

第6章 パネルデータ分析：

労働供給の賃金弾性値の推定

1 はじめに

ミクロ経済学の理論は、独立した経済主体が与えられた経済環境の中で自らの目的を最適化するという想定の下に展開されている。さらに厳密に言うと、一定時間内にいくつかの経済環境に直面する可能性がある場合に、経済主体がとり得る選択集合の中から静学的反応関数（スケジュール）を考えることによって最適値を選ぶという問題設定と、長期間にわたって経済環境が変わっていく場合に、経済主体がとり得る選択集合の中から動学的反応関数（スケジュール）を考えることによって最適値の流列を選ぶという問題設定に区別できる。いずれもミクロ経済主体の選択問題ではあるが、静学的反応関数では、例えば、消費と余暇（労働）の選択を考えることはあっても、今期の消費と来期の消費を選択したり、来期の消費を考慮して今期の労働を選択するということはない。また、実証上の問題として、同一の経済主体が一時点で経験できる状況は一つに限られており、仮想的に経験できる状況の集合は、実は他の経済主体が経験している状況を集めたものに過ぎないのである。ミクロ経済学の理論としては、経済主体がとり得る選択集合の中から最適値を選んでいく状況を考えているが、実証データでは、各経済主体が選んだ事後的な選択結果の集合を表しており、必ずしも各経済主体の選択集合を表している訳ではないのである。

労働供給の賃金弾性値を推定する場合、クロスセクション・データしか利用できなければ、同一経済主体に対する賃金の変化に基づく労働供給量の変化は捉えられない。ここで出来ることは、異なった賃金が与えられた時に、異なった経済主体が供給する労働時間に基づいて弾性値を推定するしかない。同一経済主体の賃金の変化に対する反応を分析することに関心があるのであれば、パネルデータを用いて分析する必要がある¹。

¹本章ではパネルデータ分析の計量経済学の手法についての具体的な解説はしない。詳しくは北村（2005）を参照されたい。

2 労働供給の理論

労働供給は消費・貯蓄と並んで、消費者あるいは家計が決定する重要な変数であり、理論的には新古典派効用最大化モデルとして消費と余暇の選択問題を解くという形で労働供給関数が導出される。この理論的枠組みでは労働供給は消費と余暇の代替効果と所得効果の2つの効果の大小関係で決まってくる。また、それらの効果を評価する時に所得（支出）一定とするマーシャリアン（Marshallian）需要と効用一定とするヒクシアン（Hicksian）需要などを用いることがある。

労働供給弾性値とは、賃金が1%変化した時に労働供給が限界的に何パーセント変化するかを表すものである。クロスセクション・データを利用する場合には、今期の賃金の変化が、今期の余暇と消費の代替を通じて、労働供給量をどれくらい変化させるかを計ることになる。パネルデータが利用できれば、今期の余暇と消費の代替だけではなく、今期と来期の異時点間の労働供給の代替についても計測できる²。

図1は一般的な労働者のライフサイクルに応じた労働供給スケジュールを描いたものである。労働者の賃金弾性値を求める場合、十分長期にわたるパネルデータが利用可能であれば、ライフサイクルで労働供給スケジュールが非線形に変化することを実質賃金の2次項を入れることでチェックできる。しかし、一般には、パネルデータは十分長い期間について集められていないし、個々人の労働供給パターンは違うので、全労働者に共通した非線形スケジュールを推定することは難しい。また、経済学者の関心は通常、一意に決まる賃金弾性値の推定にあり、対数労働時間を対数実質賃金で回帰した時に得られる係数を賃金弾性値と解釈するのが一般的である。図1で言えば、点A近傍で線形近似した労働供給関数を推定すれば賃金弾性値は正の値をとる。これは賃金が増えると労働供給を増やす局面にあり、消費と余暇の代替関係において余暇を削っても所得と消費を増やしたいという状況にあることを意味している。点Z近傍で線形近似すれば弾性値はゼロに近い値をとるだろう。これは、所得効果と代替効果がほぼバランスをとっている状態を意味している。また点B近傍で近似すれば弾性値は負になるだろう。ここでは代替効果よりも所得効果の方が大きくなり、賃金の上昇に対して労働時間の短縮で対応する状況を示している。

ミクロ統計データを用いて労働供給関数を推定するという事は、このような個々の違いを認めたと上で、平均的に得られる限界効果（弾性値）を算出していることになる³。すなわち、労働者全体に共通の弾性値があると考えられるのではなく、あくまで個々の弾性値の平均を求めているのである。

²この分野のサーベイについては Killingworth(1983)、Blundell and MaCurdy(1999)、Cahuc and Zylberberg(2004)、樋口(1996)などを参照されたい。

³実際に以下で用いるパネルデータを用いて個人別に賃金弾性値を推定してみると、正、負様々な値をとることがわかる。

労働供給弾性値の測定に関しては、理論的に次のように整理できる⁴。

労働者 i は消費 (c_{it}) と労働時間 (h_{it}) とその他の家族属性 (x_{it}) で表される効用関数を予算制約式のもとで生涯効用を最大化していると考えられる。すなわち

$$U_i = \sum_t \beta^t U_i(c_{it}, h_{it}, x_{it}) \quad (1)$$

$$a_{it+1} - a_{it} = r_t a_{it} + w_t h_{it} - p_t c_{it} + y_{it} \quad (2)$$

ここで、 β は割引率、 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。また、効用関数は時間に関して分離可能であり、不確実性はないことを仮定している。

この問題を労働時間について内点解を求めると次のようなオイラー方程式が得られる。

$$h_{it} = h_i(p_t, w_{it}, x_{it}, \lambda_{it}) \quad (3)$$

各変数は対数表示され、 λ_{it} は資産の限界効用を表している。

この式を賃金に関して偏微分したものが労働供給弾性値であるが、他の条件を一定にする場合の条件に応じて 4 通りの弾性値が定義されている。すなわち、資産の限界効用、消費、純支出、効用を一定にした上で、今期の賃金が限界的に 1% 変化した時に労働供給がどの程度変化するかに応じて、それぞれ、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、ヒクシアン弾性値と呼ばれている⁵。ところで、将来の賃金や資産などの変化は、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及ぼすと考えられるので、フリッシュ弾性値のみが、労働供給の異時点間の代替効果を含んでいることを意味している。このことから、動学的一般均衡マクロ・モデルで用いる労働供給の賃金弾性値としてはフリッシュ弾性値がふさわしい概念であると言われている。フリッシュ弾性値の数学的表現は次のようになる (添字 i は省略してある)。

$$\eta_f = \left. \frac{\partial h_t}{\partial w_t} \right|_{\lambda} = \frac{\partial h(p_t, w_t, x_t, \lambda_t)}{\partial w_t} \quad (4)$$

⁴以下の議論は北村 (2006) を要約したものであるが、基本的には Blundell and MaCurdy (1999) と黒田・山本 (2006) を参照したものである。

⁵それぞれの弾性値の詳しい理論的背景や概念の出典については、黒田・山本 (2006) を参照されたい。

3 労働供給関数の推定

実証的に労働供給の賃金弾性値を求めるには、労働時間を賃金やその他の変数によって説明するモデルを用いる。基本的には次のようなモデルを推計し、賃金弾性値 β を求める。

$$\ln h_{it} = \alpha + \beta \ln w_{it} + \sum \theta x_{it} + u_{it} \quad (5)$$

ここで x_{it} は家計属性などのコントロール変数、 u_{it} は誤差項である。これまでの実証結果の要点は以下の通りである⁶。

(1) マクロ集計データを用いた場合、賃金の変化に対して、労働供給する人数の変化（「職業の選択」）と既に就業している労働者の労働時間の変化（「労働時間の選択」）の2種類の労働供給行動の変化が含まれていることになる。従って、この両方の労働供給行動を含んだデータを用いるか、より限定的な「労働時間の選択」のみを含んだデータを用いるかで弾性値が違ってくる。具体的には、両方の労働供給行動を含めば弾性値は 1-1.4 程度になるが、「労働時間の選択」のみを用いると有意ではなくなる。

(2) ミクロデータを用いた場合、壮年の既婚男性の「労働時間の選択」に関するフリッシュ弾性値は最大 0.2 程度である。男性よりも女性のフリッシュ弾性値が高い。

(3) 黒田・山本 (2006) の日本の集計データを用いた推計によると、「職業の選択」と「労働時間の選択」を合わせたフリッシュ弾性値は男女合計で 0.7-1.0 程度である。そのうち、男性は 0.2-0.7 であり、女性は 1.3-1.5 である。「労働時間の選択」に関するフリッシュ弾性値は男女合計、男女別でともに 0.1-0.2 と低い値が出た。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ことが明らかにされている。

以下では Ziliak (1997) が用いたデータを使って、「労働時間の選択」に関するフリッシュ弾性値を推計してみよう。Ziliak (1997) はアメリカのミシガン大学が行っている The Panel Study of Income Dynamics (PSID) の 1978 年における 21-51 歳の男性労働者 532 名の 10 年分 (1978-87) の完備パネルデータを利用している。このサンプルは継続して結婚しており、継続して就労していることを条件に PSID から無作為抽出したものである⁷。個人は時間給に換算して給与を得ており、出来高給や自営業者は除外されている。変数としては $\ln hr$ は年間労働時間の自然対数、 $\ln wg$ は個人別実質時間当たり年収の自然対数、 $kids$ は子供の数、 agh は家計主年齢、 $agesq$ は家計主年齢の

⁶実証結果については 1970 年代までは Killingsworth (1983)、1980 年代までは Heckman (1993)、1990 年代までは Blundell and MaCurdy (1999) と Cahuc and Zylberberg (2004)、2000 年代までは黒田・山本 (2006) に要領よくまとめられている。

⁷従って、ここでは失業者や新規参入者は含んでおらず、継続労働者の賃金弾性値を推定していることになる。

二乗、 $disab$ は健康状態の悪さを示すダミー変数（健康状態が悪ければ 1、良ければ 0）である。

推計モデルは次のようなものである。

$$\ln hr = \alpha + \beta \ln wg_{it} + \gamma kids_{it} + \delta agh_{it} + \eta agesq_{it} + \theta disab_{it} + u_{it} \quad (6)$$

ここで誤差項は次のような構造をしている ($u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it}$) と仮定する。 μ_i は観察不可能な経済主体独自の個別効果を表し、 λ_t は観察不可能な時間効果、 ν_{it} は攪乱項を表す。データの制約上、消費と余暇の分離可能性を前提としている。

まず、データをパネルデータとして扱わずに、各年ごとのクロスセクション・データとして OLS 推定を行った結果が表 1 に掲載してある。各年の労働供給弾性値は負の値をとったり、有意でなかったり、極めて不安定である。一般に 1983-84 年を除くと、0.09 以下で極めて低い値をとっている。

次に、これをパネルデータとして分析した結果が表 2 に掲載されている。まず、全てのデータをプールして OLS 推定したプーリング推定では弾性値は 0.08 と低い。これは表 1 の結果に近い。また、各サンプル毎に期間平均をとって、それをクロスセクションで推定したのがピトウィーン推定であるが、この場合、弾性値はさらに低く 0.065 となっている。さらに、個人の年々の行動の変化を取り込んだ固定効果推定では弾性値は 0.164 とかなり上昇している。ランダム効果推定では 0.117 となり、最尤法推定は構造上ランダム効果推定とほぼ同じ推定であり 0.117 をとっている。モデル選択の検定結果を見ると、プーリング推定とランダム効果推定の比較をする Breusch and Pagan 検定ではランダム効果推定が選択される。次に、ランダム効果推定と固定効果推定を比較する Hausman 検定では固定効果推定が選択される。ここで用いたデータセットに対しては固定効果推定が最もふさわしい推定方法であることがわかった。

以上の結果をまとめると、ここで用いた PSID データは各年毎のクロスセクションデータやプーリングデータとして扱うのではなく、パネルデータ分析の基本形である固定効果推定が最も望ましく、「労働時間の選択」に関するフリッシュ弾性値はおよそ 0.164 程度であると判断できるということである。

この分析はいくつかの側面で拡張することができる。一つはダイナミックパネル推定の手法である GMM 推定を行うということである。北村 (2006) で報告しているように、ここで用いたデータは異質性 (heterogeneity) が強く、GMM によるダイナミックモデルの当てはまりはあまり良くない。とすればもう一つの拡張の可能性はデータの異質性をコントロールして賃金弾性値を推定することである。ここではライフサイクルに応じて賃金プロファイルが変わることを考慮して 20 歳代から 50 歳代までの年代別にデータを分類した上でパネルデータの固定効果推定を行った⁸。結果は表 3 に掲載されている。

⁸もう一つの分類は所得階層別に分けることであるが、ここではデータの制約によって賃金以

それによると、20歳代と40歳代の弾性値はほぼゼロに近く t 値も有意ではない。それに対して、30歳代と50歳代では弾性値がそれぞれ 0.247、0.418 と高い。これは、全体として見た場合の弾性値は 0.165 程度であっても、サンプルを絞り込むと弾性値は 0.418 にまで上昇することを示している。サンプルの異質性が高い場合には、それを無視して全体の推定を行うよりも、サンプルをある程度カテゴリー化して、それぞれのカテゴリーの中で推定を行う方が望ましい。これまで労働供給の異質性という点に関しては女性の労働供給行動、とりわけ夫の所得や育児費用との関係から分析されてきたが、ここでは継続就業している 50歳代の男性の賃金弾性値がかなり高いことがわかった。これは、50歳代に入り賃金が切り下げられて、それを埋め合わせる意味で労働供給を増加させた結果かもしれないが、退職直前の男性労働者の労働供給行動をさらに詳しく分析する必要があることを示唆している。

本来ならば、日本のパネルデータを用いて、各種パネル推定の方法を駆使しながら、最も適切な賃金弾性値を推計することができれば望ましかったのではあるが、現在、日本の男女各年齢階層をカバーしたパネルデータが利用できる状況には達しておらず、ここではやむを得ずアメリカのデータを用いた。なるべく早い時期にわが国でもパネルデータが蓄積され、多くの研究者や政策担当者の共有の財産となることが望まれるところである⁹。

4 労働供給の賃金弾性値の利用例

ここで求めた賃金弾性値、とりわけフリッシュ弾性値はどのように利用されているのであろうか。まず、最近の動学的一般均衡マクロ・モデルの中で、基本的なパラメータとされている労働供給の賃金弾性値について考えてみよう。一般のリアルビジネス・サイクル・モデルでは労働供給と消費需要が効用関数に入っており、労働供給の弾性値を用いている。

具体的には効用関数は、例えば、次のように定義されている。

$$U_i = U_i(c_{it}, h_{it}) = \ln c_{it} - (w/\gamma)h_{it}^\gamma \quad (7)$$

ここで c は一人当たり実質消費量、 h は時間単位で測った労働供給量、 w は時間当たり実質賃金、 $1/(\gamma - 1)$ は賃金弾性値を表している¹⁰。

Prescott(1986) では労働供給弾性値は 1 と仮定されている。King and Rebelo (1999) では 4 を仮定している。Gomme, Rogerson, Rupert and Wright

外の所得情報が得られていないのでこの分類は行っていない。

⁹現在、慶應義塾大学では家計パネル調査を行っており、5年目が終了したところである。調査の詳細は樋口(編)(2005)を参照されたい。また家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」は20-30歳代の女性を調査対象としており、現在15年目が終了しており、これも多くの研究者に利用されている。例えば、樋口・岩田(1999)や松浦・滋野(2001)を参照。

¹⁰労働供給弾性値は次のような式を推定することによって求められる。 $\ln h_{it} = \alpha + 1/(\gamma - 1) \ln w_{it}$ 、ここで w_{it} は時間当たり実質賃金である。

(2005) ではモデルが実体経済の変動をうまく捉えるためには、異時点間の賃金弾性値が 0.1 から 10 の範囲の値をとらなければならないと論じている。すなわち、リアルビジネス・サイクル・モデルは代表的個人を想定して一人当たり直したマクロ集計値を用いており、既に論じたように労働供給量のマクロ経済上の変化は労働市場への新規参入を含んだ「職業の選択」と既に労働市場にいる労働者の「労働時間の選択」を合わせたものであり、ミクロ統計データから得られる値より高い数値を置く必要がある。いずれにしても、リアルビジネス・サイクル・モデルが現実の統計データと整合性を高めるためにも、ミクロ統計データを用いた労働供給の賃金弾性値の頑強かつ労働属性に応じた多様な推定結果が蓄積されることが望まれる。

もう一つ労働供給の賃金弾性値に関わる重要なトピックは所得税の問題である。労働供給が所得税や社会保障にどのように対応しているかという議論をすれば、Rosen (1976) が述べているように、全体としては影響が大きいとは考えられないが、対象を、限定的な労働供給をしている既婚女性などに絞り込めば、税や社会保障の影響は無視できないということになるだろう。実際、樋口 (1996) が指摘しているように、配偶者控除制度があるために妻の収入が控除枠を超えて増加しても夫婦合計の可処分所得が低下してしまうという事態が生じてきた。このことは、税制が労働供給を阻害していることを意味している。この問題は 1987 年に配偶者特別控除制度を設けることで、税制上の所得逆転現象は解消された。しかし、主婦の労働供給を 103 万円以下に押し込めておくというインセンティブは解消されておらず、配偶者控除そのものを廃止して、夫婦であっても独立した税制上の扱いをすべきであるという議論が出てきている。

所得税の議論の中で賃金弾性値が使われたのは、Mirrlees (1971、Mirrlees (2006) に収録) が提示した最適所得税理論の中である。この画期的な研究は労働者の労働供給を通じた総生産が所得税によってなるべく低下しないように、かつある種の分配原則に基づいて測った社会的厚生が最大化するように所得税率を決めると、どのような税率スケジュールになるかということ論じた研究である。

そこでは図 1 で示したような後方屈曲型労働供給曲線が想定されている¹¹。すなわち、点 B の近傍の線形近似の労働供給関数が負の傾きを持っているということは、 $\ln wg^Z$ より高い賃金を得ている労働者に対しては、課税して賃金が低下しても労働供給量はむしろ拡大し、総生産は低下しないことを意味している。また、 $\ln wg^Z$ より低い賃金を得ている労働者は代替効果が大きいため、賃金低下には労働供給の増加で対処しようとすると考えられる。

しかし、Mirrlees が問題を考えた 1970 年当時にはパネルデータはなく、労働供給関数の推定はクロスセクション・データに基づいたマーシャルアン弾性値とヒックシアン弾性値を用いて議論されており、今回推定したフリッシュ

¹¹より詳しくは Tuomala (1990) の第 3 章を参照。ここではすべての労働者が同一の労働供給スケジュールに従っていることが想定されている。

弾性値は用いられていなかった。理論上では同一個人が税率の変化に応じて労働供給をどのように変化させるかということを想定しており、最適所得税率の導出においてもフリッシュ弾性値を用いて、再検討する必要があると思われる。また、パネルデータを駆使して所得階層別の賃金弾性値を推定することによって、より現実に即した最適所得税率の設計ができるようになるだろう。

5 おわりに

本章ではミクロ計量経済学の応用分野として労働供給の賃金弾性値の推定について論じた。賃金が増えた時に、どのように労働供給量を変化させるかということは個人の効用最大化に基づくものではあるが、社会全体の総生産やそれに対応した税収との関係で経済政策上もきわめて重要なトピックである。理論モデルの設定から明らかのように、基本的に必要なデータは個人の労働供給と賃金情報を含んだパネルデータであり、従来のクロスセクション・データでは、理論が想定しているものと本質的に違う情報しか提供できない。

日本でも労働供給に関する実証研究の蓄積は多いが、パネルデータを用いた本格的な研究はもう少しばかりデータの蓄積を待たなければならない。しかし、この間にも欧米では労働市場を巡るミクロ統計、とりわけパネルデータを使った実証研究が日進月歩の勢いで進んでいる。問題の重要性を鑑みると、一人でも多くの研究者がこの分野に関心を持ち、欧米の研究にキャッチアップし、かつ日本のパネルデータから新しい発見が出てくることを願わずにはおれない。

6 STATA コード

本章で用いたデータは www.econ.ucdavis.edu/faculty/cameron に収められている `momfdiffgmm.dta` である。

```
use "momfdiffgmm.dta", clear
set more off

/**creating year dummy**/
gen dum79= 1 if year==1979
replace dum79= 0 if year !=1979
gen dum80=1 if year==1980
replace dum80=0 if year !=1980
gen dum81= 1 if year==1981
```



```
replace dum81= 0 if year !=1981
gen dum82=1 if year==1982
replace dum82=0 if year !=1982
gen dum83= 1 if year==1983
replace dum83= 0 if year !=1983
gen dum84=1 if year==1984
replace dum84=0 if year !=1984
gen dum85= 1 if year==1985
replace dum85= 0 if year !=1985
gen dum86=1 if year==1986
replace dum86=0 if year !=1986
gen dum87= 1 if year==1987
replace dum87= 0 if year !=1987
gen dum88=1 if year==1988
replace dum88=0 if year !=1988

/*creating age dummy*/
gen age=1 if ageh<30
replace age=2 if ageh>=30 & ageh<40
replace age=3 if ageh>=40 & ageh<50
replace age=4 if ageh>=50 & ageh<=60

/*creating lnwg squared*/
gen lnwg2=lnwg*lnwg

/*cross section and pooling analysis*/
/*pooling 表2で用いた推定*/
reg lnhr lnwg kids ageh agesq disab

/*cross section 表1と表3を作成*/
bysort year: reg lnhr lnwg kids ageh agesq disab
bysort age: reg lnhr lnwg kids disab

/*panel specification*/
iis id
tis year
tsset id year

/*static model 表2で用いた推定*/
xtreg lnhr lnwg kids ageh agesq disab, be
```

```
xtreg lnhr lnwg kids ageh agesq disab dum79 dum80 dum81 dum82 dum83
dum84 dum85 dum86 dum87 dum88, pa
xtreg lnhr lnwg kids ageh agesq disab dum79 dum80 dum81 dum82 dum83
dum84 dum85 dum86 dum87 dum88, fe
est store fixed
xtreg lnhr lnwg kids ageh agesq disab dum79 dum80 dum81 dum82 dum83
dum84 dum85 dum86 dum87 dum88, re
xtttest0
est store random
hausman fixed random
xtreg lnhr lnwg kids ageh agesq disab dum79 dum80 dum81 dum82 dum83
dum84 dum85 dum86 dum87 dum88, mle
```

以下の推定は本章では用いませんが、参考までに掲載しておきます。

```
/*panel by age*/
bysort age: xtreg lnhr lnwg kids disab, be
bysort age: xtreg lnhr lnwg kids disab dum79 dum80 dum81 dum82
dum83 dum84 dum85 dum86 dum87 dum88, pa
bysort age: xtreg lnhr lnwg kids disab dum79 dum80 dum81 dum82
dum83 dum84 dum85 dum86 dum87 dum88, fe
est store fixed
bysort age: xtreg lnhr lnwg kids disab dum79 dum80 dum81 dum82
dum83 dum84 dum85 dum86 dum87 dum88, re
xtttest0
est store random
hausman fixed random
bysort age: xtreg lnhr lnwg kids disab dum79 dum80 dum81 dum82
dum83 dum84 dum85 dum86 dum87 dum88, mle

/*dynamic GMM model*/
xtabond lnhr lnwg, inst(kids ageh agesq disab) lags(1) artests(2)
xtabond lnhr lnwg, inst(kids ageh agesq disab) lags(1) artests(2) robust
xtabond lnhr lnwg, inst(kids ageh agesq disab) lags(1) artests(2) twostep
```

参考文献

- [1] 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』、岩波書店

- [2] 北村行伸 (2006) 「パネルデータの意義とその活用：なぜパネルデータは必要になったのか？」、『日本労働研究雑誌』、2006年6月号、No.551、pp.6-16.
- [3] 黒田祥子、山本勲 (2006) 「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」、『日本銀行金融研究所ディスカッションペーパー No.2006-J-3.
- [4] 樋口美雄 (1996) 『労働経済学』、東洋経済新報社
- [5] 樋口美雄、岩田正美 (編) (1999) 『パネルデータからみた現代女性 結婚・出産・就業・消費・貯蓄』、東洋経済新報社
- [6] 樋口美雄 (編) (2005) 『日本の家計行動のダイナミズム (1) 慶應家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』、慶應義塾大学出版会
- [7] 松浦克己、滋野由紀子 (2001) 『女性の選択と家計貯蓄』、日本評論社
- [8] Arellano, Munuel (2003) *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press.
- [9] Baltagi, Badi H.(2001) *Econometric Analysis of Panel Data*, 2nd ed, Wiley.
- [10] Blundell, Richard and MaCurdy, Thomas. (1999) “Labor Supply: A Review of Alternative Approaches”, in Ashenfelter, O. and Card, D.(eds) *Handbook of Labor Economics*, Vol.3A, pp.1559-1695.
- [11] Browning, Martin. (1998) “Modelling Commodity Demands and Labour Supply with M-Demands”, University of Copenhagen, Institute of Economics, Discussion Paper, No.99-08.
- [12] Cahuc, Pierre and Zylberberg, André.(2004) *Labor Economics*, The MIT Press.
- [13] Caliendo, Marco.(2006) *Microeconomic Evaluation of Labour Market Policies*, Springer.
- [14] Cameron, A.C. and Trivedi, P.K.(2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- [15] Eissa, Nada. (1995) “Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment”, NBER Working Paper, No.5023.

- [16] Gomme, Paul, Rogerson, Richard, Rupert, Petre and Wright, Randall. (2005) “The Business Cycle and the Life Cycle”, *NBER Macroeconomics Annual*, 2004, The MIT Press, pp.415-461.
- [17] Frisch, Ragnar. (1959) “A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors”, *Econometrica*, 27(2), pp.177-196.
- [18] Heckman, James J.(1993) “What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?”, *American Economic Review*, 83(2), pp.116-121.
- [19] Hisao, Cheng (2003) *Analysis of Panel Data*, 2nd ed, Cambridge University Press.
- [20] Killingsworth, Mark R.(1983) *Labor Supply*, Cambridge University Press.
- [21] King, Robert G. and Rebelo, Sergio T.(1999) “Resuscitating Real Business Cycles”, in John B.Taylor and Michael Woodford (eds) *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1B, pp.927-1007.
- [22] MaCurdy, Thomas E.(1981) “An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting”, *Journal of Political Economy*, 89(6), pp.1059-1085.
- [23] Mirrlees, James A.(2006) *Welfare, Incentives, and Taxation*, Oxford University Press.
- [24] Prescott, Edward C.(1986) “Theory Ahead of Business Cycle Measurement”, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 10(4), pp.9-22.
- [25] Rosen, H.S.(1976) “Tax in a Labor Supply Model with Joint Wage-Hours Determination”, *Econometrica*, 44, pp.485-507.
- [26] Triest, Robert K.(1992) “The Effect of Income Taxation on labor Supply when Deductions are Endogenous”, *Review of Economics and Statistics*, 74(1), pp.91-99.
- [27] Tuomala, Matti.(1990) *Optimal Income Tax and Redistribution*, Oxford University Press.
- [28] Ziliak, James P. (1997) “Efficient Estimation with Panel Data When Instruments Are Predetermined: An Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(4), pp.419-431.

-
- [29] Ziliak, James P and Kniesner, Thomas J.(1999) “Estimating Life Cycle Labor Supply Tax Effects”, *Journal of Political Economy*, 107(2), pp.326-359.
- [30] Winkleman, Rainer and Boes, Stefan.(2005) *Analysis of Microdata*, Springer.
- [31] Wooldridge, Jeffrey. M.(2003) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press

図 1 個人の労働供給スケジュール

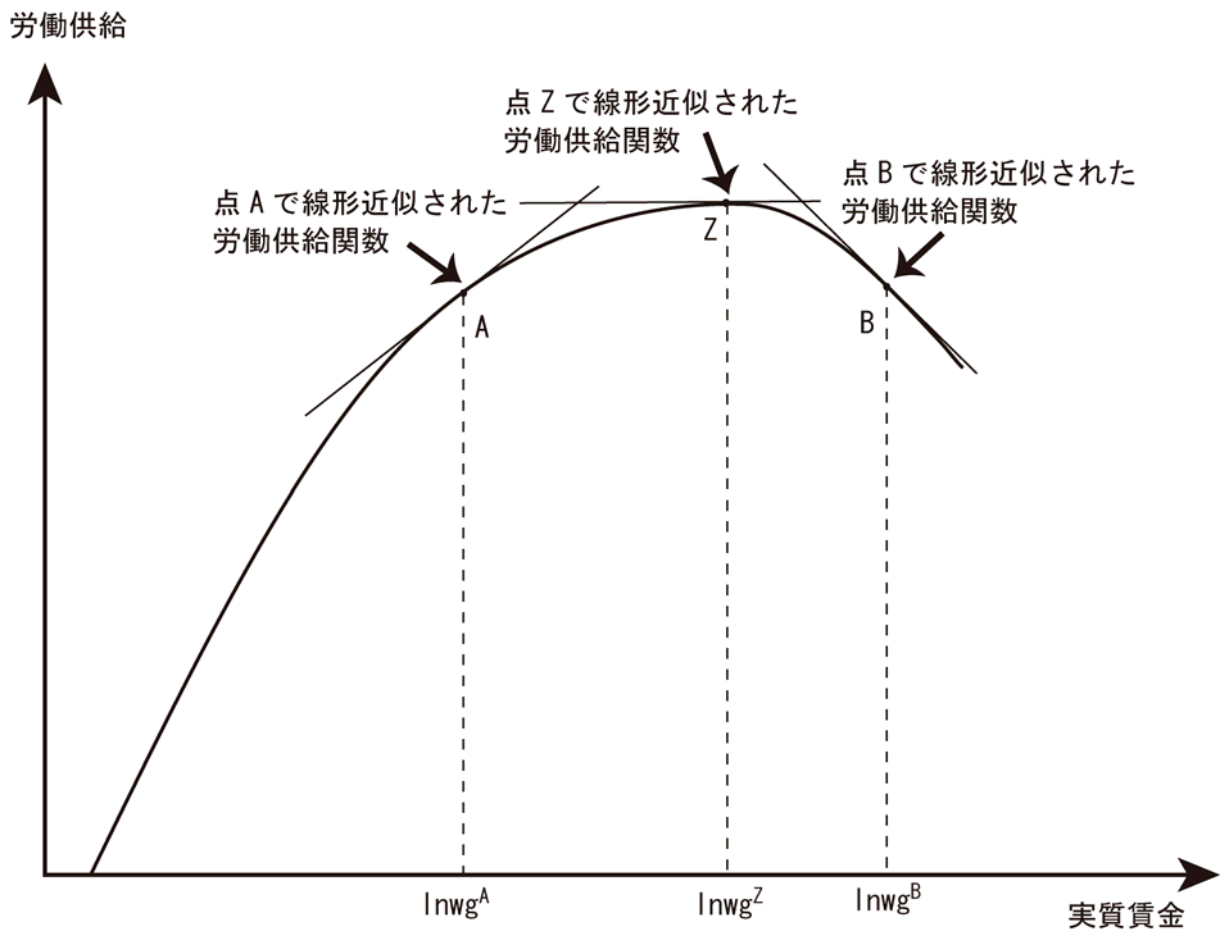


表1 年度別労働供給弾性値

年	弾性値	t-値	決定係数
1979	-0.0038	-0.14	0.0175
1980	0.0625	2.05	0.0367
1981	-0.0047	-0.19	0.0138
1982	0.0445	1.64	0.0144
1983	0.1739	4.24	0.0385
1984	0.2537	8.53	0.1270
1985	0.0585	2.23	0.0214
1986	0.0794	2.43	0.0381
1987	0.0284	1.02	0.0488
1988	0.0880	3.75	0.0510

表2 労働供給弾性値のパネル推定

従属変数: ln hr	プーリング (OLS)推定		ビトウィーン検定		固定効果推定		ランダム効果推定		最尤法推定	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	z値	係数	z値
説明変数:										
lnwg	0.0820641	8.82	0.065537	3.23	0.16433	8.65	0.117448	8.56	0.117701	8.52
kids	0.0079671	2.18	0.008124	0.98	-0.00113	-0.18	0.004362	0.88	0.004334	0.88
agh	-0.000794	-0.18	-0.00764	-0.71	-0.01609	-0.16	0.00795	1.43	0.007996	1344
agesq	-1.10E-06	-0.02	8.16E-05	0.62	-0.00022	-2.74	-0.00012	-1.77	-0.00012	-1.78
disab	-0.095675	-5.86	-0.13944	-2.98	-0.0638	-3.67	-0.06963	-4.39	-0.07569	-4.39
定数項	7.469372	89.12	7.650345	37.09	7.5865	24.44	7.263839	64.60	7.262455	64.4
年ダミー有無	無		無		有		有		有	
観察値	5320		5320		5320		5320		5320	
経済主体数			532		532		532		532	
全体の決定係数	0.0245		0.0223		0.0103		0.0282		—	
Breusch-Pagan ラグランジュ乗数検定 (プーリング vs ランダム)							Chi2(1)=2444.25 Prob>Chi2=0.0000			
Hausman 検定 (ランダム vs 固定)							Chi2(5)=16.40 Prob>Chi2=0.1734			

表3 年齢階層別労働供給弾性値の固定効果推定

年齢階層	経済主体数	弾性値	t-値	決定係数
20代	165	0.0837	1.47	0.0364
30代	386	0.2470	7.89	0.0134
40代	313	0.0294	0.84	0.0139
50代	138	0.4180	5.59	0.0589