.0	100.0	100.0	8.391
不満		11.4	7.2	7.5	
やや不満		10.4	13.4	15.9	
どちらともいえない		8.5	8.3	8.5	
まあ満足		44.8	46.5	47.8	
満足		24.9	24.5	20.4	

* 縦セルの合計が 100 になる

P<. 10 † P<. 05* P<. 01** P<. 001***

4.7 家事・育児評価類型の規定要因

家事・育児評価類型別の夫妻の資源，経済資源に対する意識，夫の家事分担とジェンダーイデオロギー，夫妻のサポートでの特徴を明らかにしてきた。

本節では，より名義悪家事・育児評価類型の規定要因を検証した。結果は，表 10 のようである。ここでは，収入・家事同等型を基準として，収入・家事同等型と累積家事・育児比重型また，累積収入比重型の規定要因を分析した。

表 10 家事・育児評価類型を被説明変数とした多項ロジット分析

		累積家事・育児比重型 (VS 収入・家事同等型)	累積収入比重型 (VS 収入・家事同等型)
定数項		-0.0997	-1.2166
本人学歴	高卒以下	—	—
	短大・高専	0.2503	0.2301
	大卒以上	-0.2262	-0.1202
夫学歴	高卒以下	—	—
	短大・高専卒以上	-0.3525 †	0.0357
本人 就業形態	専業主婦	—	—
	フルタイム	0.4683	1.4249***
	パートタイム	-0.1515	0.0802
	自営	0.3541	0.7438***
夫就業形態	常勤	—	—
	自営	0.1726	0.2547
家庭収入満足		-0.2338**	-0.0652
支出に関しての話し合い方		-0.0781	-0.2121
自分の支出抑制		0.1242	0.1664
妻名義資産 夫使用権	夫に使用権がある	—	—
	夫に使用権がない	0.3141	-0.4706 †
夫名義資産 妻使用権	妻に使用権がある	—	—
	妻に使用権がない	0.0570	0.8039***
男性 家族扶養者役割規範		0.1005	0.2657
母親規範		-0.1887	-0.4398
夫の精神的支持		-0.0849	0.0746
夫への精神的支持		0.1043	0.0527
自己能力評価		0.1097	-0.1610
夫能力評価		-0.0082	-0.1545
Log likelihood		-770.65485	
Chi2		93.17***	
標本数		766	

P<.10 † P<.05* P<.01** P<.001***

累積・家事育児比重型の特徴は、家庭収入満足で明らかであるが、家庭収入に満足するほ

ど、累積家事・育児比重型に属する確率が低い。言い換えれば、家庭収入に不満足するほど累積家事・育児比重型であるといえる。

一方、累積収入比重型の特徴は、本人の就業形態と夫名義資産の妻使用権における明らかである。専業主婦よりフルタイムであるほど、また、自営であるほど、累積家事比重型になる確率が高い。興味深いことは、夫名義資産における妻の使用権を認めないという使用における共同性が低いほど、累積収入比重型に属する確率が高いことである。また、妻家事育児役割規範に肯定するほど、累積収入比重型に属する確率が低い。

4.8 妻は何をもって資産形成への貢献を認識するのか

本節では、収入と家事以外の要因を含めて、妻の資産形成への貢献認識への影響要因を検証するために、階層的回帰分析を行った。モデル1では、夫妻の学歴と夫妻の就業形態を、モデル2では、モデル1に加え家庭生活貢献と、経済的資源に関する意識、モデル3では、モデル2に加え、ジェンダーイデオロギーと夫妻のサポートを独立変数として投入した。

その結果は表11に示す。モデル1では、妻の就業形態が正の影響、夫の学歴が負の影響であり、妻が専業主婦であるよりフルタイムであるほど資産形成への貢献を高く認識するが、夫が高卒より、短大卒以上であるほど資産形成への貢献を低く認識する。モデル2では、モデル1の結果に加え、累積家事分担割合が多いほど、実際の自分名義資産割合が多いほど、妻名義資産の夫処分権がないほど、すなわち、個人名義資産に個別性が高いほど資産形成への貢献を高く認識する。一方、夫名義資産の妻使用権がないほど資産形成への貢献を低く認識する結果が得られた。モデル3の結果をみると、モデル1とモデル2での結果に加え、夫の妻への精神的サポートがあるほど、家庭の資産形成貢献を低く認識する結果であった。

表 11 資産形成への貢献認識への影響要因

		モデル 1	モデル 2	モデル 3
		標準化回帰係数 β	標準化回帰係数 β	標準化回帰係数 β
定数項		5.411	4.447	5.056
本人学歴	高卒以下	—	—	—
	2年制大卒	0.0168	-0.0083	-0.0042
	4年制大卒以上	-0.0380	-0.0520	-0.0567
夫学歴	高卒以下	—	—	—
	短大・高専卒	-0.1204***	-0.0998***	-0.0988**
本人 就業形態	専業主婦	—	—	—
	フルタイム	0.1654***	0.1883***	0.1735***
	パートタイム	0.0889**	0.0740 †	0.0677 †
	自営	0.1347***	0.1271***	0.1237***
夫就業形態	常勤	—	—	—
	自営	-0.0384	0.0073	0.0102
累積収入割合			-0.0324	-0.0277
累積家事分担割合			0.1060***	0.1019***
名義資産割合			0.1159***	0.1162***
家計収入満足			-0.0874	-0.0709 †
支出に関する話し合い方			0.0291*	0.0490
支出抑制			-0.0819*	-0.0752 †
夫名義資産の妻使用権			-0.1299***	-0.1227***
妻名義資産の夫使用権			0.1750***	0.1527***
名義に対する考え			-0.0445	-0.0597 †
男性 家族扶養者役割規範				0.0255
女性子育て役割規範				-0.0576
夫の精神的サポート				-0.1116***
夫への精神的サポート				-0.0029
自己能力評価				0.0769 †
夫の能力評価				-0.0426
Adj R ²		0.0420	0.1147	0.1256
標本数		900	764	758

P<.10 † P<.05* P<.01** P<.001***

5. 結論および今後の課題

本研究では、妻が行った家事・育児の各家庭レベルでの評価に注目した。妻によって行われる家事・育児が家計経済のなかでどのように評価されているのかを把握するために、資産形成への貢献を媒介変数として用いて、累積家事・育児比重型、累積収入比重型として類型化を試みた。そして、夫妻の資源、経済資源に関する意識、ジェンダーイデオロギーにおける累積家事・育児比重型の特徴を明らかにした。結果を要約すると次のようである。

第1に、夫妻の資源の特徴は次のようである。夫妻の学歴ともに、中卒、高卒が多く、妻は専業主婦、夫の常勤である。収入がない、あるいは103万未満の年収を得る妻、夫妻の合計年収額も600万未満が多い傾向がある。

夫妻の資源からみられる累積家事・育児比重型の特徴は、累積収入比重型に比べて、夫妻の学歴、妻の就業形態、夫妻の年収、夫妻の合計年収面における資源量が少ないことである。

第2に、経済的資源に関する意識の特徴は次のようである。名義資産処分権と使用権に関しては、妻の名義資産の妻処分権における自由度が低い。夫名義資産の夫処分権においても同様である。また、名義自体の意義に関しては、‘名義は形式的なものであり、誰の名義かは重要でない’との意見が多く、名義資産の処分においても、名義自体においても夫妻の共同性を求めている。支出に関する話し合い方、支出抑制の行動からも、‘家庭の円満のため、お金の使い途について黙っている’ことがまったくなく、また、‘生活費のため、自分のために使うお金を切り詰める’ことがよくある傾向があり、支出行動においても共同性が高いことが伺える。

第3に、夫の家事分担からは、料理、掃除、洗濯、子どもの世話のような日常的家事において、累積収入比重型より夫の家事分担が多い特徴が明らかである。

第4に、ジェンダーイデオロギーの特徴をまとめると、妻家事育児役割規範に肯定する傾向がみられる。

本研究は、主に、マクロ的な視点で把握されてきた家事労働の価値を、資産形成貢献ということに着目して、個別家庭での家事労働の評価実態を明らかにした点にその意義がある。

今後、マクロ経済の中でのアンペイドワークの測定と評価とともに、各家庭での家事・育児の評価にも関心を広めていくことは、見えない労働の価値を見える形にする意味だけではなく、何のために、誰のために、これらを測定しているのかの間に答えられると期待できる。

謝辞

[二次分析]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[「現代核家族調査」(財団法人家計経済研究所)]の個票データの提供を受けました。

参考文献

- 経済企画庁経済研究所国民経済計算部, 1997, 『あなたの家事の値段はおいくらですか—無償労働の貨幣評価についての報告—』.
- 大和礼子, 1995, 「性役割分業意識の二つの次元—性による振り分けと愛による再生産役割」『ソシオロジ』 No. 123 : 109-126.
- 李環媛, 1999, 「性別役割分業体制を持続させる二つの次元：義務・愛情」『季刊家計経済研究所』 No. 41 : 53-63

第6章 共働き世帯における家計構造と家事分担

水落正明

1. 研究の背景

本稿の目的は、夫婦（家族）において行われる「家計負担」と「家事分担」に焦点をあて、両者の代替関係の程度およびその規定要因を、経済学的な視点から実証的に明らかにすることである。

本稿でいう家計とは、単に夫婦の所得の合計という意味ではなく、日常の家族生活を運営していくうえで必要となる貨幣のまとまり、すなわち夫婦における共通の財布のことを意味する。その家計がどのように構成されているかという視点を通して、夫婦が家事（育児含む）分担をどのように決定しているかについて本稿では明らかにする。特に本稿では、サラリーマン世帯の中では既に主流であり、公的年金制度の標準モデルとして議論されつつある共働き世帯に注目する。そうした共働き世帯において、家計構造と家事分担がどのような関係になっているのかを明らかにすることは、今後の社会保障制度改革が家計の行動に与える影響をあらかじめ知るうえで重要であると考えられる。

この両者の関係についてのこれまでの研究は、夫婦の収入や賃金率などの経済関係からみて家事分担がどのように行われているかを分析するものが大半である。そうした家事分担に関連する研究は、社会学を中心としてかなりの研究蓄積があり、その基本的な問題意識は夫（男性）の家事参加の規定要因の解明である。既に社会学的な仮説が構築されており、そうした仮説の検証を通して、いくつかの規定要因が明らかになっている。一方、こうした仮説について経済学的に解釈し、経済学的なアプローチから分析しているものも、後で紹介するように、いくつか存在している。

さらに、木村（2001）で指摘されているように、家計の構造には権力関係が内在しており、そうした関係が家計の行動、とりわけ家事労働に影響を与えている可能性があると考えられる。しかしながら先行研究では、家計の構造を定性的にとらえた上で夫婦の行動に関して分析しているが、家計の構造を定量的にとらえるまで踏み込んだものはない。家計構造に着目した研究では、夫婦の共通の財布の大きさや管理方法などから「・・・型」と分類し、家計構造の各類型間で家事時間などにどのような違いがあるのかを明らかにするという手法がとられている。もちろん、そうした分析も妥当であると考えられるが、多様なサンプルをいくつかにまとめてしまうことで失われてしまう情報もあると考えられる。そこで本稿では、家計構造を定量的にとらえることで先行研究の補完を行いたいと考えている。また、家計構造を定量的にとらえることで、さまざまな計量分析の俎上にのせることが可能になる。

また、本稿で家計構造に注目する背景には、家計に対する経済学的アプローチとして、

ゲーム論的な観点から、夫婦が家計内の経済関係を通してどのように協力・非協力を行っているかの分析が行われていることがある。たとえば、Konrad and Lommerud (1995) では、家計内生産物の生産の分担を通して、夫婦間で所得移転などが行われるというモデルが用いられている。すなわち、Konrad and Lommerud のモデルでは家計構造と家事分担が同時に決定されていることが示唆されている。

そこで本稿では、家計構造と家事分担を定量的にとらえることで、両者の同時決定的な関係を考慮した推定を行うことを可能にし、両者の代替関係の程度やその規定要因について明らかにする。

使用するデータは、(財)家計経済研究所が、首都 30km 圏に在住の核家族を対象に 1999 年に行った「現代核家族調査」である(以下、核家族調査、と記す)¹。この核家族調査は、本稿の研究目的を達する上で 2 つの利点があると考えられる。第 1 点は、単に収入額だけでなく、夫婦それぞれが家計への程度の額を拠出しているかなど、本稿でいうところの家計構造の詳細なデータが得られることである。第 2 点は、そうした夫婦それぞれのデータについて、正確なデータが得られていることである。一般的なアンケートでは一世帯に調査票は一つでほぼ夫婦のどちらか一方だけが答える。そのため、妻が回答者であれば、夫の細かいデータについてわからないため、夫についての質問に回答しなかったり、不確実な回答になりがちであったりする。核家族調査では、夫婦が別の質問票でそれぞれ答えることで、そうした問題に対応しており、それによって夫婦間の認識、意識の違いを把握した上で分析することができる。

2. 先行研究

既に述べたように、家事参加に関連する先行研究は多数ある。それらは大きく分けて 3 つのグループにまとめられる。

第 1 のグループは、社会学的な仮説から家事参加の規定要因を明らかにしようとする研究(社会学的研究)である。こうした研究には、稲葉(1998)、加藤ほか(1998)、Nishioka (1998)、永井(1999; 2004)、前田(2000)、松田(2002a; 2002b; 2004)、津谷(2002)、石井(2004)などがある。

第 2 のグループは、時間配分理論など経済学的な視点から家事参加の規定要因を明らかにしようとする研究(経済学的研究)である。先行研究としては、Solberg and Wong(1992)、Jenkins and O'Leary(1995)、柴田・ボイルズ(1996)、小原(2000)、川口(2001)、Hallberg and Klevmarken(2003)、Ueda(2005)などがある。

第 3 のグループが、家計構造との関連で、家事参加について言及しているもの(家計構造研究)である。この分野では、御船(1995)の研究がある²。

¹ 調査の詳細は家計経済研究所(2000)を参照。

² 御船(1995)は、家計の形態について「家計組織」と呼んでいる。

これらの研究のうち、社会学的研究と経済学的研究は、(男性の)家事参加の規定要因の解明を主眼に置いており、経済的な要因としての収入や市場賃金率の夫婦間格差や比率が説明変数として用いられているだけで、家計構造に関する視点がない。

一方、家計構造研究では、家事参加は家計構造との関連で記述統計的に分析されているに過ぎない。既に述べたように、家計構造研究では家計構造が取り扱われているとはいえ、共通の財布の大きさや管理・拠出方法で分類されるなど定性的な観点のみであり、家計に対する夫婦の貢献率などの量として把握されていない。そのため、計量分析の俎上にのせることが難しくなっている。参考までに御船(1995)によれば、共働き世帯において、夫の管理力の高い「夫管理タイプ」や「扶養タイプ」、家計の共同性が強い「一体タイプ」で妻の家事育児時間が多く、家計の共同性の弱い「支出分担タイプ」、「拠出タイプ」では妻の家事育児時間が少ないという結果が得られている。すなわち同じ共働き世帯においても家計構造によって家事分担が異なることが示唆されている。

また、ここであげた先行研究では、夫妻それぞれの家事頻度や家事時間などの絶対的な指標が被説明変数などにされ、相対的な指標としての夫婦間の分担を取り扱ったものは、松田(2002a)、津谷(2002)、御船(1995)のみである。こうした相対的な家事分担という視点の分析が少なく、そうした観点からのアプローチも必要であろう³。

さらに、家計構造と家事参加には少なからず同時決定的な関係があると考えられるが、そうした手法による分析は行われていない。

そこで本研究では、経済学的な視点から家計構造と家事分担の双方を量的にとらえることで、両者の同時決定的な関係を考慮した計量分析を行うことを可能にし、両者の代替関係の程度やその規定要因について明らかにする。

3. 分析の枠組み

ここでは、経済学的な分析枠組みとして、家計内生産理論に基づき、家計構造と家事分担をどのようにとらえているかを簡単に示す。この家計内生産理論とは、たとえば夫婦が資本や労働力を投入することで、市場では購入できない財を家計内で生産し、それを消費することができるとするものである⁴。

ここでは、夫婦は家計内で家計内生産物 G を生産して、そこから効用を得るものとしよう⁵。そのとき、家計内生産物 G は(1)式のような家計内生産関数によって生産されることができると考えることができる。

³ もちろん、データによっては分担の指標が作りにくいものがある。

⁴ Becker(1965)などを参照。

⁵ 家計内生産物は、おいしい食事、きれいな室内、よくできた子どもなどの物的なものから、夫婦間の愛情といったものまで幅広く含まれる財・サービスである。

$$G = g(K, L) \quad (1)$$

(1) 式では、家計内生産物 G は、基本的な生産関数と同様に、夫婦の資本投入 K と労働投入 L によって生産されることが示されている。すなわち、夫婦は費用と手間をかけて財・サービスを生産するわけである。こうした投入要素のうち、総資本投入 K については、(2) 式のとおり、夫婦それぞれの拠出 k_w, k_h によって構成される。添え字の w は妻を、 h は夫を示している。

$$K = k_w + k_h \quad (2)$$

一方、総労働投入 L は夫婦の合計投入時間であるが、夫婦間で家計内生産の効率性は異なると考えられる。そこで効率性のパラメータとして α を導入する。したがって総労働投入 L は(3) 式のように示される。

$$L = \alpha_w l_w + \alpha_h l_h \quad (3)$$

このような設定のもとで夫婦が一定の家計内生産物 G を得ようとする場合、家計内における生産性や、ここでは示さないが市場賃金率などの外生要因を考慮して、資本投入 K と労働投入 L の組み合わせ、および資本投入内での組み合わせ (k_w, k_h) と労働投入内での組み合わせ (l_w, l_h) が決定されることとなる。

本稿ではこうした (k_w, k_h) の組み合わせを家計構造、(l_w, l_h) の組み合わせを家事分担と呼び、両者の代替関係と規定要因に注目する。

4. 分析対象の就業形態

既に述べたように、本稿では共働き世帯を対象に分析を行う。ただし、該当サンプルのうち、家計（共通の財布）への拠出額や、家事参加の頻度が不明なサンプル等については分析対象から除いた。その結果、本稿では 323 サンプルを対象に分析を行うこととなった。

ここで、共働き夫婦の就業形態の組み合わせを確認しておく。縦に妻の就業形態、横に夫の就業形態を並べたものが表 1 である。

表 1 妻の就業形態と夫の就業形態

	夫の就業形態							合計
	公務員	民間の企業・団体の正規職員	フルタイムの臨時職員	パートタイムのアルバイト	自営業主・自由業	自営業の家族従業員	その他	
公務員	21	11	1	0	2	2	0	37
	6.5	3.4	0.3	0.0	0.6	0.6	0.0	11.5
民間の企業・団体の正規職員	1	33	1	1	8	0	0	44
	0.3	10.2	0.3	0.3	2.5	0.0	0.0	13.6
フルタイムの臨時職員	1	10	0	0	1	0	0	12
	0.3	3.1	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	3.7
パートタイムのアルバイト	11	118	2	0	23	5	1	160
	3.4	36.5	0.6	0.0	7.1	1.5	0.3	49.5
自営業主・自由業	0	13	1	0	3	1	0	18
	0.0	4.0	0.3	0.0	0.9	0.3	0.0	5.6
自営業の家族従業員	0	11	0	0	32	2	0	45
	0.0	3.4	0.0	0.0	9.9	0.6	0.0	13.9
内職	0	5	0	0	1	0	0	6
	0.0	1.5	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	1.9
その他	1	0	0	0	0	0	0	1
	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3
合計	35	201	5	1	70	10	1	323
	10.8	62.2	1.5	0.3	21.7	3.1	0.3	100.0

注) 各セルの上段が実数、下段が全体(323サンプル)に占める割合。

表1をみてわかるように、最も構成比が高いのが、妻がパートタイムのアルバイトと夫が民間の企業・団体の正規職員の組み合わせで、全体の36.5%(118/323)を占めている。次いで多いのが、夫婦ともに民間企業・団体の正規職員の組み合わせで10.2%(33/323)である。

また、夫の就業形態をみると、自営業主・自由業が21.7%(70/323)、自営業の家族従業員が3.1%(10/323)と両方で全体の約25%を占め、比較的多くいることがわかる。夫が自営業の場合、夫婦ともに企業に勤務などの場合と比べて、家計構造や家事分担に大きな違いがあると想定される。そこで回帰分析を行う際には、こうした点のある程度、考慮する必要がある。

5. 家計構造と家事分担の指標

さて、こうした共働き世帯において、家計構造および家事分担の現状はどのようになっているであろうか。ここでは、家計構造および家事分担の指標を核家族調査からどのように作成したかについて述べるとともにデータの分布状況を確認する。

5.1 家計構造

本稿の家計構造とは先の(2)式で示したように、家計内生産物を生産するための資本投入の夫婦間の分担のことを意味する。

そこでまず、妻用調査票に、妻の毎月の定期的な収入の手取り額に関する質問があるので、その9段階の選択肢(1:5万円未満, 2:5~10万円未満, 3:10~15万円未満, 4:15~20万円, 5:20~25万円未満, 6:25~30万円未満, 7:30~35万円未満, 8:35~40万円未満, 9:40万円以上)のそれぞれに階級値をあてはめる。次に共通の家計の財布に関する質問の回答にしたがい、妻自身の手取りのうち何割を家計の費用にあてているかを確認する。そして、妻の手取り収入の階級値に家計に入れる割合を掛け、妻の家計拠出額を求める。

続いて、夫に関しても夫用調査票の質問を使い、同様に家計への拠出額を求めることができる。ただし、夫の毎月の手取り収入の選択肢は妻用調査票よりも多い(1:15万円未満, 2:15~20万円未満, 3:20~25万円未満, 4:25~30万円未満, 5:30~35万円未満, 6:35~40万円未満, 7:40~45万円未満, 8:45~50万円未満, 9:50~55万円未満, 10:55~60万円未満, 11:60~65万円未満, 12:65万円以上)。

以上で求めた夫妻それぞれの家計拠出額の値を用いて、以下の(4)式で家計構造の指標として妻の家計貢献率を計算した。すなわち、家族生活に必要な総費用(総資本投入量)のうち、妻がどの程度負担しているかを示す指標である。

$$\text{妻の家計貢献率} = \text{妻の家計拠出額} / (\text{妻の家計拠出額} + \text{夫の家計拠出額}) \quad (4)$$

また、参考として、先行研究でよく使われていた指標である夫婦間の収入比率と同様のものとして、妻の収入貢献率を以下の(5)式で計算した。これは、稼得段階での夫婦の経済関係を示す指標である。

$$\text{妻の収入貢献率} = \text{妻の定期収入} / (\text{妻の定期収入} + \text{夫の定期収入}) \quad (5)$$

こうして求めた妻の家計貢献率を図1に、妻の収入貢献率を図2に示した。共働き世帯についてのみのデータとはいえ、妻の家計貢献率および収入貢献率は大半が0.5以下であることがわかる。これは、夫婦の就業形態の組み合わせで、妻がパート、夫がフルタイムが最も多かったことによるものであろう。

データの分布状況で特徴的なのは、図1に示した家計貢献率のほうが、図2に示した収入貢献率に比べて、やや右すそに長く分布していることである。平均値をみても、妻の家計貢献率は0.274、妻の収入貢献率は0.248と家計貢献率のほうがやや高くなっていることがわかる。この差については後ほど若干の分析を行う。

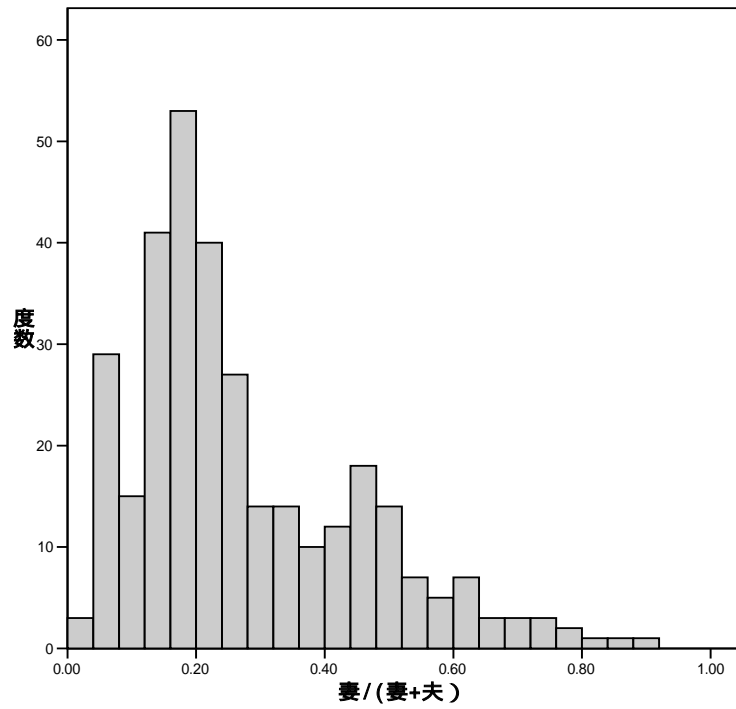


図 1 妻の家計貢献率

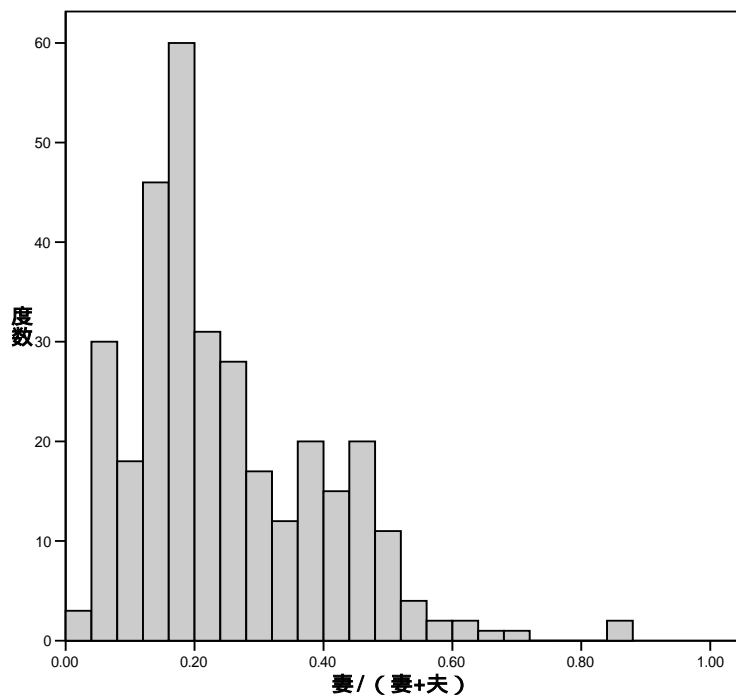


図 2 妻の収入貢献率

5.2 家事分担

続いて家事分担指標の計算方法と分布状況について述べる。

使用するデータとして、妻用調査票からは、妻からみた夫の家事頻度と、妻自身が回答した妻自身の家事頻度が得られる。また、夫用調査票からは、夫自身が回答した夫の家事頻度が得られる。したがって妻の家事頻度は妻の回答しかないが、夫の家事頻度には、妻からみたものと夫自身の認識によるものの2種類がある。そこで本稿では、家事分担の指標を妻の視点のみのものと、夫の家事については夫の視点をういたものの2種類を作成することにした。

核家族調査で質問している家事の内容は全部で5項目(「料理」、「料理の後片付け」、「掃除」、「洗濯」、「子どもの世話、しつけ、勉強・進路指導」)あり、それぞれ6段階の頻度が選択肢としてもうけられている。本稿ではこれらの家事頻度を得点化し、合計して用いることとした。

そこで各頻度に得点をつけるが、ここでは本稿と同じ核家族調査を使用している色川(2004)にならうこととした。具体的には、各頻度について「ほぼ毎日」を29.25、「週に4,5回」を20.25、「週に2,3回」を11.25、「週に1回」を4.5、「1カ月に2,3回」を2.5、「まったくしない」を0とした。これらの得点を5項目で合計し、妻と夫のそれぞれの家事得点とした。

こうして求めた夫妻それぞれの家事得点から、妻の家事分担率を以下の(6)式を用いて計算した。この指標は、必要な家事の総量(総労働投入量)のうち、妻がどの程度負担しているかを示すものである。

$$\text{妻の家事分担率} = \text{妻の家事得点} / (\text{妻の家事得点} + \text{夫の家事得点}) \quad (6)$$

妻の家事分担率は図3,4に示したとおりである。図3は妻の視点のみで評価したもの、図4は夫の家事については夫の視点で評価したものである。

このデータは共働き世帯のものであるが、妻の家事分担率が0.5以下になるのはわずかであることが示されている。また、約3分の1は妻のみが家事をしている(家事分担率が1)こともわかる。

平均値をみると、妻の視点のみで0.869、妻と夫の視点で0.861と、妻の視点のみのほうが妻の分担率が高くなっているが大きな差ではなく、現段階ではどちらの指標を分析に用いても大きな差は生じないと考えられる。

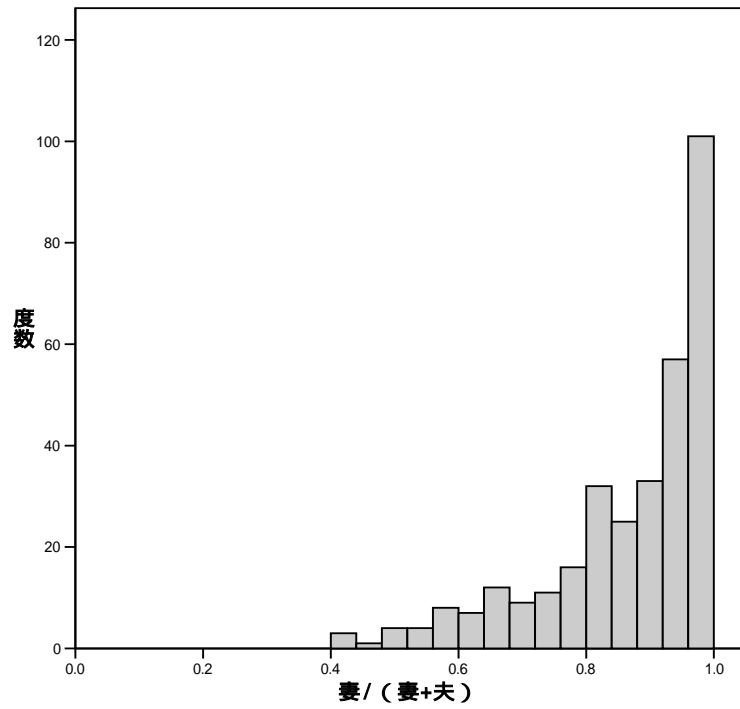


図 3 妻の家事分担 (妻視点のみ)

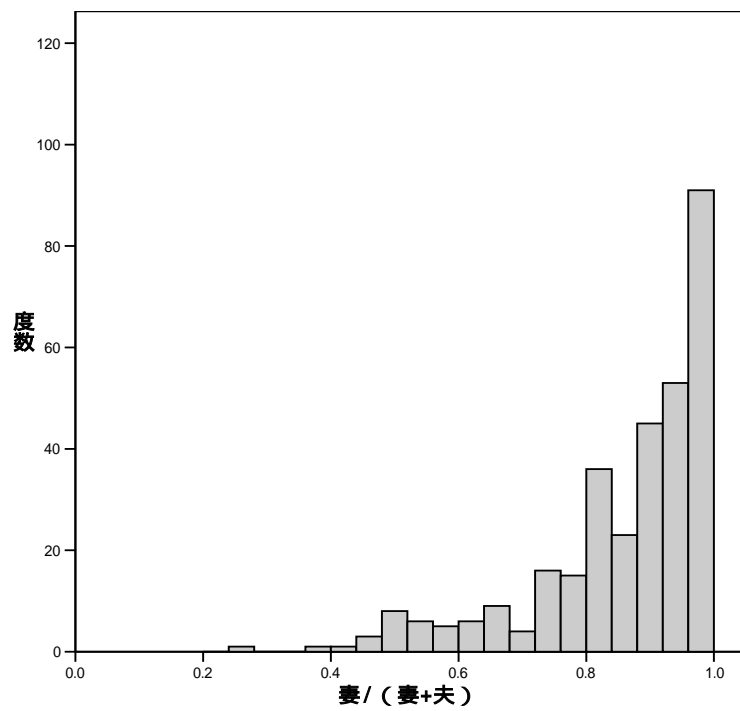


図 4 妻の家事分担 (妻+夫視点)

6. 予備的分析

既に述べたように、家事に関する先行研究は多く、ある程度の仮説が示されているが、家計構造の量的な面に関しては不明な点が多い。

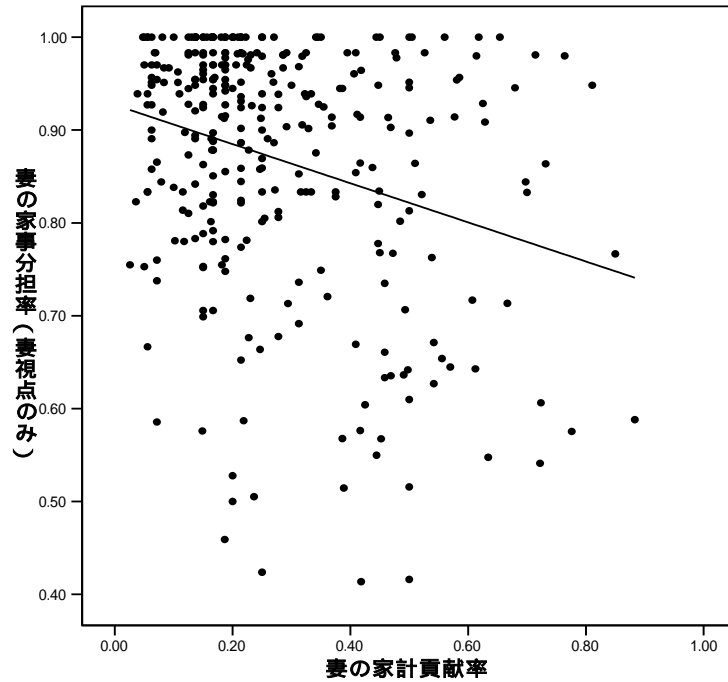


図 5 家計構造と家事分担（妻視点のみ）

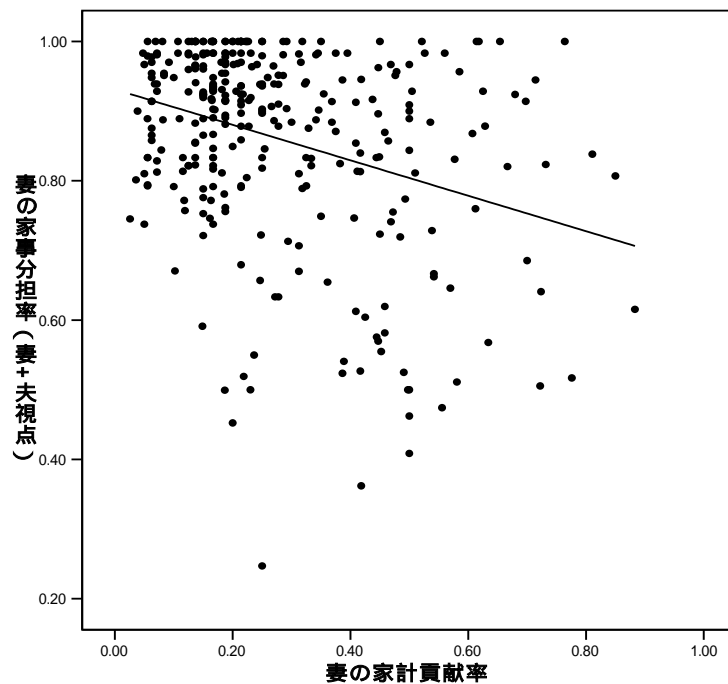


図 6 家計構造と家事分担（妻+夫視点）

そこで、家計構造と家事分担の関係について推定を行う前に、ここでは家計貢献率と、先に作成した妻の収入貢献率、家事分担率について予備的な記述分析を行う。

図5と図6は、家計貢献率と家事分担率の散布図を家事の評価視点別に示したものである。両者には負の相関があることがみてとれ、両者には代替関係があると言える。ただし、この関係は、家事分担率が1周辺に集中し、家計貢献率も0.5以下が大半であることもあり、グラフの北西方向にデータが集中しているという特徴に起因している可能性もある。

さて、家計貢献率と収入貢献率の関係についてみると、当然のことながら両者には0.851と強い正の相関がある。また、家計貢献率から収入貢献率を引いた値（超過負担率）の分布を図7に示した。ほぼ6割が0となっており、分析対象のうち6割で家計貢献率と収入貢献率が一致していることがわかるが、約3割でプラスの数値が出るなど、ややプラス側に偏った分布となっていることにも気付く。これは、夫に比べて妻の収入が家計の基本的な支出にあてられる傾向が強いことを示していると考えられる。つまり、家計に関して妻が収入貢献率以上に負担をすることで、夫に余剰分が生じている可能性がある。その意味で妻の過剰負担が生じるともいえる。

それでは、妻の過剰負担分、すなわち夫の定期収入の余剰分はどこにいつているのであろうか。家族のために使われているのであれば、大きな問題ではないと考えられる。一般的には共働きといえども、夫の収入は妻よりも高く、そうした場合、夫の収入は子どもや夫婦の将来のための貯蓄に回されると想定される。しかし残念ながら、核家族調査では、毎月の収入のうちどの程度を貯蓄に回しているかわからないのでここでは確認できない。

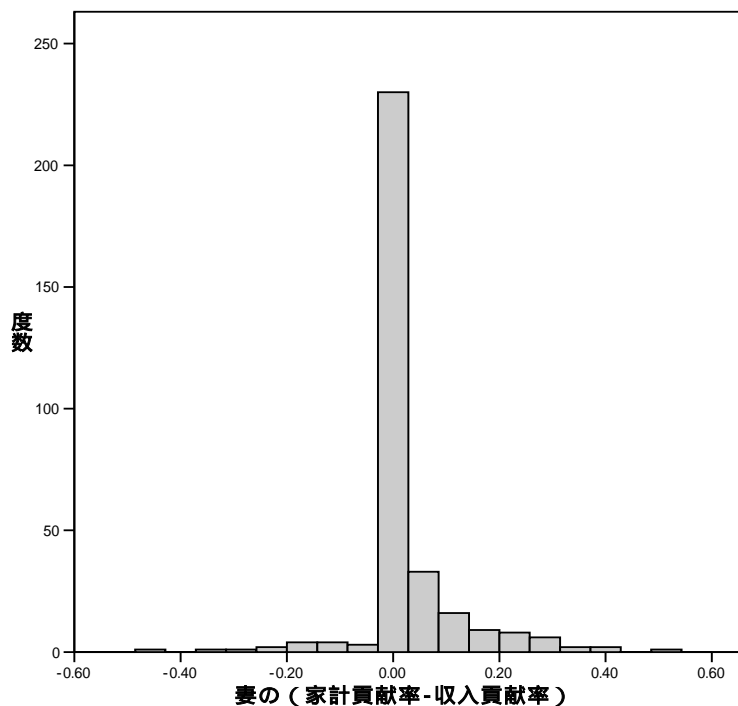


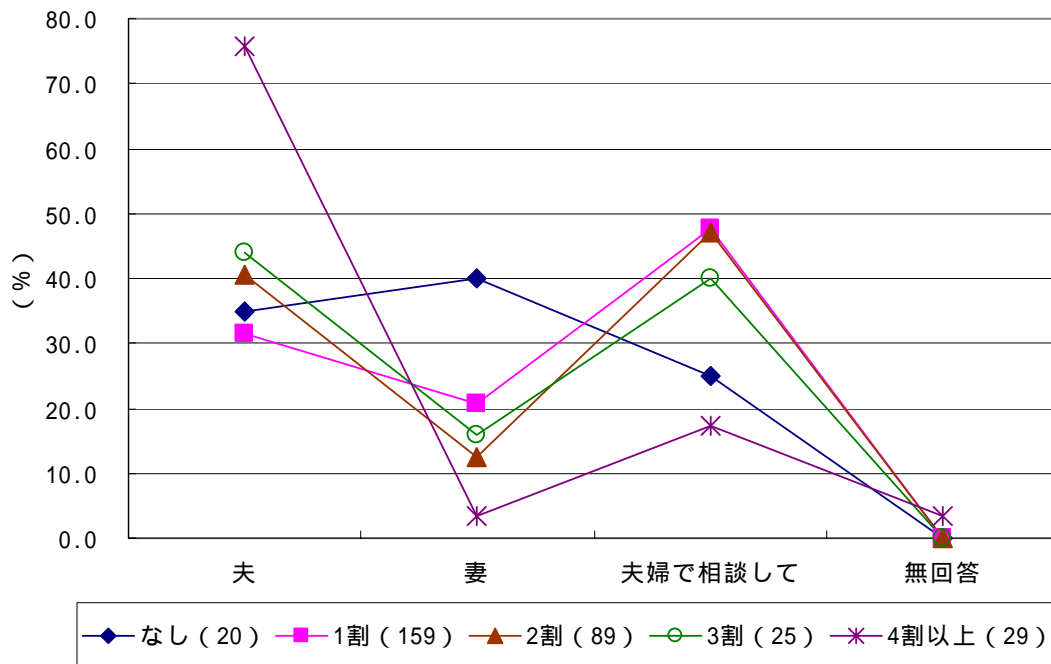
図7 妻の超過負担率

表 2 夫婦の経済関係の相関

	妻の超過負担率	夫の毎月定期収入額
夫の毎月定期収入額	0.050 323	
夫が自分のために使える収入割合	0.218*** 322	0.154** 322

*** : p<0.001、** : p<0.01

注) 各セルの上段が相関係数、下段がサンプル数。



() 内はサンプル数。

図 8 夫が自分で使える収入の割合とそれを決めた人

そこで、核家族調査からわかる夫婦の経済関係に関するいくつかの指標の相関をみたものを表 2 に示した。

最初に、夫の毎月の定期収入のうち、自分のために（使おうと思えば）使える割合と妻の超過負担率の関係をみると、正の相関がある（ $p < 0.001$ ）。すなわち、妻の超過負担率の高さの原因のひとつとして、夫の収入について夫の自由度が高いことが考えられる。これは、先ほどの夫の余剰分が家族の将来のための貯蓄などに回っていれば、妻が過度に家計負担しているとはいえないことを先に述べたが、現状はそうとはいえない可能性があることを示唆している。

そこで同じく表 2 で、夫の収入についての夫の自由度と夫の収入の関係をみると、これも正の相関がある（ $p < 0.01$ ）。すなわち、夫の収入が高いほど、夫は自分の収入に対する裁量範囲が広がることがわかる。収入を得る段階での経済力が裁量範囲、さらには家計構造に影響を及ぼしている可能性がうかがわれる。ただし、夫の収入と妻の超過負担には正の

相関はみられるが、有意性はないことも示されており、収入によって家計構造が決定されているかどうかは判然としない。

また、夫の自己収入の裁量割合を決めているのは誰なのかを核家族調査ではきいている。夫の裁量範囲が夫婦の決定でなされていればある程度問題ないと考えられる。そこで、裁量割合別に誰が決めているのかを図8に示した。4割以上はサンプルがわずかであるため、約4割以上とした。4割以上では、圧倒的に夫が決めたとする回答が多い(75.9%)。1割から3割では、夫か夫婦で相談しているケースが多いが、なしでは、妻が決めているケースが多いこともわかる。

これら予備的な分析から、共働き世帯における妻の家計貢献率が、収入貢献率に比してという意味で過剰負担になっているという事実がわかった。そして、その要因として夫の収入が少なからぬ影響を与えているとも見られたが、はっきりとは確かめられなかった。そのほかにも、どのような規定要因が家計構造と家事分担に関連しているのかをさらに多変量解析によって分析する必要がある。

7. 推定

ここでは、先に述べた分析の枠組み、およびこれまでに得られた分析結果を踏まえ、回帰分析を行う。被説明変数は妻の家計貢献率(k_w/K)と妻の家事分担率(l_w/L)であり、両者の同時性を考慮して推定を行う。推定式は以下の家計貢献関数(7)式と家事分担関数(8)式である。

$$(k_w/K) = \beta_0 + \beta_1(l_w/L) + \beta_2X + \beta_3X_1 + \varepsilon_1: \text{家計貢献関数} \quad (7)$$

$$(l_w/L) = \gamma_0 + \gamma_1(k_w/K) + \gamma_2X + \gamma_3X_2 + \varepsilon_2: \text{家事分担関数} \quad (8)$$

(7),(8)式の X は両式に共通の説明変数、 X_1, X_2 は同時方程式の識別のための説明変数である。 ε_1 と ε_2 は誤差項である。

説明変数 X には、子ども数、末子年齢、妻の最終学歴ダミー、夫の毎月手取り額、夫の帰宅時間ダミー、夫婦の年齢差を用いる。識別のための説明変数 X_1 には、収入に関する夫婦の意識ダミーを、説明変数 X_2 には、家事に関する夫婦の意識ダミーを用いる。

この推定では、家計構造と家事分担が同時に決まっているか否かを明らかにすると同時に、 β_1 および γ_1 の係数の推定値が重要である。この家計構造と家事分担の指標はともに割合で計算されており、その係数は弾力性を示す。先に散布図で見たように、ともに負の係数が予想されるが、絶対値で1に近い値をとった場合、それは、家計内生産において家計貢献と家事分担が同程度の代替関係にあることを示していることになる。また、推定方法や、家事評価に夫の視点が入っているか否かによって、代替関係にどの程度の差異が生じるかも確認することができる。

この2つの回帰式について、2段階最小二乗法(2SLS)で同時推定するほか、比較のため通常の最小二乗法(OLS)による推定も行う。家計構造と家事分担に内生性があると、説明変数と誤差項に相関が生じ、不偏推定量が得られないことが知られている。したがって、内生性がある場合、内生性を考慮しないOLSの推定結果はバイアスのあるものとなる。

推定に用いるデータの基本統計量は表3に示したとおりである。先に述べたように、夫が自営業であるサンプルが4分の1ほどいたため、それを除いた推定も行う。そこで、基本統計量も全サンプル(N=323)と夫自営を除くサンプル(N=243)別に示した。

表3からは、両サンプルで家計貢献率、家事分担率に大きな違いはないように見える。また、夫自営を除いたサンプルのほうが、子ども数が少なく、末子年齢が低く、妻の学歴が高く、夫の毎月手取り額が低く、帰宅時間が遅い割合が多く、夫婦の年齢差が小さいことがわかる。とはいえ、わずかな差であるといえる。

表3 基本統計量

全サンプル(N=323)	平均	標準偏差	最小	最大
妻の家計貢献率	0.274	0.176	0.026	0.883
妻の家事分担率(妻視点のみ)	0.869	0.134	0.414	1
妻の家事分担率(妻+夫視点)	0.861	0.141	0.247	1
子ども数	2.003	0.733	1	4
末子年齢	9.238	4.253	0	21
妻の最終学歴ダミー(レファレンスは中学・高校)				
短大・高専	0.390	0.489	0	1
大学・大学院	0.226	0.419	0	1
夫の毎月手取り額	39.172	12.354	7.5	67.5
夫の帰宅時間(レファレンスは不定、家にいることが多い)				
6-7時台	0.238	0.427	0	1
8-9時台	0.331	0.471	0	1
10時以降	0.282	0.451	0	1
夫婦の年齢差(夫-妻)	2.709	3.841	-13	19
妻の意見:収入は夫責任ダミー	0.929	0.258	0	1
夫の意見:収入は夫責任ダミー	0.941	0.236	0	1
妻の意見:家事は妻責任ダミー	0.824	0.382	0	1
夫の意見:家事は妻責任ダミー	0.867	0.340	0	1
夫自営を除くサンプル(N=243)	平均	標準偏差	最小	最大
妻の家計貢献率	0.271	0.175	0.036	0.811
妻の家事分担率(妻視点のみ)	0.867	0.130	0.414	1
妻の家事分担率(妻+夫視点)	0.859	0.140	0.247	1
子ども数	1.971	0.695	1	4
末子年齢	9.021	4.019	0	21
妻の最終学歴ダミー(レファレンスは中学・高校)				
短大・高専	0.407	0.492	0	1
大学・大学院	0.235	0.425	0	1
夫の毎月手取り額	37.562	10.961	7.5	67.5
夫の帰宅時間(レファレンスは不定、家にいることが多い)				
6-7時台	0.214	0.411	0	1
8-9時台	0.346	0.477	0	1
10時以降	0.321	0.468	0	1
夫婦の年齢差(夫-妻)	2.514	3.600	-7	18
妻の意見:収入は夫責任ダミー	0.914	0.282	0	1
夫の意見:収入は夫責任ダミー	0.930	0.256	0	1
妻の意見:家事は妻責任ダミー	0.807	0.396	0	1
夫の意見:家事は妻責任ダミー	0.848	0.360	0	1

表 4 推定結果 1 (家事分担率が妻視点のみ)

	回帰1	回帰2	回帰3	回帰4
家計貢献関数	全サンプル		夫自営を除くサンプル	
妻の家事分担率	-1.75 *	-0.277 ***	-1.69 *	-0.288 **
	(-2.23)	(-3.66)	(-2.45)	(-3.16)
子ども数	0.0154	-0.00976	0.0141	0.0000669
	(0.66)	(-0.75)	(0.60)	(0.00)
末子年齢	0.0112	0.000137	0.0125 †	0.00128
	(1.63)	(0.06)	(1.79)	(0.41)
妻の最終学歴ダミー (レファレンスは中学・高校)				
短大・高専	-0.0106	0.0321	-0.00167	0.0315
	(-0.27)	(1.51)	(-0.04)	(1.25)
大学・大学院	-0.0295	0.0758 **	-0.00998	0.0650 *
	(-0.43)	(2.86)	(-0.18)	(2.11)
夫の毎月手取り額	-0.00306 **	-0.00332 ***	-0.00424 **	-0.00390 ***
	(-2.64)	(-4.29)	(-2.82)	(-3.71)
夫の帰宅時間 (レファレンスは不定、家にいることが多い)				
6-7時台	-0.130 †	-0.0305	-0.161 †	-0.0177
	(-1.87)	(-0.99)	(-1.80)	(-0.44)
8-9時台	-0.0646	-0.0305	-0.00819	-0.00846
	(-1.40)	(-1.07)	(-1.31)	(-0.23)
10時以降	-0.00687	-0.0452	-0.0198	-0.0163
	(-0.14)	(-1.55)	(-0.39)	(-0.45)
夫婦の年齢差 (夫-妻)	-0.000064	-0.000132	-0.000352	-0.00156
	(-0.02)	(-0.05)	(-0.08)	(-0.49)
妻の意見：収入は夫責任ダミー	-0.0143	-0.0506	-0.0111	-0.0452
	(-0.25)	(-1.38)	(-0.19)	(-1.15)
夫の意見：収入は夫責任ダミー	-0.101 †	-0.0773 *	-0.0858	-0.0867 *
	(-1.69)	(-1.97)	(-1.42)	(-2.05)
定数項	1.95 **	0.783 ***	1.91 **	0.765 ***
	(3.09)	(8.72)	(3.32)	(7.02)
F値	2.39 **	5.50 ***	1.85 *	3.57 ***
Adj-R ²		0.144		0.113
家事分担関数	全サンプル		夫自営を除くサンプル	
妻の家計貢献率	1.13	-0.132 **	0.523	-0.120 *
	(0.67)	(-3.19)	(0.63)	(-2.56)
子ども数	0.0327	0.0144	0.0104	0.00923
	(1.06)	(1.54)	(0.70)	(0.83)
末子年齢	0.0102 *	0.00734 ***	0.00863 **	0.00813 ***
	(1.98)	(4.19)	(2.96)	(3.85)
妻の最終学歴ダミー (レファレンスは中学・高校)				
短大・高専	-0.0635	-0.0231	-0.0339	-0.0169
	(-1.02)	(-1.49)	(-1.05)	(-0.96)
大学・大学院	-0.144	-0.0532 **	-0.0623	-0.0339
	(-1.13)	(-2.70)	(-1.33)	(-1.54)
夫の毎月手取り額	0.00395	-0.000253	0.00186	-0.000628
	(0.69)	(-0.43)	(0.56)	(-0.83)
夫の帰宅時間 (レファレンスは不定、家にいることが多い)				
6-7時台	-0.0485	-0.0680 **	-0.101 **	-0.100 ***
	(-0.95)	(-3.06)	(-2.76)	(-3.69)
8-9時台	0.00818	-0.0269	-0.0495	-0.0531 *
	(0.13)	(-1.29)	(-1.44)	(-2.11)
10時以降	0.0882	0.0195	0.00661	-0.00702
	(0.87)	(0.91)	(0.17)	(-0.28)
夫婦の年齢差 (夫-妻)	0.000495	-2.11E-06	0.00259	0.000820
	(0.13)	(0.00)	(0.69)	(0.37)
妻の意見：家事は妻責任ダミー	0.0748	0.00332	0.0429	-0.00394
	(0.73)	(0.18)	(0.65)	(-0.20)
夫の意見：家事は妻責任ダミー	0.154	0.0334	0.122	0.0482 *
	(0.93)	(1.62)	(1.23)	(2.14)
定数項	0.0917	0.828 ***	0.477	0.849 ***
	(0.09)	(16.8)	(0.99)	(14.6)
F値	1.81 *	7.88 ***	3.13 ***	6.16 ***
Adj-R ²		0.204		0.204
N	323	323	243	243
推定方法	2SLS	OLS	2SLS	OLS

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, †:p<0.1

表 5 推定結果 2 (家事分担率が妻+夫視点)

	回帰5	回帰6	回帰7	回帰8
家計貢献関数	全サンプル		夫自営を除くサンプル	
妻の家事分担率	-1.38 ** (-2.77)	-0.339 *** (-4.67)	-1.56 ** (-3.02)	-0.408 *** (-4.81)
子ども数	0.00726 (0.40)	-0.00915 (-0.72)	0.0160 (0.74)	0.00208 (0.13)
末子年齢	0.00812 † (1.71)	0.000525 (0.22)	0.0106 † (1.93)	0.00200 (0.67)
妻の最終学歴ダミー (レファレンスは中学・高校)				
短大・高専	-0.00982 (-0.30)	0.0279 (1.32)	-0.0260 (-0.66)	0.0215 (0.87)
大学・大学院	-0.0484 (-0.78)	0.0602 * (2.25)	-0.0766 (-1.17)	0.0395 (1.28)
夫の毎月手取り額	-0.00380 *** (-3.82)	-0.00347 *** (-4.55)	-0.00531 *** (-3.64)	-0.00421 *** (-4.11)
夫の帰宅時間 (レファレンスは不定、家にいることが多い)				
6-7時台	-0.128 * (-2.25)	-0.0406 (-1.33)	-0.141 * (-1.97)	-0.0281 (-0.73)
8-9時台	-0.0746 † (-1.84)	-0.0365 (-1.29)	-0.0685 (-1.29)	-0.0129 (-0.37)
10時以降	-0.0228 (-0.59)	-0.0451 (-1.56)	0.00760 (0.16)	-0.00952 (-0.27)
夫婦の年齢差 (夫-妻)	0.000979 (0.31)	0.000132 (0.05)	0.00136 (0.32)	-0.000986 (-0.32)
妻の意見：収入は夫責任ダミー	-0.0597 (-1.28)	-0.0580 (-1.60)	-0.0621 (-1.20)	-0.0548 (-1.43)
夫の意見：収入は夫責任ダミー	-0.0585 (-1.17)	-0.0693 † (-1.79)	-0.0432 (-0.75)	-0.0755 † (-1.83)
定数項	1.70 *** (4.05)	0.844 *** (9.46)	1.86 *** (4.11)	0.876 *** (8.29)
F値	3.35 ***	6.31 ***	2.36 ***	4.81 ***
Adj-R ²		0.165		0.159
家事分担関数	全サンプル		夫自営を除くサンプル	
妻の家計貢献率	0.561 (0.47)	-0.171 *** (-4.08)	-0.347 (-0.55)	-0.198 *** (-4.14)
子ども数	0.0220 (1.00)	0.0113 (1.20)	0.00929 (0.80)	0.00957 (0.85)
末子年齢	0.00863 * (2.35)	0.00699 *** (3.95)	0.00723 ** (3.22)	0.00735 ** (3.42)
妻の最終学歴ダミー (レファレンスは中学・高校)				
短大・高専	-0.0496 (-1.12)	-0.0261 † (-1.66)	-0.0250 (-1.01)	-0.0290 (-1.61)
大学・大学院	-0.131 (-1.44)	-0.0779 *** (-3.91)	-0.0652 † (-1.81)	-0.0718 ** (-3.20)
夫の毎月手取り額	0.00161 (0.39)	-0.000833 (-1.42)	-0.00214 (-0.83)	-0.00157 * (-2.03)
夫の帰宅時間 (レファレンスは不定、家にいることが多い)				
6-7時台	-0.0719 † (-1.96)	-0.0832 *** (-3.71)	-0.0920 ** (-3.26)	-0.0921 ** (-3.34)
8-9時台	-0.0179 (-0.40)	-0.0383 † (-1.82)	-0.0457 † (-1.73)	-0.0449 † (-1.75)
10時以降	0.0543 (0.75)	0.0143 (0.66)	0.00767 (0.26)	0.0108 (0.42)
夫婦の年齢差 (夫-妻)	0.000897 (0.34)	0.000608 (0.33)	0.00116 (0.40)	0.00156 (0.69)
妻の意見：家事は妻責任ダミー	0.0431 (0.59)	0.00154 (0.08)	-0.0190 (-0.38)	-0.00824 (-0.41)
夫の意見：家事は妻責任ダミー	0.117 (0.99)	0.0467 * (2.24)	0.0348 (0.46)	0.0518 * (2.26)
定数項	0.439 (0.62)	0.867 *** (17.4)	0.991 ** (2.67)	0.905 *** (15.3)
F値	4.79 ***	10.8 ***	7.39 ***	9.10 ***
Adj-R ²		0.268		0.287
N	323	323	243	243
推定方法	2SLS	OLS	2SLS	OLS

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, †:p<0.1

推定結果について述べる。表 4 が家事分担率について妻の視点からの評価のみを使用したものであり、表 5 は家事分担率について夫の視点からの評価も交えたものである。いずれの表も左の 2 列が全サンプルについて、右の 2 列が夫自営業を除くサンプルについての推定結果で、それぞれ 2SLS と OLS の結果を並べて表示している。

表 4 の推定結果をみると、2SLS で推定した回帰 1 の家計貢献関数では、妻の家事分担率が負で有意であり、予想と一致しているが、家事分担関数の妻の家計貢献率は有意ではなかった。両関数を個別に OLS 推定した回帰 2 では、妻の家事分担率、妻の家計貢献率の係数はともに負で有意な結果が得られている。家計貢献関数での妻の家事分担率の係数の値をみると、OLS では -0.28、2SLS では -1.75 と符合の正負は予想と一致し、家事分担率が高いほど家計貢献率が低いという両者の代替関係が示された。しかし、係数の値としてはかなり異なる結果となった。

OLS の結果によれば、妻の家事分担が 1% 増えた場合、妻の家計負担は 0.3% 程度しか減少しない。一方、2SLS の推定では、妻の家事分担 1% の増加は妻の家計負担 1.8% 程度の減少をもたらすという結果が得られている。したがって、両者の代替関係が対等すなわち、1% の変化に 1% の変化が対応するのが妥当という立場に立てば、OLS の推定結果は、妻の家事分担率が増加しても家計貢献率はそれほど減少せず、両者の負担が妻側に多くかかることを意味し、2SLS の推定結果は、その逆となることを示している。

本稿では、家計構造と家事分担の内生性に注目し、家計貢献関数において内生変数である妻の家事分担率が有意に推定されたことから、2SLS の推定結果を採用する。したがって、妻の家事分担率の増加がそれ以上の家計貢献率の減少をもたらしているということが出来る。しかし、家事分担関数においては妻の家計貢献率は有意でなかったため、両者の内生性が必ずしも証明されたとは言い切れない。また、個別に推定した場合、家計構造も家事分担もともに有意に負に推定され、予想とも一致したものとなるが、代替関係は過少に評価されることも示されている。これは、内生性を考慮せずに推定した結果、バイアスが生じているものと考えられる。

また、表 4 で夫自営業を除くサンプルでの推定結果をみても、全サンプルでの推定とほぼ同じ結果が得られている。家計貢献関数における妻の家事分担率の係数をみると、2SLS の推定では全サンプルでの推定に比べて絶対値としてやや小さくなり (-1.75 -1.69)、両者の代替関係が弱く推定されている。逆に OLS の推定では、全サンプルに比べて絶対値が大きくなっており (-0.277 -0.288)、代替関係が強く推定されているが、いずれもそれほど大きさ差であるとはいえない。

さらに表 5 の推定結果をみると、家事分担に夫の視点を加えた場合でも、内生変数に関しては妻視点のみの推定結果と変わっていない。各回帰式をみると、表 4 に比べて有意な変数の数、その有意性が上昇している。また、全サンプルでの家計貢献関数における妻の家事分担率の係数をみると、表 4 の結果に比べて、2SLS では係数の絶対値は減少している

ものの (-1.75 -1.38), OLS では絶対値で増加している (-0.277 -0.339). 回帰 5 の妻の家事分担率の係数は有意であるが -1.38 と妻のみの視点と比べてかなり小さくなっている. つまり, 家事分担に夫の視点が加わると家計構造と家事分担の代替関係がマイルドに推定されることが示唆されている.

その他の規定要因について, 表 4 と表 5 をまとめて簡単に述べる.

家計貢献関数については, 夫の毎月手取り額の影響が 2SLS, OLS のいずれにおいても安定して効いている. その効果は, 毎月の手取り額が 10 万円増えると妻の家計貢献率は 3~5% 程度減少するという結果が示されている.

一方, 家事分担関数については, 多くの先行研究と同様に子ども数の影響はなく, 末子年齢が影響するという結果が得られている. 末子年齢の係数が正であることから, 末子年齢の上昇は妻の家事分担を増やしていることが示されている. 具体的な数値としては, 末子年齢 1 歳の上昇で 0.7~1% 程度, 妻の家事分担が増加する. また, 夫の毎月手取り額の係数は, 回帰 8 以外は有意でなく, 夫の収入は家事分担にはそれほど影響を与えないことが示されている.

8. まとめ

本稿では, 家計構造と家事分担を量的にとらえることで, 両者の同時決定の関係を考慮しながら, その代替関係の程度と規定要因について明らかにした. 共働き世帯に限った分析ではあったが, 今後の日本社会を考える上では重要な分析結果であろう.

記述的な分析結果からは, 妻にとっての家計への貢献と家事の分担は, 共働き世帯においても負の関係があり, ある程度の代替関係があることがわかった. また, 夫婦間の収入比にくらべて妻の家計への貢献比が高いケースが多く, その要因として夫の収入水準の影響が大きい可能性が示唆された.

続いて家計構造と家事分担について同時推定を行ったところ, 両者の同時性はある程度証明されたものの, 完全に支持する結果とはならなかった. その中で, 同時推定の結果に基づけば, 妻の家事分担率 1% の増加は家計貢献率の 1.4~1.8% 程度の減少をもたらす, 代替率は比較的大きいとも言えるが, 個別推定では 0.3~0.4 程度の減少しかもたらさず, 推定方法によって導かれるインプリケーションが大きく異なる可能性が示唆された.

本稿では内生変数の有意性から同時推定の結果を採用するが, そこからは, 妻の家事分担は家計貢献という点からみると, 比較的评价されているといえる. しかし, それは今後, 共働社会がさらに進み, 妻の家事分担が減少する場合, それ以上に妻の家計貢献が必要になることも意味している. したがって 現状の夫婦関係のまま共働社会が進行した場合, 夫婦間にそうした家計と家事の分担についての葛藤が生じる可能性があることを本稿の結果は示唆している.

謝辞

〔二次分析〕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〔「現代核家族調査」(家計経済研究所)〕の個票データの提供を受けました。記して感謝します。

参考文献

- Becker, G. S., 1965, "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, 75: 493-517.
- Hallberg, D. and Klevmarcken, A., 2003, "Time for Children: A Study of Parent's Time Allocation," *Journal of Population Economics*, 16: 205-226.
- Jenkins, S. P. and O'Leary, N. C., 1995, "Modeling Domestic Work Time," *Journal of Population Economics*, 8: 265-279.
- Konrad, K. and K.E. Lommerud, 1995, "Family Policy with Non-cooperative Families," *Scandinavian Journal of Economics*, 97: 581-601.
- Nishioka, H., 1998, "Men's Domestic Role and the Gender System: Determinants of Husband's Household Labor in Japan," 『人口問題研究』54(3): 56-71.
- Solberg, E. J. and Wong, D. C., 1992, "Family Time Use: Leisure, Home Production, Market Work and Work Related Travel," *Journal of Human Resources*, 27(3): 485-510.
- Ueda, A., 2005, "Intrafamily Time Allocation of Housework: Evidence from Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 19: 1-23.
- 石井クンツ昌子, 2004, 「共働き世帯における男性の家事参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容 全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会, 201-214.
- 稲葉昭英, 1998, 「どんな男性が家事・育児をするのか? 社会階層と男性の家事・育児参加」渡辺秀樹・志田基与師編『階層と結婚・家族』1995年SSM調査研究会, 1-42.
- 色川卓男, 2004, 「妻と夫で生活満足度が乖離する要因は何か」『季刊家計経済研究』64: 45-54.
- 加藤邦子・石井クンツ昌子・牧野カツコ・土谷みち子, 1998, 「父親の育児参加を規定する要因 どのような条件が父親の育児参加を進めるのか」『家庭教育研究所紀要』20: 38-47.
- 家計経済研究所, 2000, 『新 現代核家族の風景 家族生活の共同性と個別性』大蔵省印刷局.
- 川口章, 2001, 「夫婦間分業 経済合理性による説明とその限界」『追手門経済論集』36(1-2): 1-30.

- 木村清美, 2001, 「家計の共同性と夫妻関係」, 『季刊家計経済研究』49: 14-24.
- 小原美紀, 2000, 「長時間通勤と市場・家事労働 通勤時間の短い夫は家事を手伝うか?」, 『日本労働研究雑誌』476: 35-45.
- 柴田愛子・コリン・ボイルズ, 1995, 「生活時間の配分 有業男女を対象とした実証的な検討」『日本経済研究』32: 133-148.
- 津谷典子, 2002, 「男性の家庭役割とジェンダー・システム 日米比較の視点から」阿藤誠・早瀬保子編『ジェンダーと人口問題』大明堂, 167-210.
- 永井暁子, 1999, 「家事労働遂行の規定要因」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性 結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社, 95-125.
- 永井暁子, 2004, 「男性の育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容 全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会, 190-200.
- 前田正子, 2000, 「共働き世帯における夫の家事・育児分担についての分析」, 『季刊家計経済研究』48: 68-74.
- 松田茂樹, 2002a, 「夫婦の労働時間と家事時間の関係 社会生活基本調査の個票データを用いた夫婦の家事時間の規定要因分析」『家族社会学研究』13(2): 73-84.
- 松田茂樹, 2002b, 「父親の育児参加促進策の方向性」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, 313-330.
- 松田茂樹, 2004, 「男性の家事・育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容 全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会, 175-189.
- 御船美智子, 1995, 「家計内経済関係と夫妻間格差 貨幣と働く時間をめぐって」, 『季刊家計経済研究』25: 57-67.

第7章 夫の家事参加・育児参加における地域差の分析

久木元 美琴

1. はじめに

1989年の「1.57ショック」以来、少子化は社会問題として強い危機感をもって語られ、最近では、「少子化」の3文字が新聞紙上に登場しない日はないほどである。こうした状況を受け、人口学、経済学、社会学など諸分野において少子化の要因や対応についてさかんな議論が展開されてきた。しかしそれら従来の研究では地域への関心が希薄であり、最近になって「地域の実情」を考慮した政策・研究の必要性が認識され始めている。

少子化をめぐる議論は、人口学や経済学、社会政策学を含む社会学などでさかんに行われてきたが、少子化の要因や対応策については検証途上にあり（例えば加藤2004、高山ほか2000、岩澤・三田2005）、特に社会学の分野では、予定調和に陥りがちなジェンダーパラダイムから新しいパラダイムへの移行期にあるとする主張が見られる（赤川2004、金子2005など）。さらに社会保障に関する議論では、少子化の阻止と対応の両側面からの要請にこたえようとする議論が見られる（中垣2005など）。

しかし総じて従来の議論では地域的差異には関心が希薄であったために、少子化の要因や対応を考えるうえで日本全土を等質に捉えるのではなく、地域的視点を導入することが重要であるという認識が広まりつつある。そのことを示すように、『平成17年度厚生労働白書』では、「日常生活と深い関わりをもつ介護、福祉及び子育てに関する施策や、（中略）健康づくり施策のように、その性質上、地域との関わりという観点に立ってこそ、うまく機能するような施策が重要になってきている」（下線筆者）とされている。政府刊行物にこうした文言が盛り込まれる背景として地方分権・「小さな政府」路線があることは指摘するまでもないが、いずれにせよこの問題に対する地理学的な視点によるアプローチ・手法の導入が必要であろう。

子育てにかかる経済的・心理的コストの地域差に注目したものでは、岩間（2005）がある。岩間は、合計特殊出生率の地域差を「未婚女性が多い地域では低くなり、少ない地域では高くなる傾向」（岩間2005：150-151）とことわりながら、そこには「地域による子育てコストの違い」が反映されているという問題意識を提示している。岩間は、山形県と首都圏の母親を対象にグループ・インタビュー（機縁法、対象者13名）を行い、以下の知見を得た。第一に、首都圏では母親一人が子育てをしているのに対し、山形県では夫や親族もかかわる形で子育てが行われている。第二に、首都圏の母親は山形県の母親に比べ母親役割を内面化しておらず、「子育て」と「自己実現」の間に心理的葛藤を感じている。第三に、山形県の母親は「男は仕事、女は家庭」といった性別役割分業意識を内面化している反面、地域経済の低調さから働かなくてはならない不満を感じている。以上を総括する

と、都市部の母親は心理的育児コストを高く感じる一方で、地方では経済的育児コストを高く感じているという。

岩間は「子どもを産む地域性とはどのようなものか、生まない地域性とはどのようなものか」という問いを開いた点で評価できるものの、こうした地域差に注目した研究はいまだ少ないように思われる。また岩間の分析は、機縁法による少数のグループ・インタビューであり知見の一般化が困難であることや、結論部分への安易なジェンダーパラダイムの援用などの問題点があること、調査対象者が「首都圏」と「山形県」という属性でくられ、親との同居状況以外には地域的条件が考慮されていないこと、などにおいて限界がある。

以上より、本研究では、統計データを用いた子育てコストに関わる地域差の実証分析を行うことを目的とする。地域に適切な育児支援を行うためには、当該地域の育児にかかわるサポート関係に注目することが必要である。妻が育児を中心的に行うのが一般的な状況である現在の日本においては、サポートの中でも、夫による家事参加や育児参加は、育児支援を考える上での重要な要素である。よって以下では、夫の家事参加や育児参加に関し、どのような地域差が存在するかを明らかにしていく。

2. 理論的背景

2.1 夫の家事参加・育児参加

夫の家事参加や育児参加に関して、NFRJ98 を用いた分析には以下がある。

松田（2004）は、夫の家事参加が、家事のニーズ、時間的余裕、相対的資源、イデオロギーによって規定されるという分析枠組みを作り、これをライフステージごとに分析した。その結果、総じて夫の家事参加は低調であるが、ライフステージごとに参加の度合いと規定要因に違いがあることが明らかになった（表1）。ここでの被説明変数は、夫の家事参加度（「食事の用意」、「洗濯」、「風呂の掃除」の週当たりの頻度）、説明変数は、家事のニーズ（ライフステージ、母親の同居ダミー）、相対的資源（夫婦合計の収入に占める妻の収入割合）、イデオロギー、統制変数（夫の学歴と収入）である。

表1 ライフステージごとにみた夫の家事参加度と規定要因

ライフステージ	夫の家事参加度	規定要因		背景
子供がいない夫婦	相対的に高い	母親の同居	性別役割分業意識	-
末子0-6歳	相対的に低い		夫の労働時間・妻の労働時間	妻が労働市場から退出・夫の長時間労働
末子6-18歳			夫の労働時間	
末子18歳以上	相対的に高い		-	夫の労働時間の短縮

松田(2004)より筆者作成

また永井（2004）は、夫の育児参加[育児や孫・子の世話]について以下の分析を行い、時間制約説[妻就業形態・夫と妻の就業形態・妻労働時間・妻通勤時間・妻拘束時間・夫労働時間・夫通勤時間・夫拘束時間]、ニーズ説[子ども数・末子年齢]、情緒関係説[夫婦の共同行動「一緒に買い物に行く」]が支持されることを明らかにした。ここでの被説明変数

は、夫の育児参加日数(男性回答者・女性回答者は同時に分析)、説明変数は、統制変数(妻年齢)、子ども数・末子年齢(ニーズ説)、妻就業形態・夫と妻の就業形態・妻労働時間・妻通勤時間・妻拘束時間・夫労働時間・夫通勤時間・夫拘束時間(時間制約説)、妻年収・夫年収・夫と妻の年収比・妻学歴・夫学歴・妻職種・夫職種(相対資源仮説)、核家族世帯・親・親族同居世帯代替資源仮説、性別役割分業意識(性別役割イデオロギー説)、夫婦の共同行動「一緒に買い物に行く」(情緒関係説)である。

石井(2004)は、共働き家庭における男性の家事参加[変数: 食事の用意, 洗濯, 風呂そうじ]について分析した。結果、共働き家庭では、家族援助ネットワーク[変数: 自分と自分の母親との住居の距離, 自分と配偶者の母親と住居との距離, 自分と両親との経済的以外の援助, 配偶者の両親との経済的以外の援助]の効果が明らかにされた(Bott 仮説)ほか、夫の収入、夫の性別役割分業意識、が夫の家事参加に影響していることも示された。

2.2 家族構造の地域差

日本の家族に関する研究は、家族社会学、文化人類学、法社会学、民俗学などの諸分野で展開されてきた(清水 1996b)。そのなかでも、家族構造の地域性について取り上げた研究には、以下のようなものがある。なお、地域性の定義は、清水(1996a: 5)にしたがって、「地域(自然村が基盤になっていると思われるが、ここでは行政的地域も含めることにしたい)内に存在する人間関係の原理(社会構造)の差」を用いる。

清水(1996a)は、民俗学や社会人類学の研究成果を概観したうえで、「日本社会は東日本と西日本とで社会構造・家族構造に大きな相違があり、こうした相違が今日においても存在していること。しかも、このような相違は発展段階論では説明し難い」とし、現代においても家族の地域性に関する研究が重要性を持つことを主張している。さらに、平成6年「国民選好度調査」を用いて、首都圏・宮崎市(西南日本)、山形市(東北日本)をとりあげ都市家族における家族構造の地域性について分析を行った。その結果、都市部においても、東北日本では同居志向、西南日本では別居志向が相対的に強く表れていることが明らかになり、日本の家族構造は農村社会のみならず、都市社会においても地域性が現存していることが示唆された。

さらに、清水(1996b)では、平成2年「国勢調査」結果より、人口高齢化と家族構造との関連で以下の4つの地域区分が示された。すなわち、鹿児島・高知型(人口高齢化の進展が著しく、高齢者が核家族的世帯で生活しているものの割合が高い地域) 山形・富山型(人口高齢化の進展は著しいが、高齢者が核家族的世帯で生活しているものの割合は低い地域) 東京・大阪型(人口高齢化の進展は緩慢であるが、高齢者が核家族的世帯で生活しているものの割合が高い地域) 宮城・栃木型(人口高齢化の進展は緩慢で、高齢者が核家族的世帯で生活しているものの割合も低い地域)、である。

また加藤(2005)は、戦後の核家族世帯増加に対する二つの説明、すなわち「直系家族

制から夫婦家族制へ」という議論と、人口構造上の要因による「擬制的な核家族化」による説明に対し、戦後日本の家族変動をとらえることを目的としたNFRJS01の同居歴データを用いてイベントヒストリー分析を行い、日本の家族システムが「直系家族制から夫婦家族制へ」構造的に変化したかどうかを検証した。そのなかで、都市居住が結婚時から結婚初期にかけて核家族形成を促進すること（ただし、結婚中期以降の都市居住は核家族形成効果が失われる）、居住地域が東北・北関東および中部地域だと、結婚と同時の直系家族形成の確率が高くなることを指摘した。さらに結婚後10年になると、東北日本では親との同居率が高く、西南日本では同居率が低くなる傾向、いわゆる「東の同居、西の近居（敷地内分居・隣居）」が示された。

3. 仮説と分析

3.1 仮説

前章でみた理論的背景をもとに夫の家事参加・育児参加の地域差を分析する場合、以下のような仮説が考えられる。育児期において、夫婦の親世代の直接的・間接的援助は、夫の家事参加・育児参加に影響を及ぼすと考えられる。前述のとおり、石井（2004）は「夫の母親、妻の母親の存在が夫の家事参加に有意な効果をもたらす」（石井2003:211）とし、夫または妻の母親が同居・近居でない場合には夫の家事参加が有意に増加することを示した。松田（2003）においても、夫または妻の母親の同居は、夫の家事参加に抑制的に働くことが指摘されている。一方、育児参加については、永井（2003）において親や親族と同居している世帯と核家族世帯との比較があるが、夫の育児参加日数に違いは見られず、むしろ情緒関係（夫婦の共同行動）による影響が支持された。さらに家族構造の地域性に関する研究では、おおまかに見て「東の同居、西の別居（敷地内分居・隣居）」が示唆されている。

これらを考慮すると、東日本が西日本にくらべて親との同居が多いのであれば、夫の家事参加は東日本では抑制され、西日本では促進されるはずである。一方、夫の育児参加については、家族構造を要因とする地域差はみられないことになる。さらにこれと関連して、「九州の男性は家事をしない」という一般的なイメージがあるが、本分析の仮説が正しければ、西日本に位置する九州地方では夫婦の親世代との同居率が低いために、家事参加率は相対的に高いという、一般的なイメージとは逆の結論が得られることになる。

さらに本分析では、都市化の家族構造および夫の家事参加・育児参加にもたらす影響も考慮に入れる。一般的には、都市部では非都市部に比較して、夫婦の親世代との同居が少ないと予想される。したがって、都市部と非都市部で比較した場合、夫の家事参加は都市部では抑制され、非都市部では促進されることが推察される。

以上より本分析では、日本をおおまかに東日本と西日本、都市部と非都市部に分け、夫の家事頻度と育児頻度の差について分析を行った。

3.2 使用データと地域区分・分析方法

使用するデータは、家族社会学会全国家族調査研究会が1998年に行った「家族についての全国調査(NFRJ98)」¹のうち、1998年時点で未子年齢が0～9歳の男女1,241であり、育児負担が大きいと考えられる0～6歳と、一般的な学童保育対象年齢である7～9歳の子どもを持つ親を対象とした。その中で、「家事や育児への参加」に関する項目「食事の用意」「洗濯」「風呂のそうじ」「育児」の4項目について「非該当」および「無回答」を除いた1,129サンプルを分析対象とした。

地域区分の東日本・西日本については、加藤(2005:154)の同居実現率にしたがって表2のように区分した。また、都市部・非都市部については、13大都市圏および10万人以上都市を都市部と、10万人未満都市と町村を非都市部と区分した。なお、それぞれのサンプル数を表2に示した。また、家事頻度・育児頻度は、「食事の用意」「洗濯」「風呂のそうじ」「育児」を行うのが「週7日」ならば70、「週4～5日」ならば45、「週2～3日」ならば25、「週1日」ならば10、「ほとんど行わない」ならば0、と得点化し、各地域区分での平均を比較した。

表2 地域区分

地域区分	該当地域	サンプル数 (うち男性)
東日本	北海道・青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県・茨城県・栃木県・群馬県・埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県・新潟県・富山県・石川県・福井県・山梨県・長野県・岐阜県・静岡県・愛知県・三重県・滋賀県	701(353)
西日本	京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県・鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県・徳島県・香川県・愛媛県・高知県	293(150)
九州	福岡県・佐賀県・長崎県・熊本県・大分県・宮崎県・鹿児島県・沖縄県	135(61)
都市部	13大都市、人口10万人以上都市	636(318)
非都市部	人口10万人未満都市、町村	492(246)

注 都市部・非都市部の区分については欠損値1のため合計が等しくならない。

3.3 分析

まず、各地域区分における、夫の母親との同居率をみると(表3)、東日本で同居率が高く西日本で低いのは既存研究の示すとおりである。さらに、都市部と非都市部で比較すると、都市部のほうが相対的に同居率が高い傾向にある。ただし、都市部に関してのみ限り、東日本・西日本・九州の各地域で大きな差はみられない。

¹ 1998年12月時点で満28～77歳の男女。標本数10,500、回収数6,985(回収率66.5%)。

表3 夫の母親との同居率

	東日本・都市部	東日本・非都市部	西日本・都市部	西日本・非都市部	九州・都市部	九州・非都市部
別居	321	218	156	86	48	55
同居	69	98	32	26	10	9
同居率(%)	17.7	31.0	17.0	23.2	17.2	14.1

次に、都市化の影響をみるために、都市部と非都市部における家事頻度・育児頻度の平均値をみた(表4~表7)。これらを見ると、食事の準備、洗濯、風呂の掃除ではほとんど地域差が見られず、育児頻度において若干都市部で高い傾向がみられるものの、明確な地域差はみられない。これは「同居率が高ければ夫の家事頻度は低下する」という本分析の仮説には反するものである。

表4 家事頻度(食事の用意)

地域	平均値	度数
都市部	3.95	636
非都市部	4.17	492
合計	4.05	1128

表5 家事頻度(洗濯)

地域	平均値	度数
都市部	2.54	636
非都市部	2.55	492
合計	2.54	1128

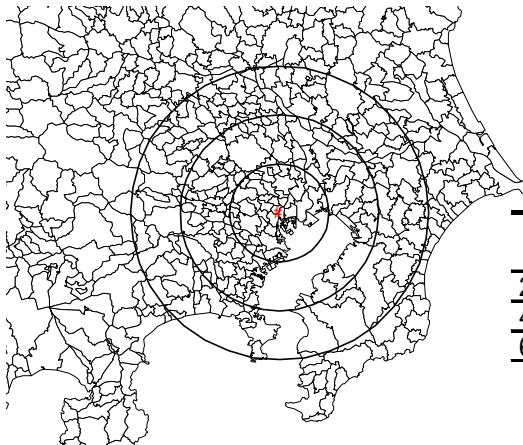
表6 家事頻度(風呂の掃除)

地域	平均値	度数
都市部	6.42	636
非都市部	6.38	492
合計	6.42	1128

表7 育児頻度

地域	平均値	度数
都市部	25.76	636
非都市部	23.43	492
合計	24.74	1128

この結果を踏まえて、都市内部での構造をより詳細に把握するために、圏域ごとの比較により都心と郊外での違いをみてみた。図1は、旧都庁を中心として、20km、40km、60kmごとの圏域と、各変数の圏域ごとの平均値を示したものである。



	家事頻度	同居率	妻の仕事の有無	労働時間	年収	学歴
20km圏	43.5	16.3	33.3	11.0	11.4	4.1
40km圏	36.1	14.0	41.1	10.8	8.2	3.7
60km圏	28.7	18.0	50.0	10.3	6.5	3.1

図1 東京大都市圏における家事頻度等の圏域比較

圏域ごとの家事頻度・同居率・妻の仕事の有無・労働時間(通勤時間を含む)・年収・学歴についての違いを示した。家事頻度では、都心から郊外に向けて低下する傾向にあるが、同居率ではほとんど違いが見られない。妻の仕事の有無を見ると、郊外に向かうにつれて妻は仕事を持つ傾向にあり、また労働時間・年収は郊外に向かうにつれて減少する傾向にある。しかし学歴については、郊外に向かうにつれて低下する傾向があるため、この

ことが夫の家事参加に影響している可能性があると考えられる。

これに対して、東日本・西日本・九州区分では(表8~表12)、食事の用意について九州が高い割合を示している。また、洗濯・風呂の掃除でも、九州は高い値を示していることがわかる。一方、育児についてはあまり明確な地域差が見られない。

表8 家事頻度(食事の用意)

地域	平均値	度数
東日本	4.00	701
西日本	3.70	293
九州	5.03	135
合計	4.05	1129

表9 家事頻度(洗濯)

地域	平均値	度数
東日本	2.33	701
西日本	2.43	293
九州	3.97	135
合計	2.55	1129

表10 家事頻度(風呂の掃除)

地域	平均値	度数
東日本	6.23	701
西日本	5.70	293
九州	8.89	135
合計	6.41	1129

表11 育児頻度

地域	平均値	度数
東日本	24.15	701
西日本	25.80	293
九州	25.81	135
合計	24.78	1129

以上から、夫の家事頻度・育児頻度については、都市部・非都市部という地域区分よりも、東日本・西日本・九州という地域区分においてより明確な地域差が示される傾向があることがわかった。ただし、これらの地域差について分散分析を行ったところ、統計的に有意な差であることは示されなかった。

さらに、都市部・非都市部という地域区分と東日本・西日本・九州という地域区分を合成して各指標の平均値を見たのが表12から表16である。まず食事の用意をみる(表12・図2)。食事の用意では、全体の平均である4.02を上回るのは東日本都市部、西日本・非都市部、九州と、大きな地域差は見られない。家事頻度(洗濯)では、全体の平均である2.54を上回るのは西日本・非都市部、九州と、西南日本で頻度が高い傾向があることがうかがえる(表5・図3)。さらに、家事頻度(風呂の掃除)では、九州都市部で特に高い値が示され、続いて九州非都市部において高い値が示された。以上から、同じ家事頻度の中でも、食事の用意では大きな地域差はないが、洗濯や風呂の掃除では、西日本、特に九州において高い傾向があるということが示唆された。ただし、これらについて分散分析を行ったところ、統計的に有意な差とはいえなかった。一方、育児頻度では、西日本・都市部や九州・都市部において若干高い傾向がうかがえるものの、明確な地域差の傾向は見られなかった。なお、これらの結果をまとめて地図化したものが図6および図7である。

表12 家事頻度(食事の用意)

地域	平均値	度数
東日本・都市部	4.10	390
東日本・非都市部	3.81	316
西日本・都市部	3.54	188
西日本・非都市部	4.56	112
九州・都市部	4.22	58
九州・非都市部	5.24	64
合計	4.02	1128

表13 家事頻度(洗濯)

地域	平均値	度数
東日本・都市部	2.39	390
東日本・非都市部	2.22	316
西日本・都市部	2.39	188
西日本・非都市部	2.55	112
九州・都市部	3.97	58
九州・非都市部	4.22	64
合計	2.54	1128

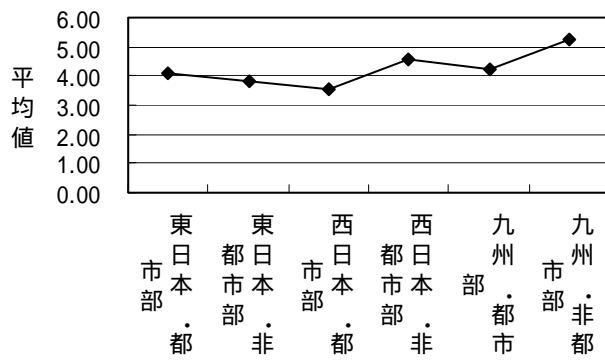


図2 家事頻度(食事の用意)

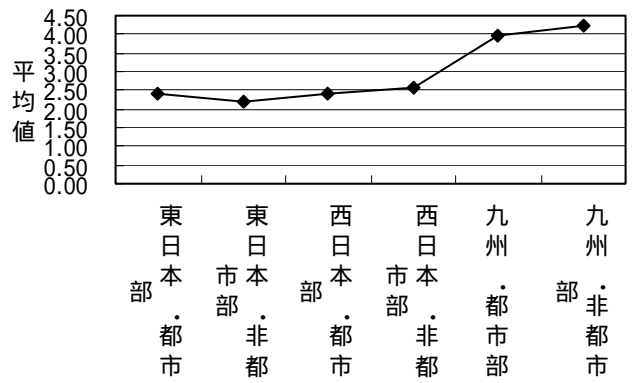


図3 家事頻度(洗濯)

表14 家事頻度(風呂の掃除)

地域	平均値	度数
東日本・都市部	5.99	390
東日本・非都市部	6.46	316
西日本・都市部	5.88	188
西日本・非都市部	5.05	112
九州・都市部	11.29	58
九州・非都市部	8.36	64
合計	6.42	1128

表15 育児頻度

地域	平均値	度数
東日本・都市部	24.57	390
東日本・非都市部	23.58	316
西日本・都市部	27.45	188
西日本・非都市部	22.64	112
九州・都市部	28.28	58
九州・非都市部	24.07	64
合計	24.74	1128

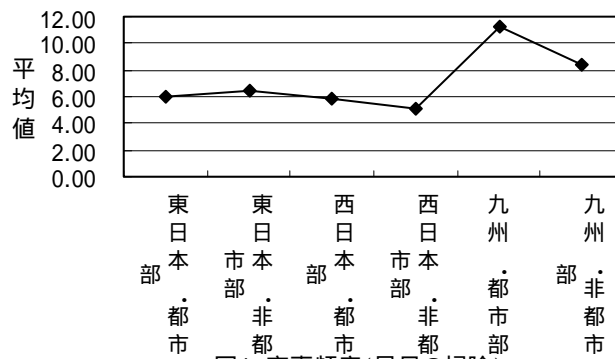


図4 家事頻度(風呂の掃除)

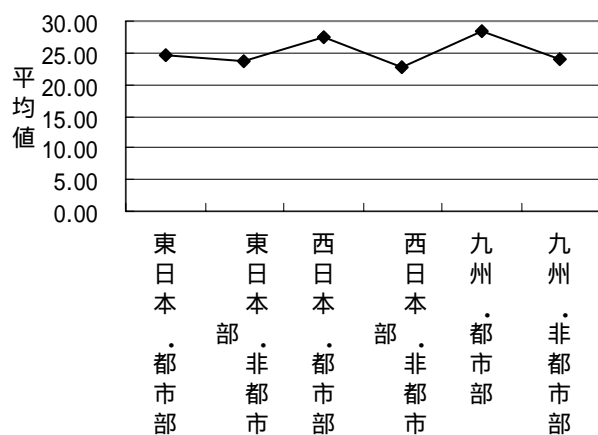


図5 育児頻度

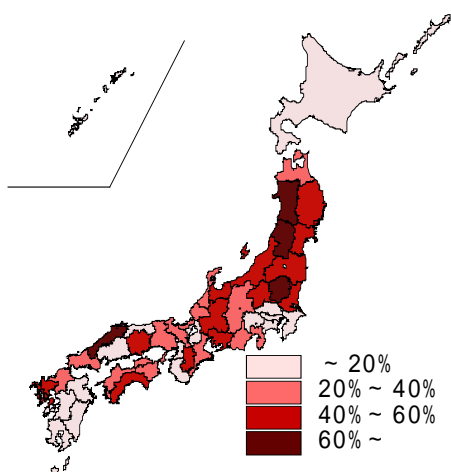


図6 家事頻度

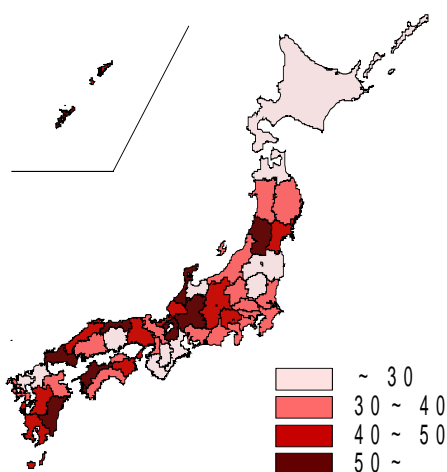


図7 同居率

4. 結論

本分析では、夫の家事参加・育児参加の地域差について分析を行った。既存研究では、夫の家事参加には夫婦の親世代の同居が影響を及ぼし、同居がある場合には夫の家事参加は抑制され、同居がない場合には促進されることが指摘されていた。夫婦の親世代の同居の状況には地域性があり、既存研究ではおおまかに言って、東日本においては同居傾向が強く、西日本においては同居傾向が弱いことが指摘されていた。本分析ではこれらと都市化の影響を考慮して、東日本 - 西日本 - 九州、および都市部 - 非都市部という地域区分を用いて分析を行った。

その結果、まず同居の状況では、既存研究で指摘されたとおり東日本では同居率が高く、西日本（特に九州）では同居率が高かった。一方、都市部 - 非都市部という区分では、全体的に都市部においては同居率が低く、非都市部においては高い傾向が見られたが、都市地域間では、東日本・西日本・九州などでの地域差はなかった。

次にそれぞれの地域区分で夫の家事参加・育児参加の頻度について平均値を比較したところ、統計的に有意な差は示されなかったものの、以下のような傾向がみられた。概して、九州の夫の家事参加頻度はそれ以外の地域に比べて高い。これは一般に流布している「九州男児は家事をしない」というイメージとは逆の結果であり、その要因についてはより厳密な分析が必要であるが、既存研究に照らす限りにおいては、夫婦の親世代（ここでは夫の母親）との同居率が背景にあるものと考えられる。一方で、育児参加について明瞭な地域差は見られなかったことは、仮説に従った結果であった。

しかし一方で、東日本と西日本においては、平均値の比較という点では九州とそれ以外の地域に見られたような明確な地域差は見られず、同居率以外の要因が夫の家事頻度に影響を与えていることが推察されるため、今後の分析の深化が望まれる。また本分析においては、統計的に有意な地域差を示すことができなかったが、通勤圏などをはじめとした生活圏のデータを用いたより適切な地域区分によって、さらに厳密な地域差の分析が可能になるであろう。

謝辞

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（NFRJ98）」（家族社会学会全国家族調査研究会）の個票データの提供を受けました。

参考文献

- 赤川学，2004，『子どもが減って何が悪いか！』筑摩書房。
- 岩澤美帆・三田房美，2005，「職縁結婚の衰退と未婚化の進展」『日本労働研究雑誌』535：16-28。
- 岩間暁子，2004「育児コストの地域差と社会的支援」目黒依子・西岡八郎編『少子化のジェンダー分析』勁草書房，150-173。
- 石井クンツ昌子，2004，「共働き家庭における男性の家事参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会，201-214。
- 加藤彰彦，2004，「未婚化・晩婚化と社会経済的状況」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会，41-58。
- ，2005，「直系家族制から夫婦家族制へ」は本当か」熊谷苑子・大久保孝治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究』NFRJS01 第二次報告書，139-154。
- 金子 勇，2005，「少子化する高齢社会」の社会学」『社会学評論』56(1)：93-111。
- 清水浩昭，1996a，「家族構造の地域性 都市家族を中心として」『社会学論叢』127：3-18。
- ，1996b，「家族構造の地域性 人口変動との関連で」ヨーゼフ・クライナー編『地

域性からみた日本』新曜社，65-91．

高山憲之・小川浩・吉田浩・高田富美子・金子能宏・小島克久，2000，「結婚・育児の経済コストと出生力 少子化の経済学的要因に関する一考察」『人口問題研究』56(4): 1-18．

中垣陽子，2005，『社会保障を問いなおす』筑摩書房．

永井暁子，2004，「男性の育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会，190-200．

松田茂樹，2004，「男性の家事参加 家事参加を規定する要因」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会，175-189．

第8章 夫の家事参加に与える影響 - 夫と妻の性別役割分業意識を中心に -

李基平

1. はじめに

夫の家事参加時間は増加傾向を示しているものの妻と比べてその割合は極めて低く（NHK 2000）、依然として家事は妻が主に遂行している（内閣府 2004）。このような傾向は妻が働いている共働き家庭でもそれほど変わりはない（大日向 1999）。総理府（1997）が全国 20 歳以上の男女を対象に家庭についての考え方を聞いたところ、「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」に対して肯定する男性は 64.9%、女性は 51.9%で男性より女性の比率は低いものの半数以上は支持している。他方「女性は仕事をしてよいが、家事・育児はやはり女性がきちんとすべきだ」とする意見への賛成率は男女ともに 8 割を超えている（男性：88.5%、女性：84.6%）。また、首都圏に在住する 20～40 代の既婚者を対象にした調査によれば（生命保険文化センター 1995）、女性では「妻は家庭に専念すべき」という意見を 6 割以上が否定しているが、（女性 62.4%、男性 47.5%）「夫が主に収入を得てくるべき」という意見を 6 割近くが肯定している（女性 62.8%、男性 74.5%）。このように日本ではまだいわゆる「男は仕事、女は家庭」という根強い伝統的な性別役割分業意識が存在している。以上に述べてきたこれらの傾向は家庭の中では依然として伝統的な性別役割分業意識に一致した様相が存在することを意味するだろう。前述したように「家事・育児は女性の役割」という考え方は、男女を問わず依然として根強く支持されている。これは、家庭における夫の家事分担が進まない一因であると考えられる。つまり、伝統的な性別役割分業意識をもつ妻は家事は女性の仕事だと思っているため、仮に伝統的な性別役割分業意識をもつ妻が平等な意識をもつ夫と結婚をしたとしても、これまで女性の領域と思われてきた家事（特に料理、掃除、洗濯など）は夫による参加はなかなか進まないと考えられる。

本稿ではこれまであまり夫と妻の性別役割分業意識の研究が行われていないことを踏まえて、夫と妻の性別役割分業意識によって、特に妻の意識が夫の家事参加にどんな影響を与えるかを検証することを本稿の目的とする。

2. 先行研究の概観と仮説提示

夫の家事参加の規定要因は、イデオロギー説（性別役割分業意識が強いほど男性は家事を行わない）、相対的資源説（学歴、収入などの資源が高いほど家事を行わない）、時間制約説（時間に余裕があるほど家事を行う）という論点から論じられていることが多い（Shelton, Beth A. and John, Daphne 1996；稲葉 1998）。岩井紀子・稲葉昭英（2000）

は夫の家事分担に影響する要因をアメリカの研究からレビューしており、その中でイデオロギー説によると、性別役割に関して平等志向を持つ人は、伝統的な性別役割意識を持つ人に比べて、家事をより平等に分担しようとする。石井クンツ昌子(2004)はNFRJ98を用いて共働き家庭における男性の家事参加要因を分析し、共働き世帯の夫の家事参加には、夫の性別役割分業意識が重要な要因であることを明らかにしている。そして、夫の家事参加には妻の性別役割分業意識は関係なく、夫自身の考え方が家事参加を促進していると述べている。石井クンツは、「男性自身が率先して変わってほしい限り夫の家事参加は高まらない」と述べているが、確かに男性の伝統的な性別役割分業意識を変えないとなかなか家事参加は進まないだろう。しかしながら、すでに触れたように、男性側だけではなく女性側にも依然として伝統的な性別役割分業意識を持っていることが確認されている。これを念頭におくと、妻が夫の家事参加に与える影響は十分考えられるだろう。しかし、これまでの先行研究では妻の回答から夫の家事遂行・分担度を聞き出していることがほとんどで、夫と妻を一緒に対象にした調査研究はほとんどない。夫の家事参加は夫のみではなく、夫と妻両方の性別役割分業意識を十分に検討しなければ、家庭内の夫の家事参加の少なさは、夫のみの伝統的な性別役割分業意識によって起因しているという主張はかなり弱いと思われる。

日本における先行研究では、妻の性別役割分業意識が夫の家事参加に与える影響についての研究の数はあまり多くない。妻を対象にした全国規模のデータを用いて分析を行った西岡八郎(2004)は、妻の意識が伝統的であるほど夫の家事参加は減少することを明らかにし、妻の意識が夫の家事分担の低調さを助長していると述べている。育時連家事プロジェクト(2003)によると、性別役割分業意識が強い女性の家庭は家事共有度が下がる傾向があることを報告している。アメリカではGreenstein(1996)は、夫の家事参加には妻が比較的平等的な性別役割分業意識をもたない限り夫の家事参加はほとんど行われなことを明らかにした。

以上のように、家庭における夫の家事分担が進まないのは、強い伝統的な性別役割分業意識をもっている男性だけではなく、伝統的な性別役割分業意識をもっている女性にもその原因があると考えられる。そこで本稿では夫と妻の性別役割分業意識によって、夫の家事遂行に変化がみられるかを検討することにする。

上記の議論から仮説を設定すると、夫が一番家事を行っていない夫婦の組み合わせは、伝統的な性別役割分業意識をもつ妻(以下、「伝統妻」と略記)と伝統的な性別役割分業意識をもつ夫(以下、「伝統夫」と略記)の組み合わせだと考えられる。それに比べて夫が一番家事を行っているのは性別役割に関して平等的な意識をもつ妻(以下、「平等妻」と略記)と平等的な意識をもつ夫(以下、「平等夫」と略記)である、「平等妻 - 平等夫」だと考えられる。そして、「伝統妻 - 平等夫」の場合は、伝統妻は家事は女性の仕事だという強い性別役割分業意識を持っているため、平等夫の出番を少なくさせ、夫の家事参加は少ないと

予想される。最後に「平等妻 - 伝統夫」の場合は、伝統夫は家事は女性の仕事だと思っているため、夫の家事参加はほとんどないと予想される。

以上では簡単に先行研究を検討してきたが、これらをまとめると以下のように仮説を提示することができる。

仮説

1. 妻の性別役割分業意識が伝統的である場合、夫の性別役割分業意識による家事参加の差は生じない。
2. 妻の性別役割分業意識が平等的である場合のみ、夫の性別役割分業意識と夫の家事参加に関連が生じる。

3. データと変数設定

3.1 データ

「現代核家族調査，1999」（家計経済研究所）のデータを使用した。同データは、1999年に首都30km圏を対象に層化2段抽出法によって妻の年齢が35～44歳の核家族世帯に属する夫、妻、および小学校高学年から高校生の子を対象に、最終的に934世帯（46.2%）を得たものである。分析対象は子どもがいる家庭ほど家事の量が増えて、夫の家事参加が求められると予想されることから、子どもがいる夫婦に限定した。これに満たした分析サンプル数は831世帯である。

3.2 変数

従属変数

「現代核家族調査」では妻と夫について「料理」「料理の後片付け」「掃除」「洗濯」の頻度を尋ねている。妻と夫の各項目に対する回答のずれがほとんどないため、本稿では夫の回答を採用し、各項目について「ほぼ毎日」（7点）、「週に4、5日くらい」（4.5点）、「週に2、3日くらい」（2.5点）、「週に1日くらい」（1点）、「月に2、3日」（0.5点）、「全くしない」（0点）と数値化した。

独立変数

性別役割分業意識：夫と妻それぞれに対して「子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」、「夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ」、「妻は家族のために家事や育児をする責任をもつべきだ」という考え方について、「賛成」から「反対」までの4件法で意見を求めた。この回答にそれぞれ1-4点を与え、それを加算し（妻：Cronbachの $\alpha = .69$ ，夫：Cronbachの $\alpha = .68$ ）得点が高くなるほど性別役割分業意識に対して平等的であることを表す尺度とした。

統制変数

夫の帰宅時間：「午後6時前・6時頃」、「午後7時頃」、「家にいることが多い」は1、それ

以外の「午後 8 時頃」から「午後 12 時頃，12 時以降」までは 0 とするダミー変数を投入した。

妻の帰宅時間：「家にいることが多い」をレファレンス・グループ (RG) とし，「午後 6 時前・6 時頃」から「午後 7 時頃」までを午後 6 時 7 時ダミー，「午後 8 時」から「午後 12 時，12 時以降」までを午後 8 時以降ダミー，「きまっていない」をきまっていないダミー変数を投入した。

学歴：夫妻ともに，「短大，大学，大学院」は 1 を，それ以外の「中学，高校，専門学校」は 0 とするダミー変数を投入した。

子どもの年齢：末子年齢を基準とし，就学前 (6 歳未満) の子どもがいる場合は 1 を，それ以上の場合は 0 とするダミー変数を投入した。

4 . 分析結果

分析で用いる変数の記述統計量を表 1 に示す。

表 1 分析に用いた変数の基本統計量

	N	最小値	最大値	平均値	標準偏差
夫の家事参加：全体	827	0	28	2.90	4.34
夫の家事参加：料理	829	0	7	.66	1.40
夫の家事参加：料理の後片付け	829	0	7	1.24	2.02
夫の家事参加：掃除	829	0	7	.53	1.06
夫の家事参加：洗濯	828	0	7	.48	1.42
子どもの年齢ダミー	831	0	1	.41	.49
妻の帰宅時間					
午後 6-7 時ダミー	776	0	1	.29	.45
午後 8 時以降ダミー	776	0	1	.05	.21
きまっていないダミー	776	0	1	.18	.39
家にいることが多いダミー (RG)	776	0	1	.48	.50
夫の帰宅時間ダミー	808	0	1	.26	.44
夫の最終学歴ダミー	821	0	1	.59	.49
妻の最終学歴ダミー	829	0	1	.48	.50
妻の性別役割分業意識	827	3	12	5.11	1.79
夫の性別役割分業意識	829	3	12	4.72	1.64

従属変数である家事 4 項目の夫の家事参加度をみてみよう (表 2 参照)。先行研究と同様に全体的に夫の家事参加はきわめて低いことがわかる。家事 4 項目の中で，料理の後片付けだけ「全くしない」割合が 4 割程度で低く，「ほぼ毎日」と答えた夫も多いが，その他の 3

項目では「全くしない」割合が5割を超えている。特に洗濯の場合は「全くしない」割合が7割を超えており、他の家事項目と比べて夫の家事参加はきわめて低いことがわかる。

表2 夫の家事参加度

	(%)			
	料理 (N=829)	片付け (N=829)	掃除 (N=829)	洗濯 (N=828)
全くしない	57.8	44.1	52.2	76.0
月に2,3回	19.9	20.1	27.4	11.7
週に1日くらい	11.5	12.9	14.0	5.1
週に2,3日くらい	6.0	11.2	3.7	2.2
週に4,5日くらい	1.8	3.3	1.2	1.6
ほぼ毎日	3.0	8.3	1.4	3.5

注)「片付け」は「料理の後片付け」である。

表3は夫の家事参加を従属変数とし、前述の独立変数、統制変数による重回帰分析を行った結果である。モデル1は統制変数として夫と妻の帰宅時間、夫と妻の最終学歴、子どもの年齢を投入している。まず、統制変数のみを投入したモデル1をみると、夫の家事全般に対して、妻の帰宅時間がきまっていないダミーを除いて有意な効果が示された。次に、モデル2は統制変数に夫と妻それぞれの性別役割分業意識の変数を投入している。モデル2をみると、家事全般に対して妻の性別役割分業意識による有意な効果はほとんどなくなっており、夫の意識だけが強い影響を与えている。ここまでは、従来の研究の知見を支持している。すなわち、夫の伝統的な性別役割分業意識が夫の家事を阻害する要因として挙げられることになる。では、夫と妻の性別役割分業意識による交互作用の効果はあるのだろうか。モデル3は、モデル2に投入した変数に夫と妻の性別役割分業意識の交互作用項を投入している。モデル3をみると、夫の家事参加に強い影響を与えていた夫の性別役割分業意識の主効果が「料理」を除いて全部消えてしまった結果となった。交互作用の効果は家事全体では10%水準で、「料理の後片付け」「洗濯」では5%水準で、統計的に有意であった。しかし、「料理」「掃除」では交互作用の効果はみられなかった。このような結果をもとに、交互作用が有意であった項目の図を作成した¹。それを図1~3に示す。図をみると、伝統妻の場合、夫の性別役割分業意識による家事参加の差は生じなく、平等妻の場合のみ、夫の性別役割分業意識による夫の家事参加に関連が生じた。これは仮説1と2が支持された結果であり、夫の家事参加を説明する際、夫と妻の性別役割分業意識の交互作用が重要であることがわかる。

¹ 平等群、伝統群は、平均値±標準偏差の値をそれぞれの代表値とし、推計された重回帰式に投入することで夫の家事参加についての各群の推計値(期待値)を得た。

表 3 夫の家事参加を従属変数とした重回帰分析結果

	標準化偏回帰係数														
	モデル 1					モデル 2					モデル 3				
	全体	料理	片付け	掃除	洗濯	全体	料理	片付け	掃除	洗濯	全体	料理	片付け	掃除	洗濯
子どもの年齢ダミー	.129***	.063 †	.104**	.070 †	.130***	.100**	.043	.081*	.057	.100**	.101**	.042	.082*	.058	.101**
妻の帰宅時間															
午後 6-7 時ダミー	.181***	.068 †	.115**	.119**	.232***	.105**	.017	.056	.084*	.156***	.100*	.020	.049	.080 †	.150***
午後 8 時以降ダミー	.148***	.169***	.143***	.014	.073*	.098**	.136***	.105**	-.009	.024	.094*	.139**	.100**	-.012	.019
きまっていないダミー	.069	.071 †	.039	.065 †	.052	.048	.059	.021	.057	.030	.046	.061	.018	.055	.028
夫の帰宅時間ダミー	.215***	.119**	.155***	.139***	.211***	.201***	.106**	.147***	.132***	.198***	.198***	.108**	.143***	.130***	.195***
夫の最終学歴ダミー	.108**	.070 †	.101**	.032	.087*	.086*	.056	.082*	.022	.067 †	.083*	.057 †	.079*	.020	.064 †
妻の最終学歴ダミー	.067 †	-.023	.077*	.067 †	.061	.041	-.040	.056	.055	.037	.038	-.039	.053	.053	.034
妻の性役割意識(A)						.062 †	.028	.061	.017	.073 †	-.109	.123	-.152	-.116	-.126
夫の性役割意識(B)						.215***	.160***	.149***	.110**	.203***	.046	.253*	-.061	-.021	.008
(A) × (B)											.286 †	-.158	.356*	.222	.330*
R ²	.103	.045	.069	.037	.103	.153	.070	.096	.049	.152	.157	.071	.101	.051	.157
AdjustedR ²	.094	.036	.060	.028	.095	.143	.059	.085	.037	.142	.145	.059	.089	.038	.145
N	742	744	744	744	743	737	739	739	739	738	737	739	739	739	738

注)「片付け」は「料理の後片付け」である。 † < .10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

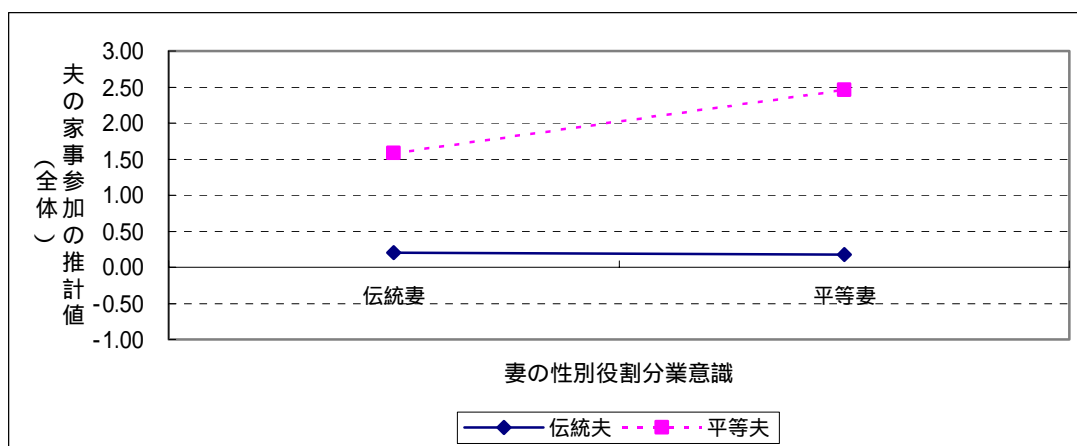


図1 夫と妻の性別役割分業意識別にあつた夫の家事参加の推計値（全体）

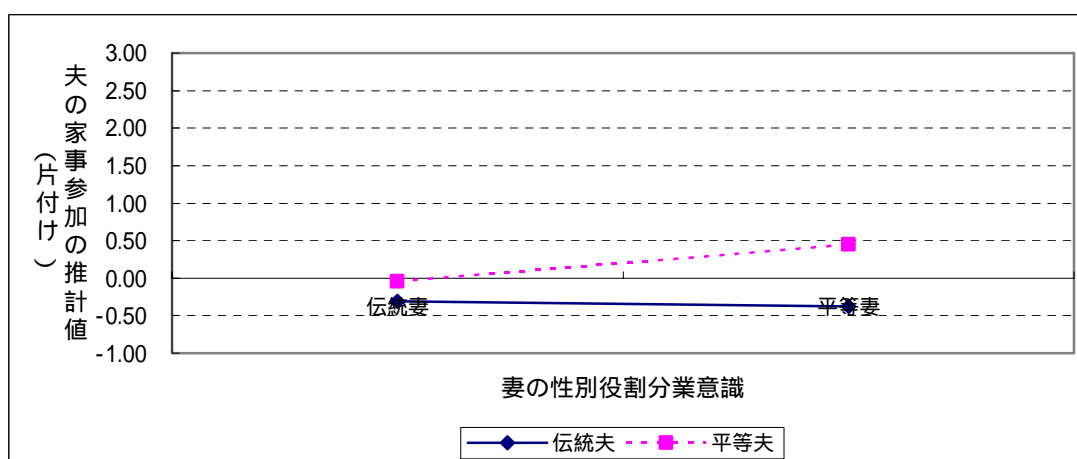


図2 夫と妻の性別役割分業意識別にあつた夫の家事参加の推計値（料理の後片付け）

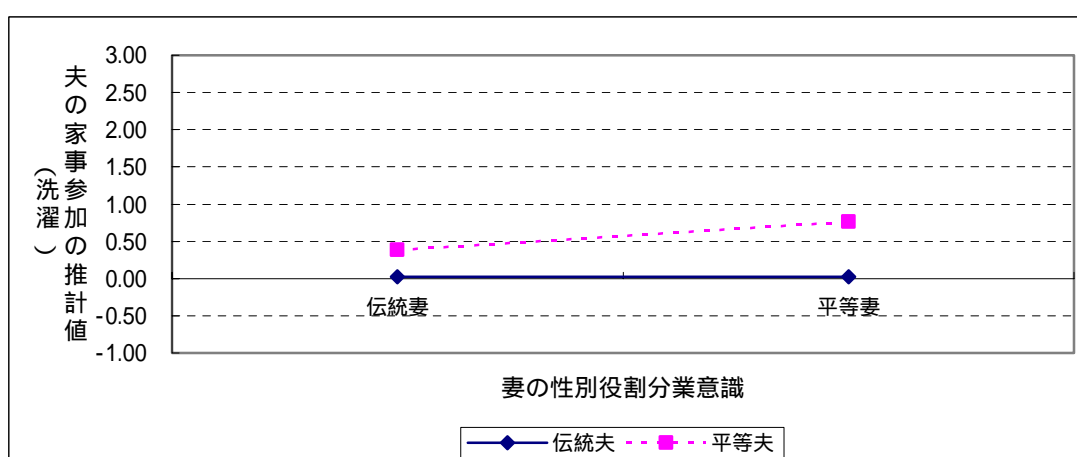


図3 夫と妻の性別役割分業意識別にあつた夫の家事参加の推計値（洗濯）

5 . 結論と考察

ここまで、「現代核家族調査 1999」データを用いて、4 つ家事項目を中心に夫婦の性別役割分業意識が夫の家事参加に与える影響について分析を行った。分析結果を整理すると、仮説 1 と仮説 2 は支持された結果となった。つまり、妻が伝統的な意識をもっていると、夫の意識が伝統的であろうが平等的であろうが夫の家事参加にはあまり差がみられない。そして、本稿での一番の成果として挙げられるのは、夫の家事参加に夫婦の性別役割分業意識の交互作用効果が検出されたことであろう。従来の夫の家事参加についての研究では、夫の家事参加に妻の意識をほとんど考慮せずに、夫の意識だけ焦点を当てて分析を行った結果、夫の伝統的な意識が家事参加を阻む大きな要因として指摘し、夫の家事参加が進まない原因を夫側のみに求めて、夫の意識改善を求められるようになった。しかし、本稿の研究結果によると、夫と妻の意識が平等的でない限り、夫の家事参加はなかなか進まない。女性の社会進出や少子化が進んでいる中、男性の積極的な家事育児参加を求める声は強い。本稿の分析からは、夫（男性）への意識改善を求めると同時に、妻（女性）への意識改善も求めなければならないことが示唆された。これは夫の家事参加の促進を考える際に、夫の家事参加を受け入れる妻の姿勢や意識もかなり重要な問題であると考えられる。

本稿では、夫と妻の性別役割分業意識の交互作用の効果に注目したが、本データでは諸要因をコントロールしても夫の家事参加に夫の帰宅時間の影響力が強いことが明らかにされている。これは、時間制約説が支持された結果であり、夫の労働環境を改善しないと夫の家事参加は増加しないことが示唆されている。しかしながら、夫の労働時間と家事時間との関連はあまり認められない（大野ら 2001；松田・鈴木 2002）。労働時間が長いことが家事分担への制約を強くするというより、仕事に対する志向が高いこと、すなわち「家庭より仕事」という価値観に重点をおくことが労働時間の長さに関連を示している研究（福丸 1998）もあり、夫の家事参加に対する夫の時間的余裕の影響に関する研究は、今後もっと詳細に研究する必要があるだろう。

最後に簡単に今後の課題について述べる。本分析では、家事の種類によって結果が異なり、「料理」と「掃除」では交互作用が有意ではなかったが、「料理の後片付け」と「洗濯」では統計的に有意な交互作用効果がみられた。今後はさらに、妻は夫がどのように家事に参加してほしいのか、その理由は何か、家事すべてに参加してほしいのか、それとも夫に担ってほしい家事とやらなくてもよい家事の区別はあるのか。その理由は何かというより具体的な内容について検討する必要があると思われる。そして、本稿では夫の家事参加のみに焦点をおいて分析を行ったが、育児における夫婦の性別役割分業意識による交互作用効果の有無について検討を行いたい。

謝辞

[二次分析]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[「現代核家族調査,1999」(家計経済研究所)]の個票データの提供を受けました。

参考文献

- 福丸由佳,1998,「乳幼児の親の価値観と育児行動,夫婦関係 - 仕事観,子ども観による類型化 - 」『家庭教育研究所紀要』20, 159-171 .
- 稲葉昭英,1998,「どんな男性が家事・育児をするのか? - 社会階層と男性の家事・育児参加 - 」渡辺秀樹・志田基与師編『階層と結婚・家族(1995年SSM調査シリーズ15)』1995年SSM調査研究会,1-42 .
- 岩井紀子・稲葉昭英,2000,「家事に参加する父,しない父」盛山和夫編『日本の階層システム4ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会,193-215 .
- 石井クンツ昌子,2004,「共働き家庭における男性の家事参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会,201-21 .
- 育時連家事プロジェクト,2003,『男は忙しいから家事できない??(2003年版)』(<http://www.eqg.org/lecture/kaji/index.html,2006.2.13>) .
- 松田茂樹・鈴木征男,2002,「夫婦の労働時間と家事時間の関係 - 社会生活基本調査の個票データを用いた夫婦の家事時間の規定要因分析 - 」『家族社会学研究』13(2):73-84 .
- 西岡八郎,2004,「男性の家庭役割とジェンダーシステム - 夫の家事・育児行動を規定する要因」目黒依子・西岡八郎編『少子化のジェンダー分析』勁草書房,174-194 .
- 内閣府,2004,『男女共同参画社会に関する世論調査』(<http://www8.cao.go.jp> 2006.2.13) .
- NHK放送文化研究所編,2002,『日本人の生活時間・2000』NHK出版 .
- 大野祥子・菅野幸恵・柏木恵子,2001,「家庭内の家事分担と家族の属性の関連」『発達研究』16: 53-68 .
- 大日向雅美,1999,「母親たちの現在 - 子育て困難とその背景 - 」渡辺秀樹編『変容する家族と子ども - 家族は子どもにとっての資源か - 』教育出版,67-83 .
- 総理府,1997,『男女共同参画社会に関する世論調査』 .
- 生命保険文化センター,1995,『夫婦の生活意識に関する調査 - 夫婦の相互理解を求めて - 』 .
- Shelton, Beth A. and John, Daphne, 1996 "The Division of Household Labor," *Annual Review of Sociology*, 22: 299-322.
- Theodore N. Greenstein,1996,"Husbands' participation in domestic labor: Interactive effects of wives' and husbands' gender ideologies," *Journal of Marriage and Family*,58:585-595 .

第9章 妻の就業と夫のディストレス ——妻の就業に対する夫の意識と実態の一致・不一致から——

裴智恵

1. 問題意識

1970年代以後、日本における女性の就業率は、上昇を続けてきた。こうした女性就業率の上昇傾向は、有配偶の女性にもみられる。2002年の国民生活基礎調査によると、20～59歳の有配偶者女性では、約55%が「仕事がある」と答えており、また現在就業していない女性の約15%も、これから就業を希望していると答えている。すなわち、「共働き」は、いまや多数派の普通の生き方になりつつある。このような社会的背景から、家族社会学の分野でも「共働き」という生き方が、個人にとってどのような意味をもち、いかなる影響を及ぼしているかという問題が、多数の研究者によって検討されるようになった。ところで、これまでの関連先行研究は、主に既婚就業女性を対象に取り上げ、彼女らが仕事と家族を両立する過程で経験する様々な問題や困難に焦点をあてている。そのため、「共働時代」のもう一方の当事者である男性の経験については、あまり知られていない。しかし、男性が経験する「共働時代」は、当然女性のそれとは異なるものであり、また男性に及ぼす心理的影響とそのメカニズムも、女性の場合とは異なる。そこで、本研究では、「夫」の立場から、「共働時代」の影響を検討する。それが本研究における第一の目的である。

一方、妻の就業が夫に及ぼす影響に関して、主にアメリカを中心とする先行研究では、一貫した結果が得られていない。こうした非一貫的な結果は、妻の就業が夫に及ぼす影響は、多様な文脈の中で、異なったものになる可能性を示唆する。つまり、妻の就業が夫に及ぼす心理的インパクトについて考える際、共働き家族の夫とそうではない夫の単純比較だけでは、今日の男性が経験する「共働時代」を十分に理解することができない。

このような点を考慮し、本研究では、妻の就業をめぐる夫の意識と実態の乖離が彼らのディストレスに与える影響、そして意識と実態の一致状態によって共働きという生き方が夫に影響を及ぼすメカニズムにおける差異を解明する作業を行いたい。すなわち、妻の就業に対する夫の意識が、実態としての妻の就業形態と一致しているか否かという側面に注目しながら、今日の男性が経験する「共働時代」を検討することが、本研究における第二の目的である。

2. 先行研究と仮説

妻の就業が夫に及ぼす心理的影響については、大きく分けて2つの仮説群がある（西村2001:5）。まずは、妻の就業は、夫の心理的安寧に肯定的な影響を与えるという仮説がある。この仮説は、妻の就業によって世帯収入が増加し、より高い生活水準の享受が可能になり、

夫の心理的安寧が高くなると仮定しており、「ダブルインカム仮説」ともよばれる。もう1つの仮説群では、これとは対照的に、妻の就業は夫の心理的安寧に否定的な影響を及ぼすと想定する。この仮説群には、「多重役割ストレイン仮説」と、「アイデンティティ関連ストレス仮説」がある。前者は、妻の就業によって、夫は家事・育児に対する責任を妻と共有することになり、家族役割の負担が増加するため、心理的安寧に否定的な影響を及ぼす可能性があるという仮定する。一方、後者の場合は、「家族を経済的に扶養する役割」、すなわち一家の稼ぎ手として男性がもつアイデンティティに注目する。この立場からみると、妻の就業は、稼ぎ手としての夫の役割を脅かすため、夫の心理的安寧に否定的な影響を与えることになる。

これまでの先行研究の結果は、一貫していない。例えば、Booth(1979)では、専業主婦の夫の方が、フルタイムで働いている妻の夫よりメンタル・ヘルスの状態が悪い結果が得られた。しかし、Kesslerら(1982)は、妻の就業が憂うつと自尊心のような、夫の心理的well-beingを低めるという結果を報告している。ただし、その否定的な影響は、妻の就業によって夫の家族役割の遂行が増大したためではない。また、妻の就業と夫の心理的安寧の間には、有意な関連がないという研究結果もある(서정아・한경혜 1998)。Fendrich(1984)が指摘したように、妻の就業が夫の心理的安寧に及ぼす影響は、一概には言えないようである。

ところが、夫が妻の就業をどのように考えているかという、夫の意識の側面を考慮し、より綿密な分析を行った研究では、一致する結果が報告されている。妻の就業に対する夫の選好(preference)と妻の就業状況が一致しない場合、妻の就業は夫のwell-beingに負の効果をもつというRossらの研究(1983)、夫が妻の就業を望んでいれば、妻が就業し、かつ夫が家事・育児に平等に参加している場合、夫のwell-beingはもっとも高いというMirowskyらの研究(1989)がそれである。妻の就業を選択の結果である場合と経済的な必要による場合に分けて、夫婦の満足度との関連を検討し、前者が後者より夫婦の満足度が高いという結果が得られた、OrdenとBradburn(1969)の研究も同様な脈絡から理解できる。日本においては、西村(2001)で、妻の就業が夫に及ぼす心理的インパクトは、妻の収入割合、そして夫自身の性別役割分業意識によって異なることが明らかにされている。

以上の一連の研究結果は、妻の就業が夫に及ぼす影響を検討する際、妻の就業をめぐる夫の意識と実態の側面をともに考慮する必要性を示唆するものである。ここで、前述した仮説群についても、こうした点をふまえた上で、再検討する作業の必要性が浮かび上がる。とくに本研究で注目するのは、妻の就業による家事負担の増加(「多重役割ストレイン仮説」)、妻の収入割合の増加(「アイデンティティ関連ストレス仮説」)が夫の心理的安寧に及ぼす影響が、妻の就業とそれに対する夫の意識が一致するか、否かによってどのように異なるのかという点である。また、妻の就業を望んでいない夫は、「家事は女性の役割

である」,「一家の稼ぎ手役割は男性の責任である」などのような, 保守的な性別役割意識をもっている可能性が高いという点を考えると, 同じく意識と実態が一致しない場合においても, 夫の家事参加の増加と妻収入の割合の増加が及ぼす影響は, 妻の就業を望んでいるか否かによって相違が生ずるだろう. すなわち, 夫の心理的安寧に対する家事負担の増加と妻収入の増加の否定的効果は, 妻の就業をめぐる夫の意識と実態が一致する場合, あるいは妻の就業を望んでいるが妻が専業主婦である夫の場合より, 妻の就業を望んでいないが, 妻が就業している夫の場合において顕著であるという推論が可能である.

日本においては, まだ妻の就業をめぐる意識と実態の関係に着目した研究が少ないため, こうした推論についても, 実証的な分析を行った研究は皆無である. そこで, 本研究では, 次のような仮説を設定し, それを検討する作業を行う.

- 仮説 1 妻の就業に対する夫の意識と実態が一致する場合より, 不一致である場合に, 夫が経験するディストレスが高い.
- 仮説 2 夫の家事参加がディストレスに及ぼす影響は, 妻の就業に対する夫の意識と実態の一致状態によって異なる. 夫が妻の就業を望んでいないが, 妻が就業している場合は, 夫の家事参加が多いほどディストレスが高くなる.
- 仮説 3 妻収入の割合の増加が夫のディストレスに及ぼす影響は, 夫の意識と実態の一致状態によって異なる. 夫が妻の就業を望んでいないが, 妻が就業している場合, 妻収入の割合が増加するほどディストレスが高くなる.

3. 研究方法

3.1 データ

本研究では, 第一生命経済研究所が実施した「今後の生活に関するアンケート」(2001)を使用する. その調査概要は, 以下のとおりである.

- ・調査対象: 全国の満 16 歳から 69 歳までの男女個人
- ・抽出方法: 層化 2 段無作為抽出法
- ・標本数: 発送数 3,000 人 有効回収数 2,254 人(有効回収率 75.1%)
- ・調査方法: 留置記入依頼法

このうち, 本研究では, 現在働いている¹と答えた男性のうち, 同居している妻が 60 歳未満で自営業以外であり, かつ子どもがいる 381 人を分析の対象とする. 妻の年齢を 60 歳未満に限定した理由は, 日本において 60 歳以上の女性は, 定年退職のため妻専業主婦型の

¹ 現在「病気で療養中である」ため, 働けない場合は除外.

セルに入る可能性が高いからである。また、妻が自営業である場合は、妻の就業状態をフルタイム／パート／専業主婦の3つに区分することになじまないという理由から、分析から除外する。

3.2 変数

3.2.1 独立変数

① 妻の就業をめぐる意識と実態の一致・不一致

ここでは、妻の就業をめぐる夫の意識と実態の間的一致状態を示す変数を作成するため、性別役割分業に対する夫の意識と妻の就労形態を用いる。夫の性別役割分業意識については、「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」という質問項目に対して、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」を賛成、「そうは思わない」「どちらかといえばそうは思わない」を反対の2カテゴリーにした。次に、妻の就労形態は、フルタイム／パートタイム／専業主婦の3つのカテゴリーに区分した。この2つの変数の組み合わせにより、表2に示した6つのカテゴリーができる。まず、妻の就業に対する夫の意識と実態が一致する場合からみよう。6つのカテゴリーのうち、意識と実態が一致するのは、夫自身は性別役割分業に賛成しているが、妻が専業主婦である③、性別役割分業に反対しながら、妻がフルタイム④、あるいはパートタイム⑤で働いている3つの場合である。それに対し、性別役割分業に賛成しているが、妻はフルタイム、あるいはパートタイムで働いている①と②、そして性別役割分業に反対しているが、妻が専業主婦である⑥は、意識と実態が不一致である場合といえる²。

表1 妻の就業をめぐる夫の意識と実態の一致・不一致

	妻フルタイム		妻パートタイム		妻専業主婦	
	人数	%	人数	(%)	人数	(%)
性別役割分業賛成	53	13.9	63	16.5	93	24.3
	①		②		③	
性別役割分業反対	53	13.9	55	14.4	65	17.0
	④		⑤		⑥	

ところで、松田（2006）によると、妻の就業と性別分業をめぐる意識と実態の問題は、性別役割分業的であるか、否かという、2値ではなく、性別分業に肯定的である保守と否定

² パートタイムの扱いについては、議論の余地がある。パートという働き方は、就労の一種であり、今年進んでいる労働力の非正規化の流れを考慮すると、パートを無職とみなすのは不適當であると考えられる。したがって、ここでは、パートを妻の就業としてみなす。

的である革新を両端として連続的に変化するものである。そこで、意識を横軸、実態を縦軸とする概念図を想定してみると、意識と実態が一致する状態は、右上がりの45°線上に位置することになり、この線からの乖離が、意識と実態の不一致状態になる（本報告書 171 ページ、松田論文の図1 参照）。

また、この枠組みによると、意識と実態が不一致である状態は、性別役割分業意識が保守的であるか、革新的であるかによって、2つに分けられる。すなわち、性別役割分業意識は革新的であるが、妻が専業主婦であり、実態は「性別役割分業型」の不一致A型、そして保守的な性別分業意識をもっているが、妻が働いており、実態は「共働型」である不一致B型がそれである。

本研究では、こうしたカテゴリー区分法を採用し、以下の分析を進めていくことにする。したがって、表2の6つのカテゴリーは、一致型(③, ④, ⑤), 不一致A型(⑥), 不一致型(①, ②)の3つになる。それぞれの割合は、一致型が52.6%で最も多く、不一致A型が17.0%, 不一致B型が30.4%などになっている。

② 夫の家事参加

「食事の準備」、「食事の後かたづけ、食器あらい」、「掃除」、「洗濯」、「ごみ捨て」、「食料品・日用品の買い物」、「その他」など家事と関連する項目について、夫が手伝う場合は1、手伝わない場合は0として、その合計点をもとめた。それから、その合計点の平均値を基準に2つのカテゴリーの区分し、平均より低い場合を「家事参加低群」、平均より高い場合を「家事参加高群」とした。

③ 夫収入の割合

(妻の就業による)妻収入の割合の増加が夫のディストレスに及ぼす影響を分析するためには、妻の収入に対する変数が必要である。しかし、「今後の生活に関するアンケート」では、本人(夫)の収入と家族全員の収入の合計だけをたずねており、配偶者の収入に対する情報はない。したがって、妻収入の割合の代わりに、世帯収入に占める夫の収入割合を用いることにする。全体の世帯収入のうち、夫の収入が占める割合が「60%以下」、「61%~75%以下」、「76%~90%以下」、「90%超過」の4つのカテゴリーに分けた。

3.2.2 従属変数

① ディストレス

「今後の生活に関するアンケート」では、CES-D (Center for Epidemiological Studies Depression)のうち、「ふだんは、何でもないことをわずらわしいと感じたこと」「何をするのも面倒と感じたこと」「物事に集中できなかったこと」などの8項目を用いて、最近1週間の心身の不快な状態をたずねている。本研究では、これらの項目について「まったく

なかった」に1点、「週に1～2日」に2点、「週に3～4日」に3点、「ほとんど毎日」に4点をあたえて、合成尺度を作成した。可能な点数の範囲は、8～32点であり、点数が高いほどディストレスが高いことを意味する。この合成尺度の cronbach α は .86 であった。

3.2.3 コントロール変数

① 教育年数

最終学歴を卒業とみなし、それに対応する教育年数を算出した。

② 世帯年収

「200万未満」に100, 「200～300万円未満」に250, 「300～400万円未満」に350……など、調査票上のカテゴリーの中央値を用いる。また、便宜上「2000万円以上」には2250の値を与えた。

③ 勤務時間

1日平均労働時間を分単位に換算したものをを用いる。

④ ライフステージ

末子の年齢別に、「末子未就学」「末子小学生～高校生」「末子大学生以上／学校卒業」の3つのカテゴリーに分ける。

表2 分析に使用した変数の基本統計量

従属変数	ディストレス	平均 11.55	標準偏差 3.66
独立変数	性別役割分業意識	肯定 (n=208)	否定 (n=172)
	妻の就業形態	フル (n=106)	パート (n=119) 専業主婦 (n=158)
	意識と実態の一致状態	一致 (n=201)	不一致A (n=64) 不一致B (n=116)
	夫の収入割合	60%以下 (n=50)	61%～75%以下 (n=71)
		76%～90%以下 (n=69)	91%以上 (n=141)
	家事参加	低 (n=232)	高 (n=122)
コントロール変数	教育年数	平均 13.24	標準偏差 2.30
	世帯収入	平均 776.05	標準偏差 391.19
	ライフコース	末子未就学 (n=111)	末子小学校から高校 (n=147) 末子大学以上／学校卒業 (n=123)
	勤務時間 (分)	平均 545.40	標準偏差 95.07

3.3 分析方法

各仮説については、ディストレスを従属変数とする一般線形モデルを用いて検討する。まず、仮説 1 を検証するため、妻の就業に対する夫の意識と実態の一致状態を独立変数として単独投入し、それによるディストレスの差異を検討する。次に、一定の社会属性的変数をコントロールしたうえで、その効果を確認するため、教育年数、世帯収入、勤務時間、ライフステージなどの属性的変数を加えた多元配置の一般線形モデルを行う。

仮説 2 と仮説 3 を検証するためには、夫のディストレスに対する、夫の家事参加および夫の収入割合の変数と夫の意識と実態の一致状態の交互作用効果を分析する。ここでは、夫の家事参加と収入割合の変数と意識と実態の一致状態変数との交互作用項を投入した多元配置の一般線形モデルを実施する。

4. 分析結果

4.1 妻の就業をめぐる意識と実態の一致状態によるディストレスの差

本研究は、妻の就業が夫のディストレスに及ぼす影響は、妻の就業状態ではなく、その実態をめぐる夫の意識との関係によって異なるだろうという問題意識から出発している。そのためには、本研究における主な関心事である意識と実態の一致状態の効果を検討する前に、まず妻の就労形態がもつ効果について分析する必要がある。一元配置の分散分析を行った結果、妻の就労形態による夫のディストレスの差は、統計的に有意ではないことが明らかになった。こうした結果から、夫が経験するディストレスは、妻が就業しているか、いないかという客観的な事実だけに左右されるものではないことがわかる。本研究の第一の前提も支持されたといえるだろう。

表 3 夫のディストレスに対する一元配置分散分析の結果

	N	平均	標準偏差	F
妻フルタイム	105	11.63	3.85	
妻パート	115	11.55	3.62	.05 ns
妻専業主婦	158	11.49	3.56	

妻の就業形態そのものが夫のディストレスに及ぼす効果は、統計的に有意ではないことを確認した上で、以下では各仮説について検討する。

夫のディストレスに対する一般線形モデルを実施した結果を表 4 に示す。モデル 1 では、妻の就業をめぐる夫の意識と実態の一致状態変数のみを、モデル 2 ではそれに加えてコントロール変数として教育年数、ライフステージ、勤務時間などを投入した（仮説 1 の検証）。次に、モデル 3 と 4 では、それぞれ、夫の家事参加程度と全体世帯収入で夫の収入が占め

る割合が彼らのディストレスに及ぼす影響が、妻の就業に対する夫の意識と実態の一致状態によってどのように異なるかを検討するため、各変数の交互作用項を投入した（仮説 2 と仮説 3 の検証）。

まず、モデル 1 の結果からみると、夫が経験するディストレスは、妻の就業に対する夫自身の意識と実際の妻の就業状態が一致しているか、否かによって統計的に有意な差がある。その効果は、一定の属性的変数をコントロールしたモデル 2 でも同じである。カテゴリーごとに平均値をみると、一致型が 11.24 で最も低く、不一致 A 型は 11.95、不一致 B 型は 12.25 であり、不一致型同士の差よりは、一致型と不一致型（とくに一致型と不一致 B 型）の間の差が目立つ。多重分類分析により、3つのカテゴリーについてペアごとに平均値を比較したところ、一致型と不一致 B 型の間で 5%水準で有意な差がみられた。こうした結果から、仮説 1 は支持されたといえるだろう。

続いて、モデル 3 をみると、夫が参加する家事の数と意識と実態の一致状態との間に、有意な交互作用効果がみられた。図2からわかるように、一致型の場合は、夫が参加する家事の数によるディストレスの差はそれほど大きくない。興味深いのは、2つの不一致型における差異である。不一致A型では、家事参加が低いほど、ディストレスが高くなっている。それとは対照的に、不一致B型においては、参加している家事の数が多いほど、ディストレスが高い結果になっている。このような結果は、仮説2を支持するものとして考えられる。

最後に、モデル 4 についてみると、意識と実態の一致状態と夫の収入割合の交互作用項は、統計的に有意ではない。しかし、夫収入の割合の主効果は認められた。カテゴリーごとに平均値をみると、「60%以下」は 14.0 で最も高く、「61%～75%以下」が 11.5、「76%～90%以下」が 11.5、「91%以上」が 11.4 などとなっている。全体家族の収入のうち、夫自身の収入が占める割合が 60%以下である場合は、ディストレスが顕著に高い。しかし、こうした効果は、妻の就業をめぐる意識と実態の一致状態によっては影響されない。言い換えれば、夫収入割合が夫のディストレスに及ぼす効果は、妻の就業に対する意識が一致する夫においても、一致しない夫の場合においても、同様である。したがって、仮説 3 は棄却されることになる。

表4 夫のディストレスに対する多元配置の一般線形モデル

	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4	
	df	F	df	F	df	F	df	F
意識と実態の一致状態 (A)	2	3.57*	2	2.62†	2	5.17**	2	3.12*
教育年数			1	1.69	1	.86	1	2.23
世帯収入			1	10.15**	1	6.62*	1	11.87**
ライフコース			2	1.54	2	2.12	2	1.47
勤務時間			1	1.87	1	1.78	1	4.15*
夫の家事参加 (B)					1	.00		
(A) × (B)					2	6.51**	3	3.57*
夫の収入割合 (C)							6	.93
(A) × (C)								
N		377		329		307		326
Adj R ²		.013		.063		.096		.068

†p<.10 *p<.05 **p<.01

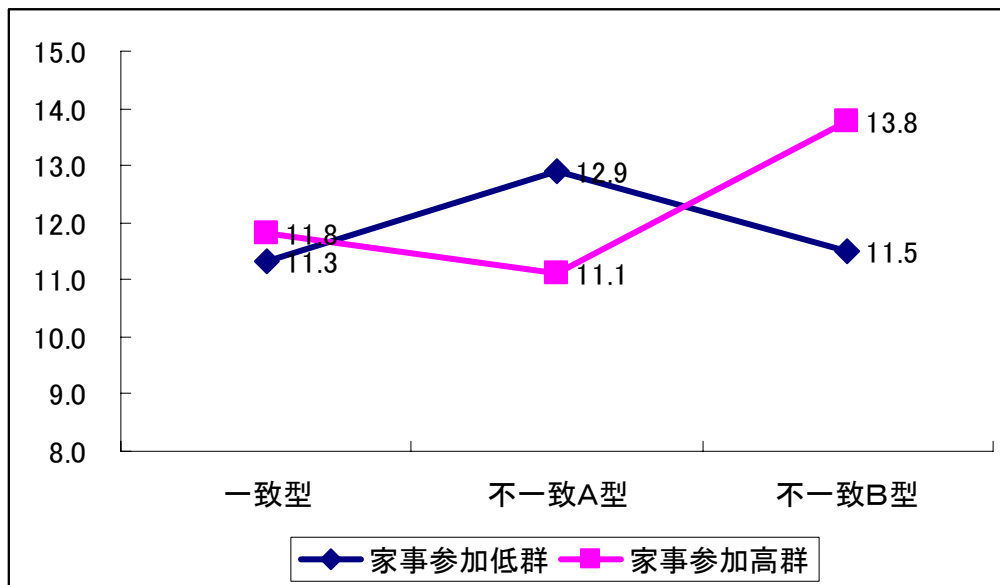


図2 共働きをめぐる意識と実態の一致度と夫の家事参加の交互作用
(図中の値は調整平均である)

5. 結論

本研究は、「共働時代の到来」ともいわれるほど、共働き家族が増加しつつある今日の状況に注目し、既存の研究ではあまり扱われなかった「夫」の立場から、「共働時代」の影響

を検討してきた。また、その検討において、とくに妻の就業をめぐる夫の意識と実態との関係に焦点をあてて分析を行った。本研究の分析結果とそれから得られた知見をまとめると以下のとおりである。

第一に、夫のディストレスは、妻の就業形態ではなく、それと妻の就業に対する夫の意識との一致状態によって有意な差がある。こうした結果は、夫の立場から共働きという生き方の影響を分析する際、単純に妻が働いているかどうかという側面よりも、妻の就業に対する夫の意識と実態として妻の就業との関係を考慮する必要性を示唆している³。今後の研究においては、意識と実態の乖離を引き起こす要因、意識と実態の乖離からもたらされる結果などについて、さらなる分析が待たれる。また、こうした実証的な研究成果の蓄積が、今後の共働き家族に対する支援策にも反映されることが望まれる。

第二に、夫の家事参加程度がディストレスに及ぼす影響は、妻の就業をめぐる夫の意識と実態の一致状態によって異なることがわかった。すなわち、本研究では、妻の就業をめぐる夫の意識が実態と一致する場合は、夫の家事参加の差異がディストレスの高低を帰結しないが、意識と実態が一致しない場合は、夫の家事参加の差異がディストレスの高低の差を伴う結果が得られた。さらに、夫の家事参加は2つの不一致型において、異なる効果を見せている。性別役割分業に否定的であるが、妻が就業している夫では、参加する家事の種類が多いほど、ディストレスが高くなっている。それに対し、性別役割分業に肯定的であるが、妻が専業主婦である夫の場合は、参加する家事の数が少ないほど、ディストレスが高い傾向がみられた。このような結果は、両者における性別役割観の差異が反映された結果として解釈される。前者は、たとえ女性が就業しているとしても、家事は女性の役割であると考えられる可能性が高いため、家事参加の増加がディストレスを高める効果をもつ。反面、後者は、家事を妻だけではなく夫も参加するべきものであると考えているため、たとえ妻が専業主婦であるとしても、低調な家事参加はディストレスを高めることになる。実際に「仕事をもつ妻は、家事・育児に多少手が回らなくてもかまわない」と「夫も家事を分担すべきである」という2つの考え方に対して、両者の平均値を比較してみたところ、統計的に有意な差が確認され、こうした推論を裏づけている⁴。ただし、本分析で投入した家事参加の変数は、夫が家事に参加する頻度ではなく、その数で程度を測定しているため、結果の解釈においてその点を注意しなければならない。今後の研究においては、より精密な尺度を用いて、夫の家事参加の影響を検討することが必要であるだろう。

最後に、夫のディストレスに対する夫の収入割合の効果は、意識と実態の一致状態に関

³ もちろん、このようなアプローチは、男性だけではなく、女性の問題を検討する際にも重要であるだろう。既婚女性の就業について、女性自身の意識と実態との関係に注目した研究としては、尾嶋（2000）、木村（2000）などがあげられる。また、本報告書に掲載されている松田の論文は、就業戦略の一致／不一致という概念から、意識と実態の乖離問題に接近している。

⁴ 「仕事をもつ妻…」については、1%水準で、「夫も家事分担」については10%水準で有意な差がみられる。

連しないことが明らかになった。夫の収入割合が低いほど、ディストレスも低い傾向がみられる。その傾向は、意識と実態が一致する場合においても、不一致である場合においても、変わらない。(本分析では、妻の収入に対する情報がなかったことから、夫の収入割合を代替変数として投入したため、断言はできないものの)、共働きによって妻の収入が占める割合が高くなると、夫のディストレスが高くなる可能性は、十分ありうる。このような結果は、日本男性における根強い稼ぎ手役割意識と関連して解釈することができる。たとえば、日本家族社会学会が行った家族についての全国調査(NFRJ03)によると、「家族を経済的に養うのは男性の役割だ」という男性の稼ぎ手役割に対する男性の回答では、依然として賛成の割合が圧倒的に多い傾向がみられる(嶋崎, 2005)。妻の収入の増加が一家の稼ぎ手としての夫の役割に危機感を感じる可能性は、妻の就業に対する夫の意識と実態が一致する夫、また一致しない夫とも同様であることを示唆する。つまり、本研究の仮説は棄却されたが、「アイデンティティ関連ストレス仮説」は支持されたといえるだろう。

本研究は、男性の視角から共働き家族について検討した関連研究が不足している日本の状況で、夫を対象と取り上げ、実証的な分析を行ったという点に、その意義があると考えられる。とくに、妻の就業形態という客観的な状況だけではなく、それに対する夫の意識、また両者の関係に注目し、その効果を実証的に検討した点にも意味があるだろう。しかし、研究仮説と実際に投入した変数のマッチングの問題などのため、必ずしも十分な検討が行われたとはいえない。本研究の分析から得られた知見と限界をともに考慮しながら、今後の研究を進めていくことが望まれる。

謝辞

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所所属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「今後の生活に関するアンケート(第一生命経済研究所 2001)」の個票データの提供を受けました。

参考文献

Booth, A., 1977, "Wife ' s Employment and Husband ' s Stress: A Replication and Refutation." *Journal of Marriage and the Family*. 39: 645-50.

第一生命経済研究所, 2001, 『今後の生活に関するアンケート』.

Fendrich, M., 1984, "Wive's Employment and Husbands' Distress: A Meta-analysis and a Replication." *Journal of Marriage and the Family*. 46: 871-9.

Kessler, R.C. and J. A. McRae, 1982, "The Effect of Wives ' Employment on the Mental Health of Married Men and Women." *American Sociological Review*, 47: 216-27.

木村邦博, 2000, 「労働市場の構造と有配偶女性の意識」盛山和夫編『日本の階層システム』

- 東京大学出版会, 177-92.
- 厚生労働省, 2002, 『平成 14 年国民生活基礎調査』.
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa02/1-5>, 2005.10.24).
- 松田茂樹, 2006, 「戦略の自由度と性別役割分業——性別役割分業の意識と実態の不一致——」
『共働社会の到来とそれをめぐる葛藤—夫婦関係—』(SSJDA Research Paper Series
34) : 167-84.
- Mirowsky, J. and C. E. Ross, 1989, *Social Causes of Psychological Distress*. Aldine de Gruyter.
- 西村純子, 2001, 「女性の就業と家族生活ストレス——女性の就業は誰の利益か?」『哲学』
106 : 1-29.
- 尾嶋文章, 2000, 「『理念』から『日常』へ」——変容する性別役割分業意識」盛山和夫編『日
本の階層システム』東京大学出版会, 217-36.
- Orden, S. R. and N. M. Bradburn, 1969, “Working Wives and Marriage Happiness,” *The American Journal of Sociology*, 74(4): 392-407.
- Ross, E., J. Mirowsky, and J. Huber. 1983, “Dividing work, sharing work, and in-between marriage patterns and depression.” *American Sociological Review*. 48: 809-23.
- 嶋崎尚子, 2005, 「家族に関する意識」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第 2 回 家
族についての全国調査 (NFRJ03) 第 1 次報告書』175-92.
- 서정아 · 한경혜, 1998, 「가족 및 직업 특성이 중 · 장년기 남성의 심리적 복지감에 미치는 영향」『한국가족관리학회지』16(2): 165-77.

第 10 章 共働社会のパラドックス 妻からみた夫婦類型を手がかりに

鈴木富美子

1. 問題設定

女性と職業をめぐる意識は、ここ 30 年間で男女ともに大きく変化した。1972 年から 2002 年の変化をみると、女性では、「子どもができたら職業をやめ大きくなったら再び職業を持つ方がよい」(再就職型)が一貫して 4 割前後を占め、支持率は最も高い。しかし、「子どもができてずっと職業を続けたい」(就労継続型)が 11.5% (1972) から 38.0% (2002) になるなど、30 年間で 3 倍以上に増加した。男性でも、2002 年には「就業継続型」の支持率が 37.9% となり「再就職型」(31.8%) を抜いてトップになった(井上・江原編 2005)。

実際、1980 年以降、夫婦ともに「雇用者の共働き世帯」は年々増加傾向を示し、1997 年以降は、「男性雇用者と無業の妻からなる世帯」(片働き世帯)を上回るなど、数の上では「共働き世帯」が多数派になっている(内閣府 2004)。

しかし、その実態は「個人が『性別(ジェンダー)』に縛られず、個性と能力を存分に発揮して輝く社会」(大沢 2002: 9) という男女共同参画社会の理想の姿には程遠い。

例えば、出産による就業の継続状況を「従業先の規模別」にみると、最も出産後の就業継続率が高いのは「官公庁」(50.4%)、次いで「1~9 人」(39.4%)、「10~29 人」(27.5%) と続き、最も低いのが「1000 人以上」(13.7%) となるなど、規模が大きい職場ほど就業継続がしにくい。「職種別」でも、「自営・家族従業者」と比較すると、「雇用者」は継続しにくい。特に、女性の割合が多い「事務職」の継続率(19.5%) が最も低くなっており、女性にとって出産後の就労継続が容易でないことが読み取れる(井上・江原編 2005)。

この背景には、男性の労働環境も大きく影響している。年齢階級別の平均週間就業時間と週 60 時間以上の就業者の割合をみると、男性は 30 歳代において、就業時間が最も長く、60 時間以上働く割合も最も高いなど、育児期の男性の就業時間が長くなっている。一方、男性の家事・育児に割く時間をみると、「共働き」の夫と「片働き」の夫に差はない。2001 年の時点で家事時間が「共働き」21 分、「片働き」22 分、育児時間が「共働き」5 分、「片働き」13 分となっており、依然として低い水準にとどまる(内閣府 2004)。

結局、特に常雇の場合には、出産後も就業を継続できるかどうかは妻自身の親を中心とした親族のサポートが利用可能かどうかにかかっているものであり、そうした条件に恵まれていない場合には、継続就労が困難であるようすが浮き彫りとなる(稲葉 1999a)。

このように、女性たちが労働市場へと組み込まれていく一方、女性のみならず男性たちの労働環境が家族の要求に対応しきれていない状況 - 「立ち往生した革命」(Hochschild 1989) - は、結婚生活における深刻な緊張や、夫婦間におけるさまざまな葛藤の原因とな

ることが指摘されている。

いったい、どうすれば共働社会がもたらす「立ち往生した」状況を打開することができるだろうか。夫婦間の緊張状態を少しでも緩和することが可能になるのか。これらの問いに対し、本稿では「妻の苛立ち」に注目し、男女共同参画社会への過渡的状況を生きる夫婦関係の諸相を丹念に掘り下げ、描き出すことから始めてみたい。

2. 分析方法

夫からの情緒的サポートと、妻のディストレスや夫婦関係満足度の関連については、これまでもいくつかの研究がなされ、知見が提示されてきた。末盛（1999）は、夫婦間の情緒的サポートが夫婦関係満足度に有意な効果をもたらすこと、とりわけ、伝統的な性別役割意識をもつ妻において強いことを明らかにしている。また、稲葉も、夫からの情緒的サポートが常雇以外でディストレスを低下させる、即ち、「家事・育児の専門性が強いほど、夫の情緒的サポートの有無が妻の心理状態を直接規定する程度が高まる」（稲葉 1999: 112）ことを示している。

これらの先行研究からは、一般的に夫からの情緒的サポートがあると妻の夫婦関係満足度は高くなるし、妻のディストレスは低くなること、また、その程度は妻の性別役割分業観や妻の就業状況によって異なる可能性があることがわかる。つまり、「夫からの情緒的サポート」と「妻のイライラ感」の組合せから、順当に想定しやすい「夫のサポートがあって苛立たない妻」「夫のサポートがなくて苛立つ妻」という夫婦類型だけでなく、一見想定しにくい「夫のサポートがあっても苛立つ妻」「夫のサポートがなくても苛立たない妻」もありうることを示唆している。

そこで本稿では、「夫の情緒的サポート」と「妻のイライラ感」という相反する2つの指標に着目して妻回答から夫婦類型を作成し、それぞれの夫婦類型の特徴について丹念に描き出すことを目的とする。データは、財団法人家計経済研究所が1999年に実施した「現代核家族調査」における夫票および妻票の夫婦ペアデータを用いることにした。

分析は、以下の手順で行った。

分析1：まず、夫婦類型の特徴を明らかにするため、夫・妻の属性との関連をみていく。

その際、夫婦関係は互いの組み合わせの影響を受けることを考慮し、夫と妻それぞれの属性だけでなく、夫と妻の属性を組み合わせた夫婦属性との関連も検討する。

分析2：次に、夫婦関係を妻の視点から捉える。妻回答から、夫婦間の行動面における特徴と意識面における特徴を明らかにする。

分析3：さらに、夫婦関係を夫の視点から捉える。夫回答から夫婦間の行動面における特徴を描き出し、妻からみた夫婦関係と夫からみた夫婦関係を照らし合わせることにより、夫婦間の認識のズレを抽出する。

分析4：最後に、このような夫婦間の認識のズレが夫婦関係満足度に及ぼす影響についても検討していく。

3．妻からみた夫婦類型の作成

まず、夫からの情緒的サポートの有無を示す「fa46a 夫は私の心配事や悩みを聞いてくれる」と、夫からのネガティブな心理的影響（ディストレス）の有無を示す「fa46e 夫といるとイライラすることがある」について、「あてはまる」「ややあてはまる」を「あてはまる」に、「あまりあてはまらない」「あてはまらない」を「あてはまらない」にリコードし、以下の4つの夫婦類型を作成した（計930人）。内訳は以下のとおりである（図1）。

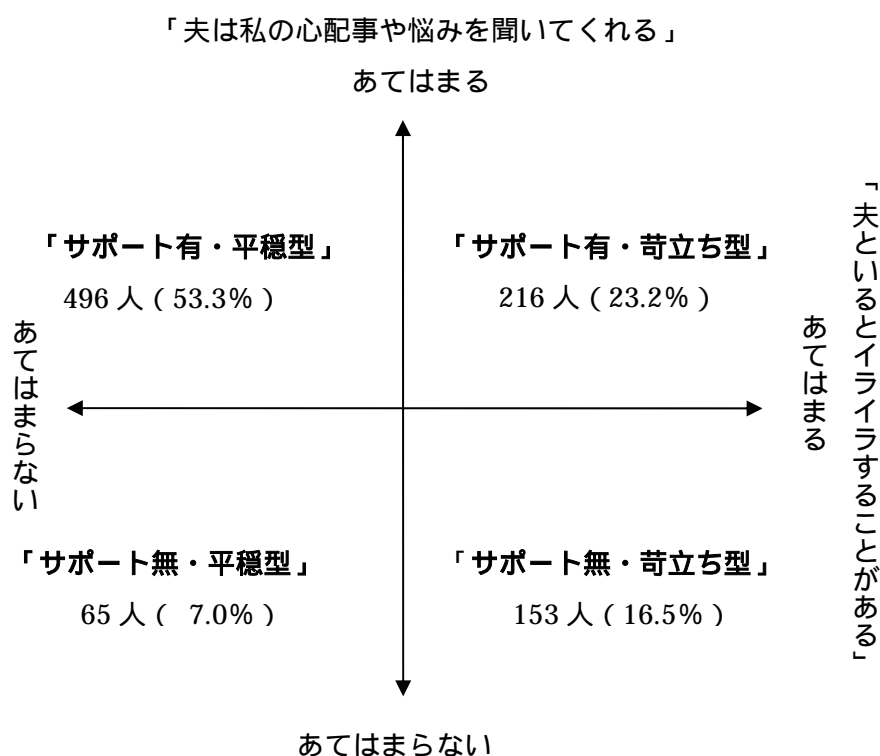


図1 妻からみた夫婦類型の構成比と特徴

夫から情緒的サポートを受けており、夫といってもイライラすることがない「サポート有・平穏型」の妻が全体の約半数（55.3%）、夫から情緒的サポートを受けておらずイライラすることがある「サポート無・苛立ち型」が16.5%となる。情緒的サポートの有無と妻のイライラ感との関係からみると、妥当な組み合わせの妻が全体の約7割を占める。

しかし、夫から情緒的サポートを受けているのに苛立つ妻（「サポート有・苛立ち型」）、あるいは情緒的サポートを受けていないがとりわけ苛立ってはいない妻（「サポート無・平穏型」）も約3割を占めており、夫婦関係が一筋縄ではいかないことが推察される。

4 . 分析

4.1 分析 1 : 夫と妻の属性およびその組合せからみた夫婦類型の特徴

4.1.1 属性変数ごとの特徴

最初に、夫婦類型の属性的な特徴をみるため、夫婦類型を独立変数、夫と妻それぞれの年齢、最終学歴、就業形態、仕事内容、本人収入、世帯年収などの変数を従属変数としたクロス表分析を行った。さらに夫と妻の属性を組み合わせた夫婦属性として、夫婦年齢差、夫婦学歴組、夫婦就業形態、夫婦年収、妻家計参入度の 5 変数との関連についても確認した¹。その結果、夫年齢、夫学歴、夫収入、ライフステージ、夫婦学歴、夫婦就業形態 7 変数において、夫婦類型との間に有意な関連がみられた(表 1)。

夫年齢：夫年齢では、「サポート無・平穏型」が、他の 3 類型に比べ、「39 歳以下」が少なく、「40~44 歳」が多い。夫からのサポートがなくてもイライラしないという心境に妻が達するのは、若い夫よりもむしろ 40 代前半の場合に多く見られることがわかる。

夫学歴と夫年収：夫学歴と夫収入では、「サポート有・苛立ち型」で「中・高卒」、「700 万円未満」が多く、「サポート有・平穏型」や「サポート無・平穏型」では「短大・高専以上」や「700 万円以上」が多くなる。

夫年収や夫学歴が「低め」なのが「サポート有・苛立ち型」、「高め」なのが「サポート有・平穏型」や「サポート無・平穏型」といえそうだ。

ライフステージ：ライフステージでは、各類型で特徴がみられた。「サポート有・平穏型」は他の 3 類型に比べ、「子どもなし」が多くみられる。「サポート有・苛立ち型」は「子ど

¹ クロス表分析に際し、属性変数は以下のように分類した。

夫年齢：「28~39 歳」「40~44 歳」「45~56 歳」、妻年齢：「35~39 歳」「40~44 歳」

夫学歴：「中・高卒」「短大・高専以上」、妻学歴：「中・高卒」「短大・高専」「大学以上」

夫就業形態：「公務員・正社員」「自営・自由・臨時・パート他」(但し無職は除く)

妻就業形態：「専業主婦」「公務員・正社員」「臨時・パート」「自営・自由・家族他」

仕事内容(夫妻とも)：「専門・管理」「販売・営業・事務」「現業労働」

夫収入：「700 万円未満」「700 万円以上」、妻収入「なし」「141 万円未満」「141 万円以上」

ライフステージ：「子どもなし」「未子未就学」「未子小学生」「未子中高生」

夫婦年齢差：「妻年上」「同年齢(1 歳以内)」「夫年上 (2~4 歳以内)」「夫年上 (5 歳以上)」

夫婦学歴と夫婦就業形態については本文を参照。

夫婦年収：「夫 700 万円未満、妻 141 万円未満」「夫 700 万円未満、妻 141 万円以上」

「夫 700 万円以上、妻 141 万円未満」「夫 700 万円以上、「妻 141 万円以上」

妻家計参入度：「なし」「30%以下」「それ以上」

もなし」が少なく、「末子未就学」が多い。「サポート無・苛立ち型」も「子どもなし」が少なく、「末子中高校生」が多い。「サポート無・平穏型」は「子どもなし」の他にも「末子未就学」が少なくなり、「末子小学生」が目立つようになる。

このようにみえてくると、まず、妻のイライラ感は、「子ども」の存在と無関係ではないことが推測される。また、夫が妻に対して情緒的サポートをしなくなるのは、小学生以上の子どもをもつ、比較的年数を経た夫婦であることが読み取れる。

夫帰宅時間：夫帰宅時間では、「サポート有・平穏型」では比較的早めの「午後8時頃」が多いのに対し、「サポート有・苛立ち型」は「午後9時頃」、「サポート無・苛立ち型」ではさらに遅い「午後9時頃」が多くなる。

夫からの情緒的サポートもなく、夫の帰りが遅くなるほど妻は苛立つ傾向がみられる。

夫婦学歴：夫と妻の属性を組み合わせた夫婦属性については、夫婦学歴と夫婦就業形態が夫婦類型と有意な関連を示した。夫婦学歴は、夫妻ともに中学・高校卒の「同学歴（中高卒）」、夫婦ともに4年制大学卒の「同学歴（4大卒）」、夫が中学・高校卒で妻が短大卒以上の「妻高学歴」、夫は大卒で妻が中学・高校卒の「夫高学歴（妻中高卒）」、夫が大卒で妻が短大卒の「夫高学歴（妻短大卒）」の5つに分類した。

「サポート有・苛立ち型」は、4つの夫婦類型の中で、比較的「同学歴」や「妻高学歴」が多く、「夫高学歴」が少ない。これに対し、「サポート有・平穏型」と「サポート無・苛立ち型」で「夫高学歴」が多かったが、「サポート有・平穏型」では「夫高学歴（妻短大卒）」、「サポート無・苛立ち型」では「夫高学歴（妻中高校卒）」が多くなるなど、2つの類型間に違いがみられた。また、「サポート無・平穏型」では「妻高学歴」が少なかった。

夫婦就業形態：夫婦就業形態は、「夫/正社員・妻/専業主婦」「夫/正社員・妻/パート」「夫/正社員・妻/その他有職」「夫/自由・自営他」の4つの分類した（「夫/正社員」は公務員を、「妻/その他有職」は正社員、自営・自由を含む）。

夫婦類型間の特徴が最もよくあらわれたのは、「夫/正社員・妻/パート」の組合せであった。この組み合わせは、「サポート無・苛立ち型」に多く、「サポート有・苛立ち型」や「サポート無・平穏型」は少なかった。逆に、「サポート無・苛立ち型」に少なく、「サポート有・苛立ち型」や「サポート無・平穏型」多くみられたのは「夫/自由・自営他」であった。

表1 夫婦類型と属性変数との関連（クロス表分析）

	サポート有 平穩型	サポート有 苛立ち型	サポート無 苛立ち型	サポート無 平穩型	合計	
夫年齢	(496人)	(216人)	(153人)	(65人)	(930人)	
39歳以下	36.90%	33.30%	38.60%	15.40%	34.80%	
40～44歳	34.70%	36.10%	33.30%	55.40%	36.20%	
45歳以上	28.40%	30.60%	28.10%	29.20%	28.90%	² = 15.958*
夫学歴	(490人)	(214人)	(152人)	(64人)	(920人)	
中・高卒	38.80%	48.10%	41.40%	31.30%	40.90%	
短大・高専以上	61.20%	51.90%	58.60%	68.80%	59.10%	² = 8.030*
夫収入	(485人)	(214人)	(150人)	(66人)	(913人)	
700万円未満	48.70%	59.30%	54.00%	42.20%	51.60%	
700万円以上	51.30%	40.70%	46.00%	57.80%	48.40%	² = 9.436*
ライフステージ	(490人)	(213人)	(149人)	(62人)	(914人)	
子どもなし	14.30%	7.50%	6.00%	6.50%	10.80%	
末子未就学	32.20%	39.00%	30.20%	21.00%	32.70%	
末子小学生	36.10%	39.00%	38.30%	54.80%	38.40%	
末子中高生	17.30%	14.60%	25.50%	17.70%	18.10%	² = 28.510**
夫帰宅時間	(495人)	(216人)	(153人)	(65人)	(929人)	
午後7時前・7時頃	22.40%	22.20%	23.50%	21.50%	22.50%	
午後8時頃	18.60%	11.60%	12.40%	21.50%	16.10%	
午後9時頃	12.90%	22.70%	13.10%	12.30%	15.20%	
午後9時以降	28.70%	27.80%	36.60%	32.30%	30.00%	
決まっていない他	17.40%	15.70%	14.40%	12.30%	16.10%	² = 22.033*
夫婦学歴組合せ	(489人)	(213人)	(152人)	(63人)	(917人)	
同学歴(中高卒)	28.40%	35.20%	30.90%	27.00%	30.30%	
同学歴(4大卒)	19.80%	24.40%	19.10%	27.00%	21.30%	
妻高学歴(妻短大以上)	10.40%	13.10%	10.50%	3.20%	10.60%	
夫高学歴(妻中高卒)	22.10%	14.10%	26.30%	22.20%	20.90%	
夫高学歴(妻短大卒)	19.20%	13.10%	13.20%	20.60%	16.90%	² = 22.236*
夫婦就業形態組合せ	(492人)	(215人)	(151人)	(65人)	(923人)	
夫正社員・妻専業主婦	38.60%	35.90%	35.80%	44.60%	38.80%	
夫正社員・妻パート	24.20%	17.20%	27.80%	10.80%	22.20%	
夫正社員・妻その他有職	16.50%	17.20%	18.50%	15.40%	16.90%	
夫自由・自営他	20.70%	26.00%	17.90%	29.20%	22.10%	² = 15.254*

注)一重下線・網掛け(-)は調整済み残差が1.65以上,一重下線のみ(-)は-1.65以下の数値を示す。

特に1.96以上または-1.96以下の場合にはボールド(太字)にした。

4.2 分析2：妻からみた夫婦関係

4.2.2 夫婦の行動面における特徴

ここでは、夫婦の行動面における特徴を、夫婦の共同性に焦点を当ててみていく。変数としては、1週間に家族全員で朝食や夕食をとった回数、夫婦の会話頻度、休日のレジャーの過ごし方（「外出」か「自宅」か、「夫婦と子ども」か「夫婦二人」か）、子どもが0~2歳時と3~6歳時における夫の子育て頻度、夫の現在の家事や子育て頻度などを取り上げる。これら夫婦の共同性を測る変数を従属変数、夫婦類型を独立変数とした一元配置の分析を行った。結果は表2に示した（以下、*を $p < .05$ 、**を $p < .01$ 、***を $p < .001$ と記す）。

分析の結果、家族で食事を共にする回数、夫婦の会話頻度、休日のレジャー（「夫婦と子ども」「夫婦二人」）、夫の子育て頻度などの項目において、夫婦類型間に有意差がみられた。そこで、どの夫婦類型間で差があるのかをみるため、Tukeyの多重比較法を行った。ここでは、各項目について共同性が最も高かった「サポート有・平穏型」を基準とし、それと有意差が認められた夫婦類型についてみていく。

まず、食事の回数についてみると、朝食では「サポート無・苛立ち型」、夕食では「サポート有・苛立ち型」、「サポート無・苛立ち型」との間に有意差がみられた。

会話頻度では、その他3類型（「サポート有・苛立ち型」「サポート無・苛立ち型」「サポート無・平穏型」）との間で有意差がみられた。

休日のレジャーについては、「外出」か「自宅」かにかかわらず、「夫婦と子ども」では「サポート無・苛立ち型」「サポート無・平穏型」の2類型と、「夫婦二人」ではその他3類型との間に有意差がみられた。休日に「夫婦と子ども」で過ごす頻度については、「サポート有・平穏型」と「サポート有・苛立ち型」との間に差がないことがわかる。

夫の子育て頻度については、「0~2歳時」と「3~6歳時」ではその他3類型と、「現在の子育て全般」では「サポート無・苛立ち型」「サポート無・平穏型」の2類型と有意差がみられた。妻からみると、「サポート有・苛立ち型」の夫の場合、「現在」の子育て頻度は「サポート有・平穏型」の夫と遜色ないが、子どもが小さい頃のかかわり方は少ないと認識されていることが読み取れる。

これらの結果をまとめると、夫婦類型間で差がみられた11項目のうち、共同性が最も高い「サポート有・平穏型」と有意差がみられたのは、「サポート有・苛立ち型」では夕食の回数、会話頻度、休日レジャー（外出）と休日レジャー（自宅）の「夫婦二人」、「0~2歳時の子育て」「3~6歳時の子育て」の6項目、「サポート無・苛立ち型」では11項目のすべて、「サポート無・平穏型」では、朝食の回数、夕食の回数、休日のレジャー（外出）の「自分と子どもだけ」を除く8項目であった。

このことから、家族・夫婦の共同性が最も高いのは「サポート有・平穏型」、次いで「サポート有・苛立ち型」、「サポート無・平穏型」と続き、共同性が最も低いのは「サポート無・苛立ち型」となることが推測できる。

表2 夫婦類型と行動面の共同性との関連（妻回答）

	サポート 有 平穩型	サポート 有 苛立ち型	サポート無 苛立ち型	サポート無 平穩型	平均 (サンプル数)	イ-タ係数と 有意性検定
食事						
朝食の回数	3.05	2.56	1.96	2.72	2.73(864)	.148***
夕食の回数	3.74	3.16	2.68	3.35	3.40(929)	.176***
会話						
夫婦間の会話頻度	5.08	4.61	3.40	4.09	4.63(930)	.526**
休日レジャー(外出)						
夫婦と子ども	1.90	1.87	1.08	1.18	1.70(836)	.241***
夫婦二人	1.17	0.71	0.33	0.77	0.90(930)	.252***
子どもと自分だけ	1.29	1.54	1.63	1.45	1.42(836)	.107*
自分だけ・家族以外	0.91	0.95	1.09	0.87	0.95(927)	.054
休日レジャー(自宅)						
夫婦と子どもで	2.00	1.74	1.01	1.38	1.72(835)	.237***
夫婦二人で	1.18	0.74	0.36	0.55	0.90(928)	.250***
子どもと自分	1.50	1.53	1.56	1.64	1.53(835)	.027
自分だけ・家族以外	0.92	0.97	0.97	1.01	0.95(927)	.023
夫の家事・子育て頻度						
0~2歳時の子育て	15.46	12.37	9.54	11.91	13.35(553)	.238***
3~6歳時の子育て	24.46	19.52	14.86	18.71	21.07(545)	.249***
現在の家事全般	2.64	2.69	2.09	1.78	2.50(929)	.073
現在の子育て全般	2.56	2.13	1.10	1.33	2.12(839)	.235***

注) 多重比較の結果、「サポート有・平穩型」と有意差がみられた夫婦類型に網掛け(■)をした。

食事：1週間に家族全員で朝食や夕食をとる回数。

会話：夫婦間の会話頻度(fq34)において、「1よく話す」を「6」、「2話す」を「5」、「3まあ話す」を「4」、「4あまり話さない」を「3」、「5ほとんど話さない」を「2」、「6全く話さない」を「1」にリコードした。

休日レジャー：月あたりの回数に換算した。

夫の家事・子育て頻度：対象子が0~2歳の時の5項目、対象子が3~6歳の時の8項目について、それぞれの頻度を月あたり日数に換算し合計した。現在の家事全般については、4項目それぞれの頻度を月あたり日数に換算し合計した。現在の子育て全般については、月あたり日数に換算した。

4.2.2 夫婦の意識面における特徴

ここでは夫婦の意識面における特徴をみるため、経済面に関する意識に着目した。具体的には、「家庭収入の満足度」「家計状況」「夫婦収入の帰属意識」の3つの意識項目を取り上げた。これらの変数と夫婦類型でクロス表分析を行った。結果は表3に示した。

表3 夫婦類型と経済面に関する意識のクロス表分析(各夫婦類型を100%とした割合:%)

	サポート有 平穩型	サポート有 苛立ち型	サポート無 苛立ち型	サポート無 平穩型	
家庭収入満足度					
不満・やや不満	44.4%	59.2%	69.8%	51.6%	$\chi^2 = 48.611^{***}$
家計状況					
苦しい・やや苦しい	52.2%	66.7%	69.5%	59.4%	$\chi^2 = 32.334^{***}$
夫婦収入帰属意識					
私の収入も、夫の 収入も夫婦のもの	77.8%	72.2%	52.3%	60.0%	$\chi^2 = 60.383^{***}$

注)「家計収入満足度」：「満足」「まあ満足」「やや不満」「不満」「どちらともいえない」を「満足・まあ満足」「どちらともいえない」「不満・やや不満」の3件法にリコードし集計。
「家計状況」：「ゆとりがある」「まあゆとりがある」「やや苦しい」「苦しい」の4件法で集計。
「夫婦収入帰属意識」：「私の収入は私のもの、夫の収入は夫のもの」、「私の収入は私のもの、夫の収入は夫婦のもの」、「私の収入は夫婦のもの、夫の収入は夫のもの」、「私の収入も、夫の収入も夫婦のもの」、「その他」の5件法で集計。

家庭収入に「不満・やや不満」である割合は、「サポート有・苛立ち型」(59.2%)と「サポート無・苛立ち型」(69.8%)に多い。また、家計状況を「苦しい・やや苦しい」と考える割合も、「サポート有・苛立ち型」(66.7%)、「サポート無・苛立ち型」(69.5%)に高いなど、「苛立ち型」の妻に現在の家計状況に不満をもつ割合が高い。

一方、夫婦収入の帰属意識については、「私の収入も、夫の収入も夫婦のもの」の割合は「サポート有・平穩型」(77.8%)や「サポート有・苛立ち型」(72.2%)で高い。「サポート有」の妻に経済面に関する共同意識が高い傾向がみられる。

このことから、「サポート有・苛立ち型」の妻は、「サポート無・苛立ち型」の妻と同様に、家計への不満をもち、家計状況に切迫感を感じながらも、夫婦の収入については、「サポート無・苛立ち型」とは異なり、「サポート有・平穩型」と同様の高い共同意識をもつ。「サポート有・苛立ち型」がそれほど裕福ではない中で、夫との間に一線を引かずに、なんとか共同性を志向しているようすがみとれる。

4.3 分析3：夫からみた夫婦関係

妻の苛立ちの要因が夫婦関係にあるとすれば、妻の目から夫婦関係の特徴を探るだけでは十分とはいえない。ここでは、夫の目から行動面における夫婦の共同性を捉え直し、夫と妻の認識のズレがないどうかを検討する。

4.3.1 夫の目からみた行動面での特徴

まず、行動面については、3.3 で用いた変数の中から、朝食の回数、夕食の回数、会話頻度、休日のレジャー（外出）における「夫婦と子ども」「夫婦二人」、休日レジャー（自宅）における「夫婦と子ども」「夫婦二人」との共同行動の頻度、「0~2 歳時」「3~6 歳児」の夫の子育て頻度、「現在」の夫の子育て頻度の 10 項目をそれぞれ従属変数とし、夫婦類型を独立変数とした一元配置の分散分析を行った。さらに、それぞれの変数ごとに夫回答と妻回答をペアにした対応のある t 検定を夫婦類型ごとに行った。結果は表 4 に示した。

分析の結果、10 項目すべてにおいて夫婦類型による有意差がみられた。そこで、どの夫婦類型間に差があるのかをみるために、Tukey の多重比較法を行った。ここでも、妻回答の場合と同様に、各項目について共同性が最も高かった「サポート有・平穏型」と有意差がみられた夫婦類型に焦点を当てた。

朝食の回数については、「サポート有・苛立ち型」「サポート無・苛立ち型」「サポート無・平穏型」のいずれも、また、夕食の回数では「サポート無・苛立ち型」のみ「サポート有・平穏型」と有意差がみられた。妻回答と同様、「サポート無・苛立ち型」は朝食・夕食ともに「サポート有・平穏型」と有意差がみられた。

会話頻度では、妻回答と同じく「サポート有・苛立ち型」「サポート無・苛立ち型」「サポート無・平穏型」の 3 類型との間に有意差がみられた。

休日レジャーの 4 項目については、休日レジャー（外出）の「夫婦と子ども」が「サポート無・苛立ち型」と「サポート無・平穏型」、「夫婦二人」が「サポート有・苛立ち型」と「サポート無・苛立ち型」、休日レジャー（自宅）の「夫婦と子ども」が「サポート無・苛立ち型」のみ、「夫婦二人」が他の 3 類型と有意差がみられた。「サポート有・苛立ち型」と「サポート無・苛立ち型」は妻回答と同じ結果となったが、「サポート無・平穏型」は妻回答と異なり、2 項目について「サポート有・平穏型」との間に有意差がみられなかった。

夫の子育て頻度では、「現在」については妻回答と同じく「サポート無・苛立ち型」「サポート無・平穏型」の 2 類型と有意差がみられた。しかし、「0~2 歳時」と「3~6 歳時」については、他の 3 類型と有意差がみられた妻回答の場合とは異なり、「サポート有・平穏型」と有意差がみられたのは、「サポート無・苛立ち型」だけであった。

以上の結果をまとめると、ここで検討した 10 項目のうち、共同性が最も高い「サポート有・平穏型」と有意差がみられたのは、「サポート有・苛立ち型」では朝食の回数、会話頻

度、休日レジャー（外出）と休日レジャー（自宅）の「夫婦二人」の4項目、「サポート無・苛立ち型」では10項目すべて、「サポート無・平穏型」では、朝食の回数、会話頻度、休日レジャー（外出）の「夫婦二人」、休日レジャー（自宅）の「夫婦二人」そして現在の子育て頻度5項目であった。

このことから、妻回答と同様、夫回答についても家族・夫婦の共同性が最も高いのは「サポート有・平穏型」、次いで「サポート有・苛立ち型」、「サポート無・平穏型」と続き、共同性が最も低いのは「サポート無・苛立ち型」となることがわかる。

しかしその一方、夫回答では妻回答とは異なる側面も見受けられた。夫回答の場合、「サポート有・苛立ち型」では「0～2歳時」と「3～6歳時」の夫の子育て頻度、「サポート無・平穏型」では「休日レジャー」の2項目において「サポート有・平穏型」と有意差がみられなくなるなど、夫のほうが夫婦類型間の差異が曖昧な傾向がみられたことである。家族・夫婦の共同性について、妻のほうが夫婦類型の差を明確に認識している可能性がある。

4.3.2 夫のからみた共同性と妻からみた共同性のズレ：対応のあるt検定の結果

そこで、家族・夫婦の共同性を夫と妻がどのように認識しているかをより詳しく探るために、夫婦ペアごとに平均値の差を比較したところ、夫婦類型ごとに差がみられた。

まず、「サポート有・平穏型」の場合には、いずれの項目についても妻の平均値のほうが夫の平均値を有意に上回る結果となった。この数値は、家族・夫婦の共同性を示したものであり、夫の家族や妻へのコミットメントとみることができる。つまり、「サポート有・平穏型」の妻の場合には、夫が自分自身で認識している以上に、夫が家族にかかわっていると認識する傾向にあることを示す「妻過大評価傾向」がみられた。

これに対し、「サポート無・苛立ち型」と「サポート無・平穏型」には、こうした「妻過大評価傾向」はみられない。家族・夫婦に関する共同性に関する妻の認識は、夫が認識していると同等か、もしくは夫よりも厳しく査定する傾向すらみられる。特に、「サポート無・苛立ち型」では、10項目中5項目において夫の認識が妻の認識を上回る「夫過大評価傾向」がみられた。

「サポート有・苛立ち型」の場合は、10項目中7項目については妻と夫の認識が同程度になったが、2項目で「妻過大評価傾向」、1項目で「夫過大評価傾向」がみられるなど、他の3類型と比較して複雑な結果となった。「夫の情緒的サポートがあってもイライラする」というという両義的な感情をもつこの類型の妻たちの場合、夫の家族・夫婦への共同性を冷静に把握する一方、ときには夫を過大評価したり（「過大評価傾向」）、またあるときには過小評価したり（「夫過大評価傾向」）するなど、夫に対する評価が一貫せず、揺れ動いている様子がみてとれる結果となった。

表4 夫婦類型別行動面の共同性に関する妻回答と夫回答の比較 (t 検定)

	サポート有 平穩型	サポート有 苛立ち型	サポート無 苛立ち型	サポート無 平穩型	合計	F 値
朝食回数						夫 : 4.731**
夫 - 妻	3.48 - 3.05	2.81 - 2.56	2.74 - 1.96	2.54 - 2.72	3.15 - 2.73	妻 : 6.380***
t 検定	夫 妻	夫 妻	夫 > 妻**	夫 妻		
夕食回数						夫 : 5.231**
夫 - 妻	3.66 - 3.74	3.33 - 3.16	2.84 - 2.68	3.37 - 3.35	3.43 - 3.40	妻 : 9.843***
t 検定	夫 妻	夫 > 妻+	夫 > 妻**	夫 妻		
会話頻度						夫 : 59.819**
夫 - 妻	4.95 - 5.08	4.64 - 4.61	3.68 - 3.4	4.21 - 4.09	4.62 - 4.63	妻 : 118.115***
t 検定	夫 < 妻**	夫 妻	夫 > 妻**	夫 妻		
休日・外出	夫婦と子ども					夫 : 12.558***
夫 - 妻	1.79 - 1.9	1.82 - 1.87	1.11 - 1.08	1.16 - 1.18	1.63 - 1.7	妻 : 17.084***
t 検定	夫 < 妻*	夫 妻	夫 妻	夫 妻		
休日・外出	夫婦二人					夫 : 17.270***
夫 - 妻	1.12 - 1.17	0.61 - 0.71	0.43 - 0.34	0.77 - 0.77	0.86 - 0.9	妻 : 20.890***
t 検定	夫 妻	夫 < 妻+	夫 妻	夫 妻		
休日・自宅	夫婦と子ども					夫 : 7.767***
夫 - 妻	1.69 - 2.2	1.58 - 1.74	1.02 - 1.01	1.34 - 1.38	1.52 - 1.72	妻 : 16.538***
t 検定	夫 < 妻***	夫 妻	夫 妻	夫 妻		
休日・自宅	夫婦二人					夫 : 14.969***
夫 - 妻	1.08 - 1.18	0.6 - 0.74	0.49 - 0.36	0.58 - 0.55	0.84 - 0.9	妻 : 20.530***
t 検定	夫 < 妻+	夫 < 妻+	夫 > 妻+	夫 妻		
夫の子育て	0~2歳時					夫 : 5.950**
夫 - 妻	14.22 - 15.46	12.09 - 12.36	10.0 - 9.54	12.81 - 11.91	12.81 - 13.35	妻 : 10.963***
t 検定	夫 < 妻*	夫 妻	夫 妻	夫 妻		
夫の子育て	3~6歳時					夫 : 5.689**
夫 - 妻	22.36 - 24.46	19.57 - 19.52	16.24 - 14.86	18.19 - 18.71	20.25 - 21.07	妻 : 11.890***
t 検定	夫 < 妻**	夫 妻	夫 妻	夫 妻		
夫の子育て	現在					夫 : 5.952**
夫 - 妻	2.13 - 2.56	2.01 - 2.13	1.38 - 1.1	1.21 - 1.33	1.97 - 2.12	妻 : 16.276***
t 検定	夫 < 妻***	夫 妻	夫 > 妻*	夫 妻		

注) 夫 < 妻, 夫 妻, 夫 > 妻の不等号式は, 家族・夫婦の共同性に対する夫・妻それぞれの認識の平均値を比較したもの。夫 < 妻は妻過大評価傾向, 夫 妻は夫と妻の認識がほぼ同じことを, 夫 > 妻は夫の過大評価傾向を示す。夫婦類型ごとに t 検定の結果を記した。また, 夫と妻それぞれについて, 夫婦類型を独立変数, 共同性を従属変数とした一元配置の分散分析の分散分析を実施し, F 値と検定結果を記した (*を p < .10, *を p < .05, **を p < .01, ***を p < .001 を示す)。

4.4 分析4：夫婦関係満足度と夫婦類型

これまでの分析から、夫の家族・夫婦へのコミットメントに対する夫と妻の評価がどのように食い違っているのかは、夫婦類型によって異なることが確認できた。そこで、このような夫と妻の認識のズレは夫婦関係全体にどのように関連しているのかを探るべく、最後に夫婦関係満足度と夫婦類型の関連をみておこう。

分析は、クロス表分析と分散分析で行う。クロス表分析では、「満足」「まあ満足」「どちらでもない」「やや不満」「不満」の5段階を「満足」「どちらでもない」「不満」の3段階にリコードした。分散分析では、満足なほど点数が高くなるようにするため、「満足」を「5点」、「まあ満足」を「4点」、「どちらでもない」を「3点」、「やや不満」を「2点」、「不満」を「1点」にリコードした。結果は表5と表6に示す。

まず、「満足」の割合に着目すると、妻・夫ともに、最も「満足」の割合の高いのは「サポート有・平穏型」(妻 92.7% 夫 91.0%)である。以下、妻・夫ともに「サポート有・苛立ち型」(妻 58.2% 夫 76.6%)と「サポート無・平穏型」(妻 50.8% 夫 75.0%)と続き、夫婦ともに最も「満足」の割合が低いのが「サポート無・苛立ち型」(妻 19.2% 夫 48.6%)となる。特に、「サポート無・苛立ち型」の妻における「不満」の割合の高さ(67.1%)と、「サポート無・平穏型」の妻の場合は、「どちらともいえない」の割合が高い(25%)が目立つ。

表5 夫婦類型と夫婦関係満足度のクロス表分析(各夫婦類型を100%とした割合:%)

	サポート有 平穏型	サポート有 苛立ち型	サポート無 苛立ち型	サポート無 平穏型	合計	
<妻>						
満足	<u>92.7%</u>	<u>58.2%</u>	<u>19.2%</u>	<u>50.8%</u>	70.7%	
どちらとも	3.3%	12.2%	13.7%	<u>25.4%</u>	8.5%	
不満	<u>4.1%</u>	<u>29.6%</u>	<u>67.1%</u>	23.8%	21.4%	$\chi^2 = 360.649^{***}$
(合計)	(492人)	(213人)	(146人)	(63人)	(914人)	
<夫>						
満足	<u>91.0%</u>	76.6%	<u>48.6%</u>	75.0%	79.7%	
どちらとも	3.7%	7.0%	14.2%	10.0%	6.6%	
不満	5.3%	16.4%	<u>37.2%</u>	15.0%	13.7%	$\chi^2 = 132.757^{***}$
(合計)	(491人)	(214人)	(148人)	(60人)	(913人)	

注)一重下線・網掛け(-)は調整済み残差が1.96以上、二重下線(=)は-1.96以下の数値を示す。

表6 夫婦類型と夫婦関係満足度（分散分析と対応のある t 検定）

	サポート有 平穩型	サポート有 苛立ち型	サポート無 苛立ち型	サポート無 平穩型	合計	
妻	4.26	3.30	2.15	3.29	3.64	F 値=12.629**
夫	4.26	3.76	3.00	3.77	3.90	F 値=63.984**
検定結果	p=n.s.	p=.001	p=.000	p=.011		
	夫 妻	夫 > 妻	夫 > 妻	夫 > 妻		

次に、「満足」「どちらでもない」「不満」の分布状況についてみると、「サポート有・平穩型」が夫・妻ともにほぼ同じ割合で分布するのに対し、その他の3類型は、「満足」の割合が妻で20ポイント以上も低くなるなど、夫婦でかなり分布状況が異なる。とりわけ、夫婦ともに最も「満足」の割合が少ない「サポート無・苛立ち型」では、「満足」と回答した妻の割合（19.2%）は夫の割合（48.6%）の半数にも満たない。

平均値をみても、「サポート有・平穩型」が夫婦ともに4.26と、ほぼ同じ値を示したのに対し、その他の3類型ではいずれも夫の夫婦関係満足度が妻を上回った。特に、「サポート無・苛立ち型」で夫婦間の差が最も大きいことがわかる（妻2.15 夫3.00）。

夫婦関係満足度は、一般的に夫のほうが妻よりも高いことが指摘されている。しかし、ここでの分析結果をみると、「サポート有・平穩型」の夫婦では夫婦間に差がみられなかったが、その他の3類型では夫の夫婦関係満足度は妻に比べて有意に高くなるなど、その差は一様ではないことが読み取れる。家族・夫の共同性に対する「サポート有・平穩型」の「妻過大評価傾向」により、この夫婦類型だけが夫婦関係満足度の夫婦差を生じることなく、妻に高い満足度をもたらす可能性が伺える。

5. まとめと考察

ここまで、夫からのサポートの有無と妻のイライラ感の組合せによる4つの夫婦類型の特徴について、属性変数との関連を検討した分析1、夫婦関係を妻の視点から捉えた分析2、夫婦関係を夫の視点から捉え、さらに夫婦間の認識のズレを検討した分析3、そのズレと夫婦関係の関連を夫婦関係満足度から捉えた分析4によって明らかにしてきた。ここで、各類型の特徴を記述しておく。

「サポート有・平穩型」

夫の年齢は比較的若く、「子どもなし」が目立つなど、結婚してそれほど年数を経っていない夫婦に多い。しかし、どのライフステージにも出現しうる夫婦類型である。夫は正社員として働き、夫の学歴・年収ともに比較的高い。夫婦学歴は「夫高学歴」だが、夫が大卒、

妻が短大卒の組み合わせが多い。

妻からみて家族・夫婦の共同性は 4 類型の中で最も高く、特に妻は「夫はよくやってくれている」と過大評価する傾向がみられる。夫・妻ともに夫婦関係満足度も最も高く、しかも満足度に夫婦の乖離がみられない。4 類型中、夫婦ともに最も「幸せ」な夫婦である。

「サポート有・苛立ち型」

4 つの類型の中で最も「同学歴」や「妻高学歴」の割合が高く、「夫高学歴」の割合が低いなど、夫と妻の勢力が拮抗している夫婦である。「子どもなし」が少なく、「末子未就学」が多いことから子どものいる比較的若いライフステージに出現しやすい。「サポート有・平穩型」や「サポート無・平穩型」に比べると夫の学歴や収入が低いのは、ライフステージの影響の他、比較的階層が高い夫婦と低い層が混在している可能性もある。

妻からみて家族・夫婦の共同性は「サポート有・平等型」に次いで高く、特に夫の現在の子育て頻度は遜色ない。妻は家計収入に不満があり、生活も苦しいと感じているが、収入に関する共同意識は高く、行動面・意識面ともに夫との共同性を志向している。妻の約 6 割は夫婦関係に満足しているが、夫の満足度よりも低く、夫婦間に乖離がみられる。

「サポート無・苛立ち型」

この夫婦類型を特徴づけているのは、ライフステージ、夫婦学歴、夫婦就業形態である。「子どもなし」が少なく、「末子中高生」が多いことから、ある程度結婚年数を経た子どものいる夫婦に出現しやすい。夫婦学歴では「夫高学歴」の中でも、妻・中高校卒の組合せが、また、夫婦就業形態の組合では「夫正社員・妻パート」が目立つなど、典型的な子育て後の再就職型である。夫年収はそれほど高くなく、妻の家計に対する不満は高いし、家計も苦しいと感じている。

妻からみて、行動面・意識面での共同性や夫婦関係満足度は 4 類型の中で最も低く、夫の夫婦関係満足度との乖離も最大となる。

「サポート無・平穩型」

4 つの夫婦類型の中で、最も「40～45 歳」の割合が高いこと、「子どもなし」で少なく、「末子小学生」に多く見られることから、ある程度結婚年数を経た子どものいる夫婦に出現しやすい。「サポート無・苛立ち型」との違いは、夫の学歴や年収が比較的高く、「夫正社員・妻パート」の組み合わせが少ないことがあげられる。また、「妻高学歴」も少ないなど、夫婦間の力の差が明確で、経済的なゆとりがある夫婦類型だと推測される。

家族・夫婦の共同性は「サポート有・苛立ち型」に次いで高く、妻の夫婦関係満足度もほぼ同程度だが、「どちらともいえない」の割合が高くなるなど、結婚生活に対する曖昧な態度が増える。妻の夫婦関係満足度は夫の満足度よりも低く、夫婦間に乖離がみられる。

最後にこれら4つの類型を共働社会の中に位置づけてみる。

まず、「サポート有・平穏型」は、夫婦間の力関係は明確だが、家族に対する夫の共同性が高く、妻の葛藤は顕在化しない。女性の上昇婚志向を体現しており、「『幸福な家庭』志向」(船橋 2000: 56)や、「男は仕事と家事・女は家事と趣味(的工作)」という「新・専業主婦志向」(厚生省 1998: 33)にも通じる。基本的には従来の性別役割分業を温存し、またそれを可能とする夫の経済力を前提としたうえで、妻は夫に家事・育児への「参加」を期待し、ある程度それに夫が応えてくれれば妻は満足する。

この類型と基本的には同じ路線ながら、家族・夫婦間の共同性が低いのが「サポート無・平穏型」である。生活にゆとりがあるため、妻自身も生活のためにパートで働かなくてはならないということはない。夫からの情緒的サポートはないが、子どもにもまだ手がかかるし、夫のことをそれほど気にしてもらえない。夫婦関係は満足かと聞かれると「どちらでもない」が多いなど、何となく釈然としないまま、妻にはあきらめの気持ちも漂う。

これら2つの類型は、夫の経済的基盤があること、また、夫婦学歴をみても妻のほうが学歴が高いという状況は少なく、夫婦間の力の差が明確である。それ故、妻は夫との対等なパートナーシップを目指すわけではないので、夫婦間の葛藤が起こりにくい。

これに対し、「サポート有・苛立ち型」は夫婦間の力が拮抗していた。教育が平等化し、自分たちのおかれた状況を意識するようになると、特に若い女性において、職業と家庭におけるさらなる平等とパートナー関係を期待するようになる(Beck 1986)。「サポート有・苛立ち型」の妻の葛藤は、こうした状況にあてはまるものであった。決してこの類型の夫たちの家族・夫婦の共同性が低いわけではなく、むしろ他の類型の夫に比べれば、高い部類に入る。しかし、対等なパートナーシップを望む妻から見ると、夫のかかわりに対し、「サポート有・平穏型」の妻たちがみせたような「過大評価」などはしない。その結果、夫から情緒的サポートを受けていても、まだ手のかかる子どもを育てていく中で、苛立ちが募る。夫と妻の力関係が拮抗し、対等なパートナーシップを目指すゆえに夫との葛藤状況に直面せざるをえないという点で、まさに今後増えることが予想される夫婦類型である。

「サポート無・苛立ち型」についてはどうだろうか。この類型は、子どもの教育費に最もお金のかかるライフステージであるが、正社員で働く夫の年収がそれほど高くない。家計収入への妻の不満は高く、家計も苦しいと感じる妻は多い。このため、妻がパートで働き家計を補助するなど、典型的な子育て再就職型であった。この夫婦類型が、「夫/正社員・妻/パート」の組み合わせに多かったことは示唆的である。夫は「雇用者」としてリジッドな労働条件に組み込まれ、その調整をパートとして働く妻が一手に担うという状況が容易に推察されるからだ。労働環境が家族の要求に対する柔軟性をもたないまま、女性たちが労働市場へと組み込まれていくのであれば、この類型もまた、今後増えることになるだろう。「立ち往生した」状況に、妻は孤軍奮闘せざるをえない。

本稿では、共働社会がもたらす夫婦間の緊張状態を緩和する可能性を探るべく、過渡的な状況を生きる夫婦関係の諸相を主に妻の視点から丹念に描いてきた。「サポート有・平穏型」以外のどの夫婦類型においても、妻の夫婦関係満足度のほうが夫よりも低い傾向がみられたことは、現状では結婚生活のひずみを背負っているのは主に妻であり、共働社会の到来がこうした状況を助長しかねないことを示唆している。

制度的な支援が不十分なままに、共働社会が到来するのであれば、夫婦は「私的な解決策」を探さなくてはならず、「彼らに与えられた可能性の範囲内において、夫婦の内部で危険を配分」(Beck 1986: 235) することになりかねない。夫婦関係は悪化するばかりである。そのような徒労感に満ちた「代替戦争」をできるだけ避け、制度的解決策を探るためにも、妻だけでなく夫の労働環境にも目配りをしながら、夫の視点から夫婦関係を丹念に描き出すことが今後の課題となる。

謝辞

〔二次分析〕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〔「現代核家族調査」(財団法人家計経済研究所)〕の個票データの提供を受けました。

参考文献

- Beck, Ulrich, 1986, *Risikogesellschaft: Auf dem Weg in eine andere Moderne*, Frankfurt am Main: Suhrkamp Verlag. (= 1998, 東廉・伊藤美登里訳『危険社会 新しい近代への道』法政大学出版局.)
- Hochschild, Arlie, 1989, *The second Shift: Working Parents and the Revolution at Home*, NY: Viking Press. (= 1990, 田中和子訳『セカンド・シフト アメリカ共働き革命のいま』朝日新聞社.)
- 稲葉昭英, 1999a, 「なぜ常雇女性のストレーンが高くないのか?」高橋勇悦監修・石原邦雄編「妻たちの生活ストレスとサポート関係」東京都立大学 都市研究所, 53-85.
- , 1999b, 「有配偶女性のディストレスの構造」高橋勇悦監修・石原邦雄編「妻たちの生活ストレスとサポート関係」東京都立大学 都市研究所, 87-119.
- 井上輝子・江原由美子編, 2005, 「女性のデータブック 第4版」有斐閣.
- 大沢真理, 2002, 『男女共同参画社会をつくる』日本放送出版協会.
- 厚生省(監修) 1998 『平成10年版 厚生白書』ぎょうせい.
- 末盛慶, 1999, 「夫の家事遂行および情緒的サポートと妻の夫婦関係満足感」『家族社会学研究』11: 71-82.
- 内閣府, 2004, 「平成16年版 男女共同参画白書」.
- 船橋恵子, 2000, 「『幸福な家庭』志向の陥穽 変容する父親像と母親規範」目黒依子・

矢澤澄子編『少子化時代のジェンダーと母親意識』新曜社。

第 11 章 戦略の自由度と性別役割分業 － 性別役割分業の意識と実態の不一致 －

松田茂樹

1. 問題設定

1.1 就業戦略，戦略の自由度，性別役割分業

本稿では，戦略の自由度の理論的立場から，個人の性別役割分業意識とその実態の一致/不一致の状況とそれが生じる要因を計量分析によって解明する．個人の意識と実際の行動は密接に関連するものであるが，さまざまな制約がある中で，個人が持つ性別役割分業観とその個人がつくる夫婦の役割分担は必ずしも一致するとは限らない．この意識と実態の一致/不一致がどの程度生じているか，またその状況が性差やライフステージ，社会階層等によってどのように異なるかという点を解明することが本稿の目的である．

性別役割分業についての研究の次元には，意識，実態，意識と実態の一致/不一致の 3 つがある．性別役割分業の研究に女性就労の研究を含めれば，家族社会学，労働経済学，あるいはジェンダーやフェミニズム的視点に立つ主な実証的研究では，性別役割分業の意識，すなわち性別役割分業意識が保守的か革新的かという問題や実態，すなわち女性の就労状況や夫婦の家事分担の問題が分析対象にされていた¹．しかしながら，戦略の自由度の理論的立場からは，意識あるいは実態単体が問題になるのではなく，意識と実態の乖離こそが問題であり，研究すべき対象となる．

戦略の自由度の理論枠組み（松田 2004a）からは，この問題は次のように捉えることができる．まず，この理論では，就業戦略と戦略の自由度を次のように考える．個人の就業戦略とは，仕事と家庭（子育て，家事）へのコミットメントを配分することで，本人を含めた家庭成員全体の well-being を高める方策である²．戦略の自由度とは，就業戦略においてとりうる価値ある選択肢の数のことである．戦略の自由度が高いほど，自分や家庭にとって価値があると考えられる選択肢の中から，各家庭の状況に応じた最適な戦略をとることが可能になり，望ましい状態であると捉えられる．

就業戦略は，各個人と各家庭の well-being を高めるための手段となる³．各個人と各家

¹例えば，松田（2000），盛山（2000），鎌田ほか（1999）を参照．これらの論文には性別役割分業に関わる先行研究レビューがなされているが，意識と実態の乖離自体を分析した先行研究は示されていない．また，労働経済学の研究では，就労状況が問題にされるため，ここでも意識と実態の関係は扱われていない．

² 松田（2004a）では，就業戦略を家族の戦略としているが，この視点は個人の戦略にも提要可能である．ここでは，個人の戦略として概念化している．

³ ここでいう well-being は，心理面に限定したのではなく，経済面，身体面，心理面等家庭生活にかか

庭が置かれている状況は、家計、就労状況、健康状態、価値観、子育て環境等のいずれの面をとっても極めて多様である。このため、就業戦略には、全員に当てはまる唯一の解はなく、各個人と各家庭の状況と目的に合わせた多様な解が存在する。このとき、本人および家庭の状態を最もよく知る立場にある者はその当事者である。したがって、本人およびその家庭が希望する戦略を実現することが、個々人、個々の家庭の well-being 向上につながる。この立場は、個人の選択の自由と多様性を尊重するものである。個人には、自らの性別役割分業観をもつ自由があり、自らの就業戦略を決定する自由がある。

夫婦の役割分担は、就業戦略である。理論的には、役割遂行の効率性において夫婦間に比較優位がある場合、一方が就業に、他方が家事・育児に専念する性別役割分業の戦略は、家庭運営の生産性を高めることができる (Becker 1981)。子どもの教育においては、性別役割分業は、夫婦の一方が子どもの教育や生活に対して専従で手厚いケアすることが可能になるため、共働きよりも子どもの教育達成に有利であるという面もある (平尾 2004)。一方、夫婦が共に仕事、家事をする共働戦略は、稼得者の失業に伴うリスクを分散させて、家計を安定させるとともに、夫婦双方のキャリアを築くという利点がある (松田 2003)。家庭運営の生産性を重視する家庭もあれば、子どもの教育や夫婦のキャリアを重視する家庭もあるというように状況は多様であるため、個々人および個々の家庭の well-being 向上のために、性別役割分業戦略と共働戦略のいずれか一方が一律に良い戦略になるということにはならない。自らの状況を最も知る本人が望む戦略を実現できること、言い換えれば就業戦略に対する意識と実態が一致することが望ましい状態になるといえる。また、性別役割分業戦略であれ共働戦略であれ、自らが得意とすることに注力することは、その個人が最も力を発揮する機会を与えることになる。

就業戦略に対する意識と実態が一致することは、個人および個々のニーズに合わせた対処を可能にし、家庭の個人の well-being を向上させることにつながる。これを裏付ける経験的な研究結果としては、妻の就労に対する希望と実際の妻の就労状態の一致が夫婦双方の心理面を良好にすることを実証した Mirowsky and Ross (1987) の研究があげられる。また、心理学の認知的不協和の理論 (Festinger 1957) から、意識と実態の不一致は認知的不協和をもたらす個人の well-being を低下させることが示される。

1.2 性別役割分業の意識と実態の一致/不一致

個人と家庭の well-being 向上のためには、当事者の考える就業戦略が実現される、すなわち就業戦略に対する意識と実態が一致することが望ましい。しかしながら、現実の社会では、労働市場やそれ以外の家庭をとりまく環境や家庭内にある制約から、必ずしも就業戦略に対する意識と実態は一致しない。本理論の立場からは、個人の就業戦略に対する意

わるさまざま面における安寧や豊かさを包括して指す理論的概念である。

識または実態ではなく、就業戦略に対する意識と実態の不一致が問題になる。個人がどのような意識をもち、どのような就業戦略をとることは、本人の自由と裁量の範疇にある。しかしながら、就業戦略に対する意識と実態の不一致が、労働市場やそれ以外の家庭をとりまく社会的要因によって生じている場合は、個人およびその家庭の福祉の低下につながる社会的問題であり、対処が必要になる。

具体的に性別役割分業についてみると、個人の性別役割分業意識が伝統的か革新的かあるいは夫婦の役割分担が性別役割分業的か共働的かということは問題ではなく、性別役割分業を希望しながらそれが実現できない状態と性別役割分業でない状態を希望しながらそれを実現できない状態が、ともに問題になる。このため、この戦略の一致/不一致が、どのような要因によって生じているかということは解明すべき課題として位置づけられる。ここで問題になるのが、戦略の自由度である。戦略の自由度が高い者ほど、自分と家庭の状況に応じた最適な戦略をとる、すなわち就業戦略の意識と実態を一致させることが可能になり、逆に自由度が低い者はそれが困難になる。戦略の自由度を左右する主な要因には、松田（2004a）が分析した社会階層のほかに、性差、ライフステージ等が考えられる。そして、戦略の一致を阻む社会的要因を取り除くことがこの立場から導かれる政策的課題になる。

個人の性別役割分業意識と雇用環境の両者が大きく変化している今日、性別役割分業をめぐる意識と実態の不一致は拡大しているとみられる。例えば、女性の高学歴化が進み就業を希望する妻は増えつつあるが、就業環境が女性に開かれたものでないために、それを実現できない者がいる。また昨今、景気低迷に伴う夫の雇用不安や賃金低下が生じている。夫の恒常的な所得の低下は、妻の労働力率を高める（樋口 2000）。このため、性別役割分業を支持していても、夫の賃金低下等により、それを実現できない層が拡大していることも考えられる。こうした社会的変化の中で、性別役割分業をめぐる戦略の一致/不一致が、階層、家族類型、ジェンダー等の要因によって偏在的に生じている現状を解明することは、今日の時代状況を深く理解することにも貢献する。

以下の構成は次のとおりである。2 節では、性別役割分業に対する意識と実態の不一致を生じさせる要因の仮説を示す。3 節では本稿で使用するデータと変数を、4 節では分析結果を示す。最終節では、性別役割分業に対する意識と実態の不一致を生じさせている要因や今日の時代状況について、分析結果から導かれるインプリケーションを示す。

2. 仮説

個人の性別役割分業の意識と実態の関係の概念図が図 1 である。この図の横軸が、意識であり、性別役割分業を支持する保守と性別役割分業を支持しない革新とに分けられる。図の縦軸は実態であり、性別役割分業型と共働型がある。性別役割分業の意識や実態は性別役割分業的か否かという 2 値ではなく、保守と革新を両端として連続的に変化するもの

であるため、この戦略に対する意識と実態が一致する状態は、右上がりの 45° 線上に位置することになる。この戦略の一致ラインからの乖離が、戦略の不一致の状態になり、問題となる。不一致のパターンには、性別役割分業意識が保守的か革新的かによって、大きく 2 つの型に分類できる。ひとつは、性別役割分業意識が革新的であるのに、実態は性別役割分業型である不一致である。これを「不一致 A 型」とする。もうひとつは、性別役割分業意識が保守的であるのに、実態は共働型である場合であり、これを「不一致 B 型」とする。

先行研究から、就業戦略の意識と実態の不一致を生み出す要因としては、次の仮説が考えられる。第一の要因は、社会階層である。社会階層というと通常職業的地位を指すが、学歴は職業的地位と密接に関連していることをふまえて、ここでは学歴と職業的地位の両者を取り上げる。学歴についてみると、学歴が高い者の方が性別役割分業意識は革新的であり、学歴が低い者ほど保守的であるといわれる（原・肥和野 1990；吉川 1998；木村 2000）。したがって、不一致が生じる場合、学歴が高い者ほど不一致 A 型が、学歴が低いほど不一致 B 型が多くなるとみられる。また、夫の職業的地位については、吉川（1998）は「夫の職業的地位が高いほど、妻に専業主婦であることや高い家事労働負担を期待し、階層的地位が低ければ生産労働を期待する（吉川 1998:56）」という仮説を提示している。このため、夫の職業的地位が高い場合には不一致 B 型が、低い場合には不一致 A 型が増えると考えられる。以上から階層に関して仮説 1a, 1b を提示できる。

第二の要因は、ライフステージである。夫婦の家事時間の研究によると、幼い子どもの存在は遂行しなければならない家事・育児の量を増やすと考えられている（Tsuya and Bumpass 2004）。実証分析では、幼い子どもがいる場合、夫婦、特に妻の女性の家事・育児時間は長くなる（松田 2004b；永井 2004）。遂行しなければならない家事・育児の量が多い育児期の者は夫婦共働きが困難になる可能性が高くなる。このため、家事・育児の量が多いライフステージでは、革新的な意識を持つ者でも、実態として性別役割分業モデルとなる者が多くなるため、不一致 A 型の割合が高まると考えられる（仮説 2）。

第三の要因は、親の同居である。女性の就業についてみると、親との同居は有配偶女性の就業率を高める効果がある（張ほか 2001）。親の同居が女性の就業を容易にすることは、最近実施された厚生労働省の 21 世紀出生児縦断調査からもうかがえる。出産後も継続して就業している女性の場合、その母親が日中に子どもをみていることが多い（厚生労働省 2004）。このように親の同居が女性の就業を容易にすることをふまえると、親と同居していない者では、性別役割分業意識が革新的であっても共働型になれない者が多くなることが考えられる（仮説 3）。

第四は、男女の性差である。性別役割分業意識は、女性の方が男性よりも革新的である（内閣府 2004）。これに対して共働型の夫婦はいまだ少数派である（松田 2003）ことをふまえると、男性よりも女性の方が、意識は革新的であるが、実態は性別役割分業型であ

る不一致 A 型が多くなると考えられる。また、わが国では戦略の自由度は、男性よりも女性の方が低いとみられる（松田 2004a）。このため、仮説 1-3 で示した各要因と戦略の不一致の関係は、男性よりも女性の方が強いとみられる。これらの点をふまえて、仮説 4a, 4b を設定する。

以上にあげた仮説を整理すると下記のとおりになる。

仮説 1a . 学歴が高い者ほど不一致 A 型が、学歴が低いほど不一致 B 型が多くなる。

仮説 1b . 夫の職業的地位が高い場合には不一致 B 型が、低い場合には不一致 A 型が増える。

仮説 2 . 育児期の者は、それ以外のライフステージの者よりも、不一致 A 型が多くなる。

仮説 3 . 親と同居している者に比べて、していない者は、不一致 A 型が多くなる。

仮説 4a . 男性よりも女性の方が、不一致 A 型が多くなる。

仮説 4b . 仮説 1-3 の効果は、男性よりも女性において強い。

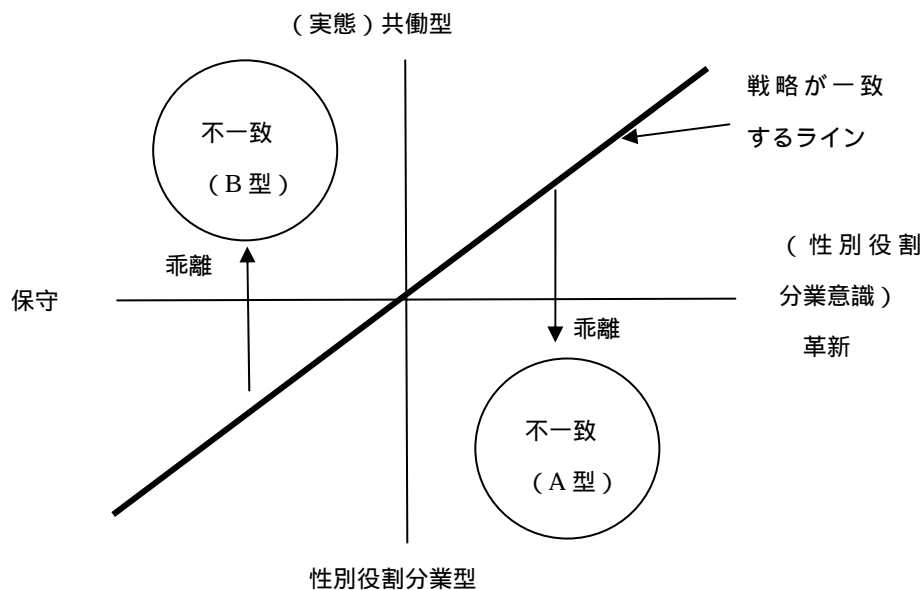


図1 夫婦の性別役割分業の意識と実態の関係

3 . データ , 変数 , 方法

3.1 データ

分析に使用したデータは、第一生命経済研究所が 2001 年に実施した「今後の生活に関するアンケート」である。これは、全国から無作為に抽出した満 18-69 歳の男女個人 3,000 名を対象に、留置記入依頼法で実施した調査である。有効回収数は 2,790 人で、有効回収率は 75.1% と高い。分析の趣旨に照らして、本稿ではこのうち有配偶の男女で、夫が 60 歳未満でフルタイムであり、かつ妻が自営業以外の者 948 人を分析対象にする。有配偶者

に限定した理由は、本稿が夫婦の役割分担を扱うからである。また、自営業は、妻の就業状態をもとに性別役割分業の状態を把握することになじまないため、分析対象から除外した。夫が60歳未満のフルタイムに限定した理由は、自営業者を除けば現状では夫の大半はフルタイムの就労者でパートタイムは極めて少数であることと、定年が60歳である企業が多いことをふまえて、典型的な就労状態、就労している年齢の夫婦にサンプルを限定したためである。

3.2 変数

被説明変数

分析の被説明変数は、性別役割分業意識と夫婦の就労形態の組み合わせである。本調査では、「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」という考え方に対して、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」の4件法で尋ねている。このうちそう思う（「そう思う」+「どちらかといえばそう思う」）と回答した者を性別役割分業に賛成、残りを反対とした。また、妻の就労形態は、フルタイム、パート、専業主婦の3区分のカテゴリーにした⁴。性別役割分業意識と妻の就労形態を組み合わせると、表1のような - の6つのカテゴリーができる。これをもとに、性別役割分業の意識と実態の一致状態を示す変数を作成する。妻がフルタイムの場合は共働型、専業主婦の場合は性別役割分業型とすると、 が一致型、 が不一致A型、 が不一致B型になる。問題はパートの扱いであるが、パートという状態は無職ではないこと、また近年は労働力が非正規化しており、パートはフルタイムと並び主要な就労形態になりつつあることをふまえて、ここではパートは妻が就労している状態であるとみなす。したがって、カテゴリーの は不一致B型、 は一致型になる。一致型、不一致A型、不一致B型の割合は、それぞれ55.1%、21.3%、23.6%である。性別役割分業の意識と実態が一致するのは約1/2であり、約1/4が不一致A型、約1/4が不一致B型になる。夫は仕事、妻は家庭という1つの質問項目の性別役割分業意識とフルタイム、パート、専業主婦という妻の就労形態の区分の組み合わせによって就業戦略に対する意識と実態の一致度を測定する方法には、戦略に対する意識と実態の一致を厳密に捉えていないという制約がある。しかしながら、性別役割分業意識をもちながら共働型であったり、性別役割分業に否定的でありながら性別役割分業型であるというように、意識と実態が大きく異なる者は、戦略に対する意識と実態の乖離が大きい者であると捉えることは可能であり、どのような要因によってこの乖離が大きいかという傾向を把握することは可能であるとみられる。

⁴ 調査では、勤め人について、事務系従業者、技術系従業者、技能・労務系従業者、管理職、会社・団体役員、パートの6カテゴリーのいずれに該当するかを調べている。このうちパート以外をフルタイムとした。

表1 性別役割分業の意識と実態の組み合わせ

	妻の就労形態		
	フルタイム	パート	専業主婦
性別分業賛成	8.4	15.2	20.7
性別分業反対	18.2	16.2	21.3
一致型	55.1%		
不一致A型	21.3%		
不一致B型	23.6%		

説明変数

説明変数としては、性別、ライフステージ、本人学歴、夫の職種、親との同別居を使用する。ライフステージは、末子の状態で区分しており、新婚・末子未就学児（新婚は39歳以下で子どもがいない者）、末子小・中学生、末子高校・大学生、学生の子どもなしの4つに分けた。新婚と末子未就学児を統合したのは、新婚である者の数は少ないため独立したカテゴリーにはならないことと、結婚と出産・育児で離職する女性が多いため、結婚と出産・育児が就業戦略として近い位置づけになっているとみられるという理由からである。学歴は、中退を含み最後に通った学校で、高校卒、短大・高専卒、大卒に分けている。夫の職種は、専門・技術・管理、事務、技能・労務の3カテゴリーである。通常、夫の職種はこれに加えて販売・サービスがあるが本調査にはこのカテゴリーが設定されていない。

分析に使用した変数の平均値は表2である。

表2 分析に使用した変数の平均値

性別分業賛成	44.3	性別	
妻の就労形態		男性	47.5
フルタイム	26.5	女性	52.5
パート	31.4	ライフステージ	
専業主婦	42.1	新婚・末子未就学児	35.3
意識と実態		末子小・中学生	24.2
一致型	55.1	末子高校・大学生	16.6
不一致A型	21.3	学生の子どもなし	23.8
不一致B型	23.6	学歴	
		大卒	20.3
		短大・高専卒	12.0
		高卒	67.7
		夫職種	
		専門・技術・管理	52.7
		事務	21.4
		技能・労務	25.8
		親との同別居	
		別居	74.2
		同居	25.8

3.3 方法

分析方法は次のとおりである。まず、性別等の各説明変数と性別役割分業の意識と実態の組み合わせの2変数の関係をクロス集計で分析する。次に、ロジット分析による多変量解析を用いて、説明変数相互の影響を取り除いた上で、個々の変数が性別役割分業の意識と実態の組み合わせに与える効果の有無を分析する。このとき、性別役割分業意識は2値変数であるため2項ロジット分析を適用し、妻の就労形態と性別役割分業の組み合わせは3カテゴリーの変数であるため、多項ロジット分析を適用する。

4. 分析

4.1 クロス集計

性別等の各説明変数と、性別役割分業意識、妻の就労形態、意識と実態の一致のクロス集計を実施した結果が表3である。

性差についてみると、女性よりも男性の方が性別役割分業に賛成する割合が有意に高い。意識と実態の一致についてみると、女性の方が不一致A型の割合が高く、男性の方が不一致B型の割合が高い。この点は、仮説4に合致する。

ライフステージについてみると、性別役割分業に賛成する者は、新婚・末子未就学児で低く、それ以外のライフステージで高い。妻の就労形態はライフステージによって大きく異なり、新婚・末子未就学児では専業主婦が多く、それ以降のライフステージではパートが比較的多くなっている。結婚・出産で一旦退職し、その後パートで復職するM字型就労の特徴が出ている。意識と実態の一致についてみると、興味深いことに、一致型の割合はライフステージを通じてほぼ一定である。意識と実態が一致するか否かという点に関しては、ライフステージの影響はないといえる。しかしながら、不一致がどのようなかたちで起こるかということは、ライフステージと密接に関連している。新婚・末子未就学児のときは、性別役割分業意識が革新的であるが実態は性別役割分業型である不一致A型が多いが、それ以降のライフステージではこのA型は少なくなり、代わりに不一致B型が多くなっている。

学歴についてみると、学歴と性別役割分業の間に有意な関連はみられない。学歴と意識と実態の一致には有意な関連はみられるが、短大・高専卒が最も不一致A型が高くなっており、仮説とは異なる結果である。

夫の職種によって、妻の就労形態は異なるが、性別役割分業意識や意識と実態の一致は有意には変わらない。

親との同別居についてみると、親と同居している方が妻がフルタイムである割合が高く、別居していると専業主婦の割合が高くなっている。また、親と同居している方が、不一致B型が多く、別居の方が不一致A型が多い。

表 3 性別，ライフステージ，学歴，夫の職種，親との同別居と性別役割分業意識，妻の就労形態，意識と実態の一致のクロス集計結果

(単位：%)

	性別分業 賛成	妻の就労形態			意識と実態の一致		
		フルタイム	パート	専業主婦	一致型	不一致A型	不一致B型
性別							
男性	51.7 ***	29.5	31.1	39.3	53.4	17.2	29.4 ***
女性	37.6	23.8	31.6	44.6	56.6	24.9	18.4
ライフステージ							
新婚・未子未就学児	37.5 *	24.5	17.3	58.2 ***	52.0	34.4	13.6 ***
未子小・中学生	46.3	27.1	43.6	29.3	56.9	12.9	30.2
未子高校・大学生	47.4	27.9	38.8	33.3	54.8	15.8	29.5
学生の子どもなし	49.8	28.5	35.3	36.2	58.0	14.0	28.0
学歴							
大卒	51.0	32.6	22.3	45.1 ***	51.6	21.2	27.2 *
短大・高専卒	38.6	23.6	21.8	54.5	58.2	29.1	12.7
高卒	43.3	25.2	35.9	38.9	55.7	19.8	24.5
夫職種							
専門・技術・管理	42.9	26.0	31.0	42.9 *	53.7	23.1	23.3
事務	47.0	25.4	25.4	49.2	57.5	22.3	20.2
技能・労務	44.9	28.4	37.1	34.5	56.0	16.8	27.2
親との同別居							
別居	43.8	21.9	32.6	45.5 ***	55.2	23.1	21.7 *
同居	45.7	40.0	27.8	32.2	54.8	15.8	29.4

*p<.05 ***p<.001

4.2 ロジット分析

以上は2変量間の関係の分析であったが，続いてロジット分析によって，説明変数相互の影響を取り除いた上で，個々の変数の効果の有無を分析した結果を示す。

第一の分析は，性別役割分業意識の二項ロジット分析である．分析は，全サンプル，男性サンプル，女性サンプルに分けて実施した．性別についてみると，女性よりも男性の方が性別役割分業に賛成する割合が高い．ライフステージが性別役割分業意識に与える効果は男女で異なり，女性はライフステージによって性別役割分業に賛成する割合は有意には変わらないが，男性は新婚・未子未就学児よりもそれ以降のライフステージで賛成する割合が高くなる．学歴は，女性では性別役割分業意識との間に関連はみられないが，男性の場合は高卒よりも短大・高専卒の方が性別役割分業意識が低くなっている．夫の職種が専門・技術・管理の場合，夫は性別役割分業に賛成する割合は低い，女性はそのような傾向はみられない．男女とも，親の同別居によって，性別役割分業意識は変わらない。

表 4 性別役割分業意識を被説明変数とした二項ロジット分析

	二項ロジット 性別分業賛成			
	全体	男性	女性	
男性	.516 ***			
ライフステージ				
新婚・末子未就学児(RG)				
末子小・中学生	.338 +	.703 **	.030	a
末子高校・大学生	.428 *	.768 *	.150	
学生の子どもなし	.510 **	.726 **	.325	
学歴				
大卒	.164	.071	.108	
短大・高専卒	.008	-1.048 *	.290	a
高卒(RG)				
夫職種				
専門・技術・管理	- .206	- .591 *	.116	a
事務(RG)				
技能・労務	- .156	- .535	.128	
親同別	.038	.105	- .030	
Log likelihood	-631.7	-297.2	-327.1	
chi2	30.0 ***	23.5 **	3.09	
N	942	446	496	

*:p<0.05 ** :p<0.01 ***p<.001

a: 夫と妻の係数の大きさに有意差あり

第二に、妻の就労形態を被説明変数とした多項ロジット分析の結果が表 5 である。ここでは、妻が専業主婦の場合を基準として、専業主婦とフルタイムもしくはパートの状態を分ける要因を分析している。理論的には、本人の学歴を除き、それ以外の変数間の関係は、男性のサンプルと女性のサンプルで同等になる。ライフステージについてみると、新婚・末子未就学児よりも、それ以降のライフステージの方が、専業主婦よりもフルタイムまたはパートになることが多くなっている。この効果は、男女ともほぼ同等にみられるが、学生のこどもがない場合、女性ではフルタイムまたはパートが多くなるのに対して、男性ではそのような傾向はみられない。本人の学歴についてみると、男性では高卒に比べて大卒の方が、妻が専業主婦よりもパートになることが少ない。女性では、高卒よりも大卒の方がフルタイムになることが多く、短大・高専卒では専業主婦になる確率が高い。夫の職種の効果は総じてみられない。既存調査同様、親と同居していると、専業主婦よりもフルタイムになる傾向が高くなっている。

第三が、本稿の中心テーマである、性別役割分業の意識と実態の一致を規定する要因の分析である。まず、意識と実態が一致するか否かを被説明変数として二項ロジット分析を実施した結果についてみると、性別、ライフステージ、学歴、夫の職種、親との同別居のいずれの変数についても、一致/不一致を有意には規定していないという結果が得られた。言い換えれば、性別、ライフステージ、学歴、夫の職種、親との同別居の状態にかかわらず意識と実態の一致状況は均一であるといえる。

ただし、不一致の状態がA型かB型かということの問題にした場合、性別役割分業の意識と実態の関係は、性差やライフステージ等の要因によって大きく異なる。性差についてみると、男性の方が、不一致B型が多く、不一致A型が少ない。すなわち、男性では意識が保守的であるが妻が就労しているという不一致が多く、女性では意識が革新的であるが専業主婦であるという不一致が多い。ライフステージについてみると、新婚・末子未就学児と比べてそれ以降のライフステージでは、意識が保守的であるが妻が就労しているという不一致B型が多くなり、意識が革新的であるが専業主婦であるという不一致A型が少なくなる。逆にいえば、新婚・末子未就学児のうち、意識が革新的であるが専業主婦であるという不一致A型が多いということである。興味深いことに、他の変数の影響を取り除いたとき、学歴、夫の職種、親との同別居は、総じて意識と実態が一致するか否かということの規定してはいない。

サンプルを男女に分けた分析をみると、各係数の大きさについて男女間の有意差は総じてみられない。全体サンプルの分析の傾向は男女のサンプルともほぼあてはまるといえる。学歴、夫の職種、親との同別居は、意識と実態の一致を規定していない。ライフステージの効果は、一部男女差があらわれており、男性の場合は新婚・末子未就学児と比べてそれ以降のライフステージでは不一致A型が少なく、末子小・中学生では不一致B型が多くなる。女性でもほぼ同様の傾向であるが、末子高校・大学生の場合は、男性では一致型よりも不一致A型が大幅に少なくなるのに対して、女性ではそのような関係はみられない。

図表は省略するが、ライフステージ別にサンプルを分けて分析しても、学歴と夫の職種が戦略の一致に与える有意な影響は総じてみられない。しかし、新婚・末子未就学児の女性の場合、親と同居している者では不一致A型になることが有意に少なく、末子高校・大学生の女性の場合、親と同居している者では不一致B型になることが有意に少ないという結果が得られた。親との同別居は、特定のライフステージにおいて、戦略の自由度を左右する影響をもつ。

表5 妻の就労形態を被説明変数とした多項ロジット分析

	多項ロジット 妻の就労形態					
	全体		男性		女性	
	フルタイム VS (専業主婦)	パート VS (専業主婦)	フルタイム VS (専業主婦)	パート VS (専業主婦)	フルタイム VS (専業主婦)	パート VS (専業主婦)
男性	.232	.145				
ライフステージ						
新婚・未子未就学児(RG)						
未子小・中学生	.622 **	1.616 ***	.501	1.631 ***	.821 *	1.634 ***
未子高校・大学生	.536 *	1.347 ***	.924 *	1.580 ***	.220	1.237 ***
学生の子どもなし	.559 *	.995 ***	.109	.471	1.131 ** a	1.539 *** a
学歴						
大卒	.204	-.665 **	-.051	-.686 *	.772 * a	-.806
短大・高専卒	-.092	-.591 *	.545	.275	-.198	-.796 *
高卒(RG)						
夫職種						
専門・技術・管理	.141	.221	.329	.282	-.022	.200
事務(RG)						
技能・労務	.415	.476 +	.528	.502	.217	.430
親同別	.914 ***	-.024	.556 *	-.204	1.310 *** a	.150
Log likelihood	-911.1		-437.6		-461.0	
chi2	125.4 ***		52.4 ***		93.9 ***	
N	901		425		476	

*:p<0.05 **;p<0.01 ***p<.001

a:夫と妻の係数の大きさに有意差あり

表6 性別役割分業の意識と実態の組み合わせを被説明変数とした多項ロジット分析

	二項ロジット 不一致型 VS (一致型)	多項ロジット					
		全体		男性		女性	
		不一致A型 VS (一致型)	不一致B型 VS (一致型)	不一致A型 VS (一致型)	不一致B型 VS (一致型)	不一致A型 VS (一致型)	不一致B型 VS (一致型)
男性	.101	-.324	.446 *				
ライフステージ							
新婚・末子未就学児(RG)							
末子小・中学生	-.226	-1.049 ***	.642 **	-1.041 **	.810 **	-1.104 ***	.438
末子高校・大学生	-.163	-.873 **	.651 *	-2.568 **	.504	-.338 a	.774 *
学生の子どもなし	-.256	-.949 ***	.537 *	-.837 *	.240	-1.107 **	.875 *
学歴							
大卒	.138	.184	.103	.428	.031	-.045	.073
短大・高専卒	-.114	.067	-.460	.436	-.514	-.033	-.378
高卒(RG)							
夫職種							
専門・技術・管理 事務(RG)	.177	.202	.156	.616	.184	-.060	.189
技能・労務	.106	-.067	.219	.196	.079	-.144	.376
親同別	.032	-.267	.230	.104	.239	-.504	.279
Log likelihood	-616.4	-852.9		-398.3		-443.3	
chi2	5.5	91.3 ***		49.9 ***		45.9 ***	
N	900	900		424		476	

*:p<0.05 ** :p<0.01 ***p<.001

a: 夫と妻の係数の大きさに有意差あり

5. 結論とインプリケーション

5.1 仮説の検証結果

以上の分析結果をふまえると、設定した仮説のうち仮説 2 と 3 は支持され、仮説 1 と 4 は支持されなかったといえる。

まず、学歴についてみると、男女とも高卒、短大・高専卒、大卒の間で、就業戦略の一致/不一致に有意な差はなかった。また、夫の職種についても、専門・技術・管理、事務、技能・労務の間で仮説 1a では、就業戦略の一致/不一致に有意な差はなかった。したがって、学歴が高い者ほど不一致 A 型が、学歴が低いほど不一致 B 型が多くなるという仮説 1a および夫の職業的地位が高い場合には不一致 B 型が、低い場合には不一致 A 型が増えるという 1b は、ともに支持されなかった。

育児期の者は、それ以外のライフステージの者よりも、不一致 A 型が多くなるという仮説 2 は明確に支持された。新婚・未子未就学児がいる者を基準にした場合、それ以降のライフステージの者では、一致型よりも不一致 A 型になる割合が有意に低い。ただし、このことは育児期のライフステージの者のみが望む戦略を実現できていないということの意味するものではない。就業戦略が一致しているか不一致かという 2 区分でみると、ライフステージによって不一致の程度は有意には異ならないからである。仮説としては設定してはなかった不一致 B 型についても考慮すると、新婚・未子未就学児がいる者よりもそれ以降のライフステージの者は、不一致 A 型になる割合は低くなるものの、不一致 B 型になる割合は高くなっている。

また、親との同居していると、新婚・未子未就学児では不一致 A 型になることが有意に少なくなる。仮説 3 は、この特定のライフステージにおいて支持された。

男女の性別についてみると、性別は戦略の一致/不一致を有意に規定する要因である。ただし、その関係は、男性の方が一致型よりも不一致 B 型が有意に高いというものである。仮説で設定した、女性の方が不一致 A 型が有意に多いという結果は得られなかった。したがって、仮説 4a は支持されない。最後に、仮説 1-3 で設定したライフステージ、学歴、夫の職種、親の同別居の変数の効果の男女差についても、これを支持する結果は得られなかった。

5.2 ライフステージと戦略の自由度の関係 - 夫婦の就業戦略

本分析の結果、就業戦略の一致/不一致を規定しているのは、男女とも一にも二にもライフステージであるという知見が得られた。ライフステージを通じて、就業戦略が一致する割合または不一致の割合（不一致 A 型 + B 型）は変わらないものの、戦略の不一致の中身が変わる。新婚・育児期には性別役割分業に対して革新的意識を持っているものの育児の負担等から性別役割分業をせざるをえない者が多く、それ以降のライフステージでは性別役割分業を支持するのに共働きをせざるをえない者が多くなる。

育児期において、不一致 A 型が増える背景には、結婚・出産にかかわらず共働きを希望

しながら、それが実現できていない社会環境の問題があることが示唆される。内閣府「男女共同参画社会に関する世論調査」(平成14年)によると、無職の女性が働いていない理由としては、「育児の負担が大きいから」という理由が、20代では48.8%、30代では64.2%にのぼる。育児期に共働きが困難であるのは、わが国では共働きを可能にする労働環境や保育環境が未整備であるためである。労働環境についてみると、仕事と育児の両立を支援するファミリーフレンドリー制度を導入している企業は、まだ大企業の一部である(佐藤2001;松田2003)。保育環境についてみると、共働き夫婦の増加に保育サービスの供給が追いつかず、待機児童は多い(前田2003)。また、本稿の分析では、育児期においては親と同居している者の方が不一致A型になることが少ない、すなわち共働戦略をとりやすいという結果が得られている。このことは、見方を変えれば、保育サービスの供給が限られているため、親と同居していなければ共働戦略をとることが難しいことを意味する。育児の負担から共働戦略を望みながらそれを実現できない者が多く存在することは、彼らおよびその家庭のwell-beingの阻害要因になるのみならず、社会的にみた場合は労働力が有効活用できていない状態といえる。育児期の戦略の自由度を高め、共働戦略をとることができる者を増やすための労働政策、保育政策が求められる。

一方、育児期以降のライフステージでは、性別役割分業を支持するのに共働きをせざるをえない者が多くなっている。育児期以降のライフステージでは、家計を補助するためという理由で就労する女性が多い(第一生命経済研究所2003)。本稿の理論的立場からみれば、性別役割分業戦略には子どもの教育面や家庭運営の生産性の面においてアドバンテージ等がある。しかしながら、育児期以降では、そうした利点を生かしたくてもできない者がいるということである。本稿の分析からはその正確な理由は把握できないが、この背景には90年代以降に起こった男性の賃金低下による家庭の収入の減少と子どもの教育費負担の増大にともなう支出の増加があるとみられる。こうした社会環境の変化が、個人および家庭の就業戦略をゆがめ、戦略の実現を阻んでいる。また、仮説では想定していなかったが、本稿の分析では、末子が高校生・大学生の家庭においては、親と同居している方がこのタイプの不一致が有意に少なくなるという結果が得られている。このことは、親と同居していれば、住宅費や生計費が少なくて済む、あるいは親から子どもの教育費の援助を受けられるという理由から、経済的に有利であることを示唆する。本稿の分析範囲は、親との同居と夫婦の就業戦略の関係であるが、分析結果を拡張させると、親との同居は家計面にゆとりをもたらすとともに、妻が子どもの教育の支援に専念することを可能にするため、親との同別居が子どもの高等教育への進学機会の格差をもたらす可能性も考えられる。

さらに、ライフステージと戦略の一致/不一致の関係で注目されるのは、それらの関係はおおむね男女対称的であることである。例えば、育児期には性別役割分業に対して革新的意識を持っているものの育児の負担等から性別役割分業をせざるをえない者が多く、それ以降のライフステージでは性別役割分業を支持するのに共働きをせざるをえない者が多くなるという関係は、男女同様にみられる。女性の就労の問題は、働きたい女性が働けない

という〈女性〉の問題として捉えられる傾向がある。しかしながら、この結果は、共働戦略をとりたくてもできない、あるいは性別役割分業戦略をとりたくてもできないということは、女性の問題であるのみならず、男性の問題でもあることを示す。就業戦略は〈夫婦〉の戦略として認識され、実践されている。したがって、女性の就業の問題は、夫婦に共通の就業戦略の問題であると捉える必要がある。

5.3 学歴・職業的地位・戦略の自由度の関係

本稿の分析では、男女とも学歴と戦略の一致度には統計的に有意な関係は見出されなかった。同様に、夫の職種と戦略の一致度にも有意な関連はみられない。夫の職種と本人の学歴は社会階層に密接に関わる変数であるが、以上の結果は社会階層と夫婦の就業戦略の間には、社会階層が高いほど、就業戦略を有利に展開できる又は就業戦略が不利になるといえないことを示唆する。戦略の自由度が高いほど就業戦略の一致度が高いと考えると、社会階層は戦略の自由度を高めないと見える。

この点は、女性の学歴が高いほど、ライフコースの初期における就業選択において戦略の一致度を高めるという松田（2004）の結果と異なる。両者は分析対象や就業戦略の変数が異なるために一概に結果を比較することはできないが、こうした差が生じた背景として、女性にとって、学歴が就業戦略の自由度を高める効果は、ライフコース初期の結婚・出産に伴う就業選択についてはあるが、その後の長い人生の中までは効かないという可能性が考えられる。

学歴が就業戦略の一致度を高めない理由としては、次の可能性が考えられる。まず、女性の学歴についてみると、学歴が高い者ほど結婚・出産にかかわらず継続就業する者の割合が高いわけではなく、一旦退職した後の復職割合が高いわけでもない（田中 1997；日本労働研究機構 2000；脇坂・富田 2001）。この状況から、学歴が高い女性ほど、容易に就業しやすくなっていることがうかがえる。また、日米のディストレスを比較分析した結果によると、男女とも学歴が高いほどディストレスが低くなる米国と異なり、日本では男女とも学歴とディストレスの間には関連はみられず、その理由として、学歴社会といわれながらも、依然として残る企業の年功序列制度のもとでは学歴による収入、昇進、福利厚生格差が小さいことなどが指摘されている（Inaba et al. 2005）。こうした理由から、高学歴の男性およびその男性と結婚する確率が高い高学歴の女性において、経済的なゆとりがあるために性別役割分業戦略を採用しやすいということにもなっていないことが示唆される。夫の職業的地位による収入格差も、一部の上層下層を除き、同様であるとみられる。本稿が使用したデータでは、夫の職種が専門・技術・管理とそれ以外では、年収の格差は70万円程度にすぎない⁵。機会としての格差が近年拡大しつつあるという指摘がある一方で（橘木 2004）。学歴や職種による賃金格差は拡大していないという指摘なされている（大竹 2005）。以上のことからうかがえるのは、日本は学歴と職種による格差がいまだに小さ

⁵ 夫の年収を被説明変数、夫の職種、年齢、教育年数を説明変数にした重回帰分析の結果。

い社会であるということである。ただし、以上はあくまでも本分析結果からの示唆であるため、学歴、職業的地位と戦略の自由度の関係は、今後分析を深化させる必要があると考えられる。

本稿には分析的な課題も残されている。まず、夫婦の就労形態はフルタイム、パート、専業主婦の3区分がある場合、就業戦略の希望も3種類あるはずが、本稿では女性が働くか否かという性別役割分業意識のみを使用しているため、両者に齟齬がある。また、就業戦略には、単にフルタイムで働くということではなく、働く時間やキャリアの形成方法等についてバリエーションが想定されるが、こうした多様な状況は分析できていない。これらの点に対応した具体的な研究を実施することは、今後の課題である。

追記

本論は、二次分析研究会2005「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤」にアドバイザー（客員助教授）として参加する中で執筆したものである。ここで用いたデータは、本務先である第一生命経済研究所が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・アーカイブに寄託した「今後の生活に関するアンケート2001」である。

参考文献

- Becker, Gary S., 1981, "Division of Labor in Household and Families," *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Festinger, L., 1957, *A Theory of Cognitive Dissonance*, Stanford University Press.
- 原純輔・肥和野佳子, 1990, 「性別役割意識と主婦の地位評価」岡本英雄・直井道子編『現代日本の階層構造4 女性と社会階層』東京大学出版会, 165-86.
- 樋口美雄, 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・神谷和也・黒田昌裕・伴金美『現代経済学の新潮流2000』東洋経済新報社, 109-148.
- 平尾桂子, 2004, 「家族の教育戦略と母親の就労 進学塾通塾時間を中心に」本田由紀編『女性の就業と親子関係 母親たちの階層戦略』勁草書房, 97-113.
- Inaba, Akihito, Peggy A. Thoits, Koji Ueno, Walter R. Gove, Ranae J. Evenson, Melissa Sloan, 2005, "Depression in the United States and Japan: Gender, marital status, and SES patterns," *Social Science & Medicine*, 61: 2280-2292.
- 吉川徹, 1998, 「性別役割分業意識の形成要因 - 男女比較を中心に」尾嶋史章編『ジェンダーと階層意識』1995年SSM調査シリーズ14, 49-70.
- 鎌田とし子・矢澤澄子・木本喜美子編『講座社会学14 ジェンダー』東京大学出版会.
- 前田正子, 2003, 『子育ては、いま 変わる保育園。これからの子育て支援』岩波書店.
- 松田茂樹, 2003, 「共働社会」第一生命経済研究所編『ライフデザイン白書2004-05 新しい生活価値観が変えるライフデザイン』矢野恒太記念会, 150-173.

- 松田茂樹, 2004a, 「女性の階層と就業選択 階層と戦略の自由度の関係」本田由紀編『女性の就業と親子関係 母親たちの階層戦略』勁草書房, 3-20 .
- , 2004b, 「男性の家事参加 家事参加を規定する要因」渡辺秀樹他編著『現代家族の構造と変容』東京大学出版会: 175-189 .
- 松田智子, 2000, 「性別役割分業からみた夫婦関係」善積京子編『シリーズ家族はいま・・・ 1 結婚とパートナー関係 問い直される夫婦』ミネルヴァ書房, 125-146 .
- Mirowsky, John and Ross, Cathaline E . (1989), *Social causes of Psychological Distress*, Aldine de Gryter .
- 永井暁子, 2004, 「男性の育児参加」渡辺秀樹他編著『家族の構造と変容』東京大学出版会: 190-200 .
- 大竹文雄, 2005, 『日本の不平等 格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社 .
- 佐藤博樹, 2001, 「日本におけるファミリーフレンドリー制度の現状と課題」『季刊家計経済研究』2001年春号: 11-17頁 .
- 盛山和夫, 2000, 「ジェンダーと階層の歴史と論理」, 盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会 .
- 橘木俊詔, 2004, 『封印される不平等』東洋経済新報社 .
- 田中重人, 1997, 「高学歴化と性別分業 - 女性のフルタイム継続就業に対する学校教育の効果」, 『社会学評論』48(2・3), pp.131-141.
- Tsuya, Noriko O. and Bumpass, Larry L., 2004, *Marriage, Work, and Family in Comparative Perspective: Japan, South Korea and The United States*, University of Hawaii Press.
- 張健華・七條達弘・駿河輝和, 2001, 「出産と妻の就業の両立性について」『季刊家計経済研究』2001夏: 72-78 .
- 脇坂明・富田安信 (2001) 『大卒女性の働き方 - 女性が仕事をつづけるとき・やめるとき』日本労働研究機構 .
- 第一生命経済研究所, 2003, 『ライフデザイン白書 2004-05 新しい生活価値観が変えるライフデザイン』矢野恒太記念会 .
- 厚生労働省, 2004, 『「出生前後の就業変化に関する統計」概況 - 人口動態職業・産業別統計と21世紀出生児縦断調査のリンケージ分析』 .
- 日本労働研究機構, 2000, 『高学歴女性の労働力率の規定要因に関する研究』 .
- 内閣府, 2004, 「男女共同参画社会に関する世論調査」 .

第12章 夫婦調査で何がわかるか

筒井淳也

1. はじめに

計量分析を行う際にはパラメータ設定はできるだけ単純な方がよいし、また採用する手法(変数変換、モデル推定法)も単純であるに越したことはない。また、同じ結果を出すのならば計量調査を行う際のコスト(サンプル数、質問の数)は少ない方がよい。

しかし方法の単純さと検出力・予測力とはしばしばトレードオフの関係にある。構造方程式やログリニアなどの一部の統計モデルでは、パラメータをたくさん設定すればモデルが「飽和」し、ほぼ完璧な予想ができるようになる。しかしそれでは人間の頭では有意味にモデルの解釈をすることが不可能になるし、政策に反映させることも難しくなるので、実際にはできるだけ少ないパラメータでより高い適合度を目指すことになる。

実際の調査のレベルでも、質問項目やサンプル数を増やすことのコストおよび調査設計の複雑さは、分析結果の正確さやそこから引き出される意義の大きさとトレードオフにあることが考えられる。しかし計量調査がフィールド調査と違って多数のサンプルの実態を反映させることを目的の一つにしている以上、調査設計は低コストを宿命づけられることになる。

この論文で取り上げるのは、後者の問題である。具体的には、調査設計が異なる社会調査の結果を比較分析することで、異なった調査設計をもった調査が結果においてどのような差を生むのか、ということ进行分析する。使用するデータは以下の通りである¹。

- ・『日本版 General Social Survey (JGSS)』から JGSS-2002 と JGSS-2003。
- ・『全国家族調査(NFRJ)』より NFRJ98 と NFRJ03。
- ・『現代核家族調査』。家計経済研究所が1999年に実施したカップル(世帯)調査

実際に取り上げるのは、夫婦の関係についての行動変数(家事、サポートにかんする変数)である。これらは夫婦関係においてはとくに重要であると思われる。経済資源、家事、サポートは、家庭内で取引される資源の代表的な三つの要素(図1)である。本論文では後二者について、夫婦調査によって明らかにできることをデータに即して説明していく。

¹ 『現代核家族調査(1999)』は首都30km圏在住で妻年齢が35~44歳までの核家族世帯に属する夫、妻、および子どもを対象とした調査である。『現代核家族調査(1999)』および『JGSS-2002』『JGSS-2003』『全国家族調査(NFRJ)98』のデータの利用にあたっては、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個票データの提供を受けた。『全国家族調査(NFRJ)03』については、NFRJ委員会の許可を得て使用した日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2003年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表:谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事:佐藤博樹・岩井紀子、事務局長:大澤美苗)。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データアーカイブがデータの作成に協力している。

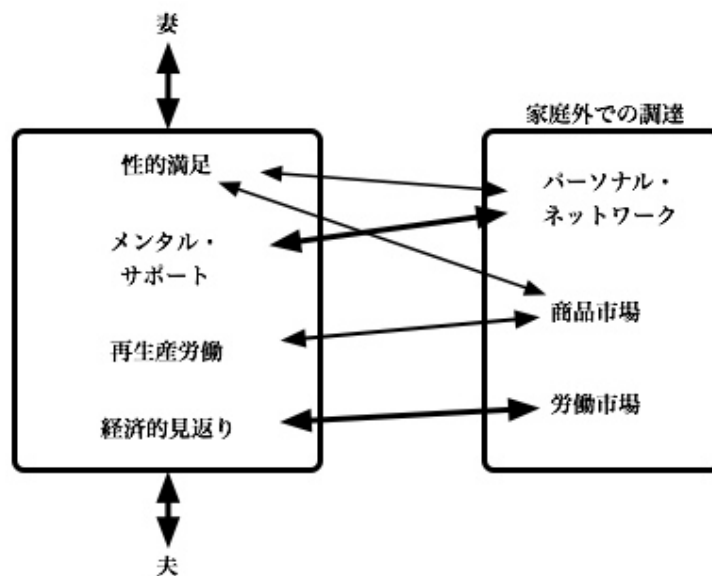


図1 夫婦間で調達される財の交換

本論文で使用するデータセットでは、夫婦の収入はもちろんであるが、家事とサポートについては表1にあるようなデータを得ることができる。

カップル調査の利点のひとつは、通常の調査と違って、認知ギャップを含む夫婦間の関係を説明変数あるいは被説明変数としたモデルを推定することができるようになる、という点にある。

『現代核家族調査』を利用した刊行論文では、(色川卓男:2001)が夫婦間の認知と行動の一致性を説明変数として生活満足度を分析している。結果は常識にかなったものであり、認知や行動が一致している夫婦の方が満足度が高い、というものであった。ただしモデルの説明力はかなり低く、決定係数は高くても0.13程度であった。概して、夫婦調査でしか得られない認知ギャップに関する変数をモデルに組み込んでも、顕著な説明力や意外性を持つモデルを期待することは難しい。ここでは、夫婦調査と他の調査の比較を通じて、通常の調査を見る上でのバイアスの可能性を指摘する作業を行うことで、男女共働社会のデザインのための基礎資料を提供することを目指す。

表1 質問項目のデータセット間比較

	NFRJ98	NFRJ03	JGSS-2002	JGSS-2003	『現代核家族調査』
対象	28-77歳の男女	28-77歳の男女	20-89歳の男女	20-89歳の男女	35-44歳の妻のいる核家族
N(括弧内は35-44歳妻のいる核家族)	6985(819)	6302(818)	2953(290)	3435(318)	934
家事	自→自, 自→配	自→自, 自→配	自→自, 自→配	自→自	妻→妻, 妻→夫, 夫→夫
サポート					
夫婦間メンタルサポートの具合	自→配	自→配	-	-	すべて
サポートネットワークの利用可能性	自分	自分	-	-	妻, 夫
サポート実績(経済/非経済)	自分	自分	-	-	-
ストレス					
悩み・負担	自分	自分	-	-	-
CESD	自分	自分	-	-	-
ネットワーク(エゴセントリック)	-	-	-	自分(B票)	妻, 夫

注1: たとえば「自→配」とは、自分(調査対象者)が配偶者の行動を見積もるパターン。
 注2: 「すべて」とあるのは、妻→妻, 妻→夫, 夫→夫, 夫→妻の4パターンを制御している項目。

2. 家事

2.1 家事分担の推計上の問題

NFRJ などの大規模な調査データが公開されるようになってから、最も盛んに行われるようになった分析の一つは家事分担についての計量分析であるといえる²。

同時に、分析の蓄積を通じて、家事分担研究の課題も浮き彫りになってきたように思える。

たとえば推定されたモデルの説明力の低さの問題がある。説明変数のパラメータを増やしても、モデルの決定係数は0.1に届かないものがほとんどである。

家事頻度はたいていの社会調査においては選択肢から該当する頻度を選ばせる、という形式で聞き取られているため、最近では OLS 推定ではなくプロビットやロジット変換をした上で最尤推定法を採用することが多くなっているが、説明力不足の問題は依然として残っている。つまりこれはモデル・推定法の問題である、というよりも、家事分担が制度的に(規範として)規定されている要素が強いために、計量分析は規定要因として想定される要因の説明力の低さを証明している、といったほうが適切である。

説明力の低さに加えて、推計上のバイアスの問題がある。家事頻度は客観的な見積もりができる項目であるにもかかわらず、実際には家事頻度の測定に関しては性差によるバイアスの可能性が指摘されている(岩井紀子:2002)。たしかに JGSS や NFRJ98/03 などの大規模なランダムサンプリング調査のデータから、家事頻度に関する夫婦間での認知のギャップを「推測」することは可能である。しかし世帯(カップル)調査ではない以上、ギャップは推測するしかなく、統計学的な意味を検定することはできない。

ただし、同世帯内に属する複数のサンプルを調査対象とすることによって、認知ギャップについてより深い分析ができるようになる。本論文では、『現代核家族調査』の結果をその他の代表的な公開調査の結果と比較することを通じて、考えられるバイアスの分析をしていく。

まずは、たいていどの大規模調査でも尋ねている「食事の用意」頻度(自己見積もり)について、

² NFRJ98 を使った研究としては(松田茂樹 2000),(松田茂樹 2004),(石井クンツ昌子 2004),(Tsutsui 2005a)、それ以外では(松田茂樹 2002)などがある。

JGSS-2002/2003, NFRJ98/03, 『現代核家族調査(1999)』の4調査の結果を表2にまとめてみた³。

表2 家事(食事用意)頻度にかんするデータセット間比較

	JGSS-2002	JGSS-2003	NFRJ98	NFRJ03	『核家族』
頻度					
夫認知・夫家事	1.29	0.66	0.61	0.80	0.57
妻認知・夫家事	0.85	-	0.42	0.50	0.49
妻認知・妻家事	6.85	6.81	6.34	6.30	6.30
夫認知・妻家事	6.49	-	6.27	6.24	-
行動頻度差					
妻家事-夫家事(自己認知)	(5.57)	(6.15)	(5.73)	(5.49)	5.73 **
妻認知(妻家事-夫家事)	6.00 **	-	5.92 **	5.80 **	5.81 **
夫認知(妻家事-夫家事)	5.20 **	-	5.65 **	5.46 **	-
妻認知-夫認知(妻家事-夫家事)	(0.08)	-	(0.27)	(0.34)	-
認知ギャップ					
夫家事(妻認知-夫認知)	(-0.44)	-	(-0.19)	(-0.31)	-0.08 *
妻家事(妻認知-夫認知)	(0.37)	-	(0.07)	(0.06)	-
妻家事-夫家事(妻認知-夫認知)	(-0.80)	-	(-0.26)	(-0.37)	-

注: 括弧の数値は異なったサンプルの推定平均の差。

調査設計上の限界から、一部は異なったサンプルの比較になる。この値は統計的な推定の対象ではなく、また有意性の検定もできない。サンプルの偏りによっては実態を反映しない数値となるし、またそれ自身をモデルに変数として組み込むことができない。

また、表2において、たとえば認知ギャップは『現代核家族調査』において推定可能な値となるが、しかしこのことは、夫婦調査ならばバイアス自体を抽出するモデルを作ることができる、ということの意味しているわけではない。

理論的には、「行動(頻度/量)」をパラメータとした場合、これを定数(パラメータ平均)とバイアスとランダム効果に分解することができる。このうちバイアスは次のような要素に分解できる。

- ・サンプル固有のバイアス：N種類のダミー変数によって表現される。
- ・自己/他者見積もりバイアス：サンプルが自分で自分の行動/他者の行動を見積もる際に考えられるバイアス。
- ・パラメータと関連したバイアス：変数として観察されるサンプルの特性(たとえば性別や世帯年収)に応じたバイアス。「妻の方が夫よりも夫の家事を低く見積もる」「年収の低い方が相手のサポート行動を高く見積もる」際などに想定できるバイアスである。

³ 『現代核家族調査』の結果と比較するため、すべてのデータセットの対象を「妻年齢35-44の核家族」に絞っている。また、家事頻度は一週間あたりの回数にリコードしている。

しかしカップル調査においては通常「他者＝配偶者＝異性」であり、残差を除く項はすべて連動する。自己／他者見積もりバイアスと性別バイアスとを分離することは難しい。つまり、異性ではない他者が自分の行動を見積もったものは存在しない。したがってこれらをまとめて自己／他者見積もりバイアスにするしかない。夫にとってみれば他者＝妻であり、妻にとっては他者＝夫である。結局、バイアスを見極める作業はそれぞれの見積もりに有意な差が認められるかどうか、という検定に縮小されることになる。

次にこの表の結果をみながら、家事に関する夫婦間格差について具体的な数値に即して説明していこう。

2.2 行動頻度差

「食事の用意」頻度差については、自己認知の差（異なったサンプルの推定平均の差）は、当然であるが妻認知推定量と夫認知推定量のあいだに位置している。JGSS-2003 は当人の頻度しか聞いていないが、この数値も JGSS-2002 の認知ギャップの中間くらいに位置しており、したがって自己認知推定量の差をとった値を「夫婦の家事頻度差」の平均推計値として用いることについてはそれほど問題ない、ということになる。

『現代核家族調査』の場合、自己認知による家事頻度差について検定可能な値を得ることができる（当然水準.05において有意な差である）。しかし夫と妻それぞれの主観的認知における差はNFRJ 他の調査においても利用・検定でき、また他の変数を含むモデルの変数としても利用できる⁴。

2.3 認知ギャップ

家事頻度の認知ギャップについては、カップル調査でない限り平均値の推計、検定をすることができない。

表 2 にあるように、『現代核家族調査』においては、認知ギャップは 0.08 である⁵。これは水準 0.05 において有意である ($p=0.0145$) とはいえ、NFRJ98/03 および JGSS-2002 から得られる値よりもかなり小さい値である。

『現代核家族調査』では「回答時にそばに誰かいたか」ということを尋ねている。これをもとにすると、回答時の状態は「どちらも回答時に配偶者がいなかった」(441)、「妻回答時夫がいたが夫回答時妻はいなかった」(63)「夫回答時妻がいたが妻回答時夫はいなかった」(242)「どちらも回答時に配偶者がいた」(188)のように分類することができるが（括弧内は度数）、これらが夫食事用意頻度の認知ギャップに与える影響は水準 0.1 においても有意性が認められなかった。つまり、カップルであることが夫婦間の見積もりの収束効果を生んでいるということは、少なくとも回答時の状態からは確認できなかった。したがって、『現代核家族調査』の認知ギャップの小ささが誤差なのかどうかはわからない。

⁴頻度差を被説明変数とした分析については (Tsutsui 2005) を参照。

⁵ 『現代核家族調査』では夫票に妻の家事頻度について質問項目がない---つまり家事に関しては質問が夫婦で非対称である---ため、妻の家事頻度についての認知ギャップは推定できない。

さらに、家事行動の他の項目についてみると、認知ギャップについての一定の傾向が見いだされるようになる。夫家事の頻度（夫認知）の推定平均、夫家事の認知ギャップの推定平均、ギャップの t 検定結果は表3のとおりである。

表3 夫家事頻度と認知ギャップ（妻認知-夫認知）の検定

家事項目	頻度	ギャップ
食事用意	0.57	-0.08 **
後片付け	1.14	-0.25 ***
掃除	0.38	-0.05 †
洗濯	0.39	-0.03
子どもの世話	2.65	0.2 ***

認知ギャップは家事項目について少々ばらつきがあることがわかる。

とくに注目すべきは、項目によって符号が変わっている点である。「子どもの世話」にかんしては、意外なことに妻の方が夫自身よりも統計学的に有意に高い見積もりを与えている。したがって、「夫の家事貢献度については妻の方が合点が辛い」という一般的な見方が常に適用できるとは限らない、ということになる。

符号の逆転についてのひとつの解釈は、「子どもの世話」にかんしては夫の参加度合いが大きく、それだけ頻度のばらつきも大きくなることにあると考えられる。くわえて『現代核家族調査』では、「子どもの世話」項目の質問項目は「子どもの世話、しつけ、勉強、進路指導」について夫がどの程度家事をするか、という聞き方になっている。この項目の妻の夫に対する見積もりも分布が比較的平坦になっており、質問の設計に起因するものとも考えられる。

2.4 再生産労働研究にむけてのインプリケーション

夫婦間の認知ギャップは、t 値を見る限り「統計学的に有意」であるとはいえ、差はそれほど顕著なものではなく、多くても「一ヶ月につき家事一回分」ほどの認識のズレに過ぎない。この意味では、現在までの再生産労働研究の数多くの成果を見直す必要は全くない。それどころか、この結果にかんしては「夫婦間の認識のずれが統計学的に有意であった」というよりは「夫婦間の認識のおおよその一致が統計学的に立証された」とみる方がよい。

もっとも家事頻度に関する夫婦間の見積もりの収束は、なによりも「そもそも家事のほとんどを妻が行っている」という事実に起因するものである。「家事分担を説明する要因の説明力が小さい」という当初の問題はそのまま残されている。また、これから将来夫が家事参加の度合いを増していけば、認知のギャップが考慮に値するほど大きくなることも考えられる。

表4に、「夫食事用意」頻度にかんしての認知ギャップのばらつき（標準偏差）が「食事用意」行動差

の度合いによってどう異なるかを示した⁶。

表4 (妻認知) 食事も意頻度差ごとの認知ギャップの平均と標準偏差

頻度差	度数	認知ギャップ平均	標準偏差
0-2	46	0.59	2.75
2.5-5.5	183	0.01	1.23
6.5-7	694	-0.15	0.65

表4 からわかるように、夫と妻の食事も意頻度が近づくにつれて認知ギャップのばらつきが大きくなっていることがわかる⁷。

以上が、家事頻度の推計に関して、夫婦調査を利用してわかることである。

3. メンタル・サポート

3.1 ソーシャル・サポート研究の概要

再生産労働と並んで量的調査データの分析が盛んになされているのは、サポートについてである。

サポートに関しては、「サポートギャップ仮説」という有名な仮説がある。サポートギャップ仮説とは、配偶者間のサポートは夫婦で非対称的であり、夫は妻からのサポートに恵まれているのに対して妻は夫ほどサポートの恩恵を受けていない、というものである。

この仮説の元となる有力な考え方は、「ケア(サポート)の提供源は女性」という見方である。パーソナル・ネットワークは通常同性を中心に構成されるため、女性は結婚をしなくともサポートに恵まれている。それに対して男性はメンタルサポートを配偶者に頼る傾向が強くなる。ここから、結婚は男性にとってはメンタルヘルスの改善に結びつくが、女性にとってはむしろ子育て期などに同性ネットワークのサポートを失い、ストレスに対する脆弱性を増す、ということになる。(稲葉昭英 1998)によれば、子どもが生まれる前までは男女のサポート利用可能性には大きな開きがあるのに対して、子どもがいる場合は男女のサポート利用可能性の差がなくなる。

サポートの利用可能性を計量的に推計する場合、サポートの種類(「悩みを聞いてもらえる」「努力を評価してもらえるなど)ごとにそういったサポートを当てにできる人物との関係(「いる」か「いない」かの二値)を表した変数を利用することが多い。これに対して、パーソナル・ネットワークの恒常的な部分として位置づけられる夫婦関係から得られるサポートに関しては、NFRJ98/03 や『現代核家族調査』ではサポートが得られる「程度」について四件法で尋ねている。ただし、表2にあるように、NFRJ98/03 では「配偶者からサポートがどの程度得られるか」という質問をしているだけである。したがって家事頻度と同じく、夫婦間のサポートの程度の差を統計学的に推定・検定することができない。これに対し

⁶夫の頻度の方が多いケースは0.75%と非常に少ないので省いてある。

⁷ただし、このばらつき傾向については、家事頻度の測定尺度の設計によって生じている部分があることが考えられる。この問題については、時間などの別の尺度を用いた調査結果との比較が必要になるだろう。

て、家事行動の部分で示した通り、カップル調査であれば調査票の設計次第では差の推定・検定を行うことができる。ここではこういったことを含めて、『現代核家族調査』の夫婦票を利用して夫婦間のサポートの構造について「新たに何がわかるのか」を明らかにする。

3.2 サポート提供格差

まずは各項目の推計結果を表5に示す。それぞれの項目の質問内容は、以下のリストの通りである。

まずは基本統計量である。分散については表に掲載していないが、平均・ばらつきとも、データセット間でほぼ一致している。

次に行動頻度差である。NFRJ98/03 はどちらも配偶者間サポートについて配偶者の行動をサンプルに尋ねており、したがって表5では「他者認知」の項目しか満たさない。NFRJ98を見る限り、配偶者サポートに恵まれているのは夫であると結論せざるを得ず、これはソーシャル・サポート論においてしばしば採用される仮説である「ケアコスト仮説」や「サポートギャップ仮説」の背後にある、女性がサポートの源泉であるという見方を裏付けている(稲葉昭英 2004)。この格差の方向性はNFRJ03でも同様であり、「傾聴」と「評価」にかんしては格差を増しているように見える。

しかしこれはサンプル主体が配偶者の行動を見積もったものの推計であり、格差は統計学的な推定・検定の対象にはならない。夫婦調査でなくとも行動格差の推定・検定は調査票のデザイン次第で可能であるが、NFRJ98/03の場合は不可能である。そこで『現代核家族調査』の結果に目を移してみよう。

すると、符号レベルでかなり様子が異なることがわかる。たしかにNFRJ98/03と同条件の「他者認知」条件でのポイント比較では、妻の方がサポートを多く提供していることが、水準0.01においても有意であるという結果であった。しかしバイアスの存在を考えると、他者認知のポイントどうしを比較するよりは、同一人物による認知を比較する方がより妥当な結果であることを考えると、差の推計において優先すべきは妻と夫それぞれの認知世界の中での格差であるということになる。

結論を言えば、格差の認知は性別について「対称的」であった。「助言」については『現代核家族調査』では質問項目がないので、表5からの結果を「傾聴」と「評価」について新たにまとめておく(格差はすべて水準0.01において有意であった)。

- ・傾聴格差(妻認知): 妻は、夫の方が傾聴してくれているとみている。
- ・評価格差(妻認知): 妻は、自分の方が相手を評価している、とみている。
- ・傾聴格差(夫認知): 夫は、妻の方が傾聴してくれているとみている。
- ・評価格差(夫認知): 夫は、自分の方が相手を評価している、とみている。

このように、夫婦はお互いそれぞれの認知世界の中で、傾聴は相手の方が、評価は自分の方がしてあげている、とみている。

確かに、それぞれの認知世界の中ではジェンダー格差がある。しかし常に妻の方が多くサポートを与えているのではなく、傾聴と評価で符号が変わる。しかもそれぞれの主観的世界内での格差の構造がジ

エンダーで対称的なのである。

表5 夫婦間サポートにかんするデータセット間比較

	NFRJ98	NFRJ03	『核家族』
ポイント			
傾聴			
夫認知・夫傾聴	-	-	2.95
妻認知・夫傾聴	3.10	3.08	3.09
妻認知・妻傾聴	-	-	2.86
夫認知・妻傾聴	3.24	3.27	3.18
評価			
夫認知・夫評価	-	-	3.25
妻認知・夫評価	2.80	2.82	2.95
妻認知・妻評価	-	-	3.37
夫認知・妻評価	3.11	3.22	3.12
助言			
妻認知・夫助言	3.00	2.96	-
夫認知・妻助言	3.10	3.18	-
行動頻度差(妻行動-夫行動)			
傾聴			
妻認知	-	-	-0.23 **
夫認知	-	-	0.23 **
他者認知	(0.14)	(0.18)	0.08 **
自己認知	-	-	-0.09 **
評価			
妻認知	-	-	0.41 **
夫認知	-	-	-0.13 **
他者認知	(0.31)	(0.40)	0.17 **
自己認知	-	-	0.12 **
助言			
他者認知	(0.09)	(0.21)	-
認知ギャップ(妻認知-夫認知)			
夫傾聴	-	-	0.14 **
妻傾聴	-	-	-0.32 **
夫評価	-	-	-0.30 **
妻評価	-	-	0.25 **

注1: 括弧内の数値は異なったサンプルの推定平均の差。

注2: データ:NFRJ98, NFRJ03, 『現代核家族調査(1999)』

3.3 サポート認知ギャップ

次に同一行動（妻行動と夫行動）に対する夫婦間の認知ギャップをみてみよう．認知ギャップはNFRJ98/03の調査設計では推定することができないので、『現代核家族調査』の結果のみを吟味することになる．表5の結果をまとめると、次のようになる．

- ・夫傾聴：「夫が妻の話を聞いている」と感じている度合いは、妻の方が強い．
- ・妻傾聴：「妻が夫の話を聞いている」と感じている度合いは、夫の方が強い．
- ・夫評価：「夫が妻を評価している」と感じている度合いは、夫の方が強い．
- ・妻評価：「妻が夫を評価している」と感じている度合いは、妻の方が強い．

行動格差と同じく、認知ギャップにかんしても性別で対称的、項目で符号逆転、という結果になっている．「傾聴」に関しては、夫婦とも相手の「傾聴」行動を相手自身よりも高く見積もっている．ただしギャップの度合いは「妻が傾聴」についての方が大きい．対して、「評価」に関しては、夫婦とも「自分が相手を評価する」が「相手が自分を評価してくれる」よりもポイントが高い．つまり、自分の貢献を高く見積もっている．

『現代核家族調査』における個々の項目ごとの配偶者間サポート行動の行動格差と認知ギャップについての検定結果を見る限り、配偶者間での「サポートギャップ仮説」は強く支持されないことになる．ジェンダー差異を確認するためにはジェンダーでの符号の非対称性が目立つ必要があるが、実際には符号はジェンダーについて対称的で、しかも項目によって異なることがわかった．となれば、ジェンダーではなく、傾聴／評価という「サポート行動の特性」が見積もりの差を生んでいる、と言った方がよい．ジェンダーにかかわらず、傾聴に関しては相手を、評価に関しては自分を高く見積もっているからである．

3.4 サポート研究におけるインプリケーション

以上の結果から、配偶者間のサポートの交換状況にかんしては、項目別に見る限りはジェンダーの非対称性は見いだせず、むしろサポートの内容の特性が夫婦間でのサポートの差に反映されていた、ということになる．他方、項目別ではなくてトータルポイントではどのようなのだろうか．夫婦が現実の夫婦生活においてどのサポートをどれくらい重視しているのかはわからないので、行動程度を合計することにどの程度根拠があるのかは不明であるが、参考までに合計ポイントとその格差もみてみよう(表6)．

表6 配偶者間サポート（傾聴・評価）の合計ポイントと格差

	妻サポート	夫サポート	格差
妻認知	6.23	6.05	0.18 **
夫認知	6.30	6.20	0.09 *

たしかに合計得点では、妻認知の場合も夫認知の場合も妻の方がサポートを多く提供している。このため、サポート間のウェイトを考慮しない限りは、「サポートギャップ仮説」は支持されることになる。しかしこの場合の格差と言ってもわずかなものだという事に留意すべきであろう⁸。

また、実際に項目ごとにサポートの夫婦格差の符号が変わるのであるから、「サポートを計る質問として現状の項目でよいのか」ということは検討に値する。

4. ギャップの構造分析

前節まではデータセット間の比較を通じて、夫婦データを利用して夫婦データではないデータの推計の妥当性を検証する、という作業であった。

この節では、夫婦調査でしかできない計量分析として、認知ギャップの構造の分析を行っていく。『現代核家族調査』が夫婦調査であることの特性を生かした分析には色川（2001）や野沢慎司（2001）がある。色川（2001）は『現代核家族調査』のデータを利用して、夫婦間の認知の一致度と行動の共同性（夫婦が行動をともにする度合い）が満足度に与える影響について分析している。結果は、認知の一致や行動の共同性が満足度に少しプラスの影響を与えており、そして行動の共同性の方の影響が比較的強かった、というものであった。野沢（2001）は同じく『現代核家族調査』の結果を利用して、家族外ネットワークを夫婦で共有している方が家族の連帯性が強い、ということを実証している。

これらは夫婦調査の結果を利用したいわば応用的な分析であるが、対して本論文では推計上のより基礎的な分析を簡潔に行う。

まずは認知ギャップの発生頻度である。家事5項目と夫婦間サポート2項目について認知が不一致（不一致の大きさは問わない）であった夫婦の割合は以下の表7の通りである。

表7 家事とサポートにかんする見積もりの不一致度

	不一致度 (%)
夫食事用意	18.1
夫後片付け	28.4
夫掃除	17.0
夫洗濯	10.1
夫子どもの世話	39.6
夫傾聴	53.2
夫評価	51.9
妻傾聴	55.5
妻評価	47.8

家事については意見の収束度が高いが、これはすでに述べたようにそもそも家事のほとんどを妻が行

⁸例えば、『現代核家族調査』の934サンプルからランダムに50サンプルを抽出してサポートの合計ポイント格差を検定すると、水準.05におけるp値はおよそ0.8前後を推移する。

っており、夫はほとんど家事を行っていないゆえに、認知のズレの入る余地がそもそもあまりない、ということである。これに対して夫婦間サポートの不一致はかなり高く、どれも一致と不一致が半々程度となっている。聞かれている対象がそもそも客観的に計測可能な家事頻度項目と違って主観的な印象であるということ、四件法であること(ランダム選択であれば一致度の期待値は25%)などがもちろん不一致の第一の原因であろうが、同じ行動についての回答の一致度が50%であるということには注意を払う必要があるかもしれない。

次に認知ギャップはランダムに発生しているのか、それとも特定の要因に帰属できるのか、ということ进行分析する。そのために、「ある夫婦がある項目に関してギャップを示している場合、その夫婦は他の項目でもギャップを示すのか」ということを見るために、項目の認知ギャップ間の相関係数を示す(表8)。

表8 夫家事およびサポートの認知ギャップにかんする項目間の相関係数

	夫食事用意	夫後片付け	夫掃除	夫洗濯	夫子どもの世話
夫食事用意	1				
夫後片付け	0.3957*	1			
夫掃除	0.3925*	0.3740*	1		
夫洗濯	0.3410*	0.2645*	0.3349*	1	
夫子どもの世話	0.1544*	0.1910*	0.2036*	0.1803*	1

	夫傾聴	夫評価	妻傾聴	妻評価
夫傾聴	1			
夫評価	0.4597*	1		
妻傾聴	0.2562*	0.2607*	1	
妻評価	0.2870*	0.2530*	0.3533*	1

相関係数を高いと見るか低いと見るかは意見の分かれるところであろうが、少なくともバイアスは個々の夫婦に完全にランダムに生じていると判断できる証拠はない、と言える。他方、ギャップの発生を夫婦の個別特性に帰属させることはできない。というのは、ここには結果を掲載していないが、家事頻度にかんする認知ギャップとサポートにかんする認知ギャップとのあいだではほとんど相関が認められないからである⁹。

では、バイアスがランダムに発生しているのではないのならば、何がバイアスを生んでいるのだろうか？

まず家事頻度についてである。あえていえば世帯収入および妻の学歴と相関関係があったが、「世帯年収」「妻/夫学歴」「妻/夫就業状態」「結婚年数」「子どもの有無」を説明変数とした OLS 推定の重回帰分析を行うと目立った要因は見いだせず、世帯年収の影響も消えてしまった。そもそも家事頻度の認知ギャップはランダムではないのであるが、そもそも頻度自体の分散がごく小さいものであるため、これ

⁹家事5項目×サポート4項目の相関係数(20個)のうち、水準.05において有意であったのは4つだけで、相関係数は最高でも0.145と非常に低いものであった。

を被説明変数としたモデルの説明力がないのは当然であろう。しかしサポートについても有力な説明要因は見つからなかった。サポートギャップ 4 項目を合計したポイントはかなり正規分布に近い分布をなすが、これを被説明変数として上記説明変数を投入して OLS 回帰分析を行っても、説明変数の偏回帰係数はすべて水準.05 において有意性を示さなかった。

次に家事のバイアスとサポートのバイアスについて、それぞれの合計ポイントを主な社会経済変数以外の行動変数（「一緒に食事」「会話」「一緒にレジャー」）との相関係数を推定したところ、水準.05 においては、わずかにサポートのバイアスが「会話」¹⁰と有意に相関していたのみであった。これも、相関係数は-0.176 と非常に小さい。

要するに、家事頻度とサポートでは明らかにバイアスを発生させているサンプルが異なるのであるから、ランダムに発生しているのではないだろうが、しかし主な社会経済変数や主な行動変数からは目立った要因を見つけることはできなかった。

5. 夫婦調査にできること：家族研究における一般的インプリケーション

あまた存在する家族についての社会学分野における計量分析の最も基本的な問題設定が「公平性」であることは、それほど異論がないことであろう。特に「男女共働社会」に向けた政策提言のための基礎資料となる分析については公平性が分析の焦点になる。だからこそ社会的な実証研究は、「効率性」を勘案する経済学分野にくらべて複雑なモデルを推定することをそれほど要求されないのである。しかしその分、調査設計や質問項目の妥当性や、そこから導かれるデータを分析する上での妥当性について気を配ることも大事なことになる。とくに配慮すべきは、回帰分析を行うとして、モデル自体あるいは個々の説明変数が統計学的に有意性を持つことが、モデルの解釈の中でどういう意味を持つか、ということであろう¹¹。これはパラメータ推定値を丁寧に解釈すれば解決する課題であり、そのコストは調査者ではなく分析者が負うべきものである。

しかし得られるデータが調査設計に大きく依存する場合にも気を配る必要がある。本論文では、以下の二つのことについて配慮の必要性を説いた。

- ・行動頻度の見積りに生じるバイアスは、行動の結晶度（収束度）に依存する可能性がある。
- ・夫婦調査ではない調査設計では、ジェンダーの対称性 / 非対称性の特性について見落としがある可能性がある。

謝辞

〔二次分析〕にあたり、東京大学社会科学研究所所属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから〔『全国家族調査(NFRJ)98』(日本家族社会学会)〕,〔『日本版 General Social Survey (JGSS) 2002』(大

¹⁰ 「あなたは妻/夫」とどのくらい会話をしますか」という質問に対して、「よく話す」から「まったく話さない」までを六件法で回答を得たもの。

¹¹ あるパラメータ推定の p 値が十分に小さいことは、パラメータの値によっては「パラメータの効果がないことが統計学的にはっきりした」ことを証明しているのかもしれない。これはサンプル数の多い調査ではよく生じることである。

阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所)), [『日本版 General Social Survey (JGSS) 2003』 (大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所)], [『現代核家族調査』(財団法人家計経済研究所)] の個票データの提供を受けました。なお, [『全国家族調査(NFRJ)03』(日本家族社会学会)] の利用にあたっては, 日本家族社会学会会員として共同利用の申請をして, 日本家族社会学会全国家族調査委員会の許可をえています。

参考文献

- 稲葉昭英, 1998, 「ジェンダーとストレス」『季刊家計経済研究』37: 32-40.
 , 2004, 「夫婦関係のパターンと変化」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容: 全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会, 261-76.
- 色川卓男, 2001, 「妻と夫の生活満足度を規定する要因について: 認知の一致性指標と事実の共同性指標を用いた検討」『季刊家計経済研究』49: 36-43.
- 石井クンツ昌子, 2004, 「共働き家庭における男性の育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容: 全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会, 201-14.
- 岩井紀子, 2002, 「夫の家事」岩井紀子・佐藤博樹編『日本人の姿: JGSS にみる意識と行動』有斐閣選書, 25-34.
- 松田茂樹, 2000, 「夫の家事・育児参加の規定要因」『年報社会学論集』13: 134-45.
 , 2004, 「男性の家事参加: 家事参加を規定する要因」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容: 全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会, 175-89.
- 松田茂樹・鈴木征男, 2002, 「夫婦の労働時間と家事時間の関係: 社会生活基本調査の個票データを用いた夫婦の家事時間の規定要因分析」『家族社会学研究』13: 73-84.
- 野沢慎司, 2001, 「核家族の連帯性とパーソナル・ネットワーク: 夫婦・親子関係間の構造分析」『季刊家計経済研究』49: 25-35.
- Tsutsui, J., 2005, "Relative Resource or Available Time?: The Analysis of the Household Division of Labor through Multiple Models," *Nenpo Shakaigaku Ronshu*, 18: 170-80.