

## 社会保険料の帰着分析 ——経済学的考察——

岩本康志  
濱秋純哉

### I 序論

わが国の高齢化の進展によって社会保険料の負担が高まってきているが、それにともなって、高水準の負担に対する懸念の声が主として企業側からあがっている。例えば、2004年年金制度改正へ向けての議論のなかで、日本経済団体連合会が2003年9月に発表した「今次年金制度改革についての意見」では、「保険料の引き上げは、企業の活力を奪い、経済活性化を阻害し、さらには企業の雇用維持努力に悪影響を生じさせるため、安易におこなうべきでない」という主張がなされている。これに限らず、事業主負担の増加が国際競争力を低下させ、雇用に悪影響を与えるという意見が企業側からよく表明される。2004年年金改正において、保険料の上限を18.3%で固定し、少子化が進んだ場合には給付を削減することで調整する方式に転換したことも、このような意見が強まったことが反映されている。

しかし、企業負担の増加がそのまま企業の利益の低下になるというのは単純にすぎる見方である。注意しなければいけないのは、賃金を所与として企業が行動を変化させることと、その変化が市場に与える影響を区別して考えるべきことである。前者のみに着目すれば、企業経営者は実質的な人件費（賃金と社会保険料事業主負担の合計）の増加として認識することから、雇用を削減しようとし、利潤も低下するという帰結が得られるだろう。

しかし、そのような行動は、労働市場の需給条件を変化させ、賃金も変化させる。労働者が雇用を失うよりも、賃金低下を受け続ける方が得策であると判断するならば、事業主負担の増加は賃金の低下につながり、雇用の減少がほとんど起こらないかもしれない。II節で詳説するように、経済学における通常理解は、実際このようなものである。

賃金が低下するということは、事業主負担が実質的には労働者に転嫁され、労働者の負担となっていることを意味する。このように市場での価格調整を考慮した上で、誰が実質的に負担するかを検討する分析は、帰着分析と呼ばれる。理論的な議論をII節で整理するが、労働需要と供給の賃金弾力性に依存するので、理論的な考察だけでは最終的な負担者は決められない。このため、この問題に関する実証研究も多数おこなわれ、わが国でも最近になって、Tachibanaki and Yokoyama[2006]、Komanura and Yamada[2004]、酒井・風神[2006]等の研究が相次いでなされた。

本稿では、社会保険料の事業主負担が誰の負担になるのかについての理論的議論と実証研究の展開を概観する。理論的議論については、一般での理解と経済学的な考え方の間に大きな開きがあるので、まず経済学の技術的用語をできるだけ避けて、経済学の予備知識のない読者にも理解できるような説明をII節1で与える。同時に、経済学の知識を前提とした、より厳密な議論をII節2でおこなう。III節では、外国での実証研究の進展を紹介し、実証分析での問題点を解説する。IV

節ではまず、わが国の実証研究で得られた結果には大きな幅があり、理論と矛盾するような結果が得られていることを説明する。つぎに、本稿であらたな実証分析をおこない、先行研究において保険料率の内生性の問題によって推定結果にバイアスが生じていた可能性を指摘する。最後にV節では本稿の結論が要約される。

## II 理論的整理

### 1 非技術的な説明

社会保険料を誰が実質的に負担することになるのかは、経済学者と一般の間で理解が大きく分かれる問題である。経済学の知識がない人に見られる通俗的な考え方は、市場賃金が変化しないものとして、事業主負担は企業の人件費を増加させ、利潤を低下させる一方で、労働者負担は手取り賃金を低下させるというものである。しかし労働需要と労働供給が一致するように賃金と雇用が決定されるという経済学の考え方に立てば、これとは違った帰結が導かれる<sup>1)</sup>。以下の3つの事例について、このことを見てみよう。

#### (1) 事業主負担と労働者負担の違い

仮想例として、当初、時間給が1,000円、時間当たり100円の社会保険料が事業主負担とされており、労働市場が均衡していたとしよう。そしてこの100円の社会保険料が労働者の負担となるよう、制度が変更された場合の帰結を考える。通俗的な考え方では、このとき事業主の支払う人件費は100円減少し、労働者の手取り賃金も同額だけ減少する。

しかし、人件費が低下すると、企業はもっと雇用を増加させようとし、労働者は手取り賃金が下がると、労働供給を減少させようとする。したがって以前の賃金水準では、労働市場は需要超過となり、賃金が上昇する圧力がかかる。労働市場の需給が均衡する賃金水準は、以前より100円上昇した1,100円である。すなわちこの賃金水準のもとで、企業が支払う人件費は以前と変化がなく、労働者の手取り賃金も1,000円(1,100円の市場賃金から

労働者負担の社会保険料100円を控除)で変化がない。したがって、労働需要と労働供給は以前と同じ水準にある。そして、もともと事業主負担の制度で需給が均衡していたのであるから、新しい制度のもとでも労働市場が均衡している。市場賃金が1,100円を下回れば需要超過で、1,100円を超えた場合に供給超過であることも確かめられる。

以上の議論をまとめると、社会保険料の事業主負担を労働者負担に変更した場合、同額の市場賃金の上昇が発生し、実質的な社会保険料の負担に変化はなく、雇用も変化しない。いいかえると、社会保険料は事業主負担でも労働者負担でも、実質的な帰結には違いがないことになる。このような結論は経済学の知識がない人にとっては驚くべきことであって、受け容れられないと感じるかもしれないが、需要と供給によって賃金が決定されることを考慮に入れば、これはきわめて妥当な結論なのである。

#### (2) 社会保険料の賃金への影響

つぎに、社会保険料負担がない状態から社会保険料が課されたときに生じる変化を考えよう。すでにのべたように事業主負担であるか、労働者負担であるかによって実質的な負担の帰結は変わらない。このような事例として、現在検討がされているパートタイム労働者への社会保険適用の拡大がある。2006年8月に厚生労働省は、厚生年金適用拡大の労働者の手取り賃金への影響を試算している。例えば、サラリーマンの妻が月8万円の賃金で20年間パートで働いた場合には、現行制度では国民年金の第3号被保険者と扱われることから保険料の負担はないが、厚生年金が適用となると、本人と事業主がそれぞれ20年間合計で162.4万円の保険料を負担することになるとしている。

しかし、ここで市場賃金が変わらないという想定は妥当ではない。このことを以下で仮想例を用いて説明しよう。かりに社会保険が適用される前の市場賃金が時給1,000円であったとしよう。また、労働供給は手取り賃金とともに増加し、労働需要は人件費が上昇すると減少するものとしよう<sup>2)</sup>。時給当たり100円の社会保険料があらたに事業主に

課された場合には、市場賃金に変化しないとすれば、企業の支払う(社会保険料込みの)人件費は1,100円に上昇する。これにより労働需要は減少するが、労働者の環境に変化はないので労働供給が変化しないことから、労働市場は供給超過になる。そのため賃金には低下圧力がかかる。かりに市場賃金が900円まで低下すると、企業の支払う人件費は社会保険導入前と変わらない1,000円になるため、労働需要は以前の水準に戻る。一方、手取り賃金低下で労働供給は減少することになり、賃金には上昇圧力がかかる。したがって、市場賃金は1,000円から900円の間で、労働市場が需給均衡する水準に決定される。

以上の前提を少し変更して、労働供給が賃金に対して変化しない場合を考えよう。この場合、賃金が低下しても労働供給は変化しない。したがって、賃金が900円まで下がって、人件費が以前と同じ1,000円となると、労働需要が以前と同じ水準となり、労働市場での需給が一致する。

今度は、時給当たり100円の社会保険料が労働者の負担として課された場合を考えよう。市場賃金に変化しないと労働者の手取り賃金は900円に低下する。労働供給が賃金に対して弾力的であるならば、労働供給は減少するため、労働市場は需要超過になる。そのため賃金には上昇圧力がかかる。こうして、1,100円から1,000円の間で労働市場が需給均衡する水準に決定される。

なお、(1)の議論は社会保険料が労働者負担から事業主負担に変わった場合を考えていたが、(2)では社会保険がない状態から事業主負担(あるいは労働者負担)が導入された状態への変化を議論しているという違いがあることに注意されたい。このため、雇用に対する結論が両者で違っている。

(3) 社会保険給付が便益として考慮される場合  
ここまでの議論は、労働者は社会保険の給付を何ら考慮しないことを暗黙に仮定していた。しかし、社会保険は税とは異なり、給付と負担が対応関係をもつ。労働者が社会保険料を負担することで給付が得られることを認識する場合には、帰着の議論は変わってくる。労災保険を例にとり、保険

料の帰着を考えよう。まず、社会保険としての労災保険が存在しない状況を最初の状態とする<sup>3)</sup>。このとき、労働者が自発的な判断で、時間当たり100円の保険料で、業務上の災害を保障する民間保険に加入していたとしよう。

保険の運営費用に公私の差がないものとし、同じ保障内容と保険料をもつ社会保険が事業主負担の形で導入されたとしよう。このとき、賃金に変化しなければ、事業主は100円の負担増となるから、労働需要を減らし、労働者は民間の労災保険を購入する必要がなくなるから、その分手取り賃金が上昇したのと同じ効果があり、労働供給は増加する。すると、労働市場は供給超過となる。このとき、賃金が保険料と同額だけ低下すれば、労働市場の需給が均衡する。すなわち事業主にとっては、社会保険料と賃金を合わせた総人件費に変化はなく、以前と同じ労働供給となる。一方、労働者は賃金が低下しても同額の民間保険を購入する必要がなくなり、以前と条件は変わらない。したがって、社会保険の給付から得られる便益を労働者が社会保険料の負担と同額であると感じているときには、事業主負担と同額だけ賃金が低下して、雇用は変化しないことになる。

## 2 より厳密な議論

つぎに、経済学の知識を前提にして、より厳密に社会保険料の帰着を検討しよう。

社会保険料負担の帰着は、社会保険給付の便益を労働者が考慮しない場合は、租税の帰着と同等のものとなる。租税の帰着は財政学やマイクロ経済学の教科書でかならず取り扱われる話題である。社会保険料を事業主が負担するか、労働者が負担するかは、最終的な帰着の結果には影響を与えない。負担の帰着は労働需要と労働供給の賃金弾力性の大小によって決定される。労働供給が完全に非弾力的な場合、あるいは労働需要が完全に弾力的な場合、負担はすべて労働者に帰着する。逆に、労働供給が完全に弾力的な場合、あるいは労働需要が完全に非弾力的な場合、負担はすべて事業主に帰着する。このような極端な場合以外では、負担は労働者と事業主に分散して帰着する。

その帰着の割合は、労働需要と労働供給の賃金弾力性によって決定される。

労働者が社会保険給付を便益と感じる場合の、労働市場での賃金と雇用の決定について見てみよう<sup>4)</sup>。事業主の労働需要は、社会保険料の事業主負担分  $t_f$  を加えた賃金  $w$  に依存するものとして

$$D = D(w(1+t_f)) \quad (1)$$

とする。労働供給は、社会保険料の労働者分  $t_e$  を控除した賃金  $w$  と、労働者が感じる社会保険給付の便益に依存するものとして

$$S = S(w(1-at_e) + qwt_f) \quad (2)$$

とする。ここで  $a$  は労働者分の社会保険料のうちで、給付の便益を感じる部分、 $q$  は事業主分の社会保険料のうちで、給付の便益を感じる部分を示す。

労働需要と労働供給が一致するとした式を全微分すると

$$[\eta^d(1+t_f) - \eta^s(1-at_e + qt_f)] \frac{dw}{w} = (-\eta^d + \eta^s q) dt_f - \eta^s a dt_e \quad (3)$$

が得られる。ここで、 $\eta^d$  は労働需要の賃金弾力性、 $\eta^s$  は労働供給の賃金弾力性である。事業主の行動の変化は、労働需要を規定する事業主の負担する賃金  $w(1+t_f)$  の動きを見ればよく、

$$\frac{dw(1+t_f)}{w(1+t_f)} = \frac{dw}{w} + \frac{dt_f}{1+t_f} \quad (4)$$

を計算すればよい。

労働者が社会保険給付の便益を全く考慮に入れない場合には、 $a=1, q=0$ 、となる。このとき労働者の手取り賃金  $w(1-t_e)$  の変化は、

$$\frac{dw(1-t_e)}{w(1-t_e)} \Big/ dt_e = \frac{-\eta^d \frac{1+t_f}{1-t_e}}{\eta^d(1+t_f) - \eta^s(1-t_e)} \quad (5)$$

$$\frac{dw(1-t_e)}{w(1-t_e)} \Big/ dt_f = \frac{-\eta^d}{\eta^d(1+t_f) - \eta^s(1-t_e)} \quad (6)$$

となる。また、事業主の支払う賃金の変化は、

$$\frac{d w(1+t_f)}{w(1+t_f)} \Big/ dt_e = \frac{-\eta^s}{\eta^d(1+t_f) - \eta^s(1-t_e)} \quad (7)$$

$$\frac{dw(1+t_f)}{w(1+t_f)} \Big/ dt_f = \frac{-\eta^s \frac{1-t_e}{1+t_f}}{\eta^d(1+t_f) - \eta^s(1-t_e)} \quad (8)$$

で表される。

すでにのべた通り、事業主が負担するか、労働者が負担するかにかかわらず、帰着は同じである。また、労働供給が完全に非弾力的な場合 ( $\eta^s=0$ )、あるいは労働需要が完全に弾力的な場合 ( $\eta^d=\infty$ )、雇用(事業主の支払う賃金)に変化がなく、社会保険料負担はすべて労働者の負担になる。

労働者が社会保険料支払分と同額の社会保険料給付の便益を感じる場合 ( $a=0, q=1$ ) は、労働需要と労働供給が

$$D = D(w(1+t_f)) \quad (9)$$

$$S = S(w(1+t_f)) \quad (10)$$

となるので、社会保険料の変化は雇用を変化させず、労働者の手取り賃金が保険料分だけ変化する。より一般的な場合で、社会保険料負担の一部が給付の便益と感じられる場合には、労働需要と労働供給の賃金弾力性に応じて、事業主と労働者に負担がおよぶことになる。

社会保険料負担の実証研究で焦点になっている

のは、事業主負担が市場賃金に与える影響である。上のモデルの定式化にしたがえば、

$$\frac{dw}{w} / dt_f = \frac{-\eta^d + \eta^s q}{\eta^d(1+t_f) - \eta^s(1-at+qt_f)} \quad (11)$$

となる。

①労働供給が非弾力的 ( $\eta^s=0$ )、②労働需要が完全に弾力的 ( $\eta^d=\infty$ )、③社会保険料負担と同額の便益を労働者が感じているとき ( $a=0, q=1$ ) のいずれかに該当する場合には、(11)式は

$$\frac{dw}{w} / dt_f = -\frac{1}{1+t_f} \quad (12)$$

となり、事業主負担分は、すべて労働者に帰着する形で市場賃金の低下を引き起こすことになる。

Gruber [1997], Komamura and Yamada [2004] は、変化前の事業主負担がないものとして、

$$\frac{dw}{w} / dt_f = -1 \quad (13)$$

が成立するかどうかを実証分析の焦点としている。Gruber [1997] は、チリの民営化の事例を対象としているのでこの仮定も妥当性をもつが、Komamura and Yamada [2004] では、健康保険組合の事業主負担を対象としているので、 $t_f=0$  という仮定は適切ではないかもしれない。多くの実証研究では、賃金の変化率(賃金の対数)を説明する式である、

$$\log w = \alpha + t_f \beta + x\gamma + \varepsilon \quad (14)$$

が推定される。ここで、 $x$  は賃金に影響を与えるその他の説明変数、 $\varepsilon$  は攪乱項である。

### III 外国の実証分析の展望

#### 1 実証分析の展開

企業の保険料負担の賃金への帰着を分析した実証研究では、大きく分けて2種類の推定式が用

いられる。第1は、労働市場についての限界条件から労働需要関数を導くものであり、もう1つは、労働需要関数と労働供給関数を用いて誘導型の賃金関数を導出するものである。前者の方法で導かれる労働需要関数を国別データを用いて推定した研究として、Brittain [1971], Vroman [1974] 等がある。これらの研究では、企業の保険料負担の大部分が賃金に転嫁されるという結果が得られている。しかし、こうした研究に対して、労働市場の需要面しか考慮していないことや、労働供給が賃金に対して完全に非弾力的であることを仮定しているという批判があった(Feldstein [1972] 等)<sup>5)</sup>。また、初期の研究では国別データやマクロの時系列データを用いて推定が行われていたが、時系列データでは制度変更がなければ保険料率の変化はそれほど大きくなく、その変化は様々な経済変数に影響を受けていると考えられるので、保険料率の変化が労働市場に与える効果を的確にとらえることが難しいことがHamermesh [1979] 等で指摘されている。こうした批判に応えるために、1970年代後半以降は誘導型の賃金関数を個票データを使って推定する研究が盛んに行われるようになった。そして、1990年代以降は、制度改正などによる外生的な保険料率の変化を利用して、より正確に保険料率の賃金への転嫁の大きさを推定しようとする試みが多くなされてきている。これらの研究の結果、企業の保険料負担のすべてが賃金に転嫁されるわけではないものの、かなりの部分が賃金に転嫁されていることが、多くの研究によって示されている。以下では、誘導型の賃金関数を個票データを用いて推定した近年の研究を展望する。

#### 2 誘導型の賃金関数に基づく推定

Hamermesh [1979] はイギリスの労働者の個票データを用いて、II節で導かれた(14)式のような誘導型の賃金関数を推定し、企業の保険料負担のうちただか3分の1程度しか従業員の賃金に転嫁されないという結果を得ている。また、過去の保険料率の値を説明変数に加えることで、時間をかけた転嫁を考慮した上で分析し、保険料率の

変化分のおほとんどが即座に賃金へ転嫁されるとい  
う結果を得ている。

Holmlund〔1983〕は、時系列データを用いた場  
合の保険料率の内生性の問題に対処するために、  
1970年代にスウェーデンで行われた社会保険料  
率の大幅な引き上げ（14%から40%へ）による料  
率の外生的な変化を利用して賃金関数を推定し、  
保険料負担の約半分が賃金に転嫁されているとい  
う結果を得た。

横断面データを用いた帰着分析に対しては、内  
生性の問題による推定バイアスが生じることが指  
摘されている。Triplett〔1983〕や Smith and  
Ehrenberg〔1983〕は、職種間あるいは産業間の福  
利厚生費・保険料率の違いを利用して（14）式を推  
定する場合には、賃金が高い職種ほど充実した福  
利厚生を享受している可能性があるため、転嫁の  
程度を表すパラメータの推定値に正方向のバイア  
スがかかる可能性があることを指摘した。また、  
Asher〔1984〕は、保険料を賃金で除して実効保険  
料率を計算する場合、保険料率が賃金の関数と  
なってしまう、それを説明変数として用いると内生  
性の問題が生じることが指摘した。

このような問題に対処するために、Gruber and  
Krueger〔1991〕は、同一の職業<sup>6)</sup>に就いている個  
人のデータを用い、居住している州が異なること  
による労災保険料率の違いを利用して賃金関数を  
推定した。その結果、トラック運転手については、  
事業主負担がほぼすべて賃金に転嫁されている  
という結果が得られた。また、大工とガソリンスタ  
ンド店員については、事業主負担の約半分が賃金  
に転嫁されているという結果が得られた。

Gruber and Krueger〔1991〕以降、保険料率の  
内生性の問題に対処するために、社会保険制度の  
改正などによって生じた外生的な保険料率の変化  
を利用して賃金関数を推定する実証研究が多く行  
われた。Gruber〔1994〕は、1970年代後半にアメ  
リカのいくつかの州政府と連邦政府において、妊  
娠・出産に対する医療保険の給付を企業が制限す  
ることを禁じる法案が成立したことによって、企業  
の実質的な保険料負担が増加したことの賃金への  
効果を differences-in-differences-in-differences の

手法で推定した<sup>7)</sup>。これによると、制度の影響を  
受けると考えられる20～40歳の既婚女性の賃金  
が、法案が成立したことで下落するという結果が  
得られている。また、Gruber〔1997〕は、1981年に  
チリで労災保険を除く社会保険制度が民営化され  
たことによって、事業主負担が大幅に低下したこ  
とが賃金に与えた効果を推定した。推定では、事業  
主負担はほぼすべて賃金に転嫁されていたことが  
示されている。さらに、Anderson and Meyer  
〔2000〕は、1985年にワシントン州で失業保険の保  
険料率の計算方法として経験料率方式（*experience rating system*）が導入されたことによっ  
て生じた企業の保険料率の変化を利用して賃金関数  
を推定した。ここでも事業主負担の大部分が賃金  
に転嫁されるという結果が得られている。Kugler  
and Kugler〔2003〕は、コロンビアで1980年代と  
90年代に保険料率が引き上げられたことを利用し  
て、生産労働者と非生産労働者それぞれの賃金  
に与える保険料負担の影響を分析している。彼ら  
は、法定賃金に近い賃金水準にある生産労働者  
に対しては、非生産労働者と比べて企業の保険料  
負担が転嫁されていないことを示している。また、  
1993年の年金改革では、積立方式の個人勘定が  
導入され、給付と負担の対応関係が強まったと解  
釈される。この改革の前後で保険料の転嫁の程  
度が大きくなったことが示されている。

このように、企業レベルあるいは従業員レベ  
ルの個票データを使い、さらに保険料率の外生的な  
変化を利用して注意深い推定をおこなった実証研  
究が近年多くおこなわれるようになり、基本的には  
企業の保険料負担のうちの相当の部分が、賃金の  
低下という形で従業員に転嫁されていることが明  
らかになってきている。

#### IV わが国の実証分析の考察

##### 1 先行研究の結果

日本のデータを用いて（14）式のような賃金関数  
を推定した研究として、Tachibanaki and  
Yokoyama〔2006〕、Komamura and Yamada〔2004〕  
がある。また、Gruber〔1994〕と同様に制度改正を

自然実験として用いて保険料の賃金への帰着を分析した研究として、酒井・風神[2006]がある。

Tachibanaki and Yokoyama[2006]は、1971年から1998年までの産業別・年次データを用い、全産業をプールした場合と9つの産業に分けた場合についてそれぞれ賃金関数を推定した。社会保険料は、健康保険、厚生年金、雇用保険の保険料率を合計したものをとっている。健康保険については、組管掌健康保険と政府管掌健康保険の保険料率をそれぞれの加入者数で加重平均した値を保険料率とし、組管掌健康保険は各健保組合の保険料率の平均値をとっている。推定では、社会保険料の事業主負担は基本的には賃金に転嫁されないという結果が得られている。また、いくつかの場合では、事業主負担が賃金を上昇させるという、理論的な予想と反する結果となっている。

Komamura and Yamada[2004]は、1995年から2001年の個別健康保険組合の保険料率と標準報酬のパネルデータを用いて、健康保険と介護保険の事業主負担が賃金に与える影響を分析している。従業員の保険料負担とそれから得られる便益の対応関係が強いと考えられる健康保険に関しては、企業の負担する保険料の100%近くが賃金に転嫁されるという結果が得られた。一方、介護保険については、保険料が賃金に転嫁されているという結果は得られなかった。介護保険制度では40歳以上の者が保険料を支払うが、その便益は介護が必要になる可能性の高い高齢者に集中するため、現役で働いている者にとっては保険料負担と便益の対応が健康保険に比べると弱いと考えられる。つまり、健康保険についてはII節の理論的整理における $a=0$ 、 $q=1$ に近い状況となっているので企業の保険料負担が賃金に転嫁されるが、介護保険についてはそのような状況にはないために保険料の賃金への転嫁がほとんど行われないう解釈が与えられている<sup>8)</sup>。しかし、健康保険の保険料収入のかなりの部分は老人保健制度への拠出金となって、加入者の医療給付には向けられていないため、労働者が保険料に相当するだけの便益を評価していると解釈した場合、便益を過大評価していることを意味しているのかもしれない。

賃金への影響は両者の研究は一致した結論に達していないが、そのなかでTachibanaki and Yokoyama[2006]での賃金への正の影響、Komamura and Yamada[2004]での完全な転嫁という結果が導かれている部分については、留保が必要であると考えられる。以下では、使用したデータにおける保険料率の変動が何によってもたらされているかに着目して、これらの結果を再検討したい。

## 2 トレンドの影響

Tachibanaki and Yokoyama[2006]の推定方法において、変数の内生性の問題で保険料率の係数が有意に正に推定された可能性がないかどうかを検討しよう。

全産業をプールした推定では、産業が異なることと時系列での変化という2つの要因によって保険料率の変動が生じるが、産業別の推定では、時系列での変動のみが反映される。産業間の保険料率の変動は、雇用保険料率が一般産業と建設産業の間で異なることによるのみもたらされており、健康保険と厚生年金の保険料率についてはすべての産業で同一の値をとることになる。一方、保険料率の時系列的な変動は、政府による各保険料率の改定や各健保組合の保険料率の変更によってもたらされる。健康保険や厚生年金の保険料率は、賃金水準や高齢化の時系列での傾向に影響を受けると考えられる。また、雇用保険料率は景気の影響を受けると考えられるが、賃金も景気循環の影響を受けるので、やはり保険料率が外生的であるかどうかの問題となる。

まず、Tachibanaki and Yokoyama[2006]の結果を再現するために、彼らのデータの作成方法と定式化したがい、標本期間を2002年まで延長して同様の推定をおこなった<sup>9)</sup>。推定結果が表1の(A)欄に示されているが、全産業をプールした推定では、保険料率の係数はTachibanaki and Yokoyama[2006]で得られた値とほぼ同様の大きさとなり、有意に正に推定されている。

Tachibanaki and Yokoyama[2006]では、3つの保険制度の保険料率の合計を説明変数に用いたが、本稿では各制度の保険料率について個別に

表1 Tachibanaki and Yokoyama (2006)の再現

実質賃金率 (対数値)	(A) 制度合計		(B) 健康保険		(C) 厚生年金		(D) 雇用保険	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
	事業主の保険料率	0.035	0.005 ***	0.089	0.029 ***	0.041	0.005 ***	-0.041
産業別 GDP (対数値)	-0.013	0.019	-0.020	0.021	0.013	0.018	0.017	0.021
実質賃金率の1期ラグ (対数値)	0.576	0.054 ***	0.844	0.039 ***	0.532	0.056 ***	0.902	0.030 ***
労働投入量の1期ラグ (対数値)	0.037	0.012 ***	0.026	0.014 *	0.024	0.012 **	0.004	0.012
定数項	2.419	0.349 ***	0.648	0.253 **	2.782	0.368 ***	0.524	0.226 **
R <sup>2</sup>	0.9367		0.9264		0.9383		0.9279	

注) \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数。9産業のデータをプールした推定で、Tachibanaki and Yokoyama (2006)に従って、雇用者数をウェイトとした加重最小自乗法を用いている。産業ダミーの推定値の報告は省略している。標本期間は1971年から2002年まで(雇用保険は2003年まで)。標本数は279(雇用保険は288)。

表2 トレンドを加えた推定

実質賃金率 (対数値)	事業主の 保険料率 (%)	産業別 GDP (対数値)	実質賃金率の 1期ラグ (対数値)	労働投入量の 1期ラグ (対数値)	トレンド	トレンドの二乗	R <sup>2</sup>
(A) 制度合計	0.019 ** (0.009)	-0.017 (0.018)	0.529 *** (0.057)	0.046 *** (0.013)	0.005 ** (0.002)		0.9407
	0.012 (0.009)	-0.018 (0.018)	0.530 *** (0.057)	0.041 *** (0.013)	0.008 *** (0.003)	-0.00007 * (0.000)	0.9411
(B) 健康保険	-0.008 (0.030)	-0.015 (0.020)	0.546 *** (0.058)	0.047 *** (0.013)	0.009 *** (0.001)		0.9367
	-0.163 *** (0.047)	0.016 (0.021)	0.507 *** (0.057)	0.017 (0.014)	0.020 *** (0.003)	-0.0003 *** (0.000)	0.9405
(C) 厚生年金	0.027 *** (0.009)	0.001 (0.019)	0.504 *** (0.058)	0.035 *** (0.013)	0.003 * (0.002)		0.9388
	0.025 *** (0.009)	-0.002 (0.019)	0.503 *** (0.058)	0.031 ** (0.013)	0.007 *** (0.002)	-0.00008 ** (0.000)	0.9395
(D) 雇用保険	-0.052 * (0.029)	-0.015 (0.020)	0.597 *** (0.051)	0.047 *** (0.013)	0.007 *** (0.001)		0.939
	-0.057 ** (0.029)	-0.009 (0.020)	0.567 *** (0.051)	0.036 *** (0.013)	0.012 *** (0.002)	-1.E-04 *** (0.000)	0.9409

注) 括弧内は標準誤差。\*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数。9産業のデータをプールした推定で、Tachibanaki and Yokoyama (2006)に従って、雇用者数をウェイトとした加重最小自乗法を用いている。定数項と産業ダミーの推定値の報告は省略している。標本期間は1971年から2002年まで(雇用保険は2003年まで)。標本数は279(雇用保険は288)。

推定をおこなうことで、どの制度の保険料率が賃金に対して影響を持つのかを検討する。各制度の保険料率について推定をおこなった結果が表1の

(B)~(D)欄に示されている。これによると、健康保険と厚生年金の保険料率の係数が有意に正に推定されているが、特に厚生年金の保険料率の係



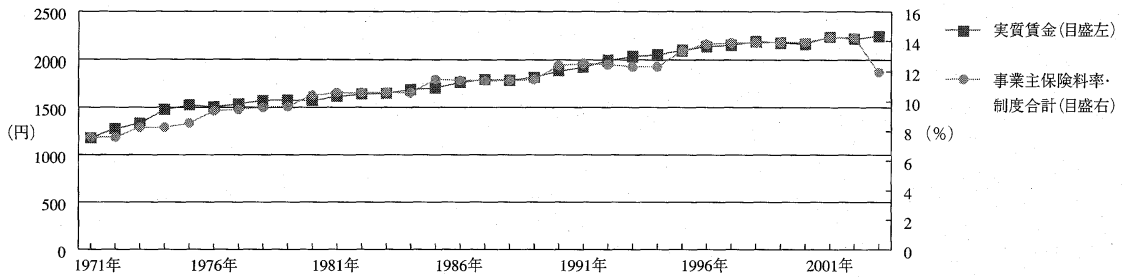


図1 実質賃金と事業主保険料率・制度合計（製造業）

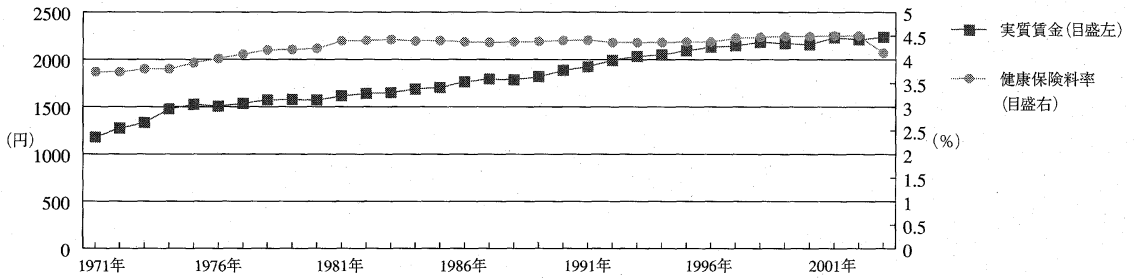


図2 実質賃金と健康保険料率（製造業）

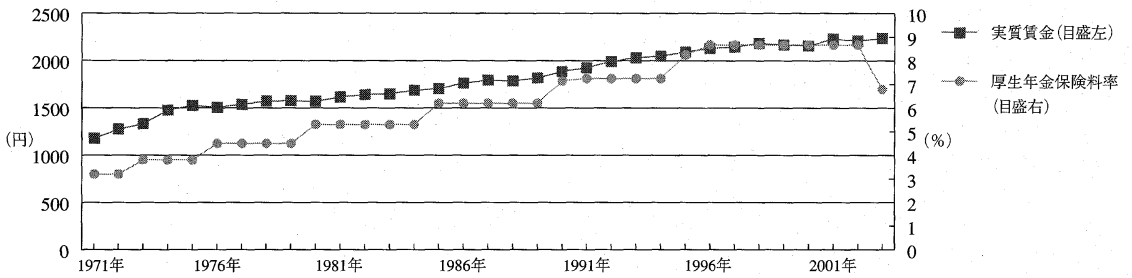


図3 実質賃金と厚生年金保険料率（製造業）

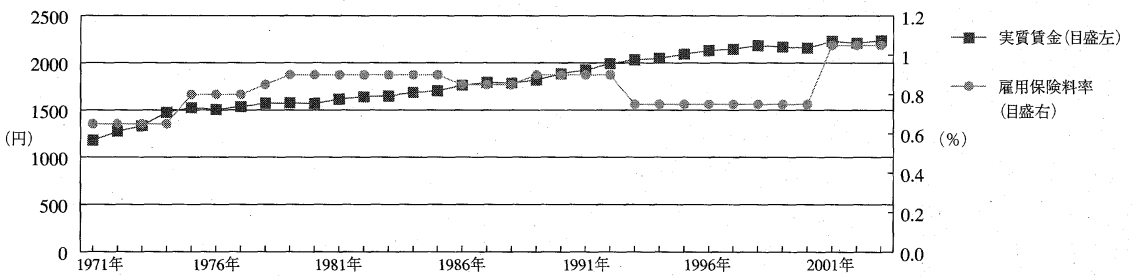


図4 実質賃金と雇用保険料率（製造業）

出所) 実質賃金:『毎月勤労統計速報』(厚生労働省)の各年12月分に記載されている,従業員数30人以上・男の「きまって支給する給与」を,全国の消費者物価指数(生鮮食品を除く総合,12月)で実質化。保険料率:『社会保障年鑑』(健康保険組合連合会)の各年版。

数の有意性が高い。図1から4には、製造業についての各制度の保険料率と実質賃金の時系列的な変化が示されており、雇用保険をのぞき、両者が上昇傾向にあることがわかる。特に、厚生年金の保険料率が上昇していることから、賃金との相関関係が強くなっている。このことから、年金の成熟化による保険料率の上昇と経済成長による賃金の上昇という、タイムトレンドによる見せかけの相関をうまく除去する必要があることがわかる。Tachibanaki and Yokoyama [2006]の推定式には、過去の賃金と実質GDPが説明変数に含まれており、これらが賃金のトレンドをある程度コントロールしていると考えられる。しかし、これらの変数でトレンドを十分にコントロールできない場合には、保険料率の係数がトレンドの影響を反映してしまう可能性がある。

そこで、Tachibanaki and Yokoyama [2006]の推定式にトレンド変数を加えた推定をここで試みる。3つの保険料率の合計を説明変数として用いた場合の推定結果が表2に示されているが、トレンドの二乗項までを推定式に加えると保険料率の係数は有意でなくなる。また、各制度の保険料率について個別に推定をおこなうと、健康保険と雇用保険については、トレンド項を推定式に加えると保険料

率の係数が有意に負に推定されるようになっていく。厚生年金については、トレンドの二乗項までを説明変数に加えても保険料率の係数は有意に正に推定されているが、三乗項までを加えると係数は有意に推定されなくなる<sup>10)</sup>。トレンドを適切にコントロールすると、保険料率の係数の値は有意に正にはならず、理論と整合的な負の値が求められるといえる。トレンドを除去する別の方法として、厚生年金の保険料率が変化した年のみを用いて推定すると、保険料率の係数は有意ではないものの負に推定されるようになる<sup>11)</sup>。

3 事業主負担の内生性の影響

Komamura and Yamada [2004]の健康保険料率の変動は、各企業が負担する保険料率の大きさが異なることと、保険料率が時系列的に変化することでもたらされている。健康保険組合の事業主負担は、高齢化等を反映して緩やかな上昇傾向にあるものの、彼らの標本期間での上昇幅は0.1%程度と小さい。したがって、保険料率の変動は企業間の保険料率の違いが重要であると考えられる。事業主負担が企業間で異なるのは、2つの理由による。第1に、労使の負担する保険料率の合計は、各企業の健康保険組合の財政が均衡するように

表3 Komamura and Yamada (2006)の再現

標準報酬月額平均 (対数値)	(A) 最小自乗法		(B) ランダム効果モデル			(C) 固定効果モデル		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
事業主の保険料率 (%)	0.014	0.006 **	-0.007	0.003 **		-0.009	0.003 ***	
被保険者数 (対数値)	-0.011	0.002 ***	-0.030	0.003 ***		-0.042	0.004 ***	
老人加入率 (%)	0.001	0.003	0.004	0.002 **		0.004	0.002 **	
定数項	12.862	0.036 ***	13.142	0.038 ***		13.263	0.042 ***	
R <sup>2</sup> : within				0.3314			0.339	
between				0.1288			0.0042	
overall		0.1928		0.1336			0.0075	
χ <sup>2</sup>				Breusch-Pagan 検定			Hausman 検定	
				5641.03	***		23.56	***

注) \*\*, \*\*\*はそれぞれ5%, 1%水準で有意であることを示す。R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数。(A)欄は不均一分散に頑健な標準誤差の推定値を報告している。年度ダミーも説明変数に加えているが、推定値の報告を省略している。また、(B)欄と(C)欄では、産業ダミーも説明変数に加えているが、推定値の報告を省略している。標本期間は1998年から2002年まで。標本数は2,975、企業数は595。

3.0%から9.5%の範囲内で組合ごとに定められる制度となっている。第2に、この保険料率は原則として事業主と被保険者が折半して負担するが、各組合の判断で事業主の負担割合を50%よりも多くすることが可能である。

しかし、こうして生じる事業主負担分の企業間の違いは、ここでの推定式において外生的な変動になっていない可能性がある。例えば大企業ほど賃金が高く、福利厚生が充実していると、保険料の事業主負担割合が大きい傾向があるかもしれない。また、賃金水準が高い企業は低い保険料率で必要な保険料収入を確保できることも考えられる。この場合、賃金が保険料率に負の影響をもつことによって、(14)式での保険料率の係数に下方バイアスがかかり、事業主負担が賃金へ転嫁するという結論が導かれる可能性がある。

本稿では1998年度から2002年度まで<sup>12)</sup>の『健康保険組合事業年報』に掲載されている、本拠を東京に置く595組合のデータを用いて、どのような変数が保険料率の決定に影響を与えているかを分析してみた<sup>13)</sup>。まず、表3にはわれわれのデータでKomamura and Yamada [2004]の結果を再現するために、同様の定式化で推定した結果が示されており、事業主の保険料率の係数は固定効果

モデルにおいてKomamura and Yamada [2004]と同じ-0.009という値になっている<sup>14)</sup>。

表4には、保険料率の水準と事業主の保険料負担比率のそれぞれを、企業規模(被保険者数によって表されるとする)、一人当たり賃金(標準報酬月額)の平均、東京都区部の消費者物価指数[生鮮食品を除く総合]で実質化)、老人加入率(各健康保険組合の被保険者数と被扶養者数の合計に占める老人保健制度の対象者数の比率)等の変数に回帰した結果が示されている。これによれば、賃金水準が高い組合で事業主の保険料負担比率が高くなり<sup>15)</sup>、労使の負担する保険料率の合計が低くなるという関係があることがわかる。これは単純な回帰分析なので因果関係を判断することはできないが、先験的に想定し得る賃金から保険料への影響と整合的な結果である。両者は事業主負担の保険料率へは相反する影響をもつが、表4によれば、後者の数量的影響が前者を上回り、賃金水準の高い組合ほど事業主負担分の保険料率が低いという関係にあることがわかる。すなわち、Komamura and Yamada [2004]で主張しているのとは逆の因果関係によって、彼らの得られた賃金の係数に負のバイアスが生じている可能性がある。このことは、保険料負担のすべてが加入者の

表4 保険料率の決定要因

被説明変数	(A)		(B)		(C)	
	事業主の保険料率(対数値)		保険料率の合計(対数値)		事業主負担比率(対数値)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
標準報酬月額の平均(対数値)	-0.064	0.030 **	-0.079	0.029 ***	0.020	0.009 **
被保険者数(対数値)	-0.023	0.007 ***	-0.023	0.006 ***	0.002	0.002
老人加入率(対数値)	0.003	0.007	0.002	0.007	0.001	0.002
事業主の保険料率(対数値)					0.085	0.006 ***
定数項	2.560	0.406 ***	3.334	0.391 ***	-0.991	0.123 ***
R <sup>2</sup> : within	0.0096		0.0153		0.087	
between	0.0001		0.0629		0.6524	
overall	0		0.0559		0.6142	

注) \*\*, \*\*\*はそれぞれ5%, 1%水準で有意であることを示す。R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数。固定効果モデルによる推定。いずれも、Hausman検定の結果、固定効果モデルが採用される。産業ダミーと年度ダミーの推定値の報告を省略している。標本期間は1998年から2002年まで。標本数は2,975、企業数は595。

表5 事業主負担比率の件費への影響

(1+t)標準報酬月額 の平均 (対数値)	(A) 最小自乗法		(B) ランダム効果モデル		(C) 固定効果モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
事業主の健康保険料負担比率	0.939	0.045 ***	0.547	0.061 ***	0.156	0.075 **
健康保険料率の合計(t <sub>+</sub> t <sub>e</sub> , %)	-0.093	0.006 ***	-0.004	0.002 *	-0.0005	0.002
被保険者数 (対数値)	-0.014	0.002 ***	-0.027	0.003 ***	-0.042	0.004 ***
老人加入率 (対数値)	0.062	0.008 ***	0.016	0.005 ***	0.012	0.005 **
定数項	13.210	0.065 ***	12.850	0.051 ***	13.179	0.061 ***
R <sup>2</sup> : within			0.3235		0.342	
between			0.2817		0.0239	
overall	0.4225		0.2816		0.0295	
χ <sup>2</sup>			Breusch-Pagan 検定 5120.76 ***		Hausman 検定 6.41	

注) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数。(A)欄は不均一分散に頑健な標準誤差の推定値を報告している。年度ダミーの係数の報告を省略している。また、(B)欄と(C)欄では、産業ダミーも説明変数に加えているが、それらの係数の報告を省略している。標本期間は1998年から2002年まで。標本数は2,975、企業数は595。

便益に向けられるわけではない健康保険で事業主負担が賃金に完全に転嫁されるという結果が得られたことのひとつの説明となり得る。

#### 4 事業主負担比率の賃金への影響

つぎに、先行研究で考察されていなかった、社会保険料の帰着に関する別の含意を分析しよう。ここでは先ほどと同じデータを用いて、保険料合計と事業主の保険料負担比率が総人件費(賃金と事業主負担の合計)に与える影響を見るため、

$$\ln((1+t_f)w) = \alpha + \frac{t_f}{t_e+t_f} \beta_1 + (t_e+t_f) \beta_2 + x\gamma + \varepsilon \tag{15}$$

のような推定式を考える。xで示される説明変数としては被保険者数と老人加入率の対数値をとった<sup>16)</sup>。II節で議論したように、保険料負担は企業の支払う人件費を増加させるか(賃金に部分的に転嫁するか、まったく転嫁しない)、影響を与えないか(賃金に完全に転嫁するか)のどちらかであるから、β<sub>2</sub>は正かゼロである。保険給付の便益を労働者が評価しない場合、保険料合計が一定のもとで保険料のうちの事業主が負担する割合が変化

しても、総人件費に影響を与えないから、β<sub>1</sub>はゼロとなる(事業主負担か労働者負担かで評価が変わらない場合でも、同様の結果となる)。事業主負担からの給付の便益を低く評価する場合には、事業主負担割合の上昇によって給付の評価が低下し、賃金への転嫁が弱まることで、人件費が上昇すると考えられる。これはβ<sub>1</sub>が正となることを意味し、両者を合わせるとβ<sub>1</sub>は正かゼロの値をとることが理論的に予想される。

表5の推定結果では、最小自乗法とランダム効果モデルの推定では、β<sub>2</sub>は有意に負に推定されており、理論的予想に反する結果となっている。固定効果モデルでは、β<sub>2</sub>は有意ではない。しかし、これを賃金への完全な転嫁が生じていると考えると、事業主負担割合の推定結果と矛盾する。すなわち、(12)式をめぐる議論で示されたような、完全な転嫁が起こるような状態では、それが事業主負担であれ、労働者負担であれ、賃金に完全に転嫁する。したがって、事業主負担比率の変化は総人件費に影響を与えない。つまり、β<sub>2</sub>=0ならばβ<sub>1</sub>=0である。しかし、(C)欄の固定効果モデルの推定では、β<sub>1</sub>が有意に正に推定されており、この理論的予想に反する。したがって、表5のいずれの推定結果も理論的予想に反しており、賃金と保険料

率の間に負の相関があることによって、保険料合計の係数に下方バイアスがもたらされたと解釈するのが自然であろう。

本節の考察をまとめると、Tachibanaki and Yokoyama[2006]とKomamura and Yamada[2004]の研究で得られている、解釈が困難な結果(賃金への正の影響、賃金への完全な転嫁)は、事業主負担が内生的に変動するためにバイアスをもった推定結果が得られていることで説明できる。こうしてこれらの結論が除外されるならば、事業主負担は賃金に部分的に転嫁するという結果が妥当であると考えられる。

## V 結論

本稿のII節では、社会保険料を誰が実質的に負担することになるのかについて、労働需要と労働供給が一致するように賃金と雇用が決定されるという経済学の考え方からの理論的解説をおこなった。

社会保険料を事業主が負担するか、労働者が負担するかは、最終的な帰着の結果には影響を与えない。負担の帰着は労働需要と労働供給の賃金弾力性の大小によって決定される。労働供給が完全に非弾力的な場合、あるいは労働需要が完全に弾力的な場合、負担はすべて労働者に帰着する。こうした極端な場合以外では、負担は労働者と事業主に分散し、その帰着の割合は、労働需要と労働供給の賃金弾力性に依存する。また、労働者が社会保険の給付を便益と認識する場合には、賃金への転嫁がより大きくなるのが考えられる。特に、保険料負担と同額の便益があると認識する場合には、保険料と同額だけ手取り賃金が低下し、完全に賃金に転嫁されることになる。

事業主負担の帰着に関するわが国の実証研究はまだ数が少ないが、完全に賃金に転嫁されるという結論からはじまって、部分的に転嫁される、まったく転嫁されない、逆方向の転嫁が生じるまで幅広い結果が得られており、評価はまだ定まっていない。本稿の考察では、Tachibanaki and Yokoyama[2006]とKomamura and Yamada[2004]の研究で

得られている、解釈が困難な結果(賃金への正の影響、賃金への完全な転嫁)は、事業主負担が内生的に変動するためにバイアスをもった推定結果が得られていることで説明できることがわかった。こうしてこれらの結論が除外されるならば、事業主負担は賃金に部分的に転嫁するという結果が妥当であると考えられる。

一般には労働供給は非弾力的であると考えられていることから、完全に賃金に転嫁されないという結論には、今後の検討の余地が残るかもしれない。例えば、賃金の調整には時間を要するので、完全な賃金調整を反映していない可能性が考えられる。これらの議論は確証が得られたものではないため、こうした課題を考慮した、今後の研究の進展が望まれる。

## 注

- 1) 太田(2004)、酒井(2005)は、グラフを用いて、社会保険料の帰着を解説している。
- 2) (1)の議論は、この仮定のどちらかが成立していなくても、成立する。
- 3) 雇用・労災保険を労働保険、年金・医療・介護保険を(狭義の)社会保険と呼んで、区別することがあるが、ここでは労働保険と(狭義の)社会保険を合わせた(広義の)社会保険の意で用いている。
- 4) このような場合の帰着は、Summers(1989)によって議論されている。
- 5) Beach and Balfour(1983)は、Brittain(1971)、Vroman(1974)と同様の考え方に従って労働需要関数を推定しているが、労働供給が賃金に対して弾力的である場合を想定して、保険料の賃金への転嫁の程度を計算している。
- 6) 大工、ガソリンスタンド店員、看護師、配管工、トラック運転手のそれぞれについて賃金関数の推定がおこなわれている。これらの職業においては労働災害が発生しやすいので、企業や自らの保険料負担を、労働者が自身の便益の対価として評価しやすく([11]式の $a=0$ 、 $q=1$ のケースに相当)、保険料負担が賃金に転嫁されやすいと考えられる。
- 7) differences-in-differences法は、制度変更の影響を受けた集団の行動の制度変更前後の変化に影響を受けない集団の行動の変化と比較するものであるが、Gruber(1994)はこの行動変化の相対的な違いを、さらに制度変更した州と制度変更しなかった州で比較することで、制度変更した州に生じた他の影響をコントロールしようとした。
- 8) 健康保険の事業主負担が賃金にすべて転嫁さ

れる理由を労働供給が非弾力的であることに求めると、介護保険の推定結果と矛盾することになる。

- 9) データ作成方法の詳細は、Tachibanaki and Yokoyama (2006)のData Appendixを参照されたい。彼らを用いた68SNAのデータでは、産業別の実質国内総生産の値(暦年)が1998年までしか得られないので、彼らは1998年までを対象とした。本稿では1980年の68SNAと93SNAのデータの比を93SNAのデータに乗じることで2つのデータを接続し、標本期間を2002年まで延長して推定を行っている。なお、2003年4月から健康保険と厚生年金の各制度において総報酬制が導入され、月収と賞与に同率の保険料率が課されるようになったが、本稿では被説明変数として賞与を含まない「きまって支給する給与」を用いているため、健康保険と厚生年金については2003年を標本期間に含めない。

また、Tachibanaki and Yokoyama (2006)では、男性と女性について、事業主の保険料率と労働者の保険料率を説明変数としてそれぞれ推定をおこなっているが、本稿では、男性について事業主の保険料率を説明変数とする場合のみを推定している。

- 10) 賃金関数の推定式にトレンド変数の三乗項までを説明変数として加えた場合、厚生年金の保険料率の係数は0.014、標準誤差は0.009となる。
- 11) 具体的には、1973, 76, 80, 85, 90, 91, 95, 96年において厚生年金の保険料率が引き上げられたので、これらの年の前後で差分をとって推定をおこなった。この推定では、9つの産業について8年分のデータを用いているため、標本数は72である。厚生年金の保険料率の係数の推定値は-0.013(標準誤差は0.012)となった。
- 12) 健康保険被保険者の自己負担率は1997年10月に1割から2割に、2003年4月にさらに3割に引き上げられた。本稿では、この制度変更の影響を受けない1998年度から2002年度までの期間を分析の対象とした。
- 13) 東京都に本拠を置く企業に限定したのは、被保険者数の多い組合の標本を用いることにより、規模が小さくて大数の法則が働かないことで生じる保険料率の差異が生じにくいと考えられるためである。本稿で推定に用いた標本の被保険者数の平均値は14,198人であり、Komamura and Yamada (2004)の8,680人よりもかなり大きい値となっている。なお、本稿での標準報酬月額(実質値)と事業主保険料率の平均値はそれぞれ386,149円と4.697%であり、Komamura and Yamada (2004)の368,680円と4.775%とほぼ同じ値となっている。
- 14) Komamura and Yamada (2004)では、被保険者の平均年齢が説明変数として用いられているが、本稿ではその代わりに老人加入率を用いて

推定を行っている。

- 15) 事業主の保険料負担比率は0.5以上となることから、データをプールしてTobit推定もおこなったが、標準報酬月額の係数は有意に正に推定された。
- 16) 健康保険料率の合計 $t_f + t_e$ と企業の総人件費の関係が線形でない可能性も考えられるので、 $t_f + t_e$ の二乗項を(15)式に加えた推定もおこなったが、事業主の健康保険料負担比率の係数とその有意性はほとんど変化しなかった。

#### 参考文献

- 太田聰一(2004)「社会保険料の事業主負担は本当に「事業主負担」なのか」『日本労働研究雑誌』No.525。
- 酒井 正(2005)「社会保険料の事業主負担は本当に労働者が負担しているのか?」『IPSS Discussion Paper Series』No.2005-06。
- 酒井 正・風神佐知子(2006)「介護保険制度の帰着分析」未定稿。
- Anderson, Patricia, M and Bruce D. Meyer (2000) "The Effects of the Unemployment Insurance Payroll Tax on Wages, Employment, Claims and Denials" *Journal of Public Economics* Vol.78. Nos.1-2.
- Asher, Martin A (1984) "On the Estimation of Payroll Tax Incidence: Comment" *Southern Economic Journal* Vol.50 No.4.
- Beach, Charles M, and Frederick S. Balfour (1983) "Estimated Payroll Tax Incidence and Aggregate Demand for Labour in the United Kingdom" *Economica* Vol.50. No.197.
- Brittain, John A (1971) "The Incidence of Social Security Payroll Taxes" *American Economic Review* Vol.61 No.1.
- Feldstein, Martin S (1972) "The Incidence of the Social Security Payroll Taxes: Comment" *American Economic Review* Vol.62. No.4.
- Gruber, Jonathan (1994) "The Incidence of Mandated Maternity Benefits" *American Economic Review* Vol.84 No.3.
- (1997) "The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile" *Journal of Labor Economics* Vol.15 No.3.
- Gruber, Jonathan, and Alan B. Krueger (1991) "The Incidence of Mandated Employer-Provided Insurance: Lessons from Worker's Compensation Insurance" in David Bradford ed., *Tax Policy and the Economy* Vol.5, MIT Press.
- Hamermesh, Daniel S (1979) "New Estimates of the Incidence of Payroll Tax" *Southern Economic Journal* Vol.45 No.4.
- Holmlund, Bertil (1983) "Payroll Taxes and Wage Inflation: The Swedish Experience" *Scandinavian Journal of Economics* Vol.85 No.1.

- Komamura, Kohei, and Atsuhiko Yamada (2004) "Who Bears the Burden of Social Insurance? Evidence from Japanese Health and Long-term Care Insurance Data" *Journal of the Japanese and International Economies* Vol.18. No.4.
- Kugler, Adriana, and Maurice Kugler (2003) "The Labor Market Effects of Payroll Taxes in a Middle-Income Country: Evidence from Colombia" *Discussion Papers in Economics and Econometrics* No.0306.
- Smith, Robert S, and Ronald G. Ehrenberg (1983) "Estimating Wage-Fringe Trade-offs: Some Data Problems" in Jack E. Triplett, ed., *The Measurement of Labor Cost*, University of Chicago Press.
- Summers, Lawrence H (1989) "Some Simple Economics of Mandated Benefits" *American Economic Review* Vol. 79 No. 2.
- Tachibanaki, Toshiaki, and Yukiko Yokoyama (2006) "The Estimation of the Incidence of Employer Contributions to Social Security in Japan" *Japanese Economic Review* forthcoming.
- Triplett, Jack E (1983) "An Essay on Labor Cost" in Jack E. Triplett, ed., *The Measurement of Labor Cost*, University of Chicago Press.
- Vroman, Wayne (1974) "Employer Payroll Tax Incidence: Empirical Tests with Cross-Country Data" *Public Finance* Vol.29. No.2.
- (いわたもと・やすし 東京大学教授)  
(はまあき・じゅんや 東京大学大学院経済学研究科)