

JOINT RESEARCH CENTER FOR PANEL STUDIES  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2010-008

March, 2011

景気変動と有配偶女性の就業行動に関するイベントヒストリー分析

追加就業効果と就業意欲喪失効果の視点からー

深堀遼太郎\*

【概要】

本稿では、近年の有配偶女性の非労働力化および労働力化という就業行動の変化を、リーマンショック後も含む景気後退局面と関連させながら、イベントヒストリー分析の手法を用いて分析した。その結果、妻の就業行動においては僅かではあるが夫の所得の低下は妻の就業を促進する効果を持っていること、そして非労働力化行動よりも労働力化行動においてやや顕著であることがわかった。

以上の分析結果は、夫の所得補填のために妻の就業行動が変化しうことを示している。このことは、雇用機会が減る景気後退期に労働市場から退出することによって、失業率悪化のバッファーになっていると考えられてきた有配偶女性の就業行動変化について捉え直す必要性を示唆している。

より効率的なジョブサーチや女性の働きやすい社会環境・職場環境の整備によって雇用のミスマッチを解消していくことが政策として望まれるであろう。

\*慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター 研究員

# 景気変動と有配偶女性の就業行動に関するイベントヒストリー分析\*

—追加就業効果と就業意欲喪失効果の視点から—

慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点 研究員

深堀遼太郎

## 要旨

本稿では、近年の有配偶女性の非労働力化および労働力化という就業行動の変化を、リーマンショック後も含む景気後退局面と関連させながら、イベントヒストリー分析の手法を用いて分析した。その結果、妻の就業行動においては僅かではあるが夫の所得の低下は妻の就業を促進する効果を持っていること、そして非労働力化行動よりも労働力化行動においてやや顕著であることがわかった。

以上の分析結果は、夫の所得補填のために妻の就業行動が変化しうることを示している。このことは、雇用機会が減る景気後退期に労働市場から退出することによって、失業率悪化のバッファーになっていると考えられてきた有配偶女性の就業行動変化について捉え直す必要性を示唆している。

より効率的なジョブサーチや女性の働きやすい社会環境・職場環境の整備によって雇用のミスマッチを解消していくことが政策として望まれるであろう。

## 第1節 はじめに

景気の変動に対して、家計はどのような行動で対応しているのか。景気後退に伴う労働市場での人々の行動への影響は2種類あるとされている。一つは「追加就業効果」、もう一

---

\* 本稿の作成にあたり、樋口美雄教授（慶應義塾大学商学部）より格別の指導を賜った。また、「平成22年度パネル調査共同研究拠点ワークショップ」において討論者であった山本勲准教授（同上）からも有益なコメントを頂戴した。加えて、小林淑恵氏（慶應義塾大学 GCOE 研究員）をはじめ多くの方にもご助言を頂いた。ここに記して感謝申し上げます。ただし言うまでもなく本稿に残りうる誤りは全て筆者に帰するものである。尚、筆者は、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点より「日本家計パネル調査（JHPS）」のデータ、慶應義塾大学大学院経済学研究科・商学研究科/京都大学経済研究所連携 GCOE プログラムより「慶應義塾家計パネル調査（KHPS）」のデータの提供を受けた。

つは「就業意欲喪失効果」である。前者は、景気後退によってある世帯員の所得が低下した時、他の世帯員が新たに就業したり、労働時間を増加させたりすることにより所得低下を補填するというものであり、後者は「追加就業効果」とは逆に、景気後退によって雇用機会が減少するのを見て求職者が職探しを諦める（非労働力化する）というものである。

通常、こうした二つの効果の影響に関しては有配偶女性が主に着目される。なぜなら、日本家計での主たる稼ぎ手（基幹労働者）となっている夫の非労働力率はそもそも低く、景気悪化の際も簡単に非労働力化しないという点と、彼らの大部分が正規社員としてフルに働いている場合が多く、景気悪化で所得が下がった時に彼ら自身が副業などを持つことで所得の低下を補うことは難しいという点があるため、景気悪化による家計の就業行動変化はむしろ有配偶女性に現れやすいと考えられるからである。例えば、景気後退によって夫の所得が減少した際の補填として妻の労働供給が促進されるだろう。つまり、それまで無業であった妻が新たに職に就いたり、あるいはそれまでも就業していた妻が労働時間を延ばしたり、あるいは仕事を辞めることを諦めて就業を継続したりすることによって、家計所得を増やそうとすると考えられる。

しかし、これまで日本は女性の「就業意欲喪失効果」は強く、有配偶女性の就業行動は景気に対してプロシクリカルな動きを示すと多くの研究で指摘され、労働市場における女性のこうした退出行動が失業率悪化のバッファーになっているといわれてきた。2008年のリーマンショックを契機に、日本の雇用情勢が統計上急速に悪化したことは記憶に新しいが、果たしてこうした指摘は直近の景気後退局面にも当てはまるのだろうか。本稿では、日本の家計行動を追跡調査した「慶應義塾家計パネル調査（KHPS）」や「日本家計パネル調査（JHPS）」を使って、景気変動と有配偶女性の就業行動との関係について分析していく。

## 第2節 就業意欲喪失と追加就業の分析

### 1 先行研究

これまで、日本における就業意欲喪失・追加就業に関する実証研究は、フローデータや個票データ、パネルデータを用いて行われてきており、フローデータを用いた近年の研究では、特に女性の就業（求職）意欲喪失効果が追加就業効果に比べ近年相対的に弱まって

いることが指摘されている<sup>1</sup>。

他方、佐藤（2010）では、後述する KHPS の回顧データを用いて有配偶女性の就業意欲喪失効果についてパネルロジット分析を行っている。これによると、今回の景気後退期と時期がやや重複する 2007 年から 2009 年にかけてとバブル崩壊期（1990 年から 1992 年）とを比べて女性の就業意欲喪失効果に変化が見られないという結果が得られている。

逆に、継続就業という観点の研究では、財団法人家計経済研究所<sup>2</sup>「消費生活に関するパネル調査（JPSC）」を利用した樋口・阿部（1999）、樋口（2001）、武内（2004）などが挙げられる。樋口・阿部は、女性の継続就業に関するサバイバル分析から、同一企業か否かを問わない労働市場における継続就業において、嘱託という就業形態だと正規従業員に比べ継続就業年数は短いと指摘した。次に、樋口（2001）は労働市場における有配偶女性の継続就業について、Mincer(1962)の分析による示唆から、夫の所得変動を恒常所得（3年間の移動平均所得）と変動所得（前年からの変化）に分けて説明変数として導入し、さらに推計された市場での提示賃金率（imputed market wage）も考慮してプロビット分析を行った。その結果によれば、就業形態ではなく提示市場賃金率や夫の恒常所得が継続就業に違いを生んでいる。一方、武内(2004)はパネル分析の結果、夫の所得ではなく女性の就業志向の強さが女性の就業行動に影響を与えていることを示した。

追加就業効果に関する先行研究は、Kohara(2010)がある<sup>3</sup>。Kohara は JPSC における 1993-2004 年のデータを用いて、「追加就業効果」の検証を行った。その結果、長期的な景気後退期であった 1990 年代に、夫が失業した世帯においては妻が就業する傾向にあることや、妻の就業状態が無業から就業へと変化し、また労働時間を増加させることを示した。

また同様の趣旨で、樋口(2001)は夫の所得変動と妻の新規雇用就業の関係を検証し、新規雇用就業行動が夫の恒常所得に影響を受けることを明らかにした。

## 2 計量分析の手法

不連続時間イベントヒストリーモデル(discrete-time event history analysis)によって有配偶女性の非労働力化率を押し上げる要因、そして同じく労働力化率を押し上げる要因を

---

<sup>1</sup> 黒田（2002）、太田・照山（2003）、吉田（2005）、桜（2006）など。

<sup>2</sup> 現在、家計経済研究所は公益財団法人となっている。

<sup>3</sup> Kohara（2010）には Heckman and McCurdy(1980)、Lundberg(1985)、Cullen and Gruber(2000)、Spletzer(1997)、Bingley and Walker(2001)、Fernandes and Felicio(2005)といった欧米の先行研究もまとめられている

検証する。不連続時間イベントヒストリーモデルとは、イベントヒストリー分析の一種で、イベントのハザード率が個人や家族、社会の属性にどのように依存するか回帰するものである。ある一定期間において起きるイベントの発生確率を分析する。この分析ではイベントが発生する可能性のある期間をリスク期間と呼んでいる。本節では、非労働力化（または逆に労働力化）をイベントとして捉え、リスク期間の開始時期を労働力化（非労働力化）した時期とする。そしてこのリスク継続期間を関数として説明変数に導入することで、イベント発生確率の継続期間依存のパターンを表すことが出来る。これによって、例えば労働力化してから3年後に非労働力化することと20年後に非労働力化することとの差を考慮出来るようになる。

### 3 使用するデータ

本節の分析に用いるデータについて解説する。本節では、KHPSの2004年調査から2010年調査（以下ではKHPS2004-KHPS2010と表記）、及びJHPSの2009年調査と2010年調査（以下ではJHPS2009-JHPS2010と表記）の2種類のデータを用いている。KHPSとJHPSは共通の質問項目が多く、合わせて用いることでサンプル数を増やすことが出来る。ただし、両者は調査対象者の年齢の上限に関する違いがあるため、必ずしもサンプル抽出が一致しているわけではなく、2つを合わせる事自体について議論が必要でもあるが、本節で行う分析での失業者サンプルや非労働力化サンプル、及び若年層のサンプルをより多く観察するためにはKHPSとJHPSを合わせて用いる事が必要であると判断した。また、同様の理由から、調査対象者の配偶者についてのデータも利用している。

KHPSとJHPSはパネルデータであるため、個人の就業状態の遷移に関して容易に知ることが出来、各期の所得や貯蓄といったデータも詳しく調査されているため、これらを変数として利用する事が出来る。

前述の佐藤（2010）は回顧パネルデータであったため、利用可能な変数が限定されていたほか、リーマンショック（2008年9月）の直後のKHPS2009（調査時期は2009年1月）までしかデータに含まれておらず、記憶に新しい2009年中の急速な雇用情勢の悪化時の状況はデータに反映されていない。本稿では、所得や貯蓄といった変数を利用しながら、KHPS2010およびJHPS2010によってリーマンショックから1年以上経過した後のデータも含めて分析を進めたい。

#### 4 Heckman の 2 段階推計による提示賃金率の予測

第 5 項で実際の推計に入る前に、推計の説明変数として用いる提示賃金率（市場賃金率）を推計・予測する。推計する必要があるのは無業のサンプルに対し企業から提示された潜在的な賃金率が観察出来ないためである。ただし、無業を選択している人は、留保賃金率（この場合、労働供給者がそれ以上の賃金であれば働こうとする最低限の賃金率）より提示賃金率の方が低いため、就業サンプルに限って提示賃金率を推計するとサンプル・セレクション・バイアスが生じる恐れがある。そのため、ここでは Heckman の 2 段階推計によって算出している。被説明変数に実質賃金率の対数値を用いて推計し、説明変数は樋口（2001）を参考にして選出した変数を用いる。

1 段階目は就業と非就業のどちらを選ぶのかという 2 者選択モデルを推計しており、説明変数には年齢（および年齢の 2 乗）や学歴、都道府県完全失業率、就学前児童の有無、配偶者の就業形態などをとっている。2 段階目は実質対数賃金率<sup>4</sup>を推計しており、説明変数として学歴、勤続年数（および勤続年数の 2 乗）、仕事の内容、従業員規模、就業形態、年次ダミーをとっている。実質賃金率の外れ値については、欠損値とせず推計に用いるサンプルから除いた。また、t-1 期と t 期の間に関職・入職・転職・休職などがある人も、正確な賃金率を推定する妨げとなるのでサンプルから除いて推計している。ただし除いたサンプルについても推計した係数で予測値が算出されるようにしてある。賃金率の予測に際しては、「事業閉鎖・会社倒産・自営業の廃業」、「解雇・人員整理」、「定年又はこれに準ずる理由のため」というように離職理由が個人の意思とは無関係と考えられる場合以外は、前期と同じ職場に継続就業した場合の予測値が算出され、上記以外の理由で離職した者を含む無業者の予測値はダミー変数の基準となる非正規雇用・販売またはサービス職・5-29 人規模の値となる。このダミー変数の基準は非労働力から就業した際に比較的多い割合を示すものである。

<表 1 about here>

<表 2 about here>

---

<sup>4</sup> ここでの実質対数賃金率は、前年の主な仕事からの収入を同年の消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合、2005 年=100）でデフレートし、1 週間の平均的勤務時間×52（週）で割って時給換算（円）したうえで対数化したものである。

## 5 推計

以下では、労働需要者の行動を外生要因と捉え、労働供給者の主体行動を想定して分析を行う。

本研究でのイベントは非労働力化（または逆に労働力化）であるので、前期労働力状態（非労働力状態）だったものが引き続き労働力状態（非労働力状態）にあれば 0、今期非労働力状態（労働力状態）に移れば 1 という変数が被説明変数である。したがって、リスク期間開始時には被説明変数が欠損値となっており、実際分析に含まれるリスク期間は 2 年目からである。

推計式は以下のように表せる。

$$\log\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) = \alpha_i + \sum_k \beta_k X_{i,t-1k}$$

$p_{it}$  は  $t-1$  期まで労働力状態（非労働力状態）だった者が  $t$  期に非労働力（労働力）となる確率を示す。

就業する意思を持つかどうかは、理論上、その人に企業が提示した賃金率と、その人の留保賃金率（それ以上の賃金であれば働こうとする最低限の賃金率）の比較によって決められ、提示賃金率が留保賃金率を上回るならば、その人は就業しようとする。そこで、説明変数には、リスク継続年数のダミー変数群、提示賃金率（対数值）、提示賃金率（対数）と前期実質賃金率（対数）との比（提示賃金率/前期賃金率、提示賃金変化率と呼ぶ）<sup>5</sup>、世帯金融資産額（預貯金額+有価証券額）、居住地の都道府県別有効求人倍率およびその変化率、未就学児（6歳未満）ありダミー、子供人数（就学している子供の人数+非婚かつ非就学かつ非就業の子供の人数）、最終学歴ダミー、夫の恒常所得（過去3年間の夫の所得の移動平均）、夫の変動所得（1年間の夫の所得-前期1年間の夫の所得）、夫の失業ダミー、年齢階級ダミー（20-59歳、5歳刻み）を用いた。非労働力化の分析には、前期失業者（求職者）ダミーも用いて前期の状態をコントロールした。武内(2004)が変数として使用した就業志向に関してはデータの制約上考慮出来なかった。尚、KHPS2004 コホート、KHPS2007 新規コホート、JHPS のそれぞれの分布の異質性を考慮するため、KHPS 新規コホートダミーと JHPS ダミーをそれぞれ加えている。提示賃金率を明示的に用いるため、他の変数の影響が及ぶのは留保賃金率であると想定する。金融資産は内生性の恐れがあるので前期

---

<sup>5</sup> 前期実質賃金率は前期無業者に関しては欠損値となるため、そうしたサンプルでは前期の実質提示賃金率を代用して算出した。

の値となっている。尚、金額に関する変数は同年の消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合、2005年=100）でデフレートして算出している。この不連続イベントヒストリーモデル（離散時間ロジットモデル）の推計結果は表4・表5の通りである<sup>6</sup>。

<表3 about here>

<表4 about here>

<表5 about here>

非労働力化イベント（これまで労働力であった人が非労働力化する行動）の分析結果である表4の分析結果を見てみよう。ここでは、model-A1とA1に夫の失業ダミーを考慮したmodel-A2、A1に夫の恒常所得と変動所得を加えたmodel-A3を推計している。全てのモデルにおいてKHPS新規コホートダミー、JHPSダミーは有意とならず、コホートや調査の違いが推計結果に大きな影響を及ぼしていないことが確認される。詳しい結果を見ていくと、各モデルでリスク期間のダミー変数はほとんど有意ではなく、リスク期間の長さの違いは非労働力化イベント発生確率にほぼ影響を及ぼしていない。年齢階級も有意なものはないが、これは提示賃金を考慮したためと考えられる。一方、共通して有意でオッズ比が1より大きいものは前期の失業状態ダミー、未就学児ありダミー、大学・大学院卒ダミーであり、これらは非労働力化発生確率を高めている。他方、共通して有意でオッズ比が1より小さいものは提示賃金率や子供人数であり、これらが大きいほど非労働力化発生確率は低い。以上のオッズ比の1との大小関係は概ね理論上期待される通りである。大学・大学院卒ダミーが有意なのは、彼女たちの留保賃金の高さや就業・雇用形態に起因するものと思われる。夫の失業は有意にはならなかったが、恒常所得は有意となっており、夫の所得が恒常的に高いと妻は非労働力化しやすいという結果である。ただし、オッズ比は1に近くその効果は限定的である。

次に、労働力化イベント（これまで非労働力だったものが労働力化する行動）の分析結果である表5を見てみよう。ここでは、表4と同様の変数を用いている。先程と同じくコホートや調査の違いは推計結果に大きな影響を及ぼしていない。共通して有意なのは子供の数と夫の恒常所得、夫の失業である。また有意水準はやや劣るが、夫の変動所得も有意である。これらのオッズ比の1との大小関係は理論に反するものではない。ただし、夫の

---

<sup>6</sup> 本稿では、推計結果にオッズ比を用いている。オッズ比とは、イベントが起こる確率と起こらない確率の比であり、値が1より大きい（小さい）ほど、起こる確率が相対的に高い（低い）ということを示す。

所得の変数は先程と同じく 1 に近い。提示賃金率を加えた場合を見てみると、提示賃金率は非常に有意でオッズ比もかなり大きくなっている。同時に学歴や年齢が有意になり、非労働力継続期間の有意な変数も変化が見られるが、これは、無業者への提示賃金率の予測が正確に行われないことが一つ原因として考えられる。ただいずれにしても夫の失業や夫の所得の恒常的・一時的な低下が妻の労働力化を促進している可能性が示された。

以上の分析をまとめると、リーマンショック後も含む景気の後退局面で、夫の失業や所得に応じて、夫の所得補填のために妻の就業行動が変化する傾向があったことを示せた。夫の所得が恒常的に低下する場合、僅かながら非労働力化確率を抑える効果がある。一方、労働力化確率は恒常所得の低下に加え、夫の失業や単年の所得低下によっても上昇しうる。夫の所得変動の効果はいずれもかなり不明確で限定的ではあるものの、労働力化の場合、夫の失業が有意であり、恒常所得に加えて変動所得低下の効果も加わるため、ネットの効果としては妻が労働市場に参入しやすいという傾向の可能性が指摘出来る。これが配偶者失業率上昇の一因となったと考えられる。よって本節の結果は追加就業効果が相対的に強まりつつある可能性を示唆するものと思われる。

### 第 3 節 むすび

本稿では、近年の妻の非労働力化および労働力化という就業行動の変化をリーマンショック後も含む景気後退及び夫の所得の変化や失業と関連させて分析した。計量分析の結果によれば、妻の就業行動においては僅かではあるが夫の所得が影響を及ぼしており、また非労働力化よりも労働力化の方が夫の失業や単年の所得変化にも反応しやすい。これは景気後退期において家計所得を補填するため妻が労働市場に参入しやすいことを意味する。

本稿の結果は、有配偶女性の労働市場からの退出が失業率悪化のバッファーになり得なくなっている事を意味している。女性の社会進出が進む中でこうした現象が見られるようになってきたとすると、現実的な政策としては、より効率的なジョブサーチや女性の働きやすい社会環境・職場環境の整備によって雇用のミスマッチを解消し失業率上昇を抑制するよりほかないであろう。

今後、女性の就業にとってどのような政策が望ましいかをより具体的に明らかにしていく必要に迫られてくるであろう。景気後退と有配偶女性の就業に関してさらなる研究の蓄積が進むことが望まれる。

## 参考文献

- Bingley, P. and I. Walker (2001) "Household unemployment and the labour supply of married women" *Economica* 68(270), pp.157-185.
- Cullen, J.B. and J. Gruber (2000) "Does unemployment insurance crowd out spousal labor supply?" *Journal of Labor Economics* 18(3), pp.546-571.
- Fernandes, R. and F. de Felicio (2005) "The entry of the wife into the labor force in response to the husband's unemployment: a study of the added worker effect in Brazilian Metropolitan areas." *Economic Development and Cultural Change*, 53(4), pp.887-911.
- Heckman, J. J. and T. E. McCurdey (1980) "A life cycle model of female labor supply." *Review of Economic Study* 47(1), pp.47-74.
- Kohara, M. (2010) "The response of Japanese wives' labor supply to husband's job loss", *Journal Population Economics*, No.23, pp.1133-1149.
- Lundberg, S. (1985) "The added worker effect" *Journal of labor Economics*, 3(1) pp.11-37.
- Mincer, J. (1962) "Labor Force Participation of Married Women" *Aspects of Labor Economics*, Princeton University, Press.
- Spletzer, J. R. (1997) "Reexamining the added worker effect". *Economic Inquiry* 35(2), pp.417-427.
- 太田聡一・照山博司 (2003) 「労働力フローデータによる就業および失業の分析」『経済分析』第 168 号、pp.125-189。
- 黒田祥子 (2002) 「わが国失業率の変動について—フロー統計からのアプローチ」『金融研究』第 21 巻第 4 号、日本銀行金融研究所、pp.153-201。
- 桜健一(2006) 「フローデータによるわが国労働市場の分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.06-J-20。
- 佐藤一磨(2010) 「景気後退期の就業行動の変化」瀬古美喜, 照山博司, 山本勲, 樋口美雄, 慶應一京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズムVI: 経済危機下の家計行動の変容』慶應義塾大学出版会, pp.90-113。
- 武内真美子 (2004) 「女性就業のパネル分析—配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』No.527、pp.76-88。
- 樋口美雄(2001) 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社。
- (2007) 「女性の就業継続支援策：法律の効果・経済環境の効果」『三田商学研究』

50(5)、pp.45-66、慶應義塾大学出版会。

樋口美雄・阿部正浩（1999）「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミングー固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社、pp.25-65。

樋口美雄・清家篤・早見均(1987)「労働市場ー男女労働力の就業行動の変化」浜田宏一・黒田昌裕・掘内昭義編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会、pp.263-285。

吉田千鶴(2005)「1975年から2000年における日本女性の労働供給構造ー就業意欲喪失効果と追加的労働力効果の観点からー」関東学院大学『経済系』第222集、pp.37-51。

表1 Heckmanの2段階推計の基本統計量

変数	サンプルサイズ	平均値	標準偏差
年齢	10180	44.131	9.335
年齢の2乗	10180	2034.661	805.506
中卒ダミー	10180	0.049	0.215
高卒ダミー(=ref)	10180	0.479	0.500
短大卒ダミー	10180	0.254	0.435
大学・大学院卒ダミー	10180	0.146	0.353
その他ダミー	10180	0.073	0.260
都道府県完全失業率	10180	4.213	0.463
3歳未満子供ありダミー	10180	0.062	0.241
3歳以上未就学年齢未満子供ありダミー	10180	0.088	0.284
《夫の就業状態》			
無配偶者ダミー	10180	0.157	0.364
無業ダミー	10180	0.035	0.184
正規雇用ダミー(=ref)	10180	0.577	0.494
非正規雇用ダミー	10180	0.045	0.207
自営業ダミー	10180	0.141	0.348
自由業ダミー	10180	0.014	0.116
その他ダミー	10180	0.032	0.176
対数賃金率	7999	7.027	0.720
勤続年数	7999	10.268	8.881
勤続年数の2乗	7999	184.284	298.048
《仕事内容》			
販売・サービス職従事者ダミー(=ref)	7999	0.373	0.484
管理的職種ダミー	7999	0.007	0.083
事務従事者ダミー	7999	0.269	0.444
運輸・通信従事者ダミー	7999	0.008	0.088
製造・建築・保守・運搬ダミー	7999	0.101	0.301
専門的・技術的・職業従事者	7999	0.215	0.411
その他ダミー	7999	0.027	0.162
《従業員規模》			
1-4人ダミー	7999	0.180	0.385
2-29人ダミー(=ref)	7999	0.229	0.420
39-99人ダミー	7999	0.157	0.364
100-499人ダミー	7999	0.175	0.380
500人以上ダミー	7999	0.194	0.396
官公庁ダミー	7999	0.064	0.245
《就業・雇用形態》			
正規雇用ダミー	7999	0.324	0.468
非正規雇用ダミー(=ref)	7999	0.489	0.500
自由業者ダミー	7999	0.012	0.107
自営業主ダミー	7999	0.046	0.209
その他ダミー	7999	0.129	0.336
2004年ダミー	7999	0.068	0.251
2005年ダミー	7999	0.115	0.319
2006年ダミー(=ref)	7999	0.098	0.297
2007年ダミー	7999	0.121	0.326
2008年ダミー	7999	0.129	0.336
2009年ダミー	7999	0.255	0.436
2010年ダミー	7999	0.214	0.410

注1) KHPS2004-2010及びJHPS2009-2010。

注2) 農林漁業従事者は除いている。

注3) サンプルは24歳から59歳の女性に限定している。

表2 対数賃金に関するHeckmanの2段階推計の結果

2段階目(対数賃金の推計)	係数	標準誤差	
年齢	0.012	0.007	*
年齢の2乗	0.000	0.000	**
最終学歴(ref=高卒)			
中卒ダミー	-0.083	0.038	**
短大卒ダミー	0.050	0.019	***
大学・大学院卒ダミー	0.119	0.023	***
その他ダミー	0.012	0.029	
勤続年数	0.020	0.003	***
勤続年数の2乗	0.000	0.000	***
仕事内容(ref=販売・サービス職従事者)			
管理的職種ダミー	0.349	0.070	***
事務従事者ダミー	0.164	0.020	***
運輸・通信従事者ダミー	0.156	0.083	*
製造・建築・保守・運搬ダミー	-0.085	0.026	***
専門的・技術的・職業従事者	0.287	0.022	***
その他ダミー	0.111	0.055	**
従業員規模(ref=5-29人)			
1-4人ダミー	-0.107	0.032	***
39-99人ダミー	0.051	0.022	**
100-499人ダミー	0.103	0.021	***
500人以上ダミー	0.177	0.021	***
官公庁ダミー	0.170	0.028	***
就業・雇用形態(ref=非正規雇用)			
正規雇用ダミー	0.363	0.018	***
自由業者ダミー	0.362	0.091	***
自営業主ダミー	0.219	0.055	***
その他ダミー	0.064	0.034	*
年次(ref=2006年)			
2004年ダミー	-0.014	0.038	
2005年ダミー	0.011	0.031	
2007年ダミー	0.015	0.030	
2008年ダミー	0.020	0.030	
2009年ダミー	-0.002	0.026	
2010年ダミー	0.010	0.026	
定数項	6.366	0.156	***

## 1段階目

年齢	0.099	0.015	***
年齢の2乗	-0.001	0.000	***
最終学歴(ref=高卒)			
中卒ダミー	-0.170	0.065	***
短大卒ダミー	0.041	0.036	
大学・大学院卒ダミー	0.111	0.045	**
その他ダミー	0.098	0.058	*
都道府県完全失業率	-0.208	0.032	***
3歳未満子供ありダミー	-0.833	0.059	***
3歳以上未就学年齢未満子供ありダミー	-0.351	0.052	***
夫の就業状態(ref=正規雇用)			
無配偶者ダミー	0.238	0.050	***
無業ダミー	-0.062	0.078	
非正規雇用ダミー	0.077	0.071	
自営業ダミー	-0.061	0.043	
自由業ダミー	-0.077	0.126	
その他ダミー	-0.033	0.079	
定数項	-0.197	0.354	
athrho	-0.146	0.039	***
lnsigma	-0.443	0.012	***
rho	-0.145	0.038	
sigma	0.642	0.008	
lambda	-0.093	0.025	
Wald test of indep. eqns.(rho=0)		0.0001	
Prob > chi2			
Number of obs		10180	
Censored obs		2181	
Uncensored obs		7999	
Log pseudolikelihood		-12786.010	
Prob > chi2=0		0.000	

注1)\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2)KHPS2004-2010及びJHPS2009-2010より筆者推計。

注3)推計にはStataSE11.1のHeckmanコマンドを用いた。

注4)農林漁業従事者は除いている。

注5)サンプルは24歳から59歳の女性に限定している。

注6)連続変数のうち、分布の99.7%以上(>平均+標準偏差×3)を外れ値とみなし処理した。対数賃金率の外れ値は推計から除いた。

注7)標準誤差はロバストな標準誤差である。

表3 非労働力化イベント及び労働力化イベントの分析の基本統計量

変数	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	変数	サンプルサイズ	平均値	標準偏差
非労働力化イベントの分析のみに使用したサンプル				共通して使用したサンプル			
非労働力化イベント(非労働力化=1,労働力継続=0)	4414	0.030	0.170	金融資産額(万円)	7510	675.500	975.661
《労働力状態継続期間》				都道府県別有効求人倍率	7510	0.841	0.353
2年目ダミー(=ref)	4414	0.040	0.197	都道府県別有効求人倍率変化率	7510	0.910	0.292
3年目ダミー	4414	0.050	0.218	夫の恒常所得(万円)	6410	587.524	260.338
4年目ダミー	4414	0.049	0.217	夫の変動所得(万円)	6694	-0.850	109.966
5-6年目ダミー	4414	0.095	0.294	夫の失業ダミー	7501	0.013	0.115
7-8年目ダミー	4414	0.119	0.324	6歳未満児ありダミー	7510	0.203	0.402
10-14年目ダミー	4414	0.159	0.366	子供人数	7423	1.354	1.044
15-19年目ダミー	4414	0.132	0.338	《最終学歴》			
20-29年目ダミー	4414	0.221	0.415	中卒ダミー	7510	0.044	0.204
30年以上ダミー	4414	0.134	0.341	高卒ダミー	7510	0.495	0.500
前期失業者ダミー	4414	0.020	0.141	短大卒ダミー	7510	0.256	0.436
提示賃金率	4414	7.023	0.323	大学・大学院卒ダミー	7510	0.133	0.340
提示賃金率変化率	4414	1.016	0.092	その他卒ダミー	7510	0.073	0.260
労働力化イベントの分析のみに使用したサンプル				《年齢階級》			
非労働力化イベント(労働力化=1,非労働力継続=0)	2435	0.093	0.290	25-29歳ダミー	7510	0.028	0.166
《非労働力状態継続期間》				30-34歳ダミー	7510	0.110	0.313
2-4年目ダミー(=ref)	2435	0.225	0.417	35-39歳ダミー	7510	0.169	0.375
5-9年目ダミー	2435	0.311	0.463	40-44歳ダミー	7510	0.177	0.382
10-14年目ダミー	2435	0.198	0.399	45-49歳ダミー(=ref)	7510	0.181	0.385
15-19年目ダミー	2435	0.091	0.288	50-54歳ダミー	7510	0.163	0.370
20-24年目ダミー	2435	0.067	0.251	55-59歳ダミー	7510	0.171	0.377
25-29年目ダミー	2435	0.046	0.210	KHPS新規コホートダミー	7510	0.108	0.311
30年以上ダミー	2435	0.061	0.240	JHPSダミー	7510	0.155	0.362
提示賃金率	2435	6.628	0.088				
提示賃金率変化率	2435	1.001	0.012				

注1) KHPS2004-2010及びJHPS2009-2010より筆者作成。イベントの観測範囲はKHPS2005-2010、JHPS2010である。

注2) 農林漁業従事者は除いている。

注3) 連続変数のうち、分布の99.7%以上(>平均+標準偏差×3)を外れ値とみなし処理した。

注4) 各推計によって説明変数の制約で使用したサンプルが異なる点に留意されたい。

表4 非労働力化イベントの分析

	model-A1		model-A2		model-A3	
	オッズ比	標準誤差	オッズ比	標準誤差	オッズ比	標準誤差
労働力状態継続期間(ref=2年目)						
3年目ダミー	1.639	0.661	1.617	0.649	1.511	0.699
4年目ダミー	1.236	0.549	1.224	0.542	1.344	0.652
5-6年目ダミー	1.181	0.463	1.174	0.460	1.333	0.568
7-8年目ダミー	1.188	0.467	1.179	0.461	1.232	0.549
10-14年目ダミー	0.644	0.269	0.638	0.265	0.725	0.338
15-19年目ダミー	0.947	0.401	0.932	0.393	1.262	0.579
20-29年目ダミー	0.529	0.223	0.527	0.221	0.703	0.328
30年以上ダミー	0.420	0.215 *	0.414	0.211 *	0.578	0.336
前期失業者ダミー	12.952	3.530 ***	13.089	3.559 ***	12.942	4.013 ***
提示賃金率	0.102	0.050 ***	0.102	0.050 ***	0.078	0.043 ***
提示賃金率変化率	0.704	0.628	0.707	0.628	1.730	1.612
金融資産額	1.000	0.000 ***	1.000	0.000 ***	1.000	0.000
都道府県有効求人倍率	0.902	0.307	0.891	0.304	0.773	0.287
都道府県有効求人倍率変化率	1.248	0.629	1.256	0.631	1.330	0.713
夫の失業ダミー			0.619	0.554		
夫の恒常所得					1.001	0.000 **
夫の変動所得					1.000	0.001
6歳未満児ありダミー	3.778	1.239 ***	3.788	1.244 ***	4.192	1.576 ***
子供人数	0.776	0.097 **	0.776	0.097	0.684	0.094 ***
最終学歴(ref=高卒)						
中卒ダミー	0.640	0.368	0.638	0.369	0.857	0.498
短大卒ダミー	1.055	0.270	1.048	0.268	1.311	0.358
大学・大学院卒ダミー	2.921	0.826 ***	2.932	0.832 ***	2.963	0.971 ***
その他卒ダミー	1.003	0.415	0.998	0.412	1.263	0.537
年齢階級(ref=45-49歳)						
25-29歳ダミー	1.532	0.858	1.522	0.853	1.888	1.170
30-34歳ダミー	1.210	0.496	1.214	0.499	1.372	0.635
35-39歳ダミー	1.294	0.446	1.299	0.447	1.321	0.494
40-44歳ダミー	0.696	0.267	0.694	0.266	0.695	0.298
50-54歳ダミー	1.149	0.398	1.160	0.403	1.144	0.400
55-59歳ダミー	1.295	0.487	1.327	0.502	1.342	0.546
KHPS新規コホートダミー	1.322	0.420	1.337	0.422	1.264	0.425
JHPSダミー	1.133	0.411	1.131	0.411	1.177	0.445
サンプルサイズ	4414		4405		3809	
対数尤度	-479.202		-478.942		-410.604	
Prob > chi2=0	0.000		0.000		0.000	
疑似決定係数	0.188		0.188		0.176	

注1)\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2)KHPS2004-2010及びJHPS2009-2010より筆者作成。イベントの観測範囲はKHPS2005-2010、JHPS2010である。

注3)農林漁業従事者は除いている。

注4)サンプルは24歳から59歳の有配偶女性に限定している。

注5)標準誤差はロバストな標準誤差である。

注6)連続変数のうち、分布の99.7%以上(>平均+標準偏差×3)を外れ値とみなし処理した。

表5 労働力化イベントの分析

	model-B1		model-B2		model-B3		model-B4	
	オッズ比	標準偏差	オッズ比	標準偏差	オッズ比	標準偏差	オッズ比	標準偏差
非労働力状態継続期間(ref=2-4年目)								
5-9年目ダミー	0.501	0.104 ***	0.479	0.092 ***	0.503	0.126 ***	0.402	0.093 ***
10-14年目ダミー	0.488	0.115 ***	0.500	0.106 ***	0.427	0.132 ***	0.450	0.120 ***
15-19年目ダミー	0.528	0.163 **	0.495	0.141 **	0.850	0.302	0.640	0.205
20-24年目ダミー	0.456	0.183 **	0.434	0.160 **	0.573	0.229	0.504	0.177 *
25-29年目ダミー	0.223	0.168 **	0.186	0.141 **	0.223	0.232	0.149	0.160 *
30年以上ダミー	0.515	0.348	0.333	0.216 *	0.650	0.502	0.387	0.274
提示賃金率					2.25E+14	1.22E+15 ***	5.69E+13	2.77E+14 ***
提示賃金率変化率					0.015	0.160	19.576	215.565
金融資産額	1.000	0.000	1.000	0.000 *	1.000	0.000	1.000	0.000 *
都道府県有効求人倍率	1.462	0.393	1.342	0.338	1.462	0.510	1.480	0.473
都道府県有効求人倍率変化率	0.825	0.343	0.719	0.258	0.541	0.259	0.476	0.195 *
6歳未満児ありダミー	0.424	0.101 ***	0.519	0.117 ***	0.500	0.152 **	0.672	0.192
子供人数	1.449	0.135 ***	1.307	0.109 ***	1.619	0.181 ***	1.428	0.141 ***
夫の恒常所得	0.999	0.000 **			0.999	0.000 **		
夫の変動所得	0.999	0.001 *			0.999	0.001 *		
夫の失業ダミー			2.874	1.427 **			4.669	2.642 ***
最終学歴(ref=高卒)								
中卒ダミー	1.346	0.559	1.415	0.511	28.845	18.498 ***	23.650	13.175 ***
短大卒ダミー	0.885	0.167	0.826	0.146	0.132	0.046 ***	0.131	0.042 ***
大学・大学院卒ダミー	1.021	0.254	0.938	0.218	0.011	0.008 ***	0.012	0.008 ***
その他卒ダミー	0.928	0.299	0.831	0.254	0.558	0.218	0.467	0.174 **
年齢階級(ref=45-49歳)								
25-29歳ダミー	1.080	0.549	1.465	0.678	0.475	0.288	0.652	0.369
30-34歳ダミー	1.511	0.548	1.582	0.538	0.601	0.277	0.653	0.277
35-39歳ダミー	1.368	0.432	1.435	0.418	0.470	0.180 **	0.513	0.183 *
40-44歳ダミー	1.048	0.310	1.122	0.301	0.375	0.135 ***	0.493	0.158 **
50-54歳ダミー	0.642	0.229	0.574	0.203	1.137	0.497	1.049	0.455
55-59歳ダミー	0.367	0.183 **	0.419	0.171 **	2.525	1.527	3.116	1.658 **
KHPS新規コホートダミー	1.546	0.416	1.473	0.361	1.439	0.468	1.426	0.430
JHPSダミー	0.748	0.249	0.609	0.191	0.759	0.289	0.637	0.225
サンプルサイズ	1960		2400		1960		2400	
対数尤度	-580.790		-683.754		-382.220		-457.967	
Prob > chi2=0	0.000		0.000		0.000		0.000	
疑似決定係数	0.072		0.073		0.390		0.379	

注1)\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

注2) KHPS2004-2010及びJHPS2009-2010より筆者作成。イベントの観測範囲はKHPS2005-2010、JHPS2010である。

注3) 農林漁業従事者は除いている。

注4) サンプルは24歳から59歳の有配偶女性に限定している。

注5) 標準誤差はロバストな標準誤差である。

注6) 連続変数のうち、分布の99.7%以上(>平均+標準偏差×3)を外れ値とみなし処理した。