

論文 世帯構成員間の関係性からみた時間配分の 意思決定と 健康評価への影響

| | |
|----------|---|
| 著者 | 松田 侑希, 首藤 久人 |
| 雑誌名 | 筑波大学農林社会経済研究 |
| 号 | 31 |
| ページ | 57-74 |
| 発行年 | 2015-12-31 |
| その他のタイトル | Family structure, couple ' s working hours and wife ' s health evaluation |
| URL | http://hdl.handle.net/2241/00137476 |

論文

世帯構成員間の関係性からみた時間配分の意味決定と 健康評価への影響

松田侑希¹⁾・首藤久人^{2)†}

1) 元筑波大学大学院生命環境科学研究科生物資源科学専攻

2) 筑波大学生命環境系

Family structure, couple's working hours and wife's health evaluation

Yuki MATSUDA¹⁾ and Hisato SHUTO^{2)†}

1) Graduate school of Life and Environmental Sciences, University of Tsukuba
(Former student, Master program of Agro-Bioresources Science and Technology)

2) Faculty of Life and Environmental Sciences, University of Tsukuba

This study examines the relationship between a couple's labor supply decision and the household family structure. Using data from the Japan General Social Surveys (JGSS) 2010, we estimate their working hours and the husband's participation in household work. In a household with young children, the wife's working time is significantly less than that of a household with a married couple without children. Further, we cannot reject the independency between the husband's participation in household work and the wife's working hours, while the frequency of a husband's household work participation is significantly less in a household that includes the parents. In addition, our estimation of a wife's evaluation of her health status according to the equation controlling household structure and couples' working time shows that the possibility of a larger investment in health contributes to her positive health evaluation.

Keywords: Family structure, couple's time allocation, JGSS 2010 data

1. はじめに

総務省の国勢調査をはじめとする各種資料において、我が国における世帯の規模やその形態の変化が示されている^(注1)。特に1990年(平成2年)以降について言及した総務省『平成22年国勢調査人口等基本集計結果 結果の概要』によると一世帯あたりの世帯人数は減少を続けている(同資料図V1-1-1)。さらに、世帯あたり人数ごとの世帯数についての構造も変化しており、一人世帯、二人世帯、三人世帯が一貫して上昇を続けている一方で、四人世帯、五人世帯は減少を続けている(前述資料図V-1-2)。また、一般世帯の家族類型についても、単独世帯と夫婦のみの世帯は割合として増加しているものの、夫婦と子供から成る世帯や三世代以上の家族類型を含むとみられるその他の世帯は割

合として減少している(同資料表V-3-1)。

世帯構造の変化は、その構成員間の働き方や消費の仕方などの資源配分の変化と関連していると考えられる。実際、女性の就業参加については、総務省『労働力調査長期時系列データ』表3-(8)「年齢階級(10歳階級)別就業者数及び就業率」によると1975年以降25歳から64歳までの全ての年齢層で就業率は上昇している。特に25から34歳での上昇が大きく、1975年では42.2%であったが、2013年には70.7%に増えている。

女性の就業行動は、女性のライフサイクルに関連していることが指摘されてきた。たとえば結婚、出産、育児などのさまざまな出来事のなかで、これらに果たす女性の役割に関連して、就業行動が年齢階層別に異なることが指摘されてきた。この

† shuto.hisato.ke@u.tsukuba.ac.jp

点は年齢階層別の労働力率の構造にも表れ、特に30歳から34歳の階層でこの労働力率が最も低くなるM字型のカーブを示すとの議論がある。しかしながら、近年この階層に労働力率の顕著な上昇がみられる（『厚生労働省 働く女性の実情（概要版）平成25年度』）。

我が国における世帯構造や労働市場のこのような時系列的変化を振り返ると、世帯構造と構成員の就業行動や家事分担行動との関係に興味が寄せられる。さらに、こうした資源配分の結果である消費や就業、余暇の過ごし方がもたらす成果について興味の対象を広げることが可能である。

本研究では、夫婦の労働供給時間にみられる家計内での資源配分のあり方と世帯構造との関係を、ミクロデータを用いた計量分析によって明らかにする。夫婦間の時間配分特に、就業時間の違いや家事労働の分担のあり方についてはこれまでも多くの研究が行われてきた。本研究では、夫婦の労働供給や家事負担の分析に、世帯構造の違い、特に同居構成員の構造の差異をより明示的に織り込むことで、上記のようなマクロ的な世帯構造と就業構造の変化に対する理解に資することを目的とする。

本研究は、大阪商業大学JGSS研究センターが実施した『日本版総合的社会調査（JGSS）2010年版』を用いて、回答者と配偶者の労働供給時間と特に男性の家事負担の構造について世帯構造の及ぼす影響を実証的に明らかにする。これまでも、ミクロデータを用いた我が国の家計を対象とした労働供給、家事負担に関する研究はみられるが、本研究は世帯構造についてその影響を分析していることに加え、夫婦の労働時間、家事負担の決定における相互関連性を排除しない形で推定を行っている。さらに、上記調査では回答者の健康状態、およびその評価に関する情報が収められていることを利用して、世帯構造に基づく就業行動などの資源配分のあり方が女性の健康成果の評価に及ぼす影響も検討する。

もちろん、既存の研究においても、構成員間の就業行動の相互関連性について検討されてきた。たとえば女性の労働時間の決定が、配偶者の所得水準に影響を受けることが指摘されているが、構成員の働き方、つまり構成員間の時間配分を家計で決定しているのであれば、その結果得られる所

得は、家計で内生的に決定されることになる。そこで本研究では、構成員間の時間配分を導出する家計の効用最大化問題を想定し、その結果得られる誘導系としての夫婦の時間配分関数の体系を推定し、それらの独立性を検証する推定フレームワークを採用する。また、この体系に男性の家事参加についての意思決定行動を加えた体系でも推定を行うことで、世帯構造、女性の労働市場への労働供給、夫婦間の家事負担について新たな知見を提供できると考える。さらに、この枠組みで得られた推定結果の理解をもとに、女性の主観的健康評価と時間配分の関係についても検証を行う。

本論文は以下のように構成されている。第二節で、我が国を対象とした夫婦間の時間配分の問題についての既存研究を整理し、そこでの議論をまとめる。さらに、本研究のアプローチについてその意義を明らかにするためにも、我が国のみならずいくつかの国を対象とした家計内の時間・資源配分そしてその健康成果の評価に関わる既存研究を整理する。

第三節では、本研究が扱う家計の資源配分モデルを紹介し、推定モデルの導入としたい。第四節では、本研究で用いるデータの紹介と、世帯構造の区分、推定プランについて述べる。さらに、推定結果が紹介される。第五節において、結論と今後の研究の方向性について議論を行う。

2. 既存研究のレビュー

家計における夫婦の就業、あるいは夫婦間の家事負担の状況を分析したものについては、我が国を対象としたものに限っても多くの研究がみられる。特に、本研究で用いるようなミクロデータに基づく研究では、家計の構成員、特に夫婦の就業状況や属性について詳細な情報が利用できることから、ミクロ計量経済学的手法を用いた分析もみられる。

たとえば、夫婦の就業行動と家事労働の関係に焦点をあてた研究として、夫婦の家事労働頻度、あるいは家事労働時間を夫婦それぞれの就業時間や所得などによって説明し、その位置づけを分析したものがある。本研究でも用いている『日本版総合的社会調査（JGSS）』2006年データの個票を用いた安藤（2012）を例に挙げることができよう。また、本研究と同じように、世帯構造のあり方に着

目して議論を試みるものものある。安藤 (2013) は、上記データでは回答者の中食・外食の利用頻度についての情報が利用可能なことから、夫婦のそれぞれの夕食の準備頻度について、夫婦それぞれの所得、労働時間、外食・昼食選択に加えて末子年齢ダミー、20 歳以上の娘と同居、母親と同居、子供夫婦と同居などの世帯構造について検証を行っている。また、松田・鈴木 (2002) では、『社会生活基本調査』平成 8 年個票を用いて、夫婦それぞれの家事時間、夫婦の家事時間に占める夫のそののシェアを説明するために、夫婦それぞれの就業時間と配偶者の家事時間に加えて、家族末子年齢別ダミー、夫方親同居ダミー、妻方親同居ダミーなどの家族構造を考慮した推定を行っている。

これらの研究はいずれも家事労働の頻度や時間について、本研究と同様に世帯構造への興味を明示的に分析している点で注目に値する。ただし、家計が効用最大化問題をもとに構成員それぞれの時間配分を決定していると考え、ある内容への時間配分を別の内容への時間配分あるいはその結果得られる所得で説明するアプローチでは、推定方法によっては内生性バイアスが生じている可能性がある。水落 (2006) は、『社会生活基本調査』2001 年版を用いた集計データである都道府県別ならびに末子年齢別 3 階層別のデータを用いた夫婦それぞれの労働時間を内生変数とする操作変数法によって同変数が外生であることは棄却できないとしての議論を行っている。

もちろん、本研究でも採用した家計の最適化問題を想定し、各構成員の時間配分についての最適解から誘導系としての推定モデルを構築するアプローチがある。茂野 (2000) では、農家の就業構造についてハウスホールドモデルから導かれる青壮年男性、女性および高齢男性、女性の農業労働供給時間関数を誘導系で導き、『農家経済調査』を用いてこれらの推定を行っている。水落・永瀬 (2009) では平成 13、18 年の『社会生活基本調査』個票にもとづいて、夫労働時間、妻労働時間・家事時間をそれぞれ独立に推定する形で、モデル上外生変数だと考えられる変数で説明するアプローチを採用している。

本研究では、女性回答者本人の主観的健康評価と家計の時間配分の問題についても分析を行っている。健康状態は就業行動あるいは就業時間や獲

得できる賃金に影響を及ぼすことが考えられる。これに関連して、本研究と同じ JGSS2010 年データを用いた山岡・小林 (2014) では、心の健康の説明に労働時間が及ぼす影響を論じている。つまり、健康状態と就業行動あるいは賃金率の間には同時決定性あるいは内生性を指摘できる。この観点についても多くの研究があり、JGSS2000 年から 2006 年のデータを用いて、主観的健康評価と賃金率の同時推定を試みた湯浅 (2010) や、労働省『高年齢者就業実態調査』をもとに、就業選択、健康評価、賃金率の各関数の構造方程式体系を想定して推定した大石 (2000) および山本 (2010) などがある。これらは主観的健康評価ランクを 1、0 の二値選択変数に変換したうえで分析を行っているが、オーストラリアでの Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA) Survey を用いた Cai (2010) は、主観的健康評価については順序プロビットを、就業行動については二値プロビットを用いての同時決定性を考慮した推定を試みている。一方で、主観的健康評価を就業行動やその成果に用いる際に生じる内生性バイアスの問題についても指摘がなされており、これらについては『健康と引退に関する調査』を用いて検証した濱秋・野口 (2010) に詳しい。

また、就業行動のみならず、育児や食事準備、食事行動といった資源配分とそれに基づく健康生産関数の推定を行う研究もみられる。たとえば、山内 (2001) では、親の就業行動を内生変数とする子供の健康資本生産関数を厚生省『国民生活基礎調査』1995 年データを利用して推定している。さらに、アメリカで行った独自調査に基づいて You and Davis (2010) は内食費、外食費、夫婦それぞれの食事準備時間、それぞれの育児時間を内生的な資源・時間配分変数として、その投入による子供の健康指標関数 (BMI) を推定している。

3. モデル

本研究では、家計による効用最大化問題を想定することで、推定式を設定する。

構成員 $i = 1, \dots, n$ からなる家計を考え、その効用最大化問題を以下で定式化する。

$$\max U = U(\mathbf{Z}, \mathbf{L}e, \mathbf{H}\mathbf{I}) \quad (1)$$

$$\text{s.t.} \quad \mathbf{Z} = f(\mathbf{C}, \mathbf{H}\mathbf{w}) \quad (2)$$

$$T_i = La_i + Le_i + Hw_i \quad (3)$$

$$(i = 1, \dots, n)$$

$$pC = \sum_i w_i La_i^* + Y, \quad (4)$$

$$\text{where } La_i^* = La^*(La_i, S_i) \\ Hl_i = Hl(La_i, Z_i, S_i) \quad (5)$$

ここで \mathbf{Z} は各構成員による消費ベクトルであり、それぞれ市場財ベクトル \mathbf{C} と各構成員からの家計労働ベクトル \mathbf{Hw} の投入から生み出されるとする。市場購入財をそのまま消費する場合でも、この定式化は排除されない。(2) 式は、この消費財の家計内生産関数を示す。

(3) 式は、構成員の労働供給 La と、余暇 Le 、そして家計内労働 Hw の配分を示す時間制約を記述している。

(4) 式は、予算制約式であり、各構成員の賃金所得と外生所得 Y が市場財の購入に充てられるとする。 \mathbf{p} は市場財の価格ベクトルである。ただし、構成員 i の賃金所得は、労働供給時間 La_i と健康状態 S_i で決定される実質的労働供給 La_i^* を賃金率 w_i で評価したものとする。

(5) 式は健康評価関数であり、構成員 i の主観的健康評価 Hl_i は、余暇 Le_i と消費財消費ならびに各

$$La_i = La_i(\mathbf{w}, \mathbf{p}, Y, \mathbf{S}) \\ Le_i = Le_i(\mathbf{w}, \mathbf{p}, Y, \mathbf{S}) \quad (6) \\ Hw_i = Hw_i(\mathbf{w}, \mathbf{p}, Y, \mathbf{S})$$

ここで、 \mathbf{w}, \mathbf{S} は、構成員賃金率ベクトル、健康状態ベクトルである。

また健康評価関数は、内生的に決定される時間配分と消費財価格ベクトルによって以下の (7) 式のように表現できる。

これらを踏まえて、本研究では、家計内の構成員の時間配分について推定し、それに基づく健康評価関数の推定についても視野に入れる。

ただし、後述するように、本研究で利用するデータでは、就業時間や家事労働、ある余暇の内容についての参加頻度など、時間配分の内容が取得できるのは、回答者本人に限られる。配偶者については就業時間についての詳細が得られるが、その他の活動の情報については利用できない。このことから、時間配分式の推定については、回答者ならびにその配偶者の就業時間および回答者の家事労働・余暇活動への参加頻度を対象として行う。ただし、その他の構成員の存在は、消費財の分配や、家事・養育などの家計内労働の参加や時間配分などに影響を及ぼすことが考えられる。本来であれ

$$Hl_i = Hl(Z_i^*(C(\mathbf{p}, \mathbf{w}, \mathbf{S}), Hw^*(\mathbf{p}, \mathbf{w}, \mathbf{S})), Le_i^*(\mathbf{p}, \mathbf{w}, \mathbf{S}), S_i) \quad (7)$$

自の健康状態 S_i によるとする。

このモデルのように、健康生産関数を含む効用関数の最大化問題としては、たとえば Pitt and Rosenzweig (1986) でみられる。ただし、彼らの理論モデルでは、実質的労働供給が労働時間に加えて健康評価に影響を受けると想定しているが、上記モデルでは健康状態の客観的指標 S に依存するとしている。これは、濱秋・野口 (2010) で議論されているような主観的健康評価を就業行動の説明に用いる場合の課題に対処する意味がある。

上記のような設定のもと効用関数を準凹関数、家計内生産関数を凹関数と仮定して、上記の効用最大化問題を解いた場合の意思決定変数を、特に時間配分のそれに限って誘導系で示すと以下のよう

に記述できる。

ば、こうした他の構成員の時間・消費配分の内容について明示的に議論することが望ましいが、今回の資料ではそれは可能ではない。しかし、前述のとおり世帯構成が各構成員の資源配分に及ぼす影響を無視することにはならない。したがって、本研究では、世帯構造 F を考慮し、本人 ($i = 1$) とその同居する配偶者 ($i = 2$) の時間配分、具体的には彼らの就業時間および家事参加頻度についての決定について以下の方程式群を推定することにした。

$$La_1 = La_1(w_1, w_2, \mathbf{p}, \mathbf{S}, Y, F) \\ La_2 = La_2(w_1, w_2, \mathbf{p}, \mathbf{S}, Y, F) \quad (8) \\ Hw_1 = Hw_1(w_1, w_2, \mathbf{p}, \mathbf{S}, Y, F)$$

さらに、健康状態関数については、内生的に決

定される時間配分と消費財の配分の問題から

$$Hl_1 = Hl_1(La_1, La_2, Hw_1, Le_1, p, w, S, F) \quad (9)$$

を推定式の一つとして想定する。

4. 推定

4.1 データ

本研究では、『日本版総合的社会調査 (JGSS) 2010 年版』を用いて分析を行う^(注2)。この調査は大阪商業大学 JGSS 研究センター(文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点)が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。この調査は、1999 年に予備調査として第一回が実施されて以降、10 回に渡って実施されている社会調査であり、全国満 20 から 89 歳の男女を対象として行われている^(注3)。調査では、世帯構成、日常的な行動内容と政治意識などの質問に加え、それぞれの実施回で中心的課題に設定された内容についての調査が行われている。

本研究では、この調査の第 8 回 2010 年版調査を用いる。これは、この実施回における中心課題として「東アジアにおける健康と社会」が設定されており、主観的な健康評価のみならず、健康関連の調査が実施され、疾患の有無や身体測定指標が利用可能であることによる^(注4)。以下このデータセットを JGSS2010 データと呼ぶ。

JGSS2010 データでは、全国から 5003 の標本を得ている。この調査では、回答者の就業形態や就業時間、家事や余暇活動の参加頻度および配偶者の就業形態、就業時間などが調査されている。さらに、同居する者の続柄、年齢、性別などについても調査されている。これらの情報を用いて、世帯構造について整理を行う。また、全サンプルのうち、2496 の標本サイズを対象とした留置集計表 B において回答者の健康に関する回答を得ている。このため、時間配分式のうち夫婦の労働時間の推定については全サンプルを用い、健康情報が必要とされる推定については、留置集計表 B のサンプルについて推定を行う。前者については、サンプルサイズの確保の点からの措置である。

まず、世帯構造の分類について説明したい。JGSS2010 データにおいては、同居する者の続柄に

ついて尋ねている。この情報を利用して、どのような世代と同居を行っているのかを整理する。これは年齢による区分ではなく、親等上の区分に基づくもので、自身や配偶者、ならびにその兄弟・姉妹、いとこなどを同世代としている。父母、おじ・おばなどを上の一世代、祖父母の世代を上の二世代、子供を下の一世代、孫を下の二世代などとして分類する。そのうえで、(1) 単身世代、(2) 同世代のみの同居世代、(3) 上世代と同居、(4) 下世代と同居、(5) 上ならびに下世代と同居、この 5 つのタイプに世帯構造の分類を行った。

ただしこの分類過程で、同居者について年齢、性別、続柄について情報が利用できない家計、ならびに整合性をチェックする必要から、同居する総家族人数が無回答のサンプルについては推定に含めていない。また、今回の推定は、回答者本人と配偶者の時間配分の問題を対象としていることから、配偶者がいる場合でもその同居世帯のみを対象とし、単身世帯については分析対象としていない。

もちろん、この分類では、構成員の年齢の問題が考慮されないことになる。したがって、この分類の中でさらに 15 歳以下の同居者がいる場合と居ない場合でも分類を行っている。この結果、本研究で推定対象とするサンプルの家族分類とその分布は第 1 表のようになった。

また、すでにみたように我が国における女性の労働市場への参加については、結婚や出産・育児のライフサイクルとの関係が無視できないとの指摘がある。このことから、女性の年齢階層をもとに区分する形で推定を行った。具体的には回答者が女性あるいは回答者が男性である女性配偶者の 20-40 歳代あるいは 50 歳代のサンプルを対象とした。加えて、男女ともに 50 歳代以下(60 歳未満)のサンプルについての推定も示している。これは 60 歳代以上については男女ともに定年離職の可能性が高まることによる。

本調査では、調査時の前週の主要な仕事および副業に従事した時間について、回答者本人と配偶者に対して尋ねている。本研究の推定では、調査前の前週の副業も含めた総就業時間を就業時間として用いた。ただし、就業時間が「無回答」となっているサンプルについては推定に含んでいない。

また、この調査では、就業している業種につい

でも尋ねている。この情報をもとに回答者本人ならびに配偶者のいずれかが自営業に就業しているとした場合についても推定の対象とはしなかった。後述するように、回答者と配偶者の時間配分の決定性についてその独立性を検証する推定を採用するため、特に家計で行う生業についてはその傾向が高いものと考え、これらの業種については分析に含めていない。

4.2 推定式

本研究で対象とするのは、回答者本人とその配偶者の時間配分、なかでも就業時間の決定についての推定である。また、特に、家事労働への参加などとの関連についても対象としている。

日本の雇用状況を考えれば、特に正規職員にある就業形態の場合、ある程度固定的に就業時間が確定されていることが考えられる。これらのこともあり、女性の就業について説明を試みる既存の研究の中には、配偶者である男性の所得水準によって影響されるとして、女性の就業決定、労働時間を男性の所得によって説明する分析が見られる。しかしながら、すでに提示した家計内での資源配分を家計の効用最大化問題としてとらえるモデルからは、それに基づく構成員の就業および労働時間の決定を想定する場合、それぞれの時間配分が独立に決定されていると事前に想定することには推定上の問題が生じる可能性がある。この点は、むしろ実証上の検定の課題として考えたい。

そこで本研究では、回答者本人と配偶者の労働時間決定式の体系について推定を行い、それぞれの推定式が独立かどうかを誤差項間の相関係数の有意性を検定することで確認する。就業時間については、就業していなければ市場への労働供給は行えないので、就業時間については左側がゼロで切断されているトービット型の労働供給時間関数を想定する。

また、すでに述べた家計の資源配分体系では、回答者、配偶者の賃金率、消費財の価格、家族構成などによって、消費行動、労働供給行動が決定されると考えている。しかしながら、本研究で用いている JGSS2010 データでは、詳細な消費内容についての調査がなされておらず、また外生変数としての価格や賃金率についての情報は入手できない。賃金については、回答者、配偶者の所得区分

が提示されていることから、就業時間あたりの単価を導出して用いることも考えられるが、これでは内生変数を用いることになるため、この点で推定上のバイアスをもたらす可能性がある。そこで本研究では、賃金率や価格体系ではなく、賃金率、価格体系に及ぼす内容を用いた推定を行う。具体的には、年齢、正規職員ダミー、就業年数、学歴、あるいは生活費や消費財価格に及ぼす内容としての居住地の分類によって価格あるいは賃金水準が決定されると考える。この調査が一時点でのクロスセクション調査であると考え、価格・賃金の違いは、地理的あるいは労働者の属性および就業内容によるものとすることは受容できると考える。

このことから、以下のような推定式を想定する。

$$\begin{aligned} La_1 &= La_1(Zw_1, Zw_2, F, G) + \varepsilon_{11}, \\ La_2 &= La_2(Zw_1, Zw_2, F, G) + \varepsilon_{12}, \end{aligned} \quad (10)$$

Zw_1 (Zw_2) は、回答者本人 (配偶者) の賃金に及ぼすと考えられる属性変数ベクトルであり、年齢、学歴 (短大・高専卒ダミー、大卒・大学院卒ダミー)、就業年数を考える。また、 G は居住地ダミーであり、中小都市と町村部を参照としての大都市中心部ダミー、大都市郊外部ダミー、農山村漁村ダミーを設けた。 F は世帯構造ダミーであり、夫婦のみ世代を参照として、下世代と同居ダミー、上世代と同居ダミー、上世代・下世代と同居ダミーを設定している。また下世代と同居のうち 15 歳以下の子供がいるかないかについてのダミーを考慮している。 ε は各式の誤差項である。

なお、女性回答者の場合、多くのサンプルでその参加の頻度は非常に高くなっている。そこで、家事労働の参加については、男性回答者のみにについて検討したい。また、推定に際しては、すべての家事労働変数を分析するのではなく、ある一つの家事労働を選んで推定に含むこととした。具体的に検証する家事行動として、洗濯や掃除行動を対象とする。その理由として、同調査では夕食の用意、洗濯、買い物、家の掃除、ゴミ出しなどについて週あたりあるいは月あたりでの参加の頻度を尋ねる質問を設けているが、これらの内容の従事時間を確認できるような回答ではないことがある。また、週・月あたりの参加頻度では、平日や

就業上の休日との区別においてこれらの回答を得られているわけではなく、またたとえば、夕食の用意については、夕食に出かける外食行動とも関連しており、買い物についても外出の中で行われることがあり、これらは完全に家事労働と余暇との区別をつけることが難しいと判断した。そこで、家事労働を洗濯と掃除に限定し、週に数回程度以上これらの家事労働に参加すると答えている場合を 1 そうでない場合を 0 とする離散変数によるプロビット型の推定式を想定する。

$$Hw_1 = Hw_1(Zw_1, Zw_2, F, G) + \varepsilon_{h1} \quad (11)$$

すでに述べたように、本研究では、回答者・配偶者間の労働時間、また特に男性が回答者である場合の家事参加頻度についての独立性についても興味を有している。これは、上記の各推定式に含まれる誤差項 ε 間の相関が有意にゼロか否かをもって判断することにする。

また、健康評価関数については、本研究では女性回答者に限って推定を行う。回答者本人の健康状態についての主観的評価 HI を、労働時間および賃金率できまる所得、価格体系、家族構成で決定される消費内容や余暇活動、主観ではない現在の健康状態を示す変数によって規定されると想定できる。ただし、賃金率や価格体系については先と同様に、それらを決定する属性によって説明する。これらから、以下のような推定式を設定する。

$$HI_1 = HI_1(Zw_1, Zw_2, \widehat{La}_1, \widehat{La}_2, Le_1, F, G, S) + \varepsilon_{hlth} \quad (12)$$

ここで、労働供給に「ハット」を付けているのは、これらの労働供給が内生変数であることを意味している。ただし (9) 式での表現と比較して、回答者本人の家事労働 Hw_1 を導入していない。これについては、先に述べたように女性回答者の場合には、ほとんどの回答サンプルで家事に従事しており、また家事労働については従事時間ではなく週当たりでの参加頻度を尋ねていることから、内生的な従事時間を得ることが難しい。これらのことから回答者自身の家事労働参加については推定に含めていない。また、既述の通り、配偶者の家事労働参加については JGSS2010 データでは調査の対

象となっていない。同様に本来であれば、余暇活動についても家計あるいは個人の意思決定変数の内生変数であると考えたほうがよい。ただし、本研究で採用しているスポーツ、友人との食事の頻度の 2 項目の余暇活動については、休日に行うことも可能であり、また月や週当たりでの参加頻度としての尺度の調査であることを考え、内生変数としての扱いを避けた。

健康評価関数は主観的に尋ねられている「主観的健康状態」とされる変数を用いている。これは「最高に良い」から「良くない」までの 5 段階評価で行われているものである。このことから、健康評価関数については順序プロビットでの推定とした。また、客観的な健康状態の指標 S については、回答者本人のものしか利用できないが、各種慢性的疾患についての有無に関する質問から作成した内容を限定しない慢性的疾患の有無についてのダミーと身長および体重についての質問から作成した Body Mass Index: BMI を利用した。この客観的健康状態指標は、現在のモデルのフレームワークから推定対象である調査時前週の時間配分の決定上、外生変数となるものが望ましい。遺伝的要素やこれまでの労働負荷などが入手可能であればそれらが望ましいが、質問項目には含まれず利用することができない。BMI についても慢性的疾患の有無についても、一週間の期間での大きな変動は考えにくく、これらを客観的健康状態指標として利用した。推定には、Roodman (2011) による STATA モジュールである `cmp` による conditional mixed processed モデルでの最尤法を用いる^(注 5)。

4.3 推定結果

4.3.1 世帯区分とその分布

本研究においては、各推定に用いている変数の欠損値を含むサンプルは推定から除外している。なお、推定に用いた変数の記述統計については、付表に示す。

それぞれの推定のサンプルセット上の世帯構造の区分については第 1 表に示す。次節以降に結果を示すサンプルセットは、自営業に従事する回答者・配偶者を含まず、推定に用いた変数に欠損値のない (1) 配偶者同居の全サンプル、(2) 回答者・配偶者ともに 50 歳代以下、(3) 回答者・配偶者のうち女性が 40 歳代以下、(4) 同女性が 50 歳代、こ

第1表 推定サンプルセットにおける世帯構造分類

| 世帯区分 | 全サンプル | 男女50歳代以下 | 女性40歳代以下 | 女性50歳代 |
|---------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 自身の世代のみ | 900 (31.4) | 211 (13.6) | 139 (11.7) | 147 (24.7) |
| 上世代と同居 | 105 (3.7) | 57 (3.7) | 31 (2.6) | 41 (6.9) |
| 下世代と同居 | うち15歳以下非同居 うち15歳以下同居 | 266 (17.1) 715 (46) | 96 (8.1) 694 (58.3) | 266 (44.7) 36 (6.1) |
| 上下世代同居 | うち15歳以下非同居 うち15歳以下同居 | 154 (5.4) 207 (7.2) | 43 (3.6) 188 (15.8) | 91 (15.3) 14 (2.4) |
| 計 | 2,869 | 1,556 | 1,191 | 595 |

()内は合計に占める割合(%)

出所)JGSS2010データより著者作成

これらの区分で行っている。(2)については、定年離職が60歳代以降で顕著になることからの設定であり、(3)および(4)については、女性のライフサイクルからの区分である。実際、15歳以下の者との同居については、(3)、(4)の間で顕著な違いがある。これによると、全サンプルでは、半数近くを下世代との同居で占めている。一方、上世代・下世代との非同居の割合については、約3割近くとなっている。回答者あるいは配偶者の比較的若い年代においては、15歳以下の下世代との同居が割合として多くなっている。

4.3.2 男女間の就業時間関数の推定

本研究で用いているJGSS2010データでは、回答者と配偶者の労働時間については、配偶者と同居している限りにおいて原則利用可能である。この回答者・配偶者の区別をせず夫婦の男女それぞれの労働供給関数を同時推定した結果を第2表に示した。表では、左から順に、全サンプル、男女ともに20-50歳代までのサンプル、女性の20-40歳代のサンプル、そして女性の50歳代のサンプル、それぞれについて推定結果を示している。

全サンプルを対象とした場合、男女の労働供給関数間の誤差項の相関は統計的に有意な値を示している。このことから、男女の労働供給はそれぞれ独立に行われているわけではないことが示される。しかしながら、男女ともに50歳代以下あるいは、女性が50歳代以下のサンプルではこの相関が有意ではない。このことは、男性・女性の労働供給時間は、それぞれ独立に決まっているということになるが、言い方を変えればあらかじめ働き方が決まっているため、労働供給時間が配偶者間で調整されることがないとも考えられる。全サンプルでこの相関がみられる理由は、職を有するかどうかの影響していると考えられる。男女ともに定年離

職をしていると労働時間はゼロとなる。配偶者間の年齢的な相関関係と有職のあり方との関係を表している可能性がある。

次に、男女それぞれの労働供給に与える影響について観察しておきたい。各変数の有意性については、サンプル間で大きな違いはないと考えられる。大まかに述べて、男性女性ともに、就業時間と年齢の間に逆U字の関係があると考えられる。これは年齢に関する二次項ならびに一次項の符号およびその有意性にも関係している。女性の場合は、これまで指摘されてきたM字型の労働供給の議論とは反するようにみられるが、今回の推定に用いたサンプルは、独身女性・女性単身世帯を含んでいないこと、加えて世帯構造についての効果を考慮していること、この2点に留意しておく必要がある。たとえば、女性の場合、下世代と同居していると、自身の世代だけで暮らしている場合に比べて、労働供給時間が有意に少ない。さらに、これは上世代と下世代と同居している場合でも、15歳以下の子供がいる場合にもみられている。また、上世代と同居する場合には、自分たち世代だけで暮らす場合に比べては労働供給を変化させているわけではない。今回の推定は、単身世帯の労働供給との比較を行っていないので、これまでの年齢やライフステージの局面別の労働供給の変化の議論と必ずしも整合性をみるものではないことには留意が必要だろう。一方、女性の場合配偶者の賃金を高める要素である配偶者就業年数が高いと就業時間を有意に引き下げる関係がみられる。また、男女ともに、正規職員か否かによって労働供給時間が有意に異なることがみられる。この変数が相対的な正規職員の賃金の高さに影響している点から理解するとともに、非正規職員の場合、弾力的な就業時間の働き方を反映したものとなっている可能性が指摘できる。

第 2 表 男女就業時間関数の推定結果

| 標本区分 観測サイズ | 全サンプル 2869 | | 男女ともに50歳代以下 1556 | | 女性40歳代以下 1191 | | 女性50歳代 595 | |
|-------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| | 就業時間関数 | | 就業時間関数 | | 就業時間関数 | | 就業時間関数 | |
| | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 |
| 上世代と同居 | -2.087 (1.327) | -1.229 (2.397) | -0.867 (1.903) | -3.055 (3.149) | -0.226 (2.941) | -0.898 (3.976) | -0.359 (2.266) | -1.142 (4.084) |
| 下世代と同居 | | | | | | | | |
| かつ15歳以下子供あり | -0.604 (0.740) | -4.722*** (1.455) | 0.733 (0.949) | -5.644*** (1.667) | 0.578 (1.327) | -6.582*** (1.735) | 0.813 (2.186) | 0.171 (3.935) |
| 世帯構造 ダミー | 1.462 (0.942) | 0.302 (1.221) | 1.662 (1.214) | 0.822 (2.090) | 1.772 (2.199) | -2.053 (2.401) | 2.321* (1.257) | 0.867 (2.022) |
| 上世代+下世代同居 | | | | | | | | |
| かつ15歳以下子供あり | -2.349** (1.147) | -3.910*** (1.498) | -0.189 (1.259) | -4.464*** (1.658) | -1.154 (1.594) | -6.307*** (1.667) | 6.778** (3.273) | 10.37** (4.052) |
| かつ15歳以下子供なし | -2.309** (1.067) | 0.365 (1.883) | -0.739 (1.449) | 2.416 (2.207) | -3.516* (2.080) | -5.209 (3.450) | 0.934 (1.666) | 2.511 (2.514) |
| 年齢 | 2.140*** (0.449) | 0.0839 (0.404) | 1.786*** (0.654) | -1.165* (0.597) | 1.986** (0.815) | -1.528** (0.602) | 3.962** (1.692) | 1.708 (2.307) |
| 年齢の二乗 | -0.0272*** (0.00445) | -5.93e-06 (0.00363) | -0.0220*** (0.00717) | 0.0152** (0.00695) | -0.0243** (0.00948) | 0.0198*** (0.00701) | -0.0409*** (0.0151) | -0.0180 (0.0205) |
| 学歴 短大・高専卒ダミー | 1.304 (1.533) | 1.014 (1.412) | 1.769 (1.569) | 2.309 (1.435) | 1.948 (1.911) | 2.632 (1.680) | -0.439 (2.143) | -0.334 (2.992) |
| 学歴 大卒・院卒ダミー | -0.816 (0.725) | -3.091*** (0.998) | 0.297 (0.798) | -1.794 (1.147) | 0.493 (0.929) | -1.924 (1.357) | 0.505 (1.159) | -1.969 (2.042) |
| 就業年数 | 0.164*** (0.0356) | -0.180*** (0.0511) | -0.0646* (0.0372) | -0.207*** (0.0591) | -0.0750 (0.0556) | -0.132* (0.0779) | 0.0649 (0.0501) | -0.221*** (0.0738) |
| 正規職員ダミー | 38.02*** (2.301) | 2.129 (1.391) | 37.95*** (3.115) | 0.231 (2.096) | 36.28*** (4.131) | 2.239 (2.994) | 37.96*** (2.722) | 0.782 (2.754) |
| 年齢 | -0.587 (0.443) | 2.804*** (0.539) | -1.402** (0.685) | 3.476*** (0.740) | -1.924* (1.090) | 0.982 (1.162) | -4.871 (7.862) | -0.899 (11.02) |
| 年齢の二乗 | 0.00623 (0.00473) | -0.0365*** (0.00526) | 0.0167** (0.00798) | -0.0450*** (0.00839) | 0.0235* (0.0142) | -0.0104 (0.0147) | 0.0485 (0.0721) | 0.000495 (0.101) |
| 学歴 短大・高専卒ダミー | -0.771 (0.849) | -2.056* (1.142) | -0.146 (0.839) | -1.952* (1.174) | -0.521 (0.978) | -2.409** (1.186) | 0.492 (1.636) | -1.373 (2.139) |
| 学歴 大卒・院卒ダミー | 0.128 (0.812) | -2.008 (1.424) | 0.178 (0.839) | -2.613* (1.556) | -0.528 (0.967) | -3.867** (1.561) | 1.551 (1.871) | 1.150 (2.810) |
| 就業年数 | 0.0780 (0.0576) | 1.391*** (0.0946) | 0.0249 (0.0605) | 1.207*** (0.0979) | 0.146* (0.0847) | 1.458*** (0.132) | -0.114 (0.0739) | 1.153*** (0.104) |
| 正規職員ダミー | -0.808 (0.953) | 23.92*** (1.435) | -0.337 (1.016) | 25.99*** (1.312) | -1.692 (1.159) | 25.69*** (1.469) | 2.912* (1.714) | 21.36*** (1.794) |
| 大都市中心部ダミー | 0.907 (1.705) | -0.381 (1.415) | 0.180 (1.539) | -2.569* (1.365) | 0.958 (1.728) | -2.779* (1.439) | -2.636 (1.797) | -0.691 (2.266) |
| 居住地 ダミー | -0.951 (0.622) | -2.129** (0.899) | -0.765 (0.623) | -2.276** (1.004) | -0.706 (0.715) | -2.401* (1.336) | -3.033*** (0.812) | -2.293 (3.065) |
| 農山漁村ダミー | 1.476 (2.276) | -5.455** (2.695) | 1.727 (2.366) | -4.977* (2.768) | 6.017 (3.787) | -1.521 (4.902) | -1.091 (3.453) | -7.478** (2.984) |
| 定数項 | -15.57*** (5.073) | -48.64*** (9.934) | 6.034 (8.782) | -33.89** (14.20) | 13.45 (14.31) | 14.18 (18.13) | 34.54 (208.1) | 11.99 (285.7) |
| 分散の対数値 | 2.705*** (0.0386) | 2.934*** (0.0257) | 2.578*** (0.0522) | 2.852*** (0.0268) | 2.617*** (0.0592) | 2.857*** (0.0273) | 2.589*** (0.0415) | 2.869*** (0.0410) |
| 誤差項 相関係数の変換値 ^{a)} | 0.0868*** (0.0302) | | 0.0488 (0.0337) | | 0.0452 (0.0385) | | 0.0655 (0.0556) | |

()内は都道府県をクラスターとするロバストな標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

a) $0.5 \cdot \ln((1 + \text{相関係数}) / (1 - \text{相関係数}))$

出所) JGSS2010データより著者推定

4.3.3 男性回答者の就業時間・家事参加および女性の就業時間

次に、男女の就業時間に加えて、男性の家事労働の参加についても含めた体系で推定を試みる。家事労働参加頻度の推定としては、掃除と洗濯を行う頻度を週に数回あるいはほぼ毎日と答えた場合に1を取りそうでない場合に0をとる二値離散従属変数についての推定である。すでに述べたように、これは回答者が男性の場合のサンプルにつ

いて限られるため、サンプルサイズが小さくなっている。また、紙幅の都合上、年齢区分については男女ともに20歳から50歳代、および女性が20から40歳代のものについて報告するにとどめる。推定結果は第3表に示されている。

男性の労働供給時間、女性の労働供給時間については、サンプルが前節のものから小さくなっているためにパラメータの大きさなどは変わっているが、パラメータの有意性については前述の推定

第3表 男女就業関数，男性家事労働参加頻度（週数回以上を1，それ以外0）
その1 男女ともに50歳代以下

| 標本区分 観測サイズ | 男女ともに50歳代以下 724 | | | | | |
|----------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|
| | (1)式 女性就業時間 | (2)式 男性就業時間 | (3)式 男性洗濯頻度 | (4)式 女性就業時間 | (5)式 男性就業時間 | (6)式 男性掃除頻度 |
| 上世代と同居 | -0.955 (4.480) | 0.00657 (2.587) | -0.662* (0.366) | -1.062 (4.505) | 0.0132 (2.587) | -0.921*** (0.303) |
| 下世代と同居 | | | | | | |
| かつ15歳以下子供あり | -6.258*** (2.035) | -0.113 (1.889) | 0.00959 (0.200) | -6.247*** (2.027) | -0.113 (1.890) | -0.274 (0.174) |
| 世帯構造 ダミー | | | | | | |
| かつ15歳以下子供なし | 0.941 (2.823) | 1.646 (2.242) | -0.276 (0.228) | 0.906 (2.816) | 1.658 (2.244) | -0.468* (0.241) |
| 上世代+下世代同居 | | | | | | |
| かつ15歳以下子供あり | -7.213*** (2.600) | -1.442 (1.941) | -0.264 (0.239) | -7.300*** (2.602) | -1.446 (1.943) | -0.661*** (0.203) |
| かつ15歳以下子供なし | 4.079 (2.955) | -0.160 (2.307) | -0.573* (0.293) | 3.968 (2.954) | -0.157 (2.312) | -0.504* (0.277) |
| 年齢 | -1.756 (1.258) | 1.764* (0.935) | 0.0422 (0.100) | -1.765 (1.263) | 1.765* (0.936) | 0.177* (0.0996) |
| 年齢の二乗 | 0.0182 (0.0145) | -0.0234** (0.0105) | -0.000413 (0.00121) | 0.0183 (0.0145) | -0.0234** (0.0105) | -0.00193* (0.00113) |
| 学歴 短大・高専卒ダミー | 3.513* (1.917) | -0.219 (1.443) | 0.0187 (0.206) | 3.532* (1.932) | -0.219 (1.444) | 0.0180 (0.188) |
| 男性属性 学歴 大卒・院卒ダミー | 0.796 (1.665) | -0.0285 (1.114) | -0.211 (0.161) | 0.850 (1.674) | -0.0334 (1.113) | -0.144 (0.142) |
| 就業年数 | -0.213** (0.0856) | -0.0644 (0.0494) | 0.00728 (0.00549) | -0.214** (0.0859) | -0.0643 (0.0494) | -0.00269 (0.00585) |
| 正規職員ダミー | 2.091 (3.784) | 36.07*** (4.300) | -0.748** (0.322) | 2.074 (3.791) | 36.10*** (4.303) | -0.675*** (0.256) |
| 年齢 | 5.993*** (1.146) | -0.865 (0.959) | -0.0425 (0.0972) | 5.984*** (1.144) | -0.864 (0.959) | -0.0559 (0.112) |
| 年齢の二乗 | -0.0714*** (0.0132) | 0.0122 (0.0114) | 0.000382 (0.00120) | -0.0712*** (0.0131) | 0.0122 (0.0114) | 0.000531 (0.00130) |
| 学歴 短大・高専卒ダミー | -6.767*** (2.186) | 0.523 (1.415) | 0.142 (0.169) | -6.764*** (2.197) | 0.525 (1.415) | 0.0541 (0.149) |
| 女性属性 学歴 大卒・院卒ダミー | -5.480*** (1.918) | -0.445 (1.303) | 0.460*** (0.153) | -5.519*** (1.925) | -0.440 (1.303) | -0.0734 (0.171) |
| 就業年数 | 1.106*** (0.147) | 0.0228 (0.0745) | 0.0122 (0.0111) | 1.105*** (0.147) | 0.0232 (0.0745) | 0.00976 (0.0113) |
| 正規職員ダミー | 27.96*** (2.048) | -0.149 (1.267) | 0.489*** (0.189) | 27.96*** (2.043) | -0.151 (1.268) | 0.356** (0.167) |
| 大都市中心部ダミー | 0.291 (1.697) | 0.457 (1.988) | 0.308* (0.179) | 0.318 (1.695) | 0.469 (1.986) | 0.0235 (0.234) |
| 居住地 ダミー | | | | | | |
| 大都市郊外ダミー | -1.250 (1.665) | -0.788 (0.786) | -0.165 (0.105) | -1.218 (1.676) | -0.788 (0.787) | -0.0303 (0.198) |
| 農山漁村ダミー | -6.159 (3.826) | -1.427 (1.832) | -0.0285 (0.366) | -5.758 (3.816) | -1.445 (1.833) | 0.493* (0.273) |
| 定数項 | -74.29*** (20.96) | -2.154 (11.97) | -0.485 (0.959) | -73.95*** (20.86) | -2.205 (11.99) | -2.828* (1.492) |
| 分散の対数値 | 2.884*** (0.0411) | 2.539*** (0.0421) | | 2.883*** (0.0411) | 2.539*** (0.0421) | |
| 誤差項 相関係数の変換値 ^{a)} | (1), (2) 0.0692 (0.0428) | (2), (3) -0.0742 (0.0493) | (1), (3) 0.154** (0.0628) | (4), (5) 0.0705 (0.0431) | (5), (6) 0.0639 (0.0567) | (4), (6) 0.215*** (0.0621) |

()内は都道府県をクラスターとするロバストな標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

a) $0.5 \cdot \ln((1 + \text{相関係数}) / (1 - \text{相関係数}))$

出所) JGSS2010データより著者推定

結果とほぼ差はない。ここで注目すべきは男性の掃除あるいは洗濯参加式と男性あるいは就業時間式との独立性についてである。男性の労働時間式と家事参加については、独立に決定されていることが棄却されない。しかしながら、興味深いこと

に、男性の家事参加と女性の市場労働供給とは独立であることを有意に棄却できる。ちなみに、紙幅の都合上示していないが、週に一度以上洗濯や掃除を行うとした場合に1をとる離散変数での推定では、この相関が有意とならない。つまり、女

第3表 男女就業関数、男性家事労働参加頻度(週数回以上を1, それ以外0)

その2 女性40歳代以下

| 標本区分 観測サイズ | 女性40歳代以下 552 | | | | | |
|------------------------|--------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|
| | (7)式 女性就業時間 | (8)式 男性就業時間 | (9)式 男性洗濯頻度 | (10)式 女性就業時間 | (11)式 男性就業時間 | (12)式 男性掃除頻度 |
| 上世代と同居 | 2.186 (5.980) | 1.221 (4.280) | -0.634 (0.567) | 2.164 (5.984) | 1.224 (4.283) | -0.765 (0.495) |
| 下世代と同居 | | | | | | |
| かつ15歳以下子供あり | -6.411*** (2.335) | -0.676 (2.488) | 0.0690 (0.211) | -6.437*** (2.319) | -0.676 (2.489) | -0.175 (0.166) |
| 世帯構造 ダミー | | | | | | |
| かつ15歳以下子供なし | 0.343 (3.720) | 1.458 (3.988) | -0.251 (0.360) | 0.277 (3.721) | 1.455 (3.989) | -0.391 (0.356) |
| 上世代+下世代同居 | | | | | | |
| かつ15歳以下子供あり | -8.668*** (2.831) | -3.107 (2.591) | -0.230 (0.264) | -8.797*** (2.816) | -3.110 (2.593) | -0.614*** (0.225) |
| かつ15歳以下子供なし | -5.008 (5.163) | -4.525 (3.375) | -0.912* (0.488) | -5.146 (5.174) | -4.525 (3.376) | -0.918** (0.374) |
| 年齢 | -2.795** (1.123) | 1.731 (1.167) | -0.0438 (0.0863) | -2.807** (1.127) | 1.726 (1.167) | 0.0326 (0.0869) |
| 年齢の二乗 | 0.0321** (0.0129) | -0.0221 (0.0138) | 0.000794 (0.000995) | 0.0323** (0.0129) | -0.0220 (0.0138) | 7.16e-06 (0.000965) |
| 学歴 短大・高専卒ダミー | 3.738* (2.258) | -1.406 (1.580) | 0.0243 (0.198) | 3.771* (2.287) | -1.404 (1.579) | 0.0675 (0.183) |
| 学歴 大卒・院卒ダミー | 1.154 (1.927) | -0.544 (1.146) | -0.256 (0.189) | 1.238 (1.940) | -0.548 (1.146) | -0.103 (0.148) |
| 就業年数 | -0.233** (0.118) | -0.139** (0.0703) | -0.00213 (0.00864) | -0.234** (0.117) | -0.139** (0.0703) | -0.00668 (0.00779) |
| 正規職員ダミー | 3.952 (4.809) | 35.62*** (5.346) | -0.641* (0.344) | 4.027 (4.848) | 35.66*** (5.354) | -0.589** (0.253) |
| 年齢 | 5.276*** (1.542) | -0.946 (1.324) | 0.0361 (0.125) | 5.249*** (1.531) | -0.940 (1.322) | -0.0730 (0.146) |
| 年齢の二乗 | -0.0611*** (0.0196) | 0.0130 (0.0174) | -0.000747 (0.00162) | -0.0607*** (0.0194) | 0.0129 (0.0174) | 0.000813 (0.00181) |
| 学歴 短大・高専卒ダミー | -7.342*** (2.283) | 0.0709 (1.490) | 0.175 (0.203) | -7.335*** (2.298) | 0.0712 (1.489) | 0.0632 (0.166) |
| 学歴 大卒・院卒ダミー | -7.270*** (1.992) | -1.566 (1.534) | 0.507*** (0.169) | -7.323*** (2.017) | -1.561 (1.536) | -0.143 (0.178) |
| 就業年数 | 1.358*** (0.180) | 0.220* (0.113) | 0.0263 (0.0165) | 1.358*** (0.180) | 0.220* (0.114) | 0.0128 (0.0158) |
| 正規職員ダミー | 27.99*** (2.192) | -1.995 (1.534) | 0.457** (0.207) | 28.00*** (2.186) | -2.002 (1.536) | -0.442** (0.192) |
| 大都市中心部ダミー | 0.316 (1.694) | 1.381 (2.396) | 0.283 (0.271) | 0.327 (1.675) | 1.395 (2.392) | 0.103 (0.281) |
| 居住地 ダミー | | | | | | |
| 大都市郊外ダミー | -1.326 (2.034) | -0.535 (0.829) | -0.0829 (0.122) | -1.282 (2.049) | -0.532 (0.828) | 0.0335 (0.209) |
| 農山漁村ダミー | -3.350 (7.738) | 0.696 (2.789) | 0.340 (0.583) | -2.873 (7.649) | 0.663 (2.803) | 0.839* (0.468) |
| 定数項 | -45.21 (28.88) | 1.303 (16.85) | -0.445 (1.508) | -44.69 (28.74) | 1.268 (16.86) | -0.161 (1.962) |
| 分散の対数値 | 2.871*** (0.0448) | 2.561*** (0.0475) | | 2.871*** (0.0448) | 2.561*** (0.0475) | |
| 誤差項 | | | | | | |
| 相関係数の変換値 ^{a)} | (7), (8) 0.0468 (0.0491) | (8), (9) -0.0790 (0.0604) | (7), (9) 0.183*** (0.0701) | (10), (11) 0.0477 (0.0493) | (11), (12) 0.0681 (0.0665) | (10), (12) 0.210*** (0.0635) |

()内は都道府県をクラスターとするロバストな標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

a) $0.5 \cdot \ln((1 + \text{相関係数}) / (1 - \text{相関係数}))$

出所) JGSS2010データより著者推定

性の労働供給を支える形で男性が家事労働に参加している可能性を否定できない。

また、この男性の家事労働の参加は、家族形態のあり方で有意に変化している。全体的な傾向として、自分たち世代だけで暮らしている場合に比

べて、上世代と同居しているか、下世代と暮らしていても15歳以下の子供がいなかった場合には、有意に家事参加を引き下げている。これらのことは、上の世代と同居することで、家事負担あるいは育児負担をそれらの世代と分担している可能性を示

第3表 男女就業関数、男性家事労働参加頻度（週数回以上を1、それ以外0）

その3 女性50歳代

| 標本区分 観測サイズ | 女性50歳代 280 | | | | | |
|-------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|---------------------------------|
| | (13)式 女性就業時間 | (14)式 男性就業時間 | (15)式 男性洗濯頻度 | (16)式 女性就業時間 | (17)式 男性就業時間 | (18)式 男性掃除頻度 |
| 上世代と同居 | -2.637 (5.531) | 1.574 (3.105) | -0.747* (0.401) | -2.747 (5.519) | 1.606 (3.106) | -0.663* (0.346) |
| 下世代と同居 かつ15歳以下子供あり | 2.753 (6.398) | 3.677 (3.677) | -0.995** (0.426) | 2.602 (6.438) | 3.675 (3.674) | |
| 世帯構造 ダミー かつ15歳以下子供なし | 2.948 (3.246) | 2.644 (1.864) | -0.461** (0.208) | 2.857 (3.265) | 2.652 (1.869) | -0.585** (0.230) |
| 上世代+下世代同居 かつ15歳以下子供あり | 12.49 (8.050) | 6.504 (5.475) | -0.158 (0.671) | 12.31 (8.113) | 6.486 (5.499) | -0.128 (0.648) |
| かつ15歳以下子供なし | 10.13*** (3.623) | 2.718 (2.234) | -0.439 (0.344) | 10.05*** (3.624) | 2.724 (2.237) | -0.457* (0.272) |
| 年齢 | -0.729 (2.638) | 2.854 (2.193) | 0.169 (0.374) | -0.725 (2.624) | 2.815 (2.234) | 0.149 (0.356) |
| 年齢の二乗 | 0.00517 (0.0242) | -0.0318 (0.0201) | -0.00132 (0.00324) | 0.00505 (0.0241) | -0.0315 (0.0204) | -0.00152 (0.00308) |
| 男性属性 学歴 短大・高専卒ダミー | -0.357 (4.807) | 2.223 (3.121) | -0.370 (0.474) | -0.330 (4.787) | 2.182 (3.155) | -0.500 (0.512) |
| 学歴 大卒・院卒ダミー | -1.124 (2.953) | 1.030 (2.011) | 0.141 (0.251) | -1.167 (2.958) | 1.070 (2.010) | -0.177 (0.246) |
| 就業年数 | -0.101 (0.103) | 0.125* (0.0648) | 0.0154** (0.00760) | -0.0979 (0.103) | 0.124* (0.0649) | -0.00173 (0.00721) |
| 正規職員ダミー | -2.569 (4.066) | 37.92*** (3.737) | -1.052*** (0.257) | -2.576 (4.064) | 37.93*** (3.738) | -1.007*** (0.372) |
| 年齢 | -16.75 (15.29) | 7.341 (11.16) | 0.210 (1.044) | -16.45 (15.19) | 7.091 (11.20) | -1.797 (1.400) |
| 年齢の二乗 | 0.148 (0.141) | -0.0613 (0.103) | -0.00229 (0.00945) | 0.146 (0.140) | -0.0589 (0.103) | 0.0165 (0.0129) |
| 女性属性 学歴 短大・高専卒ダミー | -1.854 (3.589) | 1.433 (2.107) | 0.0828 (0.272) | -1.883 (3.597) | 1.376 (2.113) | 0.201 (0.245) |
| 学歴 大卒・院卒ダミー | -0.295 (4.340) | 4.440 (3.455) | 0.00417 (0.277) | -0.449 (4.360) | 4.364 (3.460) | 0.0193 (0.411) |
| 就業年数 | 1.219*** (0.152) | -0.234** (0.103) | -0.0106 (0.0132) | 1.216*** (0.152) | -0.233** (0.103) | 0.0117 (0.0145) |
| 正規職員ダミー | 22.68*** (2.802) | 5.935** (2.501) | 0.715*** (0.248) | 22.69*** (2.798) | 5.953** (2.494) | -0.0575 (0.303) |
| 大都市中心部ダミー | 0.683 (3.660) | -3.045 (3.501) | 0.128 (0.473) | 0.557 (3.646) | -3.037 (3.505) | -0.556 (0.571) |
| 居住地 ダミー 大都市郊外ダミー | -1.778 (5.056) | -6.107*** (2.098) | -0.370 (0.314) | -1.866 (5.083) | -6.072*** (2.092) | -0.294 (0.326) |
| 農山漁村ダミー | -7.604 (5.229) | -5.861* (3.535) | -0.442 (0.435) | -7.442 (5.173) | -5.864* (3.539) | -0.267 (0.488) |
| 定数項 | 493.2 (401.9) | -271.9 (289.4) | -10.27 (26.62) | 484.9 (399.4) | -264.2 (290.0) | 45.20 (37.70) |
| 分散の対数値 | 2.908*** (0.0635) | 2.616*** (0.0597) | | 2.908*** (0.0635) | 2.616*** (0.0598) | |
| 誤差項 相関係数の変換値 ^{a)} | (13), (14) 0.0562 (0.0775) | (14), (15) -0.00539 (0.0770) | (13), (15) -0.0641 (0.108) | (16), (17) 0.0555 (0.0777) | (17), (18) 0.198*** (0.0667) | (16), (18) 0.0878 (0.112) |

()内は都道府県をクラスターとするロバストな標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

a) $0.5 \cdot \ln((1 + \text{相関係数}) / (1 - \text{相関係数}))$

(18)式については、下世代と同居しかつ15歳以下子供ありの家計で週二回以上掃除を行うサンプルがないことから、この世帯構造属性をもつサンプル11が推定から除かれている。

出所) JGSS2010データより著者推定

唆している。また、15歳以下の子供が同居している場合、女性の就業時間がこの世帯構造で有意に低まっていることを考えると、女性の配偶者の労

働市場での時間供給を補完するような形で男性が家事労働に参加していると考えられる。

4.3.4 健康評価関数の推定

就業時間を内生的にとらえた場合の健康評価関数の推定については、推定の収束の問題もあり、女性回答者のうちで40歳代以下ならびに50歳代について検証した。いずれも男性配偶者についても50歳代以下としている。主観的健康評価関数の

単独推定と、男女の就業時間を内生変数として想定した場合の同時推定について推定結果を第4表に示す^(注6)。ここでは主に、健康評価関数の結果について論じておきたい^(注7)。今回の健康評価関数では、効用最大化問題から導かれる健康資本に影響を及ぼすと考えられる消費活動を暗黙に想定

第4表 女性の主観的健康評価関数と男女就業時間関数の推定結果

| 標本区分 標本サイズ | 女性40歳代以下、男性50歳代以下 289 | | | | 女性50歳代、男性50歳代以下 94 | | | |
|------------------------|----------------------------|------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|
| | 単独推定 | 就業時間を内生化した推定 | | | 単独推定 | 就業時間を内生化した推定 | | |
| | (順序プロビット) 女性 主観的健康評価 | (1)式 女性 主観的健康評価 | (2)式 女性就業時間 | (3)式 男性就業時間 | (順序プロビット) 女性 主観的健康評価 | (4)式 女性 主観的健康評価 | (5)式 女性就業時間 | (6)式 男性就業時間 |
| 女性就業時間 | 0.00188 (0.00701) | 0.00754 (0.0161) | | | 0.00383 (0.0115) | -0.0651** (0.0269) | | |
| 男性就業時間 | 0.00111 (0.00560) | -0.0411*** (0.0144) | | | 0.0168 (0.0155) | 0.0713** (0.0351) | | |
| 女性のスポーツ頻度(4段階) | 0.0905 (0.0648) | 0.0976* (0.0530) | | | 0.0831 (0.126) | -0.00192 (0.0587) | | |
| 女性の友人との会食頻度(4段階) | -0.000682 (0.0760) | 0.00714 (0.0700) | | | 0.704*** (0.237) | 0.303 (0.197) | | |
| 上世代と同居 | -0.545 (0.344) | -0.616 (0.394) | -11.42 (8.384) | -6.619* (3.518) | 0.698* (0.422) | 0.260 (0.728) | -20.11*** (6.417) | -14.39*** (3.399) |
| 下世代と同居 | | | | | | | | |
| かつ15歳以下子供あり | -0.133 (0.183) | 0.118 (0.237) | -11.99*** (2.779) | 2.593 (2.018) | -0.0957 (0.790) | 0.181 (0.483) | -5.497 (4.724) | -6.880 (5.932) |
| 世帯構造 ダミー | | | | | | | | |
| かつ15歳以下子供なし | -0.0575 (0.276) | 0.0700 (0.300) | -12.17*** (4.194) | 1.950 (3.226) | 0.677* (0.356) | 0.229 (0.358) | -5.683 (4.051) | -4.303 (3.250) |
| 上世代+下世代同居 | | | | | | | | |
| かつ15歳以下子供あり | -0.0999 (0.226) | 0.0363 (0.234) | -6.962 (4.430) | -0.768 (2.520) | -0.618 (0.721) | -1.449** (0.634) | -3.305 (4.550) | 14.98** (5.959) |
| かつ15歳以下子供なし | -0.484* (0.269) | -0.633*** (0.242) | -7.308 (4.680) | -6.700*** (2.204) | 0.510 (0.528) | 0.187 (0.406) | -3.382 (5.215) | -3.503 (3.438) |
| 年齢 | -0.0364* (0.0193) | -0.0258 (0.0181) | 0.846 (1.959) | 4.654*** (1.177) | 0.0649 (0.0437) | 0.0408 (0.0371) | -10.78 (8.734) | 11.44 (9.113) |
| 年齢の二乗 | | | -0.00335 (0.0231) | -0.0567*** (0.0137) | | | 0.105 (0.0825) | -0.109 (0.0848) |
| 学歴 短大・高専卒ダミー | -0.0407 (0.211) | -0.140 (0.202) | 5.540* (3.100) | -2.086 (1.912) | 0.332 (0.605) | 0.588 (0.608) | -8.073 (5.446) | -8.851*** (3.302) |
| 学歴 大卒・院卒ダミー | 0.380** (0.187) | 0.346* (0.188) | -3.947* (2.060) | -0.230 (2.178) | 0.654*** (0.248) | 0.459** (0.192) | -1.794 (2.951) | -3.433 (2.214) |
| 就業年数 | 0.00767 (0.00817) | -0.00245 (0.00913) | 0.0159 (0.119) | -0.212** (0.0941) | 0.00177 (0.0145) | -0.00158 (0.0180) | -0.475*** (0.111) | -0.248* (0.138) |
| 正規職員ダミー | 0.0483 (0.456) | 1.461** (0.634) | -2.663 (4.980) | 30.70*** (7.100) | -1.071 (0.994) | -3.184*** (1.100) | -1.428 (4.673) | 39.47*** (10.44) |
| 年齢 | 0.00785 (0.0190) | 0.00942 (0.0215) | -5.200** (2.360) | -4.190*** (1.404) | -0.00754 (0.0637) | -0.0960 (0.0588) | 25.37 (35.82) | 20.54 (16.99) |
| 年齢の二乗 | | | 0.0640** (0.0309) | 0.0572*** (0.0179) | | | -0.258 (0.333) | -0.187 (0.159) |
| 学歴 短大・高専卒ダミー | 0.143 (0.182) | 0.165 (0.177) | -2.511 (2.387) | 0.469 (1.717) | -0.331 (0.291) | -0.356 (0.306) | 2.431 (4.653) | 3.687 (2.411) |
| 学歴 大卒・院卒ダミー | 0.157 (0.240) | 0.322 (0.202) | -3.855 (3.411) | 3.886* (2.356) | -0.582 (0.404) | -0.521* (0.317) | 3.730 (4.649) | 5.458** (2.487) |
| 就業年数 | 0.0303* (0.0159) | 0.0164 (0.0278) | 1.738*** (0.227) | -0.0980 (0.140) | 0.00986 (0.0164) | 0.0495* (0.0277) | 1.048*** (0.307) | 0.0506 (0.116) |
| 正規職員ダミー | -0.416* (0.230) | -0.455 (0.302) | 20.55*** (2.225) | -0.409 (2.126) | 0.259 (0.385) | 1.715** (0.823) | 25.20*** (4.668) | -1.999 (2.875) |
| 慢性的病気の有無(有:1, なし:0) | -1.262*** (0.179) | -0.963*** (0.211) | -4.174 (3.155) | 1.779 (1.879) | -1.043*** (0.283) | -0.186 (0.413) | -1.237 (3.311) | -2.661 (1.912) |
| BMI | -0.0231 (0.0293) | -0.0109 (0.0269) | -0.0672 (0.409) | 0.474 (0.300) | -0.0495 (0.0409) | -0.0402 (0.0457) | -0.482 (0.512) | 0.0262 (0.310) |
| 大都市中心部ダミー | 0.101 (0.263) | 0.156 (0.314) | -8.498*** (4.267) | 0.0658 (4.317) | -0.781 (0.561) | -0.386 (0.425) | 2.258 (5.707) | 2.315 (2.806) |
| 居住地 ダミー | | | | | | | | |
| 大都市郊外ダミー | 0.148 (0.121) | 0.0973 (0.147) | -1.598 (2.647) | -0.958 (2.023) | 0.475 (0.337) | 0.191 (0.361) | -5.089 (3.217) | -3.588 (4.436) |
| 農山漁村ダミー | 0.395 (0.531) | 0.359 (0.465) | 1.669 (13.31) | 2.177 (1.343) | -0.669 (0.759) | -0.0411 (0.949) | -0.285 (9.111) | -0.250 (6.072) |
| 定数項 | | | 93.65*** (35.77) | -6.645 (21.66) | | | -314.5 (1.029) | -842.7** (403.6) |
| カット点1_1 | -4.267*** (0.954) | -3.688*** (1.186) | | | -0.272 (2.715) | -5.205 (5.893) | | |
| カット点1_2 | -2.560*** (0.894) | -2.235** (1.056) | | | 1.823 (2.709) | -4.008 (5.695) | | |
| カット点1_3 | -0.705 (0.945) | -0.624 (1.011) | | | 4.254 (2.766) | -3.016 (5.539) | | |
| 誤差項 | 0.682 (0.916) | 0.582 (0.952) | | | 5.798* (2.983) | -2.441 (5.465) | | |
| 分散の対数値 | | | 2.730*** (0.0626) | 2.463*** (0.0557) | | | 2.514*** (0.0757) | 2.239*** (0.111) |
| 相関係数の変換値 ^{a)} | | | (1), (2) -0.0260 (0.183) | (2), (3) 0.0713 (0.0691) | (1), (3) 0.573*** (0.207) | (4),(5) 0.981** (0.480) | (5), (6) -0.172* (0.0948) | (4), (6) -0.867 (0.580) |

()内は都道府県をクラスターとするロバストな標準誤差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

a) $0.5 \cdot \ln((1 + \text{相関係数}) / (1 - \text{相関係数}))$

出所) JGSS2010データより著者推定

している。たとえば、男性学歴の大学卒・大学院卒ダミーが有意に働いていることは、これらの変数は賃金率に正に影響を及ぼすことが想像されるため、健康資本への高い支出が可能になるためであると考えられる。一方で、上下世代の同居形態で15歳以下の子供がいない場合にはそうでない区分に比べると健康評価は低くなっている。夫婦二人世帯に比べるとそれだけ所与の所得に対して消費配分を行う構成員が多い。しかし、50歳代女性の回答者のサンプルでは、健康の主観的評価について単独推定を行った場合と、男女の就業時間を内生変数としてみた場合の推定で世帯構造の違いが女性の主観的健康評価に及ぼす影響の有意性はやや異なっている。健康資本の蓄積に影響をもつような消費についての変数を組み入れることができなかったため、今後はこの点について明らかにする研究も必要とされる。また、健康資本の関連では、慢性的病気の有無や、余暇の過ごし方として想定しているスポーツや友人との会食の頻度などは、主観的健康評価に影響をもたらしている点にも関心が寄せられる。ただ、この点についても、健康であるからこれらの活動を積極的に行えとする議論についての検証や、これらの活動を内生的な時間配分活動として推定上処理する課題については、これまでの既存研究の議論を踏まえても、より詳細な研究が必要となってくる内容だと考えられる。

5. おわりに

本研究では、『日本版総合的社会調査 (JGSS) 2010 年版』データを用いて、世帯構造の違いが夫婦間の就業時間配分および夫の家事活動参加にどのような影響をもつのかをそれらの活動の相互関連性を排除しない形で推定を行った。興味深いことに、夫の家事労働参加の頻度は、女性の就業時間決定関数と独立であるとは考え難く、そこには世帯構造が関わっている可能性があることが統計的に示唆された。特に、子供など下世代と同居している場合には、女性の就業時間は有意に低下し、また上世代との同居の場合、夫の家事参加頻度は低下する可能性があることから、女性の就業時間と家庭内での家事労働は、他の構成員も含めた時間配分決定を家計として行っている可能性が否定されない。

また、本研究で用いたデータでは、回答者の健康に関する情報も尋ねていることから、就業時間や余暇、世帯構造が健康評価関数に及ぼす影響についても検討した。この場合、男女の就業時間や余暇の過ごし方が健康評価に及ぼす影響は否定できない。しかしながら、人々の健康評価、あるいは健康生産関数に及ぼすような時間配分、消費行動のすべてを利用して推定を行っているわけではないために、得られた結論については、今後の検討が必要であろう。その意味でもさまざまな資料・情報、推定方法を用いることで、家族のあり方と暮らし向きについての研究についてさらなる議論が必要とされているといえる。

謝辞

本研究では大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである『日本版総合的社会調査 (JGSS) 2010 年版』を用いて分析を行った。このデータについては、本文註2に示したように東京大学社会科学研究所附属社会調査 (SSJ)・データアーカイブ研究センターへの利用登録により提供されたものである。なお、筆頭著者の本データの利用は在学期間中のものである。

本研究で採用した推定アプローチは、本調査における調査情報の利用可能性によるところが非常に大きい。このような有益な情報を提供していただいた調査対象者の方々、またこの調査を実施、また利用のための整備をいただいている関係機関に付して御礼申し上げます。

また、本研究遂行の過程で、筑波大学生命環境系茂野隆一教授には、さまざまなアドバイスをいただいた。御礼申し上げます。

注

- (1) これらについては、湯沢 (2014) も参考になる。
- (2) 本研究での二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「日本版 General Social Surveys <JGSS-2010>」(大阪商業大学 JGSS 研究センター) の個票データの提供を受けました。
- (3) この調査の実施概要、質問票などについて

は、大阪商業大学 JGSS 研究センターホームページにある「JGSS の調査概要」(http://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_top.html) を、本研究で用いている 2010 年版については「JGSS-2010 「第 8 回生活と意識についての国際比較調査」 の調査概要」 http://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_jgss2010.html を参照できる。

- (4) JGSS2010 での健康モジュールの質問項目設定の議論については植淵 (2009) を参照できる。
- (5) このモジュールでは、各推定結果の表の註に示しているように相関係数を直接的に推定するのではなく、変換したものを推定しており、有意性検定もこれに基づいている。ただし、推定結果の信頼区間も示されており、これらから各推定式の独立性について検討できる。
- (6) 今回の推定では、内生性についての厳密な検定を行っていない。しかしながら、一段階目において、就業時間を連続従属変数として推定した結果から得られた残差を二段階目の順序プロビット推定に組み入れて推定し、この二段階推定におけるパラメータの標準誤差をブートストラップで得た場合、就業時間関数の残差は男女いずれも統計的に有意なものとなっていない。ただし、標本サイズを確保するために、年代については男女ともに 50 歳代以下とし、就業時間関数には、世帯構造ダミーと 50 歳代女性ダミーの交差ダミーを設定し、第二段階における順序プロビットでは、世帯構造ダミーではなく家計人数を用いての推定である。
- (7) 女性の就業関数における世帯構成ダミーの有意性が前二節の推定結果とやや異なっているが、男女の就業時間関数のみで推定を行った場合でもほぼ同様の結果を得ており、これは健康評価関数を加えた推定の結果ではなく、サンプルの特徴だと考えられる。

参考文献

- [1] 安藤潤 (2012) 「JGSS データ 2006 を用いた共稼ぎ夫婦の家事労働行動に関する実証分析」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』15, 59-70.
- [2] 安藤潤 (2013) 「共稼ぎ夫婦の外出・中食利用と家事労働削減: JGSS-2006 を用いた実証分析を中心に」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』16, 33-51.
- [3] Cai, L. (2010) The relationship between health and labour force participation: Evidence from a panel data simultaneous equation model. *Labour Economics*, 17, 77-90.
- [4] 濱秋純哉・野口晴子 (2010) 「中高齢者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』601, 5-24.
- [5] 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.
- [6] 水落正明 (2006) 「家計の時間配分行動と父親の育児参加」『季刊・社会保障研究』42, 149-162.
- [7] 水落正明・永瀬伸子 (2009) 「妻の就業と夫婦の時間配分に関する分析」『総務省統計研修所 リサーチペーパー』.
- [8] 大石亜希子 (2000) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』481.
- [9] Pitt, M.M., Rosenzweig, M.R., 1986. Agricultural Prices, Food Consumption, and the Health and Productivity of Indonesian Farmers, in Singh, Inderjit and Squire, Lyn, and Strauss, John Eds. *Agricultural Household Models : Extensions, Applications, and Policy*. Johns Hopkins, Chapter 5.
- [10] Roodman, D. 2011. Estimating fully observed recursive mixed-process models with cmp. *Stata Journal* 11 (2), 159-206.
- [11] 茂野隆一 (2000) 「農業労働供給における農家世帯員の相互関係: 労働供給モデルによる接近」『筑波大学農林社会経済研究』17, 47-61.
- [12] 植淵知哉 (2009) 「EASS 2010 Health Module の作成 - JGSS によるプリテストの結果を中心に -」大阪商業大学 JGSS 研究センター編『日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集』, 9, 211-242.
- [13] 山本克也 (2010) 「健康要因から見た高齢者就業の実態 - 昭和 55 ~ 平成 16 年の高齢者就業実態調査から -」『継続雇用等をめぐる高齢者就業の現状と課題』独立行政法人 労働政策研究・研究機構 労働政策研究報告書

- No.120.
- [14] 山岡順太郎・小林美樹(2014)「労働者の「心の健康」と労働生活－JGSS データによる実証分析－」『神戸大学経済学研究科 Discussion Paper』1402.
- [15] 山内太(2001)「子供の健康資本と親の時間配分行動－親は家計内健康格差に回避的か?」『季刊・社会保障研究』37, 73-84.
- [16] You, W., Davis, G.C., 2010. Household Food Expenditures, Parental Time Allocation, and Childhood Overweight: An Integrated Two-Stage Collective Model with an Empirical Application and Test. *American Journal of Agricultural Economics* 92, 859-872.
- [17] 湯沢雍彦(2014)『データで読む平成期の家族問題 - 四半世紀で昭和とどう変わったか』朝日新聞出版.
- [18] 湯浅道夫(2010)「健康状態と労働生産性」『日本労働研究雑誌』601.

(受付2015年9月2日、受理2015年12月28日)

付表1 第2表の推定に用いた変数の記述統計

| | 全サンプル | | 男女50歳代以下 | | 女性40歳代以下 | | 女性50歳代 | |
|-----------------------|-------|-------|----------|-------|----------|-------|--------|-------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 男性就業時間(週当たり) | 31.71 | 24.62 | 47.83 | 14.80 | 48.73 | 14.93 | 38.37 | 19.51 |
| 男性年齢 | 55.83 | 14.99 | 44.31 | 9.05 | 41.03 | 7.67 | 57.74 | 4.32 |
| 男性学歴 短大・高専ダミー | 0.08 | 0.27 | 0.11 | 0.31 | 0.12 | 0.32 | 0.06 | 0.24 |
| 男性学歴 大学・大学院卒ダミー | 0.33 | 0.47 | 0.40 | 0.49 | 0.41 | 0.49 | 0.36 | 0.48 |
| 男性 就業年数(就業していない場合はゼロ) | 11.45 | 12.80 | 16.10 | 11.08 | 13.91 | 9.36 | 19.24 | 14.98 |
| 男性 正規職員ダミー | 0.62 | 0.49 | 0.95 | 0.22 | 0.96 | 0.21 | 0.76 | 0.42 |
| 女性就業時間(週当たり) | 13.30 | 17.48 | 18.93 | 18.34 | 18.45 | 18.14 | 18.20 | 18.52 |
| 女性年齢 | 53.14 | 14.43 | 42.17 | 8.69 | 38.62 | 6.60 | 54.77 | 2.93 |
| 女性学歴 短大・高専ダミー | 0.21 | 0.41 | 0.29 | 0.45 | 0.31 | 0.46 | 0.20 | 0.40 |
| 女性学歴 大学・大学院卒ダミー | 0.12 | 0.32 | 0.17 | 0.37 | 0.17 | 0.38 | 0.13 | 0.34 |
| 女性 就業年数(就業していない場合はゼロ) | 4.14 | 7.64 | 4.98 | 7.37 | 4.12 | 6.04 | 6.97 | 9.76 |
| 女性 正規職員ダミー | 0.17 | 0.38 | 0.26 | 0.44 | 0.24 | 0.43 | 0.25 | 0.43 |
| 居住地 大都市中心部ダミー | 0.04 | 0.19 | 0.04 | 0.19 | 0.04 | 0.19 | 0.04 | 0.20 |
| 居住地 大都市郊外ダミー | 0.18 | 0.38 | 0.18 | 0.39 | 0.19 | 0.39 | 0.14 | 0.35 |
| 居住地 農山村漁村ダミー | 0.03 | 0.17 | 0.02 | 0.15 | 0.02 | 0.12 | 0.04 | 0.20 |

出所) JGSS2010データより著者作成

付表2 第3表の推定に用いた変数の記述統計

| | 男女ともに50歳代以下 | | 女性40歳代以下 | | 女性50歳代 | |
|-----------------------------|-------------|-------|----------|-------|--------|-------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 世帯構造ダミー(上世代と同居) | 0.05 | 0.21 | 0.03 | 0.17 | 0.09 | 0.29 |
| 世帯構造ダミー(下世代と同居かつ15歳以下含む) | 0.44 | 0.50 | 0.57 | 0.50 | 0.04 | 0.19 |
| 世帯構造ダミー(下世代と同居かつ15歳以下含まない) | 0.16 | 0.36 | 0.07 | 0.26 | 0.41 | 0.49 |
| 世帯構造ダミー(上下世代と同居かつ15歳以下含む) | 0.13 | 0.34 | 0.17 | 0.38 | 0.02 | 0.15 |
| 世帯構造ダミー(上下世代と同居かつ15歳以下含まない) | 0.08 | 0.27 | 0.04 | 0.20 | 0.16 | 0.37 |
| 男性就業時間(週当たり) | 47.54 | 14.43 | 48.10 | 14.72 | 39.10 | 20.22 |
| 男性家事労働頻度(洗濯:週数回以上1, それ以外ゼロ) | 0.15 | 0.36 | 0.16 | 0.37 | 0.17 | 0.38 |
| 男性家事労働頻度(掃除:週数回以上1, それ以外ゼロ) | 0.12 | 0.33 | 0.13 | 0.34 | 0.14 | 0.35 |
| 男性年齢 | 44.02 | 9.07 | 40.67 | 7.61 | 57.60 | 4.53 |
| 男性学歴 短大・高専ダミー | 0.10 | 0.30 | 0.11 | 0.32 | 0.06 | 0.25 |
| 男性学歴 大学・大学院卒ダミー | 0.40 | 0.49 | 0.41 | 0.49 | 0.37 | 0.48 |
| 男性 就業年数(就業していない場合はゼロ) | 15.71 | 11.17 | 13.17 | 9.16 | 19.38 | 15.02 |
| 男性 正規職員ダミー | 0.94 | 0.23 | 0.95 | 0.22 | 0.77 | 0.42 |
| 女性就業時間(週当たり) | 17.65 | 18.55 | 17.25 | 18.34 | 17.59 | 19.05 |
| 女性年齢 | 42.11 | 8.76 | 38.43 | 6.51 | 54.81 | 3.07 |
| 女性学歴 短大・高専ダミー | 0.27 | 0.45 | 0.29 | 0.45 | 0.17 | 0.38 |
| 女性学歴 大学・大学院卒ダミー | 0.15 | 0.36 | 0.15 | 0.36 | 0.13 | 0.33 |
| 女性 就業年数(就業していない場合はゼロ) | 4.91 | 7.83 | 3.98 | 6.16 | 6.90 | 10.17 |
| 女性 正規職員ダミー | 0.25 | 0.43 | 0.23 | 0.42 | 0.25 | 0.43 |
| 居住地 大都市中心部ダミー | 0.04 | 0.20 | 0.04 | 0.19 | 0.05 | 0.22 |
| 居住地 大都市郊外ダミー | 0.19 | 0.40 | 0.21 | 0.41 | 0.13 | 0.34 |
| 居住地 農山村漁村ダミー | 0.03 | 0.17 | 0.01 | 0.12 | 0.05 | 0.23 |

出所) JGSS2010データより著者作成

付表3 第4表の推定に用いた変数の記述統計

| | 女性40歳代以下 | | 女性50歳代 | |
|------------------------------|----------|-------|--------|-------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 世帯構造ダミー(上世代と同居) | 0.02 | 0.14 | 0.03 | 0.18 |
| 世帯構造ダミー(下世代と同居かつ15歳以下含む) | 0.59 | 0.49 | 0.07 | 0.26 |
| 世帯構造ダミー(下世代と同居かつ15歳以下含まない) | 0.09 | 0.29 | 0.51 | 0.50 |
| 世帯構造ダミー(上下世代と同居かつ15歳以下含む) | 0.15 | 0.36 | 0.02 | 0.15 |
| 世帯構造ダミー(上下世代と同居かつ15歳以下含まない) | 0.02 | 0.15 | 0.18 | 0.39 |
| 男性就業時間(週当たり) | 49.40 | 13.80 | 46.14 | 12.93 |
| 男性年齢 | 41.06 | 7.73 | 55.37 | 2.94 |
| 男性学歴 短大・高専ダミー | 0.11 | 0.32 | 0.07 | 0.26 |
| 男性学歴 大学・大学院卒ダミー | 0.42 | 0.49 | 0.43 | 0.50 |
| 男性 就業年数(就業していない場合はゼロ) | 14.11 | 9.72 | 23.85 | 12.38 |
| 男性 正規職員ダミー | 0.96 | 0.19 | 0.93 | 0.26 |
| 女性就業時間(週当たり) | 18.58 | 17.76 | 21.27 | 18.89 |
| 女性年齢 | 38.66 | 6.74 | 53.36 | 2.24 |
| 女性学歴 短大・高専ダミー | 0.32 | 0.47 | 0.23 | 0.43 |
| 女性学歴 大学・大学院卒ダミー | 0.18 | 0.38 | 0.20 | 0.40 |
| 女性 就業年数(就業していない場合はゼロ) | 3.81 | 5.52 | 8.23 | 9.93 |
| 女性 正規職員ダミー | 0.24 | 0.43 | 0.30 | 0.46 |
| 女性回答者の主観的健康尺度 ¹⁾ | 2.09 | 0.75 | 1.96 | 0.70 |
| 女性回答者のスポーツ頻度 ²⁾ | 0.69 | 1.11 | 1.10 | 1.34 |
| 女性回答者の友人との会食頻度 ²⁾ | 0.76 | 0.81 | 0.67 | 0.81 |
| 女性回答者の慢性的な病気の有無(有:1, なし:0) | 0.24 | 0.42 | 0.38 | 0.49 |
| 女性回答者のBMI | 20.98 | 2.78 | 22.13 | 3.19 |
| 居住地 大都市中心部ダミー | 0.05 | 0.22 | 0.05 | 0.23 |
| 居住地 大都市郊外ダミー | 0.17 | 0.38 | 0.19 | 0.40 |
| 居住地 農山村漁村ダミー | 0.01 | 0.08 | 0.04 | 0.20 |

いずれも男性も50歳代以下としている。

1) 4:最高に良い, 3:とても良い, 2:良い, 1:あまり良くない, 0:良くない

2) 3:週に数回以上, 2:週に1回, 1:月に1回, 0:それ以下あるいは無回答

出所)JGSS2010データより著者作成