

ことが挙げられる。特定のグループに生じた法定福利負担は、当該労働者たちの負担となっているのか、それとも従業員全体の負担となるのか。また、従業員全員について遍く課された保険料であっても、特定の労働者については賃金低下、特定の労働者については雇用量の減少というように異なった形で帰着することもある。実証研究の進展によって明らかになった帰着の実相は、そこから導かれる政策インプリケーションも変えつつある。以下で、個々の既存研究を追って行くことにする（主要な研究について表1に掲載した）。

===>>> 表1をここに挿入 <<<===

3-2. 比較的初期の実証分析

初期の実証分析は、マクロ時系列データによって事業主負担と雇用量や賃金との関係を検証していた。Vroman(1974)は、(比較的アドホックな賃金関数式であるが)アメリカの四半期のマクロ時系列データを用いて事業主負担の帰着を実証分析し、事業主負担の上昇は賃金の低下に結びついていたことを見出した。Beach and Balfour(1983)は、イギリスのマクロ時系列データを用いて、事業主負担が雇用量にどの程度影響しているか調べている。1956年から1978年までの四半期データを用い、負担率を説明変数に含む労働需要関数を推計した結果、事業主負担は労働需要曲線を下方シフトさせる効果を持っていたが、その効果は部分的なものに留まっていたとしている。Holmlund(1983)は、スウェーデンにおける過去30年分のマクロ・データを用い、事業主負担の上昇が賃金の低下に結びついていたかどうか検証した。スウェーデンでは、1950年の時点で6%に過ぎなかった事業主負担が、1970年代の後半には40%まで上昇を見た。特に1970年代における事業主負担の上昇幅は大きく、70年代後半の経済停滞の原因の一つはこの人件コストの急騰にあると認識されていた。1959年から1979年までのマクロ・データを用いて賃金関数を推計した結果、事業主負担の上昇は賃金上昇率を抑制していたが、その程度は事業主負担1%の上昇に対して、0.5%程度の賃金低下というものであった。しかし、以上のような集計度の高いマクロ・データに基づいた分析では、負担率が常に同じ基調で変動している可能性も高く、賃金や雇用量の時系列的なトレンドと切り分けることが難しい。

それぞれの国におけるマクロ時系列データを使った分析の流れとは別に、各国データをプールして負担率と賃金・雇用の関係をみる研究も存在する。たとえば、Nickell and Layard(1999)によるサーベイはOECD(1990, Annex 6)の分析を紹介しているが、そこではOECD諸国16ヶ国について1955年から1986年までのデータをプールして実証分析が行われている。具体的には、一人あたり実質人件コストを、いくつかのコントロール変数の他、総租税負担率⁷と総租税負担率の変化率に回帰している⁸。被説明変数が労働者の受け取る手

⁷ 総租税負担率なので社会保険料には限定されていない。

⁸ 実際の回帰式は次のようなものであった。 $w = a \cdot w_{-1} + b \cdot \ln(K/L) + c \cdot T + d \cdot \Delta T$ w : 1人あたり人件コスト、 K/L : 資本装備率 T : 総租税負担率

取り賃金ではなく実質人件コストなので、この推計において総租税負担率の影響がまったく見られないならば、労働供給は完全に非弾力的であり、負担率はすべて賃金に転嫁されていると解釈できる。分析の結果、総租税負担率そのものは実質人件コストに影響を与えていないが、租税負担率の変化率の係数はプラスに有意な値を示した。すなわち、長期的には労働供給は賃金に対して非弾力的であるが、短期的には弾力的であり、実質人件コストを引き上げているということになる。各国マクロ・データをプールして負担率と労働面の関係を見る分析は、旧くは Brittain(1972)に始まり、その後も多くの分析で踏襲されている。但し、このような実証結果が意味するところは「各国共通に、負担率の上昇が賃金や雇用に対して同程度の影響を及ぼしている」ということであり、そこから得られる政策含意は大味なものとならざるをえない。

比較的、早い時期にも、マイクロ・データに基づいて事業主負担の帰着の実証分析を行った研究がある。Hamermesh(1979)は PSID(Panel Study of Income Dynamics)を用いて、説明変数に負担率を含む賃金関数の推定を行った。t 期前までのラグ説明変数を入れることで賃金への転嫁がどのくらいの速さで行われているのか確認したところ、負担率の変化は即座に賃金に反映されていると結論している。しかし、Asher(1984)は、この推定結果が同時性バイアスを含んでいる可能性を指摘している。給与税額に上限がある時、給与税の実効税率(=給与税額/給与額)は、(給与が上限額より高い人たちにとっては)給与が高いほど低くなる。従って、実効税率を説明変数として用いている Hamermesh(1979)の結果は、給与によって賃金が押し下げられているという関係を示しているわけではないことになる。

3-3. 近年の実証分析

1990年代になると、海外における実証分析のほとんどは、マイクロ・データに基づくようになり、個々の制度に生じた料率の差異(variation)が賃金や雇用に及ぼす影響に焦点を当てるようになった。Gruber and Krueger(1991)は、法律によって定められた雇用者補償保険のカバレッジや導入時期が州ごとに異なることを利用して、CPS(Current Population Survey)に基づいた実証分析を試みている。このような設定を利用することで、時系列トレンドと州特有の影響をうまくコントロールすることができる。また、負担率の差が比較的大きいという数量分析上の利点に加え、細かく絞った業種について見ることで職種や労働者の性向の違いによるバイアスも極力回避することができる。大工、ガス・スタンド労働者、(非専門職の)病院従業者、配管工といった職種について分析を行っているのは、これらの職業においては労働災害の発生が多く、労働者も保険の福利に対して敏感なので、賃金への影響が見やすいと考えられるためである。分析より、負担率が高いほど賃金が低くなるという関係が見出されたが、係数の値より負担が100%賃金減少という形で労働者に帰着していたわけではないことが指摘されている。

Gruber(1997)ではチリにおける製造業の事業所データを用いて、社会保険料負担の軽減が賃金に及ぼした影響を検証している。1980年代前半、チリでは社会保険の民営化を中心と

した一連の制度改革が進められ、企業の保険料率は6年の間に25%低下し、事業主負担は大幅に軽減された。この制度変化を外生的ショックとみなし、事業所データによって計量分析を行った結果、事業主負担率の低下は賃金の上昇につながり、一方、雇用量にほとんど変化は見られなかったとしている。

Anderson and Meyer(2000)は、米国のワシントン州で行われた雇用保険制度の変更の前後を見ることで、雇用保険料負担が労働者に帰着していたかどうか検証している。ワシントン州では1972年から1984年までの間、雇用保険料が一定であったが、1985年に経験料率方式に変わり、企業ごとに負担率が異なるようになったため、これを自然実験とみなした実証分析を行った。この制度変更は次のような観点からも自然実験として理想的と言える。すなわち、1) 企業側のコストには変化が生じるものの、給付には変更がないので労働供給シフトには影響を与えないと思われること、2) 変更が時限的なものではないので、企業による「割引」行動を考慮しなくてよいこと、から計量分析に適している。Anderson and Meyer(2000)の研究のユニークな点は、企業独自の負担率と(その企業が属する)産業の平均負担率を区別して、帰着の検証を行っていることである。同一労働市場・同一生産物市場内で企業ごとの事業主負担が異なっても、それらを賃金に反映させて労働者に帰着させることは競争市場では難しい。その場合、企業ごとの負担率の差は雇用量への影響として顕れる可能性がある。一方、産業ごとの負担率の差は賃金削減へと結びつきやすいことが予想される。実証分析の結果、雇用保険料の事業主負担は賃金低下というかたちで労働者に帰着していたが、保険料率変動の賃金への影響は、企業固有の料率より産業平均の料率のほうが大きかった⁹。

日本で社会保険料の帰着を実証分析したものとして、Tachibanaki and Yokoyama(2004)とKomamura and Yamada(2004)が挙げられる。Tachibanaki and Yokoyama(2004)は性別・産業別のマクロ時系列データ(1970-1997年)を用いて、賃金を社会保険料率に回帰した分析を行っている¹⁰。性別・産業ごとに推計を行った結果、社会保険料率の係数が有意に負の値を示すことは一切なかった。よって、日本では社会保険料は労働者の賃金減少という形で帰着していないと結論付けている。

Komamura and Yamada(2004)は、組管健康保険の事業主負担と賃金の関係をパネル分析手法によって検証している。健康保険組合連合会から刊行されている『健康保険組合の現勢』と『健康保険組合事業年報』に掲載されている組合ごとの情報(負担率、被保険者数、被保険者の平均年齢及び平均給与等)をリンクさせて利用している¹¹。その結果、1670組合について7年間(1995-2001年度)のデータを得て、計量分析によって健康保険の事

⁹ Anderson and Meyer(2000)においては、帰着に関する検証に加えて、経験料率へ変更後、ワシントン州において雇用保険の給付請求が減ったことを確かめている。

¹⁰ ここで用いられた社会保険料負担の変数は、厚生年金・健康保険・雇用保険・労災保険すべてを含んだもの。

¹¹ 組合ごとに保険料率が変化することを説明変数のヴァリエーションとして利用している。

業主負担は大半が賃金低下の形で労働者に帰着していたと結論付けている¹²。パネル推定を行うことで個別組合の観察されない要因によるバイアスを回避してはいるが、fixed-effect modelに基づく Komamura and Yamada(2004)の結論を解釈するには、保険料率が何によって変動するのかが重要になってくる。組合健保の保険料率は個々の組合ごとに決定されているが、安部(2000)が明らかにしているように、一人当たり老人医療費が高い組合ほど保険料率は高くなる傾向にある。老人医療費が高ければ老人保健拠出金が多くなるので、それを補うために健康保険料が高く設定されているものと解釈できる。同じように、所得が高ければ保険料率を抑えても保険料収入が確保できるということが考えられる。すなわち、保険料率が賃金水準によって決まっていることもありうる。いずれにせよ、日本の2つの先行研究は正反対の結論を導いているように見える。

最近、岩本・濱秋(2006)は Komamura and Yamada(2004)の結果を再検証する分析を行った。Komamura and Yamada(2004)で用いられている健保連のデータと基本的に同じものを用い、保険料率の決定要因を調べている。a) 事業主の保険料率、b) 労使合計の保険料率、c) 事業主負担割合のそれぞれを、標準報酬月額、被保険者数、老人加入率といった変数に回帰した結果、標準報酬月額が高いほど、事業主の保険料率は低く、事業主負担割合は高くなることを見出された¹³。両効果のうち、前者の効果が大きいため、結果的に標準報酬月額が高いほど労使合計の保険料率も低くなることを確認している。もちろん、この推計結果もまた因果関係を特定するものではないが、Komamura and Yamada(2004)で確かめられた保険料と賃金との逆相関が、「帰着」とは別の理由によってもたらされている可能性を示唆している。

尚、岩本・濱秋(2006)は Tachibanaki and Yokoyama(2004)についても再検証を行っており、推計式にトレンド項を加えると、賃金に対する事業主の保険料率はもはやプラスに有意な影響をもたらさなくなることを報告している。Tachibanaki and Yokoyama(2004)では、賃金と保険料率が同じトレンドを持っていたことで、見せかけの相関を拾っていた可能性がある。

以上のように、日本において事業主負担の帰着を実証した先行研究は、説明変数に入る保険料率の外生性が担保されていないなど推定法に問題があり、その結果は頑健なものとは言えない。精緻な結論を導くためには、制度変更による料率の変化を自然実験として利用するなど、保険料率の内生性を除去する工夫が求められる¹⁴。

¹² 尚、Komamura and Yamada(2004)は介護保険制度についても賃金への帰着を調べ、帰着はほとんどなかったと結論付けている。医療保険に比べて、介護保険では給付と負担の関係が明確に認識されていなかったと解釈している。但し、介護保険制度の導入は2000年であり、論文の中ではデータは2年分しか得られていない。賃金の調整過程にあった可能性もある。

¹³ これは大企業ほど福利厚生が充実しており事業主負担割合も高いといった理由によるのかもしれない。

¹⁴ 尚、金(2006)は日本の企業財務データを用いて法定内・法定外を合わせた福利負担が企業の雇用量に与える影響を見ている。このように企業情報から人件コスト(と他の変数)の動きを直接的に見ることが重要な試みと思われる。しかし、この研究においても法定福利負担の内生性の可能性について十分に検討されているとは言えない。

3-4. 特定の労働者グループへの影響

上で見てきた研究は、全労働者について同じように保険料（の事業主）負担が生じ、全労働者に対して同じようにその影響があると仮定していた。労働者グループによって異なりうる影響を考察する試みもある。まず、事業主の負担が主に特定労働者グループについてのみ生じるというケースがある(group-specific mandates)。その一例として、女性の妊娠・出産に関わる福利給付の義務付けが挙げられる。米国では1970年代の半ば以降、妊娠・出産を企業の提供する医療保険から除外することを禁じる法律が各州で相次いで導入された。これは企業にとって、妊娠・出産の可能性が高い年齢層の女性を雇うコストが上昇することを意味する。Gruber(1994)はこの法施行のヴァリエーションを自然実験とみなし、特定労働者への帰着が起きていたのか DDD 推定(differences-in-differences-in-differences estimation)という手法によって確認した。まず、法律が導入された州（実験群）と導入されていない州（非実験群）の変化の差分(difference-in-difference)をとることで、実験群固有の影響を抽出する。更に、実験群固有の影響が当該州だけに生じたその他の影響である可能性を排除するためにリスク・グループ（＝トリートメント・グループ：ここでは20～40歳の既婚女性）と非リスク・グループ（＝コントロール・グループ：ここでは40歳以上の男女と20～40歳の男性）の差を取る(differences-in-differences-in-differences)。そのような推定の結果、給付の主なターゲットとなる層、すなわちリスク・グループの賃金を低下させる形で帰着が起きていたことを見出し、一方、雇用量の減少には結びついていなかったとしている。リスク・グループにおいて賃金低下が起きているという事実は、企業内において当該グループの賃金だけが抑制された結果によるものなのだろうか、それとも当該グループの比率が高い企業において遍く賃金が押し下げられた結果によるものだろうか。Gruber(2000)は上記の結果を補足・確認する形で、職業×産業の組み合わせごとに20～40歳の女性比率を求め、それらが高いほど法律の導入が大きな賃金低下をもたらしていたかどうか検証している。もし、当該グループの比率が高い企業（業種）に属しているというだけで賃金低下が大きかったのであれば、賃金調整が個人レベルではなく、企業（業種）レベルで行われていたと解釈することができる。Gruber(2000)では、推計の結果、法律の導入による賃金低下が個人レベルで起きていたとしている。このように、グループ特有の事業主負担が当該グループ以外までも影響している可能性を考慮すると、帰着は単線的な経路に限定されない。

Gruber(1994)と同じような問題意識から森田（2005）は、日本で1992年に施行された育児休業法が女性の労務コストを高めることで、女性の雇用を抑制していた可能性について検証を行っている。労働者が育児休業を取得することは、企業にとって利点ばかりでなく、欠員に伴う代替要因の確保・仕事の再編といったコストも同時に発生させ、それらのコストが大きい企業にとっては育児休業制度の法制化によって、女性を雇用するインセンティブが低下すると予想される。厚生労働省の「雇用動向調査」を用いたDDD分析の結果、92年の法施行が（法の適用対象となった事業所においてのみ）女性の採用を抑制した事実は

観察されなかったが、95年の改正では、新たに適用対象となった小規模事業所（5～29人）で前職未就業の女性や35～44歳の女性転職者の雇用が抑制されていたことを確かめている。特定の労働者グループにターゲットを絞った給付義務付け策は、皮肉にも彼らの雇用機会を奪っていた可能性があるのだ¹⁵。

しばしば、事業主負担の上昇が（社会保険の適用を免れることが多い）短時間の非正規雇用への代替をもたらしているとする指摘があるが、これもグループ特有の事業主負担がもたらす影響の一つの形態と考えることができる。事業主負担と非正規雇用への代替との関連性については6節で検討する。

事業主負担が全ての労働者について課されたものであっても、それが一部の労働者だけに帰着していたり、労働者グループによって負担の仕方が異なるというケースもある。先に、制度要因等によって賃金調整が行われにくい時、事業主負担は雇用量減少という形で労働者に帰着されうることを述べた。実際には、下方向への賃金調整は困難なことが多い。一律に定められた最低賃金法などは、全ての労働者の賃金の底上げに寄与しているわけではなく、主に低賃金グループの労働者について、その賃金の下限を決めていると考えることができる。そうであるならば、最低賃金は低賃金労働者についてのみバインドしやすく、このグループについては特に事業主負担による雇用減少効果が深刻になることが予想される。Kugler and Kugler(2003)は上のような関心から、コロンビアにおける事業主負担の上昇が賃金・雇用へ及ぼした影響を、低賃金グループ（生産労働者）と高賃金グループ（非生産労働者）に分けて検証している¹⁶。彼らはコロンビアの製造業の事業所データをパネル化して用い、1980年代及び90年代の事業主負担の上昇が賃金をどれだけ押し下げたか調べた。その結果、事業主負担による賃金の減少程度は生産労働者のほうが非生産労働者より小さかった。これは生産労働者の元々の賃金が最低賃金に近傍しており賃金調整が行われにくかったことと、生産労働者においては負担と給付の関係が十分に評価されていなかったことによるものと考えられる。事業主負担の上昇は、生産労働者についてより多くの雇用減少をもたらしていたはずだとしている。政策として失業率の抑制を最優先するならば、最低賃金近傍の労働者グループについてのみ事業主負担を軽減するといった方策も考えられる。

3-5. 労働時間への影響

事業主負担は労働時間にも影響しうる。法定福利負担が労働時間数に依存せず、労働者数に応じて課されるものであった場合、負担が増えた時、企業は労働時間を伸ばそうとするインセンティブを持つ。出産・育児に関わる福利給付はそれらの代表的なものであり、

¹⁵ 尚、Lai and Master(2005)も、台湾の労働基準法で育児休暇が義務付けられたことで、若年女性の賃金と雇用が共に減少したことを見出している。

¹⁶ 尚、Lang(2003)においても、労働者の種類によって事業主負担の効果が異なることを、効率賃金仮説の一つの裏付けとして、実証分析している。

労働時間に関係なく労働者一人当たりにかかる固定費的なコストと言える。先の Gruber(1994)も、医療保険に妊娠・出産を含むことが義務付けられたことでトリートメント・グループの労働時間が伸びたことを確認している。また、似た問題意識として Cutler and Madrian(1998)は、米国における 1980 年代の医療保険価格の上昇が労働時間の増加に寄与していたことを明らかにしている。

日本の社会保険の事業主負担は報酬比例なので、上のようなロジックで労働時間へ影響することはないと思われる。だが、事業主負担に上限額があることで、報酬比例であっても、それより高い給与を受け取っている層については、結局は固定費的な負担となっている可能性がある。

4. 介護保険制度の帰着分析

前節で見たように、我が国では社会保険料の帰着に関して精確な実証分析が行われてきたとは言いがたい。その理由の一つとして、そもそも日本では自然実験となるような制度変更がほとんど無かったという事情があると思われる。自然実験アプローチによって事業主負担が賃金・雇用に及ぼす影響を検証しようとするためには、制度変更などによって負担率が外生的に変化することが必須となる。しかしながら、日本では（社会保険料に関わるものに限らず）制度変更はしばしば全国一律の割合で一斉に行われることが多く¹⁷、米国の実証研究にしばしば見られるような地域ごとで異なる制度変更を利用した分析は不可能だった。だが、比較的最近行われた社会保険料負担を巡る 2 つの制度改変は、地域間の差異に代わりうる自然実験として有用な機会を提供することになった。本節と次節では、介護保険制度と総報酬制度の導入を取り上げ、社会保険料の事業主負担の変化が賃金に影響していたかどうか検証を行う。

まず、この節では 2000 年に導入された介護保険制度を取り上げるが、介護保険制度では 40 歳以上の被用者についてのみ負担を課しており、この年齢階層の違いによる事業主負担の有無を自然実験とみなせば、2000 年前後の賃金変化を 40 歳以上の労働者グループと 40 歳未満の労働者グループについて比較することで、事業主負担が労働者に帰着していたかどうか調べることができる。もし事業主負担の増加が賃金の低下という形で労働者の負担になっていたならば、40 歳以上のグループについてのみ 2000 年以降の賃金低下が大きかったはずである。これは「差分の差分法」と呼ばれる実証方法に他ならない。社会保険料や賃金に関連した制度変更は多く行われているが、40 歳以上／未満という年齢階層の違いによって事業主負担の有無が決まるのは介護保険制度だけなので、このような方法によることで他の社会保険料の変化には依存せずに帰着の実態を分析することができると思う。以下で具体的な実証方法と、その結果を述べてゆく。

¹⁷ 制度が全ての人に対して同時に適用されると、時点効果と区別することが難しくなる。

4-1. 制度¹⁸

介護保険制度は2000年4月から始まった。要介護認定を受けることで、ホームヘルパーに来てもらったり、介護施設を利用したり、各種のサービスが介護保険で利用可能となった¹⁹。介護保険制度の被保険者には、第1号被保険者と第2号被保険者の2種類がある。前者は65歳以上の者を対象とし、保険料は所得段階別の定額保険料を市町村が徴収する。後者の対象は、40歳以上65歳未満の医療保険加入者であり、保険料は健康保険と同様の仕組みで算定され、健康保険料に上乗せして徴収される。つまり、被用者に関して保険料は報酬比例であり、事業主がその約半分を負担している。但し、1日または1週間の所定労働時間、1ヶ月の勤務日数が通常の労働者の3/4未満であるような短時間労働者は被保険者から除外される。本稿では、被用者における第2号被保険者を分析の対象とする。事業主の保険料率は組合管掌健康保険で4.82%²⁰となっており、平均的な労働者にかかる事業主負担額は1ヶ月で男性2340円、女性1290円²¹となっている。

4-2. 推計方法

本節の分析で用いる「差分の差分法」(differences-in-differences estimation、以下DD推定)は、政策評価に広く利用されてきた推計法である²²。ある年のある年齢階層の平均賃金を $E[w_i|age, year]$ で表すと、政策の影響がなかった場合と政策の影響があった場合はそれぞれ、次のような形で示されるものとする。

$$E[w_{0i}|age, year] = \beta_t + \gamma_a, \quad (w_0; \text{政策の影響がないグループの賃金})$$
$$E[w_{1i}|age, year] = \beta_t + \gamma_a + \delta. \quad (w_1; \text{政策の影響があったグループの賃金})$$

すなわち、政策の影響がない場合の賃金は年齢階層固有の効果(β_t)と年次固有の効果(γ_a)の和で表され、政策の影響(δ)がある場合には更にそれに加算されることになる。本分析では介護保険料負担の影響を分析するので、40歳以上の被用者をトリートメント・グループ(=制度の影響がありうるグループ)、40歳未満の被用者をコントロール・グループ(=制度の影響の可能性がないグループ)として扱う。政策の影響(δ)を抽出するには、制度導入後と制度導入前でそれぞれコントロール・グループとトリートメント・グループの差分を取り、更にその制度導入前後の差分を取ればよい。

$$\{E[w_i | age = \text{over } 40, year = \text{after } 2000] - E[w_i | age = \text{under } 40, year = \text{after } 2000]\}$$

$$- \{E[w_i | age = \text{over } 40, year = \text{before } 2000] - E[w_i | age = \text{under } 40, year = \text{before } 2000]\} = \delta$$

もし介護保険料の事業主負担が賃金を抑制する形で当該労働者グループに帰着していたならば、制度施行後、40歳以上の労働者グループだけが賃金の低下を経験していたはずであ

¹⁸ 本節の記述は椋野・田中(2005)等を参考にしている。

¹⁹ もちろん、それまでも老人介護に公的な支援が受けられなかったわけではなく、老人保健制度と社会福祉制度によって別々に対応していた。

²⁰ 健康保険組合連合会『健康保険組合の現勢』による2004年3月末現在の平均数値。

²¹ 2号被保険者の平均標準報酬月額に事業主の保険料率を掛けた値。

²² DD推定法の労働市場への応用については、たとえば Angrist and Krueger(1999)を参照のこと。

る ($\delta < 0$)。

DD 推定の考え方は、もし政策の効果がなければ、政策の適用対象と非適用対象の間の“差”が政策施行の前後で同じになっているはずということである。つまり、賃金を決める要因として時点固有の効果と年齢階層固有の効果以外のものがあつたとしても、それらは全ての労働者で等しいと仮定していることになる。

ただ、実際の平均賃金は年齢階層効果と時点効果以外の様々な要因によっても影響を受ける。たとえば、学歴構成は同一年齢階層であっても時間を経れば異なりうる。同時に、同じ時点であっても年齢階層によって異なりうる。すなわち、学歴構成は時点効果でも年齢効果でも吸収できないものなので、これらをコントロールする必要がある。そこで、推計は、基本的に次式によって行った。

$$\ln w_{it} = X'_{it} \beta_0 + \beta_t + \delta DD_{it} + \varepsilon_{it}$$

w_{it} は t 年における i 年齢階層の賃金指標。 X_{it} は t 年における i 年齢階層の説明変数。具体的には、年齢、年齢二乗、学歴、当該企業での勤続年数及び企業規模である。 β_t は時点特有の切片を示し、 DD_{it} は 2000 年以降 40 歳以上の年齢階層についてのみ 1 をとるダミー変数である。介護保険制度の事業主負担が賃金低下という形で労働者に帰着していたならば、 DD_{it} の係数 d はマイナスの値をとることが予想される。

以上では、個々の労働者グループの属性を、複数のダミー変数によってコントロールしていたが、(それらのダミー変数では捉えられない) 各グループ特有の要因もあるかもしれない。そこで上式に加えて、各グループを個々人と見立てた“疑似パネル”による階差モデルの推定も行った。

尚、Bertrand *et al.*(2004)によれば、DD 推定を用いた実証研究の多くが連続する複数年のデータに依拠しているにもかかわらず、誤差項の系列相関から生じるバイアスについては十分に注意を払っておらず、制度変更の効果が過大に評価されていた可能性がある。彼らは、様々な対処法を検討した結果、制度変更の前と後にサンプルを分けてそれぞれの平均をとって推計することが(クロスセクションのサンプル数が少ない場合でも) consistent な標準誤差を計算する簡単且つ強力な方法であることを示した。そこで、制度導入前後の 6 年間 (1997-2002 年) について導入前と導入後をそれぞれ平均したサンプルによる推計も行った。以上の手法の採用は、先行研究にはない本節の分析の特徴の一つでもある。

4-3. データ

本節の分析は、厚生労働省の「賃金構造基本統計調査」の公刊データを用いて行なう。「賃金構造基本統計調査」は、全国の常用労働者 5 人以上の事業所に雇用される常用労働者²³ 約 140 万人を対象に、賃金の実態に関して聞いている指定統計調査である。今回使用するデータは個票データではなく、個々人から得た情報を全国ベースで集計したものである。

²³ 但し、数値は企業規模 10 人以上について載せている。

「賃金構造基本統計調査」では、6月分として支給された給与に関して「所定内給与額」と「きまって支給する現金給与額」（以下、「きま賃」と呼ぶ。）を聞いているが、いずれも「手取り額でなく、所得税、社会保険料などを控除する前の額」である。「年間賞与その他特別給与」（以下、「ボーナス」と呼ぶ。）についても情報が得られるが、これについては昨年一年間のものを聞いている。

本節の推計では、次のように作成した4つの賃金指標を被説明変数として用いた。

- ・所定内賃金率 = 所定内給与額 ÷ 所定内実労働時間
- ・「きま賃」賃金率 = 「きま賃」 ÷ (所定内実労働時間 + 超過実労働時間 × 1.3²⁴)
- ・ボーナス
- ・総報酬（年間給与） = 「きま賃」 × 12 + 年間賞与その他特別給与額（前年）

*以上について、すべて対数をとった値。

「賃金構造基本統計調査」の公刊データからは、一般労働者²⁵について労働者の種類別（生産労働者と管理・事務・技術労働者）のデータが得られる（第1表F）。本節では、生産労働者と非生産労働者で賃金への帰着程度が異なるとする Kugler and Kugler(2003)の問題意識も踏襲して、製造業について労働者の種類別に推計を行った²⁶。5歳刻みで20歳から59歳までの8つの年齢階層について、1997～2002年の期間のデータを用いた。期間を2002年までとしたのは、次節で分析するように2003年4月より厚生年金と被用者健康保険に関して総報酬制が導入されたために、労働者の保険料負担の分布が変化した可能性があるからである²⁷。そこで、介護保険制度についての分析では、その影響が混在していないと思われる介護保険導入前後の6年間に絞って分析対象期間とした。

表2に、基本統計量を示す。尚、高専・短大卒以上の生産労働者についてはサンプル数が著しく少なかったため、今回は除外してある。集計データなので、賃金など被説明変数の情報は、学歴（大卒、高専・短大卒、高卒、中卒の4種類）×年（1997年から2002年の6種類）×企業規模ごと（大、中、小の3種類）×年齢階層（20歳から59歳まで5年ごと

²⁴ 割増賃金率を考慮した。

²⁵ 「賃金構造基本統計調査」では、パートタイム労働者以外の常用労働者を一般労働者と言う。ここでパートタイム労働者とは、「1日の所定労働時間が一般の労働者よりも短い又は1日の所定労働時間が一般の労働者と同じでも1週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない労働者」を指す。従って、本稿の分析対象となる介護保険制度の適用対象はこの一般労働者にほぼ該当すると考えられる。

²⁶ 尚、公刊されている「賃金構造基本統計調査」からは都道府県別の賃金情報も得ることができる。しかし、都道府県別の表では学歴の別になっておらず、賃金関数を測るには難点があるので、本稿では用いない。

²⁷ 総報酬制によって中高年層ほど保険料負担が重くなる／軽くなるといったことがあったならば、年齢階層によって賃金変化に違いが見られたとしても、それは介護保険制度の影響ではないことになる。

に 8 種類) で得られる。従って、推計の際のサンプルの観測数は $4 \times 6 \times 3 \times 8 = 576$ である。表 2 では労働者数のウェイトを掛けて計算した値を示している。

===>>> 表 2 をここに挿入 <<<===

4-4. 推計結果

まず、介護保険制度導入前の 1998 年と導入後の 2001 年について単純に所定内賃金率の「差分の差分」([40~44 歳層の変化額] - [35~39 歳層の変化額]) をとってみると、男女の生産労働者及び女性の事務系労働者においてマイナスの値が確認された²⁸。すなわち、これらのグループについては、40 歳以上の労働者の賃金下落が大きかったように見える。しかし、女性では賃金水準自体が 40~44 歳層よりも 35~39 歳層のほうが高くなっていた。35~39 歳の女性で働いている人は、結婚や出産によってまだ離職を経験しておらず、勤続年数が長いのに対して、40~44 歳の女性労働者には子育て後の再就職者が多く、勤続年数も短いといったことはありうる。平均でみる賃金変化は異なる属性を持つ労働者の構成変化によってもたらされている可能性もあるので、労働者の種類以外にも勤続年数等、様々な要因をコントロールして確かめる必要がある。以下では、それらの要因をコントロールした回帰分析の結果を見ることにする。

===>>> 表 3~表 6 をここに挿入 <<<===

被説明変数をそれぞれ、所定内賃金率、「きま賃」賃金率、ボーナス、総報酬とした場合の推計結果を、表 3~表 6 に示した。表 3 と表 4 の(a)列は、単純な DD 推定の結果を示している。DD の係数はいずれもマイナスを示しており、ほとんどが統計的に有意な値となっている。所定内賃金率や「きま賃」賃金率は、2000 年以降、40 歳以上層だけにおいて低下していたように見える。次に、表 3 と表 4 の(b)列は階差モデルの推定結果を表している。DD の係数は、女性の生産労働者において被説明変数を「きま賃」賃金率とした場合を除いて、全てマイナスの値を示し、統計的にも有意である傾向が強くなった。階差モデルにすることで、ダミー変数では処理できなかった各グループ特有の要因がコントロールされた可能性がある²⁹。表 3~表 6 の(c)列は、誤差項の系列相関に配慮して制度導入前 3 年間と導入後 3 年間でそれぞれ平均して行った推計である(但し、ボーナスと年間給与の推計では導入前として 1998 年・1999 年、導入後として 2001 年・2002 年の値 2 ヶ年ずつを平均。これは前述の通り、「賃金構造基本統計調査」ではボーナスに関しては調査前年の値が入ってい

²⁸ 詳しくは、酒井・風神(2007)の表 2 を参照のこと。

²⁹ ボーナスと年間給与に関して(a)・(b)の推定を行っていないのは、賞与については前年の値であり、コントロール変数と被説明変数の対応関係が 2000 年前後で問題になると考えられたからである。

るためである)。職種や賃金指標の種類によらず、*DD* の係数はいずれもマイナスの値をとっている。しかし、女性ではほとんどが統計的に非有意となった。誤差項の系列相関によって介護保険制度の効果が過大推定されていた可能性がある。男性では、生産労働者も事務系労働者も有意な値をとっているが、詳しく見ると、ボーナスや年間給与についてのほうが *DD* の係数値も大きく、また有意性も高い。所定内賃金などが長い時間をかけて調整されるのに対して、ボーナスは短期的な変動給としての意味合いを持つとされる。2000 年以降、40 歳以上層のみに生じた事業主負担は、給与のうちのボーナスといった変動性の高い部分によって調整されていたことは充分にありうる。一般に男性の労働供給は女性よりも賃金に対して非弾力的であると思われるので、事業主負担が賃金低下という形で労働者に帰着する時、その下落幅は女性よりも大きいことが予想される。一方で、ブルーカラー（生産労働者）とホワイトカラー（事務系労働者）を比べれば、生産労働者のほうが資本等の他の生産要素と容易に代替可能と思われるので、労働需要は生産労働者のほうが賃金に対して弾力的であることになる。しかしながら、生産労働者のほうが事務系労働者よりも賃金低下が大きいという事実は確認されなかった³⁰。

ところで、40 歳以上の男性の賃金に見出された 2000 年以降の下落が介護保険制度によるものならば、それは 40 歳以上の人びとの賃金（だけ）が下がったことによるものなのだろうか。それとも、40 歳以上の労働者の比率が高い企業や産業で（40 歳以上に限らず）全体的に賃金が押し下げられた結果なのだろうか³¹。そのことを確かめるために、*DD* の変数に換えて、企業規模ダミーと制度導入後の年ダミーとの交差項を入れた推計も行った。40 歳以上の労働者の比率は、典型的には企業規模が小さいほど高い傾向にある。「賃金構造基本統計調査」から計算した介護保険制度導入前 3 ヶ年（1997～1999 年）の 40 歳以上比率の平均は、大規模企業で 0.4362、中規模企業で 0.4379、小規模企業で 0.5002 だった。もし、本人が 40 歳以上かどうかに関係なく、40 歳以上比率が高い企業に属していることで賃金低下を被っていれば、規模が小さい企業ほど 2000 年以降の賃金下落が大きいと予想できる³²。表 3～6 の(d)列において、企業規模と制度導入後の交差項の推定結果はプラスの値を示しており、企業規模が大きいほど、2000 年以降、賃金の低下幅が小さかったことが窺える（制度導入後ダミー自体はマイナスの値をとっていたので、全体的には 2000 年以降で賃金が下がっている）。この結果を見る限り、40 歳以上比率の高い中小企業ではそれ以外の年齢階層も含めて賃金調整が行われていた可能性が示唆される。しかし、これは単に、大企業ほど

³⁰ 尚、3 節でも紹介したように、生産労働者のほうが、元々賃金水準が最低賃金ラインに近傍していて、賃金調整が困難なために、事務系労働者よりも下落幅が小さくなるという考え方もできる（Kugler and Kugler, 2003）。

³¹ 後にも検討するように、給与が企業の業績と連動していることで、事業主負担増が給与の減少につながるのならば、（40 歳以上についてのみ事業主負担が生じたからといって）40 歳以上の賃金だけが低下するという考えは考えにくい。

³² もちろん本来ならば、各個人が実際に属する企業の 40 歳以上比率を用いることが望ましいが、今回のデータセットからそのような情報は得られないので、企業規模による 40 歳以上比率の違いを利用した代替的な推定となっている。

労働組合などの存在によって賃金の調整コストが高いという事実を表しているだけかもしれない。事実、企業規模を分けて行った DD 推定（事務系労働者のみ）では、中規模・小規模企業においてのみ男性労働者の 2000 年以降の賃金低下が見出された（酒井・風神, 2007）。大企業では元来、福利厚生が手厚い傾向にあり、新たに生じた事業主負担の代わりに（賃金を下げずに）それらの法定外福利を削った可能性もある。この点については 6 節であらためて考察を行う。

4-5. 頑健性

前節で、少なくとも男性については、2000 年以降、40 歳以上層の賃金に相対的に大きな下落があったことを確認した。だが、それらが本当に介護保険制度の導入にともなって新たに課されることになった事業主負担による影響であるかは定かでない。そこで、簡単な反事実的な（counterfactual）推計を行い、推計結果の頑健性について検討した。

まず、40 歳以上の労働者の賃金だけが下がっているように見えたが、これはなんらか他の要因によって高い年齢層ほど相対的に大きな賃金低下を経験しているだけであり、40 歳以上／未満という「年齢境界」が問題なのではないかもしれない。そこで、2000 年以降に 35 歳以上で 1 をとる偽りの DD 変数と、2000 年以降に 45 歳以上で 1 をとる偽りの DD 変数を作成し、反事実的な推計を行ってみた。もし本当に介護保険制度の事業主負担によって賃金低下がもたらされていたならば、40 歳以上／未満という年齢の境界が重要なのであり、これら反事実に基づく推計では、DD の効果が消えるか、薄まって観察されるはずである。

===>>> 表 7 をここに挿入 <<<===

表 7 の(1)は、制度適用年齢を 35 歳以上とした反事実的な推計の結果を示しているが、ボーナス及び総報酬について「偽 DD」の係数はマイナスに有意のままであった。45 歳以上を制度適用とした DD の推計結果（表 7 の(2)）も、生産労働者の場合はボーナスと総報酬について、事務系労働者では全ての賃金指標について「偽 DD」の係数はマイナスに有意のままだった。つまり、2000 年以降に中高年層で見られた賃金低下は、40 歳以上であるかどうかはあまり重要でなく、従って必ずしも介護保険料負担による影響とは言い切れない。上のような制度適用年齢を実際とは違えた推計の他に、制度導入年を偽りに 1999 年とした推計も行った（表 7 の(3)）。このようにして行った推計でも「偽 DD」の係数値は、ボーナスや年間給与についてはマイナスに有意の値をとることが多く、制度導入とは無関係に 40 歳以上層の賃金さがり始めた可能性が示唆される。ただ、介護保険制度の導入を予測し、賃金調整を事前に行い始めていた可能性³³もあることを考えると、この結果は必ずしも新たに生じた事業主負担が賃金低下をもたらしていなかったことを示しているわけではない。

³³ 実際、介護保険法案は 1996 年 11 月に国会に提出され、1997 年に 12 月に成立している。介護保険制度の創設経緯については田近・菊池(2006)に詳しい。

尚、酒井・風神(2007)では、表3に得られたパラメーターを用いて、介護保険制度の導入によって実際にどれだけの賃金低下が生じたと考えられるのか計算したところ、1ヶ月あたり約6200円の所定内賃金の下落であった(男性事務系・大卒労働者、41歳・勤続17年)。この数値は先に見た平均的な事業主負担額より大きく、このことから賃金低下には介護保険制度以外の影響があった可能性が暗示される。

5. 総報酬制度の帰着分析

2003年4月から、厚生年金と健康保険の保険料率が月収と賞与に同率で課されるようになった。それまでは、月収(標準報酬月額)に対する保険料率が厚生年金で17.35%、政府管掌健康保険で8.5%であったのに対して、賞与に関しては厚生年金で1%、政府管掌健康保険で0.8%と低かった。総報酬制では、厚生年金保険料は月収に対しても賞与に対しても一律13.58%の保険料が掛けられて計算されるようになった。政府管掌健康保険についても、月収・賞与同率でおよそ8.2%となった。つまり、従来、同じ総報酬額であっても賞与でもらう割合が大きければ保険料負担が少なかったのが、2003年以降、同報酬ならば同負担となった。従業員を雇う企業の立場から言えば、従来、給与に占める賞与割合が大きかった労働者については、2003年を境に保険料負担が重くなったことになる³⁴。そこで、この算定方式の変更によって生じた保険料率の変化を外生的なショックとみなし、事業主負担の変化が賃金に影響を与えていたのか、前節と同じ「賃金構造基本統計調査」のデータを用いて確かめた。介護保険制度の導入より保険料率の変化も大きく、パラメトリックな推定を行うことができる。

まず、各労働者の2000-2002年の3ヶ年における総報酬に占める平均賞与割合を求め、保険料率を計算する。総報酬制導入後の保険料率は賞与割合に依存しないので、事業主負担は一律10.89%(6.79%+4.1%)として計算した。賞与割合の高かった労働者については総報酬制の導入によって事業主負担が大きくなるので、その者たちの給与は2003年以降低く抑えられることが考えられる。次のような階差モデルによって保険料率の変化が賃金に及ぼした影響を検証した。

$$\ln(w_{it} / w_{it-1}) = \beta_0 \cdot \Delta x_{it} + \beta_1 \cdot \Delta \tau_{it} + \varepsilon_{it}$$

w_{it} は総報酬額(1年間の全給与)である。 x_{it} は年齢・勤続年数・労働時間である。 τ_{it} は総報酬制導入前後の保険料率であり、負の係数値を予想する。 β_1 の推計結果は表8に示されるが、いずれもマイナスに有意な値をとり、保険料負担が大きくなったグループほど総報酬の減額があったことが示唆される。但し、この結果は、給与をボーナスでもらう割合の大きかった労働者のほうが、不況期にボーナスによる賃金調整を受け易かったとも見ることができる。元々、事業主負担減以外の理由によって最適なボーナス割合が決まっていたとすれば、実質保険料率の変化と総収入の変化の関係は単純ではないかもしれない。尚、デ

³⁴ 総報酬制の導入によってどのような労働者の保険料負担が高くなったと考えられるかについては、安部(2006)の試算を参照のこと。

一夕の性質上、本来異なりうる組合健保の保険料を一律に政府管掌健康保険の値で代理しており、また保険料が課される限度額の存在についても捨象しているため、以上の結果は非常にラフなものであることは否めない。

===>>> 表 8 をここに挿入 <<<===

6. 帰着の実相：様々な調整メカニズム

既存研究の結果と 4 節及び 5 節の分析を総合すると、海外の結果とは対照的に、日本では事業主負担は明確に賃金低下という形で労働者に帰着していないように思える。このことから、海外では事業主負担が実は労働者の負担になっていると言えるが、日本においては事業主負担を労働者が被っている事実はなく、よって企業が名目通りに負担している（口利益を削っている）ということになるのだろうか？この節では、事業主負担の変動と賃金の間に直接的な対応関係が見えにくいケースを考察してゆくことにする。

6-1. 長期的な契約

そもそも、3 節の理論整理でも触れたように、事業主負担増が大きな賃金低下につながっていても、雇用減少という形で労働者に帰着している可能性はある。労働需要の弾力性が小さかったり、労働供給の弾力性が大きかった場合、また労働者が社会保険の給付を評価していない場合には、賃金低下が小さい代わりに雇用減少が起きる。加えて、賃金調整が最低賃金などの制度要因によって妨げられれば、賃金カットではなく雇用削減につながる。但し、誘導形による推定では、それらを識別することはできない。

だが、事業主負担増に直接的に反応した賃金低下あるいは雇用減少のいずれも見られなかったとしても、企業が単純に利益を減らして保険料を負担していると考えすることは早急かもしれない。保険料負担の変化に対する企業の調整手段は、もう少し緩やかなものがある可能性がある。

たとえば 4 節での分析は、ある労働者グループ（40 歳以上の被用者）に関して生じた事業主負担がその労働者グループ自身の賃金によって調整されることを前提としていた。しかし、企業と労働者が長期的な関係を暗黙的に結んでいると考えるならば、事業主負担増が生じたからといって、それが即座に、既に雇われている労働者グループの賃金に反映されるとは限らない。その代わりに、新しく採用される者から賃金が抑制されるといったことも考えられる。もしくは特定の労働者グループについてのみ生じた事業主負担が、労働者に満遍なく帰着するということもありうる。また、雇用量による調整にしても、実質的に解雇が制限されている日本においては瞬時に行うということは難しい。日本企業では、雇用削減の必要が生じた際にはまず採用の抑制から行われ、自然減を待つのが一般的であるとされている。事業主負担が増加した際にも中長期的な採用計画の見直し等によって調整が図られていたかもしれない。その場合には、中高年層に生じた事業主負担が、採用減

という形で若年層によって負担されていたと見ることもできる³⁵。

筆者が複数の企業に対して行ったヒアリング調査³⁶でも、給与をカットすることに対しては、モチベーションの低下等の理由から大きな抵抗があるとの意見が聞かれた³⁷。ただ、これも基本給部分についてのみのことである。賞与などの部分は業績に連動していることが多く、事業主負担の増加によって利益が減れば、総報酬額で見た給与は減ることも予想される。

6-2. 福利厚生への影響

4 節や 5 節の分析が暗黙のうちに仮定していたもう一つの点は、「賃金」が現金給与のみによって構成されているということである。労働者への報酬には現金給与の他に、社宅や保養所・財形といった法定外福利（福利厚生）もある。西久保（2005）は、近年の法定福利負担の増大が、企業に法定外福利の整理・縮小を促した可能性を指摘している³⁸。90年代の長期にわたる不況の中で人件コスト削減圧力に晒された企業は、一方では法定福利負担の上昇に直面し、法定外福利に手を付けざるをえなかったのである。もし企業が現金給与以外の部分で、労務コストを調整しているとしたら、「賃金構造基本統計調査」のようなデータでは捉えきれないことになる。ここで重要になるのは、法定福利負担が増えたとき、なぜ現金給与ではなく福利厚生をカットするのかということである。名目賃金に下方硬直性が存在すると、労務コストの上昇が起こったとしても現金給与による調整は行いにくい。特に低インフレ下においては賃金による調整が極めて困難になる。福利厚生は名目賃金ほどには下方硬直性がないと思われるので、低インフレ時には福利の削減が優先して行われる確率が高い。1950年代から1970年代までの米国における労働争議に関するデータを用いて、福利削減を巡る労働争議の発生確率と景気循環との関係を確認した Oyer(2005)によれば、物価上昇率が高い時期ほど福利削減を争点とした労働争議は発生していないという。企業は報酬を福利厚生で支払うことで、将来、業況が悪化した際に人件コストを節約しやすくなるが、特に低インフレ下でそのメリットが大きいことになる。このロジックを援用すると、高インフレ下であれば、社会保険料負担が上がっても福利の削減という手段は用いないが、低インフレ下であれば社会保険料負担の増額に応じて福利をカットして対応するといったことが予想される。

³⁵ 尚、以上のような傾向は「契約期間に定めのない雇用」においては妥当であると考えられるものの、有期契約においては必ずしも当てはまらず、むしろ直接的な賃金調整が行われていることも考えられる。しかし、実証分析において、社会保険が適用されている有期契約の労働者だけを抽出してくることはデータの制約上難しい。

³⁶ ヒアリングの詳細については補論を参照のこと。

³⁷ もちろん、企業は市場賃金を与件としているはずなので、自社だけが賃金を下げるということは経済理論的にもありえないと見る向きもあろう。

³⁸ 西久保(2005)は、生命保険文化センターの「企業の福利厚生制度に関する調査」（2002年）を再集計し、「法定福利費などの負担増」を問題と認識している企業ではそうでない企業に比べて、今後の廃止・縮小を検討している福利厚生制度数が倍近くに昇ることを見出している。

===>>> 図3をここに挿入 <<<===

図3は、日本経団連の「福利厚生費調査」を用いて、退職金を除く一人あたり人件費総額に占める各費目（現金給与額・法定福利費・法定外福利費）の割合の対前年伸び率を過去20年についてみたものである。図3から、法定福利費の割合と法定外福利費の割合は90年代中頃まで同じ伸びのパターンを示していたことがわかる。しかし、90年代末になると法定福利と法定外福利は相反した動きを示すようになり、一方の増加は他方の減少を意味するようになった³⁹。これは日本経済がデフレ下にあった時期と対応している。現金給与は（その総人件費に占める割合が元来高いこともあり）一貫して小さな変動に留まっていた。デフレによって実質賃金の調整が難しくなった日本企業が、法定外福利の調整によって法定福利費をやり繰りしていたと解釈できそうにも思えるが、これだけでは本当のところはわからない。筆者が行ったヒアリングでは、法定福利負担の動きと法定外福利の傾向を関連付けて考える意見も一部に聞かれたものの、全体としては明確に認識している様子は窺えなかった。社会保険料の負担増に応じて福利厚生を調整弁として使うためには、もともと福利厚生がある程度手厚い必要がある。福利厚生は典型的には規模の経済性が働くと思われるので、その多寡は企業規模によって異なるだろうし、様々な経緯によってもまちまちであると思われる。法定福利と法定外福利の関係は今後の研究課題の一つであると考えらる。

6-3. 非正規雇用等の他の生産要素への代替

健康保険や厚生年金においては、労働時間が通常の就業者の4分の3以上でない限り、適用対象とならない⁴⁰。そのため、パートタイマーなど短時間の非正規労働者はたとえ社会保険料負担が引き上げられても影響を受けず、相対的なコスト・アドバンテージを持つとされる⁴¹。社会保険料負担を嫌う企業が、事業主負担の増大に応じて正規雇用から非正規雇用への代替を進めてきたといったことはよく言われることである。

2節の分析で、労働需要の賃金弾力性が大きい場合には事業主負担が賃金低下という形で労働者に負担されやすいことに触れた。正規の労働者を他の生産要素に代替させやすい場合、労働需要の賃金弾力性は大きくなると思われるので、事業主負担が増加したとき正規労働者は大きな賃金低下を受け容れることになる。逆に言うと、代替の弾力性が大きいにもかかわらず、なんらかの理由（たとえば最低賃金制度等の要因）から正規労働者の賃金

³⁹ 90年代末頃から法定福利費と法定外福利費の動きが逆相関しているように見えるのは、総人件費に占める割合ではなく、実際額の伸び率で見た場合でも同じであった。

⁴⁰ 逆に、非正規雇用であっても労働時間の長い労働者については社会保険に加入していることが知られている。

⁴¹ 雇用保険については、1年以上の雇用が見込まれれば週20時間以上の労働時間で加入が認められる。

には転嫁しえない時に、他の生産要素への代替が起きることになる⁴²。非正規雇用等への代替が進むとされるのもこのケースである。非正規雇用への代替と事業主負担との関係を定量的に検証したものは筆者の知る限り無いが、厚生労働省の「パートタイム労働者総合実態調査」（2001年）は、全国の事業所に対してパート等労働者⁴³を雇用する理由について複数回答で聞いている。

===>>> 図4をここに挿入 <<<===

それによれば、「人件費が割安だから」と答えた事業所の割合が最も高く（65.3%）、たしかに企業はコスト上の利点からパート労働者を用いているようである。しかし、更に人件費が割安という理由を挙げた事業所に対して、具体的に人件費のなかのどの項目が割安だと思うか訊ねると（図4）、「賃金」・「賞与」・「退職金」が割安だとする事業所の割合が最も高く、「法定福利費」を挙げる事業所の割合は「パート」（短時間非正規）について32.4%、「その他」（長時間非正規）については22.6%に留まっている。つまり、正規-非正規の間には現金給与面での格差が厳然としてあり、そのことが企業にコスト面での利便性を与えているのである。社会保険料の事業主負担の存在は、必ずしも非正規雇用を雇う大きな動機とはなっていないように見受けられる。

企業に対するヒアリングでも、社会保険料負担が少なくても短時間非正規雇用へ単純に代替することは難しいという声が聞かれた。ある会社では、事務員であっても英語でのコミュニケーションが必須となるので、そのような人材をパートで確保することはなかなかできないということだった。非正規雇用などの他の生産要素への代替は、企業の生産構造によって事情が大きく異なるようだ。

7. まとめ

本稿では、社会保険制度が労働需要側の行動に影響を与えうる例として、社会保険料の事業主負担が賃金や雇用量に及ぼす影響について焦点をあて、主に実証的な観点から議論した。標準的な経済理論は事業主負担が増せば、賃金や雇用量が減少することを予想する。初年度にサーベイを行った結果、初期の実証分析では集計度の高いデータを用いて、各種社会保険料を足し合わせた総保険料率と賃金や雇用量との関係を見ていたが、その後、実証分析はマイクロ・データに土台を移し、個別制度に焦点を当てることが多くなっていったことがわかった。近年では、どのような保険料負担の変化が大きな影響を及ぼすのか、

⁴² 4節の介護保険制度の事例においても、40歳以上層のみに生じた事業主負担が、他の年齢層（若年層）へ労働需要をシフトさせていたという可能性も考えられる。

⁴³ 「パートタイム労働者総合実態調査」では、（パートタイマー、アルバイト、準社員、嘱託、臨時社員等の名称に係わらず）1週間の所定労働時間が正社員よりも短い労働者を「パート」とし、正社員以外の労働者で1週間の所定労働時間が正社員と同じか長い者を「その他」として扱っている。

どのような労働者が大きな負担をすることになるのかといった点に研究の焦点が当てられるようになってきている。海外の実証研究は概ね理論による予測と統合的な結論を見出していると言える。

一方で日本では、社会保険料の事業主負担について多くのことはわかっていない。その理由の一つは、日本では自然実験としてふさわしいような制度変更が少なかったからであると考えられる。計量分析上、保険料率の外生性を保証するような制度変更が行われなかったこともあり、日本におけるこの分野の既存研究は一貫した結論を示していない。しかし、日本でも、近年行われたいくつかの制度変更は工夫次第で自然実験として有用であると思われる。そこで、本年度は介護保険制度と総報酬制の導入を取り上げて、定量的な分析を試みた。介護保険制度は、40歳以上か40歳未満かによって事業主負担の有無が異なるが、2000年前後の賃金変化を年齢階層別に見たところ、男性の40歳以上層において有意な賃金低下が見られた。このことはある労働者グループに新たに生じた事業主負担が当該グループに帰着していたことを示唆する。しかし、更に頑健性について検討を行うと、それが本当に介護保険制度によって引き起こされていたかどうかは明確にならなかった。また、2003年に健康保険と厚生年金に導入された総報酬制では、それまで月収と賞与で別々の料率で掛けられていた保険料が2003年以降、同率で課せられるようになった。この総報酬制導入による保険料率の変化についても賃金への影響を見たところ、マイナスの影響が確認された。だが、給与をボーナスでもらう割合の高かった者ほど賃金低下が大きかったという事実は、ボーナス割合の高かった者ほど不況時に賃金調整が行いやすかったということを反映しているだけかもしれない。以上のように、自然実験アプローチに基づいた推定方法でも、賃金への影響を見るかぎり、帰着の証拠は明確には見出されなかった。このことから、海外においては事業主負担も結局労働者が負担していると言えるが、日本では事業主負担はその言葉通り企業が負担することになっているという結論が導かれることになるのだろうか。そもそも、賃金に対して負の影響を持っていなくても雇用量に影響していることが考えられるが、それ以外にも事業主負担の変化と賃金・雇用量の直接的な共変動を見えにくくしている事情があると思われる。そこで、本年度は、単純な帰着を想定した計量分析ではとらえきれない部分についての考察も行った。企業と労働者の長期的な関係、現金給与以外の報酬（＝法定外福利）、他の生産要素への代替といった可能性は、観察される賃金と事業主負担の対応関係を希薄なものにしているかもしれない。本稿の最後に、事業主負担の帰着を実証的に検証するにあたって上で述べた以外に今後留意すべき点と、それらの意味解釈について述べる。

本稿における介護保険制度の分析も含めて、日本で、事業主負担と賃金の関係が曖昧にしか観察されないのは、そもそも保険料率の変化がそれほど大きくないという理由にもよると考えられる。保険料率の小さい変化に対して、賃金や雇用量の変動を確かめようとすれば必然的に他の要因による影響と識別することが難しくなる。企業による調整も、ある閾値のようなものがあって行われているとすると、企業の、微少な負担の変化に対する反応

と、大きな負担への反応は当然異なってくるだろう。よりはっきりと帰着の様子を見るためには大きく料率が増えるケースを扱うことも重要になってくる。そのことが、研究者をしてドラスティックな制度変更例を探させる強い誘因となっているが、大きな制度改変が行われぬ限り精度の高い予測も得られないというのであれば、計量的な予測をする意義はなんだろうか。また、大胆な制度改変が行われるのは、時に「特殊な状況」の産物であることが多い（たとえば、社会保険制度自体が破綻寸前であった等）。特殊な状況に基づく分析結果をどのように解釈してゆくのか。これは、自然実験アプローチに常についてまわる問題とも言える。

関連することだが、社会保険制度の種類によっても、また労働者によっても帰着の様相は異なろう。先に言及した Summers(1989)の指摘に従えば、労働者が社会保険給付の価値を高く評価すればするほど、賃金の削減が受け入れられやすいことになる。年金のようにいづれは確実に給付を受け取れる仕組みと、疾病してから初めて給付が受けられるものでは、各労働者によって価値評価は異なるかもしれない。そのような観点からも、実証結果の解釈を導く際には注意が必要になる。

社会保険料の事業主負担がもし賃金や雇用量の減少をもたらしているとすれば、必然的に、それを回復するために事業主負担を軽減すべきという主張につながりがちである。だが重要な点は、事業主負担を軽減することで減少した社会保険料収入をどのように補うかということである。現実にはある一つの財源だけを変えることなどできない。従って、事業主負担を軽減することで賃金や雇用量が増えると予想されても、それらに代わる徴収手段がマクロ経済に対してどのような影響を及ぼすのかという視点が更に重要とってくる。それらの問いに答えるにはマクロ・モデルによるシミュレーションといったことも必要かもしれない。

先行研究や本稿の分析より、日本では、事業主負担ははっきりとした賃金低下という形で労働者の負担にはなっていないように見える。しかし、そのことは事業主が負担のすべてを被っているということではない。従って、企業の国際競争力回復のために事業主負担を軽減すべきという主張には単純にはつながらないと考える。実証方法を更に工夫し、精緻にすることで帰着の実際を確かめる作業を進めると同時に、それらの結果とインプリケーションとの整合性についても熟慮することが肝要である。

参考文献

- 安部由起子, 2000, 「健康保険組合における老人保健拠出金の現状」『医療経済研究』vol.7: 5-35
- 安部由起子, 2006, 「総報酬制と年金・健康保険料負担？雇用形態別の分析」『日本経済研究』54: 126-136
- 岩本康志・濱秋純哉, 2006, 「社会保険料の帰着分析 -経済学的考察-」『季刊社会保障