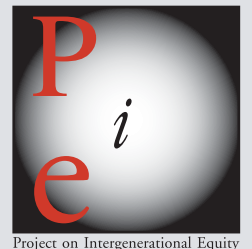


異時点間の労働供給弾性値 (Frisch弾性値) の計測：  
わが国有配偶 女性のマイクロ・データを用いた検証

黒田祥子・山本勲

August 2007



# 異時点間の労働供給弾性値（Frisch 弾性値）の計測： わが国有配偶女性のマイクロ・データを用いた検証

Estimating Frisch Labor Supply Elasticity: A Case for Japanese Married Females

2007年8月

くろださちこ やまもと いさむ  
黒田祥子<sup>†</sup>・山本 勲<sup>‡</sup>

## 要 旨

本稿では、20～30代を中心とする有配偶女性の個票データ（家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』〈1993～2001年調査〉）を用いて、異時点間の労働供給弾性値である Frisch 弾性値を推計するとともに、1990年代以降の景気後退期における、わが国の有配偶女性の労働供給行動を明らかにした。

分析の結果、フルタイム労働の場合、賃金が限界的に1%変化した際の、労働市場の参入・退出行動（extensive margin）に関する Frisch 弾性値は0.285になることがわかった。また、労働時間の選択行動（intensive margin）に関する Frisch 弾性値は、フルタイム労働で0.132、パートタイム労働で0.292と推計された。賃金の一時的な変動に対する労働供給行動の変化が intensive margin よりも extensive margin の影響を強く受けるとの結果は、米国の先行研究で明らかにされてきたが、わが国でもフルタイム労働を中心に同様の特徴が示されたことになる。

次に、就業（求職）意欲喪失効果については、景気後退が深刻化した1997年から1999年にかけて、フルタイム労働に関して顕現化していたことがわかった。また、追加労働者効果についても、本人以外の世帯収入の低下がフルタイム労働やパートタイム労働の選択確率を上昇させるとともに、パートタイム労働の労働時間の増加を通じて、1990年代に存在したことが示された。

<sup>†</sup> 一橋大学 (E-mail: kuroda@ier.hit-u.ac.jp)

<sup>‡</sup> 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。また、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. Frisch 弾性値.....	3
3. 推計モデル.....	5
(1) 就業形態選択関数の導出.....	6
(2) 労働時間選択関数の導出.....	7
(3) 資産の限界効用 $\lambda$ の取り扱い.....	7
4. 利用データおよび変数.....	8
5. 推計結果.....	11
(1) 就業形態選択関数.....	11
(2) 労働時間選択関数.....	13
6. おわりに.....	14
参考文献.....	15

## 1. はじめに

多くの労働経済学の教科書において、「労働供給」は最も重要なトピックの1つとなっており、そこでは、効用最大化原理にもとづく経済主体（個々人や家計）が、賃金水準や経済環境に応じてどのような労働供給行動をとるかについて解説されている。このうち、賃金水準が限界的に1パーセント変化した際に労働供給量が何パーセント変化するかを示す感応度は、「労働供給の賃金弾性値」（以下、「労働供給弾性値」と呼ばれており、労働市場のダイナミクスを描写するうえで非常に重要な位置を占める。なぜならば、景気循環に伴って賃金が増加した場合、労働供給弾性値の大きさに応じて労働供給量も変化するため、これが労働需給や失業の大きさに直接的に影響するからである。

労働供給弾性値は、静学モデルに基づく同時点間の労働供給弾性値と、動学モデルに基づく異時点間の労働供給弾性値の2つに大別される。これまで、わが国では、同時点内の労働供給行動を分析した優れた先行研究が多数蓄積されてきたものの<sup>1</sup>、労働供給弾性値の推計例を提示したものは筆者たちが知る限りあまり多くはない。また、異時点間の労働供給弾性値にいたっては、その推計例を示したものはきわめて少ない<sup>2</sup>。しかし、Prescott[1986]が指摘するように、異時点間の労働供給弾性値、その中でもFrisch弾性値と呼ばれる弾性値は、経済学における最も重要なパラメータの1つであり、その水準や特性については、わが国のデータを用いた研究の蓄積が望まれる。

そこで、本稿では、20～30代を中心とする有配偶女性の個票データを用いて、わが国のFrisch弾性値の推計例を提示することを主たる目的とする<sup>3</sup>。分析はラ

---

<sup>1</sup> 代表的なものとしては、ダグラス＝有澤の法則を検証した小尾らの一連の分析が挙げられる（詳細は例えば、体系的に整理された小尾・宮内[1998]、宮内[1999]を参照）。また、関連文献としては、Shimada and Higuchi[1985]やYoshikawa and Ohtake[1988]、Hill[1989]、川口[1999]などがある。このほか、有配偶女性のパートタイム労働を中心とした労働供給行動について分析したものとして、安部・大竹[1995]、神谷[1997]、永瀬[1997]、大石[2003]、Akabayashi[2006]などが挙げられる。

<sup>2</sup> 集計データを利用してFrisch弾性値を計測した先行研究には、Osano and Inoue[1991]、Braun *et al.*[2006]、黒田・山本[2007a]がある。

<sup>3</sup> これまで推計例がなかったことから、わが国のマクロ経済分析でFrisch弾性値を用いたシミュレーションを行う場合などには、米国の実証研究で示されたFrisch弾性値をそのまま援用したり、アドホックな仮定がおかれたりすることが多かった。したがって、わが国の個票データを用いてFrisch弾性値を提示することは、1990年代のわが国の労働供給行動を明らかにすることのほかに、マクロ経済学・労働経済学の双方にとって学術的な貢献にもなりうる。マクロ経済学への貢献という意味では、本稿が20～30代を中心とする有配偶女性という限定した層を対象としている点には留意が必要であるが、労働供給弾性値に影響

ライフサイクル・モデルに準拠し、労働供給関数の構造推定を行ったうえで、異時点間の労働供給弾性値である Frisch 弾性値を求める。もっとも、わが国では従来からその存在が指摘されてきたとおり、景気循環と労働供給の関係としては、景気後退に伴って職探しを諦めてしまう求職意欲喪失効果や、景気後退に伴う（本人以外の）世帯収入の減少を補うために労働供給量を増やす追加労働者効果も重要である。このため、本稿では、求職意欲喪失効果や追加労働者効果の識別も可能となるように労働供給関数を定式化したうえで、1990年代以降のわが国の景気後退期に、有配偶女性がどのような労働供給行動をとっていたのかを明らかにする。

本稿の分析上の特徴点としては、有配偶女性の労働供給行動を構造推定する際に、労働供給行動をいくつかに分けて捉えることが挙げられる。具体的には、人々の労働供給行動を、就業選択行動（extensive margin）と労働時間選択行動（intensive margin）の2つに分ける。さらに、労働供給の形態をフルタイム労働とパートタイム労働に分ける。このような分解によって、労働供給行動の詳細な分析が可能となり、例えば、賃金の変化に対する労働供給行動の変化が就業選択と労働時間選択のいずれで大きく生じるのか、あるいは、追加労働者効果や就業意欲喪失効果があるとするれば、フルタイム労働とパートタイム労働のいずれで顕著にみられるか、といった点を把握することができる。こうした労働供給行動の分解を行うため、労働供給関数としては、個々人がどのような就業形態（フルタイム労働、パートタイム労働、非就業）を選択するかを示す就業形態選択関数（多項ロジット・モデル）<sup>4</sup>と、就業を選択した労働者がどの程

---

を与えるライフスタイルや嗜好の変化といった事象は、本稿で分析対象とする20～30代の女性で顕著に現れていると推測できるため、一定の分析意義があるものと考えられる。

<sup>4</sup> 昨今ではパネル・データの利用が可能となったことから、有配偶女性の労働供給行動を分析する研究が多く発表されてきている。代表的なものとしては、世帯主の所得変動を恒常的な変動と一時的な変動に分け、1990年代に世帯主の恒常所得低下を受けて妻の追加労働者効果が顕在化したことを示した樋口[2001]や、予期せぬ負のショックに見舞われた世帯における妻の労働供給行動を分析した小原[2005]などがある。これらの先行研究では、就業するかしないかという2値選択のプロビットモデルが採用されており、フルタイム労働とパートタイム労働を同じ就業状態として扱っている。しかし、両者の働き方は労働条件面等が大きく異なるため、労働供給を行う際の意志決定にも違いが生じている可能性がある。本稿ではこれらの先行研究で得られた知見をさらに発展させて、フルタイム労働とパートタイム労働の就業形態の違いや就業希望者と非就業希望者の違いなどを多項ロジット・モデルで捉える。なお、1時点のクロスセクション・データを利用した多項ロジット・モデルの先行研究には、例えば、高山・有田[1992]、大沢[1993]、松浦・滋野[2000]などがある。中でも、松浦・滋野[2000]は、労働市場の需給状態も考慮にいれている点で本稿と問題意識が似ているが、異時点間の代替を含めた動学的な労働供給行動を捉えるとい

度の労働供給時間を選択するかを示す労働時間選択関数の2つを推計する。

本稿の構成は、以下のとおりである。次節では、Frisch 弾性値についての概要を解説する。続く3節では、具体的に推計に用いるモデルの解説を行い、4節では、本稿で取り扱うデータについて述べる。5節では、分析結果を観察し、最終節で本稿のまとめを行う。

## 2. Frisch 弾性値

Frisch 弾性値とは、動学モデルに基づく異時点間の労働供給弾性値の1つであり、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。Frisch 弾性値は、この異時点間の労働供給弾性値の1つであり、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。

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異同については、黒田・山本 [2007a] を参照されたい。

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

$$U = \sum_t \beta^t U(c_t, h_t, x_t) \quad (1)$$

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

ここで、 $\beta$  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

---

う点で異なる。

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 (3)~(5) 式のように表せる。

$$U_c(c_t, h_t, x_t) = \lambda_t p_t \quad (3)$$

$$U_h(c_t, h_t, x_t) = -\lambda_t w_t \quad (4)$$

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

ただし、ここで  $\lambda_t$  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  $\lambda_t$  について整理すると、以下の (6)~(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。

$$c_t = c(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) \quad (6)$$

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) \quad (7)$$

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

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

ここで、Frisch 弾性値は (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  $\lambda_t$  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。将来の賃金や資産などの変数は、今期の資産の限界効用を通じてのみ、今期の労働時間や消費に影響を与えると考えられる。このため、今期の資産の限界効用を一定とすることで、Frisch 弾性値は、労働供給の異時点間の代替効果 (今期の賃金変化が異時点間の

労働供給の配分を変える効果)を含めた労働供給弾性値を表す。

労働供給弾性値の中で動学的な要素を含んでいるのが Frisch 弾性値であり、それは (7) 式にいくつかのコントロール変数  $m_t$  を加えた (9) 式の推計を通じて、賃金  $w_t$  のパラメータとして得られる。

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t, m_t) \quad (9)$$

なお、ここまでの議論では、代表的個人を想定し、労働供給に関して内点解 ( $h_t > 0$ ) が選択されるとの仮定を置いていた。しかし、本来、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 ( $h_t = 0$ ) が選択される可能性も考慮すべきである。

上述のモデルに沿って説明すると、端点解は (4) 式において、

$$U_h(c_t, h_t = 0, x_t) < -\lambda_t w_t \quad -U_h(c_t, h_t = 0, x_t) / \lambda_t > w_t$$

となる場合、すなわち、 $h_t = 0$  のときの労働の限界不効用 (留保賃金) が賃金を上回るときに選択される。

労働供給弾性値を個票データから推計する際には、代表的個人ではなく、多様性のある個人々々をサンプルとするため、(4) 式において端点解が選択されることが少なくない。この場合、労働供給弾性値は、賃金が 1 パーセント変化したときに、内点解を選択する人の労働時間がどの程度変化するかという「労働時間の選択 (intensive margin)」に加えて、どの程度の人か端点解を選ぶようになるか(逆に内点解を選ぶようになるか)という「就業の選択 (extensive margin)」も反映することになる。本稿では、次節で詳しく解説するように、2 つの労働供給行動を別々に推計する。

### 3. 推計モデル

上述のとおり、本稿では個票データを利用し、個人々々の労働供給行動を、フルタイム労働、パートタイム労働、非就業という 3 つの就業形態から 1 つを選択する第 1 段階と、就業 (フルタイム労働あるいはパートタイム労働) を選択した場合に労働時間を選択する第 2 段階に分割する。そして、第 1 段階を就業



形態選択関数、第 2 段階を労働時間選択関数として表し、それぞれを推計する。それぞれの選択関数の導出については、以下のとおりである。

### (1) 就業形態選択関数の導出

各個人  $i$  が選択する就業形態  $j$  として、フルタイム労働  $f$ 、パートタイム労働  $p$ 、非就業  $n$  の 3 つの選択肢があると仮定した多項ロジット・モデルを推計する<sup>5</sup>。ここでは、(9) 式の端点解として就業選択関数が得られることを想定しているため、就業形態  $j$  の価値を決める変数については (9) 式を参考に、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  $x_i$ 、その他コントロール変数  $m_i$ 、資産の限界効用  $\lambda_i$  を考える（添え字  $t$  は省略）。

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  $z_{ij}$  で以下のようにセレクション・バイアスを調整したフルタイム労働とパートタイム労働の賃金関数をそれぞれ推計したうえで、そこから算出した推定賃金を用いる。

$$\begin{aligned}
 W_{if} &= \gamma' z_{if} + \phi_f^f \ln \Pr_{if} \left( \Pr_{if} / (1 - \Pr_{if}) \right) + \phi_f^p \ln \Pr_{ip} + \phi_f^u \ln \Pr_{iu} + \phi_f^n \ln \Pr_{in} + v_{if} \quad (10) \\
 W_{ip} &= \gamma' z_{ip} + \phi_p^p \ln \Pr_{ip} \left( \Pr_{ip} / (1 - \Pr_{ip}) \right) + \phi_p^f \ln \Pr_{if} + \phi_p^u \ln \Pr_{iu} + \phi_p^n \ln \Pr_{in} + v_{ip} \\
 & \qquad \qquad \qquad j = \{f, p, n\}
 \end{aligned}$$

ここで右辺第 2~5 項は、フルタイムあるいはパートタイムで働い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<sup>6</sup>。また、 $\phi_j^j$  は推計パラメータである。

なお、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、

<sup>5</sup> 就業形態としては、非就業をさらに就業希望（広義の失業）と非就業希望に分け、合計で 4 つの選択肢を想定することも考えられる。しかし、実際に 4 つの就業形態を用いて多項ロジット・モデルを推計した結果、就業希望と非就業希望に統計的に有意な違いがないとの帰無仮説は棄却できなかったため、本稿では 3 つの就業形態を仮定する。

<sup>6</sup> 詳しくは Dubin and McFadden [ 1984 ] を参照。

(10) 式の賃金関数を推計することによって、非就業者がフルタイムあるいはパートタイム労働を選択した場合の賃金など、観察されない賃金を算出することができる。ただし、(10) 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、まず賃金の代わりに操作変数  $z_{ij}$  で表した誘導形の就業選択関数を推計し、そこから各就業形態の推定確率を算出したものを(10)式に用いる。

すなわち、推計は、誘導形の就業形態選択関数を推計したうえで、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推計したうえで、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、それらの推定賃金を用いて、就業形態選択関数を推計するという3段階をとる。

## (2) 労働時間選択関数の導出

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、(9)式に基づき、以下の式を推計する。

$$h_{ij} = h(p_i, w_{ij}, x_i, \lambda_i, m_i) \quad , \quad j = \{f, p\} \quad (11)$$

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。

## (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、(9)式をベースとしていることから、共に資産の限界効用  $\lambda_i$  を推計式に含んでいる。しかし、資産の限界効用  $\lambda_i$  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  $\lambda_i$  に関するオイラー方程式である(8)式を次の(8')式に変形し、それを(9)式に代入した(12)式を横断面データから推計する方法である。

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} - \kappa_{t-1} + v_t \quad (8')$$

$$= \lambda_0 - \sum_{j=1}^t \kappa_{j-1} + \sum_{j=1}^t v_j \approx \lambda_0 + bt + \sum_{j=1}^t v_j = \rho q + bt + \sum_{j=1}^t v_j \quad (12)$$

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, t, q, m_t)$$

ただし、 $v_t$  は  $\lambda_t$  に関する予測誤差、 $q$  は  $\lambda_t$  の初期値  $\lambda_0$  を決める変数ベクトル、 $\rho$  はその係数ベクトル、 $b$  は簡単化のために  $b \approx \bar{\kappa} = \ln(\beta(1+r))$  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、代表的個人が資産の限界効用に関する初期値  $\lambda_0$  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  $\lambda_t$  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  $\lambda_0$  は年齢によって変わらない固定効果  $q$  で説明されると仮定し、(12) 式には、年齢  $t$  とともに  $q$  が変数に加わっている<sup>7</sup>。本稿では、就業形態選択関数および労働時間選択関数とともに、年齢  $t$  と固定効果  $q$  を  $\lambda_t$  の代理変数として採用する。

#### 4. 利用データおよび変数

本稿の分析には、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』(1993～2001年調査)の個票データを利用する<sup>8</sup>。

分析の対象は、有配偶女性である。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ヶ月あたり労働時間(「平日の1日あたり労働時間×(7-1週間当たりの休日数)」と「休日の1日あたり労働時間×1週間あたり休日数」の和を1週間あたり総労働時間としてこれを4倍したものを)

<sup>7</sup> MaCurdy[1981]やAltonji[1986]で示されたとおり、(8)式の差分をとったものを(9)式の差分をとった式に代入することによって、 $t$  を消去した推計モデル(固定効果モデル)を導出する方法もある。この方法を援用した例としては、黒田・山本[2007b]を参照されたい。

<sup>8</sup> 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。

用いる<sup>9</sup>。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  $x_i$ 、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。

まず、就業形態選択および労働時間選択関数に採用する賃金  $w_{ij}$  は、(10)式の賃金関数で推計された推定賃金であるが、その賃金関数を推計する際には、年間収入を年間労働時間(1ヶ月当たり労働時間×12)で除した時間当たり賃金(労働時間選択関数は対数をとったもの)を採用する。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<sup>10</sup>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  $p$  は、『消費者物価指数年報』(総務省)より、県別の消費者物価指数の年平均値を用いる。その他のコントロール変数  $m_i$  には、労働市場の需給を表すマクロ変数として、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。また、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ることで、パネル・データの特性も利用する。これは、

---

<sup>9</sup> 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。前者の離散変数は賃金が支払われない「サービス残業」と支払いがあった労働時間について別々の項目が設けられているという利点があるものの、選択の幅が粗いという問題もある。一方、後者の場合はサービス残業が含まれている可能性があるという問題がある。離散変数の中央値を用いた場合と、連続変数を用いた場合とで結果がどの程度異なるか等の頑健性チェックは今後の課題である。サービス残業については、今期の労働時間の増加が来期以降の賃金上昇や昇進を規定する可能性などが考えられ、ライフサイクル・モデルの射程を超えるため、本稿では深く立ち入らないが、ライフサイクル・モデル以外の理論モデルに基づいた労働供給行動の分析も今後の重要な課題である(サービス残業に関する先行研究については、三谷[1997]や高橋[2005]を参照されたい)。

<sup>10</sup> 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。

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。

なお、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<sup>11</sup>。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。つまり、預貯金等の流動資産を保有している個人であれば、たとえ借入市場が不完全であっても、自らの金融資産を取り崩すなどして異時点間の労働供給代替を行うことができると仮定する<sup>12</sup>。

賃金関数を推計する際に用いる操作変数  $z_{ij}$  には、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。なお、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示した。

---

<sup>11</sup> ライフサイクル・モデルに基づく Frisch 弾性値は、流動性制約が存在しないことを暗黙裡に仮定している。しかし、流動性制約が存在する場合、(1) 式の異時点間の効用を最大化する際に、代表的個人は (2) 式の予算制約とともに、各期において資産がプラス ( $a_t > 0, \forall t$ ) という別の制約も受ける。その結果、1 階の条件である (8) 式の資産の限界効用のオイラー方程式には、借入の限界効用  $\varphi$  (marginal utility of borrowing) が入る。一般に、Frisch 弾性値の推計では、資産の限界効用を観察しにくいため、(7) 式とともに (8) 式を用いるが、(8) 式に借入の限界効用  $\varphi$  が含まれることを考慮せずに Frisch 弾性値を推計すると、一致性が得られなくなる (Domeij and Floden [2002])。なお、わが国では、Kohara and Horioka [2006] が、20~30 歳代の比較的若い既婚世帯の 8~15% は流動性制約に直面していることを示している。

<sup>12</sup> もっとも、1990 年代のわが国のように予期せぬ大きな負のショックに見舞われた経済を分析対象とする場合は、預貯金を取り崩した世帯が労働供給行動を変化させた可能性についても考慮すべきかもしれない。そこでもう 1 つのケースとして、預貯金がないサンプルも加えた場合もあわせて推計した。紙幅の都合上、結果の掲載は割愛するが、得られた結果は預貯金があるサンプルに限定した場合に比べて、符号条件は、ほとんど変わらないものの、賃金の係数は、貯蓄ありのサンプルに限った場合に比べて若干小さくなった。これは、流動性制約がある場合、(賃金の変動に応じて自由に労働供給を変化できないため) Frisch 弾性値が小さくなるとの理論と整合的といえる。

## 5. 推計結果

### (1) 就業形態選択関数

表 2 に、就業形態選択関数を推計した結果を示した。表 2 では、各変数が就業形態選択確率に与える限界効果を掲載している<sup>13</sup>。

まず、賃金の変化に応じた就業形態選択行動 (extensive margin) をみるために、賃金の限界効果に注目する。フルタイム労働に対するフルタイム賃金の限界効果をみると、0.005 と有意にプラスとなっている。これは、フルタイム賃金 (時給) が限界的に 100 円減少すると、フルタイム労働の選択確率は 0.005% 減少することを意味する。この推計値をもとに、extensive margin の Frisch 弾性値を試算すると 0.285 となる。

一方、パートタイム賃金の限界効果についてみてみると、パートタイム労働の選択確率に与える影響はマイナスとなっている。ここでは労働供給行動を捉えているため、一般には、賃金は労働の選択確率にプラスの影響を与えると考えられるが、その逆の結果が得られている点には留意が必要である。わが国の場合、パートタイム労働の選択は賃金以外の要因で決定されることを反映している可能性があるほか、本稿が準拠したライフサイクル・モデルが成立していない可能性がある<sup>14</sup>。この点については今後の分析課題として残される。

その他の変数については、特に重要と思われる 2 つの変数 (県別有効求人倍率および本人以外の世帯月収) に着目する。まず、有効求人倍率は、就業 (求職) 意欲喪失効果を識別することを意図して説明変数に加えている。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完全に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の度合いを有効求人倍率で捉えることが必要となる<sup>15</sup>。そして、この有効求人倍率にかかる係数が就業 (求職) 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

<sup>13</sup> 推定賃金を推計するための賃金関数の推計結果は、表 A を参照されたい。

<sup>14</sup> Kohara and Horioka [2006] は、消費に関するオイラー方程式を推計し、わが国ではライフサイクル・モデルが成立していない可能性を指摘している。

<sup>15</sup> 黒田・山本 [2006] では、1990 年代のデフレ環境下において、名目賃金が下方に硬直的となった結果、労働市場の需給が調整されず、失業率が上昇したことを示している。

プラスに推計されれば、需給の悪化に伴って職探しを諦め、結果的に労働供給が減少する効果が存在することを示唆する<sup>16</sup>。そこで、表2をみると、フルタイム労働とパートタイム労働とも、県別有効求人倍率の係数は統計的に有意になっていないことがわかる。この結果は、就業（求職）意欲喪失効果の存在を示してきた従来研究成果と異なるが、本当であろうか。

この点を詳しく見極めるため、県別有効求人倍率と年ダミーの交差項を推計式に追加し、係数が年毎に変化する可能性を探ってみた。その結果、県別有効求人倍率の係数は、パートタイム労働については各年とも有意でなかったものの、フルタイム労働については年によってプラスに有意な結果が得られた。そこで、フルタイム労働の県別有効求人倍率の係数の推移を図1に示した。この図をみてわかるように、就業（求職）意欲喪失効果を示す県別有効求人倍率の係数は、1994～96年ではゼロとなっているものの、1997年から1999年にかけてはプラスに有意に推計されている。フルタイム労働の有効求人倍率は1990年代を通して低下傾向にあったが、その既往最低値は、全国平均でみて1999年に記録されている（0.39）。このことは、フルタイム労働については、景気後退に伴う労働市場の需給悪化がより深刻化しないと、就業（求職）意欲喪失効果は顕現化しない傾向があると解釈できよう。つまり、景気後退が進行してもしばらくの間は職探しを諦めて非労働力化する行動はみられないものの、景気後退が深刻化し、その影響が労働市場に深く浸透してくると、就業機会の減少を強く認識し、フルタイム労働での職探しを諦める行動があることを、この推計結果は示しているといえる。一方、パートタイム労働については、有効求人倍率が推計期間を通して1を超えていたこともあって、そもそも就業（求職）意欲喪失効果が生じる環境ではなかったと推察することができる。

次に、本人以外の世帯月収についてみる。本稿では、本人以外の世帯月収は、追加労働者効果を識別するために説明変数として採用している。この係数がフルタイム労働やパートタイム労働に対してマイナスに推計される場合には、本人以外の世帯月収の低下を補填するために就業するとの追加労働者効果が存在

---

<sup>16</sup> ここでは操作変数を用いて就業形態選択関数の推計を行うことで、就業形態の選択に関する労働需要側の要因は除去されていることを想定している。しかし、現実には適切な操作変数を取り入れることが困難であるため、ある程度の労働需要要因が混在してしまう可能性があることは留意すべきである。つまり、就業に対する有効求人倍率の影響がプラスに推計されたとしても、そこには労働需要側の要因として、有効求人倍率の低下が就業機会を減らし、そのために就業を選択できる確率が低くなっている影響も含まれている可能性がある。

するとみなすことができる。そこで、表 2 をみてみると、配偶者の月収はフルタイム労働・パートタイム労働ともにマイナスで有意な結果が得られている。つまり、1990 年代には、本人以外の世帯月収の低下が就業確率を高めるといふ追加労働者効果がたしかに存在したことが確認できる。なお、この推計結果から、配偶者の月収に対する労働供給弾性値(クロス弾性値)を試算すると、0.008(フルタイム労働)、0.027(パートタイム労働)となる。

なお、就業(求職)意欲喪失効果と同様に、Frisch 弾性値と追加労働者効果についても年毎に変化する可能性を調べてみたが、いずれも統計的に有意な変化は検出されなかった。

## (2) 労働時間選択関数

フルタイム労働とパートタイム労働のそれぞれについて、労働時間選択関数を推計した結果は表 3 のとおりである。

まず、賃金(対数値)の係数をみると、フルタイム労働については 0.132 という結果が得られた。労働時間選択関数については、被説明変数が労働時間(対数値)なので、賃金(対数値)の係数が intensive margin の Frisch 弾性値に相当する。先に示した就業形態選択関数から得られた extensive margin の Frisch 弾性値 0.431 と比べると、intensive margin の Frisch 弾性値はその 1/4 程度と、非常に小さい。この結果は、労働供給のダイナミクスの大部分を規定しているのは extensive margin であるとした Heckman(1993)の結論と整合的である。

一方、パートタイム労働の賃金の係数は 0.292 と有意な結果が得られており、フルタイム労働よりもパートタイム労働の方が一時的な賃金変化に対して弾力的に労働時間の調整を行っていることが把握できる。このことは、一般的にフルタイム労働者よりもパートタイム労働者の方が労働時間の選択(調整)を行いやすいことと整合的である。ちなみに、就業調整ダミーは、フルタイム労働・パートタイム労働ともに有意となっておらず、就業調整ダミーという変数では、必ずしも税制の歪みに伴う労働時間調整を正しく捉えられていない可能性も考えられる。

次に、追加労働者効果を確認するために本人以外の世帯月収をみてみると、フルタイム労働については有意な結果がでていないものの、パートタイム労働では、マイナスで有意な結果が得られている。この結果は表 2 でみた就業形態選択関数における追加労働者効果の動きと同様、本人以外の世帯月収の減少を



補填するために、パートタイム労働の労働時間を増加させる傾向が存在したことが確認できる。

## 6. おわりに

本稿では、20～30代を中心とする有配偶女性の個票データ（家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』＜1993～2001年調査＞）を用いて、異時点間の労働供給弾性値である Frisch 弾性値を推計するとともに、1990年代以降の景気後退期に、わが国の有配偶女性がどのような労働供給行動をとっていたのかを明らかにした。

まず、Frisch 弾性値については、フルタイム労働の賃金が限界的に1%上昇すると、フルタイム労働の選択確率が0.005%上昇し、これを労働市場の参入・退出行動（extensive margin）に関する Frisch 弾性値に換算すると0.285になることがわかった。しかし、パートタイム労働については、賃金が増加するとパートタイム労働の選択確率がむしろ低下するという、理論と整合的でない結果が得られた。一方、労働時間の選択行動（intensive margin）に関する Frisch 弾性値は、フルタイム労働で0.132、パートタイム労働で0.292と推計された。賃金の一時的な変動に対する労働供給行動の変化が intensive margin よりも extensive margin の影響を強く受けるとの結果は、米国の先行研究で明らかにされてきたが、わが国でもフルタイム労働で同様の特徴が示されたことになる。

次に、景気後退期に観察されやすいとされる就業（求職）意欲喪失効果と追加労働者効果については、以下のような結果が得られた。就業機会の減少によって職探しを諦めて非労働力化する就業（求職）意欲喪失効果については、パートタイム労働では観察されないものの、フルタイム労働では景気後退が深刻化した1997年から1999年にかけて顕現化していたことがわかった。また、本人以外の世帯収入の減少によって労働供給を増やさない追加労働者効果については、フルタイム労働やパートタイム労働の選択確率の上昇、さらには、パートタイム労働の労働時間の増加を通じて、1990年代に存在したことが示された。

## 参考文献

- 安部由紀子・大竹文雄、「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」、『季刊・社会保障研究』、国立社会保障・人口問題研究所、1995年、12～134頁
- 大石亜希子、「有配偶女性の労働供給と税制・社会補償制度」、『季刊・社会保障研究』、国立社会保障・人口問題研究所、39(3)、2003年、286～300頁
- 大沢真知子、『経済変化と女子労働』日本評論社、1993年
- 小尾恵一郎・宮内環、『労働市場の順位均衡』、東洋経済新報社、1998年
- 神谷隆之、「女性労働の多様化と課題——税・社会保険制度における位置付け」、『フィナンシャル・レビュー』、大蔵省財政金融所、1997年、29～49頁
- 川口章、「ダグラス=有澤法則は有効なのか」、『日本労働研究雑誌』、労働政策研究・研修機構、No.501、2002年、18～21頁
- 黒田祥子・山本勲、『デフレ下の賃金変動——名目賃金の下方硬直性と金融政策』、東京大学出版会、2006年
- ・———、「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
- ・———、「1990年代後半の労働供給弾性値の変化の背景：マクロとマイクロの双方の視点から」、2007年b、mimeo
- 小原美紀、「夫の失業リスクと妻の労働供給」、『雇用と失業に関する調査研究報告書( )』(第7章)、雇用・能力開発機構、関西社会経済研究所、2005年、97-108頁
- 高橋陽子、「ホワイトカラー『サービス残業』の経済学的背景 労働時間・報酬に関する暗黙の契約」、『日本労働研究雑誌』No.536、2005年、56～68頁
- 高山憲之・有田富子、「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」、『日本経済研究』N0.22、1992年、19～45頁
- 永瀬伸子、「既婚女子の労働供給——短時間、長時間労働供給関数の推定」、『経済研究』、一橋大学、1997年、49～57頁
- 樋口美雄、『雇用と失業の経済学』、日本経済新聞社、2001年
- 松浦克己・滋野由紀子、「IIAの検定とマクロの需給要因を考慮した女性の就業形態の選択」、『大阪市立大学『経済学雑誌』101巻2号、2000年
- 三谷直紀、「サービス残業と労働努力」、『企業内賃金構造と労働市場』第2章4節、

勁草書房、1997年

宮内環、「労働供給分析」、『応用計量経済学Ⅱ』、多賀出版、1999年

- Altonji, Joseph G., “Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data,” *Journal of Political Economy*, 94(3-2), 1986, pp.S176-215.
- Akabayashi, Hideo, “The Labor Supply of Married Women and Spousal Tax Deductions in Japan - A Structural Estimation,” *Review of Economics of the Household*, 4(4), 2006, pp.349-378.
- Braun, R. Anton, Julen Esteban-Pretel, Toshihiro Okada and Nao Sudou, “A Comparison of the Japanese and U.S. Business Cycles,” *Japan and the World Economy*, 18(4), 2006, pp.441-463.
- 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.
- Domeij, David, and Martin Floden, “The Labor-supply Elasticity and Borrowing Constraints: Why Estimates are Biased?,” Working Paper, 2002.
- 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.
- Heckman, James J., “What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?,” *American Economic Review*, 83(2), 1993, pp.116-121.
- Hill, M. Anne, “Female Labour Supply in Japan: Implications of the Informal Sector for Labor Force Participation and Hours of Work,” *Journal of Human Resources*, 24(1), 1989, pp.143-161.
- Kohara, Miki and Charles Yuji Horioka, “Do Borrowing Constraints Matter? An Analysis of Why the Permanent Income Hypothesis Does Not Apply in Japan,” *Japan and the World Economy*, vol. 18, 2006, pp. 358-377.
- MaCurdy, Thomas, E., “An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting,” *Journal of Political Economy*, 89(6), 1981, pp.1059-1085.
- Osano, Hiroshi, and Tohru Inoue, “Testing between Competing Models of Real Business Cycles,” *International Economic Review*, 32(3), 1991, pp.669-688.
- Prescott, Edward C., “Theory Ahead of Business Cycle Measurement,” *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 10(4), 1986, pp.9-22.
- Shimada, Haruo, and Yoshio Higuchi, “An Analysis in Female Labor Force

Participation in Japan,” *Journal of Labor Economics*, 3(1/2), 1985, pp. 335-374.

Yoshikawa, Hiroshi, and Fumio Ohtake, “An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan,” *European Economic Review*, 33, 1989, pp. 997-1030.

表1 基本統計量

	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	29.22	3.60	29.89	3.86	29.32	3.70
中高卒ダミー	0.23	0.42	0.28	0.45	0.26	0.44
専門学校・短大卒ダミー	0.32	0.47	0.33	0.47	0.27	0.45
配偶者の中高卒ダミー	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
配偶者の専門学校・短大卒ダミー	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6歳未満子どもダミー	0.01	0.10	0.03	0.17	0.02	0.13
非就業の親同居ダミー	0.16	0.37	0.19	0.39	0.10	0.31
本人以外の世帯月収(10万円)	3.83	4.91	3.39	4.20	4.08	5.29
就業調整ダミー	0.00	0.07	0.00	0.06	0.01	0.10
貯蓄(100万円)	1.82	2.81	0.98	1.53	1.11	1.90
借入(100万円)	0.11	1.14	0.03	0.24	0.01	0.07
持ち家ダミー	0.75	0.44	0.67	0.47	0.73	0.45
勤務先情報						
時間当り賃金(100円)	15.63	5.05	10.48	3.52	-	-
月間労働時間(時間)	187.82	31.18	161.96	46.89	-	-
勤続年数(年)	6.13	4.11	2.52	2.64	-	-
規模ダミー						
29人未満	0.21	0.41	0.33	0.47	-	-
(ベース =1000人以上)						
30~99人	0.15	0.35	0.10	0.30	-	-
100~999人	0.30	0.46	0.28	0.45	-	-
産業ダミー						
建設	0.08	0.28	0.03	0.17	-	-
(ベース =その他)						
製造	0.18	0.38	0.15	0.35	-	-
卸小売	0.14	0.35	0.28	0.45	-	-
金融・保険・不動産	0.12	0.32	0.05	0.22	-	-
運輸・通信	0.03	0.17	0.09	0.29	-	-
サービス	0.32	0.47	0.26	0.44	-	-
職種ダミー						
専門・技術・教員	0.26	0.44	0.16	0.37	-	-
(ベース =技能・作業)						
事務	0.59	0.49	0.47	0.50	-	-
販売・サービス	0.08	0.27	0.23	0.42	-	-
サンプル数	1314		279		182	

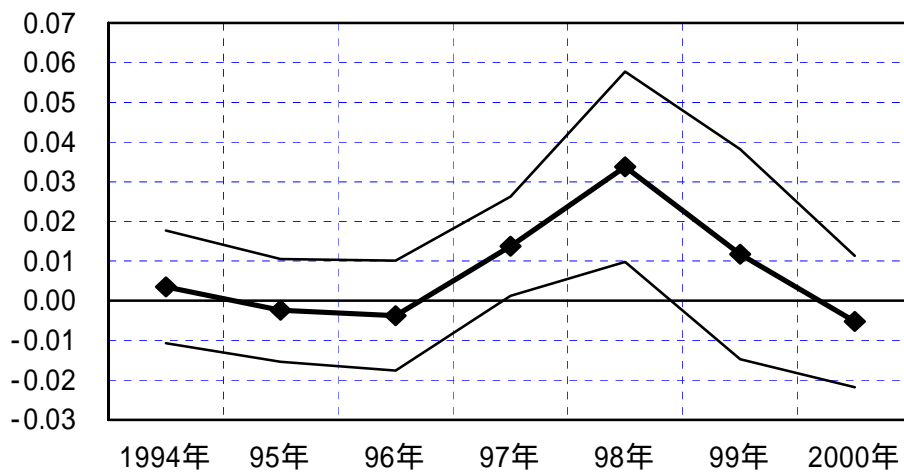
表2 就業形態選択関数の推計結果：限界効果

	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)	0.005	(6.59)	0.000	(-5.94)	-0.005	(-6.58)
パートタイム賃金(100円)	0.000	(4.58)	-0.037	(-6.40)	0.037	(6.40)
県別有効求人倍率(フルタイム)	-0.002	(-0.28)	0.000	(0.28)	0.002	(0.28)
県別有効求人倍率(パートタイム)	0.000	(-0.73)	0.003	(0.73)	-0.003	(-0.73)
本人以外の世帯月収(10万円)	-0.001	(-2.20)	-0.002	(-1.95)	0.003	(2.38)
就業調整ダミー	-0.002	(-0.88)	0.014	(1.09)	-0.012	(-0.93)
貯蓄(100万円)	0.000	(-1.03)	-0.001	(-0.69)	0.001	(0.87)
借入(100万円)	0.000	(0.29)	0.001	(1.69)	-0.001	(-1.70)
持ち家ダミー	0.001	(0.51)	0.028	(3.86)	-0.029	(-3.85)
年齢	0.000	(2.39)	0.005	(4.60)	-0.005	(-4.93)
消費者物価指数	-0.002	(-1.58)	-0.002	(-0.37)	0.004	(0.66)
6歳未満子どもダミー	-0.006	(-3.07)	-0.074	(-7.14)	0.080	(7.53)
非就業の親同居ダミー	0.000	(0.03)	0.002	(0.24)	-0.002	(-0.24)
中高卒ダミー	0.033	(3.46)	-0.018	(-1.24)	-0.015	(-0.88)
専門学校・短大卒ダミー	0.016	(2.67)	-0.006	(-0.48)	-0.009	(-0.64)
配偶者の中高卒ダミー	0.005	(2.83)	0.017	(2.18)	-0.023	(-2.76)
配偶者の専門学校・短大卒ダミー	0.004	(1.27)	-0.004	(-0.41)	0.001	(0.06)
前年のフルタイム労働ダミー	0.117	(5.99)	-0.007	(-5.50)	-0.110	(-5.99)
前年のパートタイム労働ダミー	-0.003	(-5.86)	0.395	(15.92)	-0.393	(-15.92)
定数項	0.101	(0.89)	0.365	(0.47)	-0.466	-
対数尤度	-1482.06					
擬似決定係数	0.593					

表3 労働時間選択関数の推計結果

	フルタイム労働者		パートタイム労働者	
	パラメータ	( <i>t</i> 値)	パラメータ	( <i>t</i> 値)
賃金(対数値)	0.132	(2.75)	0.292	(1.78)
県別有効求人倍率(就業形態別)	-0.057	(-0.79)	0.010	(0.52)
本人以外の世帯月収(10万円)	0.001	(0.32)	-0.014	(-2.48)
就業調整ダミー	-0.006	(-0.19)	0.013	(0.34)
貯蓄(100万円)	0.003	(1.89)	-0.009	(-2.32)
借入(100万円)	0.001	(0.32)	0.001	(0.35)
持ち家ダミー	-0.012	(-0.62)	-0.009	(-0.24)
年齢	-0.004	(-1.89)	-0.010	(-1.91)
消費者物価指数	-0.015	(-1.24)	-0.025	(-0.78)
6歳未満子どもダミー	-0.023	(-1.62)	-0.013	(-0.38)
非就業の親同居ダミー	0.015	(0.96)	-0.001	(-0.02)
中高卒ダミー	-0.050	(-1.80)	0.144	(1.71)
専門学校・短大卒ダミー	-0.069	(-3.16)	0.090	(1.06)
配偶者の中高卒ダミー	0.01	(0.29)	0.19	(5.18)
配偶者の専門学校・短大卒ダミー	0.06	(2.22)	0.00	(-0.02)
定数項	6.674	(4.84)	6.821	(1.89)
その他コントロール変数	年、都道府県ダミー		年、都道府県ダミー	
決定係数	0.21		0.28	

図1 求職意欲喪失効果の変化：フルタイム労働者



備考：図中の直線は、90%信頼区間。



表 A 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	( <i>t</i> 値)	パラメータ	( <i>t</i> 値)
勤続年数	0.027	(4.19)	0.027	(2.56)
勤続年数 <sup>2</sup>	0.000	(-0.75)	-0.002	(-2.24)
県別有効求人倍率(就業形態別)	0.138	(1.71)	0.000	(-0.02)
県別GDP	0.000	(-0.61)	0.000	(-0.19)
消費者物価指数	0.029	(2.11)	-0.025	(-1.22)
中高卒ダミー	-0.143	(-6.75)	-0.132	(-3.02)
専門学校・短大卒ダミー	-0.062	(-3.44)	-0.042	(-0.91)
セレクション調整項				
フルタイム	-0.167	(-2.07)	0.015	(2.64)
パートタイム	-0.021	(-1.73)	0.096	(2.16)
非就業	0.000	(-0.72)	0.000	(0.85)
定数項	-0.259	(-0.16)	5.413	(2.25)
決定係数	0.47		0.25	