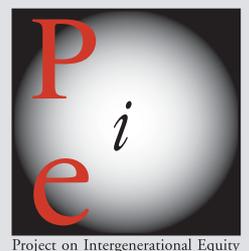


労働供給弾性値はどのように変化したか？：
マクロとマイクロの双方の視点から

黒田祥子・山本勲

November 2007



労働供給弾性値はどのように変化したか？： マクロとマイクロの双方の視点から

2007年11月

くろださちこ やまもと いさむ
黒田祥子[†]・山本 勲[‡]

要 旨

本稿では、20～30代の女性の個票データを用いて、ライフサイクル・モデルに基づいた労働供給関数を構造推定し、異時点間の労働供給弾性値の1つであるFrisch弾性値が1990年代に変化した可能性を探ることを通じて、1990年代以降の女性の労働供給行動の変化がマクロ経済に与える影響について考察した。

本稿の分析から得られた結果について整理すると、以下のとおりである。まず、20～30代女性の労働市場の参入・退出行動の変化を反映したFrisch弾性値は、個々人レベルでみた場合には低下傾向にある。特に未婚女性の労働市場の流入の度合いは1990年代後半以降低下しており、労働市場へのアタッチメントは強くなってきていると指摘できる。また、ライフスタイルの変化による晩婚化や晩産化は、属性別構成比を変化させるため、マクロでみた平均的なFrisch弾性値を変化させることもわかった。こうしたライフスタイルの変化がマクロ経済に及ぼす影響は無視し得ないものであり、今後も注目していく必要がある。

次に、労働者の労働時間の変化を反映したFrisch弾性値（「intensive margin」に相当）については、1990年代後半以降は個々人レベルでは労働時間に関するFrisch弾性値が変化した可能性は検出されなかった。このほか、1990年代の女性の労働供給行動には、賃金の変化以外の反応として、就業意欲喪失効果や追加労働者効果が観察されたこともわかった。

[†] 一橋大学 (E-mail: kuroda@ier.hit-u.ac.jp)

[‡] 慶應義塾大学 (E-mail: yamamoto@fbc.keio.ac.jp)

本稿の作成に当たっては、三谷直紀氏（神戸大学）、日本銀行調査統計局・東京大学金融教育研究センター共催「1990年代以降の日本の経済変動」に関する研究会の参加者、関西労働研究会の参加者、日本銀行のスタッフから、有益なコメントを頂戴した。本稿の分析に用いたデータは、財団法人家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データである。データの利用をご許可いただいた家計経済研究所およびコメントを下された各氏に深謝したい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属する。

目次

1. はじめに	1
2. 労働供給弾性値は変化しているか：可能性の検討	3
3. 労働供給関数の推定	7
(1) Frisch 弾性値	7
(2) 推計モデル	7
(3) 資産の限界効用 λ の取り扱い	10
(4) 検証すべき点との対応関係	11
(5) データ	12
4. 推計結果	13
(1) 労働市場の参入・退出行動 (Extensive margin) の変化	13
(2) 労働者の労働時間 (intensive margin) の変化	16
(3) 学歴別の推計結果 (参考)	18
5. おわりに	19
補論 1. 労働供給弾性値の解説	21
(1) Frisch 弾性値	21
(2) m-supply 弾性値	22
(3) Marshallian 弾性値	23
(4) Hicksian 弾性値	24
(5) まとめ	25
補論 2. データ	25
参考文献	28

1. はじめに

本稿では、1990年代以降の女性の労働供給行動の変化について、個票データを用いて厳密に検証する。具体的には、ライフサイクル・モデルに基づき、20～30代を中心とした女性の労働供給関数を構造推定することで、異時点間の労働供給弾性値の1つであるFrisch弾性値が1990年代に変化した可能性を探るとともに、1990年代以降の女性の労働供給行動の変化がマクロ経済に与える影響について考察することを目的としている。

失われた10年と呼ばれる長期不況を経て、わが国の景気は緩やかに回復している。労働市場に目を向けると、失業率は既往最高値の5.5%を記録した2003年4月以降、一貫して低下を続けており、本稿執筆時点で入手可能なデータ(2007年7月)によれば3.6%にまで下落した。また、雇用の増加は、パートタイム労働を中心とした非正規雇用だけでなく、正規雇用にも及んでいる。しかしながら、労働需給の不均衡が解消に向かう中、過去の景気回復局面に比べ今般の景気回復局面では賃金上昇率が低く抑えられているといわれている(須田[2007]など)。事実、労働分配率はバブル崩壊以前の水準にまで低下しており、企業収益や労働需給が回復する一方で、給与所得者である労働者の賃金が相対的に大きく抑制されていることがうかがえる。このような賃金の低迷は、個人消費の伸び悩みにつながり、景気が本格的に回復しない理由のひとつと考えられている。

雇用情勢が改善する中で賃金が低迷している現状は、フィリップス曲線のフラット化として捉えられる。つまり、失業率の低下に対応して賃金が上昇する度合いが、従来よりも小さくなっているというものである。フィリップス曲線のフラット化には、名目賃金の下方硬直性の存在、異時点間の労働供給弾性値の上昇、ミスマッチ失業の増大など、いくつかの要因が考えられるが¹、本稿はこのうち、異時点間の労働供給弾性値上昇に着目するものである。

労働供給弾性値とは、賃金が限界的に1パーセント変化したときに労働供給量が何パーセント変化するかを表す値である。フィリップス曲線のフラット化の原因を労働供給弾性値の上昇に求める考え方は、労働供給弾性値の上昇によって、賃金がわずかに上昇しただけで人々が弾力的に労働供給を増やすようになるため、景気回復に伴う労働需要の増加が、賃金の上昇よりも雇用増加に結

¹ フィリップス曲線のフラット化の原因については、例えば大竹[2007]や桜・佐々木・肥後[2005]などを参照されたい。

びつき、結果的に賃金の伸びが抑えられるというものである。

労働供給弾性値は、静学モデルと動学モデルとでは異なる視点で分析されている。本稿では、動学モデルに基づく異時点間の労働供給弾性値の 1 つである Frisch 弾性値を計測する。静学モデルに基づく労働供給弾性値は、今期の賃金が増加したときに、今期の余暇（労働供給）と消費の代替を通じて、人々がどれだけ労働供給量を変化させるかという、同時点内の代替を捉えるものである。これに対して、動学モデルに基づく労働供給弾性値とは、今期の賃金が増加したときに、今期における余暇と消費の代替だけでなく、翌期以降の異なる時点の労働供給との代替も含めて、人々がどれだけ労働供給量を変化させるかを表す、異時点間の代替を捉えるものである。この異時点間の労働供給弾性値の 1 つである Frisch 弾性値は、景気変動下での労働供給行動を表す重要なパラメータであり、Friedman [1957] の恒常所得仮説に端を発したライフサイクル・モデルの考え方をベースとしている。

Prescott [1986] が指摘するように、Frisch 弾性値は、経済学における最も重要なパラメータの 1 つであり、特に最近では、動学的一般均衡モデルの研究が進展しているマクロ経済学の分野でその重要性が増してきている。しかし、これまでのわが国では、個票データの入手が困難であったことなどもあり、Frisch 弾性値の推計例はきわめて少なかった。こうしたなか、黒田・山本 [2007] では、都道府県・年齢層・性別の集計データを用いて、わが国の Frisch 弾性値の水準を推計し、1990 年代後半以降、Frisch 弾性値が変化している可能性を指摘した。しかし、集計バイアスの可能性などを考えると、わが国の Frisch 弾性値について、個票データを用いた厳密な検証も必要といえる。

そこで、本稿では、黒田・山本 [2007] の分析結果のうち、女性の Frisch 弾性値が 1990 年代後半に変化した可能性について取り上げ、この点について個票データを用いて厳密に検証する。分析には、家計経済研究所の個票データである『消費生活に関するパネル調査』（1993～2003 年調査）を利用し、集計データから得られた含意が個票データでどのように裏付けられるか、また、集計データからは把握することのできない個々人の労働供給行動の特徴にどのようなものがあり、それがマクロの労働供給にどのような影響を及ぼしているか、といった点を明らかにする。

一般に、女性の労働供給行動は婚姻状態や子どもの有無に大きく左右されると言われており、晩婚化や晩産化といったライフスタイルの変化はマクロの労働供給に大きな影響を及ぼしている。

働供給行動に少なからず影響を与えていると考えられる。このため、本稿では、婚姻状態や子どもの有無を区別した分析を進める。こうした区別を行うことで、黒田・山本〔2007〕で示された1990年代の女性の労働供給行動の平均的な変化が、晩婚化や晩産化といったライフスタイルの変化の影響を強く受けたものなのか、あるいは、未曾有の景気低迷下で個々人の労働供給行動自体に変化がみられ、労働供給弾性値や求職意欲喪失効果・追加労働者効果が変化したものなのか、といった点を把握することが可能となる。

なお、黒田・山本〔2007〕ではすべての年齢層の男女を分析対象にしていたのに対して、本稿ではデータの利用可能性の理由から、20～30代を中心とする女性のみを分析対象とする。この点には留意が必要であるが、労働供給弾性値に影響を与えるライフスタイルや嗜好の変化といった事象は、20～30代の女性で顕著に現れていると推測できるため、わが国女性の労働供給弾性値の動向を探るうえで一定の分析意義があるものと考えられよう²。

本稿の構成は以下のとおりである。まず2節では、集計データを用いた黒田・山本〔2007〕の概要を説明するとともに、その結果を厳密に検証するうえで必要な5つの可能性について述べる。続く3節では、推計モデルおよびデータを簡単に説明する。4節では、推計結果を述べるとともにマクロ・レベルでの考察を行う。最終節では、総括を行う。なお、Frisch弾性値の導出方法とその他の労働供給弾性値との比較、本稿で用いたデータの詳細な説明については補論を参照されたい。

2. 労働供給弾性値は変化しているか：可能性の検討

黒田・山本〔2007〕では、都道府県・年齢層・性別の集計データを用いて、わが国のFrisch弾性値の水準を推計し、その値が1990年代を通じて変化しているという可能性を示した。すなわち、労働市場の参入・退出行動の変化を反映したFrisch弾性値(いわゆる「extensive margin」に相当)は1990年代後半(1997年以降)に低下傾向にあった一方で、労働者の労働時間の変化を反映したFrisch弾性値(「intensive margin」に相当)は上昇傾向にあった、というものである。

² 分析対象の拡大や分析アプローチの改善については今後の分析課題としたい。

しかし、黒田・山本 [2007] で使用したのは集計データであったため、推計された労働供給弾性値の変化には、賃金以外の要因による影響が混在している可能性がある。例えば、黒田・山本 [2007] では、本人以外の世帯所得や世帯人数等、労働供給関数の推計に必要な賃金以外の要因が十分にはコントロールされておらず、それらの要因で労働供給が変化しているとも考えられる。また、労働供給弾性値の変化の背景には、晩婚化や晩産化といったライフスタイルの変化が考えられるが、集計データを用いた黒田・山本 [2007] の分析では、具体的にどのようなライフスタイルの変化が労働供給弾性値に影響を与えているかを特定することはできなかった。例えば、Frisch 弾性値の水準が既婚者よりも未婚者の方が小さいために、晩婚化による未婚者の増加が平均的な Frisch 弾性値を押し下げている、といった点については検証できていない。

こうした点に鑑み、本稿では、個票データを利用して、集計レベルでみた労働供給弾性値がどのような理由で変化しているかを検証する。検証にあたっては、以下にあげる 5 つの点に注目する。

(a) Frisch 弾性値自体の変化

属性別の要因をすべてコントロールしたうえでも、集計データが示したとおり、個々人のレベルでみた賃金に対する労働供給の異時点間の弾性値が変化しているか。

(b) 晩婚化・晩産化

晩婚化や晩産化といった女性のライフスタイルの変化によって、Frisch 弾性値の水準がどのように変化しているか。

女性のライフスタイルは年々変化しており、晩婚化や晩産化が生じている。図 1 と図 2 は、それぞれ、本稿の分析対象となる 25~44 歳³の女性の未婚率（離死別を含む）と、同じく 25~44 歳の子どものいない既婚女性の比率をプロットしたものである。これをみると、女性の未婚率は趨勢的に上昇しており、1990 年代入り後は特にその傾向が顕著になっているほか（図 1）、子どものいない既婚女性の比率も総じて上昇傾向にあることがわかる（図 2）。一般に、女性の労働供給行動は婚姻状態や子どもの有無によって大きく異なる。

³ 本稿の分析で使用する家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』（1993~2003 年調査）は、1993 年時点で 25-34 歳であった女性を追跡調査したものであるため、2003 年時点では 44 歳サンプルが同調査の最高齢となる。

るといわれており、Frisch 弾性値の水準にも違いがあると考えられる。このため、例えば、Frisch 弾性値の水準が既婚女性よりも未婚女性で低ければ、晩婚化による未婚女性の増加は、マクロでみた平均的な Frisch 弾性値を押し下げることになる。また、ライフスタイルの変化に伴って、未婚女性や既婚女性それぞれの Frisch 弾性値自体も変化している可能性もあり、この点も合わせて検証する必要がある。

(c) 就業意欲喪失効果の変化

従来から日本の労働市場特性として指摘されてきた就業意欲喪失効果、すなわち、不況期に就業を諦め労働市場から退出するという行動が 1990 年代以降も観察されるか。

(d) 追加労働者効果の変化

就業意欲喪失効果と並んで不況期に観察されやすい追加労働者効果、すなわち、世帯主の所得低下を補填するために、他の世帯員が新たに職に就いたり、労働時間を増やしたりする行動が観察されるか。

(e) パート選択確率の変化

パートタイム労働者比率の上昇がどのような労働供給要因で生じているか。

黒田・山本[2007]でみた集計レベルの「Intensive margin の上昇」は、1990 年代にパートタイム労働者比率が上昇したことが影響している可能性がある。というのは、平均的にみれば、パートタイム労働者はフルタイム労働者に比べて、時間当たり賃金が低く、労働時間は短い。このため、全労働者に占めるパートタイム比率が上昇すると、集計データでは平均労働時間も平均賃金もともに減少する。この場合、たとえ個々人のレベルで賃金と労働時間の関係に変化がなかったとしても、集計データで測った労働供給弾性値の値は上昇することになる。

ここで重要になってくるのが、どのようなメカニズムでパートタイム労働者比率が上昇したかである。仮に 1997 年以降、余暇と消費に対する嗜好の変化を通じて、女性が賃金に対する就業形態の選択行動を変化させ、結果としてパートタイム労働者比率が上昇したのであれば、労働供給弾性値の上昇

とみなせる。しかし、賃金以外の理由でパートタイム労働者比率が上昇している場合には、集計データで確認した労働供給弾性値の上昇は「みせかけ」に過ぎない、ということになる。

本稿ではこれらの 5 つの可能性を検証する。具体的な分析方法は、次節で詳しく述べるが、本稿では、労働供給行動を就業形態選択関数と労働時間選択関数の 2 つの関数に分けて推計し、(a)、(c)、(d)、(e)の影響を把握する。また、推計に使用するサンプルを、未婚女性、既婚女性（子どもあり）、既婚女性（子どもなし）の 3 つに分割することで、(b)の影響についても把握する。なお、結婚・出産の選択は労働供給の意思決定とともに内生的に決定されるものであり、本来であればこうした選択の内生性も考慮した構造モデルを推計することが望ましい。しかしモデルが複雑となるため、本稿では、未婚・既婚（子どもあり）・既婚（子どもなし）という 3 つの状態を外生としたうえで、その状態を選択している個々人の労働供給行動を推計し、その変化の有無を検証する。したがって、婚姻関係の変化や子どもの数の変化に伴い 3 つの状態を選択する個々人の労働供給行動については本稿の分析の対象外であり、別途検証が必要である点には留意されたい。

上記の (a) ~ (e)と黒田・山本 [2007] で得られた結果（本節の冒頭で述べたこと）との対応関係は以下のとおりである。まず、の労働市場の参入・退出行動の変化を反映した Frisch 弾性値が 1997 年以降に低下している可能性については、本稿の就業形態選択関数における Frisch 弾性値の低下 (a)、晩婚化・晩産化の影響（増加傾向にある未婚女性や子どものいない既婚女性の Frisch 弾性値が小さい可能性 ）、就業意欲喪失効果の低下 (c)、追加労働者効果の低下 (d) に対応する。次に、の労働者の労働時間変化を反映した Frisch 弾性値が上昇傾向にある可能性は、本稿の労働時間選択関数における Frisch 弾性値の上昇 (a)、追加労働者効果の上昇 (d)、就業形態選択関数におけるパートタイム労働の選択確率の上昇 (e) に対応する。以下の分析では、労働供給関数を推計し、これらの可能性を個別に検討する。

3. 労働供給関数の推定

(1) Frisch 弾性値

以下、Frisch 弾性値の導出方法について簡単に概要を述べる。より詳しい解説やその他の労働供給弾性値との違いについては、補論 1 を参照されたい。

Frisch 弾性値は、個人 i が t 時点における消費 c_{it} 、労働時間 h_{it} からなる効用関数を最大化する一階の条件のうち、労働時間 h_{it} に関するオイラー方程式を整理して得られる。

$$h_{it} = h(p_{it}, w_{it}, x_{it}, \lambda_{it}) \quad (1)$$

ここで、 p_{it} は物価、 w_{it} は賃金、 x_{it} は効用に影響を与えるシフト変数、 λ_{it} は資産の限界効用 (marginal utility of wealth) である。

この式には、動学的に決定される資産の限界効用 λ_{it} (ここで $\lambda_{it} = \beta(1+r_t)\lambda_{i,t+1}$ 、ただし r_t は利子率) が入っているため、賃金 w_{it} にかかるパラメータが異時点間の労働供給弾性値の 1 つである Frisch 弾性値となる。そこで、本稿では、(1) 式にいくつかのコントロール変数 m_{it} を加えたものを推計する。

なお、労働供給弾性値を推計する際には、労働供給に関する端点解 ($h_{it} = 0$) が選択される可能性も考慮しなくてはならない。そこで本稿では、(1) 式を就業形態選択関数と労働時間選択関数の 2 つで定式化し、それぞれを推計する。就業形態選択関数は、個々人が就業するかしないか、あるいは、フルタイム労働とパートタイム労働のいずれで就業するかという選択を表したものである。就業するかしないかの選択は端点解に対応するほか、フルタイム労働とパートタイム労働の選択は、フルタイム労働とパートタイム労働の平均的な労働時間の違いが選択されると解釈すれば、内点解に対応する。労働時間選択関数は、就業した場合にどの程度の労働時間を選択するかを表したものであり、内点解に対応する。

(2) 推計モデル

就業形態選択関数と労働時間選択関数の定式化と推計方法は以下のとおりで

ある。

A. 就業形態選択関数

就業形態選択関数は多項ロジット・モデルで表す。まず、各個人 i ($i = 1, \dots, N$) が選択する就業形態 j として、フルタイム労働 $full$ 、パートタイム労働 $part$ 、非就業 $nonwork$ の3つの選択肢があると仮定する。次に、各状態 j を選択した際の価値関数 V_{ij} を以下のように表す（簡単化のため、添え字 t は省略）。

$$V_{ij} = \beta_j' k_{ij} + e_{ij} \quad , \quad j = \{full, part, nonwork\} \quad (2)$$

ただし、 k_{ij} は状態 j の価値を決める変数ベクトル、 β_j はその係数ベクトル、 e_{ij} は極限值分布に従う誤差項とする。ここで、端点解は就業（フルタイム就業もしくはパートタイム就業）あるいは非就業の選択として生じる。各状態の価値を規定する k_{ij} については、物価 p 、賃金 w_{ij} 、個人属性・配偶者属性などのシフト変数 x_i 、資産の限界効用 λ_i 、その他コントロール変数 m_i を考える（ $k_{ij} = \{p_i, w_{ij}, x_i, \lambda_i, m_i\}$ ）。

各個人 i は以下のように最大の価値をもたらす状態 j を選択する。

$$V_{ij} > V_{is} \Leftrightarrow \beta_j' k_{ij} + e_{ij} > \beta_s' k_{is} + e_{is} \quad \text{for all } s \neq j \quad (3)$$

このとき、状態 j を選択する確率 Pr_{ij} は以下の式で表され、これを就業形態選択関数と呼ぶ。

$$\text{Pr}_{ij} = \frac{\exp(\beta_j' k_{ij})}{\sum_j \exp(\beta_j' k_{ij})} \quad , \quad j = \{full, part, nonwork\} \quad (4)$$

就業選択関数の推計については、確率 Pr_{ij} を用いて尤度関数を次のように定義し、最尤法を用いる。

$$L(\beta_j) = \prod_{i=1}^N \text{Pr}_{ij} \quad (5)$$

ただし、賃金と就業形態選択の同時決定を考慮するため、推計にあたっては、操作変数 z_{ij} を用いた以下の賃金関数を推計したうえで、推定賃金を算出し、それを k_{ij} に入れる。

$$\begin{aligned} W_{if} &= \gamma' z_{if} + \phi_f^f \ln \Pr_{if} (\Pr_{if} / (1 - \Pr_{if})) + \phi_f^p \ln \Pr_{ip} + \phi_f^n \ln \Pr_{in} + v_{if} \\ W_{ip} &= \gamma' z_{ip} + \phi_p^p \ln \Pr_{ip} (\Pr_{ip} / (1 - \Pr_{ip})) + \phi_p^f \ln \Pr_{if} + \phi_p^n \ln \Pr_{in} + v_{ip} \end{aligned} \quad (6)$$

添え字の f , p , n はフルタイム就業、パートタイム就業、非就業を表す。ここで右辺第 2~4 項は、フルタイムあるいはパートタイムで労働しているサンプルのみを用いて推計を行うことに伴うセレクション・バイアスを調整するものである。ここでは、フルタイム労働あるいはパートタイム労働へのセレクションが 3 つの就業形態といった複数の選択肢の中から生じるものである点を考慮し、Dubin and McFadden [1984] で開発された調整方法を採用している⁴。また、 ϕ_j^i は推計パラメータである。

なお、(5) 式 of 就業形態選択関数の推定では、就業形態ごとに w_{ij} をもつ必要があるが、(6) 式の賃金関数を推計することによって、フルタイム労働者がパートタイム労働を選択した際のパートタイム賃金など、観察されない賃金を算出することができる。ただし、(6) 式の賃金関数の推計には、各就業形態を選択する確率が必要となる。そこで、各就業形態を選択する確率については、(5) 式 of 就業選択関数を賃金の代わりに z_{ij} で表した誘導形で推計し、そこから各就業形態の推定確率を算出して用いる。

すなわち、推計は、誘導形の就業形態選択関数を多項ロジット・モデルで推計したうえで、就業形態の選択確率を推定し、その確率をもとにフルタイム労働とパートタイム労働の賃金関数をサンプル・セレクション・バイアスを考慮しながら推計し、全サンプルのフルタイム推定賃金とパートタイム推定賃金を算出した後に、それらの推定賃金を用いて、就業形態選択関数を多項ロジット・モデルで推計するという 3 段階をとる。

B. 労働時間選択関数

フルタイム労働かパートタイム労働を選択した各個人 i がどの程度の労働時

⁴ 詳しくは Dubin and McFadden [1984] を参照。

間供給を選択するかを示す労働時間選択関数については、(1)式に基づき、以下の式を推計する。

$$h_{ij} = h(p_i, w_{ij}, x_i, \lambda_i, m_i) \quad , \quad j = \{full, part\} \quad (7)$$

ここで、被説明変数は労働時間であり、説明変数は推定賃金も含め、就業形態選択関数と同じものを用いる。また、就業サンプルのみを扱うことによるバイアスを調整するため、(6)式と同様にセレクション調整項を加える。

(3) 資産の限界効用 の取り扱い

上述の就業形態選択関数および労働時間選択関数は、(1)式をベースとしていることから、共に資産の限界効用 λ_{it} を推計式に含んでいる。しかし、資産の限界効用 λ_{it} は観察できない変数であるため、直接推計に用いることはできない。そこで、Frisch 弾性値を計測する1つの方法として、本稿では MaCurdy [1981] や Blundell and MaCurdy [1999] で示された方法を採用する。これは、資産の限界効用 λ_{it} に関するオイラー方程式である $\lambda_{it} = \beta(1+r_t)\lambda_{i,t+1}$ を次の(8)式に変形し、それを(1)式に代入した(9)式を横断面データから推計する方法である。

$$\lambda_{it} = \lambda_{i,t-1} - \kappa_{t-1} + v_{it} \quad (8)$$

$$= \lambda_{i0} - \sum_{t=1}^t \kappa_{t-1} + \sum_{t=1}^t v_{it} \approx \lambda_{i0} + bt_i + \sum_{t=1}^t v_{it} = \rho q_i + bt_i + \sum_{t=1}^t v_{it}$$

$$h_{it} = h(p_t, w_{ijt}, x_{it}, t_i, q_i, m_{it}) \quad , \quad j = \{full, part\} \quad (9)$$

ただし、 v_t は λ_t に関する予測誤差、 q は λ_t の初期値 λ_0 を決める変数ベクトル、 ρ はその係数ベクトル、 b は簡単化のために $b \approx \bar{\kappa} = \ln(\beta(1+\bar{r}))$ と仮定したものである。また、ここでは横断面データを用いるため、 t は年齢を意味する。

(8)式は、個人 i が資産の限界効用に関する初期値 λ_{i0} を年齢0で設定し、その後、年齢を重ねるとともに、新しい情報から λ_{it} をアップデートしていくことを示している。ここで、初期値 λ_{i0} は年齢によって変わらない固定効果 q_i で説明さ

れると仮定し、(9) 式には、年齢 t_i とともに q_i が変数に加わっている⁵。本稿では、就業形態選択関数および労働時間選択関数ともに、年齢 t_i と固定効果 q_i を λ_{it} の代理変数として採用する。

(4) 検証すべき点との対応関係

本稿で推計する就業形態選択関数と労働時間選択関数から、Frisch 弾性値・就業意欲喪失効果・追加労働者効果をどのように把握するかを説明すると以下のようになる。

まず、Frisch 弾性値は、就業形態選択関数および労働時間選択関数の推定賃金の限界効果（就業形態選択関数）およびパラメータ（労働時間選択関数）に対応する。資産の限界効用の初期値が十分にコントロールされていれば、説明変数に加えた賃金の限界効果やパラメータは、今期の限界的な賃金変化が就業選択や労働時間をどの程度変化させるか（Frisch 弾性値）を反映しているからである。なお、黒田・山本 [2007] との対応でみると、労働市場の参入・退出行動の変化を反映した Frisch 弾性値は、就業形態選択関数のうち、就業に関する賃金の限界効果（フルタイム労働とパートタイム労働に関する賃金の限界効果の合計、あるいは非就業に関する賃金の限界効果の符号を逆転させたもの）に対応するほか、労働時間の変化を反映した Frisch 弾性値は労働時間選択関数の賃金のパラメータに対応する。

次に、就業意欲喪失効果については、就業形態選択関数における有効求人倍率の限界効果に対応する。仮に、標準的なライフサイクル・モデルが仮定するように、労働市場の賃金調整メカニズムが機能しているのであれば、労働需給の逼迫度合いはすべて賃金の動きに反映されるため、就業形態選択関数に有効求人倍率は入らない。しかし、賃金が労働市場を均衡させるほど十分に伸縮的ではない世界においては、賃金の変動で拾いきれない労働需給の逼迫度の動きを有効求人倍率で捉えることが必要となる。そして、この有効求人倍率の限界効果が就業意欲喪失効果を表すこととなり、就業（フルタイム労働・パートタイム労働）に対してプラスに推計されれば、需給の悪化に伴って就業を諦め、労働供給が減少する効果が存在することを意味する。

⁵ Frisch 弾性値の推計には、このほか、MaCurdy [1981] や Altonji [1986] で示されたとおり、(9) 式を前期と差分をとり、 λ_{it} の初期値を決める固定効果 q_i を消去する固定効果モデルによる推計方法もある。

追加労働者効果については、就業形態選択関数と労働時間選択関数の本人以外の世帯月収にかかる限界効果およびパラメータが対応する。就業形態選択関数において、本人以外の世帯月収の限界効果がフルタイム労働・パートタイム労働に対してマイナスの場合には、世帯収入の低下を補填するために就業あるいは求職を増やす追加労働者効果が確認できる。同様に、労働時間関数において当該パラメータがマイナスであれば、世帯収入の低下を労働時間の増加で対処しようとする行動があることがわかる。

一方、黒田・山本 [2007] でみた 1990 年代後半の労働供給弾性値の変化との関連をみるため、本稿の推計では、1997 年以降を 1 とする 1997 年以降ダミーを作成し、それぞれ賃金、世帯収入、有効求人倍率との交差項をとって説明変数に含める。1997 年以降ダミーの限界効果やパラメータをみることで、1990 年代後半以降に Frisch 弾性値、求職意欲喪失効果、追加労働者効果のいずれかに変化があったかどうかを把握することができる。

(5) データ

推計には、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』(1993～2003 年調査)の個票データを利用する⁶。分析の対象は、未婚(離死別を含む)女性、6 歳未満の子どもがいる既婚女性、6 歳未満の子どもいない既婚女性の 3 つのタイプである。

就業形態選択関数の被説明変数には、上述の通り、フルタイム労働・パートタイム労働・非就業の 3 択を想定する。労働時間選択関数の被説明変数には、1 ヶ月当たり労働時間である。各関数の説明変数については、消費者物価指数 p 、賃金 w_{ij} 、個人属性・配偶者属性などのシフト変数 x_i (6 歳未満の子どもの有無、本人以外の世帯月収、就業中の親との同居ダミー、非就業の親との同居ダミー、世帯貯蓄、世帯借入、持ち家ダミー、就業調整ダミー)、年齢 t_i 、資産の限界効用の初期値を決める変数 q_i (年ダミー、都道府県ダミー、本人と配偶者の学歴ダミー)、その他コントロール変数 m_i (県別有効求人倍率 <『職業安定業務統計』(厚生労働省)>、前年度にその就業形態を選択していたサンプルを 1、それ以外を 0 とするダミー変数)を考える。また、流動性制約を考慮し、本稿では、

⁶ 本稿執筆に際し、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』の利用をご許可いただいた。ここに記して感謝したい。

預貯金や有価証券などの金融資産保有額がプラスとなっているサンプルのみを用いたケースを推計する。

表 1 には、本稿の分析で使用した主要な変数の基本統計量を未婚、子どもがいる既婚、子どものない既婚別に示した。なお、データの詳細については、補論 2 を参照されたい。

4. 推計結果

表 2 には賃金関数、表 3 には就業形態選択関数、表 4 には労働時間選択関数の推計結果を掲載した（未婚、子どものない既婚、子どもがいる既婚別）。ただし、表 3 は各変数がフルタイム労働、パートタイム労働、非就業の選択確率へ与える限界効果を掲載している。以下、表 3 および 4 の結果を検討する。

(1) 労働市場の参入・退出行動（Extensive margin）の変化

2 節で述べたとおり、集計データを用いた黒田・山本 [2007] では、労働市場の参入・退出行動の変化を反映した Frisch 弾性値が 1997 年以降に低下している可能性が示唆された。この可能性を、表 3 の就業形態選択関数のうち、Frisch 弾性値の低下、晩婚化・晩産化の影響（増加傾向にある未婚女性や子どものない既婚女性の Frisch 弾性値が小さい可能性）、就業意欲喪失効果の低下、追加労働者効果の低下の 4 点から検討する。

A . Frisch 弾性値の変化

まず、Frisch 弾性値が変化した可能性についてみる。賃金の限界効果をみると、どの属性でもフルタイム労働に関してはプラスで有意な結果となっており、理論的に想定される符号条件を得られている。また、賃金と 1997 年以降ダミーとの交差項をみると、未婚および子どもがいる既婚のサンプルでそれぞれマイナスに有意な結果となっている。一方、パートタイム労働の選択については、パートタイム賃金が統計的に有意となっておらず、パート就業の選択には賃金が影響していないことが示唆される。こうしたことから、未婚と子どもがいる既婚のサンプルについては、フルタイム労働とパートタイム労働を合わせた就業に関する賃金の限界効果（非就業に関する賃金の限界効果の符号を逆転させた

もの)が1997年以降に小さくなったとの結果が得られる。これは黒田・山本[2007]の結果と整合的であり、1997年以降、個々人のレベルでも、余暇と消費に対する嗜好が変化し、労働市場の参入・退出行動の変化を反映したFrisch弾性値が低下した可能性が高い。つまり、1997年以降、賃金も、未婚や子どもがいる既婚の女性が新たに労働市場に参入したり、退出したりすることが少なくなっており、このことがマクロでみたFrisch弾性値の低下につながったとみられる。

次に、属性別にフルタイム賃金の限界効果の大きさを比較すると、未婚、子どもをいない既婚、子どもがいる既婚のすべてで水準が異なっており、属性別にサンプルを分けて推計する必要があることがわかる。就業(フルタイム労働とパートタイム労働)に関する賃金の限界効果の大きさをみると、未婚が0.0009、子どもをいない既婚が0.0116、子どもがいる既婚は0.0004となっている。賃金変化に対する就業の感応度は、子どもがいる既婚のサンプルで極めて小さい一方で、子どもがいる既婚で大きくなっており、同じ既婚者であっても、子どもの有無で限界効果が大きく異なることは興味深い。一方、未婚サンプルの限界効果の大きさは、子どもをいない既婚と子どもがいる既婚の中間に位置しているが、1997年以降はより小さくなっており、子どもがいる既婚サンプルにより近くなっている(未婚サンプル0.0006、子どもがいる既婚サンプル0.0003)。賃金に対する限界効果はともに非常に小さいが、両者が対照的な属性である点には注意が必要である。基礎統計から観察されるとおり、未婚女性の就業率は92%である一方、子どもがいる既婚女性の就業率は22%に過ぎない。つまり、本稿で得られた推計結果は、未婚女性は労働市場からの退出確率が低い一方で、子どもがいる既婚女性は労働市場への参入確率が低く、1997年以降、こうした傾向がますます強くなっていることを示唆している。

B. 晩婚化・晩産化の影響

こうした属性による限界効果の違いを所与とした場合、晩婚化・晩産化というライフスタイルの変化は、マクロでみた平均的なFrisch弾性値にどのような影響を及ぼすだろうか。上述のとおり、就業(フルタイム労働とパートタイム労働)に関する賃金の限界効果の大きさは、子どもがいる既婚でもっとも小さくなっていた。よって、晩婚化と晩産化が同時に進行すれば、子どもがいる既

婚女性が相対的に少なくなるため、他の条件を一定として、マクロの Frisch 弾性値は上昇することになる。実際、図 1 や図 2 に示されているように、1970 年代以降、日本では趨勢的に晩婚化・晩産化が観察されているため、こうしたライフスタイルの変化はマクロの Frisch 弾性値を押し上げる方向に寄与してきたと推察できる。もっとも、上述のとおり、1997 年以降未婚サンプルの限界効果は減少し、子どものいる既婚サンプルに近づいてきている。このことは、晩婚化がマクロでみた平均的な Frisch 弾性値を押し上げる効果は、1990 年代後半以降には鈍化したことを示唆している。

なお、より詳しく近年の晩婚化と晩産化の状況を見てみると、図 1 の晩婚化は 2000 年以降も引き続き観察される一方で、図 2 の晩産化については 2002 年から 2005 年にかけて一服していることがわかる。具体的には、図 2 のデータから 25～44 歳の既婚女性のうち子どものいない人の割合を算出すると、1980 年代頃には 8%弱で、その後大きく上昇し 2002 年には 14.4%になったものの、2005 年には 14.0%とほぼ横ばいになっている。このため、この期間では(既婚女性に占める子どものいない人の割合が低下しているという意味での)晩産化の影響はなく、晩婚化の影響のみがマクロの Frisch 弾性値に影響を与えることになる。そして、就業に関する賃金の限界効果を既婚女性の加重平均でみると 0.0019 程度となり、未婚女性の 0.0006 よりも大きい(1997 年以降の推計値で試算)ため、晩婚化は、2002 年から 2005 年にかけてマクロでみた弾性値を低下させる方向に働いていたと考えられる。もっとも、ここでの考察は、あくまでも 1993～2002 年までのデータを用いて推計した賃金の限界効果を所与として、2002 年以降の晩婚化の影響のみを試算したものである。2002 年以降に賃金の限界効果自体が変化した可能性については、個票データの蓄積を待って追加的な分析を行う必要があるといえる。

C. 就業意欲喪失効果と追加労働者効果の影響

次に、有効求人倍率をみると、未婚サンプルは統計的にゼロとなっている。一方で、子どものいない既婚サンプルではパートタイム労働について有効求人倍率がプラスで有意になっているほか、子どものいる既婚サンプルではフルタイム労働について有効求人倍率がプラスで有意に推計されており、就業意欲喪失効果が観察される。もっとも、1997 年以降ダミーとの交差項は有意となっていないことから、就業意欲喪失効果の低下は認められない。

追加労働者効果について、本人以外の世帯月収をみると、有意性は低いものの、子どものいない既婚サンプルでは、フルタイム労働の選択においてマイナスのパラメータとなっており、追加労働者効果がみられる。また、1997年以降については、未婚サンプルおよび子どもがいる既婚サンプルで、パートタイム労働に関する追加労働者効果がみられる。

(2) 労働者の労働時間 (intensive margin) の変化

2節で述べたとおり、集計データを用いた黒田・山本 [2007] では、労働者の労働時間変化を反映した Frisch 弾性値 (「intensive margin」に相当) が 1997 年以降、上昇傾向にある可能性が示された。そこで以下では、この可能性を、表 4 の労働時間選択関数にみる Frisch 弾性値の上昇、追加労働者効果の上昇、表 3 の就業形態選択関数にみるパートタイム選択確率の上昇の各点から検討する。

A . Frisch 弾性値の変化と晩婚化・晩産化の影響

まず、Frisch 弾性値が変化した可能性についてみる。労働時間選択関数では、賃金のパラメータがそのまま Frisch 弾性値となる。表 4 の賃金のパラメータをみると、フルタイム労働に関しては未婚でマイナスに有意、子どもがいる既婚でプラスに有意、子どものいない既婚では統計的にゼロと異ならないとの結果が得られている。Frisch 弾性値は理論的にはプラスが想定されるため、未婚でマイナスとなっている点には留意する必要があるが、いずれにしても、子どもがいる既婚サンプルのフルタイム労働者は賃金変化に弾力的に労働時間を変化させているといえる。パートタイム労働に関しては、未婚、子どものいない既婚、子どもがいる既婚サンプルのいずれにおいても、統計的に有意な結果が得られていない。次に、賃金と 1997 年以降ダミーとの交差項については、フルタイム労働・パートタイム労働ともに、どの属性でも統計的に有意な結果は得られておらず、1997 年以降、労働時間の変化を反映した Frisch 弾性値が個々人のレベルで変化した可能性は低いと考えられる。

B . 追加労働者効果の影響

次に、追加労働者効果について、表 4 の本人以外の世帯月収のパラメータをみると、子どもがいない既婚サンプルのフルタイム・パートタイム労働者につ

いて、統計的にマイナスで有意な結果となっている。つまり、1990年代の長期的な不況下において、子どものいない既婚サンプルでは追加労働者効果があったことが示唆される。ただし、子どものいない既婚サンプルのパートタイム労働者については本人以外の世帯月収と1997年以降ダミーの交差項のパラメータがプラスで有意となっており、1997年以降は追加労働者効果が減退した可能性が示唆される。一方、未婚サンプルについてはそれまでなかった追加労働者効果が1997年以降にみられる結果が示されている。したがって、集計データを用いた黒田・山本〔2007〕で、労働者の労働時間変化を反映したFrisch弾性値が1997年以降上昇傾向にあった背景は、未婚サンプルの追加労働者効果が顕在化したことによって一部説明される。

C. パートタイム選択確率の変化の影響

最後にパートタイム選択確率に変化が生じているかを、表3の就業選択関数の推計結果からみってみる。2節で述べたように、1997年以降、余暇と消費に対する嗜好の変化を通じて、女性が賃金に対する就業形態の選択行動を変化させ、結果としてパートタイム労働者比率が上昇した可能性はあるだろうか。

こうした可能性が正しいとするならば、推計結果において、フルタイム賃金がフルタイム労働の選択確率に与える限界効果はプラスとなり、1997年以降はそれが大きくなっていることが予想される。なぜならば、1990年代の不況期のようにフルタイム賃金が低下する状況を考えた場合、フルタイム賃金の限界効果の増加はフルタイム労働を選択する確率をより低下させることにつながり、パートタイム労働者比率を高めるからである。一方、同じことをパートタイム労働者について考えると、フルタイム労働者とは逆に、表2において、パートタイム賃金の限界効果が1997年以降に減少していると予想される。なぜならば、パートタイム賃金が低下する状況を考えた場合、パートタイム賃金の限界効果が減少することで、パートタイム労働を選択する確率の減少に歯止めがかかり、パートタイム労働者比率が増加するからである。

ところが表3をみると、フルタイム労働に対するフルタイム賃金の限界効果は、先にみたとおり未婚サンプルと子どものいる既婚サンプルにおいて1997年以降減少している。また、パートタイム労働に対するパートタイム賃金の限界効果については、1997年以降ダミーとの交差項はどの属性でも統計的には有意となっていない。つまり、表3の就業形態選択関数の推計結果からは、パート

タイム労働者比率の上昇が賃金に対する就業形態の選択行動の変化を反映したものであるとは判断できない。

一方、賃金以外の要因として追加労働者効果に注目してみる。表 3 をみると、既に確認したように、本人以外の世帯月収の低下が就業確率に与える影響は、フルタイム労働では変化がない一方で、パートタイム労働では未婚サンプルと子どもがいる既婚サンプルにおいて、1997 年以降に顕在化している。したがって、1997 年以降は、追加労働者効果が特にパートタイム就業を促進する方向で働いており、これがパートタイム労働者比率を上昇させた 1 つの要因と考えられる。このように、パートタイム労働者比率の上昇が、低賃金・短時間労働を選択するという女性の嗜好の変化ではなく、追加労働者効果の増大などの別の要因によってもたらされているとすれば、黒田・山本 [2007] でみた労働時間変化を反映した Frisch 弾性値の上昇は、労働供給弾性値の変化とはみなせず、フルタイム労働者とパートタイム労働者を集計したバイアスによって生じたものと解釈される。

(3) 学歴別の推計結果 (参考)

最後に、学歴の違いが就業形態選択および労働時間選択に影響を及ぼしている可能性について簡単に述べる。表 5 および 6 は、子どもありの既婚サンプルおよび子どもなしの既婚サンプルから、大卒のサンプルを除いて推計した就業形態選択関数と労働時間関数の推計結果である。なお、未婚サンプルについては、サンプル数の制約から推計を行わなかった。

まず、表 5 の就業形態選択に関する賃金の限界効果をみると、子どもの有無によらず、フルタイム労働に関してはプラスで有意な結果となっている一方で、パートタイム労働に統計的に有意な結果が得られていない。この点は表 3 と同じである。表 3 との違いは、子どもの有無にかかわらず、大卒を含まない表 5 の方が賃金の限界効果が小さいことであり、このことは、大卒女性の方が賃金の変化に対して弾力的に労働市場に参入したり退出したりする傾向があることを示唆している。

次に、表 6 の労働時間選択関数に関する賃金のパラメータをみると、子どもの有無にかかわらず、フルタイム労働については、有意な結果が得られていない。大卒を含むサンプルで推計した表 4 のフルタイム労働で子どもがいる既婚

サンプルの Frisch 弾性値がプラスで有意な結果が得られていたことを踏まえると、就業形態選択関数と同様、大卒女性のほうが賃金変化に対して弾力的に労働時間を選択している可能性が指摘できる。もっとも、パートタイム労働については、子どもの有無や学歴によらず、Frisch 弾性値が有意にゼロと異ならないとの結果となった。

5. おわりに

本稿では、20～30代を中心とした女性の個票データを用いて、1990年代以降の女性の労働供給行動の変化についてライフサイクル・モデルに基づいた労働供給関数を構造推定し、異時点間の労働供給弾性値の1つである Frisch 弾性値が1990年代に変化した可能性を探るとともに、1990年代以降の女性の労働供給行動の変化がマクロ経済に与える影響について考察した。

本稿の分析から得られた結果について整理すると、以下のとおりである。まず、労働市場の参入・退出行動の変化を反映した Frisch 弾性値（いわゆる「extensive margin」に相当）については、個々人レベルでみた場合、未婚女性や子供のいる既婚女性の余暇と消費に対する嗜好が変化し、1997年以降 Frisch 弾性値が低下した可能性が示唆された。ただし、1990年代の晩婚化・晩産化といったライフスタイルの変化による未婚女性・子供のいない既婚女性の増加は、マクロでみた平均的な Frisch 弾性値を押し上げる方向で寄与していたことも指摘した。もっとも、2002年以降は晩婚化が進行している一方で、晩産化は一服している。したがって、本稿で得られた推計結果をそのまま適用した場合、こうした構成比の変化は2002年以降のマクロでみた平均的な Frisch 弾性値を押し下げる方向に働いていた可能性も考えられる。次に、労働者の労働時間の変化を反映した Frisch 弾性値（「intensive margin」に相当）については、1990年代後半以降は個々人レベルでは労働時間に関する Frisch 弾性値が変化した可能性は検出されなかった。このほか、1990年代の女性の労働供給行動には、賃金の変化以外の反応として、就業意欲喪失効果や追加労働者効果も観察されたこともわかった。

総合すると、20～30代女性の労働市場の参入・退出行動の変化を反映した Frisch 弾性値は、個々人レベルでみた場合には低下傾向にある。特に未婚女性の

労働市場の流出入の度合いは 1990 年代後半以降低下しており、労働市場へのアタッチメントは強くなってきていると指摘できる。また、ライフスタイルの変化による晩婚化や晩産化は、属性別構成比を変化させるため、マクロでみた平均的な Frisch 弾性値を変化させることもわかった。こうしたライフスタイルの変化がマクロ経済に及ぼす影響は無視し得ないものであり、今後も注目していく必要がある。さらに、本稿の分析対象外である 40 代以降の女性や男性労働者の労働供給行動についても別途検討を要することはいうまでもない。

なお、フィリップス曲線がフラット化している要因、つまり今般の景気回復期において賃金上昇率が抑制されている背景としては、労働供給弾性値の変化以外にも、均衡失業率がバブル崩壊以前の水準からそれほど変化しておらず、労働需給が依然として完全には回復していない可能性や、名目賃金の下方硬直性を経験した企業が再び景気が悪化する局面にそなえて賃金を据え置いている可能性（賃金の上方硬直性）、グローバル化の影響により、デフレを経験していない他の先進諸国でも賃金の上昇が抑制されている可能性等が考えられる。今後はこうした点についての考察も進めていく必要がある。

以 上

補論 1. 労働供給弾性値の解説

本稿で分析対象にしている労働供給弾性値は、賃金に変化した際に労働供給がどの程度変化するかを表すパラメータである。そのうち Frisch 弾性値は、一時的な賃金変化に対する労働供給の感応度を表したものであり、今期と将来の余暇についての異時点間の代替も考慮している点が特徴といえる。以下では、黒田・山本 [2007] をもとに、ライフサイクル・モデルに準拠した Frisch 弾性値の導出について解説するほか、静学モデルから導出されるその他の労働供給弾性値 (m-supply 弾性値、Marshallian 弾性値、Hicksian 弾性値) と Frisch 弾性値との大小関係を解説する。

(1) Frisch 弾性値

代表的個人が (A-1) 式の効用関数 U を (A-2) 式の予算制約のもとで最大化する問題を考える。

$$U = \sum_t \beta^t U(c_t, h_t, x_t) \quad (\text{A-1})$$

$$a_{t+1} - a_t = r_t a_t + w_t h_t - p_t c_t + y_t \quad (\text{A-2})$$

ここで、 β は割引率、 c_t は t 期の消費、 h_t は労働時間、 x_t は効用に影響を与えるシフト変数、 a_t は資産、 r_t は利子率、 w_t は賃金、 p_t は物価、 y_t は非勤労所得である。簡単化のために、効用関数は時間 t において分離可能であり、不確実性は存在しないと仮定する。

この異時点間の効用最大化問題の一階の条件は、内点解を仮定すると、以下の (A-3) ~ (A-5) 式のように表せる。

$$U_c(c_t, h_t, x_t) = \lambda_t p_t \quad (\text{A-3})$$

$$U_h(c_t, h_t, x_t) = -\lambda_t w_t \quad (\text{A-4})$$

$$\lambda_t = \beta(1+r_t)\lambda_{t+1} \quad (\text{A-5})$$

ただし、ここで λ_t は資産の限界効用 (marginal utility of wealth) である。さらに、これらの一階の条件を消費 c_t 、労働時間 h_t 、資産の限界効用 λ_t について整理する

と、以下の (A-6) ~ (A-8) 式のように、消費に関するオイラー方程式、労働時間に関するオイラー方程式(労働供給関数)、資産の限界効用のオイラー方程式(動学方程式)が得られる。

$$c_t = c(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) \quad (\text{A-6})$$

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) \quad (\text{A-7})$$

$$\lambda_t = \lambda_{t+1} + \kappa_t \quad (\text{A-8})$$

ただし、各変数は対数表示であり、 $\kappa_t = \ln(\beta(1+r_t))$ である。

Frisch 弾性値は (A-7) 式を用いて次のように定義される。

$$\eta_f = \left. \frac{\partial h_t}{\partial w_t} \right|_{\lambda} = h_w = \frac{\partial h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t)}{\partial w_t}$$

この弾性値は、今期の資産の限界効用 λ_t を一定とした場合に、今期の限界的な賃金変化が労働時間をどの程度変化させるかを示す。

(2) m-supply 弾性値

今期の資産の限界効用の代わりに、今期の消費を一定にした労働供給弾性値を Browning [1999] や Browning, Hansen, Heckman [1999] にならって m-supply 弾性値⁷と呼ぶ。この m-supply 弾性値は以下のように導出できる。

まず、(A-6) 式の消費に関するオイラー方程式を資産の限界効用について $\lambda_t = c^{-1}(p_t, w_t, x_t, c_t)$ と解き、これを (A-7) 式に代入し、以下の (A-9) 式を得る。

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) = h^c(p_t, w_t, x_t, c_t) \quad (\text{A-9})$$

⁷ m-supply 弾性値の「m」とは、この弾性値が限界代替率 (marginal rate of substitution < 本稿では (A-3) 式を (A-4) 式で除したもの >) を算出することによって λ を消し、それを労働時間 h_t について整理することで導出されることに由来する。

この (9) 式を用いて、次のように定義したものが m-supply 弾性値である。

$$\eta_c = \left. \frac{\partial h_t}{\partial w_t} \right|_c = h_w^c = \frac{\partial h^c(p_t, w_t, x_t, c_t)}{\partial w_t}$$

この弾性値は、今期の消費 c_t を一定とした場合に、今期の限界的な賃金変化が労働時間をどの程度変化させるかを示す。

m-supply 弾性値と Frisch 弾性値は次のような関係をもつ⁸。

$$h_w(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) = h_w^c(p_t, w_t, x_t, c_t) + h_c^c(p_t, w_t, x_t, c_t)c_w(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) \quad (\text{A-10})$$

ただし、 h_w^c と c_w は (A-9) 式と (A-6) 式をそれぞれ賃金で微分したものである。なお、(A-10) 式をみてわかるように、m-supply 弾性値は、観察不可能な変数である資産の限界効用の影響を受けないため、Frisch 弾性値よりも推計が容易であるというメリットがある。また、後述のように、m-supply 弾性値を推計する際には、資産の限界効用についての動学方程式 (A-8) 式を用いる必要がないため、流動性制約が存在するなどして (A-8) 式が成立していない場合でも、正しく弾性値を測れるというメリットもある。

いま、消費と余暇が代替関係にあり、両者とも正常財であれば、 $h_c^c \leq 0$ および $c_w > 0$ となり、右辺第 2 項はマイナスとなるため、m-supply 弾性値 η_c と Frisch 弾性値 η_f の大小関係は $\eta_f \leq \eta_c$ となる。このとき、m-supply 弾性値は Frisch 弾性値の上限を与える ($h_c^c > 0$ および $c_w > 0$ となる場合には、右辺第 2 項がプラスとなり、m-supply 弾性値は Frisch 弾性値の下限となる)。また、効用関数が消費と労働時間について分離可能な場合には、右辺第 2 項はゼロとなり、m-supply 弾性値は Frisch 弾性値と一致する。

(3) Marshallian 弾性値

資産の限界効用や消費ではなく、今期の純支出を一定にした労働供給弾性値は Marshallian 弾性値と呼ばれ、静学モデルを念頭においた分析で用いられるこ

⁸ Browning, Hansen, Heckman [1999] 参照。

とが多い。Marshallian 弾性値は以下のように導出できる。

まず、純支出（マイナスの貯蓄） e_t を非対数表示で次のように定義する。

$$e_t = p_t c(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) - w_t h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) = e(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) \quad (\text{A-11})$$

次に、この式を資産の限界効用について $\lambda_t = e^{-1}(p_t, w_t, x_t, e_t)$ と解き、(A-7) 式に代入すると、以下の (A-12) 式が得られる。

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) = h^e(p_t, w_t, x_t, e_t) \quad (\text{A-12})$$

この (12) 式を用いて、次のように定義したものが Marshallian 弾性値である。

$$\eta_e = \left. \frac{\partial h_t}{\partial w_t} \right|_e = h_w^e = \frac{\partial h^e(p_t, w_t, x_t, e_t)}{\partial w_t}$$

この弾性値は、今期の純支出 e_t を一定とした場合に、今期の限界的な賃金変化が労働時間をどの程度変化させるかを示すものである。

Marshallian 弾性値と Frisch 弾性値は次のような関係をもつ⁹。

$$h_w(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) = h_w^e(p_t, w_t, x_t, e_t) + h_e^e(p_t, w_t, x_t, e_t) e_w(p_t, w_t, x_t, \lambda_t)$$

ただし、 h_w^e と e_w は (A-12) 式と (A-11) 式をそれぞれ賃金で微分したものである。

ここで、余暇が正常財であれば $h_e^e \leq 0$ となる。また、賃金の上昇によって貯蓄が増加する傾向にあれば $e_w \leq 0$ となる。このとき、右辺第 2 項はプラスとなり、Marshallian 弾性値 η_e と Frisch 弾性値 η_f の大小関係は $\eta_e \leq \eta_f$ で表される。

(4) Hicksian 弾性値

最後に、静学モデルにおいて、効用を一定にした労働供給弾性値として、Hicksian 弾性値を定義する。具体的には、Hicksian 弾性値は、上の Marshallian

⁹ Browning, Hansen, Heckman [1999] を参照。

弾性値から所得効果を控除したものに对应し、スルツキー方程式を用いて、次のように表せる。

$$\eta_h = h_w^e - h_e^e(p_t, w_t, x_t, e_t)\theta \quad (\text{A-13})$$

ただし、 $\theta = w_t h_t / e_t$ (非対数表示) である。よく知られているように、余暇が正常財であれば、この Hicksian 弾性値は Marshallian 弾性値よりも大きい。一方、Hicksian 弾性値は Frisch 弾性値よりは小さいことがわかっており、Hicksian 弾性値は Frisch 弾性値の下限となりうる¹⁰。

(5) まとめ

以上の 4 種類の労働供給弾性値について整理すると次のようになる。Frisch、m-supply、Marshallian、Hicksian の各弾性値はそれぞれ、資産の限界効用、消費、純支出、効用を一定にしたうえで、今期の賃金が限界的に 1 パーセント変化したときに労働供給(労働時間)がどの程度変化するかを表す。このうち、労働供給の異時点間代替効果を含むのは Frisch 弾性値のみだが、各弾性値には、消費と余暇の代替・補完関係や財が正常財か否かといった一定の理論的な想定を置けば、例えば m-supply、Frisch、Hicksian、Marshallian の順で小さくなるといった大小関係が存在するため、m-supply 弾性値や Hicksian 弾性値を推計することによって Frisch 弾性値の上限、下限を推測することができる。

補論 2. データ

以下は、本稿の分析に用いたデータの詳細である。

就業形態選択関数の被説明変数：フルタイム労働・パートタイム労働・非就業の 3 択。

労働時間選択関数の被説明変数：1 ヶ月当たり労働時間(「平日の 1 日当たり労働時間×(7-1 週間当たりの休日数)」と「休日の 1 日当たり労働時間×1 週間当たり休日数」の和を 1 週間当たり総労働時間としてこれを 4 倍したも

¹⁰ MaCurdy [1981] 参照。

の)¹¹。

各関数の説明変数：消費者物価指数 p 、賃金 w_{ij} 、個人属性・配偶者属性などのシフト変数 x_i 、年齢 t_i 、資産の限界効用の初期値を決める変数 q_i 、その他コントロール変数 m_i を考える。詳細は以下のとおり。

- ・ (6)式の賃金関数の推計に用いた賃金 w_{ij} には、年間収入を年間労働時間(1ヶ月あたり労働時間×12)で除した時間あたり賃金(労働時間選択関数は対数をとったもの)を利用する。
- ・ 個人属性・配偶者属性などのシフト変数 x_i には、6歳未満の子どもの有無、本人以外の世帯月収、就業中の親との同居ダミー、非就業の親との同居ダミー、世帯貯蓄、世帯借入、持ち家ダミー、就業調整ダミー¹²を用いる。
- ・ 資産の限界効用の初期値を決める変数 q_i には、年ダミー、都道府県ダミー、本人と配偶者の学歴ダミーを採用する。
- ・ 消費者物価指数 p には、県別の消費者物価指数の年平均値(『消費者物価指数年報』(総務省))を用いる。
- ・ その他のコントロール変数 m_i には、一般労働者・パートタイム労働者別の県別有効求人倍率(『職業安定業務統計』<厚生労働省>)を用いる。
- ・ このほか就業形態選択関数には、前年度にその就業形態を選択していたサンプルを1、それ以外を0とするダミー変数を入れ、パネル・データの特性を利用する。これは、他の条件を一定とすれば、前年にフルタイムあるいはパートタイムを既に選択している場合には翌年のジョブ・サーチコストが低いことを捉えることを意図している。

賃金関数を推計する際に用いる操作変数 z_{ij} ：勤続年数、勤続年数の二乗項、県別有効求人倍率、一人当たり県民所得(『県民経済計算』<内閣府>)、県

¹¹ 家計経済研究所の『消費に関するパネル調査』では、労働時間に関しては予め設定された複数の時間の範囲から該当するものを選択するタイプ(離散変数)と実際に労働した時間を記入するタイプ(連続変数)の2つの質問項目が設定されており、本稿では後者を採用している。

¹² 本稿の推計では、いわゆる「103万円の壁」を回避するために、就業調整をするサンプルが存在する可能性を踏まえて、説明変数に就業調整ダミー(年収を一定額内に抑えるための労働時間や労働日数の調整などを行ったと回答した個人を1とするダミー変数)を加える。こうした変数を利用できるのは『消費生活に関するパネル調査』を用いるメリットの1つであるが、残念ながら、毎年の調査項目となっていないため、就業調整の有無を調査した1993年の情報をもとに、その後も各個人が就業調整に対して同じ行動・考え方をとっていると仮定して、各年の変数を作成した。

別消費者物価指数、学歴ダミー、産業ダミー、企業規模ダミー、職種ダミーおよび年次ダミーを採用する。

留意点：流動性制約が存在する場合には、個々人がライフサイクル・モデルで示されるような異時点間の労働供給代替を行いにくいため、Frisch 弾性値を正しく推計できない可能性がある¹³。この点に対処するため、本稿では、預貯金や有価証券などの金融資産保有額がプラスとなっているサンプルのみを用いたケースを推計する。

¹³ 流動性制約がある場合のライフサイクル・モデルの問題点については、黒田・山本[2007]を参照されたい。

参考文献

- 大竹文雄、「マクロ経済学は『失われた10年』から何を学んだか」、日本経済学会パネルディスカッション（チャールズ・ユウジ・ホリオカ、伊藤隆敏、岩本康志、大竹文雄、塩路悦朗、林文雄）第8章、『現代経済学の潮流 2007』、市村英彦・伊藤秀史・小川一夫・二神孝一編、東洋経済新報社、2007年、217-261頁
- 黒田祥子・山本勲、「人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか？：労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」、『金融研究』第26巻第2号、日本銀行金融研究所、2007年a、1～40頁
- 桜健一・佐々木仁・肥後雅博、「1990年代以降の日本の経済変動 - ファクト・ファインディング - 」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、05-J-10、2005年
- 須田美矢子、「日本経済の現状・先行きと金融政策」、佐賀市における金融経済懇談会での挨拶要旨、2007年1月25日、日本銀行
- Altonji, Joseph G., “Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data,” *Journal of Political Economy*, 94(3-2), 1986, pp.S176-215.
- Blundell, Richard and Thomas MaCurdy, “Labor Supply: A Review of Alternative Approaches,” in Orley Ashenfelter and David Card, eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol.3, pp.1559-1695.
- Browning, Martin, “Modelling Commodity Demands and Labour Supply with m-demands,” Discussion Papers: 99-08, Institute of Economics, University of Copenhagen, 1999.
- , Lars Peter Hansen, and James J. Heckman, “Micro Data and General Equilibrium Models,” in John B. Taylor and Michael Woodford, eds. *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A, 1999, pp.543-633.
- Dubin, Jeffery A., and Daniel L. McFadden, “An Econometric Analysis of Residual Electric Appliance Holdings and Consumption,” *Econometrica*, 52(2), 1984, pp.345-362.
- Friedman, Milton, *A Theory of Consumption Function*, Aldine Publishing Company, 1957.
- MaCurdy, Thomas, E., “An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting,” *Journal of Political Economy*, 89(6), 1981, pp.1059-1085.
- Prescott, Edward C., “Theory Ahead of Business Cycle Measurement,” *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 10(4), 1986, pp.9-22.

表1 基本統計量

(1) 未婚

	フルタイム労働		パートタイム労働		非就業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢	29.92	4.04	30.57	4.11	30.58	4.33
学歴ダミー（ベース=大卒）						
中卒	0.01	0.10	0.05	0.22	0.09	0.29
高卒	0.30	0.46	0.36	0.48	0.41	0.49
専門・専修学校卒	0.17	0.38	0.10	0.30	0.14	0.35
短大・高専卒	0.26	0.44	0.38	0.49	0.22	0.42
非就業の親同居ダミー	0.16	0.37	0.19	0.39	0.10	0.30
本人以外の世帯月収（10万円）	3.74	4.84	3.26	3.96	3.75	4.10
貯蓄（100万円）	3.78	3.72	2.32	2.91	2.31	3.00
借入（100万円）	0.57	2.98	0.39	2.44	0.05	0.20
持ち家ダミー	0.74	0.44	0.69	0.46	0.71	0.45
県別有効求人倍率	0.61	0.20	0.59	0.17	0.58	0.20
消費者物価指数	106.65	4.31	106.69	4.34	106.78	4.10
経験年数	9.53	4.25	9.55	3.79	7.35	3.71
勤務先情報						
時間当り賃金（100円）	15.90	5.18	10.53	3.53	-	-
月間労働時間（時間）	188.41	31.81	160.95	47.71	-	-
勤続年数（年）	7.42	4.10	4.49	3.35	-	-
企業規模ダミー（ベース=大企業）						
小企業（29人以下）	0.22	0.41	0.32	0.47	-	-
中企業（30-99人）	0.15	0.35	0.12	0.33	-	-
中堅企業（100-999人）	0.30	0.46	0.28	0.45	-	-
産業ダミー（ベース=その他）						
建設	0.08	0.28	0.02	0.15	-	-
製造	0.18	0.38	0.13	0.34	-	-
卸売・小売	0.14	0.35	0.27	0.44	-	-
金融・保険・不動産	0.11	0.32	0.05	0.23	-	-
運輸・通信	0.03	0.17	0.08	0.28	-	-
サービス	0.34	0.47	0.28	0.45	-	-
職種ダミー（ベース=技能・作業）						
専門・技術・教員	0.27	0.44	0.18	0.38	-	-
事務	0.59	0.49	0.45	0.50	-	-
販売	0.08	0.28	0.24	0.43	-	-
サンプル数	1,606		356		178	

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

(2) 既婚・子どもあり

	フルタイム労働		パートタイム労働		非就業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢	33.10	3.58	32.77	3.25	31.80	3.53
学歴ダミー（ベース=大卒）						
中卒	0.01	0.11	0.03	0.17	0.05	0.21
高卒	0.38	0.49	0.59	0.49	0.43	0.49
専門・専修学校卒	0.19	0.39	0.16	0.37	0.19	0.39
短大・高専卒	0.22	0.41	0.17	0.38	0.22	0.41
配偶者の学歴ダミー（ベース=大卒）						
中卒	0.10	0.30	0.12	0.32	0.07	0.26
高卒	0.43	0.50	0.56	0.50	0.37	0.48
専門・専修学校卒	0.08	0.27	0.08	0.27	0.10	0.30
短大・高専卒	0.05	0.21	0.02	0.16	0.04	0.19
非就業の親同居ダミー	0.24	0.43	0.20	0.40	0.15	0.35
本人以外の世帯月収（10万円）	4.93	2.55	4.82	2.68	5.13	2.97
就業調整ダミー	0.01	0.08	0.15	0.36	0.07	0.26
貯蓄（100万円）	5.56	7.19	2.39	3.39	3.86	4.79
借入（100万円）	8.36	12.72	8.73	11.16	6.67	11.41
持ち家ダミー	0.82	0.38	0.76	0.43	0.57	0.50
県別有効求人倍率	0.67	0.24	0.67	0.21	0.61	0.20
消費者物価指数	104.25	3.91	104.75	3.82	106.07	4.22
経験年数	12.78	3.52	9.90	3.53	6.63	2.96
勤務先情報						
時間当り賃金（100円）	17.34	6.02	8.34	2.91	-	-
月間労働時間（時間）	177.47	28.52	110.10	36.21	-	-
勤続年数（年）	10.14	4.81	3.11	3.45	-	-
企業規模ダミー（ベース=大企業）						
小企業（29人以下）	0.14	0.35	0.44	0.50	-	-
中企業（30-99人）	0.12	0.33	0.17	0.37	-	-
中堅企業（100-999人）	0.28	0.45	0.21	0.41	-	-
産業ダミー（ベース=その他）						
建設	0.03	0.17	0.02	0.15	-	-
製造	0.20	0.40	0.14	0.35	-	-
卸売・小売	0.05	0.21	0.34	0.47	-	-
金融・保険・不動産	0.10	0.30	0.07	0.25	-	-
運輸・通信	0.03	0.16	0.03	0.17	-	-
サービス	0.25	0.44	0.31	0.46	-	-
職種ダミー（ベース=技能・作業）						
専門・技術・教員	0.43	0.50	0.16	0.37	-	-
事務	0.36	0.48	0.27	0.44	-	-
販売	0.08	0.28	0.36	0.48	-	-
サンプル数	421		363		2,700	

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

(3) 既婚・子どもなし

	フルタイム労働		パートタイム労働		非就業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢	33.67	4.93	35.94	4.02	34.69	4.62
学歴ダミー（ベース=大卒）						
中卒	0.02	0.13	0.03	0.16	0.06	0.24
高卒	0.39	0.49	0.55	0.50	0.39	0.49
専門・専修学校卒	0.17	0.38	0.13	0.33	0.20	0.40
短大・高専卒	0.26	0.44	0.21	0.41	0.25	0.43
配偶者の学歴ダミー（ベース=大卒）						
中卒	0.10	0.29	0.09	0.29	0.08	0.26
高卒	0.38	0.49	0.44	0.50	0.34	0.47
専門・専修学校卒	0.08	0.27	0.06	0.24	0.12	0.32
短大・高専卒	0.09	0.28	0.04	0.20	0.04	0.19
非就業の親同居ダミー	0.23	0.42	0.16	0.36	0.14	0.35
本人以外の世帯月収（10万円）	4.58	2.16	5.31	3.42	5.54	3.09
就業調整ダミー	0.03	0.18	0.15	0.36	0.07	0.25
貯蓄（100万円）	5.80	7.74	4.42	5.93	5.52	8.97
借入（100万円）	8.03	12.12	7.93	10.74	6.90	11.19
持ち家ダミー	0.64	0.48	0.70	0.46	0.61	0.49
県別有効求人倍率	0.65	0.22	0.61	0.19	0.59	0.20
消費者物価指数	105.49	4.20	105.60	3.91	106.32	3.86
経験年数	12.70	4.69	11.21	4.35	6.83	3.67
勤務先情報						
時間当り賃金（100円）	16.75	5.93	8.41	2.81	-	-
月間労働時間（時間）	181.60	26.88	108.64	39.88	-	-
勤続年数（年）	9.54	4.99	4.35	3.59	-	-
企業規模ダミー（ベース=大企業）						
小企業（29人以下）	0.18	0.38	0.42	0.49	-	-
中企業（30-99人）	0.14	0.35	0.13	0.34	-	-
中堅企業（100-999人）	0.27	0.44	0.24	0.43	-	-
産業ダミー（ベース=その他）						
建設	0.03	0.18	0.03	0.18	-	-
製造	0.21	0.41	0.15	0.36	-	-
卸売・小売	0.17	0.38	0.33	0.47	-	-
金融・保険・不動産	0.11	0.32	0.06	0.24	-	-
運輸・通信	0.02	0.13	0.03	0.16	-	-
サービス	0.25	0.43	0.29	0.46	-	-
職種ダミー（ベース=技能・作業）						
専門・技術・教員	0.32	0.47	0.12	0.32	-	-
事務	0.46	0.50	0.33	0.47	-	-
販売	0.14	0.34	0.32	0.46	-	-
サンプル数	555		720		967	

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

表2 賃金関数の推計結果

	フルタイム労働者		パートタイム労働者	
	パラメータ	(t値)	パラメータ	(t値)
勤続年数	0.028	(4.46)	-0.007	(-0.88)
勤続年数 ²	0.000	(-0.33)	0.000	(0.03)
経験年数	0.028	(3.56)	0.004	(0.42)
経験年数 ²	-0.001	(-3.02)	0.000	(-0.13)
県別有効求人倍率(就業形態別)	0.071	(1.18)	0.013	(1.21)
県別GDP	0.000	(0.11)	0.000	(-0.42)
消費者物価指数	0.011	(1.15)	0.015	(1.07)
学歴ダミー(ベース=大卒)				
中卒	-0.227	(-2.84)	-0.035	(-0.57)
高卒	-0.195	(-9.69)	-0.070	(-1.83)
専門・専修学校卒	-0.107	(-5.15)	0.045	(1.03)
短大・高専卒	-0.055	(-3.27)	0.076	(1.89)
企業規模ダミー(ベース=大企業<1,000人以上>)				
小企業(29人以下)	-0.236	(-11.50)	-0.096	(-3.67)
中企業(30-99人)	-0.073	(-3.43)	-0.117	(-3.72)
中堅企業(100-999人)	-0.074	(-4.67)	-0.050	(-1.88)
産業ダミー(ベース=その他)				
建設	-0.080	(-2.83)	0.210	(3.40)
製造	-0.137	(-6.45)	0.047	(1.28)
卸売・小売	-0.100	(-4.09)	0.051	(1.37)
金融・保険・不動産	0.002	(0.08)	0.101	(2.55)
運輸・通信	-0.145	(-4.16)	0.063	(1.21)
サービス	-0.027	(-1.24)	0.090	(2.46)
職種ダミー(ベース=技能・作業)				
専門・技術・教員	0.115	(4.21)	0.097	(2.55)
事務	0.123	(4.88)	0.021	(0.79)
販売	-0.005	(-0.15)	0.014	(0.52)
セレクション調整項				
フルタイム	-0.175	(-1.04)	0.048	(5.41)
パートタイム	-0.006	(-0.13)	-0.033	(-0.66)
非就業	0.021	(3.43)	-0.038	(-3.55)
定数項	1.179	(1.03)	0.910	(0.55)
決定係数	0.47		0.28	
サンプル数	2,599		1,454	

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

表3 就業形態選択関数の推計結果：限界効果

(1) 未婚

	フルタイム労働		パートタイム労働		非就業	
	限界効果	(t値)	限界効果	(t値)	限界効果	(t値)
フルタイム賃金(100円)	0.0042	(5.06)	-0.0033	(-4.50)	-0.0009	(-2.98)
× 1997年以降ダミー	-0.0012	(-1.89)	0.0010	(1.83)	0.0003	(1.77)
パートタイム賃金(100円)	0.0014	(1.18)	-0.0014	(-1.18)	0.0000	(1.14)
× 1997年以降ダミー	0.0005	(0.42)	-0.0005	(-0.42)	0.0000	(0.42)
県別有効求人倍率(フルタイム)	0.0089	(0.61)	-0.0070	(-0.61)	-0.0019	(-0.61)
× 1997年以降ダミー	0.0016	(0.13)	-0.0013	(-0.13)	-0.0004	(-0.13)
県別有効求人倍率(パートタイム)	0.0002	(0.09)	-0.0002	(-0.09)	0.0000	(0.09)
× 1997年以降ダミー	-0.0002	(-0.14)	0.0002	(0.14)	0.0000	(-0.14)
本人以外の世帯月収(10万円)	-0.0002	(-0.68)	0.0003	(1.16)	-0.0001	(-1.01)
× 1997年以降ダミー	0.0008	(1.71)	-0.0009	(-2.26)	0.0001	(0.93)
貯蓄(100万円)	0.0004	(0.79)	-0.0003	(-0.72)	-0.0001	(-0.58)
借入(100万円)	0.0018	(2.19)	-0.0003	(-0.86)	-0.0015	(-2.00)
持ち家ダミー	-0.0039	(-1.81)	0.0027	(1.40)	0.0012	(1.99)
年齢	-0.0007	(-2.21)	0.0004	(1.55)	0.0002	(2.48)
消費者物価指数	0.0010	(0.57)	-0.0005	(-0.35)	-0.0005	(-0.87)
非就業の親同居ダミー	-0.0015	(-0.55)	0.0024	(0.97)	-0.0009	(-1.44)
学歴ダミー(ベース=大卒)						
中卒	-0.0036	(-0.54)	0.0017	(0.31)	0.0019	(0.87)
高卒	-0.0004	(-0.11)	-0.0001	(-0.03)	0.0005	(0.56)
専門・専修学校卒	-0.0015	(-0.39)	0.0014	(0.40)	0.0001	(0.09)
短大・高専卒	-0.0084	(-1.95)	0.0080	(1.97)	0.0005	(0.53)
前年のフルタイム労働ダミー	0.0403	(5.47)	-0.0315	(-4.91)	-0.0088	(-2.95)
前年のパートタイム労働ダミー	-0.0529	(-4.27)	0.0531	(4.27)	-0.0001	(-2.77)
対数尤度	-837.76					
擬似決定係数	0.457					
サンプル数	2,140					

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

(2) 既婚・子どもあり

	フルタイム労働		パートタイム労働		非就業	
	限界効果	(<i>t</i> 値)	限界効果	(<i>t</i> 値)	限界効果	(<i>t</i> 値)
フルタイム賃金(100円)	0.0004	(4.17)	0.0000	(-3.68)	-0.0004	(-4.17)
× 1997年以降ダミー	-0.0001	(-1.61)	0.0000	(1.56)	0.0001	(1.61)
パートタイム賃金(100円)	0.0000	(1.17)	-0.0058	(-1.22)	0.0058	(1.22)
× 1997年以降ダミー	0.0000	(-0.08)	0.0002	(0.08)	-0.0002	(-0.08)
県別有効求人倍率(フルタイム)	0.0010	(1.72)	0.0000	(-1.68)	-0.0010	(-1.72)
× 1997年以降ダミー	0.0008	(1.23)	0.0000	(-1.22)	-0.0008	(-1.23)
県別有効求人倍率(パートタイム)	0.0000	(-0.26)	0.0008	(0.27)	-0.0008	(-0.27)
× 1997年以降ダミー	0.0000	(0.28)	-0.0005	(-0.28)	0.0005	(0.28)
本人以外の世帯月収(10万円)	0.0000	(0.19)	0.0006	(1.39)	-0.0006	(-1.39)
× 1997年以降ダミー	-0.0001	(-1.32)	-0.0013	(-1.48)	0.0014	(1.55)
就業調整ダミー	0.0003	(0.58)	0.0080	(1.35)	-0.0083	(-1.39)
貯蓄(100万円)	0.0000	(-1.79)	-0.0015	(-3.00)	0.0015	(3.06)
借入(100万円)	0.0000	(0.74)	0.0003	(1.96)	-0.0003	(-2.00)
持ち家ダミー	0.0004	(2.49)	0.0084	(2.49)	-0.0088	(-2.61)
年齢	0.0000	(0.54)	0.0016	(3.72)	-0.0016	(-3.75)
消費者物価指数	0.0000	(0.24)	0.0005	(0.22)	-0.0005	(-0.23)
非就業の親同居ダミー	-0.0002	(-1.20)	0.0000	(0.00)	0.0002	(0.04)
学歴ダミー(ベース=大卒)						
中卒	0.0000	(0.10)	-0.0057	(-0.78)	0.0056	(0.77)
高卒	0.0001	(0.36)	0.0090	(1.16)	-0.0091	(-1.17)
専門・専修学校卒	-0.0003	(-1.92)	0.0049	(0.63)	-0.0046	(-0.59)
短大・高専卒	-0.0002	(-1.28)	0.0095	(1.12)	-0.0093	(-1.09)
配偶者の学歴ダミー(ベース=大卒)						
中卒	0.0094	(2.18)	0.0398	(2.45)	-0.0492	(-3.02)
高卒	0.0005	(1.83)	0.0138	(3.13)	-0.0142	(-3.24)
専門・専修学校卒	0.0016	(1.82)	0.0051	(0.78)	-0.0067	(-1.02)
短大・高専卒	-0.0003	(-2.19)	0.0003	(0.03)	0.0001	(0.01)
前年のフルタイム労働ダミー	0.0081	(3.14)	-0.0001	(-2.94)	-0.0080	(-3.14)
前年のパートタイム労働ダミー	-0.0001	(-3.46)	0.2646	(9.91)	-0.2644	(-9.91)
対数尤度	-945.48					
擬似決定係数	0.606					
サンプル数	3,484					

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

(3) 既婚・子どもなし

	フルタイム労働		パートタイム労働		非就業	
	限界効果	(<i>t</i> 値)	限界効果	(<i>t</i> 値)	限界効果	(<i>t</i> 値)
フルタイム賃金(100円)	0.0156	(5.80)	-0.0040	(-5.45)	-0.0116	(-5.69)
× 1997年以降ダミー	0.0028	(1.24)	-0.0007	(-1.24)	-0.0021	(-1.24)
パートタイム賃金(100円)	0.0017	(1.01)	-0.0295	(-1.01)	0.0278	(1.01)
× 1997年以降ダミー	0.0007	(0.44)	-0.0125	(-0.44)	0.0118	(0.44)
県別有効求人倍率(フルタイム)	-0.0299	(-0.62)	0.0077	(0.62)	0.0223	(0.62)
× 1997年以降ダミー	0.0446	(0.84)	-0.0114	(-0.84)	-0.0332	(-0.84)
県別有効求人倍率(パートタイム)	-0.0032	(-1.84)	0.0562	(1.89)	-0.0530	(-1.89)
× 1997年以降ダミー	0.0004	(0.29)	-0.0067	(-0.29)	0.0063	(0.29)
本人以外の世帯月収(10万円)	-0.0045	(-1.55)	-0.0086	(-0.97)	0.0131	(1.45)
× 1997年以降ダミー	0.0017	(0.49)	0.0027	(0.29)	-0.0044	(-0.45)
就業調整ダミー	0.0384	(1.70)	0.1599	(2.94)	-0.1982	(-3.64)
貯蓄(100万円)	0.0004	(0.73)	-0.0073	(-3.57)	0.0069	(3.48)
借入(100万円)	0.0007	(2.27)	0.0004	(0.29)	-0.0012	(-0.81)
持ち家ダミー	0.0014	(0.13)	0.0196	(0.57)	-0.0210	(-0.61)
年齢	-0.0010	(-0.75)	0.0135	(3.41)	-0.0126	(-3.19)
消費者物価指数	0.0008	(0.15)	-0.0112	(-0.54)	0.0103	(0.51)
非就業の親同居ダミー	0.0072	(0.56)	0.0079	(0.20)	-0.0151	(-0.39)
学歴ダミー(ベース=大卒)						
中卒	0.0047	(0.15)	-0.1516	(-4.01)	0.1469	(3.05)
高卒	0.0454	(2.17)	-0.0654	(-1.22)	0.0200	(0.38)
専門・専修学校卒	0.0089	(0.50)	-0.0996	(-2.18)	0.0908	(1.99)
短大・高専卒	0.0115	(0.75)	-0.0767	(-1.76)	0.0651	(1.48)
配偶者の学歴ダミー(ベース=大卒)						
中卒	0.0910	(2.07)	-0.0063	(-0.10)	-0.0847	(-1.34)
高卒	0.0360	(2.15)	0.0202	(0.57)	-0.0562	(-1.61)
専門・専修学校卒	0.0014	(0.08)	-0.0964	(-2.30)	0.0950	(2.21)
短大・高専卒	0.0703	(1.49)	-0.0282	(-0.38)	-0.0422	(-0.52)
前年のフルタイム労働ダミー	0.2617	(7.36)	-0.0670	(-6.59)	-0.1948	(-7.16)
前年のパートタイム労働ダミー	-0.0350	(-8.77)	0.6165	(26.71)	-0.5815	(-25.76)
対数尤度	-1089.89					
擬似決定係数	0.547					
サンプル数	2,242					

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

表 4 労働時間選択関数の推計結果

(1) 未婚

	フルタイム労働者		パートタイム労働者	
	パラメータ	(t値)	パラメータ	(t値)
賃金(対数値)	-0.194	(-4.44)	-0.232	(-0.72)
× 1997年以降ダミー	0.056	(1.38)	0.089	(0.48)
本人以外の世帯月収(10万円)	0.000	(0.08)	0.004	(1.01)
× 1997年以降ダミー	-0.002	(-1.40)	-0.020	(-2.29)
県別有効求人倍率(就業形態別)	0.016	(0.32)	-0.036	(-0.99)
貯蓄(100万円)	0.005	(4.07)	0.008	(0.96)
借入(100万円)	0.002	(1.46)	0.024	(2.76)
持ち家ダミー	-0.054	(-5.50)	-0.059	(-0.75)
年齢	-0.001	(-1.05)	-0.007	(-0.76)
消費者物価指数	-0.003	(-0.45)	-0.016	(-0.58)
非就業の親同居ダミー	0.005	(0.45)	-0.053	(-0.70)
学歴ダミー(ベース=大卒)				
中卒	-0.111	(-1.39)	0.017	(0.13)
高卒	-0.113	(-8.80)	-0.032	(-0.35)
専門・専修学校卒	-0.034	(-2.48)	-0.125	(-1.44)
短大・高専卒	-0.071	(-5.80)	-0.010	(-0.12)
セレクション調整項				
フルタイム	0.092	(0.68)	-0.012	(-0.50)
パートタイム	0.033	(0.90)	0.037	(0.40)
非就業	-0.015	(-2.57)	-0.002	(-0.10)
定数項	6.236	(7.10)	7.581	(2.55)
決定係数	0.187		0.360	
サンプル数	1,606		356	

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

(2) 既婚・子どもあり

	フルタイム労働者		パートタイム労働者	
	パラメータ	(<i>t</i> 値)	パラメータ	(<i>t</i> 値)
賃金(対数値)	0.306	(3.40)	0.305	(0.60)
× 1997年以降ダミー	-0.014	(-0.20)	-0.030	(-0.09)
本人以外の世帯月収(10万円)	-0.001	(-0.09)	-0.016	(-1.39)
× 1997年以降ダミー	0.005	(0.60)	0.016	(0.95)
就業調整ダミー	0.023	(0.13)	0.088	(1.31)
県別有効求人倍率(就業形態別)	0.137	(1.43)	-0.007	(-0.27)
貯蓄(100万円)	-0.003	(-2.16)	0.000	(-0.07)
借入(100万円)	0.000	(0.00)	-0.004	(-1.17)
持ち家ダミー	0.012	(0.46)	0.115	(1.62)
年齢	-0.001	(-0.28)	-0.018	(-2.24)
消費者物価指数	-0.007	(-0.52)	0.008	(0.18)
非就業の親同居ダミー	0.003	(0.14)	-0.071	(-1.17)
学歴ダミー(ベース=大卒)				
中卒	-0.122	(-1.52)	0.119	(0.64)
高卒	-0.088	(-2.16)	-0.038	(-0.32)
専門・専修学校卒	-0.045	(-1.22)	-0.110	(-0.81)
短大・高専卒	-0.119	(-3.44)	-0.055	(-0.42)
配偶者の学歴ダミー(ベース=大卒)				
中卒	0.083	(1.54)	0.083	(0.76)
高卒	0.051	(1.34)	0.113	(1.59)
専門・専修学校卒	0.089	(1.69)	0.178	(1.95)
短大・高専卒	-0.032	(-0.64)	0.285	(1.82)
セレクション調整項				
フルタイム	-0.405	(-1.46)	0.034	(1.10)
パートタイム	-0.032	(-0.59)	-0.206	(-1.57)
非就業	0.076	(2.41)	-0.052	(-1.29)
定数項	4.850	(3.22)	3.640	(0.77)
決定係数	0.385		0.427	
サンプル数	421		363	

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

(3) 既婚・子どもなし

	フルタイム労働者		パートタイム労働者	
	パラメータ	(<i>t</i> 値)	パラメータ	(<i>t</i> 値)
賃金(対数値)	-0.040	(-0.56)	0.111	(0.29)
× 1997年以降ダミー	-0.009	(-0.14)	-0.314	(-1.17)
本人以外の世帯月収(10万円)	-0.008	(-1.53)	-0.028	(-2.86)
× 1997年以降ダミー	0.008	(1.26)	0.024	(2.45)
就業調整ダミー	-0.045	(-1.32)	-0.091	(-2.19)
県別有効求人倍率(就業形態別)	0.017	(0.23)	0.001	(0.08)
貯蓄(100万円)	0.003	(3.14)	-0.005	(-2.01)
借入(100万円)	0.000	(0.50)	0.002	(1.34)
持ち家ダミー	-0.018	(-0.72)	-0.113	(-2.54)
年齢	0.002	(0.95)	-0.005	(-0.87)
消費者物価指数	0.008	(0.93)	-0.038	(-1.35)
非就業の親同居ダミー	-0.001	(-0.05)	0.051	(1.22)
学歴ダミー(ベース=大卒)				
中卒	-0.028	(-0.21)	0.271	(2.14)
高卒	-0.050	(-1.90)	0.080	(1.06)
専門・専修学校卒	0.009	(0.40)	0.071	(0.83)
短大・高専卒	-0.037	(-1.55)	0.124	(1.58)
配偶者の学歴ダミー(ベース=大卒)				
中卒	-0.109	(-2.92)	0.085	(1.03)
高卒	-0.033	(-1.69)	0.002	(0.05)
専門・専修学校卒	0.043	(1.53)	-0.119	(-1.75)
短大・高専卒	0.016	(0.55)	-0.019	(-0.23)
セレクション調整項				
フルタイム	-0.187	(-1.30)	0.071	(3.28)
パートタイム	-0.023	(-0.74)	-0.053	(-0.48)
非就業	0.004	(0.28)	-0.077	(-3.08)
定数項	4.242	(4.41)	8.976	(2.95)
決定係数	0.275		0.299	
サンプル数	555		720	

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

表5 就業形態選択関数の推計結果：限界効果（大卒除く）

(1) 既婚・子どもあり

	フルタイム労働		パートタイム労働		非就業	
	限界効果	(<i>t</i> 値)	限界効果	(<i>t</i> 値)	限界効果	(<i>t</i> 値)
フルタイム賃金（100円）	0.0002	(3.00)	0.0000	(-2.78)	-0.0001	(-3.00)
× 1997年以降ダミー	0.0000	(-1.33)	0.0000	(1.29)	0.0000	(1.33)
パートタイム賃金（100円）	0.0000	(1.33)	-0.0081	(-1.46)	0.0081	(1.46)
× 1997年以降ダミー	0.0000	(-0.24)	0.0009	(0.24)	-0.0009	(-0.24)
県別有効求人倍率（フルタイム）	0.0005	(1.82)	0.0000	(-1.77)	-0.0005	(-1.82)
× 1997年以降ダミー	0.0003	(1.08)	0.0000	(-1.07)	-0.0003	(-1.08)
県別有効求人倍率（パートタイム）	0.0000	(-0.15)	0.0005	(0.15)	-0.0005	(-0.15)
× 1997年以降ダミー	0.0000	(0.25)	-0.0005	(-0.25)	0.0005	(0.25)
本人以外の世帯月収（10万円）	0.0000	(0.12)	0.0007	(1.39)	-0.0007	(-1.40)
× 1997年以降ダミー	0.0000	(-1.31)	-0.0015	(-1.47)	0.0016	(1.49)
就業調整ダミー	0.0001	(0.55)	0.0084	(1.23)	-0.0085	(-1.24)
貯蓄（100万円）	0.0000	(-1.44)	-0.0015	(-2.67)	0.0015	(2.69)
借入（100万円）	0.0000	(0.77)	0.0004	(2.27)	-0.0004	(-2.29)
持ち家ダミー	0.0001	(2.03)	0.0113	(2.84)	-0.0115	(-2.88)
年齢	0.0000	(0.69)	0.0017	(3.41)	-0.0017	(-3.42)
消費者物価指数	0.0000	(0.32)	0.0004	(0.15)	-0.0004	(-0.15)
非就業の親同居ダミー	0.0000	(-0.82)	0.0001	(0.02)	0.0000	(-0.01)
学歴ダミー（ベース＝短大・高専卒）						
中卒	0.0000	(0.13)	-0.0129	(-2.71)	0.0129	(2.71)
高卒	0.0001	(0.97)	-0.0004	(-0.05)	0.0003	(0.04)
専門・専修学校卒	-0.0001	(-1.39)	-0.0044	(-0.88)	0.0045	(0.90)
配偶者の学歴ダミー（ベース＝大卒）						
中卒	0.0055	(1.96)	0.0538	(2.60)	-0.0593	(-2.88)
高卒	0.0003	(2.12)	0.0161	(3.31)	-0.0164	(-3.37)
専門・専修学校卒	0.0013	(1.77)	0.0096	(1.13)	-0.0110	(-1.29)
短大・高専卒	-0.0001	(-1.18)	0.0032	(0.29)	-0.0031	(-0.28)
前年のフルタイム労働ダミー	0.0034	(2.45)	-0.0001	(-2.33)	-0.0033	(-2.45)
前年のパートタイム労働ダミー	-0.0001	(-2.75)	0.2890	(9.87)	-0.2889	(-9.87)
対数尤度	-862.38					
擬似決定係数	0.587					
サンプル数	3,044					

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

(2) 既婚・子どもなし

	フルタイム労働		パートタイム労働		非就業	
	限界効果	(<i>t</i> 値)	限界効果	(<i>t</i> 値)	限界効果	(<i>t</i> 値)
フルタイム賃金(100円)	0.0051	(4.51)	-0.0011	(-4.18)	-0.0039	(-4.51)
× 1997年以降ダミー	0.0010	(1.19)	-0.0002	(-1.19)	-0.0008	(-1.19)
パートタイム賃金(100円)	0.0006	(1.16)	-0.0345	(-1.19)	0.0338	(1.19)
× 1997年以降ダミー	0.0003	(0.67)	-0.0188	(-0.68)	0.0185	(0.68)
県別有効求人倍率(フルタイム)	-0.0161	(-0.91)	0.0036	(0.91)	0.0125	(0.91)
× 1997年以降ダミー	0.0185	(0.95)	-0.0042	(-0.95)	-0.0143	(-0.95)
県別有効求人倍率(パートタイム)	-0.0010	(-1.80)	0.0534	(1.89)	-0.0524	(-1.89)
× 1997年以降ダミー	0.0002	(0.39)	-0.0085	(-0.39)	0.0084	(0.39)
本人以外の世帯月収(10万円)	-0.0019	(-1.62)	-0.0109	(-1.09)	0.0128	(1.27)
× 1997年以降ダミー	0.0007	(0.53)	0.0045	(0.43)	-0.0051	(-0.49)
就業調整ダミー	0.0079	(1.08)	0.1340	(2.49)	-0.1419	(-2.63)
貯蓄(100万円)	0.0003	(1.24)	-0.0101	(-3.79)	0.0098	(3.73)
借入(100万円)	0.0005	(3.38)	-0.0015	(-1.11)	0.0011	(0.78)
持ち家ダミー	-0.0020	(-0.42)	0.0438	(1.36)	-0.0418	(-1.30)
年齢	-0.0004	(-0.74)	0.0145	(3.60)	-0.0141	(-3.54)
消費者物価指数	-0.0010	(-0.46)	-0.0084	(-0.41)	0.0095	(0.46)
非就業の親同居ダミー	0.0019	(0.38)	0.0074	(0.19)	-0.0092	(-0.24)
学歴ダミー(ベース=短大・高専卒)						
中卒	0.0117	(1.16)	0.1461	(2.76)	-0.1579	(-2.94)
高卒	-0.0005	(-0.06)	0.1292	(1.71)	-0.1287	(-1.71)
専門・専修学校卒	0.0016	(0.15)	0.1560	(2.04)	-0.1576	(-2.07)
配偶者の学歴ダミー(ベース=大卒)						
中卒	0.0395	(1.92)	-0.0051	(-0.09)	-0.0344	(-0.59)
高卒	0.0129	(2.02)	0.0212	(0.62)	-0.0341	(-1.01)
専門・専修学校卒	-0.0014	(-0.22)	-0.1108	(-3.07)	0.1121	(3.10)
短大・高専卒	0.0256	(1.35)	-0.0152	(-0.21)	-0.0104	(-0.14)
前年のフルタイム労働ダミー	0.1129	(5.08)	-0.0255	(-4.65)	-0.0874	(-5.07)
前年のパートタイム労働ダミー	-0.0110	(-6.01)	0.5929	(23.87)	-0.5820	(-23.75)
対数尤度	-962.51					
擬似決定係数	0.544					
サンプル数	1,979					

注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

表6 労働時間選択関数の推計結果：限界効果（大卒除く）

(1) 既婚・子どもあり

	フルタイム労働者		パートタイム労働者	
	パラメータ	(t値)	パラメータ	(t値)
賃金（対数値）	0.126	(1.26)	0.410	(0.83)
× 1997年以降ダミー	0.021	(0.28)	-0.125	(-0.40)
本人以外の世帯月収（10万円）	-0.001	(-0.12)	-0.018	(-1.43)
× 1997年以降ダミー	0.012	(1.23)	0.018	(1.06)
就業調整ダミー	-0.060	(-0.34)	0.108	(1.80)
県別有効求人倍率（就業形態別）	0.161	(1.63)	-0.012	(-0.43)
貯蓄（100万円）	-0.002	(-1.34)	0.001	(0.13)
借入（100万円）	-0.001	(-0.53)	-0.001	(-0.35)
持ち家ダミー	0.006	(0.23)	0.095	(1.35)
年齢	-0.003	(-0.63)	-0.018	(-2.17)
消費者物価指数	0.011	(0.63)	0.029	(0.74)
非就業の親同居ダミー	0.003	(0.12)	-0.035	(-0.65)
学歴ダミー（ベース＝短大・高専卒）				
中卒	-0.033	(-0.43)	0.209	(1.30)
高卒	-0.048	(-1.08)	0.021	(0.19)
専門・専修学校卒	0.050	(1.18)	-0.039	(-0.38)
配偶者の学歴ダミー（ベース＝大卒）				
中卒	0.147	(1.91)	0.058	(0.51)
高卒	0.096	(1.92)	0.078	(1.10)
専門・専修学校卒	0.138	(1.85)	0.159	(1.73)
短大・高専卒	-0.026	(-0.33)	0.235	(1.38)
セレクション調整項				
フルタイム	-0.420	(-1.42)	0.048	(1.66)
パートタイム	-0.020	(-0.36)	-0.215	(-1.50)
非就業	0.073	(2.05)	-0.066	(-1.39)
定数項	3.302	(1.82)	1.046	(0.23)
決定係数	0.374		0.442	
サンプル数	334		346	

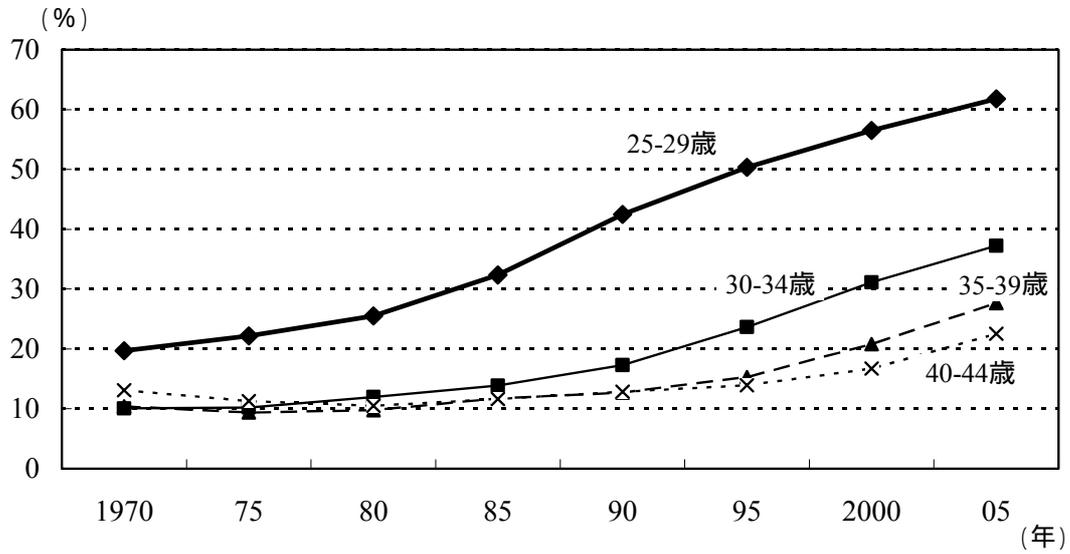
注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

(2) 既婚・子どもなし

	フルタイム労働者		パートタイム労働者	
	パラメータ	(<i>t</i> 値)	パラメータ	(<i>t</i> 値)
賃金(対数値)	-0.103	(-1.25)	0.269	(0.71)
× 1997年以降ダミー	-0.005	(-0.07)	-0.506	(-1.91)
本人以外の世帯月収(10万円)	-0.003	(-0.52)	-0.030	(-2.56)
× 1997年以降ダミー	0.004	(0.55)	0.027	(2.26)
就業調整ダミー	-0.005	(-0.12)	-0.047	(-1.11)
県別有効求人倍率(就業形態別)	0.060	(0.79)	0.005	(0.32)
貯蓄(100万円)	0.001	(1.38)	-0.001	(-0.34)
借入(100万円)	0.000	(0.55)	0.001	(0.34)
持ち家ダミー	-0.035	(-1.17)	-0.109	(-2.34)
年齢	0.003	(1.11)	-0.004	(-0.65)
消費者物価指数	0.015	(1.67)	-0.037	(-1.25)
非就業の親同居ダミー	-0.004	(-0.21)	0.047	(1.10)
学歴ダミー(ベース=短大・高専卒)				
中卒	0.035	(0.22)	0.175	(1.53)
高卒	-0.020	(-0.74)	-0.033	(-0.52)
専門・専修学校卒	0.029	(1.03)	-0.032	(-0.56)
配偶者の学歴ダミー(ベース=大卒)				
中卒	-0.117	(-3.07)	0.038	(0.44)
高卒	-0.031	(-1.52)	-0.034	(-0.71)
専門・専修学校卒	0.011	(0.33)	-0.120	(-1.69)
短大・高専卒	-0.002	(-0.07)	-0.010	(-0.12)
セレクション調整項				
フルタイム	-0.354	(-2.10)	0.083	(3.73)
パートタイム	-0.046	(-1.21)	-0.138	(-1.15)
非就業	0.024	(1.37)	-0.066	(-2.53)
定数項	3.412	(3.26)	8.706	(2.70)
決定係数	0.279		0.303	
サンプル数	460		659	

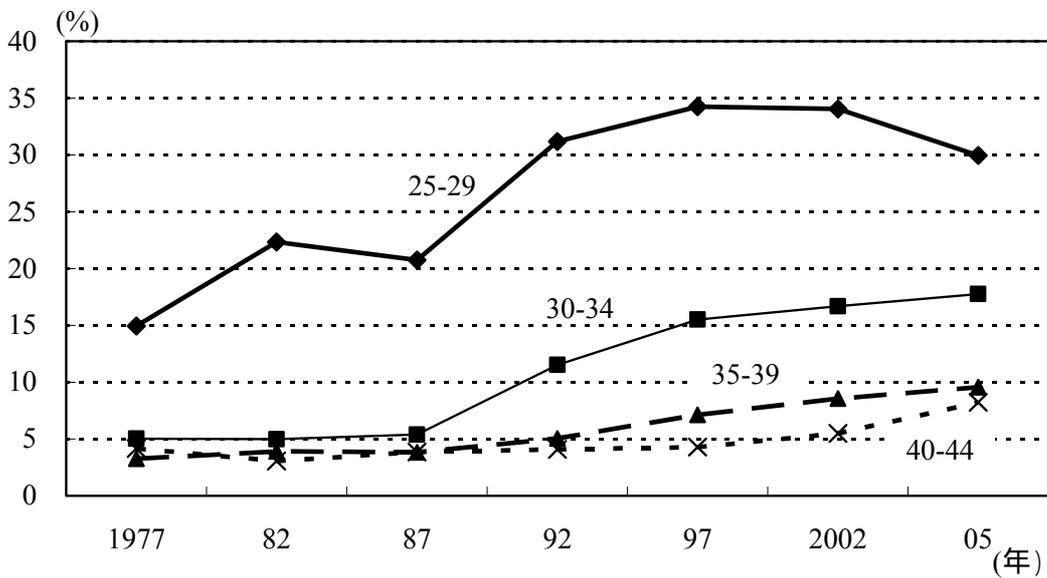
注) 年次ダミーおよび都道府県ダミーは掲載を省略

図1 女性の年齢別・未婚比率の推移



出所：『国勢調査』（総務省）

図2 既婚女性の年齢別・子どもなし比率の推移



出所：『出生動向基本調査』（国立社会・人口問題研究所）