

**Research Unit for Statistical
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

若年者就業率における賃金弾力性の推定

荒木祥太

April 2013

若年者就業率における賃金弾力性の推定

荒木祥太*

一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程

学術振興会特別研究員

住所：187-0045 東京都小平市学園西町 1-29-1 国際学生宿舎 N307

Tel:090-6243-5641

E-mail: ed112001@g.hit-u.ac.jp

*謝辞: 本研究は、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターで提供している『就業構造基本調査』（1992年, 1997年, 2002年）の秘匿処理済マイクロデータを用いている。本研究を遂行し論文としてまとめるに当たり、日々の研究だけでなく多岐にわたりご指導を賜りました、指導教官である川口大司准教授、北村行伸教授に深く感謝致します。また、日常の議論を通じて多くの知識や示唆を頂いた川口ゼミならびに北村ゼミの皆様へ感謝致します。なお、本稿に含まれ得る誤りは、すべて筆者本人のみに帰するものである。

タイトル：若年者就業率における賃金弾力性の推定

英文タイトル：Estimating the Extensive Margin of Youth Labor Supply

要旨

本論文では、若年者の労働供給の賃金弾力性のうち、エクステンシブ・マージンの弾力性を日本のデータを用いて推定した。本稿で想定している理論モデルでは、世帯所得と労働供給行動との間で同時性がある。そのため、世帯所得の内生性を考慮することで、より信頼性の高い賃金弾力性の推定値を得た。世帯所得の内生性を考慮せずに推定すると、賃金弾力性は過大に推定される。世帯所得の内生性を考慮したうえで推定されるエクステンシブ・マージンの弾力性の推定値は 0.06 である。また、男女別では、女性のほうが男性より高いことが分かった。また学歴別では、低学歴者ほど賃金弾力性が高かった。ここで得られた賃金弾力性は、サンプルを労働市場参加者に限定したときに得られる賃金弾力性とほぼ等しく労働市場の摩擦の大きさを示唆する結果を得た。

Abstract

This study aims to estimate parameters of the youth labor force participation model and the responsiveness of the extensive margin of labor supply to wage. The formulation of our model includes a simultaneousness on household income and labor force participation. The contribution of this study is obtaining the parameter estimates free from the bias arising from the endogeneity of the household income. The main findings in this study are following. First, under the assumption that the household income is exogenous, the effect of the wage estimate is upward biased. Second, the wage elasticity of extensive margin of youth labor force participation is 0.06. Third the extensive margin of female is higher than male. Fourth, the lower educated persons' extensive margin is higher.

キーワード：労働経済 人口・労働力人口 労働市場

1. 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性値を推定する。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、就職活動に至らない若年独身の無業者が急増した。しかし、若年期の就業は、技能形成の側面があり、若年無業者の増加は、将来の技能の供給が小さくなることを意味し、若年無業者のみならず、社会的な問題として重要である。

このような就業率の低下の原因として、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。

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、労働供給の賃金弾性値には主にマーシャリアン弾性値、ヒクシアン弾性値やフリッシュ弾性値という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二つに分解できる。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。

¹ それぞれの賃金弾性値の概念について、詳しくは黒田,山本(2007)を参照されたい

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、その他の家族の収入も非労働所得として考えられるが、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、固定効果推定ではなく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高く、本稿の取り扱った就業構造基本調査でも若年独身者(20-29歳)の単身世帯の割合は16%ほどであり、若年独身無業者(20-29歳)のうち単身世帯のものは15%である。そのため、ここで得られた値が若年独身者全体を母集団としたときの値を大きくかけ離れるものではない。

² 社会学的な視点ではあるが、山田昌弘(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。

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・マーシ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、本論文は若年者について単身世帯が 16%しかい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・マーシ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。

本論文の構成は以下の通りである。次の第 2 節では若年者の労働供給行動とそれを説明するモデルを提示する。第 3 節では、推定に用いるデータセットの説明をする。第 4 節では、主要な結果である賃金弾力性の推定結果を報告する。第 5 節は、就業率の低下が顕著な低学歴者について賃金弾力性が相対的に大きいことを示す。最終 6 節はまとめに充てられる。

2. 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

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・マーシンの弾性値の推定値は 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。

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る。 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。

$$(1) y_1^* = \ln(w) - \ln(w_r) = \ln(w) + z_1\delta_1 + \alpha_1 y_2 + u_1$$

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

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, α_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もち、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、 α_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。

内生性を考慮しない推定では、まず賃金関数を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。

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用い、上記のパラメータを GMM 推定した。それぞれの推定は、他の回帰から得られた推定量を説明変数として推定を繰り返すものであり、得られたパラメータの標準誤差の計算は複雑である。そこで、本論文では 500 回分のブートストラップ標本を用い、それぞれの推定量の標準誤差を推定する。

整理すると、本稿の推定手順は以下のとおりである。

1. 労働参加によるサンプルセレクションを補正したミンサー型賃金関数の推定を行う。
2. 未就業者の賃金率の当てはめ値を、推定された賃金関数から得る。
3. 両親の教育水準を除外操作変数として、世帯所得の内生性を考慮した(1)(2)式の労働供給関数のパラメータの推定を行う。

3. 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」「家庭内で内職」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。両親の教育水準についてそれぞれ除外操作変数としてダミー変数を作成することも可能だが、世帯所得と除外操作変数の相関が弱いとき、推定量に大きなバイアスが生じる **Weak Instruments** の問題をここでは考慮した。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 をとるダミー変数を作成した。

これらの標本統計量は、表1のとおりである。図2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年は0.88、2002年は0.84と記述統計からも就業率が落ち込んでいることが分かる。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3と図4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いため、就労確率が低いと解釈できる。

4. 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示唆と整合的である。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パーセンテージポイント下げるという結果が得られた。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勤労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パーセンテージ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。

次に、居住区の効果であるが、男女別にみると世帯所得の内生性を考慮した場合、考慮しない場合ともに負の効果があるといえる。これは、賃金率を制御すると、三大都市圏に居住する者の勤労意欲が低いということを意味する。

また、賃金率、学歴を制御したとき、女性は男性よりも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。

年齢の効果については、全サンプルでみると 25-29 歳の者の方が 20-24 歳に比べ就労確率が低いことが分かる。内生性を考慮したとき、男性に関しては有意ではないものの、内生性を考慮した場合と考慮しない場合ともに 25-29 歳の者の方が就労確率は低いことが分かる。ここでは、賃金率は制御されているため、年齢の上昇は留保賃金を高めるということが示唆される。例えば、労働市場経験による人的資本の蓄積は、求職活動時の期待賃金率を高める。そのため、企業から同額の賃金率の賃金率を提示されたとき、市場経験年数の少ない 20-24 歳に比べ、25-29 歳の者の方がその提示を受託せず求職活動する確率は高いと考えられる。

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勤労意欲が高いといえるのに対し、内生性を考慮しない場合、低学歴者ほど勤労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ると考えられる。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。例えば「対数賃金」を 7 とし⁶、「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。これは、世帯所得を他の説明変数で回帰したとき、対数賃金率が世帯所得と正の偏相関をもっていることが理由と考えられる。通常の線形回帰推定において、内生変数と正の偏相関をもつ説明変数の限界効果の推定量は内生変数に生じる限界効果のバイアスと逆の方向にバイアスを持つ。それと同様に、ここでは世帯所得の正の方向へのバイアスを修正した分、対数賃金率の限界効果の評価が小さくなったもの

⁶ この時、時間当たり賃金率は約 1097 円である。

と思われる。

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。

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

第2節のモデルと同様、 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。

6. 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 3、図 4 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 3 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 3、図 4 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 0.17 であり、Abe and Tamada(2010)で得られた推定値 0.15 と整合的である。

中卒女性の賃金弾力性について就業に対する態度から考察を試みる。表 5 が示すように中卒女性の無業者のなかでも求職者すなわち労働市場参加者の割合は、その他のグループの中でもっとも小さい。本論文では、求職者と非求職者を共に無業者と定義し、期待賃金率はともに等しいと仮定し分析を試みたが、観察できない属性による期待賃金率の差が労

働市場参加行動の差として表れている場合、本論文の仮定は適当ではない。例えば、求職者は、調査年では無業であるが労働市場に参加することで高い賃金率の仕事を得る見込みが高い摩擦的失業者であって、非求職者はそのような見込みが低いため労働市場に参加していない場合が考えられる。

税引き後の市場賃金率の上昇による就業確率の向上は求職者がより高い賃金の仕事を得やすくなることによる就業確率の上昇と、労働市場参加時の期待賃金率が上昇することによる労働市場参加率の改善の二つの効果が考えられる。そこで、サンプルを有業者と求職者というように労働市場参加者のみ限定し、学歴グループごとの賃金弾力性の推定を再度試みる。求職者は労働市場に参加したうえで留保賃金より高い賃金の仕事に出会うことで就業する。そのため、就業確率は労働市場に参加していることを条件づけたうえでの就業確率と労働市場に参加する確率の積である。よって、この節で得られた賃金弾力性は労働市場参加者についての条件付き就業確率の賃金弾力性である。

表 6 で示した結果を表 4 と比較すると、就業確率の賃金弾力性は労働市場に参加していることを条件づけた賃金弾力性にほとんど等しいといえる。特に中卒女性については、0.99 と非常に大きく、より高い賃金率の仕事を得ようとしているのに対し、低賃金の仕事にしか出会えないという労働市場の状況を推察することができる。ただし、労働市場参加を条件づけていない就業確率の賃金弾力性が 1.2 であることから、市場賃金率の増加が労働市場参加を促す余地があることも同時に推察できる。一方、その他のグループについても就業確率の賃金弾力性は、ここで得られた条件付き就業確率の賃金弾力性で説明される。以上のことから、低学歴者について求職者が高い賃金率を求めているのに対し、低賃金の仕事にしか出会えないという労働市場の構造的な問題が推察できる。

おわりに

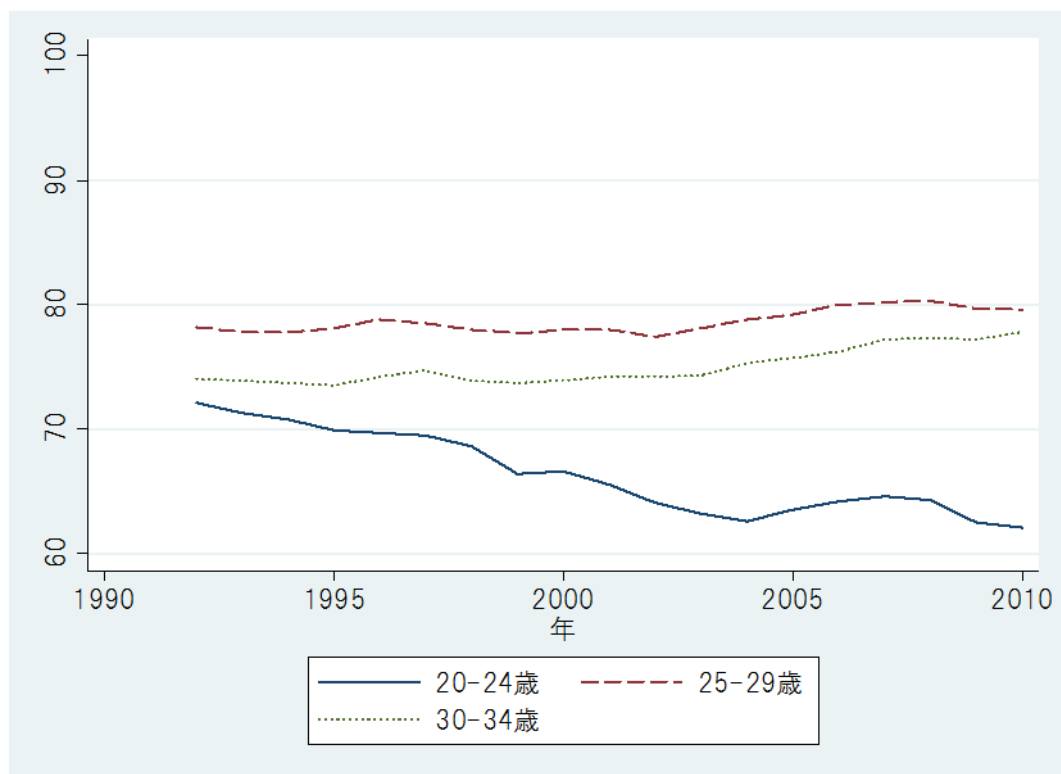
本論文では、1992 年から 2002 年までの若年者の就業率について、就業するか否かについて労働供給関数、その賃金弾力性を推定した。また、本論文では、労働供給関数を推定する際に問題になる世帯所得の内生性を考慮し、操作変数法を用いて推定した。その結果、世帯所得の内生性を考慮しない場合、世帯所得の効果は過小に評価され、一方、賃金弾力性が非常に高く評価されることを示した。

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。これは求職者が高い賃金率を求めているにもかかわらず、低賃金の仕事にしか出会えないという労働市場の状況を表している。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。

参考文献

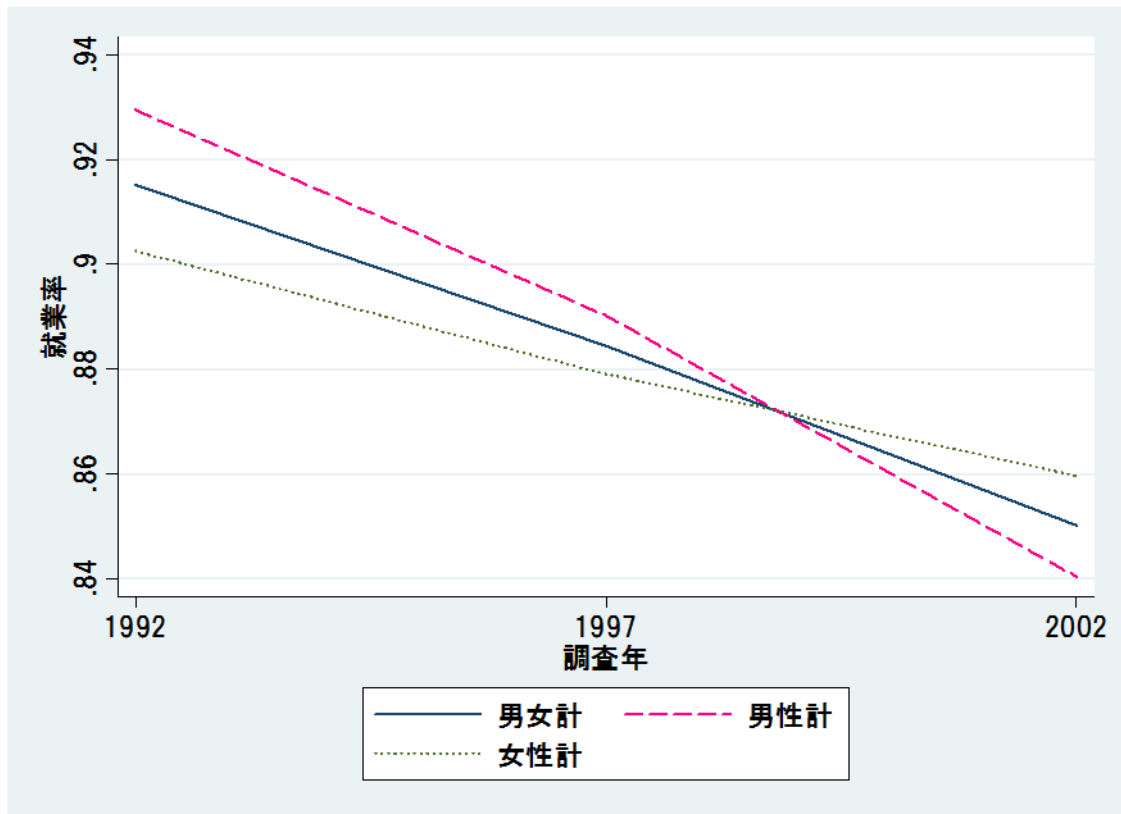
- Abe, Yukiko, and Keiko Tamada, 2010, Regional patterns of employment changes of less-educated men in Japan: 1990–2007, *Japan and the World Economy* 22, 69-79.
- Blundell, Richard, Alan Duncan, and Costas Meghir, 1998, Estimating labor supply responses using tax reforms, *Econometrica* 66, 827-861.
- 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, *The 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, *The Quarterly Journal of Economics* 117, 1039-1073.
- Yamada, K., 2011, Labor supply responses to the 1990s Japanese tax reforms, *Labour Economics* 18, 539.
- 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* 49, 97-112.
- 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* 26, 1-40.
- 山田昌弘, 1999. *パラサイト・シングル*の時代.
- 別所俊一郎, 2010, 税負担と労働供給 (特集 税制・社会保障と労働), *日本労働研究雑誌* 52, 4.

図1. 若年者の就業率の推移（男女計）



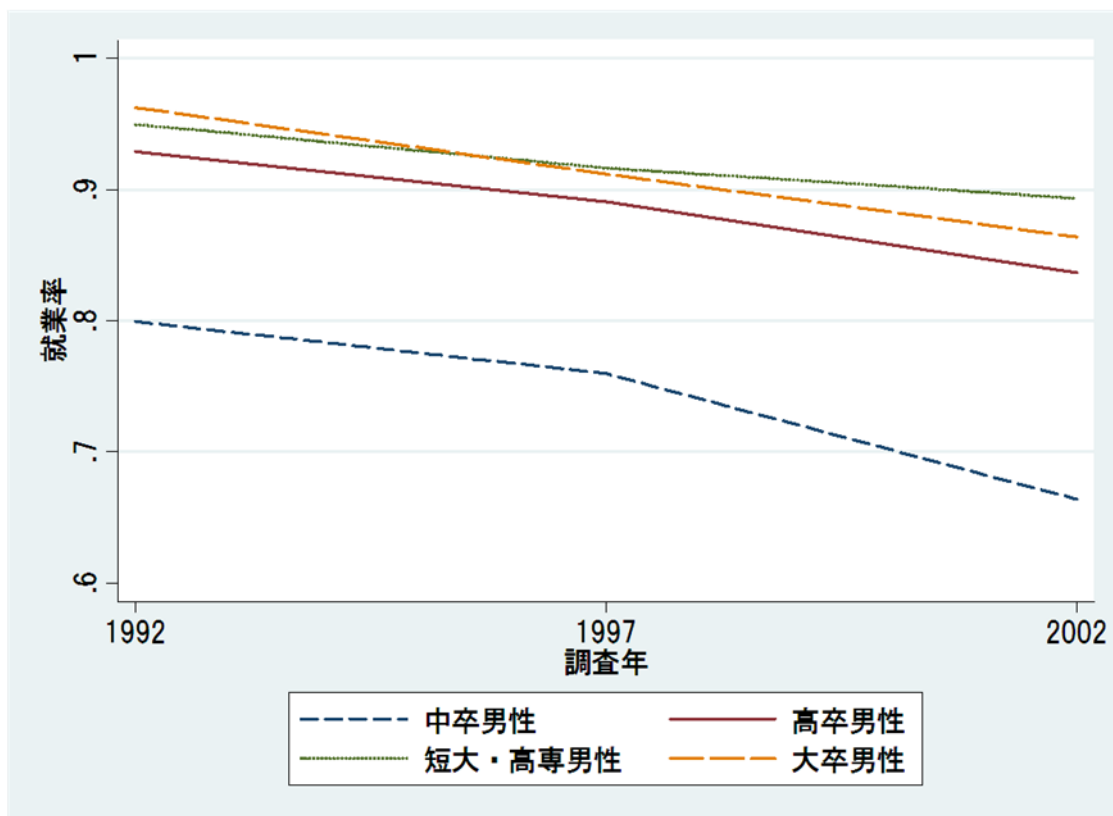
出所：労働力調査

図2. 就業率の低下（男女計、両親と同居する20-29歳、ただし通学者、自営業者は除く）



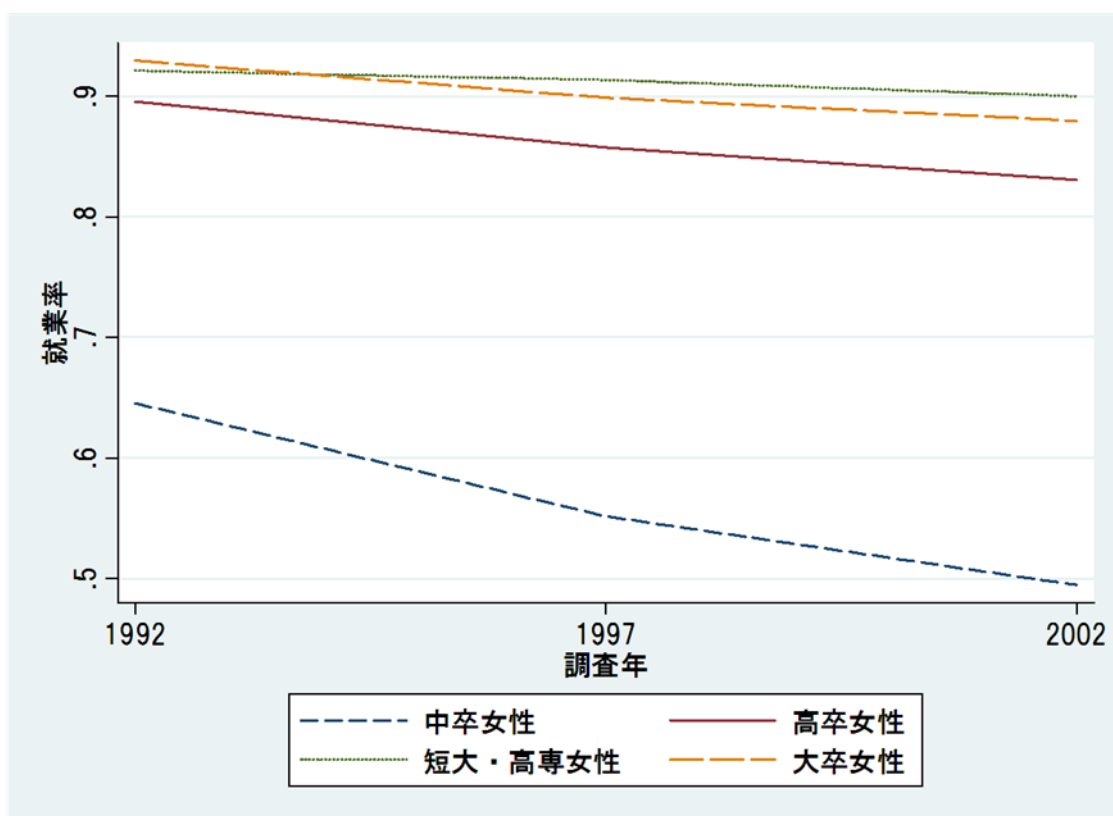
出所：就業構造基本調査より著者作成

図3 男性の就業率の推移(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作成

図4 女性の就業率の推移(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

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	

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

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。

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	考慮	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
対数賃金	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：限界効果の平均値を報告

() 内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

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

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

表 5 20-29 歳の労働市場参加率の構成比

(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)

性別	中卒	高卒	短大・高専	大卒
男性				
就業者	0.74	0.89	0.92	0.92
求職者	0.19	0.08	0.07	0.07
非求職者	0.07	0.02	0.01	0.01
女性				
就業者	0.58	0.87	0.91	0.90
求職者	0.27	0.10	0.07	0.08
非求職者	0.15	0.03	0.02	0.02

表 6 男女学歴別賃金弾力性の推定(労働市場参加者のみ)

(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	0.12 (0.04)	0.04 (0.02)	0.03 (0.01)	0.01 (0.02)
女性	0.99 (0.05)	0.16 (0.12)	0.08 (0.04)	0.01 (0.03)

注：() 内は 500 回分のブートストラップ標本による標準誤差