

既婚女性の働き方と健康状態

小原 美紀

(大阪大学大学院国際公共政策研究科 教授)

塗師本 彩

(大阪大学大学院経済学研究科 博士後期課程)

本論文は、2000年代の日本において、働き方が既婚女性の健康状態に与えた影響を明らかにする。分析には、2002年から2016年の「消費生活に関するパネル調査」を利用する。分析の結果、妻の健康状態に影響を与えるのは、本人の働き方ではなく夫の働き方であること、非就業よりも不安定な雇用形態で働いていることが健康を阻害すること、過去1年間に夫が予期せぬ失業に直面した時にも妻の健康状態は悪化することが示される。これらは、観察される個人や世帯の属性に加えて、観察されない異質性が健康状態に与える影響を考慮した上で得られる。日本において夫が安定した雇用形態で働いていることは、妻の健康状態を悪化させない重要な要因であると言える。

1. はじめに

2000年代の日本において労働環境は大きく変化したと言われる。既婚女性の労働環境も例外ではない。たとえばこの間、女性の就業率は高まったと言われる。図表-1の上側の図は、「消費生活に関するパネル調査」(公益財団法人家計経済研究所)を使って、1995年から2015年まで5年ごとに、有配偶女性の労働状況を「常勤労働者」「常勤以外労働者」「非就業者」に分けながらその割合の変遷をまとめたものである。この図から、既婚女性の就業率は1995年以降上昇しているが、その中身は、常勤以外の労働者割合の大幅な増加によるものであり、常勤労働者の割合は大きく変化していないことがわかる。

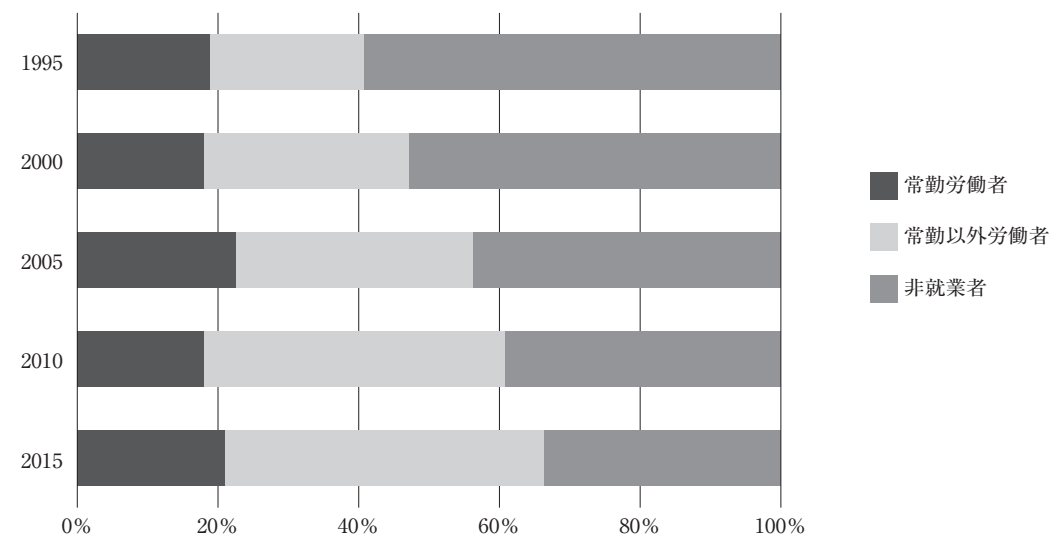
このような働き方の変化は、既婚女性にどのような影響を与えたのだろうか。本論文では健康状態に着目し、2000年代の日本において、働き方の違いが既婚女性の健康状態に与えた影響を明らかにする。分析には、「消費生活に関するパネル調査」

のうち健康状態に関して一貫した質問がなされている2002～2016年の調査結果を使用する。具体的に検証するテーマは、働き方は既婚女性の健康状態に影響を与えるのか、予期せぬ失業は既婚女性の健康に影響を与えるのかの2つである。それぞれのテーマにおいて、とくに、本人の働き方と配偶者の働き方のどちらが、あるいはどちらも影響を与える(与えない)のかに注目した分析を行う。

分析の結果、妻の健康状態に影響を与えるのは、妻本人の働き方ではなく夫の働き方であること、非就業であることよりも不安定な雇用形態で働いていることが健康を阻害することがわかる。さらに、過去1年間に予期せぬ失業に直面した時にも、妻本人ではなく夫の失業が妻の健康状態を阻害することが示される。これらの結果から、日本の家計において、夫の労働状況が安定していることは妻の健康状態を悪化させない重要な要因であると言える。

本論文の貢献は大きく4つにまとめられる。第

図表-1 既婚女性の働き方の変遷



〈5年前の働き方からの遷移〉

	常勤労働者のうち5年前：			常勤以外労働者のうち5年前：			非就業者のうち5年前：		
	常勤	常勤以外	非就業	常勤	常勤以外	非就業	常勤	常勤以外	非就業
2000年	72.03%	11.02%	16.95%	6.28%	39.91%	53.81%	6.87%	12.54%	80.60%
2005年	60.39%	22.73%	16.88%	6.23%	50.49%	43.28%	5.85%	11.69%	82.46%
2010年	70.06%	16.17%	13.77%	15.87%	56.37%	27.77%	8.89%	12.40%	78.71%
2015年	70.78%	17.35%	11.87%	4.75%	66.78%	28.47%	7.01%	16.16%	76.83%

一に、2000年代の日本という労働市場や雇用状況が大きく変化した時代を分析対象として、既婚女性の働き方が健康状態に与えた影響を計量的に明らかにする点である。日本の既婚女性の就業率の低さは先進諸国でも際立っているが、労働環境が大きく変わった2000年代において、働き方の変化の影響を分析することは興味深い。影響があるとすればこの時期に見られるはずであるし、影響があったとすればどのような影響であるのかを明らかにすることが重要になるからである。

第二の貢献は、働き方と健康状態の関係を「個人」ではなく「世帯」に注目しながら考察する点である。多くの先行研究では、個人の働き方と健康状態のデータを用いているものの、その個人が属している世帯の情報は得られないことが多い。本研究では個人だけでなく世帯の情報がわかる特異なデータを用いることで、世帯を取り巻く環境

変化が健康に与える影響を明らかにできる。

第三の貢献は、人々の働き方を安定的な就業状況にある者（常勤労働者）とそれ以外の者に識別しながら分析を行う点にある。近年、働いていても経済厚生の高い者の存在が大きな社会問題となっている。本論文は、働き方を単に非就業と就業に分けるだけでなく、就業の中身を分析する。第二と第三の貢献は、両方が合わさることで重要性が増す。不安定な労働に就く者の厚生を個人単位で見てしまうと、真の経済厚生の高さは計測されない。豊かな家計の配偶者が不安定な労働を行っているとしても、健康状態は低くはない可能性があるからだ。世帯員の労働状況を世帯全体の状況とともに扱うことで、働き方と健康状態の関係を正しく捉えることができる。

第四の貢献は、働き方が健康状態に与える影響を、因果関係として捉えようとする点にある。働

き方と健康状態の関係の分析において最大の問題となるのは、双方が互いに影響し合うことで、因果関係が見えにくくなることである。働き方は健康状態を変えると考えられるが、同時に、健康状態により働き方も変わる。本研究では、働き方が変わることで、健康状態にどのような影響があるか、すなわち働き方による因果効果を抽出することを目指す。具体的には、計量分析において、考えられる個人や世帯属性の差が健康状態に与える影響を説明変数として取り入れ、過去の健康水準をコントロールし、観察できない個人の異質性が健康状態に与える影響をパネル推定モデルにおける誤差項の一部として考慮する。

本論文の構成は以下の通りである。続く第2節では、おもに既婚女性の働き方と健康状態に関する経済学的な研究について先行研究を整理する。そして、先行研究に基づき具体的な検証仮説を導出する。第3節では推定モデルを示し、分析方法を説明する。第4節で分析に使うデータを紹介する。第5節で分析結果を示した後に、第6節で全体をまとめる。なお、本論文では、一貫して有配偶女性を分析対象とする。よって分析対象となる既婚女性とは家計における妻であり、配偶者は夫である。論文では「既婚女性」と「妻」という言葉と同じ意味として使いながら有配偶女性の行動を説明する。

2. 先行研究

働き方が健康状態に与える影響については多くの研究がなされてきた。なかでも、有期雇用や臨時雇用といった不安定な雇用状態にあることが健康状態を悪化させるかについての関心が高い。Rodriguez (2002) は、1991～1993年のドイツのデータを用いて、有期雇用労働者は、無期雇用労働者よりも健康状態が悪いことを示している。Kim et al. (2008) は、韓国の Korea Labor and Income Panel Survey Data を用いて、一時雇用や日雇い、パートタイム、有期雇用、短期雇用といった不安定雇用就業者は、そうでない者よりも健康状態が悪いことを示している。Pirani

and Salvini (2015) は、2007～2010年のイタリアのパネルデータ (European Union Statistics on Income and Living Conditions のイタリア調査回答) を用いて、特に女性において、標準的な被雇用者よりも臨時被雇用者で健康状態が悪いことを示している¹⁾。

一方、Bardasi and Francesconi (2004) は、1991年から2000年のイギリスの British Household Panel Survey (BHPS) を用いて、臨時雇用やパートタイム労働といった不安定雇用就業者の健康状態が悪いかどうかを検証している。分析によると、メンタルヘルスや一般的な健康状態に関する主観的な健康指標で見ると、不安定雇用の者で健康状態が悪いという関係は見られない。同様の BHPS を用いた Robone, Jones and Rice (2011) では、さらに、子どもを持たず労働時間に満足している人の健康状態はパートタイム雇用者の方がフルタイム雇用者よりも良いことや、この傾向は特に男性で顕著であることが示されている。

このように、働き方が健康状態に与える影響については、同じ国の同じ年代においても異なる結果が示されている。その理由の一つは、働き方が健康状態に与える影響を観測データにより計量分析する難しさがあるだろう。働き方の差は健康状態の差をもたらすかもしれないが、そもそも健康状態に差があるから働き方に差が生じるのかもしれない。すなわち、不安定な雇用が原因となって健康を害するのではなく、もともと健康状態の良くない人が安定的な雇用には就かない（就くことができない）可能性がある。先に挙げた先行研究でもさまざまな工夫により、働き方が健康状態に与える純粋な影響を取り出そうとしているが、観測データを用いた計量分析上必要とされる仮定の妥当性など難しい問題も多い。

ところで、類似の関心として、「働き方」ではなく「失業」といった労働ショックが健康状態を悪化させる可能性を分析した研究もある。Böckerman and Ilmakunnas (2009) は、フィンランドにおける1996～2001年のパネルデータを用いることで、個人の異質性の存在がもたらす内生性に対応している。彼らによると、失業経験

は健康状態に影響を与えないとされる。このような失業経験が健康状態に与える影響の分析においても、働き方が健康状態に与える影響の分析と同様に、失業を表す変数が内生変数となる可能性は否めない。自発的な失業や人々が予期していた失業であればその可能性は大きくなり、失業が健康状態に与える純粋な影響を取り出しにくくなる。これに対して、Sullivan and von Wachter (2009) は、1980～2006年におけるペンシルバニア州の行政データを用いて、解雇が健康状態にどう影響するかを明らかにしている。それによると、解雇された者は解雇されなかった者よりも20年後の死亡リスクが高いことが示されている。また、Eliason and Storrie (2009) は、工場閉鎖によるやむを得ない失業経験が健康に与える影響を分析している。1987年と88年のスウェーデンのデータを用いた分析の結果、工場閉鎖による失業者は失職4年後の死亡リスクが44%高いことを示している。さらにMarcus (2013) は、ドイツのパネル調査 (German Socio-Economic Panel Study) を用いて、工場閉鎖により失業した者は、本人と同じぐらい、その配偶者の精神的健康状態も阻害してしまうことを明らかにしている。

このように、働き方や失業は労働者の健康状態を左右する要因となっている可能性がある。働き方や失業は、また、労働者本人だけでなく、その家族の健康状態にも影響を与える可能性がある。そして、働き方においては、単に就業しているかどうかだけでなく、安定的な職に就いているかどうかとも重要な要因となっている可能性がある。以上をまとめると以下の検証仮説が導出される。

- (1) 妻の働き方は妻本人の健康状態に影響する。
- (2) 夫の働き方は妻の健康状態に影響する。
- (3) 不安定な職に就くことで健康状態は悪化する。
- (4) 予期せぬ失業により、家族 (本論文の場合は妻) の健康状態は悪化する。

上記4つの仮説を検証するにあたり、働き方と健康状態の関係は双方向に影響を与える可能性がある点に注意する必要がある。我々が見たいのは、働き方が原因となり、健康状態という帰結が変わるのかであるが、健康状態がすぐれないから働け

ない (逆に健康状態が良いから働ける) という逆方向の関係も存在するだろう。次節では、この点に注視ながら仮説を検証する方法について説明する。

3. 推定モデル

前節の仮説を検証するために、妻の健康状態の決定要因を探るモデルを立てる。一つ目の分析は、夫や妻の働き方の影響を考察するものである。ここでは、働き方を「常勤の職員や従業員として働いている」「それ以外の形態で働いている」「働いていない」の3つに分けて考える。これらをそれぞれ「常勤労働者」「常勤以外労働者」「非就業者」とよび、SL、NL、UNと書く。妻の健康状態は潜在的には H_i^{w*} と書かれるが、実際には健康状態が良いか悪いかを表す二値変数として観察される。この健康状態を働き方に回帰する式は、常勤労働者 (SL) をベンチマークとして、

$$H_i^{w*} = \alpha + \beta_{nl}^w NL_i^w + \beta_{nl}^h NL_i^h + \beta_{un}^w UN_i^w + \beta_{un}^h UN_i^h + X_i' \gamma + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i = \mu_i + e_i$$

$$H_i^w = \begin{cases} 1 & \text{if } H_i^{w*} \geq 0 \\ 0 & \text{if } H_i^{w*} < 0 \end{cases}$$

と書かれる。ここで、 i はある家計の個人 (本論文の推定ではすべて妻の回答を用いる) を表し、 w は妻、 h は夫を表す。 t は観測時点 ($t=2002, \dots, 2016$) であるが、実際の推定に使われるデータは非バランスパネルデータであり、個人ごとに長さは異なる) を表す。

注目するパラメータは β である。 NL に関する β_{nl}^w は、妻が常勤労働者である場合と比べて常勤以外の労働者である場合に、妻の健康状態がどれほど低下 (上昇) するかを表す。 β_{nl}^h は、夫が常勤労働者である場合と比べて常勤以外の労働者である場合に、妻の健康状態がどれほど低下 (上昇) するかを表す。これに対して、 UN に関する β_{un}^w は、妻が常勤労働者である場合と比べて非就業者である場合に、妻の健康状態がどれほど低下 (上昇) するかを、 β_{un}^h は、夫が常勤労働者である場合と比べて非就業者である場合に、どれほど健康状態が低下 (上昇) するかを表す。第2節で示した検証仮説と対応させると、

仮説 (1) については、 $\beta_{nl}^w=0$ 、あるいは、 $\beta_{un}^w=0$ を検証することで答える。仮説 (2) については、 $\beta_{nl}^h=0$ 、あるいは、 $\beta_{un}^h=0$ を検証することで答える。仮説 (3) については、 $\beta_{nl}^w - \beta_{un}^w=0$ 、あるいは $\beta_{nl}^h - \beta_{un}^h=0$ を検証する。

二つ目の分析は、予期せぬ失業が健康状態に影響するか、すなわち仮説 (4) の検証である。これは、先の式で妻と夫に関する働き方の変数： NL_{it}^w 、 UN_{it}^w 、 NL_{it}^h 、 UN_{it}^h を落とし、代わりに、妻あるいは夫が過去1年間で予期せぬ要因で失業した経験があるかどうかを表すダミー変数 $Unemp_{it}^w$ あるいは $Unemp_{it}^h$ を入れて、各パラメータが0であるかを検証する。

分析においては、共変量Xと誤差項 ε_{it} の特定化について注意が必要である。Xには妻の健康状態を左右すると考えられる個人と家計の属性が含まれる。たとえば、妻の年齢や教育水準、子どもの有無、世帯収入、地域のマクロ経済環境などが考えられる。変数の詳細は次節で述べる。加えて、妻の1期前の健康状態も取り入れる。これは、先行研究の多くで健康状態は過去の時点からの持続性（異時点間相関）を持つことが指摘されているためである。これを取り入れることで、個人の健康水準がコントロールされ、過去の水準からの健康状態の変化に与える影響を捉えることができる。また、個人の健康の決定要因には観察されない要素が多いと考えられるが、1期前の健康状態を取り入れることで、同一個人特有の健康決定要素をコントロールすることも可能となる。

誤差項 ε_{it} には、観測されない個人の異質性が含まれ、 $\varepsilon_{it}=\mu_i+e_{it}$ と書かれる。健康状態の推定にあたってはこの μ_i が重要である。健康状態は働き方以外にも多くの要素に左右される。その中には分析者がデータとして観察できないものも多い。そのような観察されない決定要因の存在は、注目変数である働き方の変数が健康状態に与える真の影響を見えにくくしてしまう。もともと健康状態が良い人が働けるとか、健康であるような生活行動をとる人ほど働く能力や気力が高いといった可能性もある。 μ_i を考慮に入れることで、これらの可能性を取り除きながら、働き方が健康状態に与

える純粋な影響を考察する。なお、1期前の健康状態を説明変数に取り入れるため、 e_{it} は系列相関を持つ可能性も考えられるが、ここでは簡単化のためホワイトノイズであると仮定する²⁾。この誤差に標準正規分布を仮定して、変量効果プロビットモデルにより最尤法による推定を行う³⁾。

4. 「消費生活に関するパネル調査」

分析には、公益財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」のうちの配偶者のデータを用いる。この調査は、有配偶者には夫婦それぞれの行動や考え方について尋ねているが、回答者は世帯のうち女性（妻）である。推定対象期間は、健康指標が一貫して得られる2002年から2016年である。

本研究では主に二つの分析を行うが、いずれの分析においても被説明変数には健康状態が良いかを示す健康指標を用いる。具体的には、「あなたのあなたの健康状態はどうですか」という質問に対して、「1. とても健康」「2. まあ健康」「3. ふつう」「4. あまり健康ではない」「5. まったく健康でない」の回答値から、「1. とても健康」「2. まあ健康」である場合に1をとる二値変数を作成する。これを「妻の健康状態が良い」ことを表す変数とする。この質問項目は2002年から追加され、以降、毎年同じ質問文で聞かれている。

注目する説明変数は、「働き方が健康状態に与える影響」の分析では、妻と夫の働き方である。これは、夫婦それぞれの働き方を「常勤の職員・従業者」「常勤以外労働者」「非就業者」の3つに区分したものである。「常勤労働者」とは、2002年から2009年までは調査の回答項目にある「常勤の職員・従業者」を選択した者であり、2010年からは「正社員・正職員」と回答した者である。「常勤以外労働者」は、パート・アルバイト・嘱託・その他（派遣社員、契約社員、自営業者、家族従業者を含む）として働く者である。「非就業者」は、休職中の者・失業者・非労働力の者である。これらはすべて調査時点の働き方である。

二つ目の「失業経験が健康状態に与える影響」

図表-2 記述統計

		平均	標準偏差	最小値	最大値
健康指標					
	健康状態が良いか	0.511	0.500	0	1
妻の働き方					
	常勤以外の労働者	0.412	0.492	0	1
	非就業者	0.375	0.484	0	1
夫の働き方					
	常勤以外の労働者	0.110	0.314	0	1
	非就業者	0.016	0.127	0	1
妻の過去1年の失業経験					
	非自発的失業1	0.010	0.097	0	1
	非自発的失業2	0.011	0.103	0	1
夫の過去1年の失業経験					
	非自発的失業1	0.014	0.117	0	1
	非自発的失業2	0.011	0.105	0	1
その他の共変量					
	妻の年齢	38.401	7.416	24	57
	妻の教育年数	13.350	1.721	9	18
	昨年1年間の世帯収入(万円)の自然対数値	6.495	0.501	0	9.128
	子どもがいるか	0.850	0.357	0	1
	県別失業率(%)	4.259	1.066	1.7	8.3

注: 1) 観測数は、15,910である

2) 推定対象期間は2002～2016年。非バランスパネルで、1世帯あたり最長で15時点

3) 「常勤以外労働者」とはパート・アルバイト・嘱託・その他(派遣社員、契約社員、自営業者、家族従業員を含む)を指し、「非就業者」は失業者、非労働力の者に加えて、休職中の者を含む

4) 「非自発的失業1」は前年調査からの1年間に人員整理・会社解散・倒産・解雇を理由に仕事をやめた場合に1をとる二値変数である。「非自発的失業2」とは、「非自発的失業1」に加えて家族の就職・転職・転勤及び事業所の移転のために理由に仕事をやめた場合に1をとる二値変数である

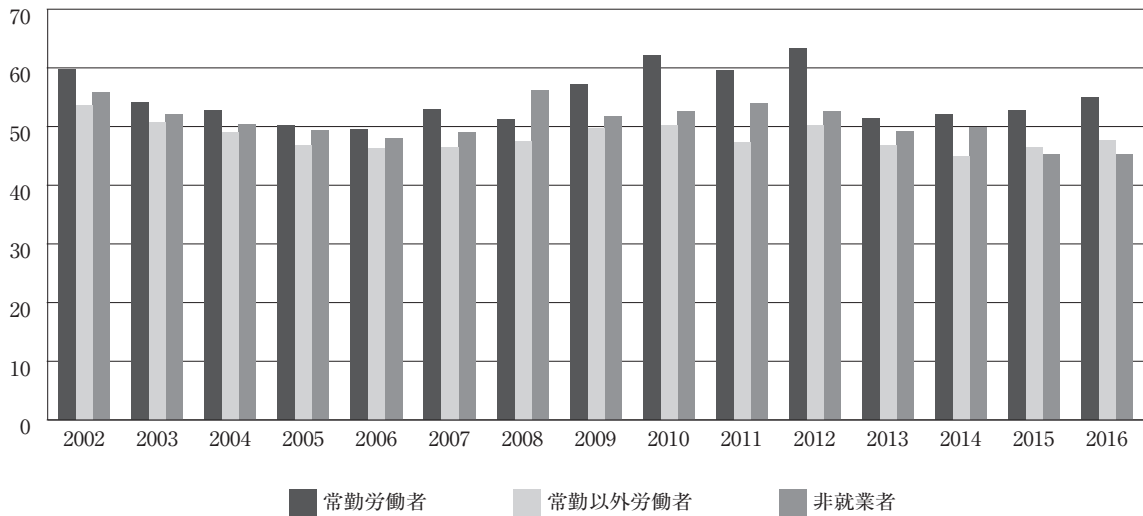
の分析では、妻と夫それぞれの過去1年間における失業経験に注目する。失業経験としては、妻と夫それぞれで「非自発的失業1」「非自発的失業2」の2つの定義を考える。「非自発的失業1」は前年調査からの1年間に人員整理・会社解散・倒産・解雇を理由に仕事をやめた場合に1をとるダミー変数である。これに加えて、家族の就職・転職・転勤及び事業所の移転のために理由に仕事をやめた場合にも1となるように定義したダミー変数が「非自発的失業2」である。

いずれの分析においても、その他の共変量として、回答者である妻本人の年齢、教育年数を加える。また、世帯属性として昨年1年間の世帯収入(万円)の自然対数値、子どもがいるかを表すダミー変数を入れる。さらに、マクロ経済環境をとらえるために、県別失業率を取り入れる。妻の教育年数は、中退は含めず卒業した場合の教育年数であ

り、7つに分類される最終学歴から求める。昨年1年間の世帯収入には、夫・妻・夫婦共通の収入およびその他の世帯員の収入の合計を用いる。収入には、勤め先の収入に加え、財産収入や社会保障給付などすべての収入が含まれる。推定ではこれの対数値をとるが、収入がゼロの者が脱落しないように、極めて小さな値として収入に1を加えたものの対数をとる。桁あふれの回答は欠値として扱っている。県別失業率は、「労働力調査」より都道府県別完全失業率のモデル推定値(男女区別なし・年平均)を用いる。これらの変数の記述統計は図表-2の通りである。

分析に入る前に、「消費生活に関するパネル調査」を使って、日本における1990年代半ば以降の「妻の働き方」の変遷を整理しておきたい。最初に述べた通り、図表-1の上側の図は、妻が「常勤労働者」「常勤以外労働者」「非就業者」である割合

図表-3 働き方別に見た妻の健康状態



注: ふだんの健康状態が「とても健康」「まあ健康」のいずれかである場合

を、1995年から2015年まで5年ごとに示している。加えて、図表-1の下側には、5年前の働き方からの遷移を掲載している。この統計から、既婚女性は一度働き方が決まったらその働き方に固定されるわけではないことがわかる。一定割合の者が5年前と異なる働き方に移っていて、たとえば、「常勤労働者」から「常勤以外の労働者」への移動や、「非就業」から「常勤以外の労働者」へと働き方を変える者が存在している。ただし、長期間の変遷を見ると、「常勤以外の労働者」から「常勤労働者」への移動が大幅に増加しているわけではない。そして、「常勤以外の労働者」から「常勤以外の労働者」への継続割合が高くなってきている。

図表-3は、妻の働き方別に、「健康状態が良い」割合が、推定期間中どのように変わってきたかを示したものである。一見してわかることは、常勤労働者の健康状態が良いことである。これはどの年についても観察される。一方、常勤以外労働者の健康状態は非就業者と比べて良いとは限らない。ほぼ同じか非就業者よりも低い年もある。すなわち、健康状態の良い人が働いているという単純な関係は存在していない。また、棒グラフの高さで示される健康状態の良さは、どの働き方についても、2006年にかけて低くなり、2012年にか

て高くなっている。景気の動きと関連した動きとも言い難い。既婚女性の健康状態は、一般的に男性労働者や未婚女性にみられるような動きとは異なる可能性がある。

5. 推定結果

(1) 妻の働き方と家計状況別に見た健康状態

本論文で使用する調査結果は、同一個人を追跡した比較的長期間のパネルデータである。また、夫と妻の働き方の年次変化を詳細に調査している。これらの特徴を生かして、計量分析の結果を示す前に、注目する世帯グループについて記述統計を整理することで働き方と健康状態の関係を見ておきたい。図表-4～6は、妻の働き方別に「健康状態の良い割合」を、2005年から2015年にかけて5年ごとにまとめたものである。各表の(1)欄には、妻の働き方別に健康状態が良い割合(グループ別平均値)を、(2)欄には、妻の働き方別に加えて、さらに世帯収入別に分けた場合を、(3)欄には、夫の働き方別に分けた場合を示している。

図表-4～6の(1)欄は、前節の図表-3と同じ結果が示されている。すなわち、健康状態が良い割合は、既婚女性が常勤労働者である場合に高く、

図表-4 妻の働き方と世帯収入・夫の働き方別に見た妻の健康状態(2005年)

(1) 妻の働き方 (全世帯)	妻の健康状態 「良い」割合	(2) 世帯収入別	妻の健康状態 「良い」割合	(3) 配偶者の働き方別	妻の健康状態 「良い」割合
常勤労働者 (250 人)	49.60	メディアンより上 メディアン以下	68.40% 31.60%	常勤労働者 常勤以外労働者 非就業者	92.80% 5.60% 1.60% (50.00)
常勤以外労働者 (367 人)	47.68	メディアンより上 メディアン以下	46.87% 53.13%	常勤労働者 常勤以外労働者 非就業者	92.37% 5.99% 1.63% (66.67)
非就業者 (494 人)	49.39	メディアンより上 メディアン以下	41.70% 58.30%	常勤労働者 常勤以外労働者 非就業者	94.13% 5.06% 0.81% (75.00)

図表-5 妻の働き方と世帯収入・夫の働き方別に見た妻の健康状態(2010年)

(1) 妻の働き方 (全世帯)	妻の健康状態 「良い」割合	(2) 世帯収入別	妻の健康状態 「良い」割合	(3) 配偶者の働き方別	妻の健康状態 「良い」割合
常勤労働者 (203 人)	63.55	メディアンより上 メディアン以下	73.89% 26.11%	常勤労働者 常勤以外労働者 非就業者	85.22% 12.81% 1.97% (25.00)
常勤以外労働者 (505 人)	51.88	メディアンより上 メディアン以下	48.12% 51.88%	常勤労働者 常勤以外労働者 非就業者	77.43% 21.58% 0.99% (60.00)
非就業者 (471 人)	53.08	メディアンより上 メディアン以下	41.40% 58.60%	常勤労働者 常勤以外労働者 非就業者	83.23% 15.07% 1.70% (62.50)

図表-6 妻の働き方と世帯収入・夫の働き方別に見た妻の健康状態(2015年)

(1) 妻の働き方	妻の健康状態 「良い」割合	(2) 世帯収入別	妻の健康状態 「良い」割合	(3) 配偶者の働き方別	妻の健康状態 「良い」割合
常勤労働者 (267 人)	53.18	メディアンより上 メディアン以下	71.16% 28.84%	常勤労働者 常勤以外労働者 非就業者	85.02% 11.99% 3.00% (37.50)
常勤以外労働者 (562 人)	46.62	メディアンより上 メディアン以下	44.66% 55.34%	常勤労働者 常勤以外労働者 非就業者	76.87% 22.42% 0.71% (50.00)
非就業者 (412 人)	45.87	メディアンより上 メディアン以下	43.45% 56.55%	常勤労働者 常勤以外労働者 非就業者	85.92% 13.59% 0.49% (50.00)

注: 1) 各グループにおける観測数が10を下回る統計については()を付けて表示している

2)「常勤以外労働者」とはパート・アルバイト・嘱託・その他(派遣社員、契約社員、自営業者、家族従業員を含む)を指す

3)「非就業者」には失業者、非労働力の者に加えて、休職中の者も含む

図表-7 妻の健康状態の決定要因

被説明変数：健康であれば1となる二値変数

	係数 (標準誤差)	限界効果
ベンチマーク：妻「常勤労働者」		
妻「常勤以外労働者」	0.025 (0.053)	0.009
妻「非就業者」	0.019 (0.057)	0.007
ベンチマーク：夫「常勤労働者」		
夫「常勤以外労働者」	-0.224 *** (0.061)	-0.080
夫「非就業者」	0.034 (0.142)	0.012
1 期前の健康状態	0.654 *** (0.044)	0.233
年齢	-0.027 *** (0.003)	-0.010
教育年数	0.106 *** (0.016)	0.038
対数世帯所得	0.187 *** (0.049)	0.067
子どもあり	-0.028 (0.063)	-0.010
県別失業率	0.025 (0.019)	0.009
定数項	-1.993 *** (0.385)	
観測数	12,281	
世帯数	1,938	
疑似対数尤度	-6435.71	
Wald 統計量 (全パラメーター = 0 の検定)	482.75 ***	

注: 1) 変量効果プロビットモデルによる推定結果

2) 推定対象期間は2002～2016年。非バランスパネルで、1世帯あたり最長で14時点

非就業者、常勤以外労働者と続く。ただし、この傾向は近年ほど弱く2015年には非就業と常勤以外労働者で大きく変わらない。つまり、働いている人ほど健康状態が良い（あるいはその逆）という単純な関係はない。

図表-4～6の(2)欄において世帯収入別に見ると、妻がどの働き方をする場合にも世帯収入が高いほど健康状態が良い可能性が高い。ただし、この傾向は2015年では明らかであるが、2010年までは必ずしもそうではなく、妻がどのような働き方をしているグループでも世帯収入の高さによって健康状態が大きく異なることはない。近年になって収入差による健康状態の差が顕著になってきているのかもしれない。

さらに、図表-4～6の(3)欄において夫の働き方別に見る。ここで、妻の働き方と夫の働き方の両方についてグループ分けをすると観測数が著しく減少してしまうことに注意が必要である。この表では観測数が10を切る場合の統計には()を付けて表示している。表によると、夫が常勤以外の労働者の場合に、妻の健康状態は大きく低下する。その低さは、夫が非就業の場合と比較しても顕著である。この傾向は2005年からずっと観察されている。

(2) 働き方の違いは健康状態に影響を与えるか

5. (1) で見た結果は、グループ別の健康状態の差を見ているだけで、働き方と健康状態の間に

図表-8 予期せざる失業と妻の健康状態

被説明変数：健康であれば1となる二値変数	(1) 解雇・倒産等による 失業の影響		(2) 解雇・倒産・家族の転 勤等による失業の影響	
	妻の失業	夫の失業	妻の失業	夫の失業
妻非自発的失業1（解雇倒産等）	-0.013 (0.161)			
夫非自発的失業1（解雇倒産等）		-0.435 *** (0.158)		
妻非自発的失業2（解雇倒産・家族の転勤等）			0.085 (0.130)	
夫非自発的失業2（解雇倒産・家族の転勤等）				-0.447 *** (0.153)
1期前の健康状態	0.652 *** (0.044)	0.651 *** (0.044)	0.653 *** (0.044)	0.651 *** (0.044)
年齢	-0.029 *** (0.003)	-0.029 *** (0.003)	-0.029 *** (0.003)	-0.029 *** (0.003)
教育年数	0.107 *** (0.016)	0.107 *** (0.016)	0.107 *** (0.016)	0.107 *** (0.016)
対数世帯所得	0.196 *** (0.048)	0.191 *** (0.048)	0.196 *** (0.048)	0.191 *** (0.048)
子どもあり	-0.021 (0.063)	-0.019 (0.063)	-0.019 (0.063)	-0.019 (0.063)
県別失業率	0.027 (0.019)	0.029 (0.019)	0.027 (0.019)	0.029 (0.019)
定数項	-2.017 *** (0.376)	-2.000 *** (0.376)	-2.023 *** (0.377)	-1.999 *** (0.376)
観測数	12,281	12,281	12,281	12,281
世帯数	1,938	1,938	1,938	1,938
疑似対数尤度	-6442.79	-6438.50	-6442.58	-6438.02
Wald 統計量（全パラメーター＝0の検定）	471.95 ***	475.85 ***	472.85 ***	477.03 ***

注: 1) 変量効果プロビットモデルによる推定結果

2) 推定対象期間は2002～2016年。非バランスパネルで、1世帯あたり最長で14時点

3) 「非自発的失業1」とは前年調査からの1年間に人員整理・会社解散・倒産・解雇を理由に仕事をやめた場合に1をとる二値変数である。「非自発的失業2」とは、「非自発的失業1」に加えて家族の就職・転職・転勤及び事業所の移転のために理由に仕事をやめた場合に1をとる二値変数である

ある因果関係を抽出しているわけではない。図表-7は、健康状態が良いかどうかを表す二値変数を夫と妻の働き方に回帰した結果である。分析には変量効果プロビットモデルを使用しており、年齢や子どもの有無、教育年数、世帯収入といった観察できる個人の属性や、1期前の健康状態を説明変数としてコントロールしている。また、パネル分析の誤差項では観察できない個人の異質性が考慮されている。

図表-7によると、妻の働き方の係数は、「常勤以外労働者」と「非就業者」のどちらにおいても推定値は小さく、少なくとも10%の有意水準で有

意となっていない。夫についても「非就業」の推定値は10%の有意水準で有意となっていない。これらに対して、夫が「常勤以外労働者」である場合の係数は負であり、1%の有意水準で有意である。常勤以外の労働者である場合には、夫が常勤労働者である場合と比べて妻の健康状態は低いと言える。さらに、得られた推定値を使い、夫と妻それぞれについて、常勤以外労働者のパラメーターと非就業のパラメーターに差があるかどうか（ $0.025 - 0.019$ ）を検定すると、妻では、 $\beta_m^w = \beta_{un}^w$ が10%の有意水準で棄却されない（Wald統計量は0.02でP値は0.888）。これに対して夫では、 $\beta_m^h = \beta_{un}^h$ が10%

の有意水準で棄却される（差は $-0.224-0.034$ であり、Wald統計量は 3.03 でP値は 0.0818 ）。推定値を見ると $|\beta_{\text{un}}^h| > |\beta_{\text{un}}^l|$ であり、夫が常勤以外の労働者である場合には、（常勤労働者である場合だけでなく）非就業である場合と比較しても、妻の健康状態は悪いとされる。限界効果を見ると、 $\partial \text{Prob}(H_{it}^w = 1) / \partial \text{NL}_{it}^h = -0.080$ であり、夫が常勤以外労働者である場合には、常勤労働者である場合と比べて、健康状態の良い確率は 8% 低下すると言える。

これらより、以下の3つを結論できる。第一に、妻の働き方は本人の健康状態に影響を与えていない。すなわち、第2節で示した仮説（1）は成立していない。第二に、妻の働き方とは異なり、夫の働き方は妻の健康状態に影響を与える。すなわち、第2節で示した仮説（2）は成立している。そして、第三に、夫が常勤以外労働者であることは、妻の健康状態が良い確率を低下させる。第2節で示した仮説（3）が成立していると言える。

このように、既婚女性の健康状態は、本人の働き方というよりも、配偶者である夫の働き方に影響を受ける。そして、夫が働いていない場合よりも夫が常勤以外の労働者の場合に、妻の健康状態は悪化する。ここで、常勤以外労働者とは、パートやアルバイト、派遣労働者といった有期雇用労働者、自営業者であった。また、常勤以外労働者の定義に、自営業者を含まずに推定したとしても、この健康阻害効果は確認される。すなわち、夫が不安定な労働状況で雇用されている場合に、妻の健康状態は悪化すると言える。

妻の健康状態が本人よりも配偶者である夫の労働状況の影響を受けるという結果は、日本の家計では多くの場合、夫がおもな家計の担い手になっているという事実を反映しているだろう。また、夫が非就業者である場合よりも常勤以外の労働者である場合に妻の健康状態が阻害されるという結果は、家計の担い手が不安定な雇用状況にあることが世帯員の健康を悪化させる大きな要因であることを指す。これは、家計の大黒柱であるはずの男性が安定的な仕事に就いていないことに対する社会的なプレッシャーや、そうあるべきではないとする価値観により、妻が精神的な苦痛を持

ち得ることを示唆しているのかもしれない。なお、2000年代前半と後半に分けて分析を試みても、推定値の大きさと有意性は変わらない。

（3）予期せざる失業経験は

健康状態に影響を与えるか

前節では、既婚女性の健康状態は妻本人の働き方よりも、夫の働き方の影響を大きく受けることが示された。先に述べた通り、日本の場合、夫は家計を担う者であることが多い。それでは、家計を担う者が失業するといった労働ショックに直面した場合、世帯員である妻の健康状態はどのような影響を受けるのだろうか。

図表-8は、図表-7の推定に用いたものと同じ被説明変数（妻の健康状態が良いかどうかを表す二値変数）を、妻あるいは夫の過去1年間の非自発的な失業経験の有無に回帰した結果を示す。図表-7の推定と同様に変量効果プロビットモデルとして推定している。はじめに、（1）欄で、解雇・倒産等による非自発的な失業の影響を見ると、妻本人の失業経験の係数は非常に小さく 10% の有意水準でも有意にならない。これに対し、夫の非自発的な失業の係数は負で大きく、 1% の有意水準で有意となっている。すなわち、妻本人の非自発的な失業は彼女の健康状態を悪化させないが、夫が過去1年間で非自発的な失業を経験した場合には、妻の健康状態は悪化すると言える。

つづいて、（2）欄で解雇・倒産等に加えて家族の転勤等による非自発的な失業の影響を見ると、（1）欄の結果と同様に、妻本人ではなく夫の失業経験が妻の健康状態を阻害することがわかる。非自発的な失業は、通常予想しにくいし、妻の健康状態によって非自発的な失業経験の有無が変わるとは考えられない。またこの分析では、前節での分析と同様に、年齢や子どもの有無、教育年数、世帯収入といった観察できる個人や世帯の属性、1期前の健康状態、観察できない個人の異質性が健康状態に与える影響を取り除いている。よって内生性の問題は小さいと考えられる。

このように、予期せぬ失業が原因となり世帯員の健康状態は悪化すると言える。なお、先行研究

で見たドイツでの結果は配偶者だけでなく本人の健康状態も悪化させていたが、本研究の結果によると、日本では妻は本人の非自発的失業よりも配偶者である夫の非自発的失業により大きな負の影響を受けると言える。ただし、本研究で用いたパネル調査の回答は妻であり、健康状態については妻のもののしかわからない。夫の非自発的失業が夫の健康状態に与える影響は分析ができないため、ドイツの結果との完全な比較とはなっていない。また、夫が非自発的な失業をしたときに、妻が働き方を変え、その結果として健康状態が悪くなっている可能性など背景のパスについては分析していない。これらは今後の分析課題である。

最後に、家計構成員の労働ショックが家計の経済厚生に与える影響については、異なる視点からも分析が行われてきたことを記しておきたい。経済学における実証分析のテーマの一つに「消費の平準化仮説」の検証がある。この仮説は、家計が失業といった労働ショックに直面した時に計画していた消費支出の変更を余儀なくされる可能性を議論している。予期せぬ負のショックが起こっても家計は消費が大きく落ち込まないようにしたいが、実際には、予想しえない出来事に対して家計は計画を変更せざるを得ないことが多い。この変更の大きさは経済厚生に損失として計測され、さまざまな国や年代のデータを用いた実証研究が行われてきた。その多くは、予期せぬ労働ショックが家計の消費の平準化を阻害することを示している。本論文の結果によれば、予期せざる労働ショックは、消費以外にも世帯員の健康状態を悪化させるという形で世帯の経済厚生を低下させている可能性があると言える。

6. おわりに

本論文では、2002年から2016年までの日本のパネル調査の結果を用いて、働き方が既婚女性の健康状態に与える影響を分析してきた。働き方が健康状態に与える因果効果を捉えるために、計量分析では、夫と妻の属性が詳細にわかるという長期パネルデータの特徴を生かして、既婚女性の年

齢や子どもの有無、教育水準、世帯収入など観察できる個人・世帯の属性や、観察できない個人の異質性が健康状態に与える影響を取り除いた。また、過去の健康状態の持続性を考慮することで、働き方により、もともとの健康状態がどう変化するかに注目した分析を行ってきた。

分析の結果、妻の健康状態は本人の働き方よりも配偶者である夫の働き方の影響を受けること、とくに夫が常勤以外の労働者である場合に健康状態は悪くなることがわかった。また、予期せぬ失業を夫が経験した場合にも、妻の健康状態は悪化することがわかった。日本では夫が家計の担い手であることが多い。家計の担い手である夫が不安定な労働状態にあることは、健康状態の悪化という形で、世帯員の厚生に負の影響を与えている可能性がある。今後は、働き方をより詳細に分類した分析が必要であろう。常勤以外の労働者の何が妻の健康状態を阻害してしまうのかが明らかにされれば、必要な政策の可能性にも言及できる。学術的には、ここで観察された傾向が2000年代特有のものであるのか、より長期のパネルデータを使った分析も必要とされるであろう。

付記

本研究の遂行にあたり、第一著者は科学研究費補助金（基盤研究（C）課題番号15K03512）を、第二著者はJSPS特別研究員奨励費（15J00989）を受けています。また、公益財団法人家計経済研究所には、「消費生活に関するパネル調査」を本研究に使用する許可をいただきました。記して感謝申し上げます。

注

- 1) 仕事に関する満足度を労働者の厚生として扱った研究もある。たとえば、Origo and Pagani (2009) が、2001年のEU諸国のデータを用いて、無期雇用で失業不安のない労働者と比べて、有期雇用で失業不安のある労働者や無期雇用で失業不安のある労働者で、仕事満足度が低いことが示されている。
- 2) 誤差項に一次の系列相関を考慮したモデルのMaximum Simulated Likelihood法での推定も試みたが、残念ながら収束するモデルの特定化を見つけられなかった。これについては今後の分析課題としたい。
- 3) 次節で説明する通り、健康状態に関する質問の回答は5段階で答えられる段階変数であるが、多くの回答は「普通」と比べて「良い」か「悪い」かに差がある程度で、

散らばりは大きくない。そこで、5段階の変数のうち4以上を「健康状態が良い」とする二値変数を被説明変数とした分析を行う。なお、3以上を良いとした二値変数で分析したり、5段階そのままを分析したとしても、本論文で示す結果のインプリケーションは変わらない。また、誤差項に存在する個人の異質性 μ_i の存在については固定効果モデルで対処することも可能であるがここでは使用しなかった。被説明変数である健康状態は、異時点間において健康状態が変わらない者も多く、この中には「良い状態が続く者」と「悪い状態が続く者」が存在している。全体の尤度に対して、両者の貢献部分が識別されない推定はここでは適さないと考える。

文献

- Bardasi, Elena and Marco Francesconi, 2004, "The Impact of Atypical Employment on Individual Wellbeing: Evidence from a Panel of British Workers," *Social Science & Medicine*, 58 (9) : 1671-1688.
- Böckerman, Petri and Pekka Ilmakunnas, 2009, "Unemployment and Self-Assessed Health: Evidence from Panel Data," *Health Economics*, 18 (2) : 161-179.
- Eliason, Marcus and Donald Storrie, 2009, "Does Job Loss Shorten Life?" *Journal of Human Resources*, 44 (2) : 277-302.
- Kim, Myoung-Hee, Chang-yup Kim, Jin-Kyung Park, and Ichiro Kawachi, 2008, "Is Precarious Employment Damaging to Self-Rated Health? Results of Propensity Score Matching Methods, Using Longitudinal Data in South Korea," *Social Science & Medicine*, 67 (12) : 1982-1994.
- Marcus, Jan, 2013, "The Effect of Unemployment on the Mental Health of Spouses: Evidence from Plant Closures in Germany," *Journal of Health Economics*, 32 (3) : 546-558.
- Origo, Federica and Laura Pagani, 2009, "Flexicurity and Job Satisfaction in Europe: the Importance of Perceived and Actual Job Stability for Well-Being at Work," *Labour Economics*, 16 (5) : 547-555.
- Pirani, Elena and Silvana Salvini, 2015, "Is Temporary Employment Damaging to Health? A Longitudinal Study on Italian Workers," *Social Science & Medicine*, 124: 121-131.
- Robone, Silvana, Andrew M. Jones, and Nigel Rice, 2011, "Contractual Conditions, Working Conditions and Their Impact on Health and Well-Being," *European Journal of Health Economics*, 12 (5) : 429-444.
- Rodriguez, Eunice, 2002, "Marginal Employment and Health in Britain and Germany: Does Unstable Employment Predict Health?" *Social Science & Medicine*, 55 (6) : 963-979.
- Sullivan, Daniel and Till von Wachter, 2009, "Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data," *The Quarterly Journal of Economics*, 124 (3) : 1265-1306.

こはら・みき 大阪大学大学院国際公共政策研究科教授。主な論文に "Maternal Employment and Food Produced at Home: Evidence from Japanese Data" (共著、*Review of Economics of the Household*, 14 (2), 2016)。労働経済学、応用計量経済学専攻。
(kohara@osipp.osaka-u.ac.jp)

ぬしもと・あや 大阪大学大学院経済学研究科 博士後期課程、日本学術振興会 特別研究員 (DC)。労働経済学、応用計量経済学専攻。
(sge806na@student.econ.osaka-u.ac.jp)