

介護保険料の帰着分析^{*}

石崎 亜由美[†]

要約

日本で 2000 年に導入された介護保険制度では、40 歳以上の労働者が保険の対象となり、労働者と事業主が折半してこの保険料を負担することになった。もし、40 歳以上の労働者の賃金が制度の導入後に減少していたならば、保険料の事業主負担は賃金の減少という形で労働者に帰着していたと考えられる。そこで本稿では介護保険制度を自然実験として、制度の対象となる 40 歳以上の労働者の賃金が、制度の対象とならない 40 歳未満の労働者の賃金と比較して、介護保険の導入後に減少したのかどうかを **Difference-in-Difference** の手法を使って分析を行った。データは集計データである「賃金構造基本統計調査」と、個票データである「社会階層と社会移動 全国調査」の 2 種類を用いた。推定の結果、制度の導入後、40 歳以上の事務系職種の労働者に限って有意に賃金の減少が確認された。

また、この推定が適切かどうか確認するために、年齢の境界を 35 歳にした場合と 45 歳にした場合、そして制度導入前の 1998 年-1999 年のデータを用いて頑健性の検討を行った。その結果、1998 年-1999 年間では 40 歳以上の労働者の賃金が減少していなかったが、年齢の境界を 35 歳や 45 歳に変更した場合、介護保険導入後に賃金の減少が確認された。したがって、制度変更後に観察不可能な要因で制度対象者の賃金が減少していたのであり、介護保険料は労働者に帰着していなかったと考えるのが妥当であろう。

キーワード：介護保険制度 社会保険料の帰着 自然実験 **Difference-in-Difference**

^{*} 本稿の執筆にあたり、岩本康志先生には熱心な指導と多くの助言をいただいた。この場を借りて厚くお礼申し上げたい。本稿で示した見解は全て筆者個人の見解であり、所属組織やご指導いただいた先生の見解を示すものではない。また、本稿にあり得る誤りや主張の一切の責任は全て筆者に帰するものである。

さらに、本稿は東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターより日本社会学会調査委員会「社会階層と社会移動 全国調査」のデータの提供を受けた。こちらも記して感謝申し上げます。

[†] 東京大学大学院 公共政策教育部 公共政策学専攻 経済政策コース 2年

1. はじめに

日本では年金保険、健康保険、介護保険、雇用保険、労災保険といった社会保険が整備されている。これらは老齢、疾病、失業、労働災害などのリスクに備えて各人が保険金を拠出し、リスクが顕在化したときに経済的な保証が受けられる制度である。リスクの発生確率やリスクに対する耐性は個人によって異なるため、社会保険制度をつくり効率的なリスクシェアリングを行う。保険は市場による供給が可能であるにもかかわらず政府が保険市場に介入する理由は、市場の失敗、所得再分配、パターンナリズムなどが考えられる(Chetty and Finkelstein, 2013)。政府が強制加入の保険を提供する理由として、とくに経済学では市場の失敗が重視されている。各人がとる行動やリスクの大きさは保険提供者には観察不可能であるため、情報の非対称性が生じている。民間保険の場合、情報の非対称性が生じていることで逆選択とモラルハザードという2つの問題が生じ、保険の提供が困難になる。逆選択とは保険の恩恵を受けやすいリスクの高い者が多く保険に加入することで保険の運営がなりたくなってしまふことであり、モラルハザードとは個人が保険に加入することでリスクを顕在化させないよう努力するインセンティブが損なわれることである。このような市場の失敗によって保険が過少供給になるおそれがあり、政府が保険を提供する必要性が生じてくる。さらに、働く意欲があっても疾病や障害・老齢・失業などのリスクが生じてしまい働くことが困難になってしまった場合、人々の生活を保証する所得再分配機能も社会保険は担っている。社会保険は不測の事態が起きた場合でもプールした保険料から給付が受けられるため、所得が大きく落ち込むのを防いでくれる。したがって、社会保険は所得や消費を標準化する役割を果たす。また、こうした保険制度は人々にとって「価値のあるもの」とみなして政府が供給することはパターンナリズムの現れとみなすこともできる。

こうした社会保険制度は人々が保険料を拠出することで成り立っており、保険に加入する個人のみならず、労働者を雇用する事業主(企業)も保険料を支払っている¹。これは直感的には労働者と事業主がともに負担を分かち合っているように思えるが、経済学では事業主の負担部分が賃金の減少という形で労働者に転嫁されていると考える。こうした分析テーマは社会保険料の帰着とよばれており、理論と実証の双方の研究が数多く蓄積されている²。日本での実証分析では、Tachibanaki and Yokoyama(2006)による社会保険料の事業主負担は労働者の賃金減少をもたらさないとするものと、Komamura and Yamada(2004)による事業主の社会保険料負担のほとんどが労働者の負担に転嫁されているとするものの極端な結果が報告されていた。岩本・濱秋(2006)はこれらの研究にはトレンドの影響と賃金と保険料率の逆因果性の問題があることを指摘して Tachibanaki and Yokoyama(2006)の分析の再現を行い、社会保険料の事業主負担が部分的に労働者に転嫁

¹ 労災保険は事業主のみが保険料を負担している。

² 社会保険料の事業主負担の理論を紹介している文献として太田(2004)が、日本の実証研究に関するサーベイとしては太田(2008)がある。

されていることを示した。

酒井・風神(2007)では 2000 年に介護保険制度が導入されたことを自然実験とみなし、社会保険料の事業主負担が労働者に帰着するかどうか検証を行った。介護保険制度は 40 歳以上の労働者も被保険者になっており、事業主と労働者が折半して介護保険料を負担している。酒井・風神(2007)はこの点に着目し、保険料負担が課される 40 歳以上の労働者を処置群、保険料の負担が課されない労働者を対照群とし、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」のデータと **Difference-in-Difference** の手法を用いて分析を行った。その結果、処置群では賃金の減少が起きていたものの、処置群を 35 歳以上の労働者や 45 歳以上の労働者に変更して反事実的な推定を行った場合も賃金の減少が確認されており、介護保険制度の導入によって賃金が減少すると断定するまでには至らなかった。

本稿では酒井・風神(2007)の分析を発展させつつ、介護保険制度を対象に保険料の帰着の分析を行った。酒井・風神(2007)からの変更点は以下の 3 点である。まず 1 つめに、酒井・風神(2007)では「賃金構造基本統計調査」の 1997 年-2002 年の 6 年間のデータを制度導入の前と後で 3 年ごとに分け、それぞれの平均をとることで 2 時点間のデータに直して分析を行っていたが、本稿では観察不能な要因の影響をできるだけ小さくするために制度導入の前と後で 1 年ずつの 1999 年-2000 年のデータを用いて分析を行った。2 つめに、「賃金構造基本統計調査」は個票データではなく、このデータを使った分析では留保賃金を下回った労働者をサンプルに加えていないためにサンプリング・バイアスの問題が生じている。こうした問題に対処するために、個票データである日本社会学会調査委員会「社会階層と社会移動 全国調査」のデータを用いて分析を行った。3 つめに、推定結果の頑健性を確認するために、酒井・風神(2007)と同様に処置群の境界を 35 歳と 45 歳に設定して分析を行うのみならず、制度が導入される前の 1998 年-1999 年のデータを使って反事実的(counterfactual)な分析を行った。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2 節では社会保険料の帰着の分析に関する理論を図とモデルを用いて解説した後、海外と日本の実証分析をまとめる。3 節では 2000 年に導入された介護保険制度の解説を行う。4 節では本分析で用いる **Difference-in-Difference** の推定モデルの紹介を行う。そして、5 節と 6 節では 4 節のモデルをもとに集計データである「賃金構造基本統計調査」を用いた分析と、個票データである「社会階層と社会移動 全国調査」を用いたそれぞれの推定の結果を示す。ここでは事務系の労働者で 40 歳以上の対照群の賃金が有意に減少しており、介護保険料の事業主負担が労働者に転嫁されているという推定結果が得られた。そして、7 節ではこうした推定結果の頑健性の検討を行った。その結果、制度が導入されていない 1998 年-1999 年のデータを用いて分析を行っても処置群である 40 歳以上で有意に賃金が減少していることは確認されなかったが、処置群の年齢の境界を 35 歳や 45 歳に変更した場合には有意に賃金が減少しており、酒井・風神(2007)と同様、必ずしも 40 歳以上の労働者の賃金が介護保険導入後に減少しているとは断定できなかった。最後の 8 節ではこれまでのサーベイと推定結果をふまえて、本稿の結

論と残された課題について記述する。

2. 社会保険料の帰着に関する先行研究

2.1. 理論的背景

租税や社会保険の帰着に関する分析は、海外では payroll tax の分析として研究が蓄積されている。本項ではまず、図を使った整理をしたあと、モデルを使って社会保険料の帰着に関する理論の紹介を行う³。

日本の社会保険は労災保険を除いて労働者と企業の双方に保険料が課されている。ここでは、企業と労働者に保険料が課された際に賃金と雇用量にどのような変化が起きるか場合分けをしながら検討する。

図1の D と S はそれぞれ労働需要曲線と労働供給曲線を表しており、グラフの縦軸が単位時間あたりの賃金 w を、横軸は単位時間あたりの雇用量 E を表している。当初の労働需要曲線と労働供給曲線はそれぞれ D_0 、 S_0 である。完全競争の下での均衡点は A 点で表され、このときの雇用量と賃金はそれぞれ E_0 、 w_0 である。ここで、企業に対して t の社会保険料が課されるようになった場合を考える。雇用量が E_0 のとき、企業は賃金と保険料をあわせた労働コストを w_0 に収めようとする。労働需要曲線の高さは企業が支払ってもよい賃金を表しており、保険料が課されると労働需要曲線は社会保険料の t だけ下にシフトして D_1 で表されるようになる。労働需要曲線がシフトすると均衡点が図1の B 点に移動し、雇用量は E_0 から E_1 に減少する。したがって、労働者が受取る賃金は w_0 から w_1 に減少し、企業が労働者を雇うコストは w_0 から $w_1 + t$ に増加している。企業にのみ社会保険料を課しても、賃金と雇用量の減少という形で労働者もその影響を受けることになる。

図1 企業に社会保険料を課した際の効果

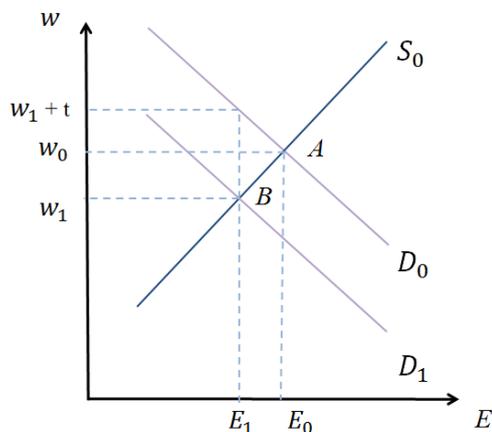
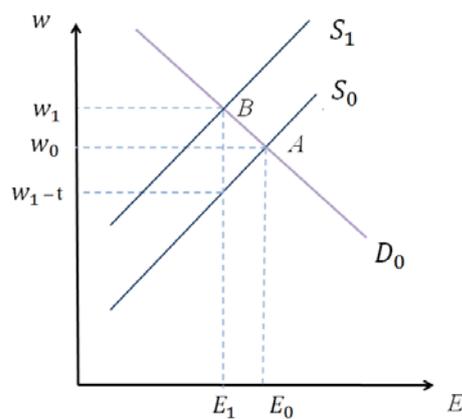


図2 労働者に社会保険料を課した際の効果



³ Gruber(1997)、Tachibanaki and Yokoyama(2006)、Borjas(2010)などを参照

次に、図 2 を使って t の社会保険料が労働者に対して課された場合について考える。保険料を課される前の労働需要曲線と労働供給曲線はそれぞれ D_0 、 S_0 であり、A 点で均衡している。労働供給曲線の高さはある単位時間当たりの雇用量に対してどれだけの賃金を要求するかを表しており、A 点の場合は雇用量 E_0 に対して労働者は w_0 の賃金を要求する。しかし、保険料が課されると、 E_0 のとき労働者は $w_0 + t$ の賃金を要求するようになるため、労働供給曲線は S_0 から S_1 へシフトする。このとき、均衡点は B 点に移動する。B 点では企業の支払う賃金は w_0 から w_1 に増加し、労働者が受けとる手取り賃金は w_0 から $w_1 - t$ に減少している。さらに、雇用量は E_0 から E_1 に減少している。労働者にのみ社会保険料を課しても企業が労働者を雇用するコストは上昇し、雇用量は減少するため、労働者のみならず企業も社会保険料の影響を受けることになる。

このようにみても、社会保険料が企業に課されたときも労働者に課されたときも、双方が影響をうけることになる。企業と労働者で社会保険料負担の割合を変えても労働需要曲線と労働供給曲線から導かれる賃金と雇用量に与える影響は変わらないため、政策上、社会保険料の負担割合を議論することは政策上重要ではない。社会保険を課されたときの賃金と雇用量の変化は保険料負担の大きさと労働需要曲線と労働供給曲線の形状（労働需要の弾力性と労働供給の弾力性）に影響をうける。

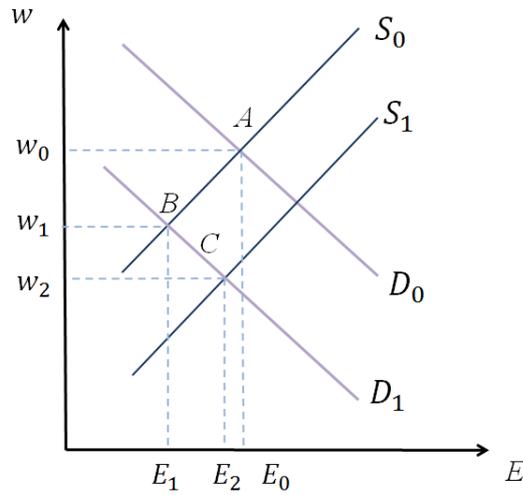
Summers(1989)⁴は、社会保険は税と違って給付と負担のつながりが明確であり、それをモデルに反映する必要があると述べている。ここでもう一度、企業に社会保険料が課される場合の状況を考えよう（図 3）。社会保険料が課される前は、労働需要曲線 D_0 と労働供給曲線 S_0 が A 点で均衡している。このとき雇用量は E_0 、賃金 w_0 である。企業に社会保険料が課されると、労働需要曲線が下にシフトして D_1 に移り、均衡点は B 点に移るのは図 1 を説明した際と同様である。雇用数は E_0 から E_1 に減少し、労働者の賃金も w_0 から w_1 に減少する。

しかし、労働者が保険料負担に対して受けられる給付を便益として認識している場合は、雇用量に対して受けられる賃金以外の便益が大きくなり、労働者が労働時間を調整することで労働供給曲線が下にシフトする。このようなケースは、例えば労働災害をうけたときの労災保険や、失業した際の雇用保険などが考えられる。労働供給曲線は S_1 に移り、均衡点は C で表される。雇用量は E_2 、賃金は w_2 に移り、いずれも A 点と比較すると減少しているものの、B 点と比較すると雇用量の減少幅は小さく、賃金の減少幅は大きい。労働需要曲線と労働供給曲線の形状によっては雇用量が減少しない場合も考えられる。

一方で、年金保険や介護保険の場合は労働者が恩恵を受けるまでにタイムラグがあり、社会保険給付の便益を感じにくいいため、労働供給曲線が下にシフトするとは考えにくい。このような場合、社会保険は税を課した場合と同様の効果をもたらす。企業に課税すると労働需要曲線は下にシフトするのみで、労働供給曲線が下にシフトすることはない。労働者が社会保険給付の便益を感じない場合は、便益を感じる場合よりも死荷重が大きくなる。

⁴ 厳密には、Summers(1989)は Mandated Benefit と Public Provision の違いを議論している。ここでは、Mandated Benefit を社会保険給付、Public Provision を税金による社会保障給付として議論する。

図 3 労働者が社会保険給付の便益を感じる場合



社会保険料の負担がどれだけ雇用や賃金に影響を与えるか考える際には、労働需要と労働供給の弾力性のみならず、労働者が支払った社会保険料の対価としてどれだけ社会保険給付の便益を認識しているのかも重要である。労働者が給付の便益を認識していない場合は、保険料を課した場合の効果は税金を課した場合と同じであるが、労働者が便益を認識している場合は賃金の減少率が大きく、税金を課した場合と効果が異なるため区別が必要である。

次に、モデルを使って社会保険の帰着の分析を考える⁵。労働需要と労働供給がそれぞれ以下のように表されるとする。

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

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

w は課税前の賃金を、 t_f は社会保険料の事業主負担分を、 t_e は社会保険料の労働者負担分を表す。 a は労働者が負担する社会保険料のうち給付の便益を感じる度合い、 q は事業主負担の社会保険料のうち労働者が給付の便益を感じる度合いを表すパラメータである。労働需要曲線と労働供給曲線が均衡している場合、事業主負担が上昇すると賃金がどのように変化するかは次のように表される。

$$\frac{dw/w}{dt_f} = \frac{\eta^S q - \eta^D}{\eta^D(1 + t_f) - \eta^S(1 - at_e + qt_f)} \quad [3]$$

η^D は労働需要の弾力性を、 η^S は労働供給の弾力性を示している。 $(\eta^D \leq 0, \eta^S \geq 0)$

ここで、パラメータや労働需要と労働供給の弾力性が極端な値を示しているケースについて、場合分けをして考えてみよう。ここでは、①労働者が社会保険給付の便益を負担した保険料の分だけ感じる時 ($a=0, q=1$)、②労働者が社会保険給付の便益をまったく

⁵ Gruber(1997)、Tachibanaki and Yokoyama(2006)、岩本・濱秋(2006)などを参照。

感じないとき ($a=1$ $q=0$)、③労働需要の弾力性が無限大のとき ($\eta^d=\infty$)、④労働需要の弾力性がゼロのとき ($\eta^d=0$)、⑤労働供給の弾力性が無限大のとき ($\eta^s=\infty$)、⑥労働供給の弾力性がゼロのとき ($\eta^s=0$) の6つのケースを取り上げる。

①労働者が社会保険給付の便益を負担した保険料の分だけ感じるとき ($a=0$ $q=1$)、③労働需要の弾力性が無限大のとき ($\eta^d=\infty$)、⑥労働供給の弾力性がゼロのとき ($\eta^s=0$) の3つのケースでは、[3]式は次のようになり、社会保険料の事業主負担を上げると、 $t_f \geq 0$ であるから労働者の賃金が減少することがわかる。

$$\frac{d^w/w}{dt_f} = -\frac{1}{1+t_f} \quad [4]$$

とくに、社会保険制度が新たに設けられて制度導入前の保険料の事業主負担がゼロ ($t_f=0$) であった場合、[4]の値は-1となるので、事業主負担が1%増えると賃金が1%減少し、社会保険料の負担の増加分は完全に労働者に帰着することになる。特に①の場合のように、労働者が社会保険の便益を感じていれば、社会保険料を課したときの効果は税とは異なる。このようなケースは労災保険や雇用保険、各種保険から支給される出産・育児の給付金などがあげられる。労働者が社会保険給付の便益を認識している場合、認識していない場合とくらべて死荷重が小さくなり、総余剰が大きくなる。

②労働者が社会保険給付の便益をまったく感じないとき ($a=1$ $q=0$) では、[3]式は次のように表される。

$$\frac{d^w/w}{dt_f} = -\frac{\eta^d}{\eta^d(1+t_f) - \eta^s(1-t_e)} \quad [5]$$

このような場合では社会保険料を課したときの効果は税を課した場合と同じになる。年金保険や介護保険などがこのようなケースに該当すると考えられる。

④労働需要の弾力性がゼロのとき ($\eta^d=0$) および⑤労働供給の弾力性が無限大のとき ($\eta^s=\infty$) のとき[3]式は次のようになる。

$$\frac{d^w/w}{dt_f} = -\frac{q}{1-at_e+qt_f} \quad [6]$$

さらに、④・⑤の場合で、労働者が事業主の負担した社会保険料に対して社会保険給付の便益をまったく感じない場合($a=1$ $q=0$)、[6]はゼロになり、賃金は変化しないことになる。

以上はパラメータや弾力性が極端な値のときに社会保険料の事業主負担が上昇で賃金がどのように変化するかを検討したが、実際にはパラメータや弾力性の値は多様な値を取りうる。いずれにせよ、社会保険料の事業主負担分が労働者に転嫁されて賃金がどれだけ減少するかは、パラメータ a , q と労働供給の弾力性 η^s と労働需要の弾力性 η^d の値によって決定される。

2.2. 実証分析の先行研究

社会保険料の帰着については多くの実証分析がなされており、分析手法の違いで大きく3つに分類される。

まず1つめは、マクロ時系列データや国ごとのデータを用いて、労働需要関数を推定するものである。Brittain(1971)やVorman(1974)では国別の時系列データを使って分析を行い、企業は社会保険料の負担をしておらず、負担のほとんどが賃金の減少という形で労働者に帰着していることを示した。Holmlund(1983)は、スウェーデンの1960年代から1970年代の時系列データを使って社会保険料の増加が賃金の減少を引き起こすかどうか検証を行った。その結果、社会保険料の増加分の半分が賃金に帰着していることがわかった。

2つめは、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推定するものである。労働需要関数を使って社会保険料が賃金に帰着しているという研究が蓄積されていく一方で、マクロの時系列データや国ごとのデータを使った分析ではモデルが賃金に与える経済変数を的確にとらえておらず内生性の問題が発生していることが指摘されるようになった。Feldstein(1972)はBrittain(1972)の分析を批判し、労働供給の弾力性がゼロという仮定を置いていることと、クロスセクショナルデータを用いた分析では内生性の問題が生じているおそれがあり、労働需要関数と労働供給関数の両方を用いた同時方程式モデルがふさわしいと述べている。Hamarmesh(1979)はマクロ集計データではなく個票データを使って社会保険料の事業主負担が労働者の賃金に与える影響を分析した。この分析では内生性の問題に対処するために誘導型の賃金関数を使って労働需要と労働供給の両面から推定が行われている。保険料率が上げられると賃金は減少するものの、その大きさは36%程度であり帰着の程度はそれほど大きくない。また、この分析はいつ帰着がおこるかのタイミングも分析しており、社会保険料の上昇が起きて1年以内に賃金に帰着が起これることも示した。

3つめは自然実験を用いて賃金関数を推定し、政策の因果的効果を分析するものである。Gruber and Krueger(1991)は1980代の米国の労災保険が制度変更によって州ごとに保険料率や給付内容が異なることに着目して賃金関数を推定した。その結果、保険料の大部分が賃金の減少という形で労働者の賃金に転嫁されていることがわかった。また、Gruber(1994)では1970代の米国で出産・育児などの子育てに関する給付が健康保険の制度で義務付けられ、子育て世代の女性の保険料が増加したことを自然実験とみなして社会保険料の帰着の分析を行った。この分析では制度の変更の前後、制度変更がされた州とされていない州、制度が適用される処置群と適用されない対照群でそれぞれ差分をとり、Difference-in-Difference-in-Differenceの手法が用いて分析が行われた。その結果、この制度の対象となる20歳から40歳の既婚女性の賃金が減少しており、社会保険料負担が労働者に帰着していることがわかった。Gruber(1997)では1980代のチリの社会保険料の事業主負担が民営化によって大幅に引き下げられたことを利用して賃金関数を推定し、社会保険料のかなりの部分が労働者に転嫁されていたと結論づけた。Anderson and

Meyer(2000)は、米国のワシントン州ではすべての企業が一定の保険料率が設定されていたところ、1985年に経験料率方式(experience-rated tax system)が導入されて、過去にどれだけ失業保険が適用されたかによって企業の保険料率が異なるように制度変更がなされたことを利用して賃金の変化を分析した。この分析では社会保険料の負担は完全に帰着しているわけではないものの、部分的に労働者に帰着していることがわかった。

このように先行研究の多くが社会保険料の事業主負担は程度の差はあれども賃金の減少という形で労働者に転嫁されていることを示している。また、Gruber and Krueger(1991)、Gruber(1994)、Gruber(1997)などでは、社会保険料の事業主負担は雇用量にはほとんど影響を与えていないこともあわせて報告している。

日本の社会保険料の帰着の研究はマクロ時系列データを活かして分析として、Tachibanaki and Yokoyama(2006)、Komamura and Yamada(2004)、岩本・濱秋(2006)などがある。Tachibanaki and Yokoyama(2006)では1991年から1998年までのSNAなどの時系列データを用いて賃金関数を推定したが、企業の社会保険料負担の増加は労働者の賃金の減少をもたらさないと結論を出している。一方で、Komamura and Yamada(2004)では1995年から2001年の個別健康保険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たところ、健康保険料の事業主負担に関していえば労働者の賃金に100%帰着するという、Tachibanaki and Yokoyama(2006)とは逆の結果が得られた。岩本・濱秋(2006)はTachibanaki and Yokoyama(2006)の推定手法をほぼ踏襲しつつ、保険料率の上昇と経済成長による賃金の増加というトレンドを考慮するためにトレンド項とトレンド項の二乗を説明変数に加えて推定を行い、健康保険および雇用保険では保険料の事業主負担が部分的に帰着していることを示した。また、この論文ではKomamura and Yamada(2004)による推定結果は、賃金の高い企業ほど低い保険料で必要な保険料収入を確保できるために賃金が保険料率に影響を与える逆因果性が生じており、推定値に負のバイアスが生じている可能性があることもあわせて指摘している。

日本の社会保険料の帰着の分析で自然実験を用いたものとしては、酒井・風神(2007)がある。日本では2000年に介護保険が導入され40歳以上の労働者は介護保険料の負担が求められるようになったため、事業主は40歳以上の労働者の社会保険料負担が増加した。酒井・風神(2007)はこの制度に着目してDifference-in-Differenceの手法を用いて分析を行った。この分析では、制度が導入された後の40歳以上の労働者で賃金の減少が確認されたものの、年齢層の境界を35歳や45歳にしても賃金が減少するという結果が得られている。そのため、介護保険の導入によって賃金が減少したという因果関係が確認されたとはいえない。また、酒井・風神(2007)では個票データではなく、集計データを利用しており、留保賃金を下回った労働者をサンプルに加えていないことから発生するサンプリング・バイアスに対処していないという問題がある。こうしたバイアスが生じていると、推定値が絶対値で小さめに推計され、介護保険の導入によって賃金が減少したという因果関

係を確認することが困難になってしまう。

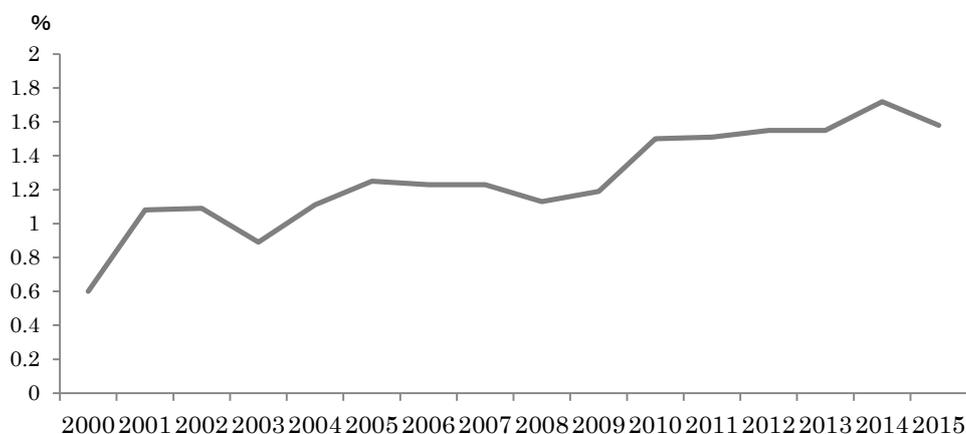
3. 介護保険制度

本節では介護保険制度の導入を自然実験として社会保険料の帰着の分析を行うにあたって、介護保険制度について解説する。介護保険制度は、それまで医療と福祉に分かれていた高齢者介護の施策を再編し、給付と負担が明確な社会保険方式によって社会全体で介護を支えるシステムとして 2000 年に導入された。加齢にともない寝たきり状態になるなどの常時介護が必要になった場合や、食事・入浴・排泄などの場面で介護が必要になった場合、それぞれ要介護、要支援の認定を受けることで日常生活に必要なサービスを受けられるようになる。被保険者は第 1 号被保険者と第 2 号被保険者に分かれており、前者は 65 歳以上の者、後者は 40 歳以上 65 歳未満の各健康保険加入者が該当する。

保険料の決定方法は介護保険制度の被保険者の種類と、加入している健康保険によって異なる。第 1 号被保険者は所得段階に応じて各町村が定額の保険料を設定される。2000 年度の全国平均では 1 人あたり月額 2885 円と報告されている。第 2 号被保険者で①被用者保険に加入している場合は、報酬に介護保険料率を乗じることで保険料を決定する。この際、介護保険料は健康保険とあわせて徴収され、労働者と事業主が折半でこれを負担する仕組みになっている。介護保険料の保険料率はどの健康保険に加入しているかによって異なるが、協会けんぽ(政府管掌健康保険)の保険料率は制度導入後の 2000 年では 0.6%、2001 年では 1.08%、2002 年では 1.09%であった(図 4)。また、第 2 号被保険者で②国民健康保険被保険者の場合、所得や資産を考慮しつつ介護保険の保険料額と医療保険の保険料額が決定される。2000 年の第 2 号被保険者の 1 人あたり平均負担額は政管健保では 3100 円、健保組合では 3930 円、市町村健保では 1280 円、国保組合では 1410 円と試算されている。

介護保険制度の財政は、1 割の自己負担分を除いて、公費と被保険者の負担はそれぞれ 50%ずつである。公費負担の 50%のうち、国が 25%、都道府県が 12.5%、市町村が 12.5%である。また、被保険者の負担の 50%のうち、第 1 号被保険者の負担が 17%、第 2 号被保険者の割合が 33%となっている(健康保険組合, 2000)。

図 4 介護保険の保険料率（協会けんぽ）



出典：全国健康保険協会(2015)より筆者作成

4. 推定モデル

本稿では酒井・風神(2007)と同様に介護保険を自然実験として社会保険料負担が労働者に転嫁されるのかどうか検証する。介護保険料の負担が生じる 40 歳以上を処置群、保険料負担が生じない 40 歳未満の労働者を対照群とし、介護保険の導入前と導入後で賃金の減少が生じたかを Difference-in-Difference(以下 DID)を用いて推定を行う。

推定にあたって、次のようなモデルを想定した。

$$\ln(\text{wage}_{it}) = \alpha + \beta_1 X'_{it} + \beta_2 \text{time}_t + \beta_3 \text{treat}_i + \beta_4 \text{DID}_{it} + \varepsilon_{it} \quad [7]$$

wage_{it} は賃金の対数値、 X'_{it} は学歴や経験年数、企業規模などの統制変数、 time_t は制度導入後ダミー、 treat_i は処置群ダミー、 DID_{it} は time_t と treat_i を掛けあわせた交差項、 ε_{it} は誤差項である。 i と t はそれぞれ個人と時間を表す変数である。DID分析で制度の効果を測るのに着目すべきパラメータの推定値は β_4 である。理論上では介護保険が導入されて保険料の負担が制度の対象となる労働者に帰着して賃金が減少していると、 β_4 の符号はマイナスになる。

労働経済学では人的資本投資と教育の収益率を推定する際に、Mincer型賃金関数がよく用いられる。本分析でも賃金関数を推定することで社会保険料の帰着について検証するにあたり、Mincer型賃金関数を参考にした。被説明変数は賃金の対数値をとり、統制変数には教育年数を反映する学歴ダミーと、経験年数と、経験年数の2乗を投入している。ここでは、日本労働市場にMincer型賃金関数があてはまるかを検証した川口(2011)の提言をもとに、教育年数は連続変換して取り扱わずに学歴ダミーとして取扱い、60歳以上は60歳未満と賃金プロファイルが不連続になるため分析対象は16歳以上60歳未満の労働者に限定している。

また、日本の労働市場は性別によって賃金プロファイルが異なると考えられる。さらに、職種はその人の学歴に依存しており、職種ダミーを統制変数とすることは不適切である⁶。そのため、賃金関数は性別・職種ごとに推定を行った。

5. 集計データを利用した分析

5.1. 利用データ：賃金構造統計基本調査

本分析ではまず酒井・風神(2007)の分析にならって集計データでの分析を試みる。集計データは厚生労働省の「賃金構造基本統計調査」を利用する。この調査は厚生労働省が毎年7月に労働者の賃金の実態を、雇用形態、就業形態、職種、性別、年齢、学歴、勤続年数、経験年数別に集計している。調査の対象は、常用労働者5人以上の民営事業所及び10人以上の公営事業所であり、毎年無作為に選ばれている。抽出方法は、まず都道府県、産業及び事業所規模別に事業所を抽出し、その後、労働者を抽出する層化二段抽出法を利用している。2000年の調査では約44,000の事業所と約113万人の労働者が回答している。

また、「賃金構造基本統計調査」では、鉱業、採石業、砂利採取業、建設業、製造業に属する労働者に限って「生産労働者」と「管理・事務・技術労働者」に区分して集計を行っている。「生産労働者」とは主として物の生産現場、建設作業現場等で作業に従事する者をいい、「管理・事務・技術労働者」とは「生産労働者」以外の者をいう。賃金関数を推定するにあたって、職種の影響も考慮する必要があるため、酒井・風神(2007)の分析と同様に、本分析では製造業のデータを利用した。

さらに、「賃金構造基本統計調査」では一般労働者と短時間労働者の回答を集計している。一般労働者は事業所における一般的な所定労働時間が適用される労働者のことであり、短時間労働者は一般的な所定労働時間が適用されない労働者ことである。短時間労働者の場合、被扶養者となっており自ら社会保険料の負担をしていない者も含まれるため、ここでは一般労働者を分析の対象とする。

賃金については「所定内給与」と「きまって支給する賃金」、「年間賞与その他特別給与」の3つについて調査されている。「所定内給与」は、労働契約や就業規則などによって定められている支給条件、算定方法によって調査年の6月分として支給された現金給与額であり、所得税や社会保険料が控除される前の額である。「きまって支給する賃金（以下、きま賃）」は、所定内賃金額に超過労働給与額を加えたものである。「年間賞与その他特別給与」は、調査前年の1年間に受け取った賞与、期末手当等特別給与額（いわゆるボーナス）

⁶ 回帰分析の推定値は他の条件を一定に(ceteris paribus)した値を表す。個人の職業選択は学歴に影響されることが大きく、職種を変えずに教育年数を増やすと想定することは仮想的にも考えることは妥当ではない。

のことである。本分析では被説明変数の賃金について以下の4種類を設定した。なお、「賃金構造基本統計調査」の賃金は名目値で記載されているため、消費者物価指数を利用して2010年の貨幣価値に実質化した。

被説明変数

- ① 所定内賃金率 = 所定内給与額 / 所定内実労働時間
- ② 「きま賃」賃金率 = 「きま賃」 / (所定内労働時間 + 超過労働時間 × 1.3⁷)
- ③ ボーナス (前年度の値を利用)
- ④ 年間所得 = 「きま賃」 × 12 + ボーナス

[7]式の統制変数 X'_{it} には、学歴ダミー (データの制約上、生産労働者については高卒ダミーのみ、事務・管理・技術労働者は高卒ダミーに加えて短大・高専ダミー、大卒ダミー)、勤続年数、勤続年数の二乗、企業規模ダミー (企業規模[中]ダミー、企業規模[大]ダミー) を投入した。

酒井・風神(2007)では制度導入前は1997年-2002年の合計6年間のデータを使っている。その際にBertrand, Duflo and Mullainathan(2002)で指摘された系列相関の問題を考慮して、制度導入前と後でそれぞれ3年間の平均値をとり2時点間のデータに直してDIDの分析を行っている⁸。しかし、本稿では6年間の観察される賃金の変化に、統制変数では制御しきれない影響を与えている可能性も考慮して、1999年と2000年の2時点間のデータを使って分析を行う。また、本節で行うDID分析が制度変更の効果を適切にとらえているかを検証するために、あたかも1998年-1999年間で制度変更があったかのように分析を7節で行う(プラーシーボ推定)。このように、制度導入前の2時点間でDID分析が適切かどうかを検証するためにも、本分析では酒井・風神(2007)とは異なり、1999年と2000年の2時点間のデータを用いる。

以上の点をふまえ、1999年と2000年の製造業の「年齢階級別きまって支給する現金給与額、所定内給与額及びその他特別給与額」(第1表F)を利用して分析を行った。記述統計は表1に示す通りである。

5.2. 分析結果

表2・表3は、介護保険制度導入前の1999年と導入後の2000年、処置群(介護保険の対象となる40歳以上の労働者)と対照群(介護保険の対象とならない40歳未満の労働者)

⁷ 割増賃金を考慮している。

⁸ Bertrand, Duflo and Mullainathan(2002)はDIDの手法を用いる際に2時点以上のデータを使うと、誤差項の系列相関の問題が生じ制度変更の影響を過大に評価されるという問題点を指摘している。標準誤差が過少推定になりt値が上昇し、本来、統計的に有意でない推定値を有意とみなしてしまうおそれがある。

表 1 記述統計表（賃金構造基本統計調査 1999-2000）

	生産労働者				管理・事務・技術労働者				
	男性		女性		男性		女性		
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
所定内給与	283.2	60.6	171.1	20.2	386.7	113.1	220.5	41.7	
「きま賃」	331.7	68.5	183.2	23.3	418.0	106.2	233.9	45.5	
所定内賃金率	1.65	0.38	0.99	0.14	2.27	0.68	1.28	0.27	
「きま賃」賃金率	1.67	0.40	0.99	0.14	2.24	0.69	1.28	0.27	
ボーナス	966.3	404.8	444.9	194.4	1684.0	808.1	766.3	394.9	
年間所得	4831.6	1187.8	2580.8	464.9	6566.1	2031.7	3494.0	897.2	
年齢	39.3	11.8	42.4	12.1	40.9	10.2	34.5	10.9	
勤続年数	14.1	8.5	10.8	4.9	16.5	9.3	9.4	6.1	
所定内労働時間	166.6	5.9	167.9	3.3	165.6	4.9	166.6	4.9	
超過労働時間	21.0	4.2	9.2	2.3	13.1	6.8	8.1	2.1	
	観測数	%	観測数	%	観測数	%	観測数	%	
学歴	中卒	108040	18.6	53016	24.7	20473	4.4	4001	2.7
	高卒	471929	81.4	162033	75.4	177180	38.2	83271	57.0
	高専・短大卒	-	-	-	-	36532	7.9	38473	26.3
	大卒	-	-	-	-	229282	49.5	20388	14.0
企業規模	5-99人	203040	35.0	95831	44.6	88410	19.1	50179	34.3
	100-999人	200262	34.5	86985	40.5	164633	35.5	54574	37.4
	1000人以上	176778	30.5	32233	15.0	510424	45.4	41380	28.3
全観測数	580,080		215,049		463,467		146,133		

表 2 平均賃金の差分（賃金構造基本統計調査 男性）

【生産労働者】

所定内給与額	2000	1999	2000-1999
処置群	334.08	333.08	1.00
対照群	238.29	236.26	2.04
処置群-対照群	95.8	96.8	-1.04

単位：千円

所定内賃金率	2000	1999	2000-1999
処置群	1.96	1.93	0.03
対照群	1.38	1.37	0.01
処置群-対照群	0.6	0.6	0.02

ボーナス	2000	1999	2000-1999
処置群	1156.7	1209.8	-53.0
対照群	760.4	776.2	-15.9
処置群-対照群	396.4	433.6	-37.2

単位：千円

「きま賃」	2000	1999	2000-1999
処置群	387.29	378.22	9.07
対照群	290.35	279.52	10.83
処置群-対照群	96.9	98.7	-1.76

単位：千円

「きま賃」賃金率	2000	1999	2000-1999
処置群	1.97	1.95	0.02
対照群	1.42	1.40	0.02
処置群-対照群	0.6	0.6	0.00

年間所得	2000	1999	2000-1999
処置群	5664.5	5627.0	37.5
対照群	4139.8	4035.6	104.2
処置群-対照群	1524.6	1591.4	-66.7

単位：千円

【管理・事務・技術労働者】

所定内給与額	2000	1999	2000-1999
処置群	470.69	472.96	-2.27
対照群	297.74	295.48	2.26
処置群-対照群	172.9	177.5	-4.54

単位：千円

所定内賃金率	2000	1999	2000-1999
処置群	2.76	2.77	-0.01
対照群	1.74	1.73	0.02
処置群-対照群	1.0	1.0	-0.03

ボーナス	2000	1999	2000-1999
処置群	2077.8	2242.4	-164.5
対照群	1157.0	1200.7	-43.7
処置群-対照群	920.8	1041.6	-120.9

単位：千円

「きま賃」	2000	1999	2000-1999
処置群	494.71	494.09	0.62
対照群	340.76	333.41	7.34
処置群-対照群	154.0	160.7	-6.72

単位：千円

「きま賃」賃金率	2000	1999	2000-1999
処置群	2.73	2.75	-0.02
対照群	1.73	1.69	0.04
処置群-対照群	1.0	1.1	-0.06

年間所得	2000	1999	2000-1999
処置群	7835.8	8042.2	-206.4
対照群	5123.1	5100.7	22.3
処置群-対照群	2712.7	2941.5	-228.8

単位：千円

表 3 平均賃金の差分（賃金構造基本統計調査 女性）

【生産労働者】

所定内給与額	2000	1999	2000-1999
処置群	170.46	168.79	1.67
対照群	174.64	172.87	1.76
処置群-対照群	-4.2	-4.1	-0.10

単位：千円

所定内賃金率	2000	1999	2000-1999
処置群	0.98	0.98	0.00
対照群	1.02	0.99	0.03
処置群-対照群	0.0	0.0	-0.02

ボーナス	2000	1999	2000-1999
処置群	417.4	448.6	-31.3
対照群	460.6	467.4	-6.9
処置群-対照群	-43.2	-18.8	-24.4

単位：千円

「きま賃」

	2000	1999	2000-1999
処置群	182.5	178.3	4.23
対照群	191.2	185.1	6.06
処置群-対照群	-8.7	-6.9	-1.83

単位：千円

「きま賃」賃金率

	2000	1999	2000-1999
処置群	0.98	0.98	0.00
対照群	1.01	1.00	0.01
処置群-対照群	0.0	0.0	-0.01

年間所得

	2000	1999	2000-1999
処置群	2541.6	2532.6	9.0
対照群	2686.0	2624.4	61.6
処置群-対照群	-144.5	-91.8	-52.6

【管理・事務・技術労働者】

所定内給与額	2000	1999	2000-1999
処置群	247.53	248.51	-0.98
対照群	209.34	207.77	1.57
処置群-対照群	38.2	40.7	-2.55

単位：千円

所定内賃金率	2000	1999	2000-1999
処置群	1.42	1.44	-0.02
対照群	1.23	1.20	0.03
処置群-対照群	0.2	0.2	-0.04

ボーナス	2000	1999	2000-1999
処置群	829.9	936.2	-106.3
対照群	700.5	728.9	-28.4
処置群-対照群	129.4	207.3	-77.9

単位：千円

「きま賃」

	2000	1999	2000-1999
処置群	260.73	260.17	0.56
対照群	224.10	220.46	3.64
処置群-対照群	36.6	39.7	-3.08

単位：千円

「きま賃」賃金率

	2000	1999	2000-1999
処置群	1.41	1.43	-0.02
対照群	1.22	1.20	0.02
処置群-対照群	0.2	0.2	-0.03

年間所得

	2000	1999	2000-1999
処置群	3864.7	3979.3	-114.7
対照群	3308.9	3304.7	4.2
処置群-対照群	555.8	674.7	-118.9

単位：千円

それぞれの平均賃金を表し、さらに差分をとったものである。賃金は、所定内給与、「きま賃」、所定内賃金率、「きま賃」賃金率、ボーナス、年間所得の6種類で、各賃金を性別・職種別に掲載している。

([制度導入後・処置群] - [制度導入前・処置群]) - ([制度導入後・対象群] - [制度導入前・対象群]) として各平均賃金の差分の差分を示したものが、各表の右下の値である。介護保険制度の導入によって制度の対象となった労働者に保険料が帰着していれば、各表の右下の値は理論上マイナスになるはずである。

表2では男性の労働者の平均賃金とその差分が示されている。生産労働者の所定内給与は制度の導入後、処置群と対照群のいずれもが賃金が増加しているが、対照群のほうが増加額が大きいので、賃金の差分の差分はマイナスになっている。だが、労働時間を考慮した、生産労働者の所定内賃金率をみると、対照群よりも処置群のほうが賃金率の増加が大きいので、平均賃金の差分の差分はプラスになっており、理論に反する結果となっている。また、管理・事務・管理労働者の所定内賃金率では、処置群は制度導入後に減少しており、対照群は増加している。その結果、賃金率の差分の差分はマイナスになっており、こちらは理論と整合的な結果となっている。

表3は女性の労働者の平均賃金とその差分を表したものである。生産労働者の所定内賃金率と「きま賃」賃金率は、処置群では制度導入前後で変化がなく、対照群では減少している。また、女性の生産労働者は年齢層の高い処置群のほうが年齢の低い処置群よりも賃金率が低いことが他の性別・職種にはない特徴である。管理・事務・技術労働者の所定内賃金率と「きま賃」賃金率は、処置群では制度導入後に減少しているが、対照群では増加している。賃金の差分の差分はマイナスになっており、介護保険制度が導入されてその対象者の賃金が減少しているという結果になった。

しかし、上記の結果は労働者の学歴や経験年数、企業規模を考慮せずに、平均賃金の変化をみたものである。これらの要因は賃金に影響を与えていると考えられるため、これらを統制した上で制度の効果を検討する必要がある。そのため、4節で提示したモデルにしたがって回帰分析を行った。ここでは、集計データを推定するにあたって、ユニットごとに労働者の数が異なるため、加重最小二乗法を使って労働者の数で重みづけを行った。この推定結果をまとめたものが表4であり、DIDの推定値のみ掲載してある⁹。まず、管理・事務・技術労働者の推定結果について検討する。男性の「きま賃」賃金率と、年間所得のDID推定値が有意に負の値になっている。推定値はいずれも-3%程度と、2000年の介護保険料の保険料率である0.6%よりも高くなっている。この推定値の95%信頼区間は、「きま賃」賃金率では-5.7%~0.4%、年間所得では-5.8%~-0.4%で介護保険料率はこの区間内に収まっており、介護保険料の負担が労働者の賃金を減少させていると考えられるものの、部分的に帰着しているのか完全に帰着しているかは定かではない。また、男性のボーナスについては統計的に有意な値は得られなかったため、保険料の負担はボーナスで

⁹ 他のパラメータの推定結果は Appendix A を参照。

表 4 推定結果（賃金構造基本統計調査 DID の推定のみ掲載）

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
所定内賃金率	0.007 (0.48)	-0.025 (-1.52)	-0.010 (-1.00)	-0.036 * (-2.11)
「きま賃」賃金率	-0.002 (-0.16)	-0.017 (-0.94)	-0.031 * (-2.27)	-0.029 (-1.82)
ボーナス	-0.039 (-0.67)	-0.054 (-0.57)	-0.045 (-1.26)	-0.135 (-1.86)
年間所得	-0.019 (-1.07)	-0.019 (-0.85)	-0.031 * (-2.26)	-0.033 (-1.89)
観測数	114	114	203	202

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

は調整されなかった可能性がある。女性の管理・事務・技術労働者では所定内賃金率が有意に負の DID 推定値が得られている。こちらも男性労働者と同様に、推定値は-3%程度となっており、介護保険料率よりも高く、過剰な推定結果がでている。

一方で、生産労働者では、いずれの被説明変数の賃金の値を使っても、統計的に有意な結果を得ることができなかつた。これらの労働者は社会保険料の帰着が起こらなかつたか、社会保険料の負担が賃金ではなく雇用量で調整された可能性がある。しかし、日本の労働者では正規雇用の者は期間の定めがなく、整理解雇を行うことも容易ではないため、ここでは社会保険料の帰着が起きていない可能性のほうが高いだろう。

酒井・風神(2007)では男性の生産労働者と男性の管理・事務・技術の労働者において、制度対象者のボーナスと年間所得が有意に減少していたが、本分析では男性の管理・事務・技術労働者の「きま賃」賃金率と女性の管理・事務・技術労働者の所定内労働賃金率で有意な DID 推定値が得られた。酒井・風神(2007)が用いた 6 年間のデータでは統制変数で制御しきれなかつた要因が混入して処置群の賃金が減少していたため、本分析の推定結果との違いが生じたと考えられる。

6. 個票データを利用した分析

6.1. 利用したデータ：社会階層と社会移動 全国調査（SSM 調査）

賃金関数を推定するには観察された賃金のデータを使用することになる。しかしこのようなデータは提示された賃金が留保賃金を上回っている労働者のみがサンプルになって

おり、説明変数と観察不能な変数の間に相関関係が生じている可能性がある。この相関関係を無視して集計データを用い、政策の因果関係の推定を行うとサンプリング・バイアスが生じてしまう。本節では集計データでは対応しきれないサンプリング・バイアスの問題に対処するために、個票データを用いた分析を行う。使用するのは日本社会学会調査委員会の「社会階層と社会移動 全国調査 ; The national survey of Social Stratification and social Mobility (以下、SSM 調査)」である。SSM 調査は日本で伝統のある大規模な社会調査の一つで、1955年の第1回調査以来、10年おきに実施されている。この調査は日本全国の20歳から69歳の男女に対して、個別面接調査と留置調査により、年齢、収入、学歴、職歴、仕事内容などを質問している。標本の抽出は、全国の区市町村を人口規模に応じて層化し、選挙人名簿から対象者を系統抽出する層化二弾無作為抽出法により行われている。1995年調査ではサンプル数8064に対し有効回答数が5357、2005年調査ではサンプル数13031に対し有効回答数が5742である。

賃金関数の推定は前節と同様に性別と職種ごとに行った。職種は事務労働者、サービス労働者、生産労働者の3種類である。事務労働者は技術者や研究者などの専門職、営業や総務などの事務職、公務員や役員などの管理的職業に就く者がこれにあたる。サービス労働者は接客や販売などの労働者が、生産労働者は建設や製造を行う職に就く者や、農林水産業に従事する労働者がこれに該当する。分析対象者は20-59歳の男女で、雇用形態は社会保険の適用対象となる正規雇用されている者に限定した。

被説明変数は本人の所得を利用した。SSM 調査では雇用先から支払われる賃金を質問する項目が存在せず、その代わりに調査前年の1年間の収入を尋ねているためこれを利用した。所得は消費者物価指数を用いて各年の所得の値を2010年の値に実質化する処理を行った。統制変数の X'_{it} では学歴ダミー（中卒ダミー、高専・短大ダミー、大卒ダミー、大学院卒ダミー）、経験年数、経験年数の二乗、企業規模ダミー（企業規模[中]ダミー、企業規模[大]ダミー）を利用した。記述統計は表5の通りである。

6.2. 推定結果

まず、学歴や企業規模等を統制しない場合の所得の変化について検討する。制度導入前後、処置群・対照群で平均所得の差分をとったものが表6と表7である。

表6は男性労働者の平均所得を表している。男性の事務労働者は、処置群の場合制度導入後に減少し、処置群の場合は増加している。そのため、制度導入後－制度導入前と処置群－対象群の平均所得の差分の差分はマイナスになっている。サービス労働者と生産労働者では、処置群と対照群のいずれもが制度導入後に所得が減少しているものの、処置群のほうが、減少額が大きいので、所得の差分の差分はマイナスになっている。

女性労働者の平均所得を表したものが表7である。事務労働者の場合、処置群と対象群のいずれも、制度導入後に平均所得が増加しており、平均所得の差分の差分はプラスの値

表 5 記述統計 (SSM 調査 1995,2005)

		男性					
		事務労働者		サービス労働者		生産労働者	
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢		41.9	9.5	40.0	10.9	41.1	11.1
勤続年数		21.5	10.1	21.6	11.8	23.46471	11.8
年間所得		632.1	266.1	444.3	191.2	423.5889	183.7
		観測数	%	観測数	%	観測数	%
学歴	中卒	16	1.6	99	17.3	171	22.8
	高卒	380	37.9	336	58.5	520	69.2
	高専・短大卒	46	4.6	9	1.6	11	1.5
	大学卒	505	50.4	128	22.3	47	6.3
	大学院卒	55	5.5	2	0.4	2	0.3
企業規模	10人以下	102	10.2	141	24.6	280	37.3
	10-299人	217	31.6	237	41.3	263	35.0
	300人以上	583	58.2	196	34.2	208	27.7
全観測数		999		572		746	

		女性					
		事務労働者		サービス労働者		生産労働者	
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢		37.6	10.4	41.8	11.9	42.9	10.6
勤続年数		18.4	10.9	24.0	12.7	25.5	11.3
年間所得		334.3	174.0	250.3	136.0	98.0	106.1
		観測数	%	観測数	%	観測数	%
学歴	中卒	16	2.2	35	18.5	37	24.8
	高卒	394	54.6	127	67.2	106	71.1
	高専・短大卒	173	24.0	19	10.1	5	3.4
	大卒	134	18.6	8	4.2	1	0.7
	大学院卒	5	0.7	0	0.0	0	0.0
企業規模	5-99人	217	30.1	64	33.9	41	27.5
	100-999人	233	32.3	60	31.8	85	57.1
	1000人以上	272	37.7	65	34.4	23	15.4
全観測数		722		189		149	

表 6 平均賃金の差分(SSM 調査 男性)

事務労働者	2005	1995	2005-1995
処置群	720.58	752.37	-31.80
対照群	501.96	448.56	53.39
処置群－対象群	218.6	303.8	-85.19

単位: 万円

サービス労働者	2005	1995	2005-1995
処置群	473.63	535.30	-61.67
対照群	373.05	399.12	-26.07
処置群－対象群	100.6	136.2	-35.60

単位: 万円

生産労働者	2005	1995	2005-1995
処置群	451.53	501.04	-49.51
対照群	344.97	351.68	-6.72
処置群－対象群	106.6	149.4	-42.79

単位: 万円

表 7 平均賃金の差分 (SSM 調査 女性)

事務労働者	2005	1995	2005-1995
処置群	411.53	371.93	39.60
対照群	304.06	278.84	25.21
処置群－対象群	107.5	93.1	14.38

単位: 万円

サービス労働者	2005	1995	2005-1995
処置群	265.57	264.16	1.41
対照群	237.72	217.15	20.57
処置群－対象群	27.8	47.0	-19.16

単位: 万円

生産労働者	2005	1995	2005-1995
処置群	216.21	193.11	23.10
対照群	202.77	177.53	25.24
処置群－対象群	13.4	15.6	-2.14

単位: 万円

表 8 推定結果 (SSM 調査 DID 推定値のみ掲載)

被説明変数 年間所得	男性		
	事務労働者	サービス労働者	生産労働者
DID推定値	-0.096 * (-1.97)	-0.099 (-1.39)	-0.071 (-1.23)
観察数	999	572	746
被説明変数 年間所得	女性		
	事務労働者	サービス労働者	生産労働者
DID推定値	-0.001 (-0.02)	-0.141 (-0.79)	-0.054 (-0.31)
観察数	715	188	149

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

になっている。これは社会保険料の負担が増えることによって労働者の賃金が減少するという理論に反する結果になっている。サービス労働者と生産労働者に関しては、制度変更後は処置群と対照群のいずれもが平均所得が増加しているが、対照群のほうが増加額が大きい。そのため平均所得の差分の差分はマイナスになっている。ただし、この調査の所得の値はデータの制約上、賃金以外の収入も含まれているので、賃金の変化のみを表したものではないことに注意が必要である。

そして学歴や企業規模、経験年数などを統制した上で、[7]式の DID 推定を行った結果が表である¹⁰。表 8 では男性の事務労働者のみ統計的に有意にマイナスの推定値がでていいる。これは制度導入によって処置群の所得が有意に減少したことを意味する。この推定値は制度の対象者の賃金が-9.6%減少することを意味しており、これは 2005 年時点の介護保険料の保険料率の 1.25 よりもはるかに大きい。95%信頼区間は-18.8%から-0.5%で保険料率もこの区間内にあるため保険料の一部または全部が労働者に帰着しているとも考えることもできる。だが、被説明変数は賃金以外の収入も含んでおり、社会保険料の以外の効果が含まれていることは留意しなくてはならない。一方で、男性のサービス労働者と生産労働者、そして女性のいずれの職種の労働者でも有意な DID 推定値は得られなかった。これらの労働者では介護保険料の帰着が起こっていたとは考えにくい。

7. 頑健性の検討

7.1 集計データによる分析の頑健性の検討

¹⁰ 他のパラメータの推定結果は Appendix B を参照。

5 節では「賃金構造基本統計調査」を使って介護保険制度の導入により制度の対象となる 40 歳以上の労働者の賃金が減少するかどうかを検証し、管理・事務・技術職に就く処置群の労働者の賃金が有意に減少していたことがわかった。本項ではこの結果の頑健性を検討するために、まず対照群と処置群の境界を 40 歳ではなく、35 歳と 45 歳にした場合に、DID 推定値がどのようになるかを分析する。もしもこの分析の結果で DID の推定値に有意な結果が得られた場合、処置群と対照群を隔てる 40 歳という年齢に意味はなく、他の特定の年齢階層の賃金に変化が表れていることになる。さらに、本稿では介護保険が導入されていない 1998 年と 1999 年のデータを使ってプラシーボ効果を検証する。もしこの推定結果に有意な DID 推定値が観察されれば、5 節の分析結果は介護保険導入前後の観察されない要因によって 40 歳以上の労働者の賃金が減少していることになり、介護保険料の事業主負担が労働者に帰着しているとはいえない。

処置群・対照群の境界を 35 歳に変えたときの推定結果が表 9 である¹¹。男性の管理・事務・技術労働者の「きま賃」賃金率と、女性の管理・事務・技術労働者の所定内賃金率が有意に減少していることが確認された。表 4 と表 9 では男性の管理・事務・技術職に就く労働者の「きま賃」賃金率と、女性の管理・事務・技術職に就く労働者の所定内賃金率の DID 推定値が有意になっている。したがって、介護保険制度が導入後、35 歳から 40 歳の年齢を境にして年次の上の者の賃金が減少していることになる。今回の自然実験の処置群と対照群は同一企業に勤める労働者であるため、相対的に年齢階層の高い労働者間で介護保険料の事業主負担を分かち合ったとも考えられる。

また、表 10 には処置群・対照群の境界を 45 歳に変えたときの効果を表しているが、こちらは女性の管理・事務・技術労働者の所定内賃金率と「きま賃」賃金率が有意にマイナスになった¹²。表 4 で有意な DID 推定値が得られた管理・事務・技術職に就く女性労働者の所定内賃金率のみならず、同労働者の「きま賃」賃金率でも 45 歳以上の賃金が減少していたことになる。

学歴や経験年数、企業規模を統制した上でも制度変更後に 35 歳以上あるいは 45 歳以上の労働者の賃金が減少しているが、なぜこのような結果が得られたのかを追求することは本分析で利用した「賃金構造基本統計調査」からでは困難だと思われる。

一方で、1998 年-1999 年の間にあたかも制度変更が行われたかのようにして DID 分析を行った結果が表 11 である¹³。ここではいずれの性別・職種でも、有意な DID 推定値を得られていない¹⁴。そのため介護保険導入以前から 40 歳以上の賃金が減少し始めていた

11 すべてのパラメータの推定結果については Appendix C を参照。

12 すべてのパラメータの推定結果については Appendix D を参照。

13 すべてのパラメータの推定結果については Appendix E を参照。

14 プラシーボ効果を測るために 2000 年-2001 年のデータを使って分析することも考えられるが、2001 年に介護保険料が上昇していること、2000 年に導入された制度の効果が 1 年後に現れる可能性も考えられるために、ここでは頑健性の検討の対象とはしない。また、推定結果の表は省いたが、1997 年-1998 年のデータを使って同様な分析を行ったところ、いずれの被説明変数、性別、職種でも有意な DID 推定値は得られなかった。

とは考えにくい。

以上の結果から、1999年-2000年のDID推定で有意な推定結果が出たのは介護保険導入の効果とも考えられなくもないが、頑健な結果を得ることができなかった。

表9 処置群・対照群の境界を35歳に変えたときの推定結果
(賃金構造基本統計調査 DID推定値のみ掲載)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
所定内賃金率	0.000 (0.01)	-0.017 (-0.90)	0.007 (-0.52)	-0.032 * (-2.00)
「きま賃」賃金率	0.007 (0.51)	-0.019 (-0.99)	-0.028 * (-2.19)	-0.027 (-1.69)
ボーナス	-0.029 (-0.44)	-0.047 (-0.45)	-0.048 (-1.11)	-0.132 (-1.64)
年間所得	-0.017 (-0.89)	-0.014 (-0.67)	-0.028 (-1.90)	-0.028 (-1.55)
観測数	114	114	203	202

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

表10 処置群・対照群の境界を45歳に変更したときの推定結果
(賃金構造基本統計調査 DID推定値のみ掲載)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
所定内賃金率	0.006 (0.38)	-0.023 (-1.43)	-0.008 (-0.63)	-0.038 * (-2.17)
「きま賃」賃金率	-0.002 (-0.15)	-0.015 (-0.94)	-0.016 (-1.14)	-0.046 ** (-2.67)
ボーナス	-0.045 (-0.87)	-0.042 (-0.52)	-0.026 (-0.82)	-0.112 (-1.61)
年間所得	-0.020 (-1.17)	-0.013 (-0.55)	-0.022 (-1.59)	-0.032 (-1.85)
観測数	114	114	203	202

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

表 11 1998-1999 のときの推定結果
(賃金構造基本統計調査 DID 推定値のみ掲載)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
所定内賃金率	-0.006 (-0.37)	-0.127 (-0.92)	0.060 (1.07)	0.013 (0.68)
「きま賃」賃金率	-0.030 (-1.10)	0.002 (0.07)	0.052 (1.11)	-0.004 (-0.22)
ボーナス	-0.022 (-0.32)	0.013 (0.12)	0.028 (0.65)	0.120 (1.49)
年間所得	-0.029 (-1.15)	-0.006 (-0.23)	0.019 (0.82)	0.011 (0.58)
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

7.2. 個票データによる分析の頑健性の検討

前項と同様に、6節で行ったSSM調査を使った分析でも処置群・対照群の境界となる年齢を35歳と45歳に変えてそれぞれ推定を行った(表12 表13)¹⁵。その結果、処置群・対照群の境界となる年齢を35歳に設定した場合のはいずれも統計的に有意なDID推定値は得られなかったが、境界となる年齢を45歳に変更したときは男性の事務労働者とサービス労働者が統計的に有意な結果が得られた。しかし、その推定値によると、男性の事務労働者では14.4%、男性のサービス労働者では14.7%も所得が減少していることになり、明らかに介護保険制度以外の効果が影響していると考えられる¹⁶。これらの推定結果と表8の推定結果からも、介護保険の帰着が起きていることを完全に否定するものではないものの、介護保険導入以外の効果が混入しているものと考えられる。これは、被説明変数の所得の値が雇用主から支払われる賃金のみならずそれ以外の収入も含まれていること、利用したデータが1995年と2005年のものであり10年もの間の所得変化の影響を統制しきれなかったことが原因である。このような理由で本稿では表13で男性の事務労働者とサービス労働者の所得が介護保険料以上に減少した要因を特定することができなかったが、こうした要因の解明は今後の課題としたい。

¹⁵ 年齢の境界を35歳に変更した場合の推定結果はAppendix.Fを、年齢の境界を45歳に変更した場合の推定結果はAppendix.Gを参照。

¹⁶ なお、男性の事務労働者のDID推定値の95%信頼区間は-23.1%から-5.7%、男性のサービス労働者では-28.7%から-0.7%である。

表 12 処置群・対照群の境界を 35 歳に変えたときの推定結果
(SSM 調査 DID 推定値のみ掲載)

被説明変数 年間所得	男性		
	事務労働者	サービス労働者	生産労働者
DID推定値	-0.137 (-0.51)	-0.095 (-1.20)	-0.064 (-1.11)
観察数	999	572	746
被説明変数 年間所得	女性		
	事務労働者	サービス労働者	生産労働者
DID推定値	0.021 (-0.31)	-0.114 (-0.65)	-0.023 (-0.13)
観察数	715	188	149

カッコ内はt値を、*,**,***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

表 13 処置群・対照群の境界を 45 歳に変えたときの推定結果
(SSM 調査 DID 推定値のみ掲載)

被説明変数 年間所得	男性		
	事務労働者	サービス労働者	生産労働者
DID推定値	-0.144 ** (-3.25)	-0.147 * (-2.06)	-0.074 (-1.28)
観察数	999	572	746
被説明変数 年間所得	女性		
	事務労働者	サービス労働者	生産労働者
DID推定値	0.001 (0.01)	-0.237 (-1.32)	-0.036 (-0.22)
観察数	715	188	149

カッコ内はt値を、*,**,***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

8. 結論

本稿では介護保険料の帰着の分析を行った酒井・風神(2007)の分析を発展させ、集計データおよび個票データを用いた分析を行った。日本で 2000 年に介護保険制度が導入されたことにより、企業に雇用される 40 歳以上の労働者に介護保険料が課され、労働者と事

業主が折半してこの保険料を負担することになった。介護保険制度を自然実験として、制度の対象となる40歳以上の労働者を処置群、40歳未満の労働者を対照群とみなし、DIDの手法を使って処置群の賃金が減少しているか推定を行った。

酒井・風神(2007)を発展させた本稿の意義は3つある。まず、1つめに、酒井・風神(2007)では賃金構造基本統計調査で制度導入の前と後で3年ごとの平均賃金を用いていたが、本分析では6年間の間に制度導入以外の効果が混入してしまう可能性を考慮して、制度導入の前と後で1年ずつの計2年のデータを用いた。2つめに、集計データである「賃金構造基本統計調査」では、留保賃金上回った労働者のみしかサンプルに加えられていないことによりサンプリング・バイアスが生じるために、個票データであるSSM調査を使用して分析を行った。3つめに、制度が導入される1998年と1999年のデータを用いて、あたかも制度が導入されたかのように分析を行い、頑健性の検討を行った。

推定を行ったところ、集計データによる分析では男女の事務系職種で処置群の賃金の減少が確認され、個票データによる分析では男性の事務系職種で処置群の所得の減少が確認された。しかし、頑健性の検討をするために、35歳以上の労働者を処置群に設定したケースと45歳の労働者を処置群に設定したケースで推定を行ったところ、40歳という年齢の境界に関係なく賃金の減少が観察されたため、介護保険料の負担が労働者に転嫁されているという因果関係を結論付けるには至らなかった。また、制度導入前の1998年-1999年のデータでプラーシボ推定を行ったところ、いずれの労働者のDID推定値も有意にならなかった。そのため、介護保険が導入された2000年に特定の年齢階層で賃金が減少したものの、それは介護保険制度の効果とは限らず、それ以外の要因が影響している可能性が考えられる。

社会保険料の帰着に関する理論モデルによると、労働者が社会保険料の負担が給付として返ってくると感じる場合とそうでない場合とでは帰着の結果が異なる。雇用保険や労災保険などのように、労働者が保険料の対価として給付の便益を感じる場合は社会保険料の帰着によって賃金は大きく減少するが、介護保険のように、労働者が便益を感じにくい場合は、賃金の減少幅は小さい。Komamura and Yamada(2004)では2時点間のパネルデータを使って健康保険料と介護保険料の帰着の分析を行っており、前者については有意に賃金の減少が確認されているが、後者については有意な結果は得られていない。

以上を総合すると、介護保険料では帰着が起こっておらず、介護保険料以外の要因によってあたかも制度対象者の賃金が減少しているような結果が得られたに過ぎないと結論づけるのが妥当であろう。

最後に本稿に残された課題と今後の展望について述べる。本稿ではホワイトカラーの職種に限って制度導入後に処置群の賃金の減少が起こっており、さらにこれらの労働者の賃金が介護保険料以上に減少していたことが確認されたが、これらの要因を特定することはできなかった。今後の課題としてはこれらの要因を特定化し、それらをコントロールした上で介護保険料の帰着の分析を行うことがあげられる。

さらに、介護保険料率は制度導入後から 0.6%~1.7%の間で推移しており、他の社会保険料と比較しても値が小さいため保険料の帰着を正確にとらえることは難しく、より詳細な賃金のデータが求められる。本稿では分析するにあたり公表された「賃金構造基本統計調査」を用いたが、これらは各事業所や労働者の賃金等を集計したデータである。「賃金構造基本統計調査」のような政府が集計・公表しているデータは、申請を行うことで匿名の個票データとして利用することが可能である。だが、本稿では費用と申請期間の面でこうしたデータを準備することが困難であったため、この個票データを利用するには至らなかった。「賃金構造基本統計調査」の個票データは観測数も多く、賃金や労働時間を詳細に収集しているため、社会保険料の帰着を分析する際に強力なツールとなりうるだろう。こうしたデータを利用した今後の研究の進展が望まれる。

参考文献

- [1] Anderson, P. M and Meyer, B. D (1997) “The effects of firm specific taxes and government mandates with an application to the US unemployment insurance program” *Journal of Public Economics* Vol.65 No.2, pp.119-145
- [2] Bertrand.M, Duflo.E& Mullainathan.S (2002) “How much should we trust differences-in-differences estimates?” *Quarterly Journal of Economics* Vol.119 No.1 pp.249-275
- [3] Borjas, G. J (2010) “Labor economics” No.6 edition *McGraw-Hill*.
- [4] Brittain, J,A(1971) “The incidence of social security payroll taxes” *American Economic Review* Vol.61 No.1 pp.110-125
- [5] Feldstein, M,S (1972) “The incidence of the social security payroll taxes: Comment” *American Economic Review* Vol.65 No.4 pp.735-738
- [6] Chetty.R, Feldstein.M (2013) “Social Insurance :Connecting Theory to Data” Auerbach.A. J, Chetty.R, Feldstein.M & Saez.E (Eds) *Handbook of public economics* Vol. 5 Chapter.3 pp.111-193
- [7] Gruber,J (1994) “The incidence of mandated maternity benefits” *The American Economic Review* Vol.84 No.3 pp.622-641
- [8] Gruber,J (1997) “The incidence of payroll taxation: Evidence from Chile” *Journal of Labor Economics* Vol.15 No.3 pp.S72-S101
- [9] Gruber,J and Krueger,A,B (1991) “The incidence of mandated employer-provided insurance: Lessons from worker’s compensation insurance” in Bradford,D ed. *Tax Policy and the Economy* Vol.5 MIT Press
- [10] Hamermesh, D. S (1979) “New estimates of the incidence of the payroll tax” *Southern Economic Journal*, Vol.45 No.4 pp.1208-1219
- [11] Komamura. K and Yamada, A. (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 pp.565-581
- [12] Holmlund, B (1983) “Payroll taxes and wage inflation: the Swedish experience” *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol.85 No.1 pp.1-15
- [13] Kugler.A.D & Kugler. M (2003) “The labour market effects of payroll taxes in a middle-income country: evidence from Colombia” *Discussion Papers in Economics and Econometrics* No.0306
- [14] Summers, L. H.(1989) “Some simple economics of mandated benefits” *The American Economic Review*,Vol.79 No.2 pp.177-183.

- [15] Tachibanaki, T and Yokoyama, Y (2008). “The estimation of incidence of employer contributions to social security in Japan” *Japanese Economic Review* Vol.59 No.1 pp.75-83
- [16] 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・社会保障研究』 Vol.42 No.3 pp.204-218
- [17] 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 pp.10-13
- [18] 太田聰一 (2008) 「社会保険料の事業主負担部分は労働者に転嫁されているのか」 『日本労働研究雑誌』 Vol.50 No.4 pp.16-19
- [19] 川口大司 (2011) 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」阿部顕三・大垣昌夫・小川一夫・田淵隆俊編『現代経済学の潮流 2011』 pp.67-98
- [20] 酒井正・風神佐知子 (2007) 「介護保険制度の帰着分析」『医療と社会』 .Vol.42 No.3 pp.285-248
- [21] 健康保険組合連合会 (2000) 『社会保障年鑑』

利用データ

- [1] 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」
- [2] 全国協会健康保険(2015)「協会けんぽ(政府管掌健康保険)の保険料率等の推移」
- [3] 総務省「消費者物価指数」
- [4] 日本社会学会調査委員会「社会階層と社会移動 全国調査」

Appendix. A 賃金構造基本統計調査 DID 推定結果

A1 推定結果（被説明変数：所定内賃金率）

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
所定内賃金率				
高卒ダミー	0.053 *** (11.93)	0.064 *** (5.52)	0.147 (13.32)	0.085 *** (5.60)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.251 (19.71)	0.213 *** (12.60)
大卒ダミー	—	—	0.413 (34.30)	0.424 *** (21.93)
経験年数	0.053 *** (31.90)	0.016 *** (4.75)	0.063 (41.73)	0.043 *** (21.05)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-16.81)	0.000 (-0.52)	-0.001 (-23.38)	-0.001 *** (-7.92)
企業規模[中]ダミー	-0.030 ** (-2.82)	0.080 *** (8.79)	-0.080 (-7.18)	0.008 (0.80)
企業規模[大]ダミー	0.037 ** (2.85)	0.260 *** (16.24)	0.023 (1.56)	0.089 *** (7.25)
制度導入後ダミー	0.002 (0.29)	0.020 (1.48)	0.003 (0.32)	0.012 (1.43)
対照群ダミー	-0.028 (-1.49)	-0.061 *** (-3.57)	0.010 (0.61)	-0.031 * (-1.99)
DID	0.007 (0.48)	-0.025 (-1.52)	0.010 (-1.00)	-0.036 * (-2.11)
定数	-0.162 *** (-12.04)	-0.267 *** (-12.73)	-0.242 (-13.69)	-0.292 *** (-15.33)
修正済みR ²	0.98	0.93	0.99	0.95
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

A 2 推定結果（被説明変数：「きま賃」賃金率）

被説明変数 「きま賃」賃金率	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
高卒ダミー	0.111 *** (13.57)	0.061 *** (5.39)	0.145 *** (12.82)	0.084 *** (5.69)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.257 *** (20.59)	0.216 *** (13.03)
大卒ダミー	—	—	0.413 *** (33.63)	0.434 *** (22.84)
経験年数	0.053 *** (35.90)	0.016 *** (4.03)	0.061 *** (41.39)	0.044 *** (20.92)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-20.37)	0.000 (-0.45)	-0.001 *** (-22.52)	-0.001 *** (-7.85)
企業規模[中]ダミー	-0.015 (-1.69)	0.078 *** (8.65)	-0.078 *** (-7.78)	0.015 (1.65)
企業規模[大]ダミー	0.105 *** (10.51)	0.270 *** (15.49)	0.033 * (2.54)	0.097 *** (8.23)
制度導入後ダミー	0.009 (1.27)	0.011 (0.73)	0.015 (1.78)	0.004 (0.49)
対照群ダミー	-0.024 (-1.48)	-0.058 ** (-3.22)	0.021 (1.22)	-0.046 *** (-3.46)
DID	-0.002 (-0.16)	-0.017 (-0.94)	-0.031 * (-2.27)	-0.029 (-1.82)
定数	-0.164 *** (-13.54)	-0.259 *** (-11.72)	-0.253 *** (-14.91)	-0.302 *** (-16.60)
修正済みR ²	0.99	0.92	0.99	0.95
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

A3 推定結果 (被説明変数：ボーナス)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
ボーナス				
高卒ダミー	0.207 *** (7.56)	0.095 * (2.90)	0.201 *** (8.13)	0.121 * (2.19)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.390 *** (14.01)	0.374 *** (5.99)
大卒ダミー	—	—	0.610 *** (23.03)	0.715 *** (9.24)
経験年数	0.118 *** (7.93)	0.118 *** (3.85)	0.112 *** (12.89)	0.136 *** (8.09)
経験年数・2乗	-0.002 *** (-6.25)	-0.003 * (-2.96)	-0.002 *** (-9.50)	-0.003 *** (-5.68)
企業規模[中]ダミー	0.203 *** (4.51)	0.385 *** (7.56)	0.228 *** (8.63)	0.420 *** (6.19)
企業規模[大]ダミー	0.403 *** (6.98)	0.864 *** (10.25)	0.440 *** (13.24)	0.584 *** (7.63)
制度導入後ダミー	-0.023 (-0.46)	-0.043 (-0.47)	-0.046 (-1.48)	0.002 (0.03)
対照群ダミー	-0.205 ** (-2.79)	-0.191 * (-2.46)	-0.104 * (-2.30)	-0.082 (-1.06)
DID	-0.039 (-0.67)	-0.054 (-0.57)	-0.045 (-1.26)	-0.135 (-1.86)
定数	5.414 *** (48.76)	5.000 *** (28.39)	5.440 *** (76.38)	5.077 *** (32.21)
修正済みR ²	0.88	0.82	0.95	0.81
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

A 4 推定結果 (被説明変数：年間所得)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
年間所得				
高卒ダミー	0.125 *** (10.39)	0.072 *** (6.88)	0.133 *** (12.18)	0.102 *** (5.90)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.251 *** (20.94)	0.237 *** (12.40)
大卒ダミー	—	—	0.405 *** (33.45)	0.500 *** (19.55)
経験年数	0.062 *** (22.15)	0.025 *** (4.70)	0.070 *** (32.57)	0.057 *** (19.05)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-14.05)	0.000 (-1.32)	-0.001 *** (-21.36)	-0.001 *** (19.05)
企業規模[中]ダミー	0.022 (1.76)	0.130 *** (11.17)	-0.006 (-0.53)	0.075 *** (6.08)
企業規模[大]ダミー	0.126 *** (8.44)	0.336 *** (16.07)	0.117 *** (8.18)	0.150 *** (9.63)
制度導入後ダミー	0.023 * (2.19)	0.016 (0.81)	-0.001 (-0.09)	-0.006 (-0.47)
対照群ダミー	-0.056 * (-2.56)	-0.102 *** (-4.84)	-0.030 (-1.74)	-0.052 ** (-2.71)
DID	-0.019 (-1.07)	-0.019 (-0.85)	-0.031 * (-2.26)	-0.033 (-1.89)
定数	7.713 (336.98) ***	7.513 (230.78) ***	7.640 (365.85) ***	7.474 (288.95) ***
修正済みR ²	0.97	0.93	0.98	0.93
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

Appendix. B SSM 調査 DID 推定結果

B 1 推定結果 (被説明変数：所定内賃金率)

被説明変数	男性			女性		
	事務労働者	サービス労働者	生産労働者	事務労働者	サービス労働者	生産労働者
年間所得						
中卒ダミー	-0.252 (-1.82)	-0.117 * (-2.25)	-0.212 *** (-4.49)	-0.149 (-1.05)	-0.117 (-0.65)	-0.267 * (-2.16)
高専・短大卒ダミー	0.175 *** (3.87)	0.003 (0.01)	-0.068 (-0.60)	0.185 *** (3.60)	0.154 (1.25)	-0.034 (-0.17)
大卒ダミー	0.238 *** (10.15)	0.179 *** (3.33)	0.080 (1.81)	0.324 *** (6.37)	0.216 * (2.24)	0.818 *** (5.56)
大学院卒ダミー	0.435 *** (5.99)	0.234 *** (3.33)	0.267 * (2.07)	0.494 *** (3.72)	—	—
経験年数	0.079 *** (8.98)	0.070 *** (6.91)	0.046 *** (7.55)	0.053 *** (7.67)	-0.018 (-1.03)	0.018 (0.91)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-7.13)	-0.001 *** (-6.18)	-0.001 *** (-5.25)	-0.001 *** (-3.54)	0.000 (0.76)	0.000 (-0.54)
企業規模[中]ダミー	0.157 *** (3.48)	0.080 (1.62)	0.110 *** (3.17)	0.187 *** (3.75)	0.005 (0.05)	0.277 * (2.34)
企業規模[大]ダミー	0.294 *** (6.89)	0.330 *** (6.61)	0.325 *** (9.44)	0.427 *** (8.21)	0.070 (0.62)	0.723 *** (5.58)
制度導入後ダミー	-0.005 (-0.13)	-0.046 (-0.87)	-0.068 (-1.61)	0.023 (0.48)	0.144 (1.07)	0.276 (1.90)
対照群ダミー	0.031 (0.65)	-0.002 (-0.02)	0.046 (0.70)	-0.194 (-2.34)	0.378 (1.50)	0.028 (0.15)
DID	-0.096 * (-1.97)	-0.099 (-1.39)	-0.071 (-1.23)	-0.001 (-0.02)	-0.141 (-0.79)	-0.054 (-0.31)
定数	4.965 *** (50.71)	5.050 *** (44.51)	5.261 *** (91.34)	4.728 *** (59.87)	5.309 *** (41.99)	4.533 *** (21.87)
修正済みR ²	0.47	0.31	0.31	0.27	0.05	0.24
観測数	999	572	746	715	188	149

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

Appendix.C 賃金構造基本調査 DID 推定結果 頑健性の検討
 対照群：35 歳以上 処置群：35 歳未満

C 1 推定結果 (被説明変数：所定内賃金率)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
所定内賃金率				
高卒ダミー	0.115 *** (11.61)	0.064 *** (5.22)	0.146 *** (14.00)	0.083 *** (5.19)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.251 *** (20.41)	0.211 *** (12.06)
大卒ダミー	—	—	0.410 *** (33.83)	0.420 *** (20.73)
経験年数	0.051 *** (19.82)	0.017 *** (4.22)	0.061 *** (31.42)	0.041 *** (17.30)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-12.22)	0.000 (-0.92)	-0.001 *** (-18.95)	-0.001 *** (-7.97)
企業規模[中]ダミー	-0.023 * (-2.45)	0.084 *** (7.90)	-0.077 *** (-7.54)	0.017 (1.63)
企業規模[大]ダミー	0.049 *** (4.27)	0.273 *** (13.58)	0.027 * (2.13)	0.106 *** (8.23)
制度導入後ダミー	0.006 (0.59)	0.016 (1.02)	0.001 (0.08)	0.015 (1.50)
対照群ダミー	0.004 (0.21)	-0.052 * (-2.51)	0.026 (1.43)	0.010 (0.65)
DID	0.000 (0.01)	-0.017 (-0.90)	-0.007 (-0.52)	-0.032 * (-2.00)
定数	-0.155 *** (-9.28)	-0.266 *** (-11.18)	-0.233 *** (-12.33)	-0.290 *** (-14.24)
修正済みR ²	0.98	0.91	0.99	0.94
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

C 2 推定結果（被説明変数：「きま賃」賃金率）

被説明変数 「きま賃」賃金率	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
高卒ダミー	0.108 *** (12.53)	0.064 *** (5.27)	0.145 *** (13.28)	0.082 *** (5.35)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.257 *** (20.98)	0.214 *** (12.64)
大卒ダミー	—	—	0.412 *** (33.54)	0.430 *** (21.80)
経験年数	0.051 *** (23.40)	0.000 *** (4.26)	0.060 *** (32.99)	0.042 (17.27)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-15.38)	0.000 (-1.00)	-0.001 *** (-19.51)	-0.001 *** (-7.95)
企業規模[中]ダミー	-0.008 (-0.83)	0.079 *** (8.30)	-0.077 *** (-8.10)	0.024 (2.42)
企業規模[大]ダミー	0.117 *** (10.94)	0.273 *** (13.51)	0.035 *** (3.23)	0.116 *** (9.16)
制度導入後ダミー	0.004 (0.47)	0.014 (0.84)	0.018 * (2.13)	0.007 (0.71)
対照群ダミー	0.000 (-0.02)	-0.061 ** (-2.90)	0.027 (1.70)	-0.003 (-0.20)
DID	0.007 (0.51)	-0.019 (-0.99)	-0.028 * (-2.19)	-0.027 (-1.69)
定数	-0.153 *** (-10.91)	-0.265 *** (-11.43)	-0.251 *** (-14.08)	-0.301 *** (-15.33)
修正済みR ²	0.98	0.92	0.99	0.95
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

C 3 推定結果 (被説明変数：ボーナス)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
ボーナス				
高卒ダミー	0.209 *** (6.63)	0.113 *** (3.17)	0.192 (6.69)	0.132 (2.32)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.378 (12.69)	0.389 (6.07)
大卒ダミー	—	—	0.599 (20.26)	0.739 (9.39)
経験年数	0.123 *** (6.76)	0.135 *** (4.33)	0.117 (11.16)	0.147 (8.32)
経験年数・2乗	-0.002 *** (-5.60)	-0.004 *** (-3.33)	-0.002 (-8.13)	-0.003 (-6.25)
企業規模[中]ダミー	0.215 *** (4.60)	0.368 *** (7.49)	0.235 (8.72)	0.407 (6.04)
企業規模[大]ダミー	0.433 *** (7.86)	0.835 *** (10.11)	0.456 (14.84)	0.566 (7.58)
制度導入後ダミー	-0.023 (-0.39)	-0.044 (-0.43)	-0.037 (-0.94)	0.012 (0.17)
対照群ダミー	-0.178 * (-2.09)	-0.286 *** (-3.40)	-0.099 (-2.10)	-0.140 (-1.65)
DID	-0.029 (-0.44)	-0.047 (-0.45)	-0.048 (-1.11)	-0.132 (-1.64)
定数	5.396 *** (43.50)	4.960 *** (28.02)	5.432 (71.36)	5.032 (31.46)
修正済みR ²	0.88	0.83	0.95	0.82
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

C 4 推定結果（被説明変数：年間所得）

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
年間所得				
高卒ダミー	0.122 *** (9.31)	0.078 *** (6.95)	0.129 *** (11.64)	0.103 *** (5.67)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.245 (20.16)	0.239 *** (11.94)
大卒ダミー	—	—	0.396 *** (31.27)	0.504 *** (19.05)
経験年数	0.059 *** (14.96)	0.030 *** (5.82)	0.068 *** (23.70)	0.058 *** (17.15)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-10.99)	0.000 * (-2.32)	-0.001 *** (-16.31)	-0.001 *** (-10.53)
企業規模[中]ダミー	0.033 * (2.34)	0.127 *** (11.41)	0.002 (0.17)	0.077 *** (5.93)
企業規模[大]ダミー	0.147 *** (8.69)	0.335 *** (15.38)	0.130 *** (9.74)	0.156 *** (9.62)
制度導入後ダミー	0.024 (1.74)	0.015 (0.77)	0.002 (0.16)	-0.004 (-0.34)
対照群ダミー	-0.011 (-0.44)	-0.125 *** (-6.27)	-0.001 (-0.04)	-0.045 * (-2.20)
DID	-0.017 (-0.89)	-0.014 (-0.67)	-0.028 (-1.90)	-0.028 (-1.55)
定数	7.722 *** (281.85)	7.501 *** (230.93)	7.650 *** (325.67)	7.465 *** (276.47)
修正済みR ²	0.97	0.94		
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

Appendix.D 賃金構造基本調査 DID 推定結果 頑健性の検討
 対照群：45 歳以上 処置群：45 歳未満

D 1 推定結果 (被説明変数：所定内賃金率)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
所定内賃金率				
高卒ダミー	0.118 *** (12.71)	0.062 *** (5.40)	0.150 *** (13.95)	0.083 *** (5.66)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.257 *** (20.63)	0.210 *** (12.99)
大卒ダミー	—	—	0.420 *** (33.93)	0.420 *** (22.48)
経験年数	0.053 *** (36.32)	0.014 *** (3.87)	0.064 *** (40.11)	0.042 *** (19.60)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-14.99)	0.000 (0.12)	-0.001 *** (-22.32)	-0.001 *** (-7.25)
企業規模[中]ダミー	-0.033 *** (-3.80)	0.082 *** (9.17)	-0.087 *** (-8.48)	0.010 (1.10)
企業規模[大]ダミー	0.029 * (2.55)	0.263 *** (19.30)	0.012 (0.97)	0.092 *** (7.68)
制度導入後ダミー	0.004 (0.48)	0.016 (1.28)	-0.001 (-0.10)	0.010 (1.17)
対照群ダミー	-0.044 * (-2.59)	-0.053 *** (-3.66)	-0.021 (-1.27)	-0.027 (-1.68)
DID	0.006 (0.38)	-0.023 (-1.43)	-0.008 (-0.63)	-0.038 * (-2.17)
定数	-0.159 *** (-11.99)	-0.261 *** (-12.17)	-0.246 *** (-12.91)	-0.286 *** (-15.29)
修正済みR ²	0.98	0.92	0.99	0.95
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

D 2 推定結果（被説明変数：「きま賃」賃金率）

被説明変数 「きま賃」賃金率	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
高卒ダミー	0.111 *** (14.42)	0.060 *** (5.33)	0.146 *** (13.00)	0.081 *** (5.58)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.258 *** (21.06)	0.213 *** (13.26)
大卒ダミー	—	—	0.415 *** (32.92)	0.428 *** (22.97)
経験年数	0.053 *** (38.45)	0.013 *** (3.54)	0.062 *** (39.56)	0.042 *** (19.73)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-18.41)	0.000 (0.10)	-0.001 *** (-22.05)	-0.001 *** (-7.19)
企業規模[中]ダミー	-0.018 * (-2.52)	0.080 *** (8.91)	-0.081 *** (-8.06)	0.020 * (2.25)
企業規模[大]ダミー	0.096 *** (10.54)	0.271 *** (17.54)	0.029 * (2.41)	0.105 *** (8.95)
制度導入後ダミー	0.009 (1.30)	0.009 (0.67)	0.006 (0.59)	0.006 (0.73)
対照群ダミー	-0.041 ** (-2.65)	-0.052 *** (-3.58)	0.003 (0.16)	-0.024 (-1.48)
DID	-0.002 (-0.15)	-0.015 (-0.94)	-0.016 (-1.14)	-0.046 ** (-2.67)
定数	-0.161 *** (-13.57)	-0.254 *** (-11.72)	-0.251 *** (-13.87)	-0.296 *** (-16.42)
修正済みR ²	0.99	0.92	0.99	0.95
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

D 3 推定結果（被説明変数：ボーナス）

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
ボーナス				
高卒ダミー	0.199 *** (7.99)	0.085 ** (2.66)	0.202 *** (8.88)	0.114 * (2.09)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.390 *** (15.04)	0.365 *** (5.91)
大卒ダミー	—	—	0.605 *** (23.76)	0.701 *** (9.05)
経験年数	0.108 *** (8.66)	0.105 *** (3.46)	0.105 *** (14.98)	0.130 *** (7.71)
経験年数・2乗	-0.002 *** (-6.14)	-0.003 ** (-2.73)	-0.001 *** (-10.33)	-0.003 *** (-5.37)
企業規模[中]ダミー	0.210 *** (4.82)	0.408 *** (7.62)	0.233 *** (9.17)	0.433 *** (6.53)
企業規模[大]ダミー	0.405 *** (6.93)	0.917 *** (11.02)	0.445 *** (14.08)	0.606 *** (8.32)
制度導入後ダミー	-0.025 (-0.55)	-0.052 (-0.69)	-0.059 * (-2.24)	-0.012 (-0.21)
対照群ダミー	-0.179 *** (-3.08)	-0.102 (-1.64)	-0.089 * (-2.36)	-0.053 (-0.77)
DID	-0.045 (-0.87)	-0.042 (-0.52)	-0.026 (-0.82)	-0.112 (-1.61)
定数	5.459 *** (53.41)	5.029 *** (28.38)	5.479 *** (85.73)	5.101 *** (32.34)
修正済みR ²	0.88	0.81	0.95	0.81
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

D 4 推定結果（被説明変数：年間所得）

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
年間所得				
高卒ダミー	0.124 *** (11.35)	0.067 *** (6.13)	0.134 *** (12.91)	0.098 *** (5.97)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.252 *** (22.27)	0.233 *** (12.77)
大卒ダミー	—	—	0.405 *** (32.82)	0.495 *** (19.72)
経験年数	0.060 *** (24.41)	0.018 *** (3.13)	0.067 *** (35.45)	0.054 *** (18.74)
経験年数・2乗	-0.001 (-12.99)	0.000 (-0.62)	-0.001 *** (-21.59)	-0.001 (-9.87)
企業規模[中]ダミー	0.019 (1.70)	0.142 *** (9.60)	-0.006 (-0.53)	0.079 *** (6.55)
企業規模[大]ダミー	0.116 *** (8.48)	0.364 *** (14.70)	0.116 *** (8.46)	0.156 *** (10.57)
制度導入後ダミー	0.021 * (2.19)	0.012 (0.58)	-0.008 (-0.91)	-0.008 (-0.69)
対照群ダミー	-0.072 *** (-3.98)	-0.055 ** (-2.66)	-0.033 (-1.99)	-0.047 * (-2.58)
DID	-0.020 (-1.17)	-0.013 (-0.55)	-0.022 (-1.59)	-0.032 (-1.85)
定数	7.725 *** (354.11)	7.528 *** (208.57)	7.654 *** (367.46)	7.484 *** (293.94)
修正済みR ²	0.97	0.91	0.98	0.93
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

Appendix.E 賃金構造基本調査 DID 推定結果 頑健性の検討
1998年,1999年

E 1 推定結果 (被説明変数: 所定内賃金率)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
所定内賃金率				
高卒ダミー	0.118 *** (12.37)	0.010 (0.22)	0.159 *** (9.72)	0.114 *** (8.10)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.244 *** (7.41)	0.247 *** (15.43)
大卒ダミー	—	—	0.425 *** (21.56)	0.483 *** (21.26)
経験年数	0.055 *** (28.42)	0.020 (1.75)	0.043 * (2.11)	0.046 *** (21.02)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-14.11)	0.000 (-0.77)	0.000 (-1.13)	-0.001 *** (-8.98)
企業規模[中]ダミー	-0.020 (-1.85)	0.158 (1.74)	-0.051 (-1.65)	0.027 ** (2.68)
企業規模[大]ダミー	0.033 * (2.58)	0.401 ** (2.69)	0.068 (1.06)	0.085 *** (7.28)
制度導入後ダミー	0.001 (0.15)	0.154 (1.10)	-0.069 (-1.23)	-0.012 (-1.35)
対照群ダミー	-0.026 (-1.46)	0.105 (0.56)	0.057 (0.84)	-0.048 * (-2.52)
DID	-0.006 (-0.37)	-0.127 (-0.92)	0.060 (1.07)	0.013 (0.68)
定数	-0.177 *** (-9.67)	-0.436 * (-2.51)	-0.075 (-0.46)	-0.338 *** (-18.63)
修正済みR ²	0.98	0.31	0.71	0.93
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

E 2 推定結果（被説明変数：「きま賃」賃金率）

被説明変数 「きま賃」賃金率	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
高卒ダミー	0.109 *** (8.91)	0.057 *** (4.60)	0.144 *** (8.08)	0.126 *** (7.87)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.250 *** (7.17)	0.251 *** (14.01)
大卒ダミー	—	—	0.433 *** (17.00)	0.502 *** (21.13)
経験年数	0.051 *** (15.29)	0.015 *** (3.58)	0.046 *** (3.34)	0.048 *** (16.57)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-10.61)	0.000 (0.27)	0.000 (-1.64)	-0.001 *** (-8.54)
企業規模[中]ダミー	-0.017 (-0.97)	0.062 *** (5.04)	-0.082 * (-2.19)	0.026 * (2.61)
企業規模[大]ダミー	0.120 *** (7.46)	0.256 *** (13.51)	0.034 (0.70)	0.074 *** (4.25)
制度導入後ダミー	0.027 (1.11)	0.022 (1.28)	-0.034 (-0.84)	-0.002 (-0.24)
対照群ダミー	0.032 (0.78)	-0.073 * (-2.64)	0.027 (0.38)	-0.061 (-3.20)
DID	-0.030 (-1.10)	0.002 (0.07)	0.052 (1.11)	-0.004 (-0.22)
定数	-0.175 *** (-9.71)	-0.268 *** (-11.56)	-0.132 (-1.17)	-0.363 *** (-15.64)
修正済みR ²	0.95	0.89	0.81	0.93
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

E 3 推定結果 (被説明変数：ボーナス)

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
ボーナス				
高卒ダミー	0.209 *** (7.05)	0.108 ** (3.33)	0.204 *** (7.79)	0.097 (1.76)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.386 *** (13.08)	0.332 *** (4.92)
大卒ダミー	—	—	0.593 *** (21.94)	0.629 *** (7.18)
経験年数	0.127 *** (7.79)	0.121 *** (3.48)	0.115 *** (11.35)	0.148 *** (7.90)
経験年数・2乗	-0.002 *** (-6.06)	-0.003 * (-2.59)	-0.002 *** (-8.52)	-0.003 *** (-5.83)
企業規模[中]ダミー	0.179 *** (3.56)	0.386 *** (7.20)	0.202 *** (6.21)	0.407 *** (5.63)
企業規模[大]ダミー	0.297 *** (3.83)	0.818 *** (8.78)	0.399 *** (10.07)	0.557 *** (7.11)
制度導入後ダミー	0.027 (0.43)	-0.014 (-0.14)	-0.003 (-0.08)	-0.053 (-0.73)
対照群ダミー	-0.240 ** (-2.86)	-0.225 * (-2.62)	-0.136 * (-2.43)	-0.241 *** (-3.35)
DID	-0.022 (-0.32)	0.013 (0.12)	0.028 (0.65)	0.120 (1.49)
定数	5.371 *** (45.43)	4.996 *** (26.07)	5.466 *** (66.85)	5.130 *** (37.51)
修正済みR ²	0.86	0.79	0.94	0.78
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

E 4 推定結果（被説明変数：年間所得）

被説明変数	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
年間所得				
高卒ダミー	0.132 *** (9.76)	0.074 *** (6.57)	0.134 *** (9.46)	0.125 *** (8.37)
高専・短大卒ダミー	—	—	0.267 *** (16.20)	0.252 *** (14.08)
大卒ダミー	—	—	0.422 *** (24.03)	0.531 *** (20.39)
経験年数	0.063 (17.77)	0.023 *** (3.56)	0.069 *** (19.97)	0.061 *** (17.70)
経験年数・2乗	-0.001 (-11.67)	0.000 (-0.51)	-0.001 *** (-11.47)	-0.001 *** (-10.42)
企業規模[中]ダミー	0.005 (0.32)	0.119 *** (9.34)	-0.030 (-1.28)	0.083 *** (6.00)
企業規模[大]ダミー	0.105 *** (5.47)	0.310 *** (12.73)	0.079 *** (3.59)	0.129 *** (6.81)
制度導入後ダミー	0.031 (1.55)	0.024 (1.01)	0.006 (0.38)	0.007 (0.53)
対照群ダミー	-0.034 (-0.98)	-0.107 *** (-4.39)	-0.063 (-1.47)	-0.083 *** (-3.97)
DID	-0.029 (-1.15)	-0.006 (-0.23)	0.019 (0.82)	0.011 (0.58)
定数	7.683 *** (310.86)	7.500 *** (195.20)	7.651 *** (249.71)	7.427 *** (270.39)
修正済みR ²	0.96	0.91	0.96	0.93
観測数	114	114	205	203

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

Appendix.F SSM 調査 DID 推定結果 頑健性の検討
 対照群：35 歳以上 処置群：35 歳未満

F 1 推定結果（被説明変数：年間所得）

被説明変数	男性			女性		
	事務労働者	サービス労働者	生産労働者	事務労働者	サービス労働者	生産労働者
年間所得						
中卒ダミー	-0.236 (-0.92)	-0.121 * (-2.35)	-0.215 *** (-4.56)	-0.133 (-0.92)	-0.116 (-0.69)	-0.266 * (-2.15)
高専・短大卒ダミー	0.176 *** (3.89)	-0.002 (-0.01)	-0.053 (-0.46)	0.171 * (3.45)	0.151 (1.20)	-0.035 (-0.18)
大卒ダミー	0.243 *** (10.29)	0.184 *** (3.41)	0.091 * (2.04)	0.307 *** (6.04)	0.140 (1.16)	0.812 *** (5.42)
大学院卒ダミー	0.451 *** (5.93)	—	—	0.466 * (3.14)	—	—
経験年数	0.086 *** (8.08)	0.078 *** (5.96)	0.050 *** (6.91)	0.053 *** (5.56)	-0.045 * (-2.03)	0.018 (0.71)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-6.37)	-0.001 *** (-5.50)	-0.001 *** (-5.11)	-0.001 *** (-3.87)	0.001 (1.76)	0.000 (-0.47)
企業規模[中]ダミー	0.159 *** (3.53)	0.080 (1.58)	0.110 *** (3.17)	0.184 *** (3.69)	-0.017 (-0.19)	0.273 * (2.31)
企業規模[大]ダミー	0.295 *** (6.88)	0.330 *** (6.57)	0.328 *** (9.51)	0.428 *** (8.22)	0.066 (0.60)	0.721 *** (5.37)
制度導入後ダミー	-0.037 (-0.56)	-0.041 (-0.62)	-0.065 (-1.43)	0.020 (0.34)	0.151 (1.11)	0.257 (1.55)
対照群ダミー	-0.048 (-0.77)	-0.075 (-0.88)	-0.012 (-0.16)	-0.077 (-0.93)	0.612 * (2.12)	0.019 (0.08)
DID	-0.037 (-0.51)	-0.095 (-1.20)	-0.064 (-1.11)	0.021 (0.27)	-0.114 (-0.65)	-0.023 (-0.13)
定数	4.938 *** (49.07)	5.003 *** (40.59)	5.230 *** (83.09)	4.759 *** (56.13)	5.449 *** (40.64)	4.543 *** (21.69)
修正済みR ²	0.47	0.31	0.31	0.26	0.06	0.24
観測数	999	572	746	715	188	149

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。

Appendix.G SSM 調査 DID 推定結果 頑健性の検討
 対照群：45 歳以上 処置群：45 歳未満

G 1 推定結果（被説明変数：年間所得）

被説明変数	男性			女性		
	事務労働者	サービス労働者	生産労働者	事務労働者	サービス労働者	生産労働者
年間所得						
中卒ダミー	-0.236 (-0.92)	-0.121 * (-2.35)	-0.215 *** (-4.56)	-0.133 (-0.92)	-0.116 (-0.69)	-0.266 * (-2.15)
高専・短大卒ダミー	0.176 *** (3.89)	-0.002 (-0.01)	-0.053 (-0.46)	0.171 * (3.45)	0.151 (1.20)	-0.035 (-0.18)
大卒ダミー	0.243 *** (10.29)	0.184 *** (3.41)	0.091 * (2.04)	0.307 *** (6.04)	0.140 (1.16)	0.812 *** (5.42)
大学院卒ダミー	0.451 *** (5.93)	—	—	0.466 * (3.14)	—	—
経験年数	0.086 *** (8.08)	0.078 *** (5.96)	0.050 *** (6.91)	0.053 *** (5.56)	-0.045 * (-2.03)	0.018 (0.71)
経験年数・2乗	-0.001 *** (-6.37)	-0.001 *** (-5.50)	-0.001 *** (-5.11)	-0.001 *** (-3.87)	0.001 (1.76)	0.000 (-0.47)
企業規模[中]ダミー	0.159 *** (3.53)	0.080 (1.58)	0.110 *** (3.17)	0.184 *** (3.69)	-0.017 (-0.19)	0.273 * (2.31)
企業規模[大]ダミー	0.295 *** (6.88)	0.330 *** (6.57)	0.328 *** (9.51)	0.428 *** (8.22)	0.066 (0.60)	0.721 *** (5.37)
制度導入後ダミー	-0.037 (-0.56)	-0.041 (-0.62)	-0.065 (-1.43)	0.020 (0.34)	0.151 (1.11)	0.257 (1.55)
対照群ダミー	-0.048 (-0.77)	-0.075 (-0.88)	-0.012 (-0.16)	-0.077 (-0.93)	0.612 * (2.12)	0.019 (0.08)
DID	-0.037 (-0.51)	-0.095 (-1.20)	-0.064 (-1.11)	0.021 (0.27)	-0.114 (-0.65)	-0.023 (-0.13)
定数	4.938 *** (49.07)	5.003 *** (40.59)	5.230 *** (83.09)	4.759 *** (56.13)	5.449 *** (40.64)	4.543 *** (21.69)
修正済みR ²	0.47	0.31	0.31	0.26	0.06	0.24
観測数	999	572	746	715	188	149

カッコ内はt値を、*、**、***はそれぞれ有意水準5%未満、1%未満、0.1%未満を表す。