



Munich Personal RePEc Archive

# **The Effect of Women's Wage on Elderly Care**

Yukawa, Shiho

Osaka University

8 January 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/35801/>  
MPRA Paper No. 35801, posted 14 Jun 2012 16:24 UTC

## 女性の賃金が親への介護行動に与える影響<sup>+</sup>

大阪大学大学院 国際公共政策研究科

湯川志保\*

### 要旨

本稿は（公）家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用いて、女性の賃金の上昇が、女性の親と配偶者である夫の親それぞれへの介護行動に与える影響について分析を行った。分析の結果から次のことが明らかになった。(1)女性の賃金の上昇は、女性の親への経済援助を増加させ、介護を減少させる。(2)女性の賃金の上昇は、夫の親への経済援助を減少させ、介護には影響を与えない。以上の結果から、機会費用としての女性の賃金の増加は、介護行動を時間的援助から金銭的援助へ移行させることや、女性の親と配偶者である夫の親では、女性の賃金が与える影響が異なることが示された。

### Abstract

Using data from the Japanese Panel Survey of Consumers (JPSC), this paper analyzes how the wage rates of married women are related to whether they take care of their and their husbands' parents or not. We find that married women who earn higher wages tend not to take care of their own parents but instead make larger money transfers to them. These results suggest that the higher wages of married women induces the substitution of care giving for money transfers to parents, which may be attributed to the increase in the opportunity cost of care. On the other hand, we find that the high wages of these women are negatively related to their support of their husbands' parents.

### キーワード

女性の賃金、経済援助、介護、Bivariate Probit、自分の親と配偶者の親間での違い

---

<sup>+</sup> 本稿の作成にあたり、松繁寿和教授(大阪大学)や大槻恒裕准教授(大阪大学)、近藤絢子准教授(法政大学)から貴重なコメントをいただいた。心より御礼申し上げます。また、日本労務学会第40回全国大会において討論者である服部良子准教授(大阪市立大学)や参加者の皆様からも有益なコメントをいただいた。深く感謝する。本稿は、公益財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」のデータを用いて分析を行った。データの使用を許可していただいた公益財団法人家計経済研究所に心から感謝する。本稿は日本学術振興会特別研究員奨励費の研究成果である。本稿に関する一切の誤りは筆者が責任を負うものである。

\* 大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程 日本学術振興会特別研究員(DC-2)

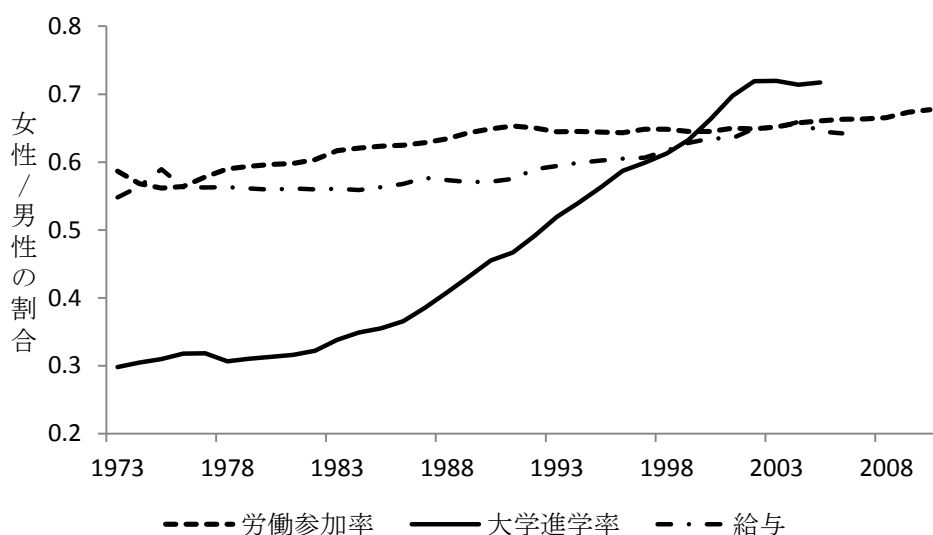
E-mail:s-yukawa@osipp.osaka-u.ac.jp

## 1. はじめに

日本では高齢化が進行しており、65歳以上人口は23.1%(2010年、国勢調査)と、世界で最も高い水準となっている。高齢化の進行によって、多くの個人は親の介護の問題に直面する。また、同居している介護者の約70%(2007年、国民生活基礎調査)が女性であることが示されており、男性よりも女性の方が介護の問題に直面することが多いと考えられる。先行研究からも女性の方が男性よりも親の介護に多くの時間を割くこと(Laditka and Laditka 2000)や男性よりも女性の方が親の介護が労働時間の減少に与える影響が大きい(Ettner 1996)ことが示されている。

高齢化と同様に女性の社会進出も進行している。雇用者総数に占める女性の割合は42.6%(2010年、労働力調査)と過去最高となっているとともに、女性の賃金も上昇(図1)している。

図1 女性の社会進出に関する指標の推移

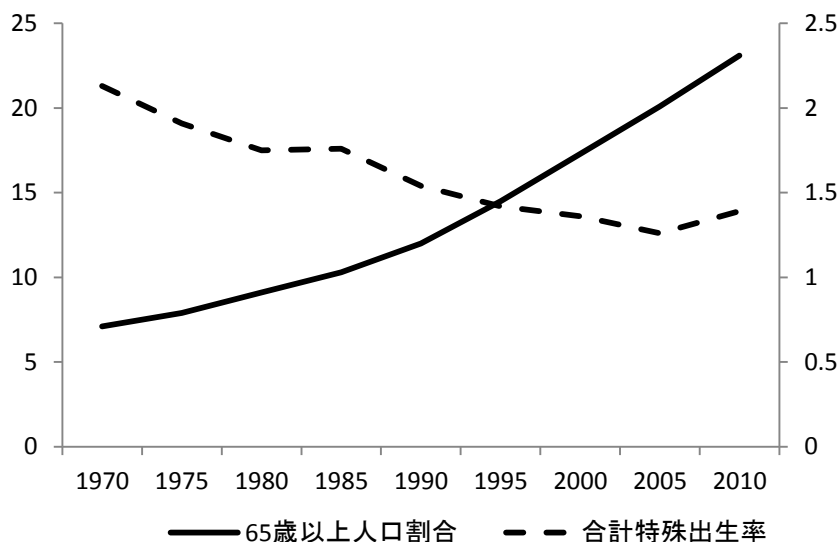


出所：文部科学省「文部科学統計要覧」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査報告」、総務省統計局「労働力調査」をもとに著者が作成。

女性の賃金の上昇は、介護に対する機会費用を増加させ、介護に費やす時間を減少させることが考えられる(Zissimopoulos 2001)。さらに、高齢化の進行と少子化の進行(図2)による介護者不足が予想される。

そこで本稿では、介護者の多くを占める女性の賃金と介護行動に注目して分析を行う。具体的には、(公)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」のうち既婚女性(以下、妻と表記)のデータを用いて、親の介護(時間的援助)と経済援助の2つの介護行動に注目し、妻の賃金の上昇がこれら2つの介護行動にどのような影響を与えるのかを明らかにする。

図2 高齢化と少子化の推移



出所：厚生労働省「人口動態統計年報」と総務省統計局「国勢調査」をもとに著者が作成。

妻の介護に対する機会費用の増加が介護行動に与える影響を分析することで、家計内での介護行動に対する資源配分(時間的援助と経済的援助)の変化を明らかにすることができる。これにより、高齢化と女性の社会進出が進行する日本における将来的な家庭と介護の在り方と、それに対する適切な政策立案に役立つと考えられる。

本稿から得られた結果は次のとおりである。(1)妻の賃金の上昇は、妻の親への経済援助確率を有意に上昇させ、介護確率を有意に低下させる。妻の介護に対する機会費用の増加により、時間集約的な援助から経済的援助へシフトすることが考えられる。(2)妻の賃金の上昇は、夫の親の介護を行う妻の経済援助を行う確率を有意に低下させる。(3)夫の年収の上昇は、夫の親への経済援助確率を有意に増加させる。しかし妻の親に関しては、係数が正であるものの有意ではなく、夫の年収の上昇による経済援助を行う確率は夫の親の方が高い。(4)妻は、夫の親が持家に居住していると介護を行う確率を有意に高める。しかし、自身の親が持家に居住していることは介護を行う確率に負の影響があるが、有意な結果ではない。

本稿の構成は次のとおりである。次の節では先行研究について概観する。3節では分析に用いるデータと変数について説明する。4節では分析方法について述べる。5節では分析結果を示す。6節では結論を述べる。

## 2. 先行研究

本稿と最も近い研究として、Couch et al.(1999)と Zissimopoulos(2001)が存在する。Couch et al. (1999)は、子どもの賃金が親への送金額や世話時間、子どもの家事時間、子どもの労働時間に与える影響について、Panel Study Income Dynamics(PSID)のデータを用いて分析を行った。分析の結果から、子どもの賃金が高いと親への経済援助を増加させるとともに、既婚の女性を除いて、子どもの賃金が高いと親への世話にかかる時間を減少させることが明らかになった。また、親への送金と世話は補完関係にあることも明らかになった。Zissimopoulos(2001)は Health and Retirement Study のデータを用いて、子どもの賃金が男性と女性それぞれの親への送金額と世話時間に与える影響を分析し、子どもの賃金の増加は親への送金を増加させ、世話時間を減少させる傾向にあることを示した。Couch et al. (1999)は、家計の合計した親への送金額や世話時間、子どもの家事時間、子どもの労働時間を用いてのに対して、Zissimopoulos(2001)は男性と女性それぞれの経済援助と介護について分析を行っている。この点が Couch et al. (1999)と異なる点である。

前述した先行研究の他にも、親への経済援助と介護に関する研究が行われている。Bonsang(2007)では、Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe のデータを使用し、ヨーロッパ諸国の親への経済援助と介護について分析を行っている。分析の結果、家計の所得は、親への経済援助と介護に正の影響をあたえるが、所得の増加にともなって、介護時間は減少することが示された。Ioannides and Kan(1999)は、前述した PSID のデータを用いて、世帯主の賃金が増加すると、経済援助には正の、介護には負の影響を与えることを示した。日本における親への経済援助と介護を分析した研究として Kohara and Ohtake(2011)が存在する。Kohara and Ohtake(2011)は、子どもの親への経済援助と介護を行う動機に注目して分析を行っている。分析の結果、子どもは親に対する利他心から介護を行っているわけではないことが示された。日本において、女性の賃金の増上が親の介護と経済援助に与える影響を分析した研究は、筆者が知る限り存在しない。

## 3. データと使用する変数

### 3.1. データ

本稿では、公益財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の1993年と1996年、1999年、2002年の4年間のデータを分析に用いる。「消費生活に関するパネル調査」は1993年に全国規模から抽出した1500人の女性を対象に開始され、毎年同一の女性を追跡調査したパネル調査である。設問は、調査対象である女性自身のことから、配偶者や女性とその配偶者の親の情報など多くの情報を含んでいる。

親の介護行動に関しては、自分の親と配偶者の親それぞれについて、親への世話(家事、

介護、訪問など)の有無と親への経済援助の有無について質問している。また、65歳以上の親を持つ女性には、現在行っているかについての質問を、65歳未満の親を持つ女性には今後の予定について質問をしている。

本稿では、Kohara and Ohtake(2011)にならい65歳未満の親を持つ女性にサンプルを限定し分析を行うことで内生性の問題に対処する。また、親と別居しているサンプルに限定して分析を行う。Norton and Van Houtven(2006)は親と別居しているサンプルに限定することで、説明変数と被説明変数の測定誤差の問題を回避することができることを示している。

### 3.2. 被説明変数と説明変数

次に、本稿で使用する変数について述べる。

被説明変数は、親への経済援助ダミーと親の介護ダミーを用いる。親への経済援助ダミーは、「自分(ご主人)の親が65歳以上になったら経済援助をするつもりですか」の質問に、はいと答えた人を1、いいえと答えた人を0とするダミー変数である。親の介護ダミーは、「自分(ご主人)の親が65歳以上になったら世話(家事、介護、訪問など)をするつもりですか」の質問に、はいと答えた人を1、いいえと答えた人を0とするダミー変数である。

本稿で最も注目する説明変数である賃金については、働いている女性のみしか観察されない。「消費生活に関するパネル調査」では、就業していない女性が、半数ほど存在する。そこで、Zissimopoulos(2001)にならい Heckman(1979)のサンプルセレクションモデルを用いて推定した賃金を使用する。1段階目の推定に用いる被説明変数は、今期の就業の有無で、2段階目の推定に用いる被説明変数は、女性の賃金を消費者物価指数で実質化したものの対数値である。<sup>1</sup>説明変数は、妻の年齢と年齢の2乗項、妻の学歴ダミー(中高卒(基準)、短大・高専卒、大卒以上)<sup>2</sup>、妻の持つ資格ダミー(医療系、簿記2級以上、教員)<sup>3</sup>、昨年の夫の年収(対数値)<sup>4</sup>、父親と母親の学歴ダミー(中高卒、専門・短大・高専、大卒以上(基準))、親との居住状況ダミー(同居(基準)、1km以内に親が居住、同一区内もしくは市町村内に親が居

---

<sup>1</sup> 近藤(2008)を参考に女性の賃金を作成した。具体的には、給与形態が時給の人は時給を用い、日給の人は日給を8で割ったもの、月給の人は月給を週労働時間に4.3を乗じたもので除する。月給から時給を計算する際は、労働時間の変数として週労働時間を用いる。週労働時間はカテゴリー変数((1)15時間未満、(2)15～21時間、(3)22～34時間、(4)35時間～42時間、(5)43時間～45時間(6)46時間～48時間、(7)49時間～54時間(8)55時間～59時間、(9)60時間～64時間、(10)65時間以上)があるので15時間未満を10時間、65時間以上を70時間とし、その他は中央値を用いた。

<sup>2</sup> 専門学校卒に関しては、入学資格が中学校卒業や制限なし、無回答の場合は中高卒ダミーに、入学資格が高卒の場合は短大・高専ダミーに含めた。

<sup>3</sup> 医療系ダミーは、回答者の女性が医師や歯科医師、薬剤師、看護婦、保健婦、歯科衛生士、歯科技工士、臨床検査技師の資格を持っていると1、もっていないを0とするダミー変数。簿記2級以上ダミーは、回答者の女性が簿記2級以上の資格を持っていれば1、もっていないを0とするダミー変数。教員ダミーは、回答者の女性が教員免許を持っていると1それ以外を0とするダミー変数。

<sup>4</sup> 夫の年収について昨年1年間の年収について質問をしているので、昨年1年間の夫の年収を用いる。また、 $\log(\text{夫の年収}+1)$ を夫の年収の対数値として使用する。

住、同一都道府県内に親が居住、その他に親が居住もしくは親は死亡)、居住地域規模ダミー(都区および政令指定都市(大都市)、その他の市(中都市)、町村(基準))、年ダミーである。セレクション変数として子どもに関するダミー変数(5歳未満の子ども有り、5歳以上12歳未満の子ども有り、12歳以上16歳未満の子ども有り、子どもがいないもしくは16歳以上(基準))を使用した。

親への経済援助と介護の推定に用いる説明変数は、女性の推定賃金(対数値)と妻の年齢、昨年の夫の年収(対数値)、きょうだい数、有価証券額(対数値)、貯蓄額(対数値)、持家ダミー<sup>5</sup>、親の年齢<sup>6</sup>、親の年収ダミー(250万円未満(基準)、250万～499万、500万～749万、750万以上)、親が持家に居住ダミー(持家、それ以外)<sup>7</sup>、居住地域規模ダミー(大都市、中都市、町村(基準))、年ダミーである。記述統計は表1と表2のとおりである。

---

<sup>5</sup> 持家(敷地は自己所有または敷地は区分所有、敷地は借地)に居住している人を1持家に居住していない人を0とするダミー変数。

<sup>6</sup> 両親の年齢の低い方を親の年齢として使用する。経済援助と介護に関する質問が65歳未満の親を持っている人に質問しており、両親のうちどちらかが65歳以上であっても、もう一方が65歳未満であれば回答しているため。

<sup>7</sup> 持家(1戸建・持ち家(敷地は自己所有・区分所有)もしくは1戸建・持ち家(敷地は借地)マンション・持ち家)を1、それ以外を0とするダミー変数。

表 1 記述統計(Heckman)

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
妻の賃金(対数値)	5197	6.864	0.425	4.498	9.372
妻の就業	11219	0.463	0.499	0	1
妻の年齢	11219	34.213	4.854	24	47
妻の年齢 <sup>2</sup> 乗項	11219	11.941	3.385	5.760	22.090
短大・高専ダミー(妻)	11219	0.384	0.486	0	1
大卒以上ダミー(妻)	11219	0.106	0.308	0	1
<b>父親の学歴</b>					
中卒	11219	0.440	0.496	0	1
高卒	11219	0.391	0.488	0	1
専門・短大・高専	11219	0.045	0.208	0	1
<b>母親の学歴</b>					
中卒	11219	0.460	0.498	0	1
高卒	11219	0.442	0.497	0	1
専門・短大・高専	11219	0.079	0.269	0	1
居住地域規模ダミー(大都市)	11219	0.228	0.420	0	1
居住地域規模ダミー(中都市)	11219	0.579	0.494	0	1
妻の資格ダミー(教員)	11219	0.069	0.254	0	1
妻の資格ダミー(医療系)	11219	0.066	0.248	0	1
妻の資格ダミー(簿記2級以上)	11219	0.126	0.331	0	1
5歳未満の子ども有り	11219	0.440	0.496	0	1
5歳以上12歳未満の子ども有り	11219	0.329	0.470	0	1
12歳以上16歳未満の子ども有り	11219	0.094	0.292	0	1
夫の年収(対数値)	11219	6.174	0.597	0	9.012
1km以内に親が居住	11219	0.175	0.380	0	1
同一区内もしくは市町村内に親が居住	11219	0.170	0.376	0	1
同一都道府県内に親が居住	11219	0.167	0.373	0	1
その他に親が居住もしくは親は死亡	11219	0.139	0.346	0	1



表 2 記述統計(Bivariate Probit)

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
<b>妻の親</b>					
<b>子供に関する変数</b>					
妻の親への経済援助	1344	0.255	0.436	0	1
妻の親への介護	1344	0.648	0.478	0	1
妻の推定賃金 (対数値)	1344	6.774	0.161	6.585	7.382
妻の年齢	1344	30.347	3.448	24	43
夫の年収 (対数値)	1344	6.124	0.483	0	8.517
持家居住ダミー	1344	0.500	0.500	0	1
きょうだい数 (妻)	1344	2.480	0.835	1	7
有価証券額(対数値)	1344	0.478	1.491	0	7.674
貯蓄額(対数値)	1344	4.460	2.102	0	8.007
居住地域規模ダミー(大都市)	1344	0.236	0.425	0	1
居住地域規模ダミー(中都市)	1344	0.587	0.493	0	1
<b>親に関する変数</b>					
妻の親の年齢	1344	56.341	4.202	44	64
親の所得ダミー (250万～499万)	1344	0.311	0.463	0	1
親の所得ダミー (500万～749万)	1344	0.205	0.404	0	1
親の所得ダミー (750万以上)	1344	0.237	0.425	0	1
親が持家に居住ダミー	1344	0.823	0.382	0	1
<b>夫の親</b>					
<b>子供に関する変数</b>					
夫の親への経済援助	788	0.313	0.464	0	1
夫の親への介護	788	0.669	0.471	0	1
妻の推定賃金 (対数値)	788	6.780	0.165	6.591	7.367
妻の年齢	788	29.816	3.412	24	43
夫の年収 (対数値)	788	6.099	0.470	0	7.266
持家居住ダミー	788	0.367	0.482	0	1
きょうだい数 (夫)	788	2.490	0.829	1	7
有価証券額(対数値)	788	0.531	1.568	0	7.462
貯蓄額(対数値)	788	4.401	2.066	0	7.775
居住地域規模ダミー(大都市)	788	0.259	0.438	0	1
居住地域規模ダミー(中都市)	788	0.618	0.486	0	1
<b>親に関する変数</b>					
夫の親の年齢	788	57.428	4.260	42	64
親の所得ダミー (250万～499万)	788	0.291	0.454	0	1
親の所得ダミー (500万～749万)	788	0.265	0.442	0	1
親の所得ダミー (750万以上)	788	0.236	0.425	0	1
親が持家に居住ダミー	788	0.792	0.406	0	1

#### 4. 分析方法

Kohara and Ohtake(2011)や Bonsang(2007)と同様に Bivariate Probit model で分析を行う。Bivariate Probit model を用いて分析を行うことで、親への経済援助と介護が同時決定である可能性を考慮する。 $y_1^*$ は経済援助に関する、 $y_2^*$ は介護に関する潜在変数を示す。 $\mathbf{x}$ は説明変数の行列を示す。

$$\begin{cases} y_1^* = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_1 \\ y_2^* = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad \begin{cases} y_1 = 1 & \text{if } y_1^* > 0 \\ y_1 = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \begin{cases} y_2 = 1 & \text{if } y_2^* > 0 \\ y_2 = 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$y_1 = 1$  : 経済援助する(予定)       $y_2 = 1$ :介護する(予定)  
 $y_1 = 0$  : 経済援助しない(予定)       $y_2 = 0$  : 介護しない(予定)

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_1] &= E[\varepsilon_2] = 0 \\ \text{Var}[\varepsilon_1] &= \text{Var}[\varepsilon_2] = 1 \\ \text{Cov}[\varepsilon_1, \varepsilon_2] &= \rho \end{aligned}$$

#### 5. 推定結果

##### 5.1. Heckman の推定結果

Heckman の推定結果は表 3 のとおりである。表 3 から得られた妻の推定賃金を親への経済援助と介護の推定に用いる。Heckman の 2 段階推定法における逆ミルズ比の係数 $\lambda$ が 1%水準で正に有意であることから、就業している妻ほど高い賃金を得ている傾向にあることが示された。妻の就業関数の結果は次のとおり。妻の年齢が高い方が就業する確率が 5%水準で有意に高い。学歴が短大・高専の妻の方が中高卒の妻よりも有意に就業確率が低い。父親の学歴が専門・短大・高専の妻の方が父親の学歴が大卒上の妻よりも就業確率が有意に低い。母親の学歴に関しては、母親の学歴が低い方が妻の就業確率が有意に高い。都市規模が大きい地域に居住している妻の方が就業する確率が有意に低い。妻が資格を持っていることは 1%水準で有意に就業確率を高める。医療関係や教員、簿記といった専門的資格を保有していることで、就業しやすいことが考えられる。16 歳未満の子供を持っている妻の方が 16 歳以上の子供を持っているまたは子供を持っていない妻よりも就業する確率が有意に低い。16 歳未満の子供を持つ妻は子供の世話に時間がとられるため就業することが難しい可能性が考えられる。夫の年収が高いと 1%水準で有意に妻の就業確率が低く、ダグラス有沢の法則が成立している。親と同居していない妻の方が、している妻よりも有意に就

業しない傾向にある。同居していない妻の方が、同居している妻よりも家庭内の仕事を親に手伝ってもらうことが難しく、就業することが難しいことを反映している可能性がある。

妻の賃金の推定結果は次のとおりである。学歴の高い妻の方が高い賃金を得ている傾向にある。父親の学歴が高卒の妻の方が父親の学歴が大卒以上の妻より賃金が5%水準で有意に低い。母親の学歴が低い方が、妻の賃金が有意に高い傾向にある。大都市に居住している妻の方が町村に居住している妻よりも賃金が有意に高い。医療関係や教員の資格を持っている妻の方が持っていない妻よりも賃金が有意に高い。専門性の高い資格を持っていることで、高い賃金を得ていることが考えられる。これに対して、簿記の資格を持っている妻の方が持っていない妻と比べて賃金が有意に低い結果が示された。就業関数の推定結果と合わせて考えると、簿記の資格を持っていることは就業を促進するが、得られる賃金は高くないことが考えられる。

**表 3 推定結果(Heckman)**

	妻の賃金 (対数値)	妻の就業
妻の年齢	0.0122 (0.0141)	0.0726** (0.0345)
妻の年齢2乗項	-0.0138 (0.0199)	-0.0672 (0.0496)
短大・高専ダミー(妻)	0.113*** (0.0133)	-0.0582* (0.0303)
大卒以上ダミー(妻)	0.392*** (0.0223)	0.0647 (0.0514)
<b>*父親の学歴(ダミー変数)</b>		
中卒	-0.0302 (0.0221)	-0.0460 (0.0505)
高卒	-0.0472** (0.0203)	-0.0501 (0.0457)
専門・短大・高専	-0.0174 (0.0332)	-0.201*** (0.0725)
<b>*母親の学歴(ダミー変数)</b>		
中卒	0.115** (0.0516)	0.347*** (0.106)
高卒	0.111** (0.0504)	0.250** (0.103)
専門・短大・高専	0.103* (0.0529)	0.350*** (0.109)

表 3 推定結果(Heckman)のつづき

	妻の賃金 (対数値)	妻の就業
居住地域規模ダミー(大都市)	0.0471*** (0.0171)	-0.293*** (0.0411)
居住地域規模ダミー(中都市)	0.00537 (0.0141)	-0.367*** (0.0342)
妻の資格ダミー(教員)	0.125*** (0.0229)	0.284*** (0.0546)
妻の資格ダミー(医療系)	0.290*** (0.0213)	0.417*** (0.0534)
妻の資格ダミー(簿記2級以上)	-0.0375** (0.0161)	0.117*** (0.0388)
<b>*子どもに関する変数(ダミー変数)</b>		
5歳未満の子ども有り		-0.886*** (0.0300)
5歳以上12歳未満の子ども有り		-0.245*** (0.0311)
12歳以上16歳未満の子ども有り		0.0916* (0.0495)
夫の年収(対数値)		-0.275*** (0.0241)
<b>*親との居住状況(ダミー変数)</b>		
1km以内に親が居住		-0.0717* (0.0371)
同一区内もしくは市町村内に親が居住		-0.180*** (0.0380)
同一都道府県内に親が居住		-0.275*** (0.0386)
その他に親が居住もしくは親は死亡		-0.478*** (0.0427)
定数項	6.341*** (0.252)	0.512 (0.605)
年ダミー		YES
$\lambda$		0.0872*** (0.0219)
観測数		11,219

(注 1)\*\*\*1%水準、\*\*5%水準、\*10%水準で統計的に有意

(注 2)0内は標準誤差

(注 3) $\lambda$ は逆ミルズ比の係数を意味する

## 5.2. 妻の親への経済援助と介護

親への経済援助と介護に関する推定結果は表4のとおりである。妻の親と夫の親ともに、2変数の誤差項間の相関である $\rho$ について、 $\rho = 0$ は棄却され、正の相関を示している。つまり、観察されない要因が親への経済援助と介護に関して同じ方向に作用していることが示されている。妻の賃金の上昇は妻の親への経済援助に対して正の影響、介護に関しては、負の影響を示しているが有意ではない。夫の親に関しては、妻の賃金の上昇は、経済援助を5%水準で、介護を10%水準で有意に低下させる。

これらの結果から、妻の賃金の上昇が介護に与える影響は妻の親でも夫の親でも同じであるが、経済援助に与える影響に関しては違いが観察された。また、夫の年収は夫の親への経済援助に対して5%水準で有意に増加させるが、妻の親への経済援助には影響を与えないことが示された。きょうだい数は、妻の親の介護と経済援助に対して、有意に負の影響が示された。きょうだいが多いと、親の介護をきょうだいで分担することが可能になることで、親の介護に負の影響が観察された可能性が考えられる。夫のきょうだい数に関しては、夫の親の介護に対して係数は負であるものの、有意な結果を得ていない。

次に親の経済状況に関する変数の結果を見る。親の所得が高いと、妻の親に対しても夫の親に対しても、経済援助を行う確率が有意に低くなる。反対に、親の所得が高いと夫の親に対する介護は10%水準で有意に高くなるが、妻の親に対しての係数は負で有意な結果を得ていない。親が持家に居住していることは、妻の親に対しても夫の親に対しても経済援助を行う確率が有意に低くなる。さらに、親が持家に居住していることは、妻の親に対して介護を行う確率を5%水準で有意に低下させる。以上の結果は、**Bivariate Probit**の推定結果である。次に妻が介護(経済援助)を行うまたは行わないを条件とした時の経済援助(介護)を行うのか行わないのかどうかの確率に対する条件付き限界効果の結果を見る。

表 4 推定結果(Bivariate Probit)

	妻の親		夫の親	
	経済援助	介護	経済援助	介護
妻の推定賃金 (対数値)	0.362 (0.243)	-0.339 (0.224)	-0.719** (0.323)	-0.517* (0.297)
妻の年齢	-0.0584*** (0.0167)	-0.0246 (0.0153)	-0.0523** (0.0214)	-0.0517*** (0.0190)
夫の年収 (対数値)	0.0634 (0.0786)	-0.0254 (0.0821)	0.223** (0.108)	0.00258 (0.101)
持家居住ダミー	0.0622 (0.0798)	0.0649 (0.0743)	-0.0701 (0.105)	-0.0322 (0.100)
きょうだい数	-0.111** (0.0482)	-0.149*** (0.0434)	-0.0377 (0.0598)	-0.0341 (0.0584)
有価証券額(対数値)	-0.00999 (0.0284)	-0.0557** (0.0243)	0.0228 (0.0319)	-0.00236 (0.0314)
貯蓄額(対数値)	-0.00796 (0.0195)	0.0144 (0.0182)	0.0229 (0.0252)	0.0176 (0.0245)
親の年齢	-0.0289** (0.0119)	-0.0107 (0.0112)	-0.0330** (0.0134)	-0.0339** (0.0137)
親の所得ダミー (250万～499万)	-0.267*** (0.101)	-0.0596 (0.0979)	-0.0929 (0.146)	0.242* (0.141)
親の所得ダミー (500万～749万)	-0.273** (0.118)	-0.104 (0.113)	-0.176 (0.152)	0.259* (0.148)
親の所得ダミー (750万以上)	-0.496*** (0.122)	-0.0723 (0.113)	-0.456*** (0.165)	-0.00938 (0.153)
親が持家に居住ダミー	-0.417*** (0.100)	-0.229** (0.102)	-0.273** (0.123)	0.174 (0.124)
居住地域規模ダミー(大都市)	-0.146 (0.123)	-0.0783 (0.117)	0.197 (0.170)	0.0199 (0.174)
居住地域規模ダミー(中都市)	-0.140 (0.103)	0.0345 (0.0991)	-0.0530 (0.154)	-0.0315 (0.155)
定数項	0.900 (1.692)	4.706*** (1.573)	7.095*** (2.207)	7.268*** (2.104)
$\rho$	0.693*** (0.0614)		0.666*** (0.0769)	
年ダミー	YES			
対数尤度	-1489.727		-880.214	
観測数	1,344		788	

(注 1)\*\*\*1%水準、\*\*5%水準、\*10%水準で統計的に有意

(注 2)0内は標準誤差

### 5.3. 限界効果

限界効果の結果は、それぞれ表 5(妻の親)と表 6(夫の親)のとおりである。

まず、妻の親の条件付き限界効果について見ていく。妻の賃金が上昇すると、親の介護を行う妻が経済援助を行う確率を 19%上昇させる。また、妻の賃金が上昇すると、妻の親の介護をしない妻が経済援助を行う確率を 7.3%有意に上昇させる。介護を行う妻の方が、行わない妻よりも賃金の上昇によって経済援助を行う確率が高い。介護を行う妻の方が、親の介護に対する意識が高く、経済援助を行う確率を高めている可能性がある。親への経済援助を条件とした妻の賃金の限界効果の結果に関しては、次のとおり。妻の賃金の上昇は、経済援助を行う妻が介護を行う確率を 9.6%、経済援助をしない妻が介護をする確率を 19%有意に低下させる。妻の賃金が増加することによって、介護に対する機会費用が増加し、経済援助の有無にかかわらず介護には負の影響があることが示された。経済援助の結果と合わせて考えると、妻は賃金が増加すると、時間的援助を減少させ、経済的援助を増加させることが示唆される。経済援助を行う妻と経済援助を行わない妻の賃金の限界効果を比較すると、経済援助を行わない妻の方が、介護を行わない確率が高い。介護を条件とした時の限界効果の結果と同様に、経済援助を行う妻の方が親の介護に対する意識が高く、介護を行う確率を高めていることが考えられる。

きょうだい数に関しては、経済援助を条件とした時の介護を行う確率を有意に低下させる。経済援助を行う妻が介護を行う確率を 1.7%、経済援助をしない妻が介護をする確率を 5.1%有意に低下させる。

家計が持っている有価証券の額が高いと、経済援助を行う妻が介護を行う確率を 0.9%、経済援助をしない妻が介護をする確率を 2.2%有意に低下させる。親の所得が高いと、介護を条件とした時の親への経済援助の確率を有意に低下させる。親が高い所得を得ているので、子どもが経済援助を行う必要がないためにこのような結果になったと考えられる。親の所得が高いと、経済援助を行う妻が介護を行うことを有意に 3%上昇させる。

親が持家に居住していると、親の介護を行う妻が経済援助を行う確率を 15%、妻の親へ介護をしない妻が経済援助を行う確率を 5.1%有意に低下させる。親が持家に居住していることを親の資産の代理変数と考えるならば、十分な資産を親が持っていることで、経済援助を行う必要がないためこのような結果になったと考えられる。

次に夫の親の条件付き限界効果の結果について見る。妻の賃金の上昇は、親の介護を行う妻が経済援助を行う確率を 24%有意に低下させる。この結果は、妻の親の結果とは異なる結果である。また、妻の賃金の上昇は、介護を行わない妻が経済援助を行う確率や経済援助の有無を条件とした時、妻が介護を行う確率を低下させることを示しているが、有意ではない。つまり、妻の賃金の上昇は夫の親に対する介護や経済援助に負の影響を与えるもしくは有意な影響を与えていないことが示された。

夫の年収が高いと、親の介護を行う妻が経済援助を行う確率を 9.4%、親の介護をしない

妻が経済援助を行う確率を 4.1%有意に上昇させる。夫の年収が上昇することで、家計に経済的余裕ができることで、親への経済援助に正の影響を与えることが考えられる。

親の所得が高いと、親の介護を条件とした時に経済援助を行う確率を有意に低下させ、経済援助の有無を条件とした時の介護を行う確率を有意に上昇させる。また、親が持家に居住していることは、親の介護を行う妻が経済援助を行う確率を 14%、親の介護をしない妻が経済援助を行う確率を 7.6%有意に低下させる。この結果は妻の親に対する結果と同様の結果である。経済援助を行うかどうかを条件とした時、持家に親が居住していると、経済援助を行う妻が介護を行う確率を 6.6%、経済援助をしない妻が介護をする確率を 11.1%有意に上昇させるという、介護を行うかどうかを条件とした場合とは逆の結果が示された。

表 5 限界効果(妻の親)

	妻の親			
	介護をする妻が 経済援助をする	介護をしない妻が 経済援助をする	経済援助をする 妻が介護をする	経済援助をしない 妻が介護をする
妻の推定賃金 (対数値)	0.188** (0.0930)	0.0725** (0.0326)	-0.0959** (0.0408)	-0.186** (0.0907)
妻の年齢	-0.0205*** (0.00642)	-0.00645*** (0.00241)	0.000803 (0.00281)	-0.00389 (0.00627)
夫の年収 (対数値)	0.0287 (0.0295)	0.0104 (0.0103)	-0.0105 (0.0143)	-0.0181 (0.0330)
持家居住ダミー	0.0171 (0.0305)	0.00431 (0.0106)	0.00631 (0.0133)	0.0207 (0.0301)
きょうだい数	-0.0265 (0.0185)	-0.00553 (0.00650)	-0.0174** (0.00827)	-0.0514*** (0.0176)
有価証券額(対数値)	0.00285 (0.0106)	0.00230 (0.00358)	-0.00939** (0.00421)	-0.0227** (0.00953)
貯蓄額(対数値)	-0.00499 (0.00738)	-0.00205 (0.00254)	0.00339 (0.00321)	0.00708 (0.00732)
親の年齢	-0.0103** (0.00446)	-0.00329** (0.00157)	0.000659 (0.00196)	-0.00132 (0.00450)
親の所得ダミー (250万～499万)	-0.0979*** (0.0365)	-0.0304** (0.0123)	0.0133 (0.0167)	0.00371 (0.0395)
親の所得ダミー (500万～749万)	-0.0934** (0.0410)	-0.0273** (0.0128)	0.00582 (0.0194)	-0.0153 (0.0453)
親の所得ダミー (750万以上)	-0.177*** (0.0393)	-0.0515*** (0.0128)	0.0303* (0.0176)	0.0198 (0.0453)
親が持家に居住ダミー	-0.146*** (0.0410)	-0.0511** (0.0203)	-0.00470 (0.0180)	-0.0467 (0.0419)
居住地域規模ダミー(大都市)	-0.0483 (0.0447)	-0.0142 (0.0143)	-0.00109 (0.0205)	-0.0174 (0.0468)
居住地域規模ダミー(中都市)	-0.0611 (0.0392)	-0.0222 (0.0140)	0.0194 (0.0177)	0.0309 (0.0398)
観測数	1,344	1,344	1,344	1,344

(注 1)\*\*\*1%水準、\*\*5%水準、\*10%水準で統計的に有意

(注 2)0内は標準誤差



表 6 限界効果(夫の親)

	夫の親			
	介護をする妻が 経済援助をする	介護をしない妻が 経済援助をする	経済援助をする妻 が介護をする	経済援助をしない 妻が介護をする
妻の推定賃金 (対数値)	-0.240*	-0.0884	-0.0354	-0.133
	(0.129)	(0.0585)	(0.0567)	(0.120)
妻の年齢	-0.0157*	-0.00523	-0.00532	-0.0157**
	(0.00859)	(0.00385)	(0.00376)	(0.00770)
夫の年収 (対数値)	0.0942**	0.0409*	-0.0198	-0.0262
	(0.0454)	(0.0209)	(0.0204)	(0.0429)
持家居住ダミー	-0.0256	-0.0101	0.000120	-0.00522
	(0.0419)	(0.0181)	(0.0189)	(0.0407)
きょうだい数	-0.0117	-0.00404	-0.00322	-0.00997
	(0.0241)	(0.0106)	(0.0110)	(0.0237)
有価証券額(対数値)	0.00993	0.00440	-0.00254	-0.00379
	(0.0128)	(0.00559)	(0.00586)	(0.0127)
貯蓄額(対数値)	0.00752	0.00273	0.00135	0.00472
	(0.0101)	(0.00447)	(0.00463)	(0.00994)
親の年齢	-0.00974*	-0.00318	-0.00362	-0.0105*
	(0.00532)	(0.00239)	(0.00267)	(0.00552)
親の所得ダミー (250万～499万)	-0.0675	-0.0355	0.0510**	0.112**
	(0.0571)	(0.0227)	(0.0227)	(0.0545)
親の所得ダミー (500万～749万)	-0.103*	-0.0491**	0.0591***	0.128**
	(0.0579)	(0.0220)	(0.0226)	(0.0563)
親の所得ダミー (750万以上)	-0.182***	-0.0691***	0.0372	0.0466
	(0.0592)	(0.0218)	(0.0249)	(0.0612)
親が持家に居住ダミー	-0.141***	-0.0759**	0.0663**	0.111**
	(0.0511)	(0.0298)	(0.0298)	(0.0516)
居住地域規模ダミー(大都市)	0.0820	0.0373	-0.0143	-0.0164
	(0.0694)	(0.0349)	(0.0340)	(0.0709)
居住地域規模ダミー(中都市)	-0.0185	-0.00713	-0.00132	-0.00696
	(0.0616)	(0.0274)	(0.0287)	(0.0625)
観測数	788	788	788	788

(注 1)\*\*\*1%水準、\*\*5%水準、\*10%水準で統計的に有意

(注 2)0内は標準誤差

#### 5.4. 妻の親と夫の親への介護行動に与える影響の比較

限界効果の結果を基に、妻の親と夫の親それぞれに対する介護行動の比較を行う。本稿で最も注目している変数である妻の賃金に関しても違いが観察された。介護を行うことを条件とした時、妻の賃金が上昇すると、妻は自身の親に対して経済援助を行うが夫の親に対しては経済援助を行わない。これは、妻がこれまで教育など多くの投資を行ってくれた自身の親への経済援助を優先的に行っていることを反映していると考えられる。

夫の年収の上昇は、介護を条件とした時の夫の親に対して経済援助を行う確率を上昇させる。妻の親に対しては、経済援助を行う確率を有意ではないが上昇させる。夫の年収が増加することは、どちらの親に対しても経済援助を行う確率を上げるが、夫の親の方がその確率は高く、有意な結果である。夫も妻と同様にこれまで多くの投資を行ってくれた自身の親に経済援助を行っている可能性が考えられる。

親が持家に居住していると、経済援助を条件とした時、夫の親の介護を行う確率を有意に上昇させるが、妻の親に対しては係数が負であるとともに、有意な結果ではない。親が持家に居住しているかどうかを親の資産の代理変数としてとらえるならば、妻は夫の親に対しては、資産の見返りを期待し介護を行い、自身の親に対しては見返りを期待して介護を行っていないことが考えられる。

## 6. 結論

本稿は、(公)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用いて妻の賃金の上昇が親への経済援助と介護にどのような影響を与えるのかについて分析を行った。また、回答者である妻の親と配偶者の親にサンプルを分割し分析を行った。推定には、経済援助と介護の同時決定性を考慮した **Bivariate Probit** モデルを用いた。分析の結果、以下のことが明らかになった。

(1)妻の賃金の上昇は、妻の親への経済援助確率を有意に上昇させ、介護確率を有意に低下させる。妻の賃金の上昇は親に対する介護の機会費用を増加させ、時間的援助から経済的援助へシフトさせていることが考えられる。

(2)妻の賃金の上昇は、夫の親へ介護を行う妻の経済援助を行う確率を有意に低下させる。夫の親に関しては、妻の賃金の上昇は夫の親への経済援助を減少させるという妻の親とは逆の結果を示している。この結果から、妻は自身に多くの投資を行ってくれた親に対して経済援助を行っている可能性が示唆される。

(3)夫の年収の上昇は、夫の親への経済援助確率を有意に増加させる。しかし妻の親に関しては、係数が正であるものの有意ではなく、夫の年収の上昇による経済援助を行う確率は夫の親の方が高い。夫の年収の上昇が、夫の親への経済援助を行う確率を有意に増加させる結果に関しては、教育投資などを行ってくれた自身の親に経済援助を行っている可能

性が妻の場合と同様に考えられる。しかし、夫の年収の上昇は有意な結果ではないものの、妻の親に対する経済援助の確率にも正の影響を示している。

(4)妻は、夫の親が持家に居住していると介護を行う確率を有意に高める。しかし、自身の親が持家に居住していることは介護を行う確率に負の影響があるが、有意な結果ではない。夫の親に対しては資産の見返りを期待して介護を行い、自身の親に対してはそのような見返りを期待して介護を行うかどうかを決定していないことが示唆される。

以上のことから、妻の賃金の上昇は、親への介護行動に影響を与えていることが示された。妻の賃金の上昇によって、妻の介護行動が時間的援助から経済的援助へと変化するならば、女性の社会進出が進行する日本において今後より一層、経済的援助へと妻の介護行動が移行する可能性も考えられる。今後、経済的援助が時間的援助よりも多くなるのであれば、公的な介護サービスの需要拡大が考えられ、そういったサービスの拡充を行う必要があると考えられる。

また本稿の結果から、自身の親と配偶者である夫の親に対する介護行動に違いが観察された。この違いは、親から子供に対する教育や資産移転と密接に関連している可能性が考えられる。この点に関しての精緻な分析は、今後の課題としたい。

## 参考文献

- Bonsang, E. (2007) “How do middle-aged children allocate time and money transfers to their older parents in Europe?,” *Empirica*, 34, pp.171–188.
- Couch, K., Daly, M. and Douglas Wolf (1999) “Time? Money? Both? The Allocation of Resources to Older Parents,” *Demography*, 36, pp.219–232.
- Ettner, S. (1996) “The Opportunity Costs of Elder Care,” *Journal of Human Resources*, 31(1), pp.189–205.
- Heckman, James (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47, pp.153–161.
- Ioannides Y. and K. Kan (1999) “The nature of two-directional intergenerational transfers of money and time: an empirical analysis,” *Tufts University Discussion Paper* 99-1.
- Kohara, Miki and Fumio Ohtake (2011) “Altruism and the Care of Elderly Parents: Evidence from Japanese Families,” *The Japanese Economy*, 38(2), pp.3–18.
- Laditka, J. N. and S. B. Laditka (2000) “Aging children and their older parents: The coming generation of caregiving,” *Journal of Women and Aging*, 12, pp.189–204.
- Norton, C. N. and C. H. Van Houtven (2006) “Inter-vivos transfers and exchange,” *Southern Economic Journal*, 73(1), pp.157–172.
- Zissimopoulos J. (2001) “Resource transfers to the elderly: do adult children substitute financial transfers for time transfers?,” *RAND Working Paper* 01-05.
- 近藤 絢子(2008) 「労働市場参入時の不況の長期的影響—日米女性の比較分析」『季刊家計経済研究』第 77 号