

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

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、賃金変化に対する労働供給量変化の度合いを示す労働供給弾性値の概念整理を行い、そのうえで1990年代以降の都道府県・年齢層・性別の集計データから、これまで推計例の少なかったわが国における異時点間の労働供給弾性値の1つであるフリッシュ (Frisch) 弾性値を推計した。労働供給量は、人々の労働市場への参入・退出を表す「就業の選択」(extensive margin) と、労働時間の変化を表す「労働時間の選択」(intensive margin) という2つの労働供給行動により変化しうる。分析の結果、賃金が一時的に変化した際に「就業の選択」と「労働時間の選択」の2つの労働供給行動がどの程度変化するかを反映したフリッシュ弾性値は、男女計で0.7~1.0程度、男性で0.2~0.7程度、女性で1.3~1.5程度と推計された。また、「労働時間の選択」のみを反映したフリッシュ弾性値の推計値は、男女計・男性・女性ともに0.1~0.2程度となった。これらの結果から、わが国の労働供給量の変化の多くは「就業の選択」を反映したものと解釈できる。次に、1990年代以降のわが国におけるフリッシュ弾性値の変化を検証した結果、集計データからみる限り、「就業の選択」と「労働時間の選択」を合わせたフリッシュ弾性値が横ばいもしくは低下傾向にあることや、「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値は横ばいもしくは若干の上昇傾向にあること、「就業の選択」のみのフリッシュ弾性値は低下傾向にあることがわかった。

キーワード：労働供給、フリッシュ弾性値、就業の選択、労働時間の選択

本稿は、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(2005年11月24、25日)への提出論文の一部を改訂したものである。本稿を作成するに当たっては、大竹文雄氏(大阪大学)のほか、関西労働研究会参加の各氏、金融研究所のスタッフから有益なコメントを頂いた。分析に用いたデータセット作成には、荒井千恵氏(日本銀行調査統計局) 小田剛正氏(同金融研究所) 山岡理恵氏(同調査統計局)の多大な協力を得た。ここに記した各氏に感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属する。

黒田祥子 日本銀行金融研究所(現 一橋大学経済研究所准教授、E-mail: kuroda@ier.hit-u.ac.jp)
山本 勲 日本銀行金融研究所
(現 慶應義塾大学商学部准教授、E-mail: yamamoto@fbc.keio.ac.jp)

1 . はじめに

本稿は、労働供給弾性値の概念整理を行い、異時点間の労働供給弾性値を1990年代以降のわが国のデータから推計する。

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示す値であり、静学モデルと動学モデルでは異なる視点で分析されている。静学モデルの労働供給弾性値は、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を表す。動学モデルの労働供給弾性値は、今期の賃金が増加したとき、今期における余暇と消費の代替だけではなく、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。後者の労働供給弾性値は、異時点間の労働供給弾性値と呼ばれており、本稿ではこれを推計する。

異時点間の労働供給弾性値に関する分析は、代表的個人が異時点間の効用最大化問題を解く標準的な動学モデルに基づく。本稿では、標準的な動学モデルのうち、ライフサイクル・モデルを用いた異時点間の労働供給弾性値を推計する。このライフサイクル・モデルによる異時点間の労働供給に関する分析は、Friedman [1957] の恒常所得仮説（permanent-income hypothesis）に端を発する¹。ライフサイクル・モデルでは、景気循環のもとで生じる労働供給量（労働時間や労働者数）の変動は、ショックによって一時的に変化する賃金に対して、人々が弾力的に労働供給量を変化させるため生じるとされる（Friedman [1976] ²）。この一時的な賃金変化（すなわち、恒常＜期待＞賃金と実際の賃金の乖離）に応じて、人々がどの程度の労働供給量を変化させるかを表すのが、フリッシュ（Frisch）弾性値と呼ばれる異時点間の労働供給弾性値である。

フリッシュ弾性値は、Prescott [1986] が指摘するように、経済学における最も重要な構造パラメータの1つである。例えば、マクロ経済学で用いられる動学的一般均衡モデルにおいて、フリッシュ弾性値は、労働時間や消費などの内生変数のショックへの反応や予測結果に影響する。特に、最近のニュー・ケインジアン・モデルにおいては、フリッシュ弾性値が、定常均衡からの調整過程におけるインフレ率と産出ギャップの関係を捉えた、ニュー・ケインジアン・フィリップス曲線の傾きを規定するパラメータの1つになることが多い。このため、フリッシュ弾性値の大きさは、ニュー・ケインジアン・フィリップス曲線の傾きを変え、モデルのショックへの反応や予測結果に大きな影響を与えうる。

1 Friedman [1957] は、所得の一時的な変化が起こっても消費者は貯蓄や借入を行うことによって異時点間の消費をなるべく均等化しようと行動するため、消費は主として恒常所得に依存するはずであると主張した。

2 具体的には、Friedman [1976] p.207において、“The temporary higher wage rate would seem more likely to bring forth an increased quantity of labor from a fixed population than a permanently higher one, since there would be strong temptation to take advantage of the opportunity while it lasts and to buy the leisure later.”と述べられている。

こうしたことを背景に、欧米の先行研究ではフリッシュ弾性値の推計例が数多く蓄積されてきている。しかし、この分野の研究にはさまざまな未解決の問題が残されている。例えば、これまでのマイクロ・データを用いた実証研究ではゼロに近い小さいフリッシュ弾性値が推計されることが多いものの、動学的一般均衡モデルでシミュレーションを行う際には、1程度あるいは1以上の大きめのフリッシュ弾性値を想定することが一般的である³。これは、実証研究で示されたフリッシュ弾性値を理論モデルに当てはめてシミュレーションを行うと、導出される結果が実体経済の変動をうまく記述できないという問題が生じるためである⁴。

わが国の先行研究をみると、動学的一般均衡モデルを用いた分析の蓄積は進んでいるものの、フリッシュ弾性値に関する実証研究は極めて乏しい。このため、わが国の労働市場については、そもそも欧米のような理論と実証の非整合性が生じるかという点についても解明されていない。そこで本稿では、マクロ経済学の分析で利用頻度が高いフリッシュ弾性値をわが国のデータを用いて推計する⁵。

わが国のデータを用いたフリッシュ弾性値の分析は、動学的一般均衡モデルの分析者だけでなく、政策当局者にとっても有益である。例えば、1990年代以降、わが国ではパートタイム労働者をはじめとする非正規労働者が急増したが、日本銀行 [2005] や桜・佐々木・肥後 [2005] では、1つの仮説として、これが、女性や若年層の就業に関する嗜好の変化を反映し、労働供給弾性値が上昇したため生じた可能性があり、この影響により物価変動が小さくなってきていると考えることもできるとしている。したがって、労働供給弾性値が変化したか否かを定量的に検証することができれば、わが国の物価や経済動向の予測にも役立つ。また、今後さらなる少子高齢化が予想されるわが国では、女性や若年層、高齢層の労働供給の動向がマクロ経済に多大な影響を与えると考えられるため、労働供給弾性値を把握することは極めて重要といえる。

以上のことを踏まえ、本稿では以下の手順に沿って、わが国のデータを用いたフリッシュ弾性値を推計するとともに、その水準や1990年代における変化について検証する。まず、2節では、労働供給弾性値の概念整理を行う。Blundell and MaCurdy

3 例えば、King and Rebelo [1999] を参照。なお、リアル・ビジネス・サイクルの先行研究では、労働の不可分性 (indivisible labor) という概念を用いて、無限大のフリッシュ弾性値を導出し、シミュレーションに利用している文献も多い。労働の不可分性に関しては、Hansen [1985]、Rogerson [1988]、Browning, Hansen, and Heckman [1999] を参照されたい。

4 この点に関連して、Gomme, Rogerson, Rupert, and Wright [2005] は、標準的なライフサイクル・モデルを用いてシミュレーションを行うと、異時点間の労働供給弾性値をかなり大きくしない限り、観察される経済変数の変動を整合的に説明できないことを示している。

5 公共政策の分野でも、労働供給弾性値の大きさは、政策変更の評価や効果の予測を左右する。例えば、税率の変更に伴って労働供給行動は変化するため、税収や経済厚生に関する政策評価を行う際には、労働供給弾性値の大きさが鍵となる。また、公的年金についての制度変更や制度設計を考える際にも、労働供給弾性値の大きさによって、年金拠出額や給付額等の試算が変わる。ただし、これらの税制変更等に伴う労働供給の変化は、ライフサイクル・モデルに基づく一時的な賃金変化に伴う労働供給変化とは異なる概念となるため、本稿の分析射程からは外れる。

[1999] が指摘するように、労働供給弾性値を推計した先行研究は、理論・推計モデルやデータなどがまちまちであり、各研究が導出した労働供給弾性値の解釈は読者に委ねられていることが多い。そこで本稿では、先行研究を概観し、わが国のデータを用いた推計を行う前に、フリッシュ弾性値を中心に、いくつかの労働供給弾性値の概念を説明する。

次に、3節ではフリッシュ弾性値に関する先行研究を概観し、4節においてフリッシュ弾性値およびその他の労働供給弾性値の推計を行う。4節の推計では、労働時間や賃金などの変数を都道府県・年齢層・性別に集計されたデータを用いる。集計データを用いることで、賃金が一時的に変化した際に、労働を供給する人数がどの程度変化するか（以下、「就業の選択」<extensive margin>）と、既に就業している労働者が労働時間をどの程度変化させるか（以下、「労働時間の選択」<intensive margin>）という2種類の労働供給行動を合わせたものを捉えることができる。

本稿における1990年代以降のわが国の都道府県・年齢層・性別の集計データを用いたフリッシュ弾性値の推計結果は以下のとおりである。

「就業の選択」と「労働時間の選択」を合わせたフリッシュ弾性値は、男女計で0.7~1.0程度である。

ただし、「就業の選択」と「労働時間の選択」を合わせたフリッシュ弾性値を男女別にみると、男性は0.2~0.7程度であるのに対して、女性は1.3~1.5程度であり、男性の方が女性よりもかなり小さい。

「労働時間の選択」のみを反映したフリッシュ弾性値は、男女計・男性・女性ともに0.1~0.2程度と小さい。この結果は、わが国の労働供給量の変化の多くは、労働市場への参入・退出の変化を示す「就業の選択」を反映したものと解釈できる。

「就業の選択」と「労働時間の選択」を合わせたフリッシュ弾性値は、1997年以降、横ばいもしくは低下傾向にある。

「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値は、1997年以降、横ばいもしくは若干上昇傾向にあり、特に、女性では顕著な上昇がみられる。

「就業の選択」のみのフリッシュ弾性値は、1990年以降、低下傾向にある。

2 . 労働供給弾性値の概念整理

本節では、Browning, Hansen, and Heckman [1999]、Blundell and MaCurdy [1999]、MaCurdy [1981] などに基づいて、フリッシュ弾性値と、その他の労働供給弾性値（エムサプライ<m-supply>弾性値、マーシャリアン<Marshallian>弾性値、ヒクシアン<Hicksian>弾性値）の概念整理を行う。フリッシュ弾性値以外の3つの労働供給弾性値は、いずれも同時点間の弾性値であるが、フリッシュ弾性値との大小関係が理論的に明らかでないため、フリッシュ弾性値の大きさを把握するうえで有益な

情報となる。

(1) 労働供給弾性値の種類

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、 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(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 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(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。

以下では、これらの式を用いて、代表的な労働供給弾性値であるフリッシュ弾性値、エムサプライ弾性値、マーシャリアン弾性値、ヒクシアン弾性値の4つについて説明する。

イ．フリッシュ弾性値

労働供給弾性値のなかで、動学的一般均衡モデルと最も整合的と考えられるもの

がフリッシュ弾性値であり、Browning, Hansen, and Heckman [1999] やKimball and Shapiro [2003] などでも指摘されているように、フリッシュ弾性値は多くのマクロ・モデルで用いられている。具体的には、フリッシュ弾性値は(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 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。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られられる。このため、今期の資産の限界効用を一定とすることで、フリッシュ弾性値は、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。さらに、(8)式からわかるように、資産の限界効用は賃金の変化による影響を受けないので、フリッシュ弾性値は、動学的一般均衡モデルなどのマクロ・モデルで賃金変化が労働供給に与える影響を測るうえで最も有用な概念と考えられる。

□．エムサプライ弾性値

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, and Heckman [1999] にならってエムサプライ弾性値⁶と呼ぶ。このエムサプライ弾性値は以下のように導出できる。

まず、(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 $\lambda_t = c_t^{-1}$ (p_t, w_t, x_t, c_t)と解き、これを(7)式に代入し、以下の(9)式を得る。

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) = h^c(p_t, w_t, x_t, c_t). \quad (9)$$

この(9)式を用いて、次のように定義したものがエムサプライ弾性値である。

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

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。

エムサプライ弾性値とフリッシュ弾性値は次のような関係をもつ⁷。

6 エムサプライ弾性値のエムとは、この弾性値が限界代替率 (marginal rate of substitution < 本稿では(3)式を(4)式で除したもの >) を算出することによって λ を消去し、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。

7 Browning, Hansen, and Heckman [1999] 参照。

$$h_w(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) = h_w^c(p_t, w_t, x_t, c_t) + h_c^c(p_t, w_t, x_t, c_t) c_w(p_t, w_t, x_t, \lambda_t). \quad (10)$$

ただし、 c_w は(6)式を賃金で微分したものである。つまり、フリッシュ弾性値は、今期の消費を一定にしたうえで、今期の賃金変化が今期の労働時間に与える影響、すなわちエムサプライ弾性値（右辺第1項）と、今期の賃金変化が異時点間の消費変化を通じて今期の労働時間に与える影響（右辺第2項）に分解できる。このことから、エムサプライ弾性値は、動学的な労働供給の変化であるを所与としたうえで、静学的な今期の労働供給の変化を捉えたものと解釈できる。

なお、(10)式をみてわかるように、エムサプライ弾性値は、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、フリッシュ弾性値よりも推計が容易であるというメリットがある⁸。

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、エムサプライ弾性値 η_c とフリッシュ弾性値 η_f の大小関係は $\eta_f \leq \eta_c$ となる。このとき、エムサプライ弾性値はフリッシュ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、フリッシュ弾性値はエムサプライ弾性値を上回る）。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、エムサプライ弾性値はフリッシュ弾性値と一致する。

八．マーシャルian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マーシャルian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とが多い。マーシャルian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。

$$e_t = p_t c(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) - w_t h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) = e(p_t, w_t, x_t, \lambda_t). \quad (11)$$

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、(7)式に代入すると、以下の(12)式が得られる。

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t) = h^e(p_t, w_t, x_t, e_t). \quad (12)$$

この(12)式を用いて、次のように定義したものがマーシャルian弾性値である。

8 後で詳しく述べるように、エムサプライ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(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(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。

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

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。

マーシャリアン弾性値とフリッシュ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、 e_w は(11)式を賃金で微分したものである。つまり、フリッシュ弾性値は、今期の純支出を一定にしたうえで、今期の賃金変化が今期の労働時間に与える影響、すなわちマーシャリアン弾性値(右辺第1項)と、今期の賃金変化が異時点間の純支出変化を通じて今期の労働時間に与える影響(右辺第2項)に分解できる。このことから、マーシャリアン弾性値は、エムサプライ弾性値と同様に、勤学的な労働供給の変化であるを所与としたうえで、静学的な今期の労働供給の変化を捉えたものと解釈できる。

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、マーシャリアン弾性値 η_e とフリッシュ弾性値 η_f の大小関係は $\eta_e \leq \eta_f$ で表される。

なお、静学モデルを念頭においた分析では、(12)式で純支出 e_t の代わりに、非勤労所得 y_t と資産 a_t が変数として用いられることが多い。この点については、(2)式の前算制約式を用いて非対数表示の純支出を

$$e_t = p_t c_t - w_t h_t = r_t a_t - \Delta a_{t+1} + y_t,$$

と表すと、非勤労所得 y_t と資産 a_t を一定とする静学モデルから得られる非補償弾性値は、純支出 e_t を一定とするマーシャリアン弾性値の考え方に近いことがわかる。しかし、Blundell and MaCurdy [1999] が指摘しているように、非勤労所得 y_t や資産 a_t を一定とする静学モデルから得られる非補償弾性値は、異時点間の純支出の配分を調整する $\Delta a_{t+1} (= a_{t+1} - a_t)$ を含んでいないため、ここで説明するマーシャリアン弾性値とは以下のような意味で異なる。すなわち、前述したように、異時点間の効用最大化問題が、代表的個人が異時点間の純支出の配分を決める第1段階と、そのうえで当期の消費と労働時間の配分を決める第2段階からなるとする。このとき、マーシャリアン弾性値は、非勤労所得 y_t や資産 a_t に加えて異時点間の純支出の配分を調整する Δa_{t+1} を考慮することで第1段階の最適化を所与とし、第2段階の最適化のみを取り出したものと解釈できる。これに対して、多くの静学モデルでは Δa_{t+1}

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

を考慮していないため、第1段階の最適化を所与とするものではない。このため、非勤労所得 y_t と資産 a_t を一定とする静学モデルから得られる弾性値は、本稿で定義したマーシャリアン弾性値とは異なる。

ニ．ヒクシアン弾性値

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、ヒクシアン弾性値を定義する。具体的には、ヒクシアン弾性値は、前述のマーシャリアン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。

$$\eta_h = h_w^e - h_e^e(p_t, w_t, x_t, e_t) \theta. \quad (13)$$

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、このヒクシアン弾性値はマーシャリアン弾性値よりも大きい。一方、ヒクシアン弾性値はフリッシュ弾性値よりは小さいことがわかっており、ヒクシアン弾性値はフリッシュ弾性値の下限となりうる¹⁰。

ホ．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。フリッシュ、エムサプライ、マーシャリアン、ヒクシアン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フリッシュ弾性値だけであり、動学的一般均衡モデルなどのマクロ・モデルで用いるにはフリッシュ弾性値が適している。ただし、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、例えばエムサプライ、フリッシュ、ヒクシアン、マーシャリアンの順で小さくなるといった大小関係が存在するため、エムサプライ弾性値やヒクシアン弾性値を推計することによってフリッシュ弾性値の上限、下限を推測することができる。

(2) 労働供給弾性値を推計するうえでの留意点

前述の4種類の労働供給弾性値を導出するに当たっては、簡単化のためにいくつかの仮定を置いており、それらの仮定を外した場合には、労働供給弾性値を正しく定義できないことや、推計値にバイアスが生じることがある。そこで、以下では、労働供給弾性値を推計するうえでの留意点を整理する。

10 MaCurdy [1981] 参照。

イ．流動性制約

ライフサイクル・モデルに基づくフリッシュ弾性値は、流動性制約が存在しないことを暗黙に仮定していた。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、一階の条件である(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 ϕ (marginal utility of borrowing) が入る。

一般に、フリッシュ弾性値の推計では、資産の限界効用を観察しにくいいため、(7)式とともに(8)式を用いる。しかし、(8)式に借入の限界効用 ϕ が含まれることを考慮せずにフリッシュ弾性値を推計すると、一致性が得られなくなる (Domeij and Floden [2006])。そこで、流動性制約が存在する場合には、(8)式を用いずに労働供給弾性値を推計できるエムサプライ弾性値やヒクシアン弾性値から、フリッシュ弾性値の上限と下限を把握するなどの工夫が必要となる。

本稿では流動性制約が存在しないことを仮定し、(8)式を用いたフリッシュ弾性値の推計を行うものの、フリッシュ弾性値とともに、流動性制約が存在する可能性も考慮し、エムサプライ弾性値やヒクシアン弾性値も推計する。

ロ．端点解の可能性

これまでの議論では、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。

ライフサイクル・モデルに沿って説明すると、端点解は(4)式において、

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

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。

労働供給弾性値をマイクロ・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」に加えて、どの程度の人が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」も反映することになる。次節でも触れるように、欧米の先行研究の中には、労働供給変化の多くが「労働時間の選択」ではなく「就業の選択」に依存しているとするものもあり (Heckman [1978, 1993] や Blundell and MaCurdy [1999] など) 労働供給弾性値にいずれを含むかによって、その水準が大きく変わりうる。

労働供給弾性値に「労働時間の選択」と「就業の選択」のいずれを含むかは、推計データにも密接に関連する。例えば、欧米の先行研究のように、主に男性の壮年

層をサンプルとしたマイクロ・データを用いる場合には、内点解を仮定したライフサイクル・モデルに基づいて、「労働時間の選択」のみを含んだフリッシュ弾性値を推計することが多い。これは、男性の壮年層では端点解が選ばれる可能性が低いと考えられるからである。

一方、わが国で労働供給弾性値を推計している先行研究に多くみられるように、高齢者や既婚女性をサンプルとしたマイクロ・データを用いる場合には、静学モデルに基づいて、「就業の選択」のみを含んだ労働供給弾性値を推計することが多い。これは、既婚女性や高齢者の参入・退出行動に焦点を当てるためである。

ある程度集計されたデータを用いる場合には、「労働時間の選択」と「就業の選択」の両方を含めた労働供給弾性値が推計できる。この場合、個々人の「労働時間の選択」と「就業の選択」が集計される結果、データには労働供給の平均的な変化が反映されると解釈し、内点解を仮定したライフサイクル・モデルに基づいて労働供給弾性値を推計することになる。

本稿では、4節において、労働時間 h_t の変数をマンアワーで定義するなどして、「労働時間の選択」と「就業の選択」の両方を含めた労働供給弾性値の推計を試みるほか、労働時間 h_t を労働者1人当たりの労働時間で定義することで、「労働時間の選択」のみの労働供給弾性値についても推計する。

八．効用関数の分離可能性

(1)式の効用関数では、消費と労働時間の分離可能性についての仮定は置いていない。それは、エムサプライ弾性値の説明で述べたように、分離可能性の有無によって労働供給弾性値の大きさが異なる可能性があるからである。

効用関数の消費と労働時間の分離可能性の有無については、推計の際にいずれかの仮定が置かれることが多い。しかし、Ham and Reilly [2002] で主張されているように、労働供給弾性値の推計の際には、分離可能性を事前に仮定するのではなく、分離可能性の検定を行ったうえで、いずれかの仮定を置くなどの手順を踏むことが望ましい。

そこで、本稿では、Ham and Reilly [2002] に従って、効用関数の消費と労働時間の分離可能性は仮定せず労働供給関数を推計したうえで、価格 p_t の有意性をもとに、分離可能性の有無について把握する¹¹。

二．失業の扱い

ライフサイクル・モデルでは、価格や賃金はすべて伸縮的であることが仮定されているため、失業は自発的で、余暇の増加（労働供給の減少）とみなす（例えば Lucas and Rapping [1969] など）。

11 (7)式の労働供給関数において、効用関数が消費と労働時間に関して分離可能であれば価格 p_t は含まれないものの、分離不可能であれば価格 p_t は含まれる。このため、労働供給関数の推計式に価格 p_t を含め、そのパラメータが有意にゼロと異なるか否かという検定を行えば、分離可能性の有無を判断できる。

しかし、現実のデータを用いて労働供給弾性値を推計する際には、賃金の硬直性などの要因によって、非自発的失業が発生している可能性についても考慮すべきである。特に、わが国のデータを用いて1990年代以降の労働供給弾性値を推計する際には、黒田・山本〔2005〕で指摘したように、名目賃金の下方硬直性が1990年代後半に非自発的失業を増やした可能性があるため、非自発的失業は余暇ではなく、潜在的な労働供給として捉えるなどの調整を考える必要がある。この点に関連して、Ham〔1986〕では、個々人が失業していた期間を職探しの時間とみなし、それを年間労働時間を含めて労働供給弾性値を推計すると、先行研究で示されたものよりも小さい値が得られることを示している。本稿では、こうした点を考慮する簡便法として、労働供給関数を推計する際に、失業率をコントロール変数として用いることにする。

ホ．他の理論モデルが妥当する可能性

ライフサイクル・モデルに基づいてフリッシュ弾性値を推計した先行研究をみると、弾性値が小さすぎたり、理論と整合的な結果が得られなかったりするなど、実証的なパフォーマンスが低いものが少なくない（MaCurdy〔1981〕、Altonji〔1986〕、French〔2004〕など）。こうしたことから、ライフサイクル・モデルに代わるモデルとして、暗黙の契約理論（implicit contract theory）、不均衡モデル（disequilibrium model）、労働時間制約モデル（hours constraint model）、現在の労働が人的資本の蓄積を通じて将来の賃金水準に影響を及ぼすことを考慮した構造動学モデル（structural dynamic model）などが主張されている（詳しくはHam and Reilly〔2002〕やBlundell and MaCurdy〔1999〕を参照）。ライフサイクル・モデルが成立していない可能性を考慮し、他の理論モデルに基づいた労働供給弾性値の推計を試みることは重要と考えられるが、わが国ではフリッシュ弾性値の計測例がほとんどないため、本稿ではライフサイクル・モデルに基づいた推計を行い、他の理論モデルに基づく推計については今後の課題としたい。

3．先行研究

（1）集計データを用いた分析

冒頭で紹介した恒常所得仮説に基づいた労働供給分析では、景気循環に伴う労働者数や労働時間の変化の説明が主な関心であった（Card〔1994〕）。景気循環に伴う実質賃金の変動が非常に小さいことと、労働者数や労働時間の変動が大きいことをライフサイクル・モデルの枠組みで整合的に説明するためには、フリッシュ弾性値はかなり大きい値をとる必要がある。こうしたことから、1970年代以降、フリッシュ弾性値の大きさを計測する分析が蓄積された（集計データを用いた主な先行研究の概要については表1を参照）。

表1 フリッシュ弾性値に関する欧米の先行研究の概要：集計データを用いたもの

論文	対象	労働供給（左辺）	賃金（右辺）	期間	フリッシュ弾性値	備考
Lucas and Rapping [1969]	男女計	マンアワー（性・年齢構成比、人口数を固定）	時間当たり年収（1人当たり年収/1人当たり年間労働時間）	1935～60年	1.40	消費と余暇に関して、時点内・間の両方に分離可能性を仮定。
Altonji [1982]	男女計	マンアワー（性・年齢構成比、人口数を固定）	時間当たり年収（1人当たり年収/1人当たり年間労働時間）	1935～76年	弾性値はマイナス（統計的に有意ではない）	関数型はLucas and Rapping[1969]とほぼ同じだが、期待賃金に合理的期待を仮定。このほか、消費を使ったエムサプライ弾性値も推計。
Mankiw, Rotemberg, and Summers[1985]	男女計	1人当たり週間労働時間	税引き後年収（非農林雇用者）	第二次大戦以降	弾性値はマイナス（統計的に有意ではない）	消費と余暇に関して、時点内の分離可能性と分離可能性の両方のケースを仮定。
Algoskoufis [1987]	男女計	非農林労働者数 / 人口（性・年齢構成比固定） 1 - 失業率、1人当たり労働時間	(ア)年収(イ)週給、(ウ)時給(すべて1人当たり)	1948～79年	0.44～1.91、0.36～0.91、0.12～0.68(ただし、は統計的に有意ではない)	関数型はLucas and Rapping[1969]とほぼ同じ。

ライフサイクル・モデルに基づいたフリッシュ弾性値の計測の嚆矢となったのは、Lucas and Rapping [1969]である。ルーカスらは、集計データを利用して、以下のような労働供給関数を推計した。

$$\ln(N_t/M_t) = b_0 + b_1 \ln(w_t) - b_2 \ln(w_t^*) + b_3 \ln(r_t - \ln(P_t^*/P_t)) - b_4 \ln(a_t/M_t) .$$

ただし、 N_t は t 期のマンアワー（労働者数×1人当たり労働時間）、 M_t は人口の増加や性・年齢構成比の変化をコントロールする変数、 w_t 、 r_t 、 P_t 、 a_t はそれぞれ実質賃金（フルタイム労働者の年間収入を時給換算したもの）、名目金利、物価、実質資産を表し、 w_t^* および P_t^* は期待賃金と期待物価を表す。

ここで、賃金の項を書き直すと、 $b_1 \ln(w_t/w_t^*) + (b_1 - b_2) \ln(w_t^*)$ と表現できる。ルーカスらは、第1項で期待賃金よりも実際の賃金が高ければ、人々は t 期に労働供給を増やし、逆に期待賃金よりも実際の賃金が低かった場合には、余暇を楽しむ（失業する）と述べた。ここで、第1項のパラメータ b_1 は、短期的な労働供給弾性値、つまりフリッシュ弾性値に相当する。一方で、第2項にある期待賃金（恒常賃金）のパラメータ b_2 は長期の労働供給弾性値に相当する。ルーカスらは、期待賃金（恒常賃金）について適合的期待を仮定して前述の労働供給関数を推計して、フリッシュ弾性値として1.40という比較的大きな値を報告した。

ルーカスらの推計の追試を行い、その含意に異を唱えたのが、Altonji [1982] である。アルトンジは、期待賃金をルーカスらが推計した適合的期待ではなく、合理的期待にして推計すると、フリッシュ弾性値はマイナスとなり、統計的にも有意ではなくなると指摘した。また、関数型をルーカスとは異なり、消費で説明するタイプのもの（2節(1)で説明した、消費と余暇の分離可能性を仮定したエムサプライ弾性値）で測った場合でも、フリッシュ弾性値はマイナスとなり、統計的にも有意ではない結果が得られたことも示した。

Mankiw, Rotemberg, and Summers [1985] も、ルーカスと類似のモデルを用いて、週間労働時間を時間当たり賃金で回帰する労働供給関数を推計した。マンキューらの分析の特徴は、ルーカスやアルトンジらが仮定している、効用関数の消費と余暇の分離可能性を前提とせず、消費と余暇の分離不可能性も考慮して推計したところにある。そして、推計の結果、分離可能性の是非にかかわらず、フリッシュ弾性値が統計的にも有意ではないマイナスの値となったことから、マンキューらは、第二次大戦以降の米国における消費や労働供給は、新古典派が主張する人々の動学的な最適化の結果とはいえないと指摘した。

しかし、マンキューらが対象にした労働供給は、週間労働時間であり、「就業の選択」の部分が考慮されていない。これに対して、ルーカスらの分析では、マンアワーで測った労働時間が左辺となっていることから、「就業の選択」と「労働時間の選択」の両方が含まれていた。こうした先行研究の労働供給に関する定義の違いに着目したのがAlgoskoufis [1987] である。同論文は、消費と余暇、および、異時点間の分離可能性を仮定したルーカスらのモデルとほぼ同じ関数型を用いて、労働供給について、人口に占める労働者数、有業率、1人当たり労働時間の3タイプを、さらに賃金についても、1人当たり年間収入、1人当たり週給、1人当たり時給の3タイプを定義して、それぞれのタイプを用いた推計を行った。その結果、フリッシュ弾性値は、 ϵ と η を被説明変数にとった場合にはルーカスらの結果に近い推計値が得られたのに対し、マンキューらが行ったように ϵ を被説明変数にした場合には統計的にも有意ではない推計値が得られたことを示した。

(2) マイクロ・データを用いた分析

1980年代以降は、マイクロ・データを利用したフリッシュ弾性値の計測も蓄積された。マイクロ・データを利用した分析の特徴は、分析の対象が壮年層の既婚男性や既婚女性といったある特定の属性に限られている点であり、特に男性については労働者1人当たりでみた「労働時間の選択」に焦点が当てられている。

これらの先行研究のうち、主要な推計結果の概要を表2にまとめた。表2をみると、壮年層の既婚男性のフリッシュ弾性値は、MaCurdy [1981]、Browning, Deaton, and Irish [1985]、Altonji [1986]、Ham [1986] が推計したとおり、集計データを利用したものに比べて極めて小さい推計値が得られている。こうした先行研究の結果を受けて、Pencavel [1986] やCard [1994] は、壮年男性のフリッシュ弾性値は極め

表2 フリッシュ弾性値に関する欧米の先行研究の概要：マイクロ・データを用いたもの

論文	対象	労働供給(左辺)	賃金(右辺)	論期間文	データ	フリッシュ弾性値	備考
MaCurdy[1981]	壮年既婚男性	年間労働時間	時間当たり年収	1967～77年	PSID	0.10～0.45	固定効果でλを除去。操作変数に両親の教育水準や社会的地位、個人の教育年数、年齢、年タミーなど。
Browning, Deaton, and Irish [1985]	壮年男性	週間労働時間	週給	1970～77年	BFES	0.40	世代別の平均をとってパネル・データを作成。
Altonji [1986]	壮年既婚男性	年間労働時間	時間当たり年収、時給	1968～81年	PSID	0.00～0.50	固定効果でλを除去するタイプと、消費を用いたエムサプライ弾性値の2タイプを推計。
Ham [1986]	壮年既婚男性	年間労働時間	時間当たり年収	1971～79年	PSID	-0.18～0.17	失業も潜在的な労働供給として、モデルの中に考慮。
Hotz, Kydland, and Sedlacek [1988]	壮年既婚男性	-	-	1967～78年	PSID	-	先行研究で仮定されている時点間の分離可能性は、消費や労働供給の弾性値を過小推定する可能性があることを示唆。
Angrist [1990]	壮年男性	年間労働時間	時間当たり年収	1969～79年	CPS	-0.13～0.63	世代別平均値を利用。人々の嗜好が年齢の経過により変化していくことを考慮。
Angrist [1991]	壮年男性	年間労働時間	時間当たり年収	1963～74年、1975～87年	PSID	-0.04～0.25、0.58～0.94	世代別平均値を利用。人々の嗜好が年齢の経過により変化していくことを考慮。
Mulligan [1998]	男性 (25～55歳、24～64歳)	年間労働時間 ((A)有業者のみ、(B)労働時間が0の者も含む)	時間当たり年収(税・社会保険料等も考慮)	1977年	CPS	-(A)0.37～0.51、 -(B)0.57～0.78、 -(A)0.65～1.34、 -(B)1.41～3.23	世代別平均値を利用。横断面データで推計。
Blau and Kahn [2005]	壮年既婚男性	年間労働時間 (労働時間が0の者も含む)	時間当たり年収	1979～81年、1989～91年、1999～2001年	CPS	0.01～0.07、0.09～0.14、0.05～0.10	世代別平均値を利用。横断面データで推計。
Heckman and MaCurdy[1982]	壮年既婚女性	年間労働時間	時給	1968～75年	PSID	1.61	フリッシュ弾性値は、同論文の余暇に対する賃金弾性値の結果(-0.406)をもとにBrowning et.al[1999]が試算したものの。
Smith and Ward [1985]	壮年既婚女性	年間労働時間 (労働力率×労働した週の数×1週間当たり平均労働時間)	週給	1951～81年	CPS	0.43(子どもの数考慮した場合) 1.63(子どもの数未考慮の場合)	世代別の平均をとってパネル・データを作成。
Blau and Kahn [2005]	壮年既婚女性	年間労働時間 (労働時間が0の者も含む)	時間当たり年収	1979～81年、1989～91年、1999～2001年	CPS	0.77～0.88、0.58～0.64、0.36～0.41	世代別平均値を利用。横断面データで推計。

備考：統計調査の略語は以下のとおり。

- ・PSID：Panel Study of Income Dynamics(米国)
- ・CPS：Current Population Survey(米国)
- ・BFES：British Family Expenditure Survey(英国)

て小さく、最大でも0.2程度であろうと結論付けている。

しかし、Heckman [1993] は、労働供給の変動を大きく規定するのは、労働者が労働市場に参入・退出する行動であり、したがって「就業の選択」を加味した場合には、これらの先行研究が推計した「労働時間の選択」のフリッシュ弾性値よりも大きくなりうると指摘した。こうした指摘を受けて、CPS (*Current Population Survey*) を利用して世代別に労働者と非就業者のサンプルの1人当たり労働時間を作り、フリッシュ弾性値を計測したのがMulligan [1998] である。分析の結果、非就業者を含めた1人当たり労働時間を左辺にとった場合には、労働者1人当たり労働時間で測った場合に比べて、フリッシュ弾性値が大きくなることが示された¹²。

一方、女性について、壮年層の既婚女性を対象としたHeckman and MaCurdy [1982] では1.61と壮年層の既婚男性に比べて大きなフリッシュ弾性値が推計されている。ただし、異なるデータを利用したSmith and Ward [1985] では、子どもの数などのコントロール変数によってフリッシュ弾性値は若干小さくなることが報告されている。また、Blau and Kahn [2005] は、既婚女性のフリッシュ弾性値が年々低下傾向にあり、2000年代には1980年代の約半分程度まで低下したことを報告している。同論文はこの理由として、女性も男性と同様に生涯を通じて就業を続ける割合が増え、「就業の選択」についてのフリッシュ弾性値が年々小さくなっていることが影響している可能性を指摘している。

前述の先行研究で示されたフリッシュ弾性値の推計結果を総合すると、労働供給や賃金の定義、データ、コントロール変数¹³などの違いによって結果はまちまちとなっている。もっとも、そうした中でも、「就業の選択」についてのフリッシュ弾性値は「労働時間の選択」についてのフリッシュ弾性値よりも大きく、また、男性よりも女性のフリッシュ弾性値の方が大きいといった共通の傾向が観察される。また、フリッシュ弾性値の時系列的な変化を分析したものは少ないものの、Blau and Kahn [2005] によれば、米国の女性については、労働市場の参入・退出率の低下に伴ってフリッシュ弾性値が低下しているという意味で、男性と女性のフリッ

12 Mulligan [1998] の分析でもう一つ特徴的なのは、多くの先行研究が25～50歳前後の壮年層を分析対象としているのに対し、60歳代のサンプルも分析対象に含めた推計も行っていることである。同論文では、こうした引退層を含めた場合には、フリッシュ弾性値がさらに大きくなることを報告している。このほか、50歳以上のサンプルを対象とした分析にはKimball and Shapiro [2003] もある。キンボールらは、フリッシュ弾性値を1程度と報告している。

13 労働供給弾性値の推計においては、労働供給を規定する賃金以外の外生変数をいかにコントロールするか、それらの変数が時代を通じてどのように変化しているかを考察することも重要である。特に、世帯単位で就業の意思決定が行われていると考えられる既婚女性の労働供給については、コントロール変数次第で結果が大きく左右しうると考えられる。この点については、子どもの数と労働供給の内生性の問題を考えたRosenzweig and Wolpin [1980]、育児コストと留保賃金の関係を分析したBlau and Robins [1988]、夫の一時的所得変動が妻の労働供給にもたらす影響について考察したLundberg [1988] やMaloney [1987]、婚姻率の低下・離婚率の上昇が女性の労働供給を増加させた可能性を指摘したJohnson and Skinner [1986]、遺産相続を含む保証所得のコントロールが重要であることを示したHoltz-Eazin, Joulfaian, and Rosen [1993] やJoulfaian and Wilhelm [1994] などを参照されたい。

シュ弾性値が接近しつつある可能性が示唆された¹⁴。

なお、わが国の先行研究は、横断面データを用いた静学分析が主流であり、労働供給弾性値の計測も静学モデルによる非補償弾性値に限られ、異時点間の代替を考慮したフリッシュ弾性値の計測は筆者らが知る限りほとんど行われていない¹⁵。

4. わが国の労働供給弾性値：都道府県・年齢層・性・年別データを用いた推計

本節では、都道府県・年齢層・性・年別に集計されたデータを用いて、マクロ的な観点から、わが国労働市場の労働供給弾性値を推計する。推計には、都道府県・年齢層・性・年別に集計されたデータを用いる。集計データの利用には、推計結果に集計バイアスが生まれうるというデメリットがあるものの、「労働時間の選択」と「就業の選択」を合わせた労働供給弾性値を同時に推計できるというメリットがある。

以下では、都道府県・年齢層・性・年別データを用いた労働供給弾性値の推計方法やデータについて説明し、推計結果を報告する。

(1) 推計モデルの特定化

イ. フリッシュ弾性値

2節で説明したように、労働供給弾性値の中で動学的な要素を含んでいるのがフリッシュ弾性値であり、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(14)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。

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t, m_t) \quad (14)$$

14 なお、1990年代後半以降の欧米の研究では、タクシー運転手や野球場の売子など、特定の職業従事者を対象にした日単位の異時点間の労働供給行動に関する分析も行われた。こうした研究が進められた背景としては、多くの先行研究で利用されている年単位のデータを用いた分析では、一時的な賃金変化と恒常的な賃金変化の識別が明確に行われないうちに所得効果が混在し、フリッシュ弾性値が過小推計される可能性があることや、労働時間を自由に变化させることが困難なフルタイム労働者は、そもそもライフサイクル・モデルの分析対象とならないといった批判があることなどが挙げられる。もっとも、この分野の研究は発展途上にあり、得られた結果は推計方法や分析手法によってまちまちとなっている。詳細は、Camerer *et al.* [1997]、Oettinger [1999]、Goette *et al.* [2004]、Farber [2005]などを参照されたい。

15 例外は、わが国の時系列データを利用してライフサイクル・モデルと暗黙の契約理論モデルの妥当性を検証したOsano and Inoue [1991]である。同論文の分析結果からフリッシュ弾性値を試算すると、0.06～0.13程度となる。ただし小佐野らの分析は、被説明変数に『毎月勤労統計調査』（厚生労働省）の製造業常用労働者の総労働時間を用いているため、試算したフリッシュ弾性値は「労働時間の選択」に限ったものである。

しかし、(14)式は、観察できない変数である資産の限界効用 λ_t を含むため、直接推計できない。そこで、フリッシュ弾性値を計測する1つの方法としては、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(14)式の差分をとった式に代入することによって、 λ_t を消去した推計モデル(固定効果モデル)を導出する方法がある。

ただし、この方法はロンジチューディナル・データの利用が前提となるため、本稿ではMaCurdy [1981] やBlundell and MaCurdy [1999] で示されたもう1つの方法を採用する。この方法は、資産の限界効用 λ_t 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(14)式に代入した(15)式を横断面データを用いて推計するものである。

$$\begin{aligned} \lambda_t &= \lambda_{t-1} - \kappa_{t-1} + v_t \\ &= \lambda_0 - \sum_{j=1}^t \kappa_{j-1} + \sum_{j=1}^t v_j \approx \lambda_0 + bt + \sum_{j=1}^t v_j = \rho q + bt + \sum_{j=1}^t v_j, \end{aligned} \quad (8')$$

$$h_t = h(p_t, w_t, x_t, t, q, m_t). \quad (15)$$

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、代表的個人が資産の限界効用に関する初期値 λ_0 を年齢ゼロで設定し、その後、年齢を重ねるとともに、新しい情報から λ_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 λ_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、推計モデル(15)式には、年齢 t とともに q が変数に加わっている。したがって、適切な変数 q をみつけることができれば、横断面データを用いて(15)式を推計することによって、フリッシュ弾性値を得ることができる。

なお、(15)式の推計に当たっては、賃金の内生性を除去し、労働供給関数を識別するために、操作変数 z_t による操作変数法を用いる。

ロ．その他の弾性値

フリッシュ弾性値以外のエムサプライ弾性値とマーシャリアン弾性値は、2節で導出した(9)式と(12)式にいくつかのコントロール変数 m_t を加えた(16)式と(17)式の推計を通じて、それぞれ賃金 w_t のパラメータとして得られる。

$$h = h^c(p_t, w_t, x_t, c_t, m_t), \quad (16)$$

$$h = h^e(p_t, w_t, x_t, e_t, m_t). \quad (17)$$

また、ヒクシアン弾性値は、(17)式を推計し、(13)式($\eta_h = h_w^e - h_e^e(p_t, w_t, x_t, e_t)\theta$)の変換を行うことで得られる。

なお、(16)式および(17)式の推計においても、賃金の内生性を除去し、労働供

給関数を識別するために、操作変数 z_i による操作変数法を用いる。

八．「労働時間の選択」と「就業の選択」の識別

「労働時間の選択」と「就業の選択」の識別は、(15)~(17)式を推計する際に、被説明変数の労働時間 h_i に用いる変数を変えることで行う。具体的には、各推計式について、マンアワーの総労働供給（投入）量を被説明変数に用いる場合と、労働者1人当たりの労働時間を用いる場合の2通りを試みる。前者の場合、推計される労働供給弾性値には、「労働時間の選択」と「就業の選択」の両方が含まれ、後者の場合には、既に就業している人を対象とした労働時間を用いるため、「労働時間の選択」のみが含まれる。

(2) データおよび変数

本節では、主に『社会生活基本調査』（総務省）と『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）の都道府県・年齢層・性・年別データを用いて(15)~(17)式を推計し、わが国労働市場における労働供給弾性値を把握する。その際に用いるデータと変数の定義は以下のとおりである。

イ．労働時間：データセットA・Bの定義

労働時間 h_i については、労働者1人当たり労働時間とそれに労働者数を掛けたマンアワーの総労働供給（投入）量を用いる。ただし、利用データに応じて、労働時間 h_i を2通りの方法で算出する。

1つは、『社会生活基本調査』の1991、96、2001年調査を労働時間に用いる方法であり、その他の変数と合わせて、これをデータセットAと呼ぶ。『社会生活基本調査』は個人を対象に就業状態や1日の生活時間の配分などについて5年ごとに調査しており、都道府県・年齢層・性別のデータが利用できること、パートタイム労働者や小企業で雇用されている労働者を含め、多様な個々人のデータが含まれていることなどの分析上のメリットがある。ただし、同調査は、5年ごとの実施のため、1991、96、2001年の3年分しか利用できないこと、年齢層は15~64歳を10歳ごとに区分したやや粗いものとなること、賃金が支払われた労働時間だけでなく、いわゆるサービス残業なども含まれること、被雇用者だけでなく、自営業者もサンプルに含まれることなどの限界がある。

もう1つは、『賃金構造基本統計調査』の1992~2001年調査を労働時間に用いる方法であり、その他の変数と合わせて、これをデータセットBと呼ぶ。『賃金構造基本統計調査』は事業所を対象に、賃金や労働時間などについて毎年調査しており、都道府県・年齢層・性別のデータが利用できること、調査が毎年実施されているため、多くのサンプルが利用でき、年ごとの変化を観察できること、年齢層が20~64歳を5歳ごとに区分したものと細かいことなどの分析上のメリットがある。ただし、同調査は、雇用者数が10名以上の事業所に限定した事業所調査であるた

め、小企業で雇用される労働者のデータが含まれていないほか、パートタイム労働者の都道府県別データについては女性の年齢計のものしか利用できないといった限界もある。そこで、パートタイム労働者の労働時間については年齢計の値をすべての年齢層に適用するほか、パートタイム労働者数については、『就業構造基本調査』（総務省）から算出した都道府県・年齢層・性別のパートタイム労働者比率を用いて、都道府県・年齢層・性別のパートタイム労働者数を推計する¹⁶。そして、推計に利用する労働者1人当たりの労働時間には、パートタイム労働者比率をウエイトとした加重平均労働時間を用いる¹⁷。

ロ．その他の変数（賃金、物価、消費、純支出など）

賃金 w_t は、賞与と所定外賃金を含めた年間給与を時給換算したフルタイム労働者とパートタイム労働者の賃金（『賃金構造基本統計調査』より算出）を、パートタイム労働者比率（『就業構造基本調査』より算出）をウエイトとして加重平均して用いる。

物価 p_t は、都道府県別の消費者物価指数・総合（『消費者物価指数』＜総務省＞より算出）を用いる。また、消費 c_t については、都道府県別の勤労世帯消費支出（『家計調査』＜総務省＞より算出）を用いる。また、純支出 e_t については、消費支出から賃金収入を引いたものを用いる。

効用関数のシフト変数 x_t については、年齢（年齢層の中央値）、都道府県別の平均世帯人員数（『国勢調査』＜総務省＞）、都道府県別の第1次産業比率（『県民経済計算』＜総務省＞から付加価値ベースの比率を算出）、年次ダミー¹⁸を用いる。平均世帯人員数は、労働供給の決定が、家計単位で行われている可能性を捉える意図で用いる¹⁹。

さらに、資産の限界効用の初期値を決める変数 q については、県別固定効果と世代別固定効果を用いる。また、操作変数 z_t には、勤続年数、勤続年数の二乗項、地域別・年齢層別・性別の失業率（『労働力調査』＜総務省＞）、1人当たり県民所得（『県民経済計算』）、物価、年次ダミーを用いる。

16 『就業構造基本調査』およびその他の変数で利用する『国勢調査』（総務省）は、調査が5年ごとしか実施されないため、調査が実施されない年については線形補間を行ったうえで用いる。

17 分析では、既存のフルタイム労働者に限定した弾性値も計測するが、その際にはデータセットBで利用した『賃金構造基本統計調査』のフルタイム労働者データのみを用いる。

18 本稿では、1980年代末から進んだ時短の影響も年次ダミーでコントロールすることを想定している。なお、『就労条件総合調査』（厚生労働省）によれば、「何らかの週休2日制適用労働者」の割合は、1989～92年にかけて約11%程度増加したものの、1993年以降はほぼ横ばいとなっており、1990年代以降に焦点を置いた本稿の分析には大きな影響はない。

19 家計単位での労働供給を考慮するには、本来であれば、他の家族の労働時間や賃金といった変数を含める必要があるが、ここでは集計データを用いているため、世帯人員数で近似する。また、わが国では所得税や社会保険などの諸制度によって、年間所得が100万円前後の人々の労働供給が歪められている可能性が指摘されているが、この点を集計データを用いて考慮することは難しいため、ここでは分析の対象外とする。

コントロール変数 m_t には都道府県別・性別の人口構成比と都道府県別・年齢層・性別の年齢層構成比を含める。これらの変数は、マンアワーの総労働供給量が人口や年齢構成によって異なりうることを調整するためである。人口構成比と年齢層構成比は、データセットAについては『社会生活基本調査』から算出し、データセットBについては『賃金構造基本統計調査』と『就業構造基本調査』から算出する。

このほか、コントロール変数 m_t には、地域別の自営業者比率（『労働力調査』より算出）と地域別・年齢層別・性別の失業率も含める。自営業者比率は、自営業者の賃金を利用できないことを調整するため、また、失業率は非自発的失業を調整する代理変数として用いる。

(3) 労働供給弾性値の推計結果

以上のデータを用いて、労働供給弾性値を推計する。推計に用いた各変数の基本統計量は表3にまとめてあり、推計結果は表4～7、および、図1～2に掲載している。以下、イ・労働供給弾性値の水準（表4～7）と、ロ・フリッシュ弾性値の変化（図1～2）に注目しながら、推計結果について説明する。

イ・労働供給弾性値の水準

データセットAを用いた場合

労働時間 h_t に『社会生活基本調査』のデータを用いたデータセットAに基づく推計は、1991、96、2001年の705サンプルをプールして行い、表4～5にその結果を掲載した。表4は、労働時間 h_t をマンアワーの総労働供給量で定義し、男女計および男女別に各推計式を測ったものであり、賃金にかかるパラメータからは「労働時間の選択」と「就業の選択」を合わせた労働供給弾性値が得られる。表5は、労働時間 h_t を労働者1人当たりの労働時間で定義し、男女計および男女別に各推計式を測ったものであり、賃金にかかるパラメータからは「労働時間の選択」のみの労働供給弾性値が得られる。

表4(1)は、各推計式を男女計のデータを用いて「就業の選択」と「労働時間の選択」を合わせた労働供給弾性値を推計した結果である。推計された弾性値をみてみると、フリッシュ弾性値は0.67、エムサプライ弾性値は0.63、マーシャリアン弾性値は0.47、ヒクシアン弾性値は0.48となっている²⁰。フリッシュ弾性値とエムサプライ弾性値の有意差検定をすると、統計的に有意な差はみられない。これは、(16)式の推計結果で消費が統計的に有意でないことが影響していると考えられる。さらに、ヒクシアン弾性値の推計値等も勘案すると、このデータセットAを用いた場合、フリッシュ弾性値の水準は、流動性制約が存在したとしても、0.5～0.7程度

20 掲載は省略するが、操作変数法を用いずに、観察された賃金を用いて推計を行うと、弾性値はいずれも過大推計される傾向にある。

表3 基本統計量：都道府県・年齢層・年別データを用いたケース

(1) データセットA

	男女計		男性		女性	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
労働時間（1日当たり＜時間＞）	6.31	0.44	7.03	0.61	5.36	0.57
賃金（1時間当たり＜100円＞）	16.66	4.09	20.09	6.06	11.81	1.63
勤続年数（年）	9.68	4.39	11.60	5.97	7.03	2.47
失業率（％）	3.88	2.49	4.12	2.68	3.63	2.48
1人当たり県民所得（1,000円）	3550.64	700.68	3550.64	700.68	3550.64	700.68
消費者物価指数総合（1995年基準）	101.35	3.46	101.35	3.46	101.35	3.46
世帯人員数（人）	2.93	0.27	2.93	0.27	2.93	0.27
自営業者比率	0.20	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04
第1次産業比率	0.03	0.02	0.03	0.02	0.03	0.02
消費（1世帯1月当たり＜100円＞）	3413.95	276.63	3413.95	276.63	3413.95	276.63
サンプル数	705		705		705	

(2) データセットB

	男女計		男性		女性	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
労働時間（1月当たり＜時間＞）	167.45	23.76	178.41	17.94	152.09	38.03
賃金（1時間当たり＜100円＞）	17.57	4.10	21.34	6.15	12.27	1.65
勤続年数（年）	10.22	4.23	12.30	5.96	7.40	2.23
失業率（％）	3.50	2.51	3.79	3.12	3.03	2.79
1人当たり県民所得（1,000円）	3588.17	681.48	3588.17	681.48	3588.17	681.48
消費者物価指数総合（1995年基準）	102.79	3.30	102.79	3.30	102.79	3.30
世帯人員数（人）	2.90	0.25	2.90	0.25	2.90	0.25
自営業者比率	0.19	0.03	0.19	0.03	0.19	0.03
第1次産業比率	0.03	0.02	0.03	0.02	0.03	0.02
消費（1世帯1月当たり＜100円＞）	3482.29	297.86	3482.29	297.86	3482.29	297.86
サンプル数	4,653		4,653		4,653	

と判断できる。なお、マーシャリアン弾性値とヒクシアン弾性値は、フリッシュ弾性値やエムサプライ弾性値よりも小さく、ほぼ同じ値である。両者の値に大きな違いがみられないのは、所得効果が小さいためと解釈できる。

その他の変数についてしてみると、消費者物価指数のパラメータがいずれも有意にマイナスとなっており、効用関数は余暇と消費について分離不可能であることが示唆される。また、失業率のパラメータは、統計的に有意にマイナスとなっており、非自発的失業の可能性を考慮する必要があることが示唆される。人口構成比と年齢構成比のパラメータはともに有意であり、都道府県間の人口構成の違いや高齢化

などの影響を除いたうえで労働供給弾性値を推計する必要を示している。ちなみに、失業率や年齢構成比を除いて各式を推計すると、労働供給弾性値は大きくなる。つまり、失業や高齢化を考慮せずに、賃金とマンアワーで測った総労働供給量の関係だけを見て労働供給弾性値を把握しようとする、過大評価される傾向があるといえる²¹。失業率に関しては、2節(2)で解説したHam [1986]と同様の傾向が本稿の結果でもみられたといえる。また、高齢化については、わが国では年齢とともに賃金が高くなる傾向にあるため、高齢化の進行によって、マンアワーで測った総労働供給量の増加が賃金の高い部分で観察されるようになり、労働供給弾性値が過大に推計されたと考えられる。

以上、表4(1)では、男女計のデータをもとにわが国労働者の平均的な労働供給弾性値の推計値をみた。しかし、労働供給行動は男性と女性で大きく異なる可能性があり、その場合には、推計された労働供給弾性値に集計バイアスが多く含まれる。そこで、性別による労働供給行動の違いを確認するため、表4(2)には、男女別のデータを用いて(15)式を推計した結果を掲載した²²。これをみると、推計されたフリッシュ弾性値が性別によって大きく異なることがわかる。具体的には、男性のフリッシュ弾性値は0.20と小さい一方で、女性のフリッシュ弾性値は1.53と大きく、女性の方が賃金変化に対して弾力的に労働供給を変化させている。この結果は、Browning, Hansen, and Heckman [1999]が指摘するように、男女を集計して労働供給弾性値を推計すると集計バイアス等の問題が生じうること、あるいは、代表的個人を仮定した標準的なマクロ・モデルでは労働供給行動を正しく描写できないことを示唆している。

表5は、労働者1人当たりの労働時間を被説明変数にすることで、「就業の選択」を除いた「労働時間の選択」のみの労働供給弾性値を掲載した²³。表4と同様に、表5(1)は男女計の推計結果、表5(2)は男女別の推計結果を掲載している。

推計された労働供給弾性値を表5(1)でみると、フリッシュ弾性値は0.19、エムサプライ弾性値は0.19、マーシャリアン弾性値は-0.01、ヒクシアン弾性値は0.01となっている。これらの結果から、「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値の水準は0.2未満であると考えられ、「労働時間の選択」と「就業の選択」を合わせたものよりもかなり小さい。つまり、Heckman [1978, 1993]やBlundell and MaCurdy [1999]が米国について指摘したように、わが国においても労働供給変化の多くは「就業の選択」を反映している。

21 ここで示した他の変数に関する推計結果については、表4～7の推計を通じて同様のことが当てはまる(ただし、人口構成比と年齢構成比は表5および表7の「労働時間の選択」のみの労働供給弾性値の推計式には含まれない)。

22 (16)、(17)式については、推計で必要になる消費や純支出のデータが男女計の家計単位でしか得られなかったため、ここでは推計を省略している。このため、表4(2)からは、フリッシュ弾性値しか把握することができない(以下、表5(2)、6(2)、7(2)も同様)。

23 ここでは、都道府県・年齢層・性別の1人当たり労働時間を被説明変数としているため、誤差項の分散がグループ内の労働者数が増えると小さくなるといった不均一分散の問題が生じる。このため、推計に当たっては、労働者数をウエイトとする加重最小2乗法を採用している(以下、表7も同様)。

表4 労働供給弾性値（「労働時間の選択」と「就業の選択」）の推計結果：
データセットAを用いたケース

(1) 男女計

	(15)式		(16)式		(17)式	
	パラメータ	(<i>t</i> 値)	パラメータ	(<i>t</i> 値)	パラメータ	(<i>t</i> 値)
賃金（対数値）	0.67	(12.12)	0.63	(6.24)	0.47	(3.38)
年齢（歳）	-0.01	(-6.05)	-0.01	(-4.94)	0.00	(-3.56)
消費者物価指数（対数値）	-1.57	(-2.23)	-5.96	(-9.71)	-5.41	(-7.96)
失業率（%）	-0.05	(-10.56)	-0.06	(-6.07)	-0.06	(-6.04)
世帯人員数（人）	-0.13	(-0.47)	-0.05	(-0.91)	-0.05	(-0.89)
自営業者比率	0.44	(0.52)	-2.12	(-4.42)	-1.67	(-3.17)
第1次産業比率	2.24	(1.46)	-1.61	(-2.11)	-1.39	(-1.73)
地域別人口構成比	4.90	(21.68)	4.93	(10.52)	4.79	(8.99)
年齢層構成比	10.33	(0.80)	35.04	(33.35)	36.25	(29.00)
消費（対数値）			-0.18	(-1.21)		
純支出（対数値）					-0.05	(-2.40)
定数項	12.80	(3.28)	33.56	(12.68)	30.17	(10.30)
その他コントロール変数	年、都道府県、世代ダミー		年ダミー		年ダミー	
決定係数	0.98		0.87		0.87	
労働供給弾性値	フリッシュ弾性値		エムサプライ弾性値		マーシャルアン弾性値	
	0.67 (12.12)		0.63 (6.24)		0.47 (3.38)	
					ヒクシアン弾性値	
					0.48 (3.60)	

(2) 男女別

	男性		女性	
	パラメータ	(<i>t</i> 値)	パラメータ	(<i>t</i> 値)
賃金（対数値）	0.20	(3.68)	1.53	(15.48)
年齢（歳）	0.00	(0.70)	-0.01	(-4.33)
消費者物価指数（対数値）	1.24	(1.39)	-3.91	(-4.39)
失業率（%）	-0.09	(-13.13)	-0.03	(-6.14)
世帯人員数（人）	-0.19	(-0.49)	0.13	(0.41)
自営業者比率	2.15	(1.95)	0.17	(0.15)
第1次産業比率	4.60	(2.27)	2.53	(1.37)
地域別人口構成比	3.99	(14.06)	7.72	(32.64)
年齢層構成比	9.09	(0.63)	16.29	(1.32)
定数項	0.53	(0.11)	18.94	(4.10)
その他コントロール変数	年、都道府県、世代ダミー		年、都道府県、世代ダミー	
決定係数	0.97		0.97	
労働供給弾性値	フリッシュ弾性値		フリッシュ弾性値	
	0.20 (3.68)		1.53 (15.48)	

備考：1. 説明変数はマンアワーの労働供給量を用いている。サンプル数は705。括弧内は*t*値。

2. 1991、96、2001年のデータをプールして、操作変数法にて推計（操作変数は勤続年数、勤続年数の二乗項、失業率、1人当たり県民所得、物価、年次ダミー）。

表5 労働供給弾性値（「労働時間の選択」）の推計結果：
データセットAを用いたケース

(1) 男女計

	(15)式		(16)式		(17)式	
	パラメータ	(t値)	パラメータ	(t値)	パラメータ	(t値)
賃金(対数値)	0.19	(8.29)	0.19	(11.78)	-0.01	(-0.42)
年齢(歳)	0.00	(-4.43)	0.00	(-10.40)	0.00	(-4.66)
消費者物価指数(対数値)	-0.81	(-1.99)	-0.52	(-3.59)	-0.05	(-0.31)
世帯人員数(人)	-0.03	(-0.15)	0.00	(0.25)	0.05	(2.32)
自営業者比率	-0.16	(-0.30)	0.22	(1.86)	0.33	(1.71)
第1次産業比率	0.64	(0.85)	1.15	(5.90)	1.45	(4.59)
消費(対数値)			-0.09	(-2.27)		
純支出(対数値)					-0.04	(-10.04)
定数項	5.19	(2.74)	4.49	(6.56)	2.14	(2.57)
その他コントロール変数	年、都道府県、世代ダミー		年ダミー		年ダミー	
決定係数	0.46		0.37		0.51	
労働供給弾性値	フリッシュ弾性値 0.19 (8.29)		エムサプライ弾性値 0.19 (11.78)		マーシャリアン弾性値 -0.01 (-0.42) ヒクシアン弾性値 0.01 (0.33)	

(2) 男女別

	男性		女性	
	パラメータ	(t値)	パラメータ	(t値)
賃金(対数値)	0.24	(14.90)	0.10	(1.64)
年齢(歳)	0.00	(-5.19)	0.00	(-1.46)
消費者物価指数(対数値)	-0.33	(-0.75)	-1.06	(-1.90)
世帯人員数(人)	0.07	(0.40)	0.12	(0.59)
自営業者比率	-0.23	(-0.40)	-0.28	(-0.47)
第1次産業比率	1.41	(1.52)	0.47	(0.45)
定数項	2.67	(1.32)	6.10	(2.31)
その他コントロール変数	年、都道府県、世代ダミー		年、都道府県、世代ダミー	
決定係数	0.55		0.64	
労働供給弾性値	フリッシュ弾性値 0.24 (14.90)		フリッシュ弾性値 0.10 (1.64)	

備考：1. 被説明変数は労働者1人当たり労働時間を用いている。サンプル数は705。括弧内はt値。

2. 1991、96、2001年のデータをプールして、操作変数法にて推計（操作変数は勤続年数、勤続年数の二乗項、失業率、1人当たり県民所得、物価、年次ダミー）。

なお、男女別に推計した表5(2)をみると、男性では0.24、女性では0.10となっている。「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値についても性別による違いはあるものの、男女ともに小さい値となっている。

データセットBを用いた場合

労働時間 h_t に『賃金構造基本統計調査』のデータを用いたデータセットBに基づく推計は、1992～2002年の4,653サンプルをプールして行い、表6～7にその結果を掲載した。このうち、表6は、労働時間 h_t をマンアワーの総労働供給量で定義し、「労働時間の選択」と「就業の選択」を合わせた労働供給弾性値を推計したもの、表7は、労働時間 h_t を労働者1人当たりの労働時間で定義し、「労働時間の選択」のみの労働供給弾性値を推計したものである。

表6(1)は、各推計式を男女計のデータを用いて「就業の選択」と「労働時間の選択」を合わせた労働供給弾性値を推計した結果である。フリッシュ弾性値は0.97、エムサプライ弾性値は0.78、マーシャリアン弾性値は0.63、ヒクシアン弾性値は0.78となっている。エムサプライ弾性値がフリッシュ弾性値よりも小さいのは、(16)式の推計で消費にかかるパラメータが有意にプラスであるため、(10)式の右辺第2項がプラスになっていることが影響していると考えられる²⁴。この場合、フリッシュ弾性値の下限はエムサプライ弾性値あるいはヒクシアン弾性値で示されるため、流動性制約が存在したとしてもフリッシュ弾性値は0.8～1.0程度の大きさと示唆され、データセットAを用いた場合と比べ、やや大きくなっている。

一方、男女別にフリッシュ弾性値を推計した結果を表6(2)でみると、男性については0.69、女性については1.26となっており、データセットAを用いた場合と比べると特に男性の弾性値の水準は高いものの、やはり性別による大きな違いがみられる。

最後に、労働者1人当たりの労働時間を被説明変数にして「労働時間の選択」のみの労働供給弾性値を推計した表7をみる。表7(1)をみると、男女計の「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値は0.10、エムサプライ弾性値は0.11、マーシャリアン弾性値は0.11、ヒクシアン弾性値は0.11となっている。また、男女別に推計した表7(2)をみると、男性は0.14、女性で0.13と推計されている。したがって、データセットAを用いた推計値と同様、「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値については、0.1程度と小さい値になっており、既に就業している人の労働時間は賃金にはあまり感応的でない。

24 ただし、3節で述べたとおり、通常であれば、消費と余暇が代替関係にあり、両者とも正常財と考えられるため、(10)式の右辺第2項はマイナスとなり、エムサプライ弾性値はフリッシュ弾性値の上限を示す。このため、ここでの推計結果は幅をもって解釈する必要がある。

表6 労働供給弾性値（「労働時間の選択」と「就業の選択」）の推計結果：
データセットBを用いたケース

(1) 男女計

	(15)式		(16)式		(17)式	
	パラメータ	(t値)	パラメータ	(t値)	パラメータ	(t値)
賃金(対数値)	0.97	(58.79)	0.78	(23.75)	0.63	(17.01)
年齢(歳)	-0.03	(-72.65)	-0.02	(-58.12)	-0.02	(-47.09)
消費者物価指数(対数値)	-1.96	(-7.22)	-5.42	(-19.73)	-4.46	(-16.24)
失業率(%)	0.00	(-3.11)	-0.01	(-2.37)	-0.01	(-1.88)
世帯人員数(人)	-0.20	(-1.44)	0.05	(1.85)	0.10	(4.15)
自営業者比率	-0.98	(-2.46)	-0.89	(-3.73)	-1.24	(-5.20)
第1次産業比率	-0.34	(-0.45)	-2.47	(-6.67)	-2.39	(-6.36)
地域別人口構成比	11.77	(69.21)	12.93	(31.06)	12.80	(30.88)
年齢層構成比	41.85	(6.21)	37.29	(89.48)	36.17	(85.23)
消費(対数値)			0.28	(4.44)		
純支出(対数値)					-0.30	(-7.73)
定数項	14.08	(8.57)	28.61	(23.99)	29.09	(24.64)
その他コントロール変数	年、都道府県、世代ダミー		年ダミー		年ダミー	
決定係数	0.98		0.87		0.87	
労働供給弾性値	フリッシュ弾性値 0.97 (58.79)		エムサプライ弾性値 0.78 (23.75)		マーシャリアン弾性値 0.63 (17.01) ヒクシアン弾性値 0.78 (23.99)	

(2) 男女別

	男性		女性	
	パラメータ	(t値)	パラメータ	(t値)
賃金(対数値)	0.69	(37.56)	1.26	(14.09)
年齢(歳)	-0.03	(-69.62)	-0.02	(-27.16)
消費者物価指数(対数値)	-1.07	(-3.76)	-2.55	(-4.18)
失業率(%)	-0.01	(-3.50)	-0.02	(-9.23)
世帯人員数(人)	-0.33	(-2.24)	0.42	(1.37)
自営業者比率	-1.34	(-3.45)	-0.54	(-0.61)
第1次産業比率	-1.63	(-2.19)	1.19	(0.75)
地域別人口構成比	8.94	(52.97)	19.25	(52.59)
年齢層構成比	53.03	(7.42)	27.41	(1.93)
定数項	9.70	(5.57)	14.32	(4.02)
その他コントロール変数	年、都道府県、世代ダミー		年、都道府県、世代ダミー	
決定係数	0.98		0.91	
労働供給弾性値	フリッシュ弾性値 0.69 (37.56)		フリッシュ弾性値 1.26 (14.09)	

備考：1. 被説明変数は労働者1人当たり労働時間を用いている。サンプル数は4,653。括弧内はt値。

2. 1992～2002年のデータをプールして、操作変数法にて推計(操作変数は勤続年数、勤続年数の二乗項、失業率、1人当たり県民所得、物価、年次ダミー)。

表7 労働供給弾性値（「労働時間の選択」）の推計結果：
データセットBを用いたケース

(1) 男女計

	(15)式		(16)式		(17)式	
	パラメータ	(<i>t</i> 値)	パラメータ	(<i>t</i> 値)	パラメータ	(<i>t</i> 値)
賃金（対数値）	0.10	(20.12)	0.11	(23.81)	0.11	(24.14)
年齢（歳）	0.00	(-31.12)	0.00	(-41.94)	0.00	(-35.82)
消費者物価指数（対数値）	-0.31	(-3.57)	-0.43	(-12.09)	-0.45	(-12.97)
世帯人員数（人）	-0.03	(-0.58)	0.05	(13.29)	0.04	(11.49)
自営業者比率	0.31	(2.35)	0.18	(7.60)	0.19	(7.55)
第1次産業比率	0.42	(2.16)	0.74	(16.99)	0.74	(16.48)
消費（対数値）			-0.02	(-1.89)		
純支出（対数値）					0.00	(0.00)
定数項	6.43	(14.82)	6.91	(41.06)	6.86	(41.02)
その他コントロール変数	年、都道府県、世代ダミー		年ダミー		年ダミー	
決定係数	0.77		0.72		0.72	
労働供給弾性値	フリッシュ弾性値 0.10 (20.12)		エムサプライ弾性値 0.11 (23.81)		マーシャルアン弾性値 0.11 (24.14) ヒクシアン弾性値 0.11 (20.20)	

(2) 男女別

	男性		女性	
	パラメータ	(<i>t</i> 値)	パラメータ	(<i>t</i> 値)
賃金（対数値）	0.14	(33.78)	0.13	(7.25)
年齢（歳）	0.00	(-32.82)	0.00	(-17.50)
消費者物価指数（対数値）	-0.37	(-3.92)	-0.38	(-3.60)
世帯人員数（人）	0.00	(-0.03)	-0.08	(-1.36)
自営業者比率	0.35	(2.46)	0.29	(2.05)
第1次産業比率	0.55	(2.54)	0.09	(0.40)
定数項	6.59	(13.66)	6.74	(13.27)
その他コントロール変数	年、都道府県、世代ダミー		年、都道府県、世代ダミー	
決定係数	0.76		0.85	
労働供給弾性値	フリッシュ弾性値 0.14 (33.78)		フリッシュ弾性値 0.13 (7.25)	

備考：1. 被説明変数は労働者1人当たり労働時間を用いている。サンプル数は4,653。括弧内は*t*値。

2. 1992～2002年のデータをプールして、操作変数法にて推計（操作変数は勤続年数、勤続年数の二乗項、失業率、1人当たり県民所得、物価、年次ダミー）。

ロ．フリッシュ弾性値の変化

以上、表4～7の推計結果からは、推計期間を通じたフリッシュ弾性値の水準を把握することができた。次に、推計期間である1990年代にフリッシュ弾性値が変化した可能性について検証する。具体的には、(15)式に賃金と年次ダミーの交差項を入れることにより、年によってフリッシュ弾性値が変化しうることを考慮した推計を実施した。

これらの推計結果をもとに、図1と図2では各年のフリッシュ弾性値の水準と90%信頼区間をプロットした。図1はデータセットA、図2はデータセットBを用いた場合の結果であり、それぞれ「労働時間の選択」と「就業の選択」を合わせたフリッシュ弾性値と「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値を載せている。各図において、太線はフリッシュ弾性値の水準を示し、細線は90%信頼区間を示している。

まず、データセットAに基づく図1(1)をみると、「労働時間の選択」と「就業の選択」を合わせたフリッシュ弾性値は男女計で1991、96、2001年と低下傾向にあることがわかる。男女別でみると、男性は低下傾向にあり、女性は1996年から2001年にかけて上昇しているが、その統計的有意性は低い。一方、図1(2)で「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値の変化をみると、男性ではほぼ横ばい、女性は1991年から2001年にかけて一貫して上昇している。また、「就業の選択」と「労働時間の選択」を合わせたフリッシュ弾性値が男性で低下傾向、女性で横ばいであることと、「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値が男性で横ばい、女性で上昇傾向にあることを勘案すると、1990年代における「就業の選択」についてのフリッシュ弾性値は、男女ともに低下傾向にある可能性が示唆される。

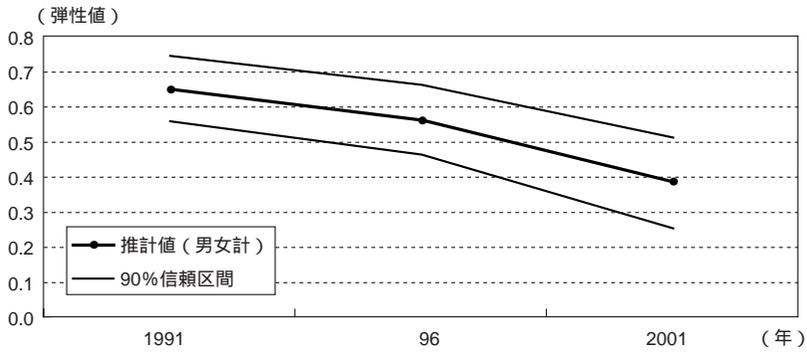
次に、データセットBに基づく図2(1)をみると、「労働時間の選択」と「就業の選択」を合わせたフリッシュ弾性値は、男女計で1997年以降、若干の上昇傾向がみられる。しかし、男女別にみると、男女ともに期間を通じて弾性値の変化はみられない²⁵。一方、図2(2)で「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値をみると、男女ともに1997年以降に上昇している。男性については、1997年以降緩やかな上昇傾向にあるほか、女性についても、例えば2002年の水準は1992年と比べて統計的に有意に高くなっている。また、これらの結果からは、データセットBについても、「就業の選択」のみのフリッシュ弾性値は、男女ともに低下傾向にある可能性も指摘できる。

25 女性については1998年以降上昇しているが、推計値の90%信頼区間が広いいため、統計的に有意な上昇とはみなせない。

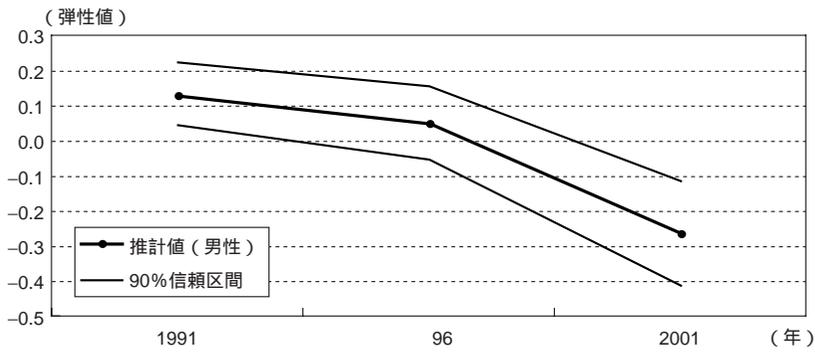
図1 フリッシュ弾性値の変化：データセットA

(1) 「労働時間の選択」と「就業の選択」の合計

男女計



男性



女性

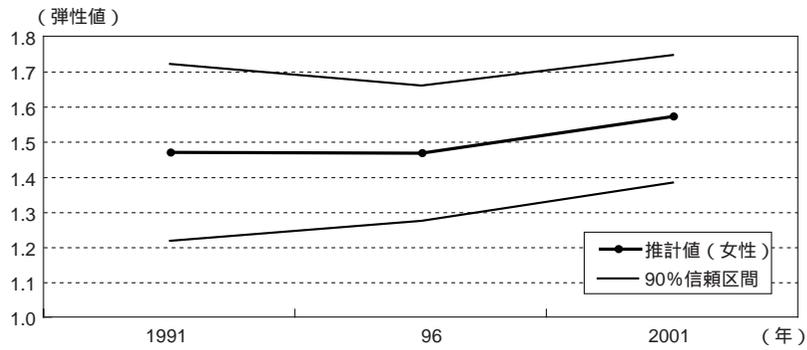


図1 フリッシュ弾性値の変化：データセットA（続き）

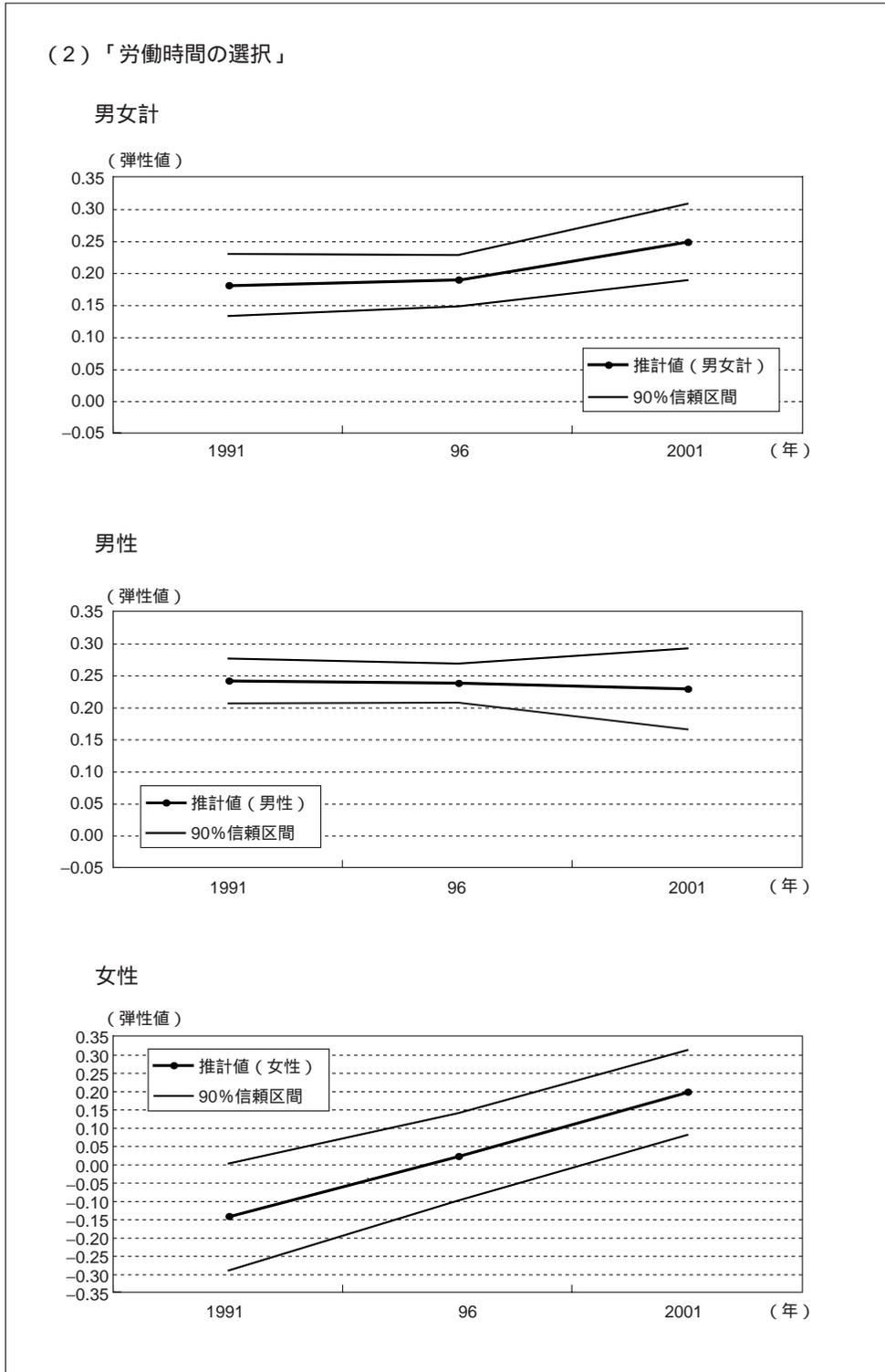
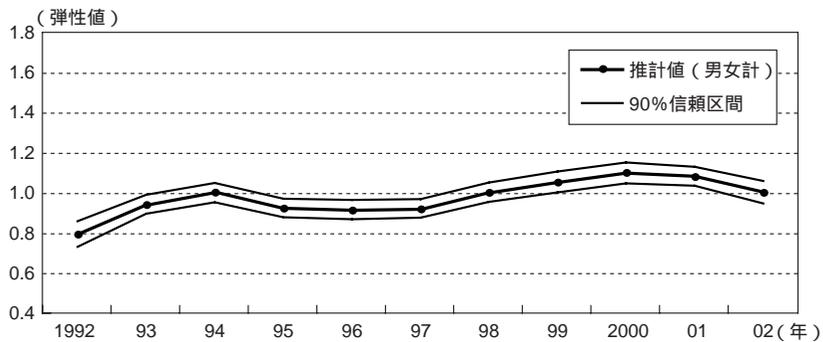


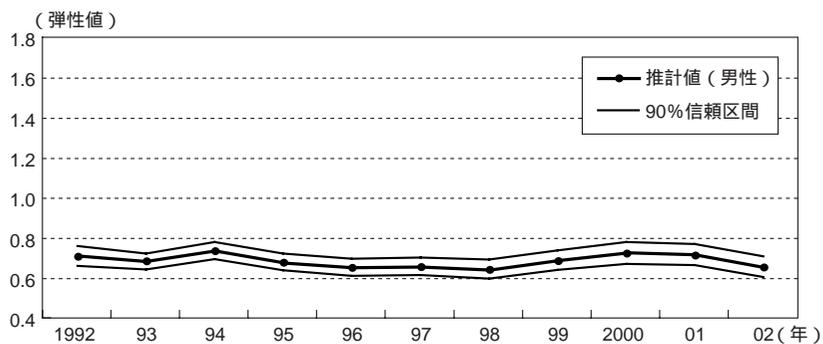
図2 フリッシュ弾性値の変化：データセットB

(1) 「労働時間の選択」と「就業の選択」の合計

男女計



男性



女性

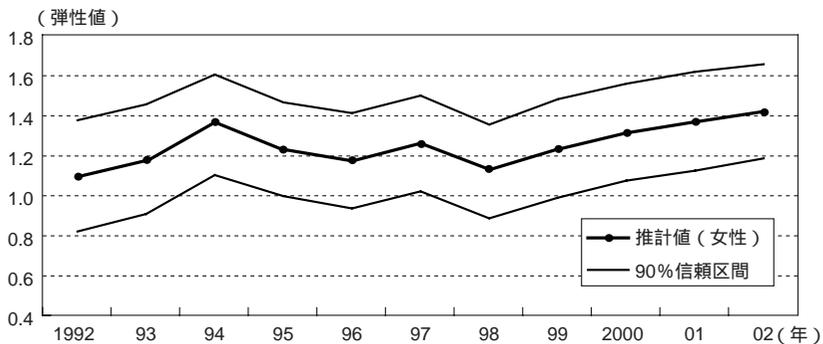
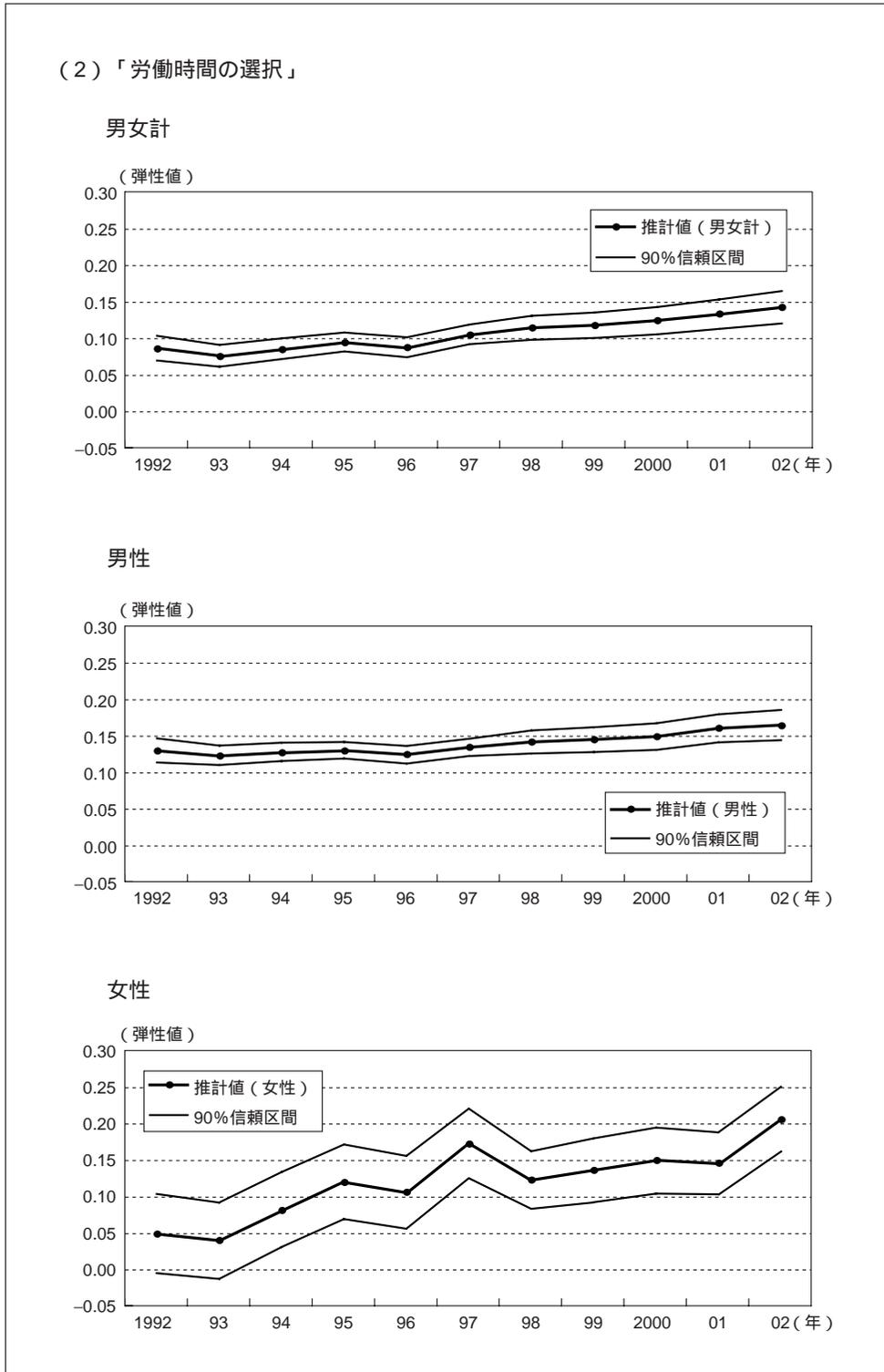


図2 フリッシュ弾性値の変化：データセットB（続き）



ハ．フリッシュ弾性値の変化要因に関する考察

上でみたように、データセットA、Bを用いた推計結果は、1990年代（特に1997年以降）「就業の選択」のみのフリッシュ弾性値が低下傾向にあり、「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値は上昇傾向にあることを示唆している。そこで、以下では、こうしたフリッシュ弾性値の変化の要因について若干の考察を行うこととしたい。

まず、「就業の選択」のみのフリッシュ弾性値が1997年以降低下傾向にある点については、少なくとも以下の2つの要因が考えられうる。第1の要因は、景気低迷期に就業を諦め非労働力化する（逆に景気回復期には再び労働市場に参入し労働力化する）という、いわゆる「求職意欲喪失効果」が1997年以後減退した可能性である。これは、賃金が増加した際の（労働市場への参入・退出に関する）人々の反応度合いが低下したことを意味する。

第2の要因として、景気低迷が長引く中、世帯主の所得の低下により、家計補助のために非世帯主の労働市場への参入が増加するという「追加労働者効果」により、ネットでみた労働者の退出が減少している可能性も挙げられる²⁶。ただし、第2の要因によって非世帯主の就業が増加している場合には、労働者個人（非世帯主本人）の賃金に対する反応度合いが変化しているとはいえないことには留意すべきである。

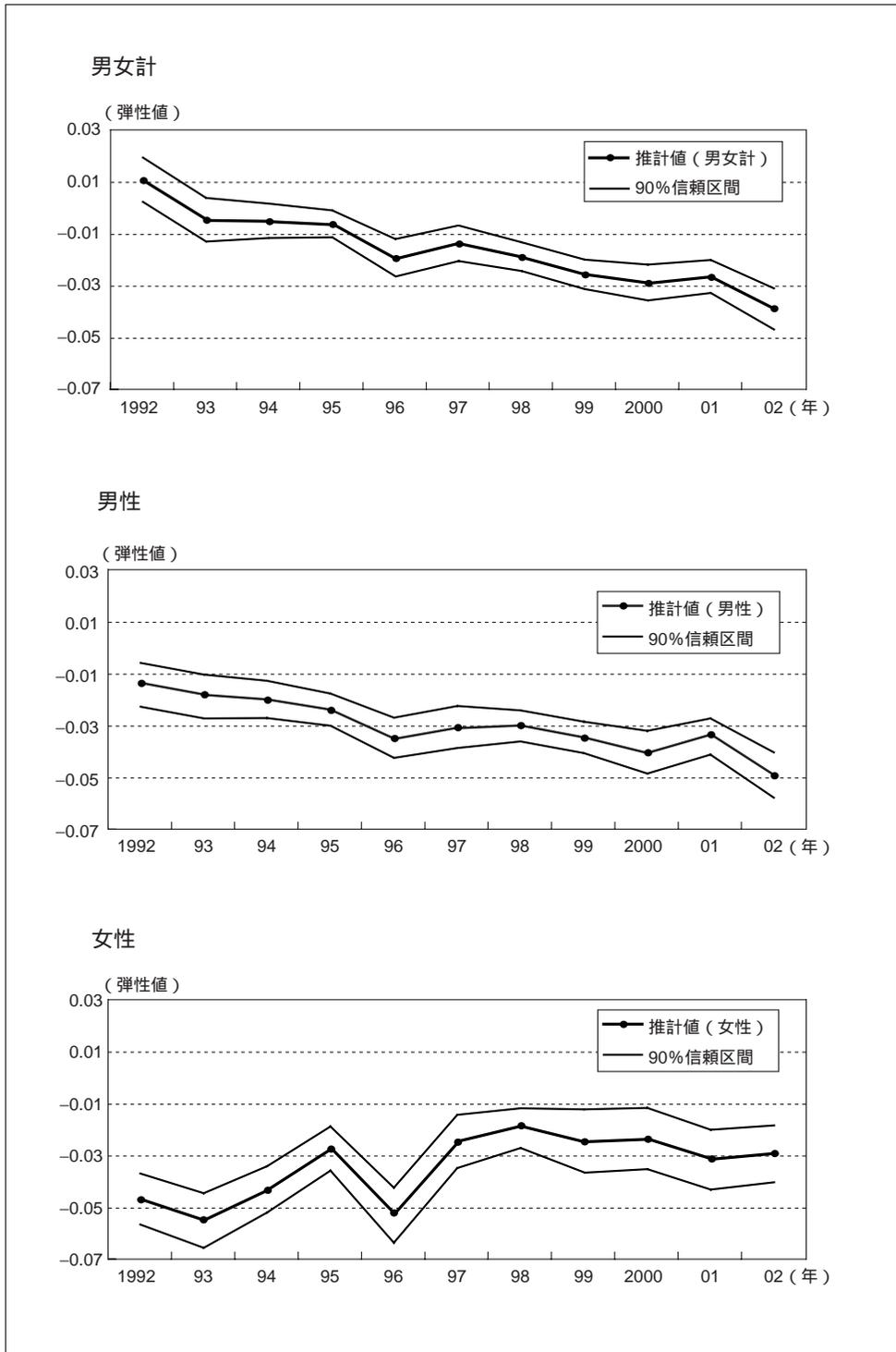
次に、「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値が1997年以降上昇傾向にあることの要因を探るため、フルタイム労働者のみのフリッシュ弾性値の変化に注目してみる。図3は、データセットBを用いた推計結果を示したものである。これをみると、フルタイム労働者については、1992年以降の「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値が男女計・男性ともに低下傾向にあるほか、女性についても1998年以降は低下していることがわかる²⁷。このことは、1997年以降に観察される「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値の上昇は、少なくともフルタイム労働者のフリッシュ弾性値の上昇を反映したものではないことを示唆する²⁸。

26 このほか、第3の要因としては、1990年代のわが国で急速に進展した60歳定年制の普及に関するものが挙げられる。『雇用管理調査』（厚生労働省）によれば、60歳定年制を導入している企業割合は、1990年には60.1%だったのに対し、2000年には91.6%にまで上昇し、さらに60歳以上の定年制を採用している企業も8%程度存在している。この定年延長の進展は、労働市場から退出する人の年齢を年々後ズレさせることを意味し、この影響により集計データでみた「就業の選択」のみのフリッシュ弾性値が低下している可能性が考えられる。

27 図3をみてわかるように、フルタイム労働者の「労働時間の選択」のみの弾性値は、男女計・男性・女性ともに、ほぼすべての年でマイナスとなっている。このように、理論的な符号条件に反するフリッシュ弾性値が推計された原因としては、労働時間の選択に制約があるフルタイム労働者には、ライフサイクル・モデル自体が当てはまらない可能性が挙げられる。この点については、2節(2)でも触れたように、労働時間制約モデルに基づく推計を行うなど、今後の課題として検討していく必要がある。

28 なお、本来であればパートタイム労働者の「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値の変化の有無も検証すべきであるが、4節(1)で説明したとおり、本稿で用いたデータセットはパートタイム労働者に関しては年齢計のものしかないため、推計を行うことができなかった。この点については、今後の検討課題である。

図3 フルタイム労働者の「労働時間の選択」のフリッシュ弾性値の変化：
データセットBを用いた場合

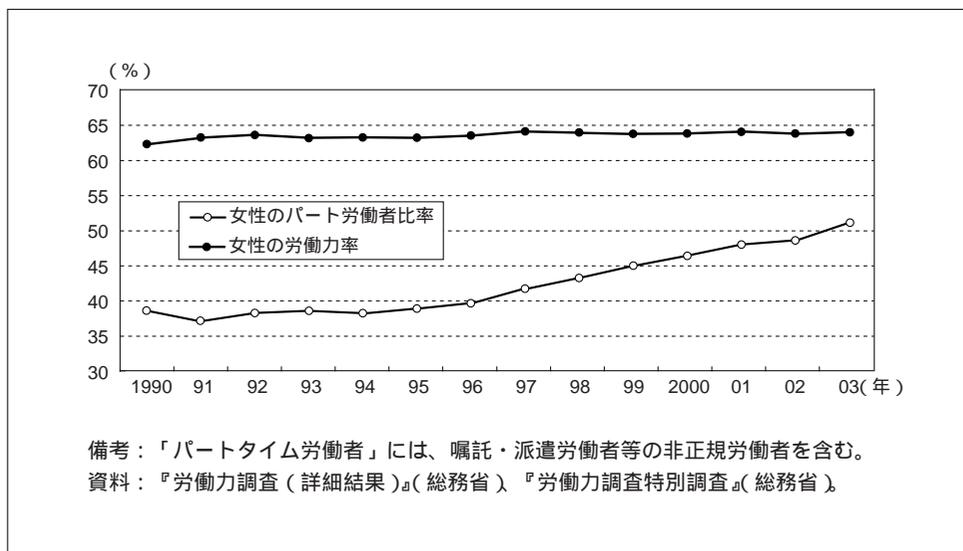


それでは、図1(2)、2(2)で観察されたように、「労働時間の選択」のみのフレッシュ弾性値が1990年代に上昇傾向にあることは、どう解釈すべきなのだろうか。考えられる1つの説明は、1990年代後半のパートタイム労働者比率の上昇である。労働力率が変わらない状況においてパートタイム労働者比率が上昇する場合、労働市場全体としては、就業者の中でフルタイム就業からパートタイム就業へのシフトが生じるため、労働者1人当たりの労働時間が減少する。また、パートタイム労働者比率が上昇すると、フルタイム賃金とパートタイム賃金の格差を反映して、労働者1人当たりの平均賃金も低下する。したがって、本稿の定義ではパートタイム労働者比率が上昇すると、労働力率が変わらない限り、「労働時間の選択」のフレッシュ弾性値が上昇することになる。

実際に、1990年代以降の女性のパートタイム労働者比率、労働力率を図4でみると、1990年代後半、労働力率がほぼ一定に推移するも、パートタイム労働者比率が上昇している。よって、前述の分析で得られた「労働時間の選択」のみのフレッシュ弾性値上昇の背景には、その間のパートタイム労働者比率の上昇があったことが推察される。

なお、労働供給弾性値は、賃金の変化に対して労働供給がどの程度変化するかを表す効用関数の構造パラメータの1つであり、その変化は余暇（労働時間）と消費に対する嗜好の変化を反映している。仮に、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人々の嗜好の変化ではなく、その他の要因によってもたらされているとすれば、フルタイム・パートタイム労働者の合算ベースで測った「労働時間の選択」の弾性値の上昇は、フルタイム労働者とパートタイム労働

図4 1990年代以降の女性のパートタイム労働者比率と労働力率



者の集計バイアスによってもたらされた、いわば「見せかけ」のものともみなせる²⁹。

本稿で用いた集計データでは、これらの点を詳細に把握することはできないため、ここでの議論はあくまでも推測の域にとどまる。こうした要因の解明には、マイクロ・データを用いた分析が必要であり、この点は今後の課題である。

5. おわりに

本稿では、労働供給弾性値の概念整理を行うとともに、1990年代以降のわが国の都道府県・年齢層・性別集計データを利用することにより、異時点間の労働供給弾性値の1つであるフリッシュ弾性値を推計した。

推計結果は、以下のとおりである。まず、賃金が限界的に変化したときに人々の労働市場への参入・退出行動がどの程度変化するかを表す「就業の選択」と、労働者1人当たりの労働時間がどの程度変化するかを表す「労働時間の選択」の両方を合わせたフリッシュ弾性値は、男女計で0.7～1.0程度であった。もっとも、フリッシュ弾性値の大きさは性別によって大きく異なり、男性は0.2～0.7程度、女性では1.3～1.5程度であることを示した。さらに、同様のデータセットを用いて、「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値を推計したところ、男女計・男性・女性ともに0.1～0.2程度と極めて低い結果が得られた。これらの結果は、労働供給変化の多くは労働市場への参入・退出変化を反映したものであるとするHeckman [1993] の指摘と整合的である。

さらに、本稿では、1990年代以降のわが国においてフリッシュ弾性値が変化しているかを確認した。分析の結果、集計データからみる限り、1990年代後半以降、わが国では「就業の選択」と「労働時間の選択」を合わせたフリッシュ弾性値は、横ばいもしくは低下傾向にあることが示唆されたこと、さらに「労働時間の選択」のみのフリッシュ弾性値は横ばいもしくは若干ながら上昇傾向にあること、「就業の選択」のフリッシュ弾性値は低下している可能性があることが明らかになった。

ただし、本稿で用いた集計データでは、「労働時間の選択」の弾性値の上昇は、フルタイム労働者とパートタイム労働者の集計バイアスによってもたらされた可能性がある等の問題がある。こうした点を検証するためには、マイクロ・データを用いた分析が必要であり、この点は今後の課題である。

29 なお、定年制延長の影響は、「労働時間の選択」の弾性値にも影響を与えうる。55歳あるいは60歳以降は、就業形態がフルタイム労働者から嘱託等に変更となるケースが多く、こうした場合、賃金の低下と労働時間の短縮が一般的である。したがって、定年延長により嘱託という就業形態が1990年代を通じて増えたとした場合は、平均賃金の低下と平均労働時間の低下が同時に起こることにより、集計データでみた場合の「労働時間の選択」のフリッシュ弾性値は上昇すると思われる。

参考文献

- 黒田祥子・山本 勲、「バブル崩壊以降のわが国の賃金変動：人件費および失業率の変化と名目賃金の下方硬直性の関係」、『金融研究』第24巻第1号、日本銀行金融研究所、2005年、123～155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No. 05-J-10、日本銀行、2005年
- 日本銀行、「雇用・所得情勢にみる日本経済の現状」、『日本銀行調査季報』冬(1月)号、2005年、1～53頁
- Algoskoufis, George S., "On Intertemporal Substitution and Aggregate Labor Supply," *Journal of Political Economy*, 95 (5), 1987, pp. 938-960.
- Altonji, Joseph G., "The Intertemporal Substitution Model of Labour Market Fluctuations: An Empirical Analysis," *Review of Economic Studies*, 49 (5), 1982, pp. 783-824.
- , "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data," *Journal of Political Economy*, 94 (3-2), 1986, pp. S176-215.
- Angrist, Joshua D., "Does Labor Supply Explain Fluctuations in Average Hours Worked?," NBER Working Paper, No. 3312, 1990.
- , "Grouped-data Estimation and Testing in Simple Labor-Supply Models," *Journal of Econometrics*, 47, 1991, pp. 243-266.
- Blau, David M., and Phillip K. Robins, "Child-Care Costs and Family Labor Supply," *Review of Economics and Statistics*, 70 (3), 1988, pp. 374-381.
- Blau, Francine D., and Lawrence M. Kahn, "Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women," NBER Working Paper, No. 11230, 2005.
- 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, 1999, pp. 1559-1695.
- Browning, Martin, Angus Deaton, and Margaret Irish, "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle," *Econometrica*, 53 (3), 1985, pp. 503-544.
- , "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.
- Camerer, Colin, Linda Babcock, George Loewenstein, and Richard Thaler, "Labor Supply of New York City Cabdrivers: One Day at a Time," *Quarterly Journal of Economics*, 112 (2), 1997, pp. 407-441.
- Card, David, "Intertemporal Labor Supply: An Assessment," in Christopher A. Sims ed. *Advances in Econometrics Sixth World Congress*, Vol. II, Cambridge University Press, 1994, pp. 51-78.
- Domeij, David, and Martin Floden, "The Labor-supply Elasticity and Borrowing Constraints: Why Estimates are Biased?," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 9 (2), 2006, pp. 242-262.

- Farber, Henry S., "Is Tomorrow Another Day? The Labor Supply of New York City Cabdrivers," *Journal of Political Economy*, 113 (1), 2005, pp. 46-82.
- French, Eric, "The Labor Supply Response to (Mismeasured but) Predictable Wage Changes," *Review of Economics and Statistics*, 86 (2), 2004, pp. 602-613.
- Friedman, Milton, *A Theory of Consumption Function*, Aldine Publishing Company, 1957.
- , *Price Theory*, Aldine Publishing Company, 1976.
- Goette, Lorenz, Ernst Fehr, and David Huffman, "Loss Aversion and Labor Supply," *Journal of European Economic Association*, 2 (2-3), 2004, pp. 216-228.
- Gomme, Paul, Richard Rogerson, Peter Rupert, and Randall Wright, "The Business Cycle and the Life Cycle," *NBER Macroeconomics Annual 2004*, The MIT Press, 2005, pp. 415-461.
- Ham, John C., "Testing Whether Unemployment Represents Intertemporal Labour Supply Behavior," *Review of Economic Studies*, 53 (4), 1986, pp. 559-578.
- , and Kevin T. Reilly, "Testing Intertemporal Substitution, Implicit Contracts, and Hours Restriction Models of the Labor Market Using Micro Data," *American Economic Review*, 92 (4), 2002, pp. 905-927.
- Hansen, Gary, D., "Indivisible Labor and the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 16 (3), 1985, pp. 309-327.
- Heckman, James J., "A Partial Survey of Recent Research on the Labor Supply of Women," *American Economic Review*, 68 (2), 1978, pp. 200-207.
- , "What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?," *American Economic Review*, 83 (2), 1993, pp. 116-121.
- , and Thomas MaCurdy, "Corrigendum on A Life Cycle Model of Female Labour Supply," *Review of Economic Studies*, 49 (4), 1982, pp. 659-660.
- Holtz-Eazin, Douglas, David Joulfaian, and Harvey S. Rosen, "The Carnegie Conjecture: Some Empirical Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, 108 (2), 1993, pp. 413-435.
- Hotz, V. Joseph, Finn E. Kydland, and Guilherme L. Sedlacek, "Intertemporal Preferences and Labor Supply," *Econometrica*, 56 (2), 1988, pp. 335-360.
- Johnson, William R., and Jonathan Skinner, "Labor Supply and Marital Separation," *American Economic Review*, 76 (3), 1986, pp. 455-469.
- Joulfaian, David, and Mark O. Wilhelm, "Inheritance and Labor Supply," *Journal of Human Resources*, 29 (4), 1994, pp. 1205-1234.
- Kimball, Miles S., and Matthew D. Shapiro, "Labor Supply: Are the Income and Substitution Effects Both Large or Both Small?," Working Paper, 2003.
- King, Robert G., and Sergio T. Rebelo, "Resuscitating Real Business Cycles," in John B. Taylor and Michael Woodford, eds. *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1B, 1999, pp. 927-1007.
- Lucas, Robert E. Jr., and Leonard A. Rapping, "Real Wages, Employment, and Inflation," *Journal of Political Economy*, 77 (5), 1969, pp. 721-754.
- Lundberg, Shelly, "Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach," *Review of Economics and Statistics*, 70 (2), 1988, pp. 224-235.

- MaCurdy, Thomas, E., "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting," *Journal of Political Economy*, 89 (6), 1981, pp. 1059-1085.
- Maloney, Tim, "Employment Constraints and the Labor Supply of Married Women," *Journal of Human Resources*, 22 (1), 1987, pp. 51-61.
- Mankiw, N. Gregory, Julio J. Rotemberg, and Lawrence H. Summers, "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics*, 100, 1985, pp. 225-251.
- Mulligan, Casey, "Substitution Over Time: Another Look at Life Cycle Labor Supply," in Ben S. Bernanke and Julio Rotemberg eds. *NBER Macroeconomics Annual*, National Bureau of Economic Research, MIT Press, 1998.
- Oettinger, Gerald S., "An Empirical Analysis of the Daily Labor Supply of Stadium Vendors," *Journal of Political Economy*, 107 (2), 1999, pp. 360-392.
- Osano, Hiroshi, and Tohru Inoue, "Testing between Competing Models of Real Business Cycles," *International Economic Review*, 32 (3), 1991, pp. 669-688.
- Pencavel, John, "Labor Supply of Men: A Survey," in Orley C. Ashenfelter and Richard Layard eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishing Company, 1986, pp. 3-102.
- Prescott, Edward C., "Theory Ahead of Business Cycle Measurement," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 10 (4), 1986, pp. 9-22.
- Rogerson, Richard, "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium," *Journal of Monetary Economics*, 21 (1), 1988, pp. 3-16.
- Rosenzweig, Mark and Kenneth Wolpin, "Life Cycle Labor Supply and Fertility: Causal Inferences from Household Models," *Journal of Political Economy*, 88 (2), 1980, pp. 328-348.
- Smith, James and Michael Ward, "Time-Series Growth in the Female Labor Force," *Journal of Labor Economics*, 3 (1), 1985, pp. S59-90.