

若年者就業率における 賃金弾力性の推定

荒木 祥太

(一橋大学大学院)

目次

- I はじめに
- II 推定モデル
- III データセット
- IV 賃金弾力性の推定結果
- V 学歴グループ間の賃金弾力性
- VI おわりに

I はじめに

本稿は、1990年代以降の若年者の就業選択の賃金弾力性を推定する。日本において、2000年代前半期には、失業者の動向とその対策のみならず、就職活動に至らない若年独身の無業者にも注目が集まった。従来、非労働力者は、専業主婦や高齢者がほとんどを占めると考えられてきたが、1990年代以降の不況期を通じて若年独身の無業者が急増した。若年期の就業には技能形成の側面があり、若年無業者の増加は将来の低技能労働者の増加を招くことが懸念されている。

このような就業率の低下の原因の一つとして、不況期を通じた実質賃金率の低下による若年者の就業意欲の減少が考えられる。この仮説に対して、手取り賃金率1%の減少に対して、若年者の就業意欲がどれだけ妨げられたのかという賃金弾力性値を得ることが本稿の目的である。また、本稿で得られる賃金弾力性値は、今後の給付付き税額控除の導入や社会保険料の減額もしくは職業訓練といった手取りでの時間当たり賃金の上昇を促す政

策が、若年者の就業率上昇にどれだけ貢献できるのかを示すパラメータとしても重要である。

若年無業の決定要因について計量経済学的に分析した玄田(2007)は、期待労働所得が低いと予想される年長者、女性、低学歴者、長期無業者が無業状態を選択しやすいことを実証した。また、玄田(2007)では、低所得世帯から就業を希望しない若年者が増えつつあることには、低所得世帯の若者が就業した場合の期待収益率の低下が影響していることを示唆する結果も得ている。玄田(2007)の研究では賃金弾力性の推定は行われていないため、若年者の時間当たり賃金を高めるような政策がどの程度就業率を高めるかについてはわからない。そのため、この論文ではエクステンシブ・マージンでの賃金弾力性の推定を目標とする。また、若年無業者について男性については70%、女性については56%という多くが親と同居しているという現実と親の所得が所得効果を通じて若年労働供給を抑圧しているといういわゆるパラサイト・シングル仮説を評価するために、親と同居する若年無業者を分析対象とする。

Keane(2011)によるサーベイに従えば、労働供給の理論的枠組みは、静学的労働供給モデルと、動学的労働供給モデルの2つに分けられ、労働供給の賃金弾力性値には主にマーシャリアン弾力性値、ヒクシアン弾力性値やフリッシュ弾力性値という3つの異なる概念がある。静学的な労働供給モデルにおいては個人の余暇と消費の選択問題を解くことで労働供給関数が得られ、賃金が労働供給に与え

る影響は消費と余暇の代替効果と所得効果の2つの効果によって決まる。また、それらの効果を評価する時、非労働所得を一定にした上でのマーシャリアン弾性値、効用水準を一定にした上でのヒクシアン弾性値を用いることができる。一方、動学的な労働供給モデルにおいては、貯蓄が可能なことから、今期の余暇と消費の代替に加えて、今期と来期の異時点間の余暇の代替によって今期の労働供給が決まる。そのため、動学的な労働供給モデルではマーシャリアン弾性値やヒクシアン弾性値に加えて、異時点間の労働供給の代替の弾力性であるフリッシュ弾性値が定義される¹⁾。

また労働供給の賃金弾性値は、就業していることを条件づけた上で何時間働くかの選択についてのインテンシブ・マージンと、就業するか否かのエクステンシブ・マージンに関するものと2つに分解できる。Saez (2002) が指摘するように、それぞれの賃金弾力性の大きさの違いが税や補助金が厚生に与える効果に大きな影響を与える。

労働供給関数を推定するためには、多くの計量経済学的な問題が指摘されている。静学的モデル、動学的モデルどちらを前提にしても、非労働所得と誤差項の間に相関がありうる。これは、データからは観察できない個人の選好によって起こりうる。例えば、より長く働くことを好むという勤勉な選好を持つ個人は、貯蓄をしがちであるならばそれだけ資産から得られる非労働所得も多くなりうる。このことが現実的だと例として思われるのは、Pencavel (1986) による、単純な線形回帰による労働供給関数の推定結果の報告である。この論文では、資産収入の係数が正になってしまったことが報告されている。また、この論文では親と同居する若年の労働供給行動を分析対象とするが、この場合、本人以外の家族の収入も非労働所得として取り扱うが、その他家族の収入は、子供が勤勉でないために、親が養わざるをえないような関係もありうるため内生となる²⁾。このような内生性の対策としてパネルデータを用いた固定効果推定を行う方法³⁾、もしくは非労働所得について操作変数を用いる方法がある。日本の若年者の労働供給についても、『21世紀成年者縦断調査』のようなパネルデータをもちいた推定が可能であ

るが、サンプルサイズが限られていることや、若年無業者が増えたと考えられる1990年代についてのサンプルを得ることができないといった問題がある。一方、適当な操作変数があれば『就業構造基本調査』のように、パネルデータではないが、サンプルサイズが十分大きな調査を用いて推定することも可能である⁴⁾。

本稿では、1990年代の不況期を通じた賃金の低下が就業意欲をどれだけ妨げたのかを、賃金低下による代替効果と所得効果を併せたマーシャリアン弾力性を推定することで示す。用いるデータは、日本の若年者についてパネルデータでは得られない大きなサンプルサイズを有す『就業構造基本調査』を用いて推定を行う。1992年から2002年までに3回行われた『就業構造基本調査』の個票データを活かし、世帯所得の内生性を考慮した操作変数推定を用いて労働供給関数を推定する。若年者の意思決定は、若年者個人のみによるものでなく、若年者の属する世帯内資源配分の結果によるものかもしれない。そのため、若年者の労働供給とその他の家族構成員との労働供給もしくは所得とが同時決定となり双方向に因果関係をもつ可能性がある。この同時性バイアスに対処するため、本論文では父親と母親両方の教育水準を操作変数として用いた。サンプルを両親と同居するものに限定しているが、若年独身者の親との同居確率は80%と高いものの、ここで得られた値は若年無業者全体を母集団としたときの値ではなく、親と同居する無業者に関する弾力性である点については留意が必要である。

推定の結果、世帯所得の内生性を考慮しない場合、世帯所得の効果は過小に評価され、一方、賃金弾力性が非常に高く評価されることを示した。本論文で得られた賃金弾力性の推定値は全サンプルで0.06、男性で0.05、女性では0.09と推定された。男性と比べ女性の弾性値が高いという傾向は欧米での研究とも整合的である。例えば、静学的な労働供給のマーシャリアン弾性値について30の先行研究から得られた弾性値をまとめたEvers, Mooij, and Vuuren (2008) は男性についての弾性値の平均値が0.07に比べ、女性についての弾性値の平均値の方が0.43と高いとしてい

る。また、学歴別に見たとき、就業率が顕著に低下している低学歴者ほど、賃金弾力性が高い。

本論文の貢献は、日本における両親と同居している若年者の労働供給についてエクステンシブ・マージンのマーシャリアン弾性値を、個票データを用いて推定したことにある。本論文よりも広い年齢層（25歳以上55歳未満）を対象にした別所（2010）では世帯所得の内生性の問題について、単身世帯のみを対象にすることで家族間での資源配分問題を捨象するという方法を用いて労働供給の賃金弾力性を推定している。これに対し、本論文は若年無業者について単身世帯が14%しかないというサンプルの偏りを避けるため、より若年者サンプル全体の平均に近い属性を持つ両親と同居している世帯について操作変数を用いた推定という別の手段をとった⁵⁾。

また、本論文では学歴グループごとで弾性値に大きな違いがあることを示した。低学歴者の賃金弾性値について、Abe and Tamada (2010) は『就業構造基本調査』の集計データから25歳以上59歳以下の中卒男性についてエクステンシブ・マージンの弾性値を推定し0.15という値を得ているが、本論文ではサンプルサイズが大きな個票データを用いることで、他の学歴グループとの弾性値の違いを推定した。本論文では、20歳以上29歳以下の中卒男性については0.18、中卒女性では1.27と推定され、0.01と推定された大卒男性女性と比べ、低学歴層で賃金弾力性が高いということを示した。特に、中卒女性にとって時間当たりの賃金の上昇は就労確率を非常に高めるという政策的な示唆が得られた。

II 推定モデル

本論文では、静学的な労働供給モデルの実証を行う。そこで、本論文では次のような労働供給モデルを考える。個人は基準財 x と余暇 l による効用関数 $U(x, l)$ を、処分可能な総時間 T と市場から得られる市場賃金率 w 、不労収入である世帯収入 A で定義される予算制約式 $x=w(T-l)+A$ のもとで最大化する最適化問題に直面しているとす。 T と A を所与としたとき、賃金に関してこ

の個人が就労する条件すなわち $(T-l) > 0$ となる条件は

$$w > \frac{U_l}{U_x} \mid T=l, x=A$$

である。つまり、個人が就労していないときの基準財と余暇の限界代替率を市場賃金率が上回るとき、個人は就労する。この個人が就労していないときの基準財と余暇の限界代替率を留保賃金率 w_r と定義する。個人が就労したとき得られる賃金率の対数値 $\ln(w)$ が個人の留保賃金率の対数値 $\ln(w_r)$ を上回るとき個人は就労する。また個人の留保賃金率の対数値 $\ln(w_r)$ を観察できる個人の属性 z_1 、世帯収入 y_1 、その他の観察できない個人の選好や家族属性などが含まれる誤差項 u_1 による線形関数で表現することで、次のようなプロビット推定モデルとして労働供給関数を得ることができる。

$$(1) y_1^* = \ln(w) - \ln(w_r) = \ln(w) + z_1 \delta_1 + a_1 y_2 + u_1$$

$$(2) y_1 = 1 [y_1^* > 0]$$

誤差項 u_1 が正規分布に従いかつ説明変数である個人の属性 z_1 、世帯収入 y_1 と相関しないとき、それぞれのパラメータ δ_1 、 a_1 をプロビット推定が可能である。静学的な労働供給モデルでは、賃金率の上昇は就労確率を上昇させる正の効果を持ち、本人以外の世帯所得は不労所得として労働意欲を妨げ、就労確率を低くすることが予想されるため、 a_1 は負の値をとると予想される。

ただし、労働供給関数の推定において、本人を除く世帯所得という変数は内生である可能性が高い。まず本人以外の世帯所得が若年者の労働供給に与える因果関係を推定する際、若年者の労働供給もしくはそこから得られる所得が配偶者、両親の労働供給に影響を与えるという逆因果がバイアスを生む可能性がある。例えば、ここで挙げたモデルと異なり、意思決定の主体が世帯である場合が考えられる。この場合、世帯の構成員の労働供給は、世帯の構成員それぞれの選好で規定される何らかの単一の目的関数を最大化するように同時決定される。この時、若年者個人の観察されない選好は、本人の労働供給のみならず両親の労働も

しくはそこから得られる労働所得に影響を与える。

そこで本論文では、労働供給関数における世帯所得を外生変数として扱う推定と、内生変数として扱う推定をそれぞれ行った。また、未就業者についての賃金率のデータは存在しないため、本論文では先行研究に倣い、まず賃金関数を父親と母親両方の教育水準を就業決定の除外操作変数としてヘックマン2段階推定を行うことで、未就業者の期待賃金率にその推定された当てはめ値を用いる。また、賃金関数については、時間当たり賃金率(円)を対数化した対数賃金を被説明変数に、年齢、女性ダミー、高卒ダミー、短大・高専ダミー、大卒ダミー、居住区について三大都市圏ダミー変数を説明変数として推定した⁶⁾。

内生性を考慮しない推定では、まず賃金関数について世帯所得を除外操作変数としてヘックマン2段階推定を行うことで、未就業者の期待賃金率の当てはめ値を推定する。その当てはめ値を用いて、労働供給関数をプロビット推定した。このプロビット推定では、就業していれば1をとる就業ダミーを被説明変数とし、年齢、女性ダミー、高卒ダミー、短大・高専ダミー、大卒ダミー、居住区について三大都市圏ダミー変数という制御変数と、対数賃金と世帯所得を説明変数として推定している。

これに対して、世帯所得の内生性を考慮した推定では、世帯所得の同時性バイアスに対処するため、父親と母親両方の教育水準を除外操作変数として使い、ヘックマン2段階推定を行うことで、まず、未就業者の期待賃金率の当てはめ値を推定する。次にその当てはめ値を用いて、労働供給関数について操作変数プロビット推定を行った。ここでは、上記と同様の労働供給関数に推定しているが、こちらの推定では世帯所得を内生変数と考え、父親と母親両方の教育水準を除外外生変数として操作変数プロビット推定を行った。

Ⅲ データセット

この節では、データセットの説明を行う。本論文では、1992年、1997年、2002年に実施された『就業構造基本調査』の個票を用いる。『就業構造

基本調査』は5年に1度行われている指定統計であり、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報センターから学術研究のために提供された秘匿処理済みの個票データを用いる。

分析対象として、20歳以上30歳未満で、通学者、学歴不詳者および配偶者を有する個人を除いたサンプルを用いる。また、賃金労働者と異なる就業形態である「自営業者」「自家営業の手伝い」「家庭で内職」を取り除いている。また、識別戦略のために、世帯主との続き柄が「子」となっている者のみをサンプルとして選んだ。また、提供されたデータでは家族構成について、それぞれ1992年では「特定家族類型」、1997年では「家族類型7区分」、2002年では「家族類型12区分」という変数で分類されており、ここではいずれも「夫婦と子供からなる世帯」に属するものをサンプルに用いた。

『就業構造基本調査』は年間所得、労働日数と週当たり労働時間が階級データで与えられているため、それぞれの中間値から賃金率を推定した。また、本人を除く世帯所得も同様に世帯年収の中間値から若年本人の労働所得の中間値を差し引くことで作成した。

また、個人の最終教育は「中学」「高校」「短大・高専」「大学・大学院」のカテゴリーデータに与えられている。ここで学卒者を対象にしているため、それぞれ「中卒」「高卒」「短大・高専」「大卒」の4つのダミー変数を作成した。また、両親の教育水準もカテゴリーデータで与えられている。それぞれの最終学歴に応じて、「中学」なら9年、「高校」なら12年、「短大・高専」なら14年、「大学・大学院」であれば16年という値をとる「教育年数」という変数を作成し、除外操作変数に用いる。また、秘匿処理によって、居住地は三大都市圏に在住か否か、年齢は5歳刻みのデータであたえられており、ここでは三大都市圏に住んでいるものは1をとるダミー変数、25～29歳であれば1をとるダミーを作成した。

これらの標本統計量は、表1のとおりである。表1で示すように就業ダミーの平均値が1992年は0.92に対して、1997年では0.88、2002年では0.84と記述統計からも就業率が落ち込んできているこ

表1 記述統計量 (20-29 歳, 両親と同居する未婚者, ただし通学者, 自営業者は除く)

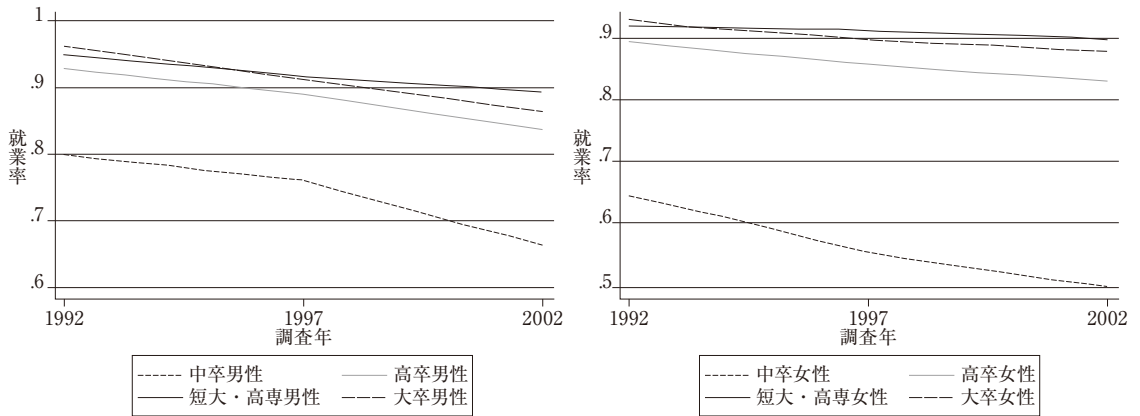
調査年 変数	1992 年		1997 年		2002 年	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
就業ダミー	0.92	0.28	0.88	0.32	0.84	0.36
三大都市圏ダミー	0.42	0.49	0.41	0.49	0.37	0.48
女性	0.53	0.50	0.52	0.49	0.51	0.49
年齢	23.90	2.42	24.22	2.48	24.61	2.49
高卒	0.52	0.50	0.48	0.50	0.43	0.50
短大・高専	0.27	0.44	0.29	0.46	0.29	0.45
大卒	0.16	0.36	0.18	0.38	0.22	0.22
世帯所得 (百万円)	7.02	3.26	7.43	3.27	6.90	3.36
時間当たり賃金率 (円)	1247.64	548.63	1348.09	580.80	1223.10	562.42
教育年数 (父)	11.31	2.28	11.67	2.31	11.96	2.37
教育年数 (母)	10.97	1.73	11.37	1.74	11.72	1.75
標本数	35905		34836		27796	

注: 変数の説明

- ・「就業ダミー」: 有業であれば1, そうでなければ0をとるダミー変数
- ・「三大都市圏ダミー」: 三大都市圏に住んでいるものは1をとるダミー変数
- ・「女性」: 女性であれば1をとるダミー変数
- ・「高卒」: 最終学歴が「高校」であれば1をとるダミー
- ・「短大・高専」: 最終学歴が「短大・高専」であれば1をとるダミー
- ・「大卒」: 最終学歴が「大学・大学院」であれば1をとるダミー
- ・「世帯所得」: 世帯年収から若年本人の労働所得を差し引いたもの
- ・「時間当たり賃金率」: 時間当たり賃金率
- ・「教育年数 (父)」: 父親の教育水準。「中学」なら9年, 「高校」なら12年, 「短大・高専」なら14年, 「大学・大学院」であれば16年という値をとる。
- ・「教育年数 (母)」: 母親の教育水準。「中学」なら9年, 「高校」なら12年, 「短大・高専」なら14年, 「大学・大学院」であれば16年という値をとる。

出所: 「就業構造基本調査」より著者推定, 変数の定義は本文に従う。

図1 男女別就業率の推移 (両親と同居する20-29 歳, ただし通学者, 自営業者は除く)



出所: 「就業構造基本調査」より著者作成。

とが分かる。また, 賃金率, 世帯所得は1992年から1997年に上昇し, 2002年では1992年を下回る水準となっていることがわかる。また, 1992年から2002年にかけて高学歴化が進んでおり, 1992年時点のサンプルには16%の大卒が含まれているのに対し, 2002年では20%を超える水準

に達している。次に学歴ごとに就業率の推移を見た。図1では, 就業率の低下がそもそも就業率の低い低学歴者層に集中していることをしめしている。このことは, 低学歴者の期待賃金率が低いため, 就労確率が低いと解釈できる。

IV 賃金弾力性の推定結果

表2では、労働供給関数の推定結果を示した。ここでは、サンプルを全サンプル、男性と女性に分けそれぞれの限界効果を示している。

まず、本人を除く世帯所得の効果であるが、外生的な世帯所得の効果は負である。これは、不労所得が若年者の勤労意欲を下げるという標準的な労働供給モデルの含意と整合的である。次に、世帯所得の内生性についてであるが、世帯所得の内生性を考慮したとき、外生的な不労所得100万円の増加は平均的に就労確率を2パーセントポイント下げるといった結果が得られた。また、世帯所得の内生性を考慮しないとき、世帯所得の限界効果は過小評価されていることが分かる。これには、2つの解釈が与えられる。1つは世帯所得と誤差項に正の相関がある場合である。これは、若年者にとってより働きたいと思わせる選好もしくは観察されない世帯状況が他の世帯構成員の労働意欲もしくは労働所得を上昇させている場合である。例えば、本論文の推定では、居住区の効果は三大都市圏に住んでいるかどうかしか制御できていないため、観察できない地域属性が誤差項に含

まれていると考えられる。ある世帯の居住区が世帯員全員にとって働くのに非常に好都合である場合が世帯所得の効果は正のバイアスをもって推定される。2つめは、世帯所得に計測誤差が存在する場合である。このような計測誤差が存在する場合、世帯所得の効果は0方向にバイアスをもち、過小に推定される。

次に、対数賃金の効果であるが、これも労働供給モデルが示唆するように対数賃金の1%の上昇は就労確率を平均的に5パーセントポイント上昇させる。特にこの効果は女性に強く見られ、平均的な男性の限界効果が0.037に対し、平均的な女性の限界効果は0.076と非常に高い。世帯所得を考慮した場合とそうでない場合との比較について、男女で異なる結果が得られた。世帯所得の内生性を考慮しない場合、男性にとっての賃金の効果は過大に評価され、女性にとっての賃金の効果は過小に評価されている。

また、賃金率、学歴を制御したとき、女性のほうが相対的に勤労意欲が高いといえる。本論文は、配偶者のいない者のみを対象としているため、結婚して家庭に入ることよりも、結婚せずに労働を選ぶというサンプル特有の選好を表しているかもしれない。ただし、世帯所得の内生性を考慮した

表2 就業決定モデルの推定 (20-29歳, 両親と同居する未婚者, ただし通学者, 自営業者は除く)

被説明変数: 就業ダミー 世帯所得の内生性	全サンプル		男性		女性	
	考慮せず 限界効果	考慮 限界効果	考慮せず 限界効果	考慮 限界効果	考慮せず 限界効果	考慮 限界効果
対数賃金 ln (時間当たり賃金率 (円))	0.056 (0.021)	0.051 (0.003)	0.104 (0.003)	0.037 (0.004)	0.007 (0.001)	0.076 (0.003)
世帯所得	-0.000 (0.000)	-0.021 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.032 (0.015)	-0.000 (0.000)	-0.022 (0.002)
三大都市圏	-0.006 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.011 (0.003)	-0.001 (0.000)	-0.017 (0.003)
女性	0.005 (0.004)	0.001 (0.002)				
年齢	-0.011 (0.001)	-0.02 (0.002)	-0.019 (0.001)	-0.005 (0.004)	-0.001 (0.000)	-0.039 (0.003)
高卒	-0.011 (0.001)	0.134 (0.042)	-0.008 (0.001)	0.129 (0.057)	-0.013 (0.001)	0.153 (0.001)
短大・高専	-0.018 (0.002)	0.154 (0.003)	-0.004 (0.002)	0.123 (0.004)	-0.026 (0.003)	0.200 (0.007)
大卒	-0.038 (0.003)	0.134 (0.003)	-0.02 (0.002)	0.138 (0.004)	-0.124 (0.014)	0.132 (0.004)
N	98537	98537	47426	47426	51111	51111

注: 1) 限界効果の平均値を報告

2) () 内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

とき、女性は男性に比べ有意に就労確率が高いものの、その差は大きくない。

学歴の効果については、世帯所得の内生性を考慮したときと考慮しない場合とで非常に異なる。世帯所得の内生性を考慮した場合、男女計、男性、女性ともに高学歴者ほど労働意欲が高いといえるのに対し、内生性を考慮しない場合、低学歴者ほど労働意欲が高いといえる。本論文の推定では、賃金率を制御しているため、これら学歴の効果は、年齢同様留保賃金に影響を与えらる。学歴が留保賃金に与える効果としては、年齢同様に人的資本の蓄積を促し留保賃金を上昇させる効果があるが、それ以外に学歴という変数はその個人の選好の代理指数という側面もある。そのため、世帯所得の内生性を考慮した際、高学歴の選好は人的資本による期待賃金率の効果を上回るほど留保賃金を非常に低くし、就労確率を高めるという解釈ができる。

世帯所得の内生性を考慮しないときに生じる対数賃金の限界効果のバイアスの方向は、男女間で異なるように見えるが、これは男女別サンプルの平均で評価したためであり、女性ダミー以外の説明変数を同じ値として限界効果を評価した場合、対数賃金についての限界効果は過大に推定されていることが分かる。例えば「対数賃金」を7とし⁷⁾、「世帯所得」が690万円の1992年における20-24歳の高卒と固定して評価することで確認できる。この場合、男性について内生性を考慮した対数賃金の限界効果は0.03に対し、内生性を考慮しない場合の限界効果は1.02と対数賃金の効果は過大に評されており、女性については前者が0.10に対し、後者が0.52と男女ともに世帯所得の内生性を考慮しない場合と対数賃金の限界効果は過大に評価されることが分かる。

また、賃金弾力性の推定値にも、対数賃金の限界効果と同様のバイアスが生じる。就業確率は推定されたパラメータに関する標準正規分布の分布関数 ϕ で評価できる。本節から得られたパラメータを用い、就業ダミーの条件付き期待値 $\phi(w, z_1, y_2)$ を得れば、その賃金弾力性を以下の式から推定できる。

$$(3) \quad \frac{(\partial \phi(w, z_1, y_2))}{\partial w} * \frac{w}{\phi(w, z_1, y_2)} \\ = \frac{\partial \phi(w, z_1, y_2)}{\partial \ln(w)} * \frac{1}{\phi(w, z_1, y_2)}$$

IIのモデルと同様、 w は賃金率、 $\ln(w)$ は対数賃金率、 z_1 は観察される個人の属性、 y_2 は世帯収入とする。

表3が示すように対数賃金の限界効果と同様に賃金弾力性に関しても、全サンプル男女すべてにおいて内生性を考慮しない場合、賃金弾力性は高く評価されている。また、世帯所得の内生性を考慮し単身世帯のみで推定した別所(2010)と、今回の両親と同居する若年者を用いて内生性を考慮して推定した賃金弾力性は非常に似た結果となっており、それぞれ補完的な結果を得た。また、男女で賃金弾力性を比較した際、女性の方が高い値をとっている。

表3 世帯所得の内生性を考慮した就業確率の賃金弾力性の推定(20-29歳の両親と同居する未婚者、ただし通学者および単身世帯除く)

賃金弾力性	全サンプル	男性	女性
内生性を考慮せず	0.94 (0.0009)	0.83 (0.0010)	1.01 (0.0016)
内生性を考慮	0.06 (0.0001)	0.05 (0.0001)	0.09 (0.0002)

注：()内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

V 学歴グループ間の賃金弾力性

最後に、学歴別に見た賃金弾力性を推定する。図1が示すように近年の就業率の低下は低学歴グループに集中している。この低学歴グループの就業率の低下が90年代の不況を通じた賃金率の低下によるものであれば、低学歴グループについて税引き後の賃金率を上げる政策は就業率を引き上げると予測される。一方、このグループの就業率が賃金率にあまり反応しない場合、その他の世帯や個人の属性が重要な役割を果たしていると解釈される。そこで、男女それぞれ学歴を中卒、高卒、短大・高専、大卒の4つの区分で分け、それぞれの賃金弾力性を推定した。

表4はその結果である。まず、低学歴者ほど賃

金弾力性が高いことがうかがえる。このことは、女性の低学歴者に対し税引き後の賃金率の向上が就業率を上昇させるという政策的示唆を含んでいる。ただし、大卒者については男女ともに非常に小さい。図1では、大卒者とくに男性大卒者の就業率は低下しているが、その要因として賃金率以外の世帯属性や個人属性の変化が重要だと思われる。また、先行研究で指摘されてきた女性のほうが、賃金弾力性が高いということについては、学歴別ごとにみても同様である。また、中卒男性についての賃金弾力性は0.18であり、Abe and Tamada (2010) で得られた推定値0.15とも整合的である。

表4 男女学歴別賃金弾力性の推定 (20-29歳の両親と同居する未婚者、ただし通学者および単身世帯除く)

学歴	中卒	高卒	短大・高専	大卒
男性	0.18 (0.06)	0.06 (0.01)	0.04 (0.01)	0.01 (0.02)
女性	1.27 (0.60)	0.11 (0.01)	0.07 (0.03)	0.01 (0.06)

注：() 内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

VI おわりに

本論文では、1992年から2002年までの若年者の就業率について、就業するか否かについて労働供給関数、その賃金弾力性を推定した。また、本論文では、労働供給関数を推定する際に問題になる世帯所得の内生性を考慮し、操作変数法を用いて推定した。その結果、世帯所得の内生性を考慮しない場合、世帯所得の効果は過小に評価され、一方、賃金弾力性が非常に高く評価されることを示した。

本論文で得られた賃金弾力性の推定値は全サンプルで0.06、男性で0.05、女性について0.09であり、先行研究と整合的である。また、学歴別に見たとき、就業率が顕著に低下している低学歴者ほど、賃金弾力性が高い。これに対しては、職業訓練による低学歴者の限界生産性を向上させる政策を通じて、低学歴者をより高い賃金率で雇うインセンティブを企業に与えることで改善できると考えられる。以上のことから、給付付き税額控除の導入や職業訓練支援等の政策を通じた、労働者

の税引き後の賃金率の上昇による就業率の改善は可能である。

- 1) それぞれの賃金弾力性の概念について、詳しくは黒田・山本 (2007) を参照されたい。
- 2) 社会的な視点ではあるが、山田 (1999) を参照されたい。
- 3) 女性の労働供給行動ではあるが、例えばYamada (2011) がある。
- 4) 労働供給に関する研究は多くあるが、Devereux (2003) が指摘するように賃金弾力性の推定はモデルの特定化に対し敏感であり、手法を問わずさらなる研究の蓄積が必要である。また、モデルの特定化によるバイアスを避ける方法としてEissa and Liebman (1996) やBlundell, Duncan, and Meghir (1998) のような自然実験を用いるアプローチがあるが、自然実験として用いることができる適切な政策変更が関心のある期間に起きなければ推定が不可能という問題がある。
- 5) 別所 (2010) では、サンプル全体 (25歳以上55歳未満単身者) でのエクステンシブ・マージンの弾力性の推定値は0.05、男性については0.01、女性については0.144と報告されており、対象と手法が異なる本論文と比べ推定値に若干の違いがあるが、男女間の大きさや男女計の推定値について一貫性のある結果が報告されている。
- 6) この節で用いられた変数の定義など詳細は次節を参照。
- 7) この時、時間当たり賃金率は約1097円である。

参考文献

- 黒田祥子・山本勲 (2007) 「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? —労働供給弾力性の概念整理とわが国のデータを用いた推計」『金融研究』26, 1-40.
- 玄田有史 (2007) 「若年無業の経済学的再検討」『日本労働研究雑誌』No.567, 97-112.
- 別所俊一郎 (2010) 「税負担と労働供給」『日本労働研究雑誌』No.605, 4-17.
- 山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングル時代』ちくま新書.
- Abe, Yukiko, and Keiko Tamada (2010) Regional Patterns of Employment Changes of Less-educated Men in Japan: 1990-2007, *Japan and the World Economy* 22, 69-79.
- Blundell, Richard, Alan Duncan, and Costas Meghir (1998) Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms, *Econometrica* 66, 827-861.
- Devereux, Paul J. (2003) Changes in Male Labor Supply and Wages, *Industrial and Labor Relations Review* 56, 409-428.
- Eissa, Nada, and Jeffrey B. Liebman (1996) Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit, *Quarterly Journal of Economics* 111, 605-637.
- Evers, Michiel, Ruud Mooij, and Daniel Vuuren (2008) The Wage Elasticity of Labour Supply: A Synthesis of Empirical Estimates, *De Economist* 156, 25-43.
- Keane, M. P. (2011) Labor Supply and Taxes: A Survey, *Journal of Economic Literature* 49, 961.
- Pencavel, John (1986) Chapter 1 Labor Supply of Men: A Survey, in C. Ashenfelter Orley, and Layard Richard, eds.: *Handbook of Labor Economics* (Elsevier).
- Saez, Emmanuel (2002) Optimal Income Transfer Programs: Intensive Versus Extensive Labor Supply Responses, *Quarterly Journal of Economics* 117, 1039-1073.
- Yamada, K (2011) Labor Supply Responses to the 1990s

Japanese Tax Reforms, *Labour Economics* 18, 539–546.

あらき・しょうた 一橋大学大学院経済学研究科博士
後期課程。最近の主な著作に“The Promotion Rule under
Imperfect observability of the Employee’s Ability” *Theoretical
Economics Letters*, Vol.4, No.8, pp.662–665, 2014 (with Daiji
Kawaguchi)。労働経済学専攻。