Another type of pension splitting—pension splitting by divorce—was also introduced by the Pension Reform Act of 2004. Concrete rule of this type of splitting is as follows;

Average standard wages<sup>7</sup> of both spouses during their marriage can be divided and the difference can be delivered to the spouse with the lower average standard wage. This results in direct foundation or increase of the public pension right of the latter. This regulation is applied for both single-earner couples and double-earner couples. Whether to divide or the amount to be distributed should be decided according to their agreement or disposition by the court. This regulation shall be applied to the divorce after 2007.4.1, but includes the periods of marriage before that.

The similar regulation was already introduced by the First Marital Law Reform Act of 1976 in Germany and this new rule itself is rational and harmonizes with the Japanese divorce right of the Civil Code and its application by the court. However, it has some crucial defects as follows:

First, it is not merely an issue of pension rights and should have been treated as one of the important issues of the distribution of property by divorce in the Civil Code; yet it lacked this viewpoint and was handled exclusively from the viewpoint of the pension policy. This was quite different from the standpoint of the German reform in 1976.

Second, as a result of this shortsighted measure solely within pension rights, distribution of public pensions and other property such as occupational pension, private pensions or other forms of property could be handled separately which could easily lead to the inadequate distribution of the total common property.

Third, in deciding on the solution of pension splitting in the light of public rights, almost no examination or consideration of probable hard cases was taken, even though it could have been easily foreseen from the experiences in Germany since 1977 that some very hard cases would occur. After pension splitting by divorce, a wife may die before the pension age; the man must then live for the rest of his life with his reduced pension without any advantage for a divorced spouse. A flexible reevaluation system which could avoid unnecessarily hard cases must be established as soon as possible, based on the intensive analysis of cases under the new rules.

# c. How to handle the Survivors' Pension

It is clear that fundamental reconstruction of Survivors' Pensions is necessary if we change the pension system to an individual basis, because it is the substitution of maintenance which derives from the concept of a household. But the fact that many women are still dependent on the wages of their husbands and live together means that it is not realistic to

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Average standard wage is the personal average wage through the whole employed period of each insured after reevaluation of nominal wages in the past to the actual level of wage. It is used as a basis of the calculation of the pension benefit of each insured in the EPI (Article 43 of the EPI Act).

replace the Survivors' Pension with an individual pension. By the last reform in 2004 therefore, a minor change was introduced which limits the length of receiving Survivors' Pension for young widow under 30 years old with no child to five years instead of life long. There are merits and demerits to the individual pension and the Survivors' Pension, but if the abovementioned individualization becomes the basic rule, then the position of Survivors' Pension should be fundamentally reviewed. In the opinion of this report, despite the diversification of family or lifestyles, the family is the basis of the society, and measures in a public pension should support and strengthen the function of families instead of weakening or dismantling it. From this viewpoints, introducing choice between pension splitting and the Survivors' Pension on agreement of the couple like in Germany could be one of the rational solutions.

# (4) Evaluation of unpaid work within family in the pension system

In Japan, the policy of evaluating unpaid work in the family such as raising children or elderly care has not been pursued, unlike in Germany where Article 6 of the Basic Law (Constitution) clearly declares that marriage and family stand under the special protection of the state order. Such tendency can be observed not merely in pension policy but also in child allowance, refusal of cash benefits in LTCI and so on. The family bond has been considered to be too normal to support financially, and the increasing preference of women to work outside the family makes it difficult to make the idea of rewarding unpaid work with cash benefits be widely accepted by the public.

In contrast, a policy of promoting the harmonization of family work and paid work outside the family has been promoted. As a result, a policy of increasing nursery schools has been pursued, and the benefits from the unemployment insurance are entitled for the insured employees in the form of child-raising leave for one year, on the level of 40% of former wages, and the contribution of both employee and employer to the pension and medical insurance during this period is exempted. In case of elderly care, the same amount is paid to the insured for three months.

Although measures to acknowledge unpaid work in the family in Japan are limited as stated above, new dimensions could possibly opened, if the lowest birthrate of 1.26 in 2005 declines further and the sense of crisis is shared seriously by the public. The drastic improvement of child allowance or the introduction of measures to regard child-raising periods as the contributory periods in the public pension system could then be adopted, measures which have been put into practice and strengthened in the last three decades in Germany.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> This percentage will be raised to 50% from 2007.10.1.

# References

Ninomiya, Shuuhei (2003) Distribution of property and the pension splitting -review of the juridical precedents and the development in the future-, *Ritsumeikan-Hogaku*, *Vol.*292, pp.242-289.

Tanaka, Kotaro (2003) Das japanische Rentenversicherungssystem im Wandel, *Die Angestellten Versicherung Heft* 2, pp.65-70.

The Ministry of Health and Welfare (2001) Report of the committee on the pension policy as it ought to be corresponding to the change of lifestyle of wemen.

# 介護保険制度の導入と介護を理由とする離職の動向\*・・・

# 酒井 正

### 国立社会保障 · 人口問題研究所 企画部 研究員

#### 1. はじめに

日本では、人口の未曾有の高齢化が進んでいる。人口の高齢化が介護という問題に持つ意味には 2 つあると思われる。一つは要介護者の数が増加するということ。兄弟数が少なくなってきていることを典型的に思い浮かべれば、ある人が介護の担い手となる平均的な確率は高まってきていると言える。いま一つは、寿命の延伸による介護する側の高齢化である。子どもが親を介護することを考えた場合、平均寿命が伸びていることは、子どもが親の介護という問題に向き合うことになる時期も遅くなることを意味している」。かつて親の介護は現役世代の問題であったが、いまや既に引退した者、もしくは引退期にさしかかる者にとっての問題となってきている。親の介護に大きな労力がともなうならば、それは就業を抑制する要因となりうる。

しかし、親が介護を必要とするようになったからといって、介護をするのがその家族でないといけないという理由はない。2000年に導入された介護保険制度は、介護という問題を家族の問題から社会の問題とすることで、従来、家庭に縛られていた人びと、特に女性の労働市場への参入を促すことを一つの目的として掲げていた。介護保険によって各種の介護サービスが利用できるようになることで、家族が負わなければならない負担は軽減される。介護負担が軽くなることで、人びとの就業意欲が促されることが期待されていたのだ。人口減少が進み、労働力の確保が課題となるなか、就業を抑制する要因を取り除くような制度設計は極めて重要となる。はたして、介護保険制度は家族によって担われがちだった介護を社会化することに成功したのだろうか。介護保険制度が要介護者の家族の就業行動に対して及ぼす影響については、いまだ充分な検証が行われてきたとは言えない。本稿では、介護保険制度導入の前後で介護を理由とした離職の傾向に変化が見られたのかど

<sup>・</sup>本稿は、大石亜希子(千葉大学法経学部)・守泉理恵(国立社会保障・人口問題研究所)との共同研究による結果を基にしている。研究は、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターで提供している就業構造基本調査(1992 年、1997 年、2002 年)の秘匿処理済ミクロデータを用いて行った。

<sup>※</sup>本稿の作成過程において、風神佐知子氏(慶應義塾大学大学院商学研究科)より資料整理の御協力を頂いた。記して感謝したい。

<sup>1</sup> もちろん一方で、長期的に晩婚化・晩産化が進んでいるという現状もあり、子どもが親の介護 に向き合う時期が単純に遅くなるわけではないという側面もある。

うか、個票データを整理することで検討する。

次節で、介護保険制度の導入によって介護と就業との関係にどのような変化がもたらされると考えられるのか簡単に整理したうえで、先行研究を概観する。3節で、今回の分析に用いるデータを紹介し、それらを再集計した結果に基づいた考察を行う。4節をまとめとする。

# 2. 介護と就業を巡る概況と先行研究

厚生労働省の『国民生活基礎調査』(2004年)によって、年齢階級別の要介護者の割合を見ると、男性でも女性でも80~84歳の年齢層がもっとも高い比率を占める(男性21.1%、女性26.3%)。一方、介護する側の属性を見ると、66.1%が同居の家族となっている。その内訳は、配偶者、子の配偶者、子が主だったところである(それぞれ、24.7%、20.3%、18.8%)。介護をする同居家族のうち、25.1%が男性、女性が74.9%となっており、圧倒的に女性が介護の担い手となっていることが多い。また、同居介護者の年齢構成は、男性では50~59歳が23.6%、60~69歳が25.1%。女性では、50~59歳が30.1%、60~69歳が28.1%となっている。介護をする同居家族はもっぱら50~69歳に集中していることがわかる。ちなみに、要介護者等と同居している主な介護者のうちストレスを感じている者の割合は、男性では55.6%だが、女性では67.5%となっており、女性にとって介護が精神的に大きな負担となっていることが窺える。特に、同居者の介護にあたる女性のうち、40~59歳では7割以上がストレスを抱えている。この年齢層では、配偶者の介護よりも親の介護であることが多いと考えられ、中高年期になって親の介護という問題に直面し、精神的な負担を強く感じている女性たちの姿が浮かび上がってくる。

それでは、このような介護は、人々の就業にどのような影響を与えると考えられるだろうか。もし介護が多くの時間と労力を要するものならば、当然、介護者の留保賃金を上げ、彼らの就業を抑制する可能性がある。一方で、介護によって家族の金銭的負担が増せば、所得効果によって就業が促進される可能性もある。従って、介護と介護者の就業の関係は先験的には明らかでない。

いま、介護保険制度が導入されたことで家族の介護負担が軽くなれば、留保賃金が下がり、介護負担から解放された家族が就業する確率が高まることが予想される。だが、介護保険制度の導入によって介護に伴う金銭的負担も軽減されたならば、今まで就業していた者が就業しなくなるという可能性もある。一方で、介護保険制度の導入は、人々にそれまでなかった保険料負担を課すという側面もある。ただ、原則的には介護保険料は本入が事前に負担するものであり、家族ではないことを考えると、保険料負担の発生が家族の就業

を促すようなことがそれほど多くあるとは思えない。いずれにせよ、介護保険制度の導入 によって家族の就業が促進されることになるのか抑制されることになるのか、こちらにつ いても予めわかっているわけではない。

介護とその家族の就業の関係について実証する試みは、女性の就業を阻害しうる要因に 関する分析として海外を中心に行われてきた。既存研究の詳細を個々に紹介することはこ こではしないが、それらにおいては実証的な視点から因果関係の特定にもっぱら関心が払 われてきたと言える。家族の介護をしている者と介護をしていない者の就業率を単純に比 較すれば、前者のほうが低いという事実がある。しかし、これは就業していない者が介護 の担い手になりやすいという事実を反映しているだけかもしれず、その場合、介護という 事由が就業を抑制しているわけではないことになる。介護が家族の就業に及ぼす影響を精 緻に検証するためには、たとえば介護の発生に影響するが、家族の就業に及ぼす影響を精 緻に検証するためには、たとえば介護の発生に影響するが、家族の就業には影響しないよ うな操作変数を用いて推定を行うことが考えられる(たとえば Ettner, 1996)。それらの 試みによっても、介護が就業に与える影響についていまだ頑健な結論が得られているとは 言えない。

日本で介護と家族の就業との関係について実証分析したものとして、岩本(2001)、西本・七條(2004)、清水谷・野口(2004)、酒井・佐藤(2007)といった研究が挙げられる。

岩本(2001)では、厚生労働省の「国民生活基礎調査」の個票を用いた分析が行われているが、その結果、調査対象者が「介護者」となった場合、有意に就業が抑制されることが見出されている。しかし、このような変数のとり方では先に述べたような因果関係が明確にならないという問題が残る。一方、西本・七條(2004)は、総務庁統計局の「社会生活基本調査」(1996年)の個票データを用いて分析を行っているが、既婚女性の各就業状態を選択肢とする多項ロジットを推定した結果、「介護」がフルタイム就業に対してもパートタイム就業に対しても抑制する効果を持っていたとしている。だが、この「介護」の説明変数も、「自宅内または自宅外で、ふだん家族の介護・看護をしている場合」を 1 として作成したダミー変数なので、岩本(2001)と同じような問題が否定できない。上記、2つの研究はデータが2000年以前のものであることもあり、介護保険制度の導入が家族の就業に与えた影響について事後的(明示的)な検証を行っているわけではない。

介護保険制度の導入によって介護という事情が家族の就業に与える影響に変化があったかどうか確かめた試みとしては、清水谷・野口(2004)や酒井・佐藤(2007)がある。清水谷・野口(2004)は、内閣府による「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査」(2001年、2002年)と日本経済研究センターによる「高齢者の医療保険に関するアンケート」(2002年)を接続して用いることで、介護保険制度の導入が同居家族、特に女性の就業や労働時

間・就労日数に対してどのような影響を与えていたか検証した。就業関数の推定では「要介護認定」のダミー変数を説明変数に加えているが、介護保険導入以前には要介護認定は存在しなかったので、「要介護認定」のダミー変数は 1999 年のデータでは全て 0 をとり、この係数値が正の値を示せば、要介護者を抱える家族の就業が介護保険制度導入後に促進されたことになる(推計では、要介護者が世帯内にいるかどうかコントロールされている)。推計の結果、介護保険導入直後の 2001 年では「要介護認定」変数の影響は確認されないものの、導入から 2 年後の 2002 年では就業確率に対しても労働時間・就労日数に対しても有意な正の影響が見られた。清水谷・野口(2004)は、介護保険制度が介護の就業抑制効果を緩和させていた可能性を部分的に見出していたが、就業継続の判断に介護という問題が決定的に重要となってくる中高年期に焦点を絞ったものではなかった2。

酒井・佐藤(2007)は、高齢者の就業・退職の決定に介護という事由がどのように影響 を与え、それが介護保険制度の導入前後で変わったのかどうか、ニッセイ基礎研究所の「暮 らしと生活設計に関する調査」(1997-2002年)に基づいて分析している。ニッセイ基礎 研究所による「暮らしと生活設計に関する調査」は、50~64歳の男性とその配偶者につい て隔年で追跡調査したパネル・データである。高齢者の就業決定には個人特有の性向のよ うなものも影響すると思われるが、パネル推定を行うことでそれらの個人固有の効果をコ ントロールすることができる。また、先ほどから述べているように「介護者かどうか」と いう説明変数では、同時性バイアスの問題を回避できない。そこで、酒井・佐藤(2007) では、調査対象者が介護者であるかどうかという変数に換えて「家庭内に要介護者がいる かどうか」という変数を用いて、就業関数の推定を行った。その結果、家庭内に要介護者 の親がいると家族の就業は抑制される傾向が見出された。「介護者であるかどうか」とい うダミー変数を説明変数として入れた場合の推計値とも比較したところ、従来の推定法で は介護の就業抑制効果を過大推定していた可能性が示唆された。また、男性と女性では、 介護が就業を抑制するパターンは異なっていることもわかった。具体的には、介護は、男 性では正規雇用や自営業における就業・退職決定で影響するのに対して、女性では非正規 雇用における就業・退職決定に影響を与えていた。介護保険制度の効果について検証する ため、2000年以降、家族に要介護者がいる場合のみ1となるような変数を説明変数として 作成し、いわゆる「差分の差分法」による推定を行ったところ、全般的に 2000 年以降で介 護の就業抑制効果に変化が生じていた事実は限定的にしか見出されなかった。

以上で見てきたように、介護の就業抑制効果に関する検証は、やや間接的な方法に依拠

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> 高齢者就業について総合的に論じたものとして、日本の研究に関しては清家・山田(2004)が、海外の研究に関しては Lumsdaine and Mitchell(1999)が挙げられる。

しているという側面もあり、介護の持つ就業に対するインパクトを精確に捕捉しえていない可能性もある。たとえば、介護という事由が発生しても しばらくの間は仕事と両立させるが、次第に限界となり仕事をあきらめるといったケースもあろう。そのような場合には、パネル推定によっていても介護と就業の関係を見誤ることがある。このような事例への対処として、たとえばラグ変数を用いた推定なども考えられるが、もっと直接的な質問項目を用いることも考えられる。次節では、「就業構造基本調査」の個票データを用いて、離職理由として介護という事情を挙げた者について、その動向を分析する。そもそも、介護を理由とした離職は減っているのか増えているのか。マクロ・レベルでの離職者数の変化と、介護による離職者数の変化を対照させることで、介護と就業との関係を分析する。

# 3.「就業構造基本調査」によって見た介護離職に関する動向

人生において親の介護という問題に直面する時期が遅くなっている傾向にあるならば、 それは人びとの就業の決定と同時に、離職や引退の決定にも大きな影響を与えてくるもの と考えられる。そもそも人口の年齢構成が変われば、要介護者となる人びとの割合自体が 増え、それに伴って就業・非就業の決定が介護という事由によって影響される人びとの数 も増えてくることになる。一方で、介護保険制度の導入によって介護の社会化・市場化が 進んだならば、家族に要介護者が発生しても従来のようには就業が阻害されなくなってい るかもしれない。はたして、介護を理由とした離職は増えているのだろうか、それとも減 っているだろうか?

総務省統計局の「就業構造基本調査」は、前職の離職理由について聞いているが、それらの選択肢の一つとして、「家族の介護・看護のため」という項目がある。本稿では、この「介護・看護」を理由とした離職者の動向に注目し、他の理由による離職者の動向とも比較しながら、介護によって就業が断念される様子に変化があったのかどうか確認する。使用するデータは「就業構造基本調査」の1992年、1997年および2002年の秘匿処理済ミクロデータである。同データは、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターによって提供されたものであり、全体のサンプルから8割を無作為抽出したリサンプリング・データである。いずれの年についても70万人以上のサンプル数が確保されている。前職を辞めた時期が10年以上前といったこともありうるので、今回は過去3年の間の離職に絞って分析を行った。「就業構造基本調査」は10月に実施されるので、過去3年間の離職に限定すると、2002年のデータはおおよそ介護保険制度の「導入後」に対応することになる。離職者については、①3年前の時点で就業しており、その後に一度でも離職したことがある者、②3年前の時点で就業しており、その後、離職して現在は無業である者、③3年前

の時点で雇用就業しており、その後に一度でも離職したことがある者、④ 3 年前の時点で雇用就業しており、その後、離職して現在は無業である者 の 4 種によって定義し、それぞれの傾向を見た。男性については、今回の分析の主眼となる 介護を理由に離職する者が極めて少ないことから、女性についてのみ見てゆくことにする。

4種類の定義によって、離職者数全体の増減に対する各離職理由の貢献を見たのが、図1-図4 (20~49歳) および図5-図8 (50~69歳) である。図1によって、比較的若い層における、過去3年間のあらゆる就業状態からの離職経験を見ると、「収入が少なかった」、「労働条件が悪かった」、「自分に向かない仕事だった」といった理由で辞める者の数はこの10年ほどで少なくなる傾向にあったことがわかる。また、結婚や育児を理由とした離職者も減る傾向にあった³。一方で、「人員整理・会社倒産」と言った理由で離職する者は増えており、この間、不況によって企業の雇用調整が進められていたことが窺える。これらの傾向は、他の離職定義による場合でも概ね同じであった(図2-図4)。ただ、雇用就業からの離職に限定した場合のほうが、結婚による離職の減り方は大きく、結婚しても会社を辞めないことが普通となりつつあるのかもしれない。この中で、介護による離職に注目す

ると、いずれの定義においても減少してきており、この年齢層では、介護理由による離職

者が 離職者総数を減少させる向きに働いていたことがわかる。トータルで見れば、20~49

歳の女性の離職経験者の数はそれほど変わっていないと言える。

一方、50~69 歳の女性について、それぞれの離職理由の 離職者総数の変化分に対する貢献を見ると、別の傾向が窺える(図 5-図 8)。まず、この年齢層においては離職者総数自体が増える傾向にある。その内訳を見れば、圧倒的に「人員整理・会社倒産」という理由による離職者数の増加の貢献が大きい。だが、それに比べれば小さいものの、介護を理由とする離職も離職者総数の増加に貢献していたことがわかる。特に 1997 年から 2002 年にかけて介護によって離職した人の数が大きく増加していた。もちろん、不況期に雇用条件が悪化していたという背景があり、家族の介護という事由が引き金となりやすかったという可能性はあろう。しかし、若い年齢層の動向と比較すれば、人口構成の変化と寿命の延伸(=要介護者と介護者の高齢化)によって中高年層のほうが家族の介護という問題に直面しやすくなっているのではないか。2002 年は介護保険制度が導入された後であるが、ボリュームとしては中高年層では介護を理由として仕事を辞める女性が増えている。逆に言えば、比較的若い年齢層において介護による離職者が減っているのも、介護保険制度の影響というより、家族に介護が必要となる時期が遅くなっていることによる可能性がある。

<sup>3</sup> これは結婚する者自体が減っていることにもよると思われる。

以上の簡単な観察は、各理由による離職者数が規模としてどの程度変化しており、それが離職者総数の変化にどの程度貢献していたかを確認するものであった。中高年層において介護によって離職する者が増えているが、これは人口構成の変化そのものによる可能性、つまり要介護者を抱えることの多い年齢層自体が増えていることによる可能性が強い。この事実はマクロ的には正しいが、各労働者が介護によって離職しやすくなっていることを意味しているわけではない。従って、上の観察を持って、介護保険制度の機能が果たされているかどうかといったことを本来的には論じられない。そこで次に、プロビット分析によって離職確率の変化を検討することにする。

表1では、過去3年の間に離職した場合に1をとる変数を、年齢・調査年・学歴・配偶者の有無に回帰した結果を載せている。中高年の女性では、学歴が高くなるほど離職確率が低く、近年になるほど離職確率が高くなっていたことがわかる。一方、表2では介護によう、文章では、介護による変数を、表1と同じ変数によって説明させた結果を載せている。その結果、2002年では、介護による離職確率は上がっているか、統計的に非有意な値を示している。つまり、介護保険制度の導入以降に介護による離職確率が低下しているという事実はないことになる。興味深いことに高学歴の女性ほど、介護を事由として離職しやすくなっている。本来、機会費用が高いと思われる高学歴女性は離職をしにくいと思われるのに、介護という問題にはそのような市場原理が働かない事情があるのだろうか。

#### 4. まとめに代えて

本稿では、「就業構造基本調査」の個票データを再集計した結果を基に、家族の介護を理由とする離職の動向を 1992~2002 年の 10 年間 (3 時点) について見てきた。その結果、比較的若い年齢層の女性では介護という理由によって辞める者は少なくなっているが、中高年層の女性では逆に介護理由による離職者が増えていることがわかった。中高年層では、最近年で介護による離職者数が大幅に増えており、その背景には、人口構成の変化によって要介護者数自体が増えていることと、中高年期になって親の介護に直面する人びとが増えていることがあると思われる。更に、プロビット分析によって離職確率を見たところ、2000 年以降で介護によって離職する確率が低下しているという事実は見られなかった。

中高年の女性において、介護による離職者が多くなっているのは、そもそも女性が少なくともそのような事由が発生するまでは働き続けるようになってきているという事情があるかもしれない。また、介護保険制度は離職抑制だけを目的としているわけではない。しかし、「介護の社会化」と呼ばれる機能のうちの一つとして、介護によって仕事を断念する者の割合を減らすことが想定されていたのは事実であろう。介護保険制度のもたらす効果

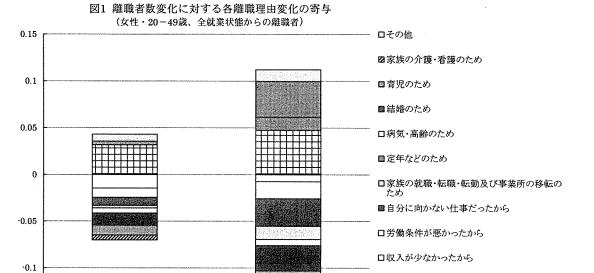
は、急速な高齢化の進展に追いつけていない可能性もある。

もちろん、先にも述べたように、本稿で用いた離職理由は主観的なものであり、それが 真実の離職要因であるとは断定できない。たとえば、デフレ下で賃金が下がっていた時期 であったことを考えれば、賃金が高い時よりも介護が離職の引き金となりやすかったとい うことも考えられる。従って、その意味からも介護保険制度の一つの機能を上の分析から だけで評価することはできない。だが、事実として、中高年層において介護を理由に挙げ て辞める女性が多くなっていることを把握しておくことは重要であると思われる。

従来、高齢者の就業を阻害する要因としては公的年金制度等が注目されることが多かった。制度改革によって、それらの就業阻害要因が取り除かれつつある現在、増加する介護という事由がそれらの効果を相殺してしまわないよう 制度設計に配慮してゆく必要があるのではないか。本稿は、家族の就業の促進という介護保険制度の有する一つの機能を議論するための基礎資料を提供するものと位置付けることができる。

#### 参考文献

- 岩本康志, 2001, 「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」岩本康志編著『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新聞社.
- 酒井正・佐藤一磨, 2007, 「介護が高齢者の就業・退職決定に及ぼす影響」『日本経済研究』 第56号(近刊)
- 清水谷論・野口晴子, 2004, 『介護・保育サービス市場の経済分析 ミクロデータによる実態 解明と政策提言』東洋経済新報社.
- 清家篤・山田篤裕, 2004, 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- 西本真弓・七條達弘, 2004,「親との同居と介護が既婚女性の就業に及ぼす影響」『季刊家 計経済研究』No.61 pp.62-72.
- Ettner, S., 1996, "The Opportunity Costs of Elder Care," *Journal of Human Resources* 31(1): 189-205.
- Lumsdaine, R. & O. Mitchell., 1999, "New Developments in the Economic Analysis of Retirement," *Handbook of Labor Economics*, vol. 3C, eds., O. Ashenfelter and D. Card, pp.3261-3307. New York: Elsevier Science.



1997-2002年

-0.15

1992-1997年

■一時的・不安定な仕事だったから

出所:総務省統計局「就業構造基本調査」

□人員整理·会社解散·倒産

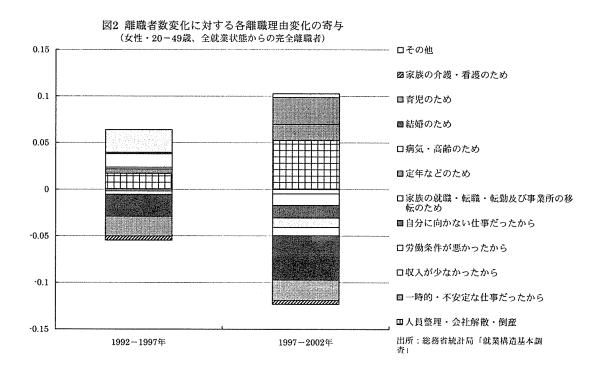
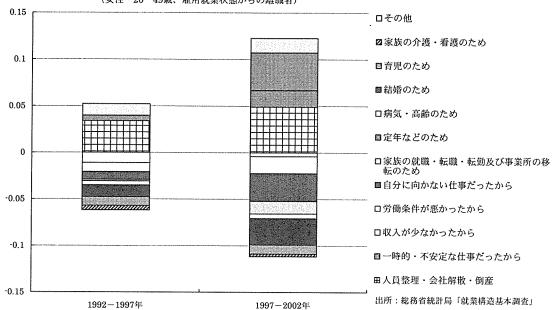
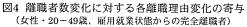


図3 離職者数変化に対する各離職理由変化の寄与 (女性・20-49歳、雇用就業状態からの離職者)





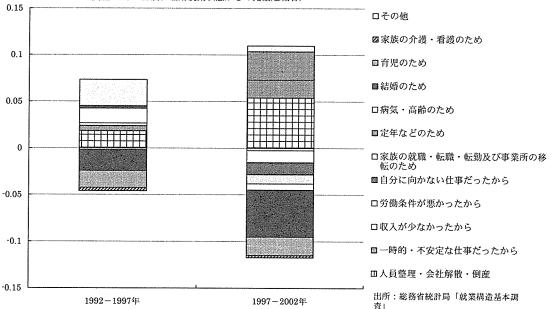
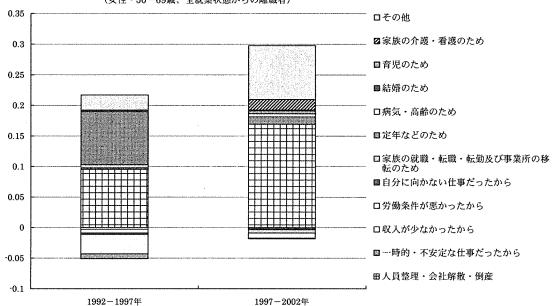
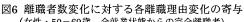
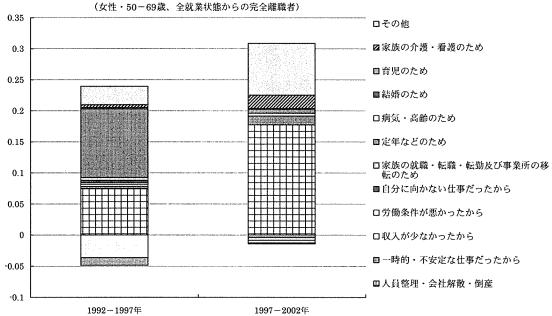
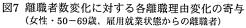


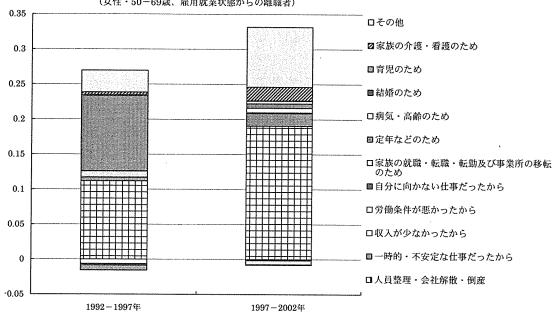
図5 離職者数変化に対する各離職理由変化の寄与 (女性・50-69歳、全就業状態からの離職者)

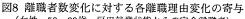












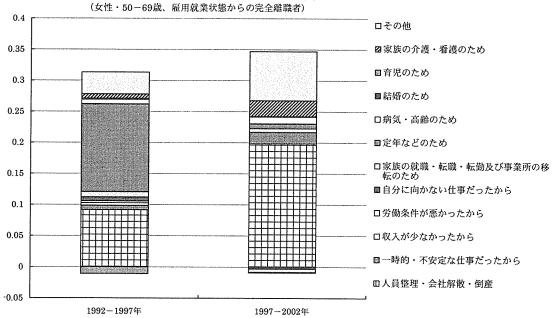


表1 離職確率に関するプロビット分析

		- H	くろし 上五子 サイ	`	- / * / - /			
	(a)		(q)		(c)		(p)	
年齢	0.0131	女女女	0.0360	4 4	0.0365	4	0.0596	*
	0.0006		9000.0		0.0007		0.0008	
97年ダミー	0.1212	幸	0.1117	*	0.0946	*	0.0903	* *
	0.0074		0.0083		0.0089		0.0099	
02年ダミー	0.2812	44 44	0.2627	古古古	0.2393	*	0.2230	如如如
	0.0073		0.0080		0.0087		0.0095	
学歴 大学	-0.0769	存存	-0.0007		-0.1766	***	-0.0830	**
	0.0191		0.0211		0.0211		0.0233	
短大	-0.0454	存存	0.0036		-0.1346	*	-0.0694	中华
	0.0128		0.0142		0.0144		0.0160	
高校	-0.0010		0.0217	* * *	-0.0331	如如	-0.0005	
	0.0063		0.0070		0.0075		0.0082	
有配偶者ダミー	-0.1981	*	-0.0864	**	-0.0542	*	0.0644	*
	0.0070		0.0077		0.0081		0600.0	
定数項	-1.5032	44 44	-3.1986	44	-2.6888	*	-4.4477	**
	0.0349		0.0388		0.0429		0.0476	
Log likelihood	-118893.9		-94289.5		-87687.6		9.88889-	
Nobs	226764		226764		149209		149209	
1,003	E01022		201044		このないます		7	2000

下段は標準誤差。 50~69歳の女性について。\*\*\*<18、\*\*<58、\*<10%。

(a): 過去3年間に、あらゆる就業状態から1度でも離職した場合に1の値をとる被説明変数。 (b): 過去3年間に、あらゆる就業状態から離職して、現在、無業の場合に1の値をとる被説明変数。

(c): 過去3年間に、雇用就業状態から1度でも離職した場合に1の値をとる被説明変数。 (d): 過去3年間に、雇用就業状態から離職して、現在、無業の場合に1の値をとる被説明変数。

表2 介護離職確率に関するプロビット分析

	これが	パンプレースに出ている。これには、アンプラーのでは、アンでは、アンプラーのでは、アンでは、アンでは、アンでは、アンでは、アンでは、アンでは、アンでは、アン	ールア・ノー・	
	(a)	(q)	(2)	(P)
年齢	0.0001	0.0064 ***	0.0060 ***	0.0126 ***
	0.0012	0.0013	0.0015	0.0016
97年ダミー	0.0037	0.0114	.0.0327 *	.0.0289
	0.0161	0.0175	0.0185	0.0202
02年ダミー	0.0576 ***	0.0663 ***	0.0010	0.0126
	0.0156	0.0169	0.0178	0.0194
<b>小</b> 林 大学	0.2057 ***	0.2168 ***	0.1387 ***	0.1584 ***
	0.0358	0.0388	0.0397	0.0430
一組入	0.0983 ***	0.1341 ***	0.0635 **	0.1078 ***
ON CONTRACT AND THE CON	0.0266	0.0284	0.0292	0.0312
画数	0.0764 ***	0.0905 ***	0.0650 ***	0.0799 ###
	0.0139	0.0150	0.0159	0.0174
有配偶者ダミー	.0.0348 **	0.0129	0.0502 ***	0.1062 ***
	0.0153	0.0169	0.0175	0.0195
定数項	-2.1537 ***	.2.6554 ***	.2.4243 ***	.2.9562 ***
	0.0759	0.0821	0.0902	0.0981
Log likelihood	-20103.4	-16914.4	-15864.0	-13171.1
Nobs	226764	226764	149209	149209

下段は標準誤差。 50~69歳の女性について。\*\*\*<18、\*\*<58、\*<108。

(a):過去3年間に、あらゆる就業状態から1度でも介護によって離職した場合に1の値をとる被説明変数。

(b): 過去3年間に、あらゆる就業状態から介護によって離職して、現在、無業の場合に1の値をとる被説明変数。 (c): 過去3年間に、雇用就業状態から1度でも介護によって離職した場合に1の値をとる被説明変数。 (d): 過去3年間に、雇用就業状態から介護によって離職して、現在、無業の場合に1の値をとる被説明変数。・

# An examination of the role of the wife's labor supply on family earnings distribution in Japan: results from panel data <sup>1</sup>

# Yukiko Abe Graduate School of Economics and Business Administration, Hokkaido University

Akiko S. Oishi
Faculty of Law and Economics
Chiba University

#### Abstract

In this article, we examine how the pattern of wife's employment sequence for 8 years affects the family earnings distribution. The results suggest that the wife's employment has a strong persistence, which has a significant impact on the level of family earnings. The mean of the present discounted value of family earnings is highest for households where the wife works full-time: the family earnings for that group are about 30 percent higher than other households.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> This article uses the data from the Japanese Panel Survey of Consumers, collected by the Institute for Research on Household Economics. We thank the Institute for permission to use the data. The data cannot be released because of the agreement between the Institute and the authors. Abe's research is partly supported by the Japanese Ministry of Education, Science, Sports and Culture Grant to Hosei University on International Research Project on Aging (Japan, China, Korea) (FY2003 to FY2006) and the Japan Society for Promotion of Science Grant-in-Aid for Scientific Research. Remaining errors are our own.

#### 1. Introduction

In this article, we attempt to assess the role of married women's increased participation on the family earnings inequality, by paying attention to the lifecycle evolution of labor force participation by wives. For that purpose, we use the panel data set of women from the Japanese Panel Survey of Consumers (JPSC), collected by the Institute for Research on Household Economics.

The contribution of the present paper over the previous research is its emphasis on dynamic aspect of labor supply by married women. Previous papers on this topic (Kohara, 2001; Higuchi et al. 2003) do not pay much attention to dynamic aspects of the wife's labor supply (i.e., employment sequence of the wife). In Japan, married women's labor force participation status changes significantly over the lifecycle. This paper explicitly accounts for changing labor force status by using panel data.

The way increased participation affect the household's inequality depends on a number of factors including, (1) how the husband's earnings level affects the timing of the wife's reentry into the labor market, (2) how much the newly participating wives earn, depending on the husband's earnings.

The rest of the paper is organized as follows. In Section 2, the data are explained. In Section 3, the results are reported. Section 4 concludes.

#### 2. Data

The data used is the micro-level panel data of the Japanese Panel Survey of Consumers (JPSC), assembled by the Institute of Household Economics. We extract couples who have been continuously married for 8 years from the JPSC data. Using this sample, we first look at the labor force pattern of the wife for the 8 years and then calculate the present discounted value of each spouse's earnings. The panel data allow us to examine the relationship between the wife's labor force status during the 8 years and dynamic family earnings.<sup>2</sup>

\_

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Analyses of long-term earnings of men have been done by using components of variance models. Haider (2001) analyzed the present discounted value of long-term earnings of men by using the PSID. Haider and Solon (2006) used the matched data of the Health and Retirement Survey and Social Security Administration earnings record of 41 years to estimate the relationship between annual earnings and the present discounted value of lifetime earnings for US men. They find that under simple assumptions of earnings growth, annual earnings of individuals may not be a good proxy for their lifetime earnings.

Because the JPSC surveys the earnings of the previous calendar year and the labor force status of the current year, we use waves 3-10 of the panel for the earnings data and waves 2-9 for the labor force data. These correspond to the years 1994 to 2001. The focus here is the long-term earnings outcomes of couples, so we restrict the analysis to the sample of couples who continuously responded to the JPSC survey for the period, were continuously married, and have non-missing earnings data. Applying these restrictions, we obtain the sample of 514 observations. In the following, the first year of the sample (year 1994, the second wave of the JPSC data) is called year 1; the second year of the sample (year 1995) is year 2, and so on. For work-related earnings, we use the sum of wage and salary earnings and self-employed income. Earnings figures are deflated by the CPI. We use 3 percent for the discount rate in calculating the present discounted value.

## 2.1. Participation sequence of the wife

It is well known that there is significant persistence in women's labor supply (Goldin, 1990; Hyslop, 1999). The JPSC data also indicate that women's work experience is persistent in Japan. First, we look at the work/no-work sequence, which is coded as follows. When the wife is working in year t, it is coded as 1; if she is not working, it is coded as 0. The work/no-work statuses from year 1 to year 8 are arrayed from the left to the right. The distribution of the work/no-work sequence is shown in column (1) of Table 1.

The wife's employment status, whether she works full-time or part-time, can cause a significant difference in the wife's earnings level. Furthermore, the wage gap between full-time and part-time employees is one of the major concerns in the recent policy debates on the Japanese labor market. So we create the employment status sequence, which distinguishes between regular full-time employment, part-time employment, and other types of employment (such as self-employed or family workers). Here, regular full-time employment is coded as 1, part-time employment is coded as 2, other employment is coded as 6, and no-work is coded as 0. These employment statuses are arrayed from year 1 to year 8, as the work/no-work sequence. The distribution of employment status sequence is shown in column (2) of Table 1. Table 1 lists the frequency of employment sequences, along with their participation sequence, for the selected sequences with high fractions of employment sequence. Both the participation sequence and employment sequence indicate that the work of married women is persistent. In the sample, 26.8 percent work continuously for 8 years; of those, 10.9 percent are continuously employed full-time, 6.8 percent are continuously