

博士論文（要約）

社会保障の経済分析：年金、医療、女性  
労働の視点からの分析

宮里尚三

## 目次

1	第1章 インTRODクシヨN	3
2	第2章 1990年代、2000年代の日本における世代間再分配政策： 世代会計の手法を用いた分析	14
3	第3章 世代間再分配政策と世代間負担：遺産を考慮した分析	45
4	第4章 日本の公的年金の最適規模：寿命と資産変動のリスクを考慮した分析	64
5	第5章 労働市場のデータを用いた Value of a Statistical Life の推定	90
6	第6章 社会保障と女性労働：ファミリー・フレンドリーな仕事の価値に ついての検証（要約）	119
7	参考文献	143

# 第1章 イン트로ダクション<sup>1</sup>

## 1 研究の背景と本稿の目的

日本における少子高齢化は世界的に見ても著しく進展していることは承知の通りである。全人口に占める高齢者の比率を表した高齢化率を見ると 1970 年では 7.1%であったのが、1990 年には 12.1%となり、2010 年には 23.0%となっている。また、将来推計人口では 2035 年では高齢化率は 33.4%、2060 年には 39.9%になると予想されている。また、合計特出生率は 1975 年頃から恒常的に 2.0 を下回り、2005 年に最も低い 1.26 を記録している。ここ数年やや回復したが 1.4 近くの水準にとどまる<sup>2</sup>。賦課方式の社会保障制度は少子高齢化が進展すると世代間格差を生み出すという指摘は多くされてきた。日本の少子高齢化の進展のスピードは世界的にも顕著であり、世代間格差という視点からの研究が多くされてきた。一方で賦課方式の社会保障制度がもたらす現役世代から退職世代への所得移転とは逆の親から子供への遺産も現実には存在する。賦課方式の社会保障とは逆の所得移転である遺産を考慮すると世代間格差もそれほど大きなものではないかもしれない。さらに、伝統的な賦課方式の社会保障には、人々の長生きのリスクや所得・資産変動のリスクを軽減する役割を持っている。この社会保障のリスクシェアリング機能を考慮した場合、ある程度の世代間格差は許容されるかもしれない。本稿では少子高齢化の急速に進んでいる日本において世代間格差がどのように推移してきたかを分析するとともに、遺産を考慮した世代間格差についての考察も行う。さらに、社会保障のリスクシェアリング機能を考慮した公的年金の最適規模についての考察も行う。世代間格差、遺産、リスクシェアリング機能という側面から社会保障、特に公的年金について分析を行うことが本稿の一つ目の目的である。

ここで、日本の社会保障給付費の部門別内訳を見ると、2011 年時点で年金が全体の 49.4%、医療が 31.7%、福祉・その他が 18.9%となっている。部門別の社会保障費の推移では、やはり年金の規模拡大が社会保障の規模拡大に大きな影響を与えている。しかしながら、近年、医療の給付費の伸び率が年金給付費の伸び率を上回っており、今後も医療給付費の著

---

<sup>1</sup> 本稿全般にわたり、井堀利宏先生、吉川洋先生、持田信樹先生、岩本康志先生、林正義先生より貴重なコメントを頂いた。多くの貴重なコメントに心より感謝の意を示したい。ただし、本稿に残る過誤は当然ながら著者の責任である。

<sup>2</sup> 人口に関する資料は国立社会保障・人口問題研究所（2013）『人口統計資料集』、国立社会保障・人口問題研究所（2012）『日本の将来推計人口』より。

しい伸びが予想される<sup>3</sup>。このような状況の中で、より効率的な医療政策が必要となるが、その際、費用便益分析は重要な視点になるだろう。生命に関するリスク軽減に対しての便益分析に Value of a Statistical Life (VSL) と呼ばれるものがある。費用便益分析には、リスクを軽減するための費用とリスク軽減から得られる便益の情報が必要になるが、VSL は生命に関するリスク軽減の便益を分析するものである。VSL の推定は医療や環境、安全に関する政策に対しての費用便益分析に貴重な情報を提供するものであるが、労働市場など実際に観察されるデータに基づいた VSL の推定は日本ではまだ少ない。本稿の二つ目の目的は、効率的な医療政策に重要となる費用便益分析に基礎的な情報を提供する VSL の推定を日本のデータで行うことである。

また、少子化などにより日本の生産年齢人口の減少<sup>4</sup>が続く中で、近年上昇傾向にあるものの他の先進国に比べてまだ低い日本女性の労働参加のさらなる上昇が社会保障制度の維持のためにも期待されている。社会保障と女性労働に関しては、配偶者控除や第 3 号被保険者といった税制・社会保障制度が女性の労働供給を抑制しているという指摘が多くなされている。それらの研究結果の指摘に従えば、配偶者控除や第 3 号被保険者といった税制や社会保障制度の改革を行うことにより女性労働を高めることが期待できるかもしれない。しかしながら、日本女性は家事や育児といった家庭での仕事 (housework) が結婚を機に男性よりも負担が重くなる。このような男女間の不均等な家庭の仕事の配分は、育児など家庭の仕事に多くの責任を持つ日本の女性に深刻な仕事と家庭の対立という問題に直面させることになる。このような状況においては、仮に配偶者控除や第 3 号被保険者といった制度が変更されたとしても、日本女性の仕事と家庭の両立の困難さという問題により、女性労働はそれほど増加しないかもしれない。本稿の三つ目の目的は、女性の仕事と家庭の間でのワークライフ・バランスの観点から社会保障を分析することである。

## 2 先行研究と各章の位置づけ

人々が十分に長生きできる社会においては高齢期にかかわる経済活動は重要な問題となる。高齢になれば労働からの所得獲得能力の低下は避けられないものになるが、人々はそれに対し貯蓄を行うことで高齢期における所得獲得能力の低下に備えるであろう。一方で、高齢期の所得獲得能力の低下への備えとして多くの国で公的年金制度が整備されている。公的年金制度は国が行う強制的な貯蓄制度であるので、人々の貯蓄や消費行動と密接に結び付く。それゆえ、経済学における公的年金などの社会保障<sup>5</sup>の研究は貯蓄や消費、さらに、

<sup>3</sup> これらの数値については国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 『社会保障費用統計』より。

<sup>4</sup> 生産年齢人口 (15 歳から 64 歳) は 1995 年の 8,717 万人をピークにそれ以降は減少が続いている (総務省 (2010) 『国勢調査』より)。

<sup>5</sup> 社会保障の語源は social security であるが、欧米では social security に関する研究という場

それに伴う資本蓄積とのかかわりの中で進展してきた経緯を持つ。また、社会保障制度は同時期に異なる世代が制度に対する拠出者と制度からの受給者となる賦課方式に特徴づけられることが多く、世代が重複する世代重複モデルは社会保障制度の特徴をうまく描写する。それゆえ、社会保障の研究は世代重複モデルを基礎として進展してきた経緯がある。ここで、まず公的年金の視点から社会保障に関する先行研究について述べる。

Samuelson (1958)は、耐久財 (durable goods) または資本財 (capital goods) が存在しない経済を想定し (そのため、生産された財はすべて生産された時に消費される)、その下で現役世代から退職世代への財の移転に関する収益率を示している。Samuelson の理論的帰結は、現役世代から退職世代への財の移転の収益率は人口成長率に等しいというものである。この帰結は賦課方式の社会保障制度の収益率が人口成長率に等しいという理論的基礎を提供するものになった<sup>6</sup>。また、付与された資源 (endowments) が一定の率で成長するとすれば、現役世代から退職世代への財の移転の収益率は人口成長率と付与された資源の成長率の和に等しくなることが示されるので、賦課方式の社会保障制度の収益率は人口成長率と経済成長率の和に等しいということが認識されるようになった。

また、Samuelson (1958)で想定された耐久財が存在しない経済のもとでは、現役世代から退職世代への財の移転が可能となる賦課方式の社会保障制度は退職期での財の消費を可能にする。そのため、賦課方式の社会保障制度の導入はパレート改善となりえる<sup>7</sup>。さらに、賦課方式の導入は、導入時の退職者に負担なしの消費増をもたらすため、それ以降の世代に純負担がないならパレート改善となる。Diamond (1965)では Samuelson の議論に耐久財や資本財を導入し国債の効果を分析している。また、そこでは、退職者への一時的給付を行うために国債を発行し、その後は、国債の借り換えの繰り返しを想定している。このような国債の発行は先の Samuelson の賦課方式の社会保障制度の導入と同じ政策とみることができる。Diamond (1965)では、仮に経済が動学的に非効率の状態 (利子率が人口成長率を下回る場合) であれば、退職者への一時給付を国債で発行し、その後は国債の借り換えを繰り返す政策は、過剰資本 (過剰貯蓄) を解消し人々の効用水準を引き上げうることを示している<sup>8</sup>。しかしながら、逆に動学的に効率的な状態 (利子率が人口成長率を上回る場

---

合、公的年金制度の研究を指すことが多い。一方、医療制度であれば health care system、育児休業制度であれば parental leave scheme と区別されることが多い。しかしながら、日本語における社会保障の場合、社会保障のすべての制度を含めて呼ばれることが多いため、公的年金制度とそれ以外の制度が明確に区別されているわけではない。本稿でも社会保障という場合、公的年金制度とそれ以外の制度を明確に区別はしないが、本稿の分析内容から公的年金を指す場合が多い。しかし、医療や育児休業などの文脈で社会保障という場合、それは医療制度や育児休業制を指すということにしたい。

<sup>6</sup> Samuelson (1958)においてはこの収益率を生物学的利子率 (biological rate of interest) と呼んでいる。

<sup>7</sup> 同様に耐久財のない経済において不換紙幣 (fiat money) の創設は、退職世代の保有する不換紙幣と現役世代が生産する財の交換を可能とし、パレート改善をもたらす。

<sup>8</sup> Diamond (1965)において、国債発行が人々の効用水準を引き上げることが可能ということが示されたが、それが黄金律 (golden rule or golden age path) を達成できるかどうかは不明確で

合)では、上記の国債発行、さらに賦課方式の社会保障の導入は、全ての世代の効用水準を引き上げることはできないことになる。ここで、Abel et al. (1989)ではアメリカ、イギリス、フランス、ドイツ、イタリア、カナダ、日本の7か国のデータを用いて動学的非効率性について検証しているが、すべての国で動学的に効率的な状態だとしている。

Feldstein (1974)では、賦課方式の社会保障がどの程度、貯蓄を低下させ資本蓄積を阻害するかを実証的に分析している。アメリカの1929年から1971年までの時系列の集計データを用いた分析では、賦課方式の社会保障制度は民間の総貯蓄を大幅に低下させ、資本蓄積を大幅に阻害させるという結論となっている。その後、社会保障制度が貯蓄に与える影響について個票データやクロスカントリー・データなども用いて実証的に多くの分析が行われてきた。例えば、Feldstein and Pellechio (1979)、Kotlikoff (1979)、Feldstein (1980)、Horioka (1980)、King and Dicks-Mireaux (1982)、Diamond and Hausman (1984)、Hubbard (1986)、Bernheim (1987)、Gale (1998)などがある。それらの研究は必ずしも社会保障と民間貯蓄の代替の大きさについて一致した結果とはなっていないが、社会保障と民間貯蓄に代替があることを示す結果が多く見られる。また、近年ではAttanasio and Brugiavini (2003)では、イタリアの個票データを用いて1992年に行われた公的年金の制度改革を利用しDifference-in-Difference (DID)の手法で分析している。推定結果はイタリアの1992年の公的年金の縮小は個人貯蓄を上昇させたという結果になっている。また、Attanasio and Rohwedder (2003)では、イギリスの個票データを用いて、1970年代と80年代にイギリスで行われた3回(1975年、1978年、1981年)の大きな公的年金制度改革を自然実験とみなし、個人貯蓄に与えた影響を分析している。どちらの推定結果でも中高年世帯で公的年金は個人貯蓄を高い割合(前者の研究では全額、後者の研究では7割程度)で代替するとうい結果になっている。

一方、シミュレーション分析を基に社会保障改革(特に公的年金改革)の影響を定量的に捉える研究も1980年代頃から盛んに行われるようになった。Auerbach and Kotlikoff (1983, 1987)で開発された世代重複型のライフサイクル一般均衡モデルは、その後の社会保障改革のシミュレーション分析の基礎となっている<sup>9</sup>。なお、本間他(1987)はAuerbach and Kotlikoff (1983, 1987)のモデルを基礎とし、日本の公的年金に関して精緻なシミュレーションを行った最初の研究である。少子高齢化の進展の激しい日本において、その後もAuerbach and Kotlikoffのシミュレーション・モデルに基づいた日本の社会保障制度に関

---

あった。Ihori (1978)では、動学的に非効率な状況の下で、国債発行を行うことにより黄金律を達成することが可能であるということを見出している。

<sup>9</sup> Auerbach and Kotlikoffのモデルは社会保障改革だけを分析するために開発されたわけではなく、税制改革や国債の発行など財政政策全般を定量的に分析するために開発されたものと言えよう。なお、Auerbach and Kotlikoffのモデルを利用して税制改革や国債の発行など分析しているものには、Altig et al. (2001)、Kato (2002)、Okamoto (2004)、Ihori et al. (2006)などある。また、Wendner (2001)は環境税についての分析が行われ、Shimasawa and Oguro (2010)では移民についての分析が行われている。

する分析が多く行われた。例えば、岩本（1990）、岩本・加藤・日高（1991）、麻生（1996）、Kato（1998）、上村（2001）、Okamoto（2013）などが代表的なものである<sup>10</sup>。岩本（1990）では寿命の不確実性が考慮された拡張が行われ、岩本・加藤・日高（1991）においては遺産動機を考慮した拡張が行われている。また、Kato（1998）では人口プロファイルを国立社会保障・人口問題研究所が推計する『将来推計人口』を用い、人口構造に関してより現実に近づけて分析を行っている。さらに、移行期についての詳細な分析も行われている。上村（2001）では労働を内性化する拡張が行われ、また公的年金をより現実に近づけるため、基礎年金部分と報酬比例部分に分けている。Okamoto（2013）においては、同一世代内を3階級に分け、世代間と世代内の両観点から分析を行っている。それらの分析において公的年金給付を削減する改革（公的年金の縮小）は民間貯蓄を増加させ資本蓄積を促す結果が示されている<sup>11</sup>。

上記のシミュレーション分析を用いた研究とは別に、社会保障制度の収益率を世代別に求め社会保障改革の効果を定量的に捉える研究も1990年代から行われるようになった。その分析手法の多くは、Auerbach, Gokhale, and Kotlikoff（1991）によって始められた世代会計が基礎となっている。世代会計はもともと伝統的な財政赤字の指標は人々の行動に影響を与える政策の指標とはなっていないという問題意識から、Auerbach, Gokhale, and Kotlikoff によって開発されたものである。財政赤字や政府債務残高の指標は将来世代の負担を測るのも目的の一つだろう。賦課方式の公的年金の下で、現役世代の年金保険料（税）を引き上げ、その分退職世代の給付を増加させたとする。このような政策が少子高齢化の下で行われた場合、将来世代の負担を増加させるが、伝統的な財政赤字や政府債務残高の指標が政策実行時に変化することはない。さらに、人々がライフサイクル仮説に基づき行動している場合、現在から将来にかけての生涯の税負担が財政政策の影響を考察するのに重要な指標となる。しかし、伝統的な財政赤字は、生涯の税負担についての情報を提供するものではない。世代会計の手法は、それらの伝統的な財政赤字や政府債務残高の指標の抱える問題点に解決を試みようとして開発された手法といえる<sup>12</sup>。世代会計の手法は消費者の最適消費・貯蓄行動を明示的にモデル化しているわけではないが、出生年齢別の各世代の

---

<sup>10</sup> なお、Ihori（1987）では課税するタイミングによっても厚生水準に影響を与えることを理論的に証明している。Ihori（1987）で得られた結果を公的年金制度の財源調達に照らし合わせると、勤労期だけに負担をさせる現行の保険料の徴収法より、退職期にも徴収する消費税のほうが貯蓄を増加させる効果があるため、効率性を高める財源調達法となる。先にあげた一連のシミュレーション分析においても公的年金の財源調達法としては消費税のほうが効率的であるという結果が得られている。

<sup>11</sup> なお、宮里・金子（2001）においてもAuerbach and Kotlikoff（1987）をベースに同一世代内を4階級に分け、公的年金改革についての分析を行っている。その他にも多くの研究でAuerbach and Kotlikoffモデルをそれぞれの分析目的に合わせて改良しシミュレーション分析を行っている。

<sup>12</sup> もちろん世代会計の手法にも多くの問題点があるが、それらについては岩本・尾崎・前川（1996）で詳しく述べられている。

生涯の政府からの純負担額または純受益額の割引現在価値を計測する特徴がある。その特徴は、世代間の負担格差や世代間の再分配政策を定量的に捉えようとする場合に、有益な情報を提供する。そのため、世代会計による世代間格差の推計はこれまで多くの国で行われてきた。例えば Auerbach, Kotlikoff, and Leibfritz (1999)においては 17 か国において世代会計の手法を用いた各国の世代間格差についての分析が行われている。各国の推計の中で最も世代間格差が大きいのは日本となっており、将来世代は現役世代より 169.3%重い負担をする結果となっている。

Hatta and Oguchi (1992)や八田・小口 (1999) では、世代会計の考えを応用する形で、日本のデータを用いて世代別に公的年金制度の収益率を求めている。それらの研究は豊富なデータと日本の公的年金制度を細部まで考慮することで、信頼度の高い公的年金の収益率の推計となった。推計の結果は、賦課方式を前提とした日本の公的年金制度（厚生年金制度）の収益率は 1962 年生まれを境にそれ以前に生まれた世代ではプラスであるが、それ以降に生まれた世代ではマイナスとなることが示された。また収益率に大きな世代間格差があることも示されている。それらの結果を受け、賦課方式の年金制度を積立方式に移行すべきであるとの主張がされている。

上記で見た研究の多くは、少子高齢化が進展する社会において、賦課方式に基づく社会保障制度が資本蓄積の阻害や世代間格差といった経済に対するネガティブな側面を浮き彫りにするものであった。一方で、Diamond (1977)はもし社会保障制度がない場合、人々は長生きのリスクや所得・資産変動のリスクをカバーするのは難しく、社会保障を分析する際にはそれらの観点からの分析が有益であると述べている。また、遺産などを考慮すると世代間格差もそれほど大きなものではないかもしれない。少子高齢化が深刻な日本において、世代間格差がどの程度ありどのように変遷してきたかを分析することは重要なことであり、その分析は本稿の目的の一つである。しかし一方で、遺産による世代間格差の相殺、またリスクシェアリング機能という社会保障の持つポジティブな側面を考慮することも同様に重要であろう。本稿における公的年金に関する分析では、日本における世代間格差がどのように推移してきたかをまず明らかにする。さらに、遺産や公的年金のリスクシェアリング機能も考慮しネットでの世代間格差や公的年金の最適規模などについて考察を行う。それらの分析は、第 2 章、第 3 章、第 4 章で行う。以下でまず第 2 章、第 3 章、第 4 章の意義について述べることにする。

まず、第 2 章で分析を行う日本における世代間格差の把握とその推移に関する分析の意義について述べておく。Samuelson (1958)を出発点とし賦課方式の社会保障、特に公的年金に関する研究はこれまで多く行われてきた。理論的な分析や実証的な分析が進む一方で、Auerbach and Kotlikoff モデルによるシミュレーション分析も多く行われているのは先に述べたとおりである。Auerbach and Kotlikoff モデルのシミュレーションは人々の最適化行動を取り入れ、また資本蓄積の効果についても分析できるという多くの利点を持っている。一方、第 2 章で扱う世代会計の手法は人々の最適化行動や資本蓄積などが明示的に扱



われているわけではないが、精緻なシミュレーション・モデルでは計算が複雑になるために扱うのが難しい社会保障制度や財政制度に関する詳細な政府の支出・収入構造を分析に組み込むことが可能となる。それらの詳細な政府の支出・収入構造を分析に組み込むことで社会保障の収益性に関してより正確な計算が可能となる世代会計の利点は、他の分析手法にはなく、社会保障の収益性または世代間における負担格差の分析には依然として有益な手法と言えるであろう。このよう利点を持つ世代会計の手法に第 2 章は基礎を置くが、従来の分析手法に加え、時系列的に世代間の再分配についての分析を行う。これまでの世代会計の研究では世代間の再分配がどの程度発生しているか一時点での考察を行うことが多いが、第 2 章では、一時点だけでなく時系列的に世代間の再分配についての分析を行う。そのような分析手法をとることで、ある一時点の世代間の再分配の規模を把握するだけにとどまらず、どのような世代間再分配政策が日本において実際にとられてきたかを考察することが可能となる。このような拡張はこれまでの世代会計を用いた分析ではほとんど見られなかった点である。

次に第 3 章で行う世代間格差と遺産の分析の意義について述べておく。世代会計では賦課方式に基づく社会保障の現役世代から退職世代への所得再分配が明らかになるが、現実世界では親から子への遺産という世代会計が明らかにする所得再分配とは逆方向の民間の所得再分配も存在する。遺産動機に関する研究はこれまで多く行われてきた。例えば、Barro (1974)や Becker (1974)による利他的遺産動機、Bernheim, Shleifer, and Summers (1985)などによる戦略的遺産動機、Yaari (1965)、Abel and Warshawsky (1988)などによる遺産消費モデルや贈与動機、Able (1985)などによる偶然遺産モデルなどが知られている。さらに、Bernheim, Shleifer and Summers (1985)、Altonji, Hayashi and Kotlikoff (1992)、Horioka (2002)では遺産動機に関して実証的に精緻な分析が行われている。このように遺産動機に関して多くの分析が行われているが、世代会計の分野で遺産を考慮して世代間格差を分析した研究はほとんどない。第 3 章では、これまであまり行われることのなかった、世代間格差を相殺する働きのある遺産を考慮して世代会計に基づく世代間負担を分析する。

次に、第 4 章で行う社会保障のリスクシェアリング機能を考慮した分析の意義について述べる。少子高齢化が進展する社会において、賦課方式に基づく社会保障制度が世代間格差をもたらすという社会保障のネガティブな側面は先に述べたとおりである。一方で、Diamond (1977)では、人々の長生きのリスクや所得・資産変動のリスクの観点では社会保障の分析に有益であるとしている。また、Diamond (1977)では社会保障制度がない場合、それらのリスクをカバーするのは難しいとも述べている。さらに、Geanakoplos, Mitchell, and Zeldes (1998)では個人勘定制度 (individual account system) や確定拠出型 (Defined Contribution; DC) の制度では、所得変動や長生き、障害のリスクに対する保険は提供できないと述べている。つまり、賦課方式であっても確定給付型 (Defined Benefits; DB) の制度には長生きや所得・資産変動に対するリスクシェアリング機能という人々の効用水準を上昇させるポジティブな側面も持ち合わせている。このように社会保障制度を分析する

際には、社会保障制度が生み出す世代間格差に加え、長生きのリスクや所得・資産変動のリスクを考慮して分析することは重要な要素であるが、それらのリスクを明示的に考慮して公的年金についてシミュレーション分析を行った研究は意外と少ない。リスクを考慮した公的年金に関する分析は İmrohotoğlu, İmrohotoğlu, and Joines (1995)や Hugett and Ventura (1999)、Bohn (2001)、Sánchez-Marcos and Sánchez-Martín (2006)、Nishiyama and Smetters (2007)などで行われているが、それらの研究では確定拠出型 (DC) の年金制度の特徴である資産収益の変動リスクは明示的に分析されているわけではない。また、移行期の人口プロファイルがやや単純化されたものとなっている。第 4 章ではそれらの分析では行われていない資産収益の変動リスクを考慮し、また移行期の人口プロファイルをより現実的にするといった拡張を行いながら、社会保障が生み出す世代間格差と長生きのリスクや資産収益の変動リスクに対する社会保障のリスクシェアリング機能を明示的に考慮して日本の公的年金について分析を行う。

これまでは主に公的年金の分野から社会保障に対する研究を概観し、本稿の第 2 章、第 3 章、第 4 章の位置づけについて述べてきた。多くの国で公的年金は社会保障給付の中で最も大きな比重を占め、財政に与える影響も大きい。それゆえ依然として重要な研究テーマではあるが、近年、医療費の増大も著しく、財政に与える影響も大きくなっている。このような状況のもと医療に関する研究も進んでいる。本稿では第 5 章で医療の分野に関わる分析を行うが、ここで本稿の第 5 章で行う分析の意義について述べる。まず、医療制度や介護制度に関して財政的な視点から分析したものに鈴木 (2000)、小黒 (2006)、岩本・福井 (2007)、Ihori et al. (2011)などがある。鈴木 (2000)、小黒 (2006)、岩本・福井 (2007) では将来の医療費や介護費用の推計などを行い、医療保険や介護保険への積立型制度の導入が医療や介護における世代間格差にどのように影響を与えるかについての分析が行われている。また、Ihori et al. (2011)では Auerbach and Kotlikoff のシミュレーション・モデルを応用し日本の公的医療保険の改革について分析が行われている。その一方で、費用便益分析を用いて医療政策を評価する分析も行われてきた。人々は健康や安全に関するリスクに日々直面しており可能であればそれらのリスクを取り除きたいと誰しもが思うであろう。しかし、利用できる資源の制約を受ける現実世界で全てのリスクに対しリスクフリーの状況を作るのは難しい。資源の制約を受ける現実世界では、どのリスクにどれだけの資源を振り分けるかの問題が重要となる。それらの問題を考察する場合、リスクを軽減するための費用とリスク軽減から得られる便益の比較をする費用便益分析が有益である。

医療や安全といった生命に関するリスク軽減に対しての便益分析に Schelling (1968)によって提示された Value of a Statistical Life (VSL) がある。費用便益分析には、リスクを軽減するための費用とリスク軽減から得られる便益の情報が必要になるが、VSL は生命に関するリスク軽減の便益を分析するものである。Schelling (1968)や Mishan (1971)では、VSL の測り方として死亡確率の限界的な変化に対しての人々の支払意思額 (willingness-to-pay) を用いるのが適切であることを示している。その後、Thaler and

Rosen (1975)は労働災害率と個人の所得の情報を利用したヘドニック賃金法により死亡確率の変化に対する賃金プレミアム（補償賃金）の推定を行った。この Thaler and Rosen の推定を契機に労働市場のデータを基にヘドニック賃金法を用いて VSL を推定する研究が多くの国で行なわれるようになった。しかしながら、日本において VSL の推定は十分に行われているわけではない。今後医療費のさらなる増大が予想される日本において、より効率的な医療政策が求められる。第 5 章では、医療や安全といった生命にかかわる政策の費用便益分析の基礎となる VSL を日本のデータに基づいて推定する。

最後に本稿で行う社会保障と女性労働に関する分析の意義について述べる。ここで、日本における女性の労働参加率は近年徐々に上昇してきた。しかしながら、2008 年時点での日本の女性の労働参加率は 7 割弱で OECD 諸国の中ではまだ低い率にとどまる。また北欧諸国と比べると 10%ポイント低い値となっている<sup>13</sup>。少子化などにより日本の生産年齢人口の減少が続く中で、さらなる女性の労働参加が期待されている。これまで配偶者控除や第 3 号被保険者といった税制・社会保障制度と女性労働についての研究が安部・大竹(1995)、樋口(1995)、大石(2003)などによって行われてきた。それらの研究では、配偶者控除や配偶者特別控除、また第 3 号被保険者の要件を満たすように妻が労働時間の抑制を行うことが示唆されている。また、それらの諸制度を廃止した場合にどれほどの女性労働の増加が見込めるかについて、精緻な推定モデルを用いた分析も Akabayashi (2006) などで行われている。これら制度的要因がどの程度女性労働に影響を与えるかの検証は重要なのは言うまでもないが、しかし、一方で、女性の家事や育児といった家庭での多くの負担と仕事との間のバランスを考察するのも重要な視点であろう。というのも、日本社会においては依然として家事や育児については男性と女性で均等に分担するものとはなっていない。日本女性は家事や育児といった家庭での負担が結婚や出産を機に男性よりも重くなる。例えば、黒田(2010)によると、6 歳以上の子供のいる夫婦で、夫が家事や育児に割く時間は妻のそれに比べると 5 分の 1 以下となっている。こうした男女間の不均等な家庭の仕事（housework）の配分は、育児など家庭の仕事に多くの責任を持つ日本の女性に仕事と家庭の両立を困難にさせるだろう。このような状況下においては、仮に配偶者控除や第 3 号被保険者といった制度が変更されたとしても、日本女性の仕事と家庭の両立の困難さという問題により、女性労働はそれほど増加しないかもしれない。そこで第 6 章では、上記の点を踏まえ、女性の仕事と家庭の間でのワークライフ・バランスの観点から社会保障を分析する。

---

<sup>13</sup> 内閣府(2010)『男女共同参画社会白書』より。

### 3 各章の分析と結果の簡単なまとめ

以下では、各章の分析と結果について簡単にまとめる。まず、第 2 章、第 3 章では世代会計に基づき日本の世代間の所得再分配政策について定量的に把握する。特に第 2 章では、1990 年代、2000 年代の日本における世代間再分配政策を世代会計の手法を用いて分析を行う。第 2 章の推計結果では、1990 年代の政策は 20 歳代の世代を含めた現在世代の負担を軽くする一方で、一貫して将来世代に負担を先送りする政策がとられていたことが示される。また、その傾向は 2000 年代の中頃まで続くが、2004 年からは現在世代の生涯純負担額が増加する一方で将来世代の生涯純負担額が低下し世代間格差の縮小といった変化が見られる。しかし、2004 年から 2007 年にかけての将来世代の生涯純負担額の縮小は退職世代の純便益を縮小させてなされたものではなく、若い現在世代の負担額の上昇によって達成されたことも示される。

次に第 3 章では、遺産をふくめて世代間負担を分析する。まず世代会計に手法に基づき政府の行う世代間再分配の規模を求めるが、遺産額については個人の最適化行動から求める。また、社会保障改革についてのシミュレーション分析も行う。分析結果から、遺産動機を取り入れると、将来世代の追加的負担は約 54%以上遺産によって相殺されることが示される。また、社会保障給付額を 25%カットすると将来世代のほぼどの世代でも追加的負担は遺産によって相殺されることが示される。しかし、社会保障改革を先延ばすと、今後新たに経済に参加する世代は追加的負担を遺産で相殺することができない結果が示される。

次に第 4 章では長生きや所得・資産変動へのリスクシェアリングといった社会保障制度の持つポジティブな面と世代間格差を生み出すという社会保障のネガティブな面の両面を考慮し、シミュレーション分析を行う。シミュレーション結果では、伝統的な賦課方式の確定給付年金制度 (DB) の完全な廃止、あるいは積立方式の確定拠出年金制度 (DC) や個人勘定制度への完全な移行は厚生損失をもたらす可能性があることが示される。これは、確定給付年金制度 (DB) の完全な廃止は伝統的な公的年金制度の持つリスクシェアリング機能を失うことになるからである。しかし、少子高齢化の進展が激しい日本においては伝統的な年金制度が生み出す世代間の負担格差も大きく、リスクシェアリング機能を一部犠牲にしても、確定拠出 (DC) 的な要素を公的年金に取り入れる必要があることも示される。仮に資産からの期待収益と賃金成長率が同程度であれば、シミュレーションの結果では、将来世代に望ましい所得代替率(公的年金の規模)は 20%から 30%になることが示される。

次に第 5 章では、Thaler and Rosen (1975)によるヘドニック賃金法を用い VSL の推定を行う。具体的には、『就業構造基本調査』の個票データと『労働災害動向調査』の集計データを用いて推定を行う。なお、『就業構造基本調査』の個票データには賃金に関する情報の他に就業形態や性別、また所属する会社の規模や産業など個人属性に関する豊富な情報が含まれている。それらの情報を利用することで、多くの個人属性に関してコントロールを行い、VSL の推定を行う。推定結果では、事業規模 100 人以上のデータを用いると仕事の

死亡リスクは賃金に対し正の影響を持ち、正の賃金プレミアムが示される。一方、従業員規模 30 人～99 人のデータを用いると仕事の死亡のリスクと賃金に明確な相関を確認することはできない。また、従業員規模 100 人以上の推定結果をもとに VSL を求めると 8.2 億円から 21.4 億円という結果が示される。

次に第 6 章では補償賃金格差仮説に基礎を置き、ワークライフ・バランスの視点から女性労働について分析する。具体的には、仕事の快適さや不快さが賃金に与える効果（賃金プレミアム）について実証的に分析するが、その効果は家庭の仕事の負担が重いグループ（既婚女性）とそうでないグループ（未婚女性）とで異なるかについて分析する。家計経済研究所の提供する『消費生活に関するパネル調査』を用いた推定結果では、程度としてはそれほど大きいものではないが、通勤時間増加に対する正の賃金プレミアムが一貫して確認される。一方、企業の提供する育児休業制度といった一見するとファミリー・フレンドリーな属性についての（負の）賃金プレミアムは確認されない。また、通勤時間に対する賃金プレミアムの多くは既婚女性のパートタイム労働者によって要求されていることが示される。これらの結果は、家庭の仕事の負担がより重い既婚女性にとって、通勤時間を短縮させるような施策のほうが優先順位が高いことを示唆する。

## 第2章 1990年代、2000年代の日本における世代間再分配

### 政策：世代会計の手法を用いた分析<sup>1</sup>

#### 1 はじめに

日本において早いスピードで少子高齢化が進んでいるのは周知の通りである。全人口に占める高齢者の比率を表した高齢化率をみると1970年では7.1%であったのが、1990年には12.1%ととなり、2005年には20.2%となっている。また、将来推計人口では2025年では高齢化率は30.5%、2050年には39.6%になると予想されている<sup>2</sup>。

少子高齢化の進展は賦課方式を前提とした社会保障制度を持つ場合、世代間の負担の格差を生み出すことは多く指摘されてきた。世代間の負担の格差を定量的に捉える場合、世代会計の手法は有益である。世代会計はもともと伝統的な財政赤字の指標は人々の行動に影響を与える政策の指標とはなっていないという問題意識から、Auerback, Gokhale, and Kotlikoff (1991)によって開発されたものである<sup>3</sup>。

---

<sup>1</sup> 本稿は宮里尚三(2009)「1990年代の世代間再分配政策の変遷—世代会計を用いた分析」(井堀利宏編『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策5 財政政策と社会保障』、内閣府経済社会総合研究所、pp.253-275)に大幅に加筆・修正を加えたMiyazato(2012)「Intergenerational redistribution policies of the 1990s and 2000s in Japan: An analysis using generational accounting」(mimeographed)を基にしている。本稿の作成過程において、井堀利宏先生、岩本康志先生、小塩隆士先生、貝塚啓明先生、加藤久和先生、土居丈朗先生、中里透先生より貴重なコメントを頂いた。また、コンスタンツ大学でのセミナー、内閣府社会経済研究所での会合、第8回NTA

(National Transfer Account)でのワークショップでの参加者からも多くのコメントを頂いた。また、土井正氏からはデータの整備で協力頂いた。それら貴重なコメント、データ整備の協力に対して、心より感謝の意を示したい。また、本稿の作成過程において文部科学省科研費(若手研究費(B) No.21730261)、日本大学経済学部研究費より支援いただいた。これらの研究費の支援についても、心より感謝の意を示したい。また、本稿に残る過誤は当然ながら著者の責任である。

<sup>2</sup> 2005年までの数値は国立社会保障・人口問題研究所(2010)『人口統計資料集』、将来の人口に関しては国立社会保障・人口問題研究所(2007)『日本の将来推計人口』を参照した。

<sup>3</sup> 財政赤字または政府債務残高の指標は将来世代の負担を測るのも目的の一つだろう。賦課方式の公的年金のもとで、現役世代の年金保険料(税)を引き上げ、その分退職世代の給付を増加させたとする。このような政策が少子高齢化の下で行われた場合、将来世代の負担を増加させるが、伝統的な財政赤字や政府債務残高の指標が政策実行時に変化することはない。このような背景を踏まえ、Kotlikoffは伝統的な財政赤字は適切な政策スタンスを表していないとし、その代替的な指標として世代会計を提唱している。もちろん、世代会計にも問題点があるが、人々がライフサイクル的に行動し、また流動性制約などに直面していない場合、世代会計は有益な指標になりうる。

出生年齢別の各世代の生涯の政府からの純受益額の割引現在価値を計測するのが世代会計の特徴であるため、世代間の負担の格差や世代間の再分配政策を定量的に捉えようとする場合、世代会計の手法は有益な情報を提供する。そのため、世代会計による世代間格差の推計はこれまで多くの国で行われてきた。しかし、多くの研究では基準年の政策を所与として現在世代と将来世代の負担格差の推計に重点を置き、またその現時点の負担格差が政策の変更によってどの程度変わるのかシミュレーションを行う研究が多くを占めている。一方、その負担の格差が時系列的にどう変化してきたかについて分析した研究はあまり見られない。ここで、本稿では世代会計の手法が得意とする世代間の再分配が現時点でどの程度発生しているかを考察するだけでなく、どのような世代間再分配政策がとられ、負担格差がどのように推移してきたかについても同時に考察する。特に本稿では1990年代、2000年代にとられた世代間再分配政策について世代会計の手法で分析する。また、本稿では将来世代の世代間負担を推計する際に、旧人口推計と新人口推計の両方を用いる。旧人口推計と新人口推計の両方を用いることにより人口推計における少子化の下方修正や高齢化の上方修正が将来世代の純負担にどの程度影響を与えたかについても分析が可能となる。なお、本稿の分析では1990年から2007年の18年間の世代間格差の分析を行う。推計方法はそれぞれの年の生涯純負担を計算しつなぎ合わせるという単純な方法ではあるが、先行研究にはない有益な情報をもたらす。まず本稿の手法を用いることにより世代間再分配政策のトレンドを捉えることができる。さらに、例えば将来世代の生涯純負担のトレンドに変化があった場合、現在世代の特にどの年齢の人々がその変化に影響を与えているかを知ることができる。それらの分析は、これまでの世代会計の研究ではされてこなかった点で本稿の当該分野への貢献と言えよう。

世代会計の手法を時系列的に利用している研究として、Gokhale, Kotlikoff, and Sabelhaus (1996)がある。この研究はそれぞれの世代の生涯純負担と貯蓄率の関係について分析している。分析の結果では退職世代の生涯純負担の低下とその世代の貯蓄率の低下についての相関を見出している。つまり、賦課方式の社会保障制度の導入による退職世代の生涯純便益の増加（生涯純負担の低下）とその世代の貯蓄率の低下の関係を示していると言える。ただし、この研究では本稿で分析を行う、世代間再分配政策のトレンドの変化や将来世代の生涯純負担の推移などについて分析はなされていない。

ここで本稿での推計手法やデータについて簡単に触れておくことにする。本稿の実際の推計方法や使用しているデータについては、日本の世代会計の推計において国際比較が可能となっているTakayama, Kitamura, and Yoshida (1999)と基本的に同じである。ただし、本稿では一時点での定量的な把握ではなく時系列的に分析を行っている点で異なる。また、データについては、『国民経済計算年報』、『家計調査』、『全国消費者実態調査』、『国勢調査』、『将来人口推計』を本稿では用いる<sup>4</sup>。それらのデータを利用して本稿では1990年から2007

---

<sup>4</sup> Takayama, Kitamura, and Yoshida (1999)もほぼ同じデータを使っているが、各世代の負担や受益の算出の際に、Takayama, Kitamura, and Yoshidaの研究では『全国消費者実態調査』

年の18年間のデータセットを構築する。さらに、人口推計に関しては旧人口推計と新人口推計の両方を用いて分析する。このように長期のデータセット、さらに旧人口推計と新人口推計を含めたデータセットは著者の知る限り、これまでにないデータセットであり、当該分野でユニークなものとなっている。

本稿での推計結果を簡単にまとめておく。1990年代では、現在世代<sup>5</sup>の全てで生涯純負担額はほぼ毎年低下し続け、将来世代の生涯純負担額は逆に毎年上昇し続けた。この傾向は2000年代前半まで続くが、2004年頃から世代間再分配政策のトレンドに変化が見られる。50代やそれ以上の年代の生涯純負担額は一定にとどまるものの、20歳代、30歳代、40歳代の生涯負担額が2004年頃から上昇している。一方で将来世代の生涯純負担額は低下し始めている。ただし、2000年代後半の将来世代の純負担額は1990年代と同水準までに低下はしていない。さらに旧人口推計（1992年推計）と新人口推計（2002年推計）のデータを用いた推計結果を比較すると、旧人口推計の予測を上回る少子高齢化の進展は将来世代の生涯純負担額を約32%上昇させるものとなっている。

本稿の構成は以下のとおりである。2節で先行研究についてサーベイする。3節で推計方法とデータについて述べる。4節で推計結果について述べ、5節で本稿のまとめを行う。

## 2 先行研究

世代会計の研究は、アメリカにおいてKotlikoffを中心にして始められた。世代会計は現在の政府に対する支払いと受益の構造が変わらないとし、現在世代と将来世代の政府に対する負担がどれくらいの大きくなるのかを明らかにする分析手法である。Auerbach, Gokhale, and Kotlikoff (1991)の計算によると、アメリカの1989年生まれの世代とその後の世代を比べると、その後の世代の生涯純負担額は17%から24%も多いという推計結果となっている。世代会計で得られる結果は、ある世代から他の世代への政府によって行われる所得移転を表す指標といえる。そのため、上述の推計結果により、アメリカの現在世代が生涯のうち受け取る政府からのサービス（便益）の一部は、将来世代の負担によることが示されることになった。その後も彼らはデータをアップデートしながらAuerbach, Gokhale and Kotlikoff (1992, 1994)でアメリカの世代間格差について分析を行っている。また、それら一連の研究は他の多くの国で世代間格差の分析を行う際に用いられる手法となっている。

日本における世代会計の手法を用いた推計は、経済企画庁（1995）、麻生・吉田（1996）、日高他（1996）、宮里（1998）、増島・島澤・村上（2009）などで行われている。日本ではア

---

を基礎にしているが、本稿では毎年データが利用できる『家計調査』を基礎にしている。この点に関してはデータソースとして異なる。

<sup>5</sup> 現在世代というときには65歳以上の退職者世代も含めるが、現役世代という場合には退職者世代は含めないものとする。



アメリカと異なりマイクロ・データの使用に制限がある。そのため Auerbach, Gokhale and Kotlikoff らがマイクロ・データをもとに各世代の生涯純負担額を推計した方法がとれず、日本の研究では集計データをもとに各世代の生涯純負担額を推計している。経済企画庁（1995）、麻生・吉田（1996）、宮里（1998）では『家計調査』を中心に各世代の生涯純負担額を推計しているため 10 歳刻みの推計となっている。またそれらの研究はデータの制約により 20 歳以上の世代を 10 歳刻みで推計している。一方、日高他（1996）では『賃金構造基本調査』を中心に推計し 1 歳刻みで各世代の純受給を推計している。日高他（1996）の推計によると将来世代は現在世代（0 歳の世代）よりも負担が 168.9% も多いという結果になっている。一方、麻生・吉田（1996）では、将来世代は現在世代（20 歳代の世代）より負担が 54.2% 多いとの結果となっている。また、経済企画庁（1995）では 51.0%、宮里（1998）では 112.3%、現在世代より将来世代の負担が多いという結果になっている。増島・島澤・村上（2009）では近年の日本における生涯純負担額しており、2005 年での将来世代の生涯純負担額は現在世代より 207.5% 多いという結果になっている。

一方、Auerbach, Kotlikoff and Leibfritz (1999) では 17 か国<sup>6</sup>において世代会計の手法を用いて各国の世代間格差についての分析を行っている。各国の推計の中で最も世代間格差が大きいのは日本となっており、将来世代は現役世代より 169.3% 重い負担をする結果となっている。ついで負担が重いのはイタリアで 131.8%、次はドイツで 92.0% 重い負担を将来世代がする結果になっている。逆に負担が最も軽いのはスウェーデンで将来世代は現役世代より 22.2% 軽い負担ですむ結果となっている。またニュージーランドでも将来世代は 3.4% 軽い負担ですむ推計結果となっている。その他に Cardarelli, Sefton, and Kotlikoff (2000) ではイギリスにおける推計を行っており、将来世代は現役世代に比べ 28.4% 重い負担となる結果となっている。

その他、世代会計の手法を用いた近年の分析には Auerbach and Chun (2006)、Chojnicki and Docquier (2007) がある。Auerbach and Chun (2006) は韓国の世代間の再分配を分析したものであるが、医療制度についてより精緻な分析を行っているのが特徴である。Chojnicki and Docquier (2007) ではこれまでの世代会計ではあまり行われていなかった教育の効果を考慮して世代間格差について分析を行っている。彼らの研究ではアメリカにおける進学率の上昇を考慮して推計を行うと、これまでの世代間格差の推計より楽観的な結果が得られるとしている。ただし、教育の効果を考慮しても世代間のアンバランスは発生しており、それを解消するには 1.2% の税率の上昇、もしくは 2.7% の給付の削減が必要であるとしている。

先にあげたこれまでの世代会計の分析は主に、ある一時点でどの程度の世代間の再分配が発生しているかを分析している。また、政策変更を行った場合、世代間格差がどの程度

---

<sup>6</sup> アルゼンチン、オーストラリア、ベルギー、ブラジル、カナダ、デンマーク、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、ニュージーランド、ノルウェー、スウェーデン、タイ、日本、ポルトガル、アメリカの 17 か国となっている。

改善するかについてのシミュレーション分析が多く行われている。それに対して本稿では一時点だけでなく時系列的に世代間の再分配を把握し、実際にどのような世代間の再分配政策がとられてきたかを考察する。

### 3 推計方法とデータ

#### 3.1 推計方法

世代会計では政府に支払うものは家計にとってすべて負担とし、政府から受け取るものはすべて便益と考える。また、世代会計は各世代の生涯にわたる政府からの純受益（純負担）の割引現在価値を計算する。そのため、家計の行動がライフサイクル仮説に基づく場合<sup>7</sup>、世代会計は財政政策の影響を適切に捉える指標になりうる。さらに、世代会計は現在から将来にかけての政府の収入と支出を世代別に分解し、生涯を通じた負担の割引現在価値を世代別に算出したものであるから、特に世代間の負担の公平性について一つの有用な情報を提供する。世代会計における推計の基本となる式は以下のように表せる。

$$\sum_{s=0}^D N_{t,t-s} + \sum_{s=1}^{\infty} N_{t,t+s} = \sum_{s=t}^{\infty} G_s (1+r)^{(t-s)} - W_t^g \quad (1)$$

次の式は  $N_{t,k}$  の導出の仕方を表した式である。

$$N_{t,k} = \sum_{s=\max(t,k)}^{k+D} T_{s,k} P_{s,k} (1+r)^{(t-s)} \quad (2)$$

ここで、 $N_{t,k}$  は  $k$  年生まれ世代の  $t$  年の純負担の割引現在価値、 $W_t^g$  は  $t$  年の政府純資産、 $G_s$  は  $s$  年の政府消費（政府支出）、 $r$  は利子率、 $D$  は最大寿命、 $T_{s,k}$  は  $k$  年生まれ世代の  $s$  年の一人当たり純負担、 $P_{s,k}$  は  $k$  年生まれ世代の  $s$  年における人口である。

世代会計の手法で分析するのは現存する各世代の負担と将来世代の負担である。まず、現在世代の生涯の負担を『家計調査』、『全国消費者実態調査』、『国勢調査』、『国民経済計年報』のデータをもとに一定のルールに従って算出する。算出された年齢別 1 人当たりの

<sup>7</sup> 井堀他（2002）においては日本のデータではバローの中立命題が成立することは支持されない結果となっている。また、Hayashi(1985)においては日本において流動性制約に直面している家計は約 15% という結果になっている。それらの結果から、日本の家計がライフサイクル仮説に基づく行動をとり、また多くは流動性制約に直面していないと考えるのに大きな問題はないと考えられる。

負担の値に年齢別人口をかけ、仮定する利子率で割引くと(1)式の左辺第一項が求まる。次に(1)式の右辺第一項は現時点における一人当たりの政府支出額、将来人口の推計値、一定の経済成長率、利子率をもとに求める。次に(1)式の右辺第二項は現時点における政府純債務から算出する。最後に残差として(1)式の左辺第二項にあたる将来世代の純負担額が求まる。この方法によって、現在の支出構造を前提とした場合、将来世代の負担がどのくらいかを知ることができる。これで現在世代の負担と将来世代の負担を比較することが可能となる。より具体的な計算については次節で述べる。なお、先で述べたように推計の手順としては、Takayama, Kitamura and Yoshida (1999)と同じである。ただ、本稿では時系列的にデータを整備している点で異なる。なお、本稿での推計は1990年から2007年まで毎期、独立に推計を行っている。

### 3.2 データについて

本稿で使用するデータは1990年から2007年にかけての『国民経済計算年報』、『家計調査』、『全国消費者実態調査』、『国勢調査』、『日本の将来推計人口』である。ここで、データについての注意点を挙げておくと『家計調査』は『全国消費者実態調査』と異なり毎年家計の支出等について公表されるので、本稿では毎年の家計の負担や受益の按分のデータとして『家計調査』を主に用いる。また、『家計調査』のデータの制約により現在世代(20歳以上)の年齢区分を20歳から29歳、30歳から39歳、40歳から49歳、50歳から59歳、60歳以上の5区分とした<sup>8</sup>。さらに、『全国消費者実態調査』、『国勢調査』は毎年の調査ではないので調査がない年については線形補間を行うことにした。さらに、『日本の将来推計人口』は平成4年(1992年)推計以前は各歳ごとの詳細な予測値がないため、それより前の予測値を用いて将来負担を推計するのが難しい。そのため、本稿では1990年以前は分析しないことにした。最後に、基準となるケースは経済成長率を2%、利子率を4%と仮定して推計を行う<sup>9</sup>。

以下に現在世代の純負担額、将来の政府支出と政府収入、現時点の純政府債務、将来世代の純負担の計算について詳細に述べる。

#### A1. 現在世代の一人当たり純負担の算出

(1) まず、政府への支払い、政府からの受け取りのデータとして『国民経済計算年報』の「一般政府の部門別勘定」を用いる。政府への支払い額、政府からの受け取り額を、『家計調査』および『全国消費実態調査』の「勤労者世帯の世帯主の年齢階級別収支」を用いて、

<sup>8</sup> 20歳以下の人口データについては、分析から除いている。

<sup>9</sup> 利子率4%という仮定は近年の日本の利子率より若干高いように思われる。そこで、補論において利子率に関する感度分析を行った。仮に4%より低い利子率を仮定した場合でも本稿における分析結果の含意は変わらない。

各世代別（20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳以上の5つの年齢区分）に按分する。さらに『国勢調査』の年齢階級別人口数を基に一人当たりの受益（受け取り）・負担（支払い額）を算出する。

(2) 政府の受け取り（個人にとっては政府への支払い）は以下の項目を用いる。

- a. 生産・輸入品に課される税（受取）
- b. 所得・富等に課される経常税（受取）
- c. 社会負担（受取）

生産・輸入品に課させる税の項目は純間接税<sup>10</sup>であるから、(2)-aの項目については『家計調査』の年齢階級別消費支出で各世代に按分する。次に所得・富等に課される経常税は直接税であるから、(2)-bの項目については、まず労働分配率（=雇業者報酬/国民所得）を用いて労働所得分と資本所得分に各世代に按分する。労働所得への直接税分については『家計調査』の年齢階級別の直接税の支出項目を用いて按分する。資本所得への直接税分については『全国消費者実態調査』の年齢階級別、貯蓄現在高額を用いて各世代に按分する。最後に、(2)-cの項目については、『家計調査』の年齢階級別、社会保険料支出額を用いて各世代に按分する。上記のように按分された額は(2)式における一人当たり純負担額  $T_{s,k}$  の負担側に対応する。

(3) 政府の支払い（個人にとっては政府からの受け取り）は以下の項目を用いる。

- a. 集合消費支出を除いた最終消費支出（現物社会給付、個別的な非市場財・サービスの移転）
- b. 補助金（支払）
- c. 現物社会移転以外の社会給付（支払）

まず、政府の集合消費支出を除いた最終消費支出についてであるが、この項目については個別的な非市場財・サービスの移転が含まれている。個別的な非市場財・サービスの移転について『家計調査』や『全国消費者実態調査』に対応する項目がないため、本稿では(3)-aの項目については『国勢調査』の年齢別人口数で頭割りする。また、(3)-bの補助金についても同様な理由で『国勢調査』の年齢別人口で頭割りする。最後に(3)-cの現物社会移転以外の社会給付については、『家計調査』の年齢階級別、社会保障給付額を用いて各世代に按分する。上記のように按分された額は(2)式における一人当たり純負担額  $T_{s,k}$  の受益側に対応する。

- d. 総固定資本形成
- e. 現実最終消費（集合消費支出）

(3)-dの総固定資本形成と(3)-eの現実最終消費（集合消費支出）は政府の非移転支出である。両項目については、Aurbach, Gokhale, and Kotlikoff (1991)や他の伝統的な世代会計の手法では(2)式における純負担額  $T_{s,k}$  の受益側には含めずに推計が行われる。本稿でも伝

---

<sup>10</sup> 純間接税とは間接税から補助金を控除したものである。

統的な手法にしたがって、両項目を純負担額  $T_{s,k}$  の受益側には含めないで推計を行う。なお、それら両項目は(1)式の  $G_s$  に対応する項目である。(3)-d の総固定資本形成と(3)-e の現実最終消費（集合消費支出）を『国勢調査』の人口数で頭割りし、 $G_s$  を算出する。

(4) A1-(1)、A1-(2)、A1-(3)の手順に従って算出した現在世代の一人当たり受益・支払い額に、一定の経済成長率と利子率を仮定し、将来の受益・支払いの割引現在価値を算出する。なお、将来の受益・支払いは現在の A1-(1)から A1-(3)で算出した受益・支払い構造が将来も続くものとして算出する。

#### A2. 将来の政府支出・収入の算出

将来の政府支出・収入は、現在の年齢別の政府支出・収入構造、将来の年齢別人口、将来の経済成長率と利子率の3つの項目をもとに算出される。なお、将来の年齢別人口は国立社会保障・人口問題研究所の『将来人口推計』の中位人口推計を用いる。まず、先の A1-(2)で算出した現在の年齢別の一人当たり政府収入に仮定した経済成長率と、年齢別の将来推計人口とを掛け合わせて将来の政府収入の流列を求める。次に、A1-(3)で算出した現在の年齢別一人当たり政府支出に仮定した経済成長率と年齢別の将来推計人口を掛け合わせて将来の政府支出の流列を求める。また、将来の一人当たり非移転支出（総固定資本形成、集合消費支出）の流列に関しては現在の一人当たり非移転支出に仮定した経済成長率と将来の人口数を掛け合わせて求める。このように求めた将来の政府支出と収入の流列を利子率で割り引くことで、将来の政府支出と収入の割引現在価値を求める。将来の政府支出の割引現在価値から将来の政府収入の割引現在価値を差し引くことで、将来の政府の財源不足の割引現在価値が得られる。

#### A3. 政府の純資産

『国民経済計算年報』の「一般政府の部門別資産・負債残高」における金融資産から負債を差し引くことで求める。

#### A4. 将来世代の負担

上述の A2 で算出した将来の政府の財源不足の割引現在価値と A3 で求めた政府純資産の合計を、将来世代への追加的負担額と考える。

#### A5. 世帯データ

(1) 日本においては、受益・支払いのデータを年齢階級別に分解する際に利用できるデータが、『家計調査』や『全国消費者実態調査』等に限られる。また、これらの統計の中で税負担や社会保障受給の現状を年齢階級別に把握できるサンプルは勤労者世帯に限られている。そのため、勤労者世帯のデータを平均的なデータとみなして推計を行う。

(2) 高齢者の場合、勤労者世帯の割合が低く、これを高齢者の全世帯の平均的なデータとみなすと特に租税負担額について過大に推計される可能性が高い。そこで、『家計調査』の高齢者の租税負担については、『国勢調査』から求めた次の調整項を掛けて修正した。

$$\text{調整項} = \text{勤労世帯数} / \text{全世帯数}$$

#### A6. 時系列的な計算

上記に述べた計算手順に従って各時点の世代間格差を求めるが、時系列的な計算については、各時点でそれぞれ独立に計算を行う。つまり、上記の計算方法を繰り返し 1990 年から 2007 年の各期間で行う。

## 4 推計結果

### 4.1 推計結果

典型的な世代会計の推計結果は生涯純負担額を示すことにある。しかし、本稿では世代間格差に影響を与える負担と受益のそれぞれの推計結果も示しておく。そうすることで、負担側、受益側の世代間格差に与える影響を知ることができる。まず、世代別の負担額について見る。推計結果は図 1、表 1 の通りである。図 1 や表 1 に示されている一人当たり負担額は(2)式における  $T_{s,k}$  の負担側に相当するものである。まず 1990 年代の推計結果について見る。1990 年代の負担額は多くの年齢区分で一定で推移していたことが図や表から分かる。ただし、50 歳代の負担額は若干ながら減っている。具体的な数字をいえば、1990 年における 50 歳代の負担は 215 万 7,800 円であるのに対し 1999 年では 194 万円となっている。また 40 歳代も僅かながら負担が減っている。ここで、90 年代を通して多くの年齢区分で負担額が一定で推移した理由を考えてみる。90 年代には、表 6 にあるように所得税の引き下げが行われている。さらに、90 年代はバブル崩壊以後の景気低迷により特に直接税の税収が減った時期でもある。それら直接税収の減少は家計の側からみれば直接税の支払いが減ることであり、結果的に直接税の家計の負担は減少することになる。一方、表 5 にあるように年金保険料や医療保険料を中心に社会保険料負担は 90 年代を通じて着実に上昇していった。それら直接税の負担の減少と社会保険料負担の上昇が相殺されるかたちとなり、結果的に 90 年代の負担額の推移は多くの世代で一定で推移することになったと言えるだろう。

次に 2000 年代の負担額について見る。負担額は 60 歳以上の世代を除き、2000 年代の前半頃まで僅かに負担額は減少する。2000 年における 20 歳代の負担額は 100 万 4,500 円、30 歳代の負担額は 142 万 9,100 円、40 歳代の負担額は 183 万 5,900 円、50 歳代の負担額は 206 万 3,800 円となっている。それらの値は 2004 年には 94 万 5,700 円、132 万 3,300 円、179 万 9,000 円、192 万 5,800 円とそれぞれ減少している。しかしながら、2000 年代

の後半には全ての年齢区分で負担額は上昇する。ここで、2002年1月から2007年10月まで日本経済は景気拡張期であるが、2000年代前半の景気回復はそれほど鮮明ではなく、実際2001年から2003年にかけての所得税収入と法人税収入は減少している<sup>11</sup>。これは、2003年までの負担額の減少を意味する。一方、社会保険料負担に関してであるが、2000年より40歳以上に介護保険料が徴収されることになった<sup>12</sup>。また、2003年には賞与（ボーナス）を含めた年収をベースに社会保険料が適用される、総報酬制が導入された（表5参照）。その他、社会保険料の負担の多くを占める年金保険料に関しては、1990年代後半から2002年まで保険料の上昇はない（表5参照）。2003年までは所得税や法人税の低下による負担額の低下が介護保険料や総報酬制導入による社会保険料負担の上昇を若干上回ったため、2003年頃までは60歳以上を除いた年齢区分で負担額が減少する結果となったと言える。

一方、所得税収入や法人税収入は2000年代の中ごろから上昇し始める<sup>13</sup>。さらに、2007年には課税対象となる所得区分が4区分から6区分に増え、また最高税率も37%から40%に引き上げられた（表6参照）。それらの所得税改正の影響で多くの所得階級で所得税率負担は増加することになった。それに加え、2004年の公的年金改革により2004年から2017年まで公的年金保険料は毎年増加することになった（表5参照）。それら所得税負担の上昇や公的年金保険料の上昇が2000年中ごろからの負担額の上昇をもたらしたと言える。

ただし、2004年の公的年金改革が負担額の上昇に与える影響については留意すべき点もある。2004年の公的年金改革は2017年まで保険料を毎年引き上げることを約束したものである。しかしながら、本稿での負担額の推計の際には、予定されている保険料上昇は考慮していない。例えば、2004年における負担額の推計の際には、2004年に上昇した年金保険料の影響は推計に反映されるが、2005年以降に予定されている年金保険料の上昇は反映されていない。この点は生涯純負担額の推計に影響を与える。2017年まで予定されている公的年金保険料の上昇はすでに退職した退職世代には影響はないが、勤労者世代、または現役世代の生涯純負担額の上昇をもたらすであろう。(1)式に従うと、(1)式の右辺の項目にある政府非移転支出や政府純債務に変化はなく、現役世代の生涯負担額が上昇すると将来世代の生涯負担額の低下をもたらす。そのため、2004年の公的年金改革によって約束された将来の年金保険料の上昇を推計に反映しない場合、現役世代の生涯純負担額はやや過少に推計され、将来世代の生涯純負担額はやや過大に推計されていることになる<sup>14</sup>。

次に世代別の受益額について見る。推計結果は図2、表2のとおりである。図2や表2に示されている一人当たり受益額は(2)式における  $T_{s,k}$  の受益側に相当するものである。図2

<sup>11</sup> 景気の拡張期や後退期の判断については Ministry of Finance Japan (2010) をもとにした。

<sup>12</sup> 40歳から64歳までの介護保険料徴収は2000年4月より始まったが、65歳以上の介護保険料徴収は2000年10月より開始することになった。

<sup>13</sup> リーマンショック後の2008年からは再び所得税収入や法人税収入は低下しているが、本稿での分析が2007年までなので、2008年以降の分析については、次の機会に行いたい。

<sup>14</sup> この点は重要であるが、時系列的な分析に加え、予定されている公的年金保険料の上昇等の影響も分析に加えると、生涯純負担額の推計が複雑になる。そのため、本稿では予定されている公的年金保険料の上昇は推計に反映していないが、この点については今後の課題としたい。

や表 2 から、1990 年代の受益額の特徴として 60 歳以上の世代で受益額が大きく上昇したことがあげられる。その理由としては、年金制度の成熟化、つまり一人当たり年金給付額の増加が原因と考えられる。具体的な受益額の数字をあげると 1990 年における 60 歳代以上の一人当たり受益額は 188 万 5,200 円であったのに対し 1999 年では 240 万 5,000 円に上昇している。また、60 歳以上に比べると少ないが、それ以外の年齢区分でも 1990 年代は受益額が上昇している。例えば、1990 年における 20 歳代の世代の受益額は 10 万 6,000 円、30 歳代では 34 万 3,800 円、40 歳代では 50 万 3,200 円、50 歳代では 62 万 2,900 円であったのに対し 1999 年では 20 歳代の世代で 16 万 5,000 円、30 歳代で 45 万 8,000 円、40 歳代で 62 万 9,900 円、50 歳代で 65 万 1,000 円と上昇している。これら現役世代で受益額が上昇してきたのは補助金や社会保障給が若干ではあるが 90 年代を通じて上昇したことが原因であると考えられる。

2000 年代の一人当たり受給額について見ることにするが、まず 60 歳以上の世代の受給額は 90 年代に引き続き上昇しているが、ただ上昇率は 90 年代に比べて低下していることが分かる。ここで受給側に影響を与える 2000 年代の政策を考える。まず、2000 年に介護保険制度が導入されたが、これは 65 歳以上の退職世代の受益を増やす方向に働く<sup>15</sup>。一方、2001 年からは公的年金の支給開始年齢が、これまで 60 歳だったものが 65 歳に段階的に引き上げられ始める。基礎年金部分に関しては 2001 年から 2018 年にかけて、報酬比例部分に関しては 2013 年から 2030 年にかけて、60 歳から 65 歳に段階的に引き上げられる<sup>16</sup>。この年金支給開始年齢の引き上げが 60 歳以上の世代の受給額の伸びを抑えたものと考えられる。その他、現役世代に対する政府支出や補助金は 2000 年代で一定に推移しているため、現役世代の受給額も 2000 年代を通じ一定で推移することになっている。

次に先に求めた一人当たり負担額と受益額の推計結果を用いて一人当たり純負担額を計算したのが図 3、表 3 である。ここで、「一人当たり純負担額＝一人当たり負担額－一人当たり受益額」で計算を行っている。ここで一人当たり純負担額の特徴としては、60 歳以上の世代で純便益を得ており、90 年代は 60 歳以上の世代の純便益が大きく増加したことがあげられる。これは、先ほども述べたように社会保障制度、特に年金からの便益が年々増加してきたことが原因と考えられる。また、その他の年齢区分では、一人当たり純負担額が若干低下していることが読み取れる。なお、一人当たり純負担額の低下については、20 歳代よりも 30 歳代、40 歳代、50 歳代のほうが低下の程度は大きいものとなっている。一人当たり純負担額の推移から読み取れる特徴点としては、20 歳代から 50 歳代の年齢区分の

<sup>15</sup> 介護保険制度は原則的には 65 歳以上で介護給付を受けられるようになるが、40 歳から 64 歳でも特定疾患に由来した介護の必要な場合に限り介護給付を受けることができる。

<sup>16</sup> 支給開始年齢の引き上げのスケジュールに関しては、3 年毎に 1 歳ずつ引き上げることになっている。基礎年金部分では男性で 2001 年から 2013 年まで、女性で 2006 年から 2018 年までそれぞれ 12 年かけて 60 歳から 65 歳まで引き上げる。さらに報酬部分についても男性で 2013 年から 2025 年まで、女性で 2018 年から 2030 年までそれぞれ 12 年かけて 60 歳から 65 歳まで引き上げる。



一人当たり純負担額は上昇していないにもかかわらず、60歳以上の一人当たり純便益が増えていることである。この状況は、現在世代の負担を引き上げて60歳以上の便益増をまかなったのではなく、将来にその負担を先送りしたことを示すものと言える。

2000年代に入っても2003年頃までは20歳代から50歳代の一人当たり純負担額は低下する。一方、60歳以上の一人当たり純便益額は2000年代前半までは若干増加する。しかしながら、それらの傾向に2000年中ごろから変化が見られる。60歳以上の世代の一人当たり純負担額はほぼ一定で推移するが、20歳代から50歳代の現役世代の一人当たり純負担額が上昇し始める。この状況は、将来世代の純負担は20歳代から50歳代の現役世代の負担の上昇によって軽減されることを示すものである。

図4、表4には一人当たり生涯純負担額の推移が示されている。生涯純負担額の算出は先ほどの年齢区分別の純負担額をもとに算出される。例えば、1990年での生涯純負担額の算出は、1990年におけるそれぞれの年齢区分ごとの純負担額の構造を所与とし、将来の成長率と利子率を仮定し、それぞれの年齢区分ごとの純負担額の割引現在価値を求める。その求めた各年齢区分の純負担額の割引現在価値を寿命年齢まで足しあわせて生涯純負担額を算出している。さらに将来世代の一人当たり生涯純負担額を(1)式をもとに算出する。このように求められ一人当たり生涯純負担額を1990年から2007年まで毎年算出したのが図4と表4である。また、このように求められる生涯純負担額は世代会計の多くの研究で最終的に示される世代ごとの生涯純負担額に対応するものである<sup>17</sup>。ここで、人口推計について若干の留意点を述べる。将来世代の生涯純負担額を推計する際には通常、直近の新しい人口推計を用いることが多い。しかし、本稿では2002年推計の人口推計だけではなく1992年や1997年に推計された人口推計も用いて分析を行う。それら旧人口推計を用いた将来世代の生涯純負担額の推計は、仮に1992年や1997年の人口推計が実現した場合の将来世代の生涯純負担額ということになる。しかしながら、仮に旧人口推計にそって人口構造が推移した場合、とられる政策も変わっていたかもしれない。本稿では、人口構造が政策に与える影響については考慮していないため、旧人口推計を用いた推計には一定の留意は必要である。

まず1990年代の生涯純負担額の推計結果を見る。1990年における生涯純負担額は20歳代の世代で2,790万円であるのに対し将来世代は4,050万円という結果になった。また、1999年では20歳代の世代で生涯純負担額が1,800万円であるのに対し将来世代は7,580万円という結果になっている。1990年代の生涯純負担額の推移は、20歳代の世代を含む現

---

<sup>17</sup> 増島・島澤・村上（2009）では世代会計の手法を用いて近年の日本における生涯純負担額を推計している。増島・島澤・村上（2009）では、2005年における、将来世代の生涯純負担額は1億790万円、また20歳代の生涯純負担額は2,470万円と推計されている。一方で、本稿の推計では、2005年における将来世代の生涯純負担額は8,970万円、20歳代の生涯純負担額は2,080万円と推計される。これらのことから、両者の推計の違いはそれほど大きなものではないことが分かる。なお、両者の推計値の違いは将来の経済成長率や利子率の設定の違いによってもたらされていると考えられる。

在世代の生涯純負担額が年々低下していく一方で将来世代の生涯純負担額は年々増加していったことが推計結果から分かる。なお、将来世代の生涯純負担額の推計の際に 1990 年から 1996 年までの推計には 1992 年将来人口推計の人口予測を用いている。また、1997 年から 1999 年までの将来世代の生涯純負担額の推計には 1997 年将来人口推計の人口予測を用いている。ここで、1990 年代の世代間再分配に影響を与える政策を振り返る。まず、公的年金と公的医療を中心とした社会保険料は 90 年代を通じて上昇傾向にある。特に 1994 年と 1996 年の上昇は比較的大きい（表 5 参照）。一方で、1995 年と 1999 年に所得税率が引き下げられる（表 6 参照）。1995 年の所得税改正では、税率区分はこれまでの 5 区分と変わらず、またそれぞれの税率も変わらないが、課税対象となる所得区分がそれぞれ変更され多くの所得階級で限界税率が低下することになった。1999 年の所得税改正では、最高税率が適用される課税所得が 3,000 万円から 1,800 万円に引き下げられるとともに、最高税率が 50%から 37%に引き下げられた。所得税率の引き下げと、90 年代の景気後退により直接税負担が低下することになるが、その直接税負担の低下が社会保険料負担の上昇を相殺する形になったのが、90 年代の負担側の特徴と言える。給付側では、一人当たり年金給付額が 90 年代を通じて大きく上昇する。また、退職世代以外でも給付額は若干ながら上昇した。それらの政策と 90 年代の生涯純負担額の推計から、90 年代の世代間再分配政策は 20 歳代を含めた現在世代の負担を軽くする一方で、一貫して将来世代に負担を先送りする政策がとられていたことが分かる。また、旧人口推計と新人口推計の両方を用いた分析からは、1997 年の将来推計人口の下方修正（高齢者比率については上方修正）は 1997 年における将来世代の生涯純負担額を 12.1%、1998 年においては 12.9%、1999 年においては 13.6%、それぞれ上昇させる結果となった。つまり、旧人口推計の予測を超える少子高齢化の進展は将来世代の生涯純負担額を平均で約 13%上昇させる結果になった。

図 5 は図 4 の結果をそれぞれ年について 20 歳代の世代の生涯純負担額とその他の世代の生涯純負担額を比較したものである。図 5 を見ると、1990 年においては 20 歳代の世代と将来世代の生涯純負担の差は比較的小さかった。しかし、1992 年、1993 年頃から両者の差は大きく広がり、その後も両者の差は拡大し続けることになった。一方で、20 歳代の生涯純負担額と 30 歳代、40 歳代、50 歳代の世代の生涯純負担額との差は 90 年代を通じてほとんど変化はない。

次に 2000 年代の生涯純負担額の推移を見る。なお、2000 年から 2001 年の将来世代の生涯純負担額推計の際には 1997 年将来推計人口を用い、2002 年から 2007 年の将来世代の生涯純負担額の推計の際には 2002 年将来推計人口を用いている。2000 年における 20 歳代の世代の生涯純負担額は 1,930 万円である一方で将来世代は 7,970 万円という結果になった。2003 年頃まで前者は低下し、後者は増加する傾向が続く。本稿の推計期間において 20 歳代の世代の生涯純負担額が最も低下するのが 2002 年で 1,610 万円、将来世代の生涯純負担額が最も増加するのが 2003 年で 9,180 万円となる。

しかしながら、2004年ごろから世代間格差の推移に変化が見られる。50歳代の世代や60歳以上の世代の生涯純負担額は一定で推移するが、20歳代、30歳代、40歳代の世代の生涯純負担額は上昇し始める。それに伴って、将来世代の生涯純負担額は低下し始める。ここで、2000年代の世代間再分配に影響を与える政策について振り返る。まず、2000年に介護保険制度が導入されるが（表5参照）、これは65歳以上の退職世代の給付増につながる。一方で介護保険制度は40歳以上から保険料を徴収するので、40歳以上の負担増につながる。次に、2003年には社会保険料の算出基準がボーナスを含む年収ベースである総報酬制度へ変更された。総報酬制度への変更は社会保険料を1%ポイント上昇させるものとなっている（表5参照）。さらに、年金支給開始年齢の引き上げ（60歳から65歳への引き上げ）が2001年から段階的に進められるようになった。さらには、2004年の公的年金改革により年金保険料が2004年から2017年まで毎年引き上げられるようになった（表5参照）。最後に2007年の所得税改正では、課税対象となる所得区分が6区分に増え、また最高税率も37%から40%に引き上げられた。また他の所得区分の多くでも税率が引き上げられている（表6参照）。まとめると、2003年からの社会保険料への総報酬制の導入、2001年からの支給開始年齢の段階的引き上げ、2004年公的年金改革以降の年金保険料の引き上げ、それらの政策はいずれも世代間格差を改善する方向へ働く。特に総報酬制の導入による社会保険料の上昇や2004年からの年金保険料の上昇は、現在世代の保険料負担を即座に高めるため、世代間格差縮小の方向に寄与しやすいことが分かる。それに加え、2002年からの景気回復により2004年頃から所得税収や法人税収が増加し始める。この所得税収や法人税収の増加は現在世代の負担の上昇を意味するため、景気回復による所得税収や法人税収の増加も2000年代中ごろからの世代間格差縮小に寄与したと考えられる。

1997年将来人口推計と2002年将来人口推計を用いた分析では、2002年将来人口推計の下方修正は将来世代の生涯純負担額を平均で11.2%上昇させる結果となった。さらに、1992年将来人口推計と2002年将来人口推計を用いた分析では、人口推計の下方修正は平均で31.8%、将来世代の生涯純負担額を上昇させる結果となった。また、図5から20歳代の世代生涯純負担額と将来世代の生涯純負担額の差は2004年以降に縮小していることが分かる。それに加え、20歳代の世代と30歳代、40歳代の世代の生涯純負担額の差は2004年以降でも変化はないが、20歳代の世代と60歳以上の世代の生涯純負担額の差は2004年以降も差が広がっていることが分かる。このことから、2004年から2007年にかけての将来世代の生涯純負担額の縮小は20歳代、30歳代、40歳代の負担額の上昇によってもたらされたものであり、退職世代の純便益を縮小させてなされたものではないことが分かる。なお、1990年における20歳代の世代と将来世代の生涯純負担額の差は1,260万であるが、2007年での両者の差6,060万円である。2004年から20歳代の将来世代の生涯純負担額の差が縮小しているとはいえ、1990年代の両者の差ほどまでには縮小していない。

## 4.2 分析の留意点

ここで政府の非移転支出や技術進歩による将来世代の便益と世代会計の手法についての留意点を述べる。世代会計の実際の推計では(1)式や(2)式を基にしているが、社会保障などの移転支出については保険料という負担と給付という便益のいずれもカウントしている。一方で、まず公的資本形成や政府の集合消費（『国民経済計算年報』の政府最終消費支出における一般公共サービス、防衛、公共の秩序・安全、経済業務、環境保護、住宅・地域アメニティー等の項目）といった政府の非移転支出については本稿を含めた伝統的な世代会計の手法では便益にカウントしていない。同様に技術進歩などによる将来世代の生活の質の改善なども便益にカウントしてない。しかし、それらは個人の便益になると考えるのが自然だろう。仮に、インフラ整備や環境保全、技術進歩などによる生活の質の改善を各世代の便益にカウントする場合、その便益の評価額を求めたり、将来世代を含めた各世代の便益をどうウエイト付けるか決めたりしなければならない。その場合、個人の効用関数や将来世代を含めた社会厚生関数を明示的に用いる必要も出てくる。世代会計の利点の一つとして、負担に関しては税や社会保険料の金額、便益に関しては社会保障といった政府の移転支出の金額を対象を絞ることにより、社会厚生関数や個人の効用関数を明示的に持ち込まず金額ベースで世代間での純負担の違いを議論する点を挙げることができる。言葉を換えれば、政府と個人の間で実際にお金の行き来があるもの（現物給付も含む）を対象を絞ることで金額ベースでの議論を容易にしているともいえる。政府の非移転支出や技術進歩を通じた将来世代の便益を個人の便益にカウントする場合、先に述べた世代会計の一つの利点を失うことになるかもしれない。しかしながら、政府の非移転支出の便益や技術進歩を通じた将来世代の便益という視点が重要な点であることに変わりはなく、それらの金額ベースでの評価に関しては今後の課題としたい。

次に利率の設定に関する留意点について述べたい。本稿の推計の特徴は1990年から2007年の18期間におよぶ世代間格差を推計した点にあるが、推計上の複雑さを回避するために利率について18期間で一定の値を用いて推計を行っている。一方、日本における利率の推移を見ると、1990年後半以降、低い水準で推移してきている<sup>18</sup>。これは、本稿における利率の設定が実際の利率の推移に比べて1990年後半以降、相対的に高めに設定されているということになる。高めに設定された利率は、将来に対する割引率を高めに設定していることになる。この利率の設定に関する影響を見るため、利率の違いによる生涯純負担額の違いを表にまとめた。補論表3には利率が1%ポイント上昇したケース（4%から5%）の生涯純負担額の変化率、補論表4には利率が1%ポイント低下したケース（4%から3%）の生涯純負担額の変化率が示されている。まず、補論表3を見ると利

---

<sup>18</sup> 例えば、長期国債（10年）応募者利回りの推移をみると1990年前半までは4、5%台で推移しているが、1990年代後半になると2%や1%台まで低下し、その後の2000年代も1%台で推移している。

子率を1%ポイント引き上げた場合、どの年代においても60歳以上の退職世代は生涯純便益が低下する結果となっている。これは、退職世代において年金給付などの便益がより割り引かれることによる結果と考えられる。一方、20歳代の世代や将来世代にとっては、割引率（利子率）が高くなった場合、年金給付といった退職後の便益額がより割り引かれるが、税・社会保険料の負担額への割引率も同時に大きくなる。前者の影響が大きい場合、生涯純負担額は増加し、後者の影響が大きい場合、生涯純負担額は低下すると考えることができる。補論表3を見ると利子率を1%ポイント上昇させることの生涯純負担額の変化率は20歳代の世代や将来世代では-9.1%から5.2%という結果になった。その生涯純負担額の変化率を利子率の変化率 $((5-4) \div 4=25\%)$ で割った値を利子率に対する生涯純負担額の弾力性とする、弾力性は-0.364から0.209の間となり、あまり大きな値にはならない。この結果は補論表4の利子率を1%ポイント低下させるケースでも同じである。そのため、20歳代の世代や将来世代では、利子率の生涯純負担額の弾力性からみる限りにおいて利子率の影響は大きなものではないように思われる。しかしながら、50歳代や40歳代といった世代では利子率の設定によって生涯純負担額が正になったり負になったりする。また、それらの世代の利子率に対する生涯純負担額の弾力性は大きな値をとる場合も多い。そのため、50歳代や40歳代といった残りの生涯の負担と便益が同じような額となる世代については利子率の設定の影響を受けやすい点には留意が必要である。

## 5 まとめ

本稿では1990年代、2000年代の日本における世代間再分配政策を世代会計の手法を用いて分析を行った。これまでの世代会計の研究では世代間の再分配がどの程度発生しているか一時点での考察を行うことが多く、また、政策変更を行った場合に世代間格差がどの程度改善するかについてのシミュレーション分析が多く行われてきた。これに対し本稿では一時点だけでなく時系列的に世代間の再分配についての分析を行った。本稿ではこれまでの世代会計の手法を前提としているが一時点での世代間再分配の分析ではなく、時系列的に世代間再分配をとらえることで世代間再分配政策について回顧的な分析を行った。そのような分析手法をとることで、実際にどのような世代間の再分配政策がとられてきたかを考察することができた。

推計結果から、1990年代の政策は20歳代の世代を含めた現在世代の負担を軽くする一方で、一貫して将来世代に負担を先送りする政策がとられていたことが分かった。その傾向は2000年代の中頃まで続くが、2004年からは現在世代の生涯純負担額が増加する一方で将来世代の生涯純負担額が低下し世代間格差の縮小といった変化が見られる。ただし、2004年から2007年にかけての将来世代の生涯純負担額の縮小は退職世代の純便益を縮小させてなされたものではなく、20歳代、30歳代、40歳代の世代といった比較的若い現在

世代の負担額の上昇によって達成されたことが分かった。また、1992年将来人口推計と2002年将来人口推計の両方を用いた分析から、人口推計の下方修正は約32%、将来世代の生涯純負担額を上昇させる結果になった。このことは、賦課方式の社会保障制度のもとで、人口構造が急激に変化した場合、世代間の公平性を保つのが難しいことを示すものと言える。

## 補論

ここでは、生涯純負担額の推移の利子率に関する感度分析を行った。補論表1では経済成長率2%、利子率3%を仮定し1990年から2007年までの各世代の生涯純負担額の推計結果が示されている。また、補論表2では経済成長率2%、利子率5%を改定し1990年から2007年までの各世代の生涯純負担額の推計結果が示されている。生涯純負担額は利子率によって若干異なる。しかしながら、1990年代を通じて20歳代の世代を含めた現在世代の負担が軽くなる一方で、一貫して将来世代の負担が増加する傾向はどの利子率でも同じである。またそれらの傾向は2000年代の中頃まで続くが、2004年からは現在世代の生涯純負担額が増加する一方で将来世代の生涯純負担額が低下し世代間格差の縮小といった変化はどちらの利子率を仮定しても同様に見られる。さらに、2004年から2007年にかけての将来世代の生涯純負担額の縮小は退職世代の純便益の縮小によってではなく、比較的若い現在世代の負担額の上昇によって達成され結果も、同様にどちらの利子率でも見られる。したがって、本稿での分析結果は利子率によって大きく変わることはない。

### <データ>

総務省『家計調査（平成2年度－平成19年度）』

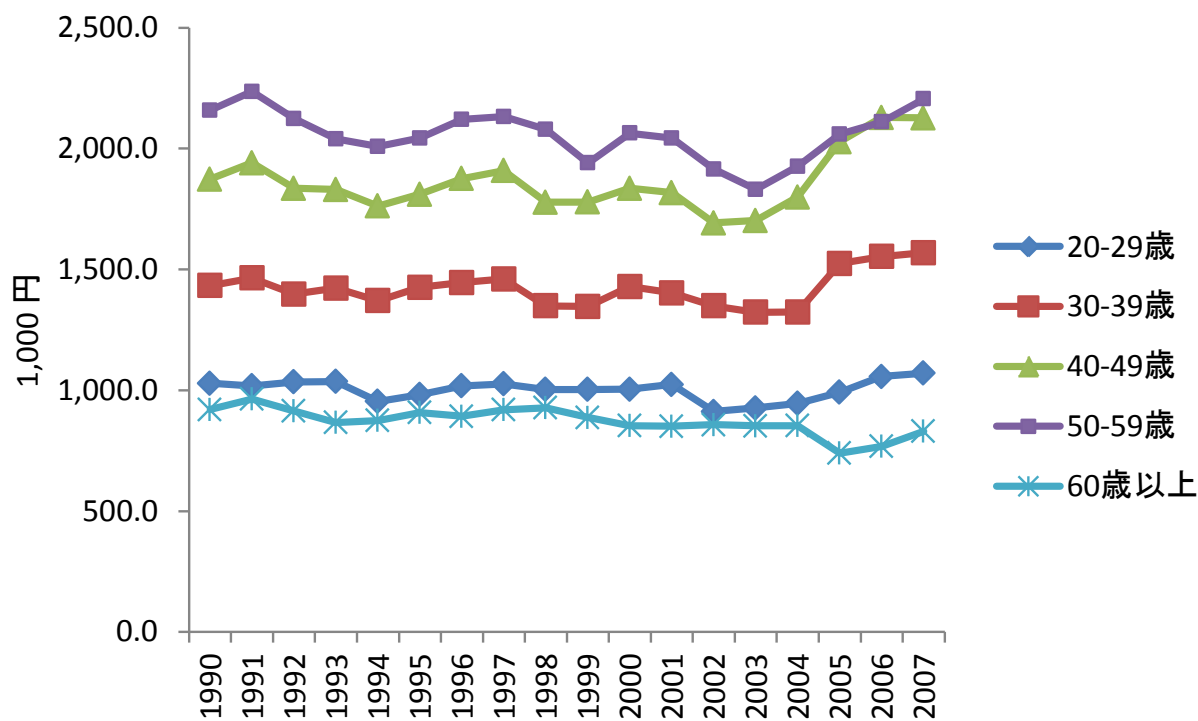
総務省『国勢調査（平成2年度、平成7年度、平成12年度、平成17年度）』

総務省『全国消費者実態調査（平成元年度、平成6年度、平成11年度、平成16年度）』

内閣府『国民経済計算年報（平成19年度）』

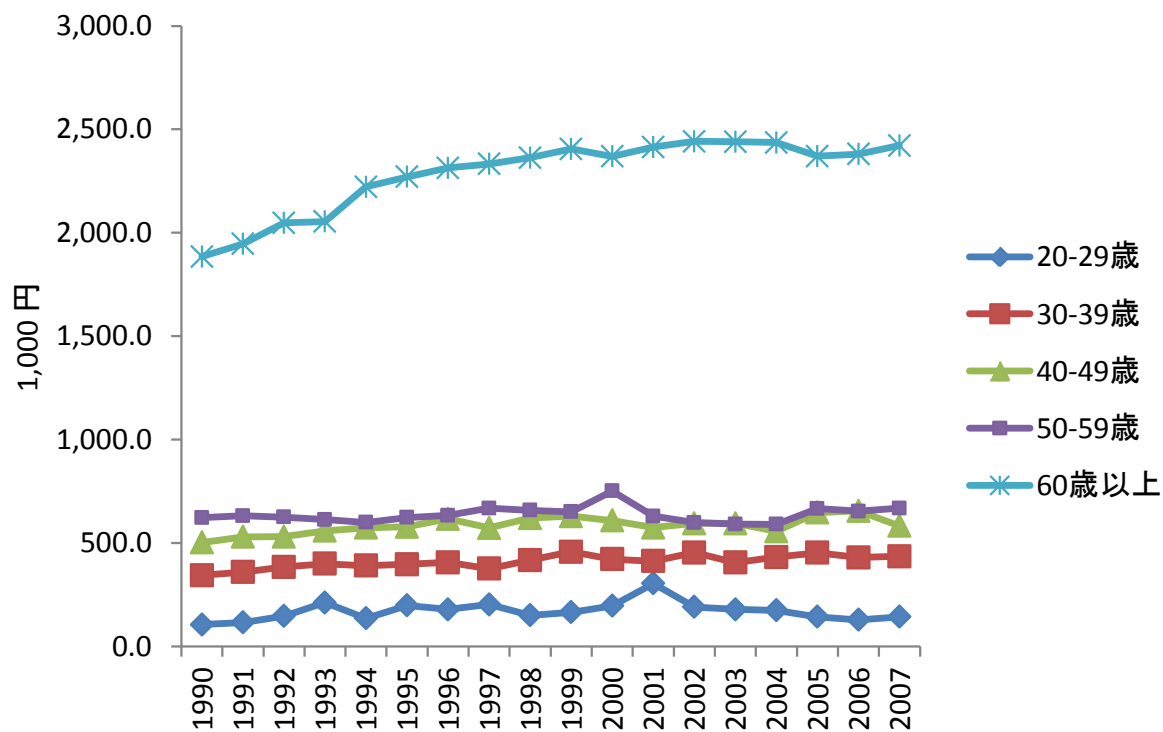
国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口（平成4年、平成9年、平成14年）』

図1 負担額の推移



注) ひし形、四角、三角、小さな四角、星のマーカーは、それぞれ 20 歳代、30 歳代、40 歳代、50 歳代、60 歳以上の 1990 年から 2007 年の負担額を示している。

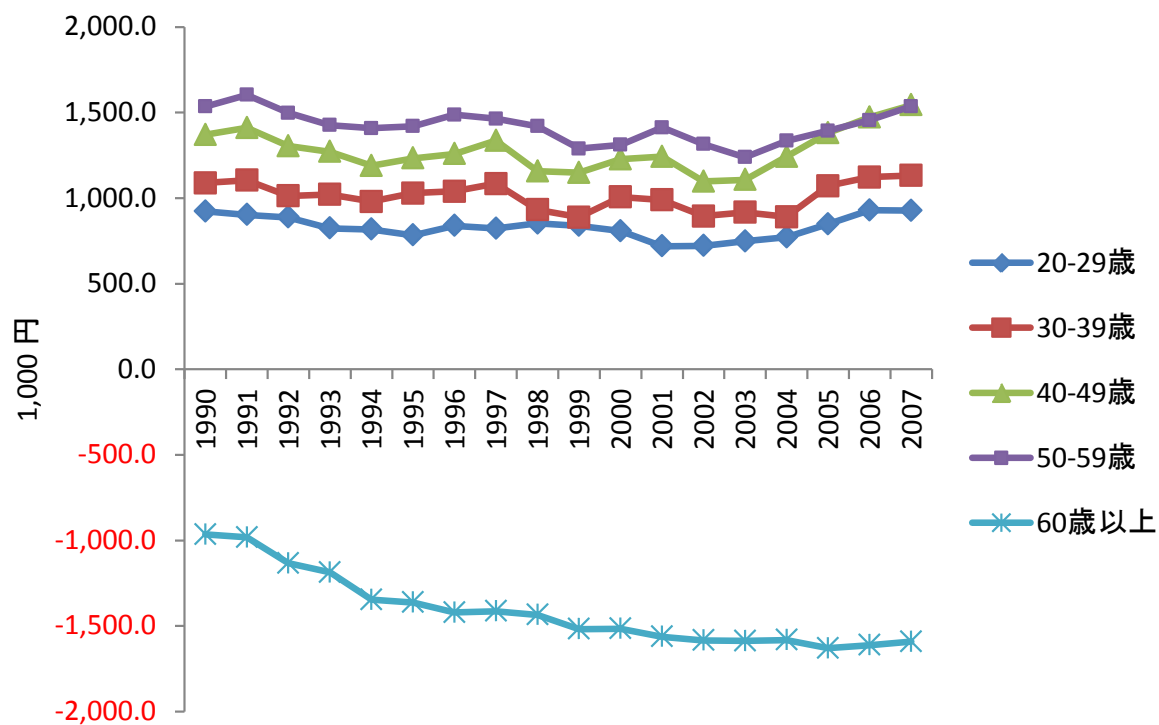
図2 受益額の推移



注) ひし形、四角、三角、小さな四角、星のマーカ―は、それぞれ 20 歳代、30 歳代、40 歳代、50 歳代、60 歳以上の 1990 年から 2007 年の受益額を示している。

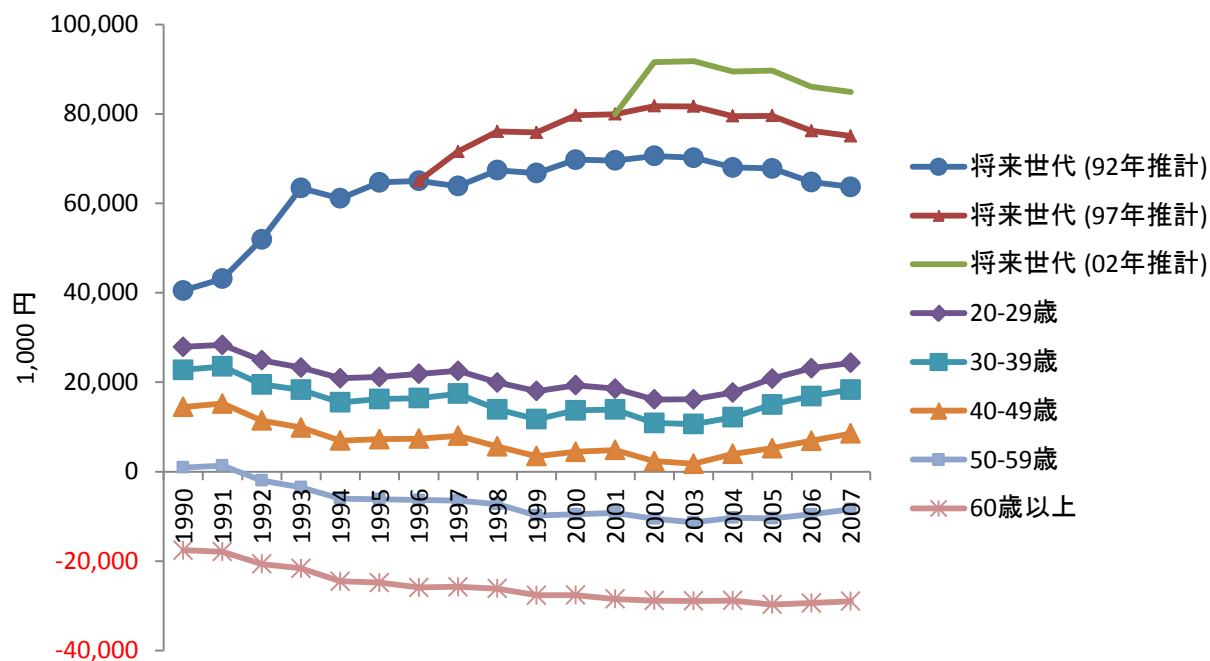


図3 純負担額の推移



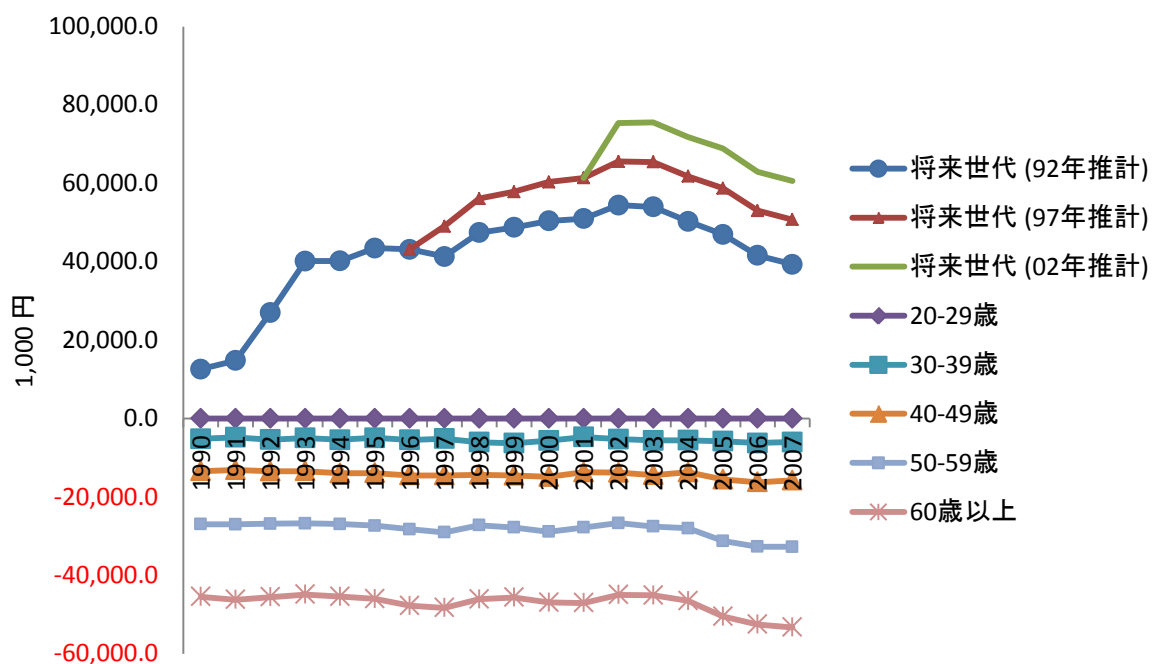
注) ひし形、四角、三角、小さな四角、星のマーカ―は、それぞれ 20 歳代、30 歳代、40 歳代、50 歳代、60 歳以上の 1990 年から 2007 年の純負担額を示している。

図4 生涯純負担額の推移



注) ひし形、四角、三角、小さな四角、星のマークは、それぞれ 20 歳代、30 歳代、40 歳代、50 歳代、60 歳以上の 1990 年から 2007 年の生涯純負担額を示している。さらに、丸、小さな三角のマーク、直線は、それぞれ 1992 年の人口推計を基にした将来世代の生涯純負担額、1997 年の人口推計を基にした将来世代の生涯純負担額、2002 年の人口推計を基にした将来世代の生涯純負担額を示している。

図5 20歳代の世代と比較した生涯純負担額の推移



注) ひし形、四角、三角、小さな四角、星のマークは、それぞれ20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳以上の1990年から2007年の生涯純負担額を示している。さらに、丸、小さな三角のマーク、直線は、それぞれ1992年の人口推計を基にした将来世代の生涯純負担額、1997年の人口推計を基にした将来世代の生涯純負担額、2002年の人口推計を基にした将来世代の生涯純負担額を示している。

表1 負担額の推移

	推計年									
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
60歳以上	920	964	914	867	875	908	893	919	928	887
50-59歳	2,158	2,236	2,123	2,040	2,009	2,043	2,120	2,132	2,079	1,940
40-49歳	1,873	1,941	1,836	1,831	1,762	1,811	1,876	1,909	1,778	1,779
30-39歳	1,433	1,464	1,397	1,422	1,371	1,426	1,446	1,460	1,349	1,347
20-29歳	1,029	1,019	1,035	1,036	954	982	1,018	1,026	1,003	1,004

	推計年								
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
60歳以上	853	852	857	853	854	740	769	831	
50-59歳	2,064	2,043	1,914	1,831	1,926	2,060	2,109	2,205	
40-49歳	1,836	1,817	1,692	1,702	1,799	2,028	2,128	2,127	
30-39歳	1,429	1,403	1,349	1,323	1,323	1,524	1,553	1,568	
20-29歳	1,005	1,024	912	927	946	992	1,057	1,071	

単位：1,000円

表2 受益額の推移

	推計年									
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
60歳以上	1,885	1,946	2,047	2,054	2,222	2,271	2,314	2,333	2,363	2,405
50-59歳	623	632	625	614	600	623	634	668	658	651
40-49歳	503	530	532	560	574	579	618	573	621	630
30-39歳	344	360	384	401	391	397	406	376	417	458
20-29歳	106	116	147	212	136	199	180	204	151	165

	推計年								
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
60歳以上	2,369	2,414	2,441	2,440	2,436	2,370	2,381	2,422	
50-59歳	752	630	599	591	591	667	654	669	
40-49歳	609	575	595	595	557	648	656	583	
30-39歳	422	413	454	406	433	453	430	436	
20-29歳	197	305	191	180	175	144	129	144	

単位：1,000円

表3 純負担額の推移

	推計年									
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
60歳以上	-965	-983	-1,133	-1,187	-1,346	-1,363	-1,421	-1,413	-1,435	-1,518
50-59歳	1,535	1,603	1,498	1,426	1,409	1,420	1,487	1,463	1,420	1,289
40-49歳	1,370	1,411	1,304	1,271	1,189	1,232	1,258	1,336	1,157	1,149
30-39歳	1,089	1,104	1,013	1,022	980	1,029	1,039	1,084	932	889
20-29歳	923	902	888	824	818	783	839	823	852	838

	推計年								
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
60歳以上	-1,516	-1,563	-1,584	-1,588	-1,582	-1,630	-1,612	-1,591	
50-59歳	1,312	1,413	1,315	1,239	1,335	1,393	1,455	1,536	
40-49歳	1,227	1,242	1,097	1,107	1,242	1,380	1,472	1,544	
30-39歳	1,007	990	895	917	891	1,071	1,123	1,133	
20-29歳	808	719	721	748	771	848	929	927	

単位：1,000円

表 4 生涯純負担額の推移

	推計年									
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
60歳以上	-17,566	-17,885	-20,628	-21,612	-24,510	-24,804	-25,866	-25,728	-26,125	-27,627
50-59歳	939	1,361	-1,944	-3,466	-6,021	-6,150	-6,351	-6,473	-7,227	-9,770
40-49歳	14,471	15,224	11,449	9,869	6,948	7,279	7,372	8,047	5,637	3,472
30-39歳	22,762	23,532	19,525	18,312	15,500	16,259	16,442	17,444	13,942	11,735
20-29歳	27,899	28,328	24,894	23,261	20,891	21,171	21,875	22,536	19,957	18,010
将来世代										
将来世代(92年推計)	40,491	43,138	51,930	63,436	61,092	64,681	65,031	(63,874)	(67,393)	(66,762)
将来世代(97年推計)								71,582	76,054	75,843
将来世代(02年推計)										

	推計年								
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
60歳以上	-27,593	-28,444	-28,833	-28,900	-28,805	-29,674	-29,347	-28,965	
50-59歳	-9,521	-9,206	-10,499	-11,317	-10,279	-10,414	-9,521	-8,402	
40-49歳	4,457	4,867	2,357	1,784	3,987	5,258	6,911	8,545	
30-39歳	13,723	13,888	10,887	10,631	12,178	15,027	16,898	18,335	
20-29歳	19,333	18,583	16,142	16,198	17,700	20,803	23,149	24,309	
将来世代									
将来世代(92年推計)	(69,744)	(69,569)	(70,605)	(70,175)	(68,002)	(67,792)	(64,778)	(63,663)	
将来世代(97年推計)	79,691	79,946	(81,725)	(81,658)	(79,486)	(79,555)	(76,191)	(75,053)	
将来世代(02年推計)			91,564	91,752	89,492	89,710	86,064	84,892	

単位：1,000円

注) 将来世代(92年推計)、将来世代(97年推計)、将来世代(02年推計)は将来推計人口のそれぞれ1992年推計、1997年推計、2002年推計の値を基に求めた将来世代の生涯純負担額を示している。

表5 1990年から2007年の社会保険料の推移

年	厚生年金		医療保険		介護保険		合計	
	旧保険料	新保険料	旧保険料	新保険料	旧保険料	新保険料	旧保険料	新保険料
1990	143		84				227	
1991	145		84				229	
1992	145		82				227	
1993	145		82				227	
1994	165		82				247	
1995	165		82				247	
1996	173.5		82				255.5	
1997	173.5		85				258.5	
1998	173.5		85				258.5	
1999	173.5		85				258.5	
2000	173.5		85		6		264.5	
2001	173.5		85		10.9		269.4	
2002	173.5		85		10.7		269.2	
2003		135.8		82		8.9	(279.60)	226.7
2004		139.34		82		11.1	(284.74)	232.44
2005		142.88		82		12.5	(291.51)	237.38
2006		146.42		82		12.3	(296.64)	240.72
2007		149.96		82		12.3	(300.62)	244.26

出所：厚生労働省資料

注1) 2003年の総報酬制の導入により賞与(ボーナス)も社会保険料に課されることになった。それ以前については社会保険料は毎月の給与(月給)のみに課されるものであった。ここで旧保険料は総報酬制導入前の保険料を示し、新保険料は総報酬制導入後の保険料を示している。

注2) 括弧内の数値は仮に2003年以降も総報酬制が導入されていなければ、毎月の給与に課せられていた保険料を計算したものである。

注3) 医療保険は政府管掌健康保険、または全国健康保険協会(協会けんぽ)の保険料を示している。

注4) 介護保険料は全国の市区町村の平均値である。

表 6 所得税率

1989年～		1995年～	
課税所得	税率 (%)	課税所得	税率 (%)
300万円以下	10	330万円以下	10
300万円超、600万円以下	20	330万円超、900万円以下	20
600万円超、1,000万円以下	30	900万円超、1,800万円以下	30
1,000円超、2,000円以下	40	1,800万円超、3,000万円以下	40
2,000円超	50	3,000万円超	50

1999年～		2007年～	
課税所得	税率 (%)	課税所得	税率 (%)
330万円以下	10	195万円以下	5
330万円超、900万円以下	20	195万円超、330万円以下	10
900万円超、1,800万円以下	30	330万円超、695万円以下	20
1,800万円超	37	695万円超、900万円以下	23
		900万円超、1,800万円以下	33
		1,800万円超	40

出所：国税庁



補論表 1 生涯純負担額の推移：経済成長率 2%、利子率 3%のケース

	推計年									
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
60歳以上	-18,385	-18,720	-21,591	-22,620	-25,653	-25,961	-27,073	-26,928	-27,344	-28,916
50-59歳	-1,295	-914	-4,567	-6,215	-9,138	-9,304	-9,641	-9,745	-10,550	-13,284
40-49歳	12,529	13,280	8,909	7,087	3,614	3,901	3,854	4,535	2,015	-538
30-39歳	22,232	23,066	18,198	16,631	13,072	13,819	13,884	14,948	11,142	8,399
20-29歳	29,353	29,904	25,351	23,295	20,010	20,343	20,956	21,758	18,607	15,987
将来世代										
将来世代(92年推計)	43,801	46,642	54,153	65,088	61,272	64,386	64,257	(62,932)	(64,971)	(62,297)
将来世代(97年推計)								74,148	77,185	74,647
将来世代(02年推計)										

	推計年							
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
60歳以上	-28,881	-29,771	-30,178	-30,249	-30,149	-31,059	-30,717	-30,317
50-59歳	-13,030	-12,824	-14,166	-14,992	-13,942	-14,188	-13,253	-12,086
40-49歳	472	810	-1,854	-2,504	-202	957	2,723	4,496
30-39歳	10,493	10,629	7,274	6,900	8,724	11,580	13,694	15,396
20-29歳	17,575	16,812	13,796	13,723	15,607	18,959	21,684	23,205
将来世代								
将来世代(92年推計)	(65,211)	(64,604)	(64,526)	(63,622)	(61,379)	(61,070)	(58,817)	(58,062)
将来世代(97年推計)	78,534	78,266	(78,872)	(78,181)	(75,684)	(75,492)	(72,716)	(71,778)
将来世代(02年推計)			92,844	92,312	89,435	89,233	85,937	84,781

単位：1,000円

注) 将来世代(92年推計)、将来世代(97年推計)、将来世代(02年推計)は将来推計人口のそれぞれ1992年推計、1997年推計、2002年推計の値を基に求めた将来世代の生涯純負担額を示している。

補論表 2 生涯純負担額の推移：経済成長率 2%、利子率 5%のケース

	推計年									
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
60歳以上	-16,830	-17,136	-19,764	-20,706	-23,483	-23,765	-24,782	-24,650	-25,031	-26,470
50-59歳	2,826	3,282	272	-1,145	-3,388	-3,485	-3,572	-3,709	-4,421	-6,802
40-49歳	15,804	16,550	13,246	11,861	9,366	9,730	9,924	10,597	8,276	6,426
30-39歳	22,650	23,358	19,989	19,041	16,769	17,528	17,779	18,728	15,476	13,668
20-29歳	26,079	26,404	23,750	22,408	20,654	20,875	21,616	22,161	20,036	18,554
将来世代										
将来世代 (92年推計)	36,802	39,239	48,716	60,379	59,112	63,038	63,743	(62,759)	(67,457)	(68,583)
将来世代 (97年推計)								68,343	73,899	75,543
将来世代 (02年推計)										

	推計年							
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
60歳以上	-26,438	-27,252	-27,625	-27,689	-27,598	-28,431	-28,118	-27,752
50-59歳	-6,557	-6,151	-7,401	-8,212	-7,185	-7,226	-6,368	-5,291
40-49歳	7,389	7,842	5,462	4,957	7,073	8,424	9,983	11,501
30-39歳	15,564	15,731	13,018	12,856	14,170	16,982	18,657	19,883
20-29歳	19,657	18,895	16,897	17,043	18,254	21,112	23,169	24,063
将来世代								
将来世代 (92年推計)	(71,603)	(71,805)	(73,733)	(73,727)	(71,760)	(71,679)	(68,076)	(66,731)
将来世代 (97年推計)	79,325	79,982	(82,646)	(83,065)	(81,243)	(81,520)	(77,685)	(76,419)
将来世代 (02年推計)			89,967	90,661	88,884	89,367	85,375	84,163

単位：1,000円

注) 将来世代 (92年推計)、将来世代 (97年推計)、将来世代 (02年推計) は将来推計人口のそれぞれ 1992年推計、1997年推計、2002年推計の値を基に求めた将来世代の生涯純負担額を示している。

補論表 3 利子率を 1%ポイント引き上げた場合（4%から 5%）の生涯純負担額の変化率

	推計年									
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
60歳以上	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%
50-59歳	200.9%	141.2%	-114.0%	-67.0%	-43.7%	-43.3%	-43.8%	-42.7%	-38.8%	-30.4%
40-49歳	9.2%	8.7%	15.7%	20.2%	34.8%	33.7%	34.6%	31.7%	46.8%	85.1%
30-39歳	-0.5%	-0.7%	2.4%	4.0%	8.2%	7.8%	8.1%	7.4%	11.0%	16.5%
20-29歳	-6.5%	-6.8%	-4.6%	-3.7%	-1.1%	-1.4%	-1.2%	-1.7%	0.4%	3.0%
将来世代	-9.1%	-9.0%	-6.2%	-4.8%	-3.2%	-2.5%	-2.0%	-4.5%	-2.8%	-0.4%

	推計年								
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
60歳以上	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%	-4.2%
50-59歳	-31.1%	-33.2%	-29.5%	-27.4%	-30.1%	-30.6%	-33.1%	-37.0%	
40-49歳	65.8%	61.1%	131.8%	177.8%	77.4%	60.2%	44.4%	34.6%	
30-39歳	13.4%	13.3%	19.6%	20.9%	16.4%	13.0%	10.4%	8.4%	
20-29歳	1.7%	1.7%	4.7%	5.2%	3.1%	1.5%	0.1%	-1.0%	
将来世代	-0.5%	0.0%	-1.7%	-1.2%	-0.7%	-0.4%	-0.8%	-0.9%	

単位：%

注 1) 標準ケースの利子率 4%から利子率 5%へ利子率を 1%ポイント上昇させた時の生涯純負担額の変化率を示している。なお、経済成長率はいずれも 2%と設定している。

注 2) 将来世代の値については旧人口推計を用いた値は示しておらず、新人口推計から推計される将来世代の生涯純負担額の値の変化率のみを示している。

補論表 4 利子率を 1%ポイント引き下げた場合（4%から 3%）の生涯純負担額の変化率

	推計年									
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
60歳以上	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%
50-59歳	-237.9%	-167.2%	135.0%	79.3%	51.8%	51.3%	51.8%	50.6%	46.0%	36.0%
40-49歳	-13.4%	-12.8%	-22.2%	-28.2%	-48.0%	-46.4%	-47.7%	-43.6%	-64.2%	-115.5%
30-39歳	-2.3%	-2.0%	-6.8%	-9.2%	-15.7%	-15.0%	-15.6%	-14.3%	-20.1%	-28.4%
20-29歳	5.2%	5.6%	1.8%	0.1%	-4.2%	-3.9%	-4.2%	-3.5%	-6.8%	-11.2%
将来世代	8.2%	8.1%	4.3%	2.6%	0.3%	-0.5%	-1.2%	3.6%	1.5%	-1.6%

	推計年								
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
60歳以上	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	4.7%	
50-59歳	36.9%	39.3%	34.9%	32.5%	35.6%	36.2%	39.2%	43.8%	
40-49歳	-89.4%	-83.4%	-178.7%	-240.4%	-105.1%	-81.8%	-60.6%	-47.4%	
30-39歳	-23.5%	-23.5%	-33.2%	-35.1%	-28.4%	-22.9%	-19.0%	-16.0%	
20-29歳	-9.1%	-9.5%	-14.5%	-15.3%	-11.8%	-8.9%	-6.3%	-4.5%	
将来世代	-1.5%	-2.1%	1.4%	0.6%	-0.1%	-0.5%	-0.1%	-0.1%	

単位：%

注 1) 標準ケースの利子率 4%から利子率 3%へ利子率を 1%ポイント低下させた時の生涯純負担額の変化率を示している。なお、経済成長率はいずれも 2%と設定している。

注 2) 将来世代の値については旧人口推計を用いた値は示しておらず、新人口推計から推計される将来世代の生涯純負担額の値の変化率のみを示している。

## 第3章 世代間再分配政策と世代間負担:遺産を考慮した分

### 析<sup>1</sup>

#### 1 はじめに

世代会計の具体的な計算方法や先行研究に関しては第2章で行ったが、ここでは遺産動機を含めて世代間の負担を議論する。これまで世代会計の議論をする際、いずれにおいても遺産動機を持たない個人が仮定されている。しかし、現実には額の大小はあるが親から子供へ遺産が行われている。そう考えるなら、政府によって行われる世代間の所得再分配は民間のトランスファー、つまり遺産を通じて一部が相殺されるだろう<sup>2</sup>。遺産動機に関する研究はこれまで多く行われてきた。例えば、Barro (1974)やBecker (1974)による利他的遺産動機モデル (altruistic bequest)、Bernheim, Shleifer, and Summers (1985)などによる遺産交換モデル (bequest as exchange) または戦略的遺産モデル (strategic bequest)、Yaari (1965)、Abel and Warshawsky (1988)などによる遺産消費モデル (bequest as consumption) または贈与動機モデル (joy of giving)、Able (1985)などによる偶然遺産モデル (unintended bequest) が知られている。一方、Bernheim, Shleifer and Summers (1985)、Altonji, Hayashi and Kotlikoff (1992)、Horioka (2002)では遺産動機に関して実証的に精緻な分析が行われている。このように遺産動機に関して多くの分析が行われているが、世代会計の分野で遺産を考慮して世代間格差を分析した研究はあまりない。本稿では、これまであまり行われることのなかった、世代間格差を相殺する働きのある遺産を考慮して世代会計に基づく世代間負担を分析する。

また、第2章でも述べたように世代会計の研究はAuerback, Gokhale, and Kotlikoff (1991)によって始められ、少子高齢の深刻な日本においても麻生・吉田 (1996)、経済企画庁 (1995)、日高他 (1996) などで行われてきた。しかしながら、それらの推計はいずれも将来世代の負担を平均で見ているため例えば2015年や2035年に経済に参加する世代

---

<sup>1</sup> 本稿は、宮里尚三 (1998) 「世代間再分配政策と世代間負担」 (『季刊社会保障研究』Vol.34 (2)、pp.203-211) を加筆・修正したものである。本稿の作成過程において、井堀利宏先生、吉田浩先生より多くの貴重なコメントを頂いた。それらの多くの貴重なコメントに心より感謝の意を示したい。また、本稿に残された過誤は当然ながら著者の責任である。

<sup>2</sup> もちろん、理論的には若年世代から老年世代の政府による所得再分配が全て遺産によって相殺されることもありうる。

の生涯の負担を区別していない。世代間の格差を考察する場合には移行期の分析も重要である。そこで、本稿では将来世代の生涯の負担を十年ごとに経済に参加する世代で区別して分析を行う。そのように区別することにより何年に経済に参加する世代の負担がもっとも大きいかを明示的に示すことができる。

本稿では以上の拡張を基に、遺産の行われる経済で将来世代の負担額がどの程度なのかの分析を行う。本稿の構成は以下の通りである。2節では遺産を明示的に分析するために遺産動機を考慮した効用関数を特定化する。3節ではモデルより遺産額を算出し先の世代会計の分析とあわせてネットの生涯の負担額、またはネットの所得再分配額を求める。4節では世代間の公平性を効用水準で分析し社会保障の給付額削減の効果を2通りに分けて分析結果を示す。5節で本稿のまとめを行う。

## 2 分析モデル

世代会計の手法を用いることによって政府によって強制的に行われる世代間の所得再分配額を明らかにすることができる<sup>3</sup>。しかし、ネットの生涯負担額、またはネットの世代間所得再分配額を明らかにするためには、民間の所得移転、つまり遺産も考慮する必要があるだろう。本稿では遺産額を個人の最適化から求めるために、効用関数を特定化する。高齢化を反映し社会保障に関するシミュレーション分析を行う場合、Auerbach and Kotlikoff (1987)のシミュレーション・モデルが適している。そこで、効用関数及び家計の予算制約に関してはAuerbach and Kotlikoffの世代重複モデルの枠組みのシミュレーション・モデルを基にする。ここで、遺産動機に関しては消費としての遺産を念頭におきシミュレーション分析を行っている岩本・加藤・日高(1991)やNeusser(1993)に従うことにする。なお、Auerbach and Kotlikoffのシミュレーション・モデルは21歳で経済に参加し、75歳で死ぬ個人を仮定し、55期間の世代重複モデルでシミュレーション分析を行っている。しかし、本稿では世代会計の推計において6期間生きる個人を考えているため、ここでのモデルは6期間の世代重複モデルを基礎とすることにした(1期間を10年と考えている)。

### 2.1 効用関数

ここでは効用関数の特定化を行う。個人は6期間生存し、消費と労働を每期行い、第3期に親から遺産を相続し、第6期に子供へ遺産を残すものとする。つまり、30歳代で子供を生み、70歳代で子供に遺産を残すと仮定している。代表的個人の効用関数は次のように

---

<sup>3</sup> 世代会計の手法や推計方法は第2章で詳しく述べたので、この章では世代会計の詳しい計算方法には立ち入らないことにする。

表せる。

$$U_t = \sum_{s=1}^6 \beta^s u(c_{t,s}) + \beta^6 v(b_t) \quad (1)$$

ここで、 $\beta$  は主観的割引率で  $0 \leq \beta \leq 1$  である。各期の効用関数は異時点間の代替の弾力性が一定の CES (constant elasticity of substitution) 型の効用関数で表されるとし次のように特定化する。

$$u(c) = (1 - 1/\delta)^{-1} [c^{1-1/\delta} - 1], \quad \delta \geq 0 \quad (2)$$

ここで、 $c$  は消費を表し、 $\delta$  は異時点間の代替の弾力性を表す。

また、個人は子供へ遺産を残すことにより効用を得る。遺産から得られる効用関数はここでも CES 型の効用関数で表されるとし次のように特定化する。

$$v(b_t) = \Gamma(1 - 1/\delta)^{-1} [b_t^{1-1/\delta} - 1] \quad (3)$$

ここで、 $\Gamma$  は遺産の選好率である。

先にも触れたように遺産動機については、一般的に、次のようなものがあげられる。子孫の効用が親の効用関数に変数として入ってくる利他的遺産動機モデルまたは王朝モデル (Barro 1974、Becker 1974)。遺産は親の消費行為であり、遺産それ自体が親の効用関数に入る遺産消費モデル (Bernheim, Shleifer, and Summers 1985)。親は子供からの見返りと交換で遺産を残すと考える遺産交換モデル (Yaari 1965、Abel and Warshawsky 1988)。生存期間が不確実であり、年金が整備されていないため、親が意図せざる遺産を子供に残すと考える偶然遺産モデル (Able 1985) <sup>4</sup>。

---

<sup>4</sup> なお、Ihori (1994)では人的資本モデルに基づいた内生的経済成長モデルに利他的遺産動機 (altruistic bequest)、交換としての遺産動機 (bequest as exchange)、消費としての遺産動機 (bequest as consumption) を導入し、その下で賦課方式の公的年金制度の効果を理論的に分析している。理論的な分析の結果として、公的年金給付が一括補助金でまた人々が公的年金給付は遺産などの民間の世代間移転に基づいてなされると認識している場合、必ずしも賦課方式の公的年金が長期的な消費の成長率に影響を与えるものではないことが示されている。しかしながら、移行期の分析においては、利他的遺産動機や交換としての遺産動機の場合、制度導入時でも退職世代、現役世代ともに効用水準は変化しないのに対し、消費としての遺産動機の場合、制度導入時の退職世代の効用水準は上昇する一方でその後の世代の効用水準は低下することが

本章では消費としての遺産動機を有する個人を想定するが、これは、Bernheim, Shleifer and Summers (1985)や Altonji, Hayashi, and Kotlikoff (1989)などの実証研究により利他の遺産動機が必ずしも成立しているとはいえないという実証結果や、本章では個人の生存期間に不確実性はないとの仮定などから消費としての遺産動機を想定することにした。

## 2.2 家計の最適化

個人は毎期、労働供給を行い  $w_{t,t+s}$  の賃金収入を得る。第 3 期に親から遺産  $b_{t-1}$  を相続し、第 6 期に子どもに遺産  $b_t$  を残す。また毎期、 $n_{t,t+s}$  を政府に対して負担する。ここでいう負担とは、世代会計の手法で求める各年齢階級で政府に対しての純拠出額であり、

$\sum_{s=1}^6 \left[ \prod_{i=2}^{s+1} (1+r_i)^{-1} \right] n_{t,s}$  は生涯の負担に対応する。ここで、それぞれ第 1 期は 20 歳代、第 2 期は 30 歳代、第 3 期は 40 歳代、第 4 期は 50 歳代、第 5 期は 60 歳代、第 6 期は 70 歳代とする。予算制約は次のようになる。

1 期目

$$c_{t,1} = w_{t,1} - s_{t,1} - n_{t,1} \quad (4)$$

2、4、5 期目

$$c_{t,s} = (1+r_s)s_{t,s-1} + w_{t,s} - s_{t,s} - n_{t,s} \quad (5)$$

3 期目

$$c_{t,3} = (1+r_3)s_{t,2} + w_{t,3} - s_{t,3} - n_{t,3} + b_{t-1} \quad (6)$$

6 期目

$$c_{t,6} = (1+r_6)s_{t,5} + w_{t,6} - n_{t,6} - b_t \quad (7)$$

なお、80 歳で死ぬ個人を仮定しているため、70 歳代で遺産を残すことになる。また、30 歳代で子供を産むと仮定しているため、遺産を相続するのは 40 歳代となる。また、各期の予算制約式を生涯制約式に書き換えると次のようになる。

$$\sum_{s=1}^6 \left[ \prod_{i=2}^{s+1} (1+r_i)^{-1} \right] c_{t,s} = \sum_{s=1}^6 \left[ \prod_{i=2}^{s+1} (1+r_i)^{-1} \right] w_{t,s} - \sum_{s=1}^6 \left[ \prod_{i=2}^{s+1} (1+r_i)^{-1} \right] n_{t,s}$$

---

示されている。



$$+\left[\prod_{i=2}^3(1+r_i)\right]b_{t-1}-\left[\prod_{i=2}^6(1+r_i)\right]b_t \quad (8)$$

最適な消費と遺産を求めるために、(8)式を制約条件とし(1)式を最大化する。効用最大化のための一階の条件を求めると、次のようになる。

$$c_{t,s+1} = [(1+r_{s+1})\beta]^\delta c_{t,s} \quad (9)$$

$$b_t = \Gamma^\delta c_{t,6} \quad (10)$$

(9)式、(10)式を生涯予算制約式に代入し、 $c_{t,s}$ 、 $b_t$ を求めると次のようになる。

$$c_{t,s} = \Omega_{t,s} H_t \quad (11)$$

$$b_t = \Gamma^\delta \Omega_{t,6} H_t \quad (12)$$

ここで、 $H_t$ は生涯の可処分所得であり、生涯労働所得に親からの遺産をプラスしたものから生涯の政府に対する税負担を引いたものの割引現在価値である。 $\Omega_{t,s}$ は各期の限界消費性向である。限界消費性向 $\Omega_{t,s}$ は利子率、主観的割引率、異時点間の代替の弾力性、遺産動機に依存する<sup>5</sup>。以上より、 $H_t$ が決まれば消費のパス、遺産額が決定できる。

さて、実際に遺産額を求めるためには、効用関数のパラメータの値を決めなければいけない。効用関数のパラメータについては実際のデータから推定を行うことも可能であるが、ここでは先行研究などで用いられているパラメータの値を参考にして標準的な値を決める。そのパラメータの標準値の下でシミュレーションを行うが、最後にパラメータの値に関する感度分析も行う。ここで、理論的な消費経路や遺産額については(11)式と(12)式から求めるが、その際には主観的割引率 $\beta$ 、異時点間の代替の弾力性 $\delta$ 、遺産選好率 $\Gamma$ の値を決める必要がある。まず、主観的割引率 $\beta$ についてであるが、本間・跡田・大竹(1988)では0.9901とおいている。この値を10年を1期間とする本稿のモデルに適用すると0.905( $\doteq 0.9901^{10}$ )となる。日本における社会保障改革のシミュレーション分析においては、本間・跡田・大竹(1988)での主観的割引率 $\beta$ の値を用いるケースが多く、本稿でも主観的割引率 $\beta$ を0.905とおくことにした。次に異時点間の代替の弾力性についてであるが、Altig et al. (2001)では0.25と設定されている一方でSugo and Ueda (2008)では0.8程度となっている。また、上村(2001)では0.5が使われている。本稿ではそれらの平均的な値として $\delta = 0.5$ と標準

<sup>5</sup> 導出については補論を参照。

ケースとして設定することにする。最後に遺産選好率であるが、遺産選好率に関するパラメータの推定はデータの制約等で難しい。そこで本稿では 0.5 を出発点として議論を進める。なお、ここで  $\delta = 0.5$  なので、 $\Gamma = 0.5$  とすると  $\Gamma^6 = 0.707$  程度となり、遺産は老年期の消費の 7 割程度の金額ということになる<sup>6</sup>。この基準パラメータの値は表 1 にまとめておく<sup>7</sup>。

### 3 ネットでの生涯負担の推計

前節では、効用関数を特定化し、また基準となる効用関数のパラメータの値を決めた。本節ではその効用関数をもとに、遺産額を算出し本稿の目的であるネットの負担額を求める。さらに、その結果をもとに社会保障給付額が削減された場合の効果を分析する。

#### 3.1 遺産額の算出

ここではモデルに基づいて遺産額を算出するが、遺産額を算出するためには(12)式から分かるように生涯の可処分所得を求めなければいけない。そこで、『家計調査』から得られる世帯主の定期収入に他の世帯人員の収入を足したものを 1 世帯あたりの収入額とした。また、年齢階級別の収入額は変わらないとして、生涯所得を求めた。ここで、生涯可処分所得は「生涯可処分所得＝生涯所得＋親から相続する遺産－生涯の負担＝生涯の消費＋子供への遺産」である。生涯所得は『家計調査』より得る。親から相続する遺産額であるが、『国税庁統計年報』と『全国消費者実態調査』のデータを利用する。まず、相続税の課税対象となる資産額を『国税庁統計年報』から得る。一方、相続税の課税対象とならない遺産額を考慮するため、『全国消費者実態調査』の 70 歳以上の保有する資産のうち住宅の資産評価額を国税庁の資料にプラスする<sup>8</sup>。そのように求めた遺産額を 70 歳以上の世帯数で割ることで、一世帯あたりの平均的な遺産額を求めた<sup>9</sup>。ただし、本稿のモデルでは遺産は

---

<sup>6</sup> なお、Neusser (1993)では遺産選好率を 20 とおいているが、Neusser のモデルでは 1 期間が 1 年の 55 期間モデルであるのに対し、本稿のモデルでは 1 期間が 10 年のモデルである。そのため、本稿での遺産選好率が特別低いというわけではない。

<sup>7</sup> なお、宮里 (1998) においては、『国税庁統計年報』などのデータを利用し、(10)式を基に操作変数法で遺産選好率を推定している。遺産選好率  $\Gamma$  の推定値は 0.64 となっているが、観測値数も少なく、信頼度の高い推定とは言えない。そこで本稿では先にパラメータの値を与え、感度分析を行うことで遺産選好率の影響を考察することにする。

<sup>8</sup> 相続税を控除されている額に対し住宅の資産評価額を用いるのが適切かどうかは議論の余地が残る。この点は今後の研究の課題としたい。

<sup>9</sup> なお、上記のように求めた親が残す一世帯あたりの平均的な遺産額は 1995 年時点で約 3,500

70 歳代の親が 40 歳代の子供へ行くと仮定している。その仮定に従うと、『国税庁統計年報』と『全国消費者実態調査者』を基にした遺産額は現時点の 40 歳代への遺産ということになる。それより後に生まれる世代の遺産額は統計データからではなくモデルから求められる理論値を用いることにする。今期に経済に参加する 20 歳代の世代が相続する遺産額は 50 歳代が残す遺産である。したがって、今期の 20 歳代の相続額を知るためには、今期 50 歳代の生涯可処分所得を求め、そこから 50 歳代が残す遺産額を求める必要がある。生涯可処分所得を得るためには、過去の負担額も必要になる。そこで、本稿では過去に遡れるところまで遡り過去の負担を作成した（表 2）。また、生涯所得も同様に求めた。このように求めた今期 50 歳代の生涯所得、生涯を通じた負担、親からの遺産から生涯可処分所得を求め、(12)式に代入することにより子供（今期 20 歳代）へ残す遺産額を算出した。同様な作業をそれ以降の世代で行い、子供へ残す遺産額を算出した。

### 3.2 ネットでの生涯の負担

今回の推計に当たって、経済成長率と利子率はともに 3%と仮定した。これは、現在の世代とそれ以降に経済に参加する世代の負担額を直接比較しやすくするために経済成長率と利子率は等しいと仮定した。また、将来世代の負担額を明らかにするために 1995 年以降の政府の歳入と歳出の差額を各年代の税負担率で按分し、それを追加的負担として算出した。つまり、以下のように追加的負担を計算する。

$$ad(t) = \sum_{s=t}^{s+79} \left\{ (GE(s,t) - GR(s,t)) \times a(s,t) \right\} / P(s,t) \quad (13)$$

ここで、 $ad(t)$ は  $t$ 年に経済に参加する世代の追加的負担、 $GE(s,t)$ は  $s$ 年の政府支出、 $GR(s,t)$ は  $s$ 年の政府収入、 $a(s,t)$ は  $t$ 年に経済に参加する世代の  $s$ 年での租税負担率である。 $P(s,t)$ は  $t$ 年に経済に参加する世代の  $s$ 年における人口である。ここでの租税負担率とは、各世代の税支出を全世代の税支出の合計で割ったものとする。 $n(s,t)$ を  $t$ 年に経済に参加する世代の  $s$ 年での租税支出だとすると、各世代の租税負担率は次のようになる。

$$a(s,t) = \frac{n(s,t)}{\sum_{t=s-60}^s n(s,t)} \quad (14)$$

なお、(14)式的前提にあるのは、毎年の歳入と歳出の差を今期に現存するすべての世代で

---

万円となっている。

負担するということである。つまり、毎年、均衡財政政策が取られていることを前提としており、今期のすべての世代の租税負担率を足し合すると  $\sum_{t=s-60}^s a(s,t)=1$  となることを前提としている。

本稿では、これまでの世代会計の推計では取り扱われていなかった遺産動機を個人の効用関数に取り入れ、遺産の行われる経済で将来世代の負担額がどれほどになるのかを明らかにするのが目的である。そこで、まず遺産動機がある場合と遺産動機がない場合との追加的負担を比較する。結果は図 1 の通りである。

ここでいうネットの追加的負担とは「ネットの追加的負担＝追加的負担－親からの遺産」である。計算の結果、遺産動機がある場合は、遺産動機がないときと比べネットの追加的負担は 54%以上減少する結果となった。つまり、追加的負担は親からの遺産によって 54%以上相殺される結果となった。また、遺産が行われる経済でもっとも負担を強いられる世代は 2015 年や 2045 年に経済に参加する世代である。まず、政府の歳入と歳出の差がもっとも開くのは 2045 年前後であるが、その時期に経済に参加する世代、つまり 2045 年に経済に参加する世代は重い負担を強いられる。また、2015 年に経済に参加する世代は政府の歳入と歳出の差がもっとも開く 2045 年に租税負担率の最も高い 50 代になる。そのため、2015 年に経済に参加する世代も重い負担となる。さらに、これは 2015 年に経済に参加する世代の生涯可処分所得が減少し、子供に残す遺産も減少することにもなる。従って、2045 年に経済に参加する世代は、親からの遺産が減少することもネットの追加的負担が重くなる要因でもある。以上の理由で 2015 年や 2045 年に経済に参加する世代がもっとも負担を強いられることになる。図 2 の厚生比較で見ても 2015 年や 2045 年に経済に参加する世代の効用水準が最も低いことが分かる。また、図 2 から遺産が行われる場合のほうが、行われない場合より世代間の効用水準の差は小さくなる。

しかし、遺産動機が存在した場合でも 1995 年に経済に参加する世代に比べ、それ以降に経済に参加する将来世代は、経済に参加する年によって異なるが約 1,100 万円から約 3,400 万円のネットの追加的負担（＝追加的負担－親からの遺産）を負うことになる。また、ネットの生涯負担を「ネットの生涯の負担＝生涯の負担－親からの遺産」とすると、1995 年に経済に参加する世代に比べ、それ以降に経済に参加する将来世代は、1.6 倍から 2.95 倍のネットの生涯の負担を負う結果となっている。金額にすると約 1,000 万円から約 3,300 万円のネットの生涯の負担を負うこととなる。

#### 4 社会保障給付削減の効果

前節ではネットの追加的負担を推計したが、ここでは社会保障給付削減の効果を分析する。まず社会保障給付額を 1995 年に 25%カットするシミュレーション分析（ケース 1）を

行う。次に、社会保障改革のタイミングの問題を分析するため高齢化の真っ最中にある 2035 年に社会保障給付を 25%カットするシミュレーション分析（ケース 2）を行う。この場合、2035 年までの単年度財政赤字を 2035 年以降に経済に参加する世代に負担を負わせることとし、その上で社会保障給付額の 25%カットの効果を分析する。

まず、1995 年から一人当たりの社会保障給付額を 25%カットするとする。その効果は図 3 のようになる。25%の社会保障給付水準のカットが行われるとほぼどの世代でも追加的負担を親の遺産で相殺する結果となった。ここで、社会保障給付水準のカットは生涯を通じた便益の低下になるため、便益の低下による効用の低下が追加的負担の軽減による効用の増加を上回るならば、給付水準のカットは効用水準をかえって低下させかもしれない。このことを踏まえて社会保障給付額のカットが効用水準に与える影響を分析した。結果は図 4 の通りである。2005 年より前に経済に参加する世代は、社会保障給付カットによる追加的負担の減少による効用水準の増加より生涯を通じた便益の低下による効用水準の低下が上回るため、それらの世代の効用水準は低下する。逆に、それ以降に経済に参加する世代は負担の減少による効用水準の増加が便益低下による効用水準の低下を上回るため、効用水準は増加する。つまり、1995 年より後に経済に参加する世代の効用の上昇は、それ以前の世代の効用水準の低下を伴って可能となる<sup>10</sup>。

次に、社会保障改革のタイミングの問題を分析するため、社会保障改革を先送りし、2035 年に社会保障給付を 25%カットするケースを考える<sup>11</sup>。その結果を示したのが図 5 である。この場合、社会保障給付額を 25%カットしても 2015 年以降の世代は 1995 年に社会保障改革をするときと異なり、追加的負担を遺産で相殺することができない結果となった。次に、効用水準（図 6）でみると、このケースでは、世代間の効用水準のばらつきをより広げる結果となっている。

最後にパラメータに関する感度分析を行う。まず、遺産選好率に関する感度分析を行った結果が図 7 に示されている。感度分析では本稿の分析で重要なネットの追加的負担（＝追加的負担－親からの遺産）がそれぞれの遺産選好率でどのように変化するかを見ることにする。まず、標準的な遺産選好率に関しては  $\Gamma=0.5$  と置いたが、それぞれ  $\Gamma=1.0$ 、 $\Gamma=1.5$  の場合についてもシミュレーションを行った。またこのケースでは異時点間の代替の弾力性は標準値の  $\delta=0.5$  としているので、 $\Gamma=0.5$  の時には  $\Gamma^{\delta}=0.707$ 、 $\Gamma=1.0$  の時には  $\Gamma^{\delta}=1$ 、 $\Gamma=1.5$  の時には  $\Gamma^{\delta}=1.225$  となる。つまり、 $\Gamma=0.5$  の時には最終期の消費額と比べて約 7 割の遺産額を残すということになる。また、 $\Gamma=1$  の時には最終期の消費額と同じ額の遺産を残すということになる。最後に、 $\Gamma=1.5$  の時には最終期の消費額と比べて約 1.2 倍の遺産を残すことになる。感度分析の結果を見ると、 $\Gamma=1$  とすると 2015 年や 2045 年に経済に参加する世

<sup>10</sup> したがって、パレート最適な政策ではない。

<sup>11</sup> ここでの先送りの額は、1995 年に社会保障給付額を 25%カットしたときに軽減させる追加的負担額である。また、先送りの負担額を背負うのは 2035 年から 2095 年までの世代とした。

代を除いて多くの世代で追加的負担は親からの遺産で相殺されることになる。次に遺産選考率をさらに上昇させた  $\Gamma=1.5$  の結果を見ると、ほぼどの世代も追加的負担は親からの遺産で相殺される結果となる。これらの結果は、仮に人々が最終期の消費額と同程度かそれ以上の額を遺産として残している場合、現行の社会保障制度や財政制度から生み出される財政赤字に対する負担は遺産によって相殺されるということを示している。

次に異時点間の代替の弾力性  $\delta$  についての感度分析を見る。結果は図 8 に示されている。まず、 $\delta$  の標準値は 0.5 に設定していたが、ここでは  $\delta=0.25$  と  $\delta=0.75$  での感度分析を行う。感度分析の結果では  $\delta=0.25$  の場合に追加的負担が小さくなる。ここで、異時点間の代替の弾力性の逆数は相対的危険回避度ともみなせる。したがって、異時点間の代替の弾力性が高いと相対的危険回避度が低くなり、逆に異時点間の代替の弾力性が低いと相対的危険回避度が高くなる。相対的危険回避度が高い場合は消費の流列をより平準化することになるが、(10)式を見ると異時点間の代替の弾力性または相対的危険回避度は最終期の消費と遺産との配分をどの程度平準化するかを表すパラメータとも解釈できよう。標準値の遺産選好率  $\Gamma$  は 0.5 であるので、最終期の消費額より遺産額は小さくなるが、異時点間の代替の弾力性が低い場合（相対的危険回避度が高い場合）、最終期の消費額に対する遺産の減少額は小さくなる。つまり、このケースでは異時点間の代替の弾力性が低いほうが高い時に比べて遺産額は大きくなる。そのため図 8 において  $\delta=0.25$  の時に遺産が高くなりネットの追加的負担が小さくなった原因だと思われる。しかしながら、異時点間の代替の弾力性の違いによるネットの追加的負担への影響はこのケースでは小さい。

最後に主観的割引率  $\beta$  についての感度分析を見る。結果は図 9 に示されている。主観的割引率は(1)式の通時的な効用関数からも分かるように将来行う遺産からの効用をどの程度、割り引くかを表すパラメータでもある。その割引率が高い、つまり主観的割引率  $\beta$  の値が小さいほど将来行う遺産からの効用が小さくなる。そのため  $\beta$  の値が小さいほど残す遺産額も小さくなる。図 9 では主観的割引率  $\beta$  に関して標準的な値である  $\beta=0.905$  に加え  $\beta=0.8$ 、 $\beta=0.7$  のケースで感度分析を行った。結果のほうは  $\beta=0.7$  のケースでネットの追加的負担が最も重くなるが、これは残す遺産が小さくなることの結果である。なお、主観的割引率が変ることによるネットの追加的負担額の変化は比較的大きい。主観的割引率が  $\beta=0.905$  から  $\beta=0.8$  へと変化させると、ネットの追加的負担額は平均で 43%上昇する。さらに、 $\beta=0.905$  から  $\beta=0.7$  への変化はネットの追加的負担額を平均で 81%上昇させる結果となった。

## 5 分析の留意点

本稿では遺産額、政府に対する純負担額とも平均的な値での分析となっている。しかしながら両者ともに世代内での分散があるだろう。特に遺産額に関しては大きな遺産額をも

らう人と全くもらえない人との差は激しいことが容易に予想される。例えば、国税庁の『国税庁統計年報』の課税件数を厚生労働省『人口動態調査』の全死亡数で割った値を相続税の課税対象者割合とすると、その割合は4、5%程度である<sup>12</sup>。つまり、全体の死亡者の中で相続税がかかるだけの遺産額を残すのは4、5%程度の割合ということになる。仮に平均的な子供の数が2人だとして同じ世代内で相続税がかかる程の遺産をもらえる人は多くて10%程度ということになる。また本稿においては、相続税を控除されている額を考慮するため親からの遺産に総務省『全国消費者実態調査』の70歳以上の保有する資産のうち住宅の資産評価額を遺産額として加えている。しかしながら、その70歳以上の保有する住宅資産を考慮したとしても、自宅を所有していない親は子供に遺産を残さないことになる。このように遺産に関してはもらえると人とももらえない人の差が激しいことが想像できる。相続税がかかるような多額の遺産が得られる個人は例え政府への純負担が重い世代であっても遺産で純負担を全て相殺することもできるだろう。一方、遺産が得られない個人は政府への純負担を全て負担する必要がある。従って、同じ世代内での遺産額の大小を考慮して分析を行うことは重要な点である。さらに、政府への純負担に関しても実際には世代内での大小がある。これら遺産や政府への純負担に関する世代内での大小という視点は重要な視点であるが、本稿の分析ではその点について分析されていない。それら分析は今後の研究の課題としたい。

## 6 まとめ

本稿では、遺産動機を取り入れることで、従来の世代会計の研究では示せなかったネットの負担額を求めた。分析では、まずネットでの負担額を求め、遺産動機のある場合と、ない場合との負担額の比較を行った。次に、社会保障改革の効果を分析した。ここで、本稿で用いた標準的なパラメータの値での結果を簡単にまとめる。まず、遺産動機を取り入れると、将来世代の追加的負担は54%以上遺産によって相殺される。また、社会保障給付額を25%カットすると将来世代のほぼどの世代でも追加的負担は遺産によって相殺されることになる。しかし、社会保障給付額の削減は将来世代の効用水準を上げる代わりに、現在世代の効用水準を下げることになる。また、社会保障改革を2035年に先のばすと、2015年以降に経済に参加する世代は追加的負担を遺産で相殺することができない結果となっている。また、同じ25%の社会保障給付削減でも、後の世代に負担を負わせるような改革ならば世代間の負担をより不公平にする。

最後に本稿の課題を述べたい。本稿では、遺産動機を取り入れることで、従来の世代会

---

<sup>12</sup> 上記のように計算した課税対象者割合は、1990年が5.9%、1995年は5.5%、2000年は5.0%、2005年は4.2%、2010年は4.2%となっている。

計の研究では示せなかったネットの負担額を求めたことに、これまでの研究にはない貢献があると思われる。しかし、遺産動機のあるなしによって消費計画は異なり、消費に対する課税額の影響を通じて純負担額が影響を受ける。また、社会保障給付カットのシミュレーションでは、消費、遺産の変化から純負担額が影響を受ける。このような消費、遺産の変化からの純負担額に影響を与えるは本稿では考慮されていない。この消費、遺産の変化からの純負担額に影響を与える効果を考慮し分析を行うのが望ましいが、計算が複雑になるため今回の分析ではそれらの効果を考慮せずに行った。この点を考慮し分析を行うのは今後の課題としたい。さらに、本稿で標準的に用いたパラメータの値が妥当かどうかについてのさらなる検討も重要であろう。特に遺産選好率のパラメータの値によっては追加的負担は遺産によってほぼ相殺されることになる。なお、本稿での標準的なパラメータの値のもとで計算される遺産額は、例えば1995年に経済に参加する世代で4,900万程度となり、それほど非現実的な値ではない。そのため、本稿での標準的なパラメータの値が現実性を欠くものとはなっていないと思われるが、それでもより正確なパラメータの推定は必要になってくる。正確なパラメータの推定についても本稿に残された課題である。

## 補論

(9)式、(10)式を生涯予算制約式(8)に代入し1期目の $c_{t,1}$ を求めると以下のようにまとめることができる。

$$c_{t,1} = \left( \frac{1}{1 + \frac{\left( \prod_{i=2}^6 (1+r_i)^\delta \beta^\delta \right) \Gamma^\delta}{\left( \prod_{i=2}^6 (1+r_i) \right) E}} \right) \left( \frac{1}{E} \right) \times H_t \quad (\text{A-1})$$

ここで、1期目の限界消費性向 $\Omega_{t,1}$ は次のように表せる。

$$\Omega_{t,1} = \left( \frac{1}{1 + \frac{\left( \prod_{i=2}^6 (1+r_i)^\delta \beta^\delta \right) \Gamma^\delta}{\left( \prod_{i=2}^6 (1+r_i) \right) E}} \right) \left( \frac{1}{E} \right) \quad (\text{A-2})$$

なお、 $E$ 、 $H_t$ はそれぞれ以下の通りであり、 $H_t$ は生涯の可処分所得を示している。



$$E = 1 + \sum_{q=1}^5 \left[ \prod_{i=1}^q (1+r_i) \right]^{\delta-1} (\beta^\delta)^q \quad (\text{A-3})$$

$$H_t = \sum_{s=1}^6 \left[ \prod_{i=2}^{s+1} (1+r_i)^{-1} \right] w_{t,s} - \sum_{s=1}^6 \left[ \prod_{i=2}^{s+1} (1+r_i)^{-1} \right] n_{t,s} + \left[ \prod_{i=2}^3 (1+r_i)^{-1} \right] b_{t-1} \quad (\text{A-4})$$

これらを用いることにより、(11)式、(12)式のようにまとめられる。

#### <データ>

経済企画庁 『国民経済計算年報（平成7年度）』

厚生省人口問題研究所 『日本の将来人口推計（平成4年）』

国税庁 『国税庁統計年報（昭和40年度－平成7年度）』

総務庁統計局 『家計調査（昭和40年度－平成7年度）』

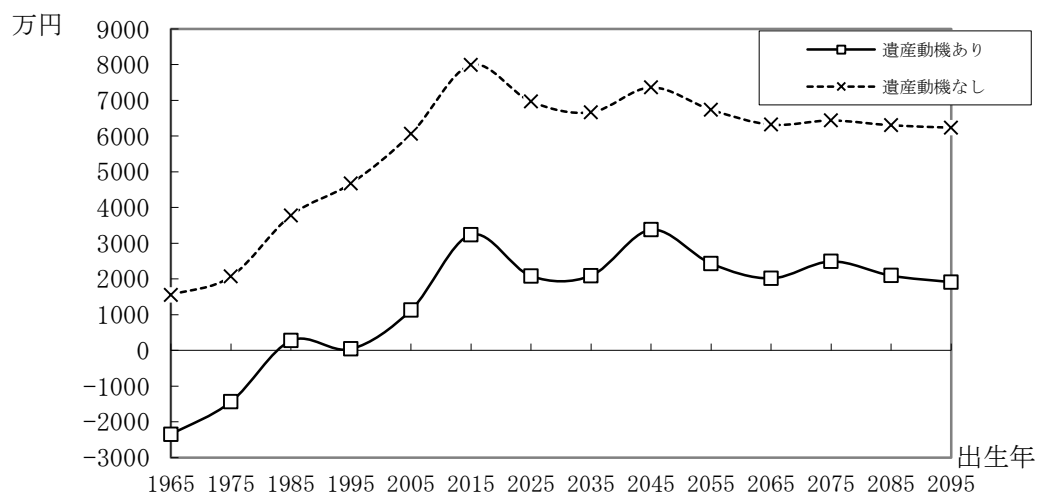
総務庁統計局 『全国消費者実態調査（昭和39年度－平成6年度）』

総理府統計局 『国勢調査（昭和40年度－平成7年度）』

文部省 『文部統計要覧（昭和40年度－平成7年度）』

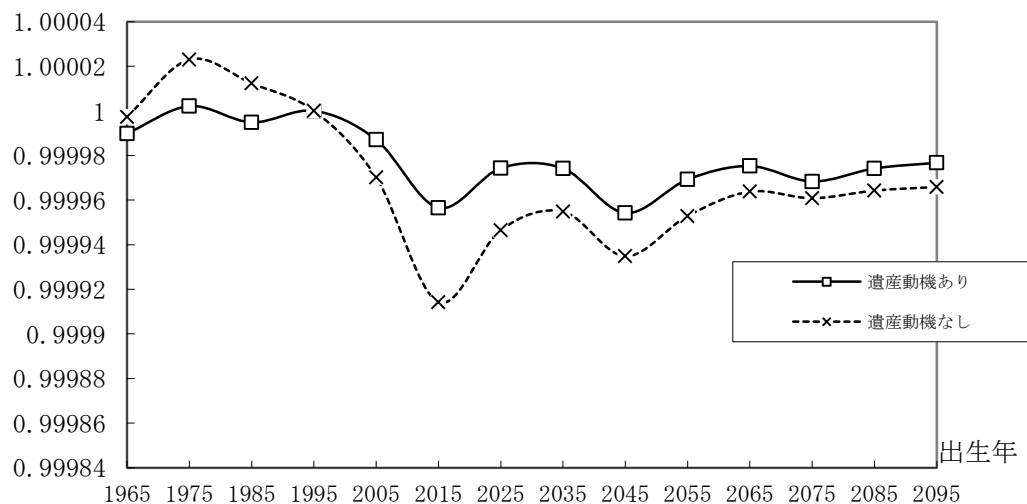
IMF 『International Financial Statistics Yearbook 1997』

図1 ネットの追加的負担の比較



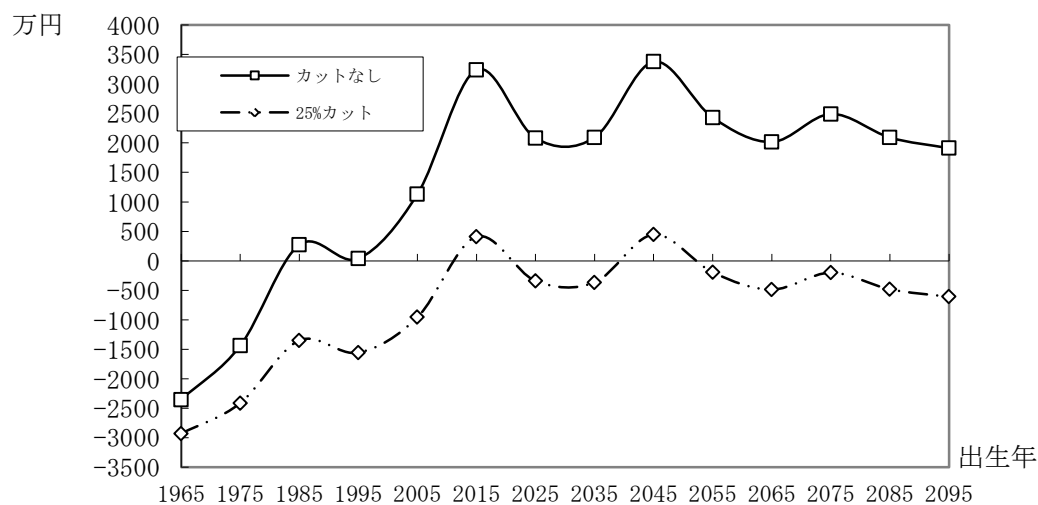
注) ×のマークは遺産動機なし、□のマークは遺産動機ありのもとでのネットの追加的負担を表している。

図2 遺産動機がある場合とない場合の厚生比較



注) ×のマークは遺産動機なし、□のマークは遺産動機ありのもとでの各世代の効用水準を表している。

図3 社会保障改革ケース1



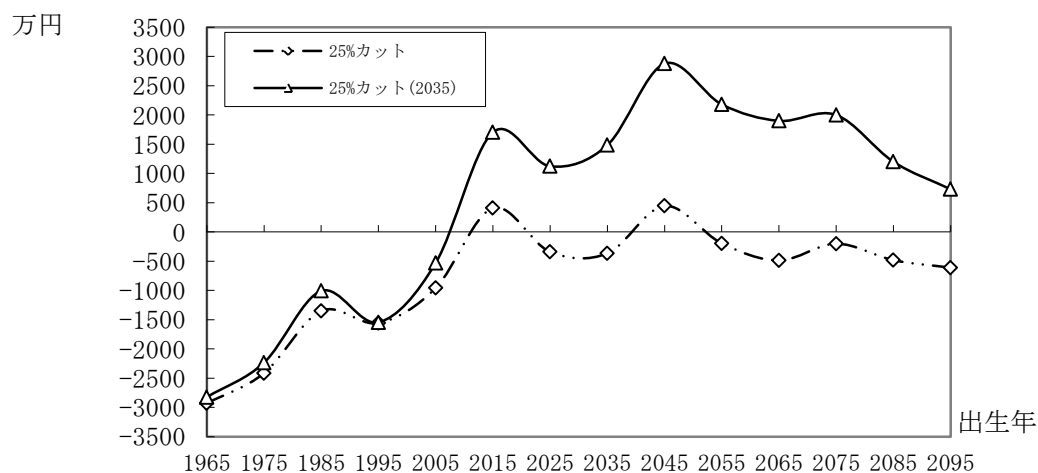
注) □のマーカは社会保障改革なしでのネットの追加的負担、◇のマーカは社会保障給付費を1995年に25%カットした時のネットの追加的負担を表している。

図4 ケース1の厚生比較



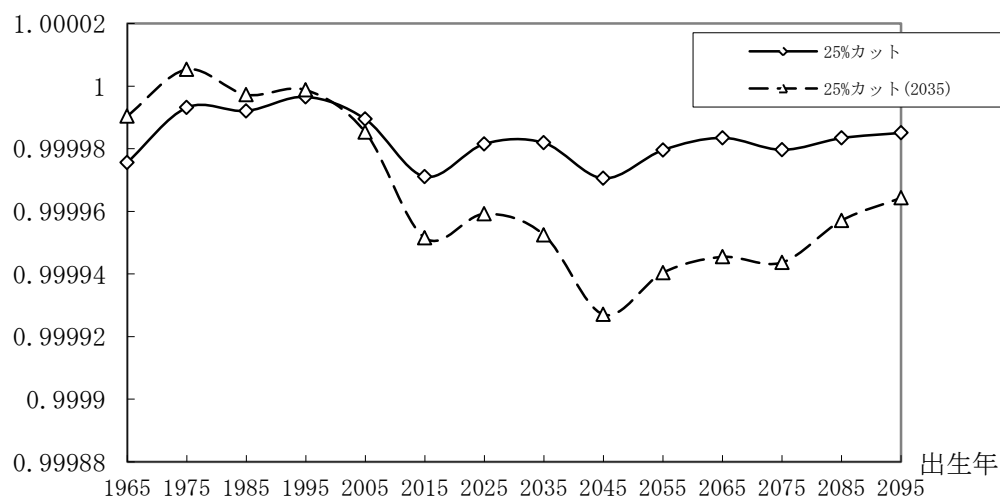
注) □のマーカは社会保障改革なしでの各世代の効用水準、◇のマーカは社会保障給付費を1995年に25%カットした時の各世代の効用水準を表している。

図5 社会保障改革ケース2



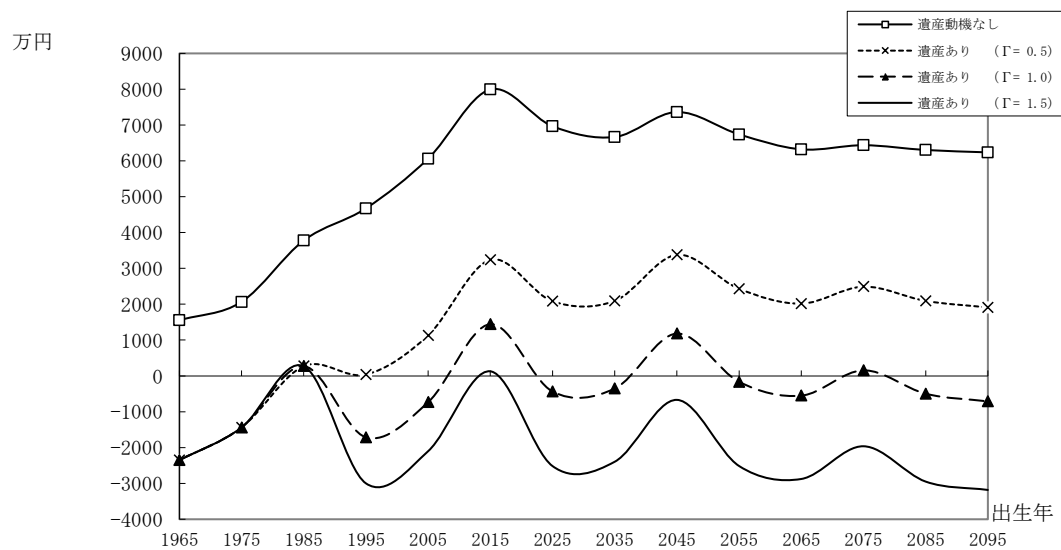
注) ◇のマーカは 1995 年に社会保障給付費を 25%カットした時のネットの追加的負担、△のマーカは社会保障改革を 2035 年に先のばした際のネットの追加的負担を表している。

図6 ケース2の厚生比較



注) ◇のマーカは 1995 年に社会保障給付費を 25%カットした時の各世代の効用水準、△のマーカは社会保障改革を 2035 年に先のばした際の各世代の効用水準を表している。

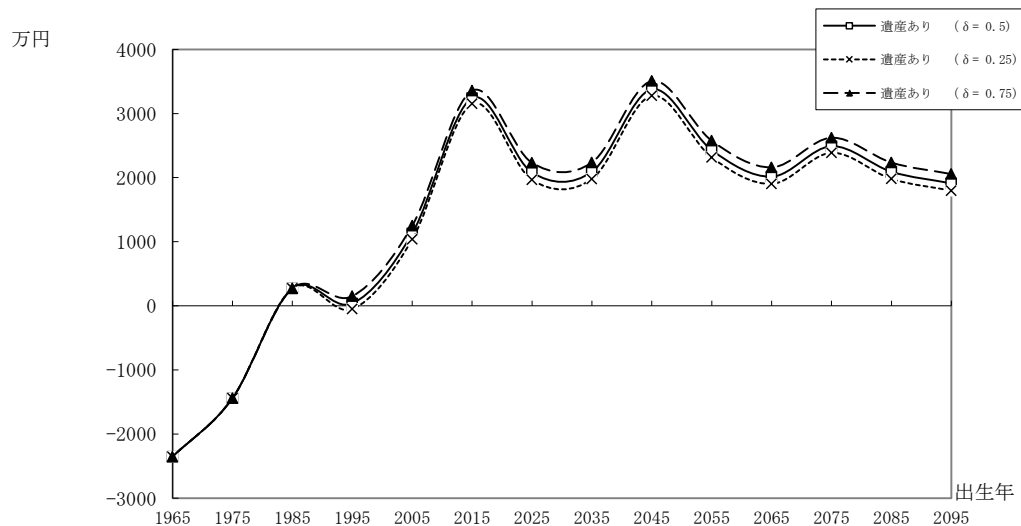
図7 遺産動機  $\Gamma$  に関する感度分析



注1) □のマーカ―は遺産なし、×のマーカ―は遺産選好率  $\Gamma=0.5$ 、▲のマーカ―は  $\Gamma=1.0$ 、実線は  $\Gamma=1.5$  を表している。

注2) 主観的割引率  $\beta=0.905$ 、異時点間の代替の弾力性  $\delta=0.5$  を設定している。

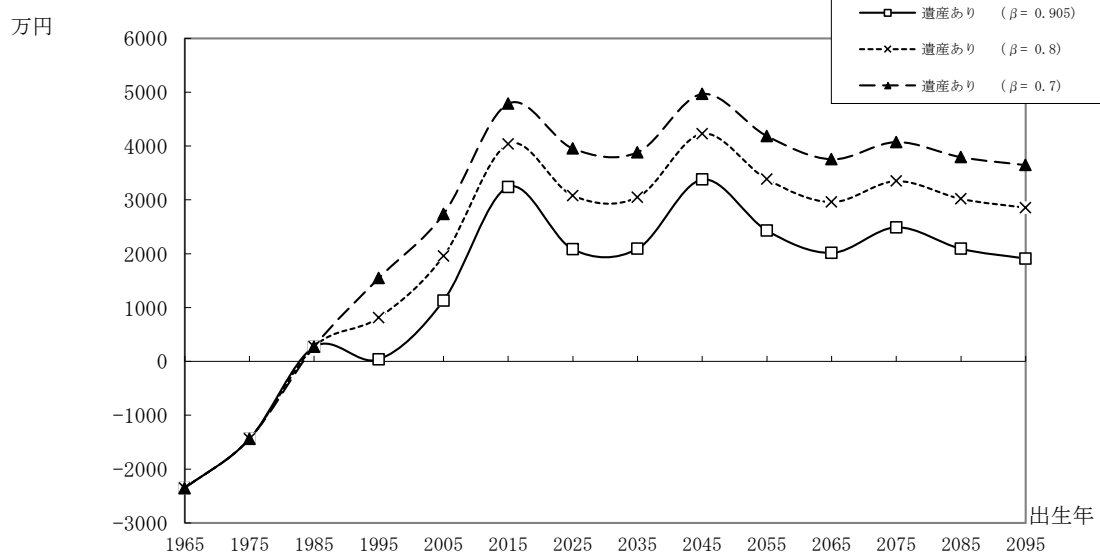
図8 異時点間の代替の弾力性  $\delta$  に関する感度分析



注1) □のマーカ―は異時点間の代替の弾力性  $\delta=0.5$ 、×のマーカ―は  $\delta=0.25$ 、▲のマーカ―は  $\delta=0.75$  を表している。

注2) 主観的割引率  $\beta=0.905$ 、遺産選好率  $\Gamma=0.5$  を設定している。

図 9 主観的割引率  $\beta$  に関する感度分析



注 1) □のマーカ―は主観的割引率  $\beta=0.905$ 、×のマーカ―は  $\beta=0.8$ 、▲のマーカ―は  $\beta=0.7$  を表している。

注 2) 異時点間の代替の弾力性  $\delta=0.5$ 、遺産選好率  $\Gamma=0.5$  を設定している。

表1 パラメータの値

$\beta$	主観的割引率	0.905
$\delta$	異時点間の代替の弾力性	0.5
$\Gamma$	遺産選好率	0.5

表2 過去の負担も含めた各世代の負担額

割引率		- 29歳	30 - 39歳	40 - 49歳	50 - 59歳	60歳 -
	生涯負担	2,062.5	1,898.7	1,008.6	-138.9	-6,681.6
	過去の負担	420.0	1,273.0	1,853.0	2,156.0	-2,615.8
	1995	1,016.8	1,470.1	1,450.5	1,770.9	-2,032.9
1.0	2005	1,470.1	1,450.5	1,770.9	-2,032.9	-2,032.9
1.0	2015	1,450.5	1,770.9	-2,032.9	-2,032.9	
1.0	2025	1,770.9	-2,032.9	-2,032.9		
1.0	2035	-2,032.9	-2,032.9			
1.0	2045	-2,032.9				

単位：万円

注) 経済成長率 3%、利子率 3%と設定。

## 第4章 日本の公的年金の最適規模: 寿命と資産変動のリス

### クを考慮した分析<sup>1</sup>

#### 1 はじめに

日本の公的年金制度はある程度の積立金を保有しているが、実際の年金財政の運営方式は賦課方式を採用してきた。賦課方式の年金制度は、高齢者比率が増加すると年金財政の持続性が損なわれるため高齢者比率の増加に脆弱である。ここで、厚生労働省によると厚生年金制度の保険料は2025年には月収の26%、年収ベースで20%<sup>2</sup>に達するとの予測となっていた<sup>3</sup>。

政策当局は公的年金の抜本改革を目指して2004年に公的年金改革を行った。日本の新しい年金制度はいくつかの点でスウェーデンの新年金制度の要素を取り入れたと言われている。まず、スウェーデンの新年金制度は年金保険料をある一定の水準で固定することになったが、日本の2004年年金改革では厚生年金保険料は2017年以降、18.3%に固定されることになった。なお、2004年時点での厚生年金保険料は13.934%である。また、年金給付の調整に関してもスウェーデンの新制度の要素を取り入れている。日本の新年金制度でも賃金や寿命、さらに労働者数といった社会経済状況の変動に合わせて給付水準を調整する仕組みが導入された。これらのことから、日本の公的年金制度は確定拠出的な要素を取り入れたとも言える。一方、それと同時に、2004年の公的年金改革では給付水準が現役世代の賃金の50%（つまり所得代替率50%）を下回らないことも約束する形となった<sup>4</sup>。ただし、その所得代替率50%には、50%が最適だという何らかの妥当な根拠があるわけではな

---

<sup>1</sup> 本稿はMiyazato (2010)「The Optimal Size of Japan's Public Pensions: An Analysis Considering the Risks of Longevity and Volatility of Return on Assets」(Japan and World Economy, Vol.22(1), pp.31-39)に基づいている。本稿の作成過程において、麻生良文先生、井堀利宏先生、岡本章先生、Luciano Greco先生、Kent Smetters先生、Olivia Mitchell先生より貴重なコメントを頂いた。それらの多くの貴重なコメントに対して、心より感謝の意を示したい。また、本稿の執筆過程において文部科学省科研費（特別推進研究 No. 18002001、若手研究費 (B) No. 18730198)より支援いただいた。研究費の支援についても、心より感謝の意を示したい。また、本稿に残る過誤は当然ながら著者の責任である。

<sup>2</sup> 年収ベースには賞与（ボーナス）が含まれ、月収ベースでは賞与（ボーナス）は含まれないものとなっていた。2003年に保険料の徴収法は月収ベースから年収ベース（総報酬制）へ変更された。

<sup>3</sup> Ministry of Health, Labor and Welfare (2000)を参照。

<sup>4</sup> Ministry of Health, Labor and Welfare (2005)を参照。



い。

Samuelson (1958) は定常状態において、賦課方式の社会保障制度の収益率は人口成長率に等しいことを示した<sup>5</sup>。また、経済成長率も考慮すれば、社会保障制度の収益率は人口成長率と経済成長率の和に等しくなることが示される。ひるがえって、近年の日本の経済成長率や人口成長率はかなり低く、この Samuelson の理論的帰結に従えば賦課方式の社会保障制度の収益率はかなり低いものとなる。実際、Hatta and Oguchi (1992)や八田・小口 (1999) では、日本のデータを用いて公的年金制度の収益率を求めている。それらの一連の研究で、賦課方式を前提とした日本の公的年金制度の収益率は低く、積立方式に移行すべきであるとの主張がなされた<sup>6</sup>。その他に Takayama, Kitamura, and Yoshida (1999) においては Auerbach, Gokhale, and Kotlikoff (1991) などが開発された世代会計の手法を用い、賦課方式を前提とした社会保障制度は大きな世代間格差を生み出していることを示している。

しかしながら、上記の研究は人々の長生きのリスクや所得・資産変動のリスクについて明示的には分析していない。Diamond (1977) は人々の長生きのリスクや所得・資産変動のリスクの観点から社会保障制度を分析するのが有益であると主張している。また、Diamond (1977) では社会保障制度がない場合、それらのリスクをカバーするのは難しいと述べている。また、Geanakoplos, Mitchell, and Zeldes (1998) では個人勘定制度 (individual account system) や確定拠出制度 (Defined Contribution system; DC) では、所得変動や長生き、障害のリスクに対する保険は提供できないと述べている。このように社会保障制度を分析するには長生きのリスクや所得・資産変動のリスクを考慮して分析することは重要な要素であるが、それらのリスクを明示的に考慮して公的年金について分析した研究は意外と少ない。本稿では特に長生きのリスクや資産収益の変動リスクを明示的に考慮して日本の公的年金の最適規模を分析することが目的である。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、2 節で先行研究について述べ、3 節で年金制度の分類を行い、4 節でシミュレーションに用いる基本モデルを提示する。5 節でシミュレーションの前提を述べ、またシミュレーション結果を示す。最後に 6 節でまとめを述べる。

## 2 先行研究

Feldstein and Ranguelova (2001) は収益の不確実性を考慮して公的年金を分析している。その研究によれば、仮に 60% が株式、40% が社債のポートフォリオで所得の 4% を個人退職勘定 (Personal Retirement Account; PRA) に毎年投資すると、賦課方式の公的年金制度

---

<sup>5</sup> Samuelson (1958) においてはこの収益率を生物学的利子率 (biological rate of interest) と呼んでいる。

<sup>6</sup> なお、賦課方式から積立方式への移行の際には、いわゆる「二重の負担」が問題となる。「二重の負担」については小西 (2002) で詳細に述べられている。

の収益率を下回るのは17%であるとのシミュレーション結果を得ている。さらに、Feldstein and Ranguelovaの研究によれば個人の相対的危険回避度が2.95より小さければ個人勘定の収益の不確実性を考慮しても個人勘定の年金制度のほうが望ましいとしている。Feldstein and Ranguelova (2001)では相対的危険回避度や収益の不確実性を考慮しているが、個人の最適化問題から導かれる最適消費経路を用いてシミュレーションを行っているわけではない。一方、小塩(2000)では賃金と利子率の不確実性を考慮して日本の公的年金を分析している。また、その研究においては消費の最適経路を求めたうえでシミュレーション分析を行った有益な研究となっている。シミュレーションの結果によると公的年金の最適な所得代替率は25%以下になるとしている。ただし、小塩(2000)においては、シミュレーション分析の簡単化のため2期間モデルを採用している。また、長生きのリスクについては考慮されないものとなっている。さらに、İmrohotoğlu, İmrohotoğlu, and Joines (1995)やHugett and Ventura (1999)では、賃金に関する不確実性を考慮し動的計画法を用いて社会保障改革について分析を行っている。それらのシミュレーション・モデルは多世代型の世代重複モデルを基に精緻な分析となっているが、定常状態のみの分析で移行期については分析が行われていない。さらに、Nishiyama and Smetters (2007)においても賃金に関する不確実性を考慮し精緻なシミュレーション・モデルで社会保障改革について分析が行われている。ただ、移行期の人口プロファイルがやや簡単化されたものとなっている。このように、İmrohotoğlu, İmrohotoğlu, and Joines (1995)、Hugett and Ventura (1999)、Nishiyama and Smetters (2007)などで賃金の不確実性を考慮し、より精緻なシミュレーション・モデルで社会保障改革が分析されるようになってきたが、それらの研究では確定拠出型(DC)の年金制度の一つの特徴である資産収益の変動リスクが明示的に分析されているわけではない<sup>7</sup>。

賃金や収益の不確実性とは別に人口変動の不確実性を考慮した研究もいくつかある。Bohn (2001)では確率的な人口変動を取り入れた動学的一般均衡モデルを世代重複モデルの枠組みで構築している。Bohnの研究では、人口変動のショックが賃金や利子率という要素価格に与える影響を考慮し社会保障制度を分析している。Bohn (2001)の分析結果によると、妥当なパラメータの設定で、かつ確定給付型(Defined Benefit; DB)の公的年金制度の下でも規模の小さい世代(baby-burst generations)は規模の大きな世代(baby-boomer generations)より厚生水準が高まりうるとしている。Borgmann (2005)においても人口変動の不確実性を考慮し、また小国開放経済と閉鎖経済の両経済環境の下で、社会保障制度を分析している。また、Borgmann (2005)では賦課方式型確定拠出年金制度(pay-as-you-go DC)<sup>8</sup>が確定給付型年金制度(DB)より好まれるパラメータの値などについて分析を行っ

<sup>7</sup> なお、宮里(2006)においても賃金の不確実性を導入し公的年金改革についてのシミュレーション分析が行われている。ただし、移行期の分析や資産収益のリスクについて分析は行われていない。

<sup>8</sup> 賦課方式の財政方式であるが、個々人の年金拠出金があたかも個人勘定に積み立てているかのように個々人に仮想的な年金積立金を知らせるスウェーデンの年金制度が分析の念頭にある。

ている。一方、Sánchez-Marcos and Sánchez-Martín (2006)においても人口変動ショックを考慮した世代重複型の動学的一般均衡モデルで社会保障制度を分析しているが、結果はBohn (2001)と異なる。Sánchez-Marcos and Sánchez-Martín (2006)の分析結果では、確定給付型年金制度 (DB) が民間貯蓄をクラウドアウトする効果が世代間のリスクシェアリング効果を上回るため、確定給付型年金制度 (DB) の厚生水準への影響はマイナスになるとの結論となっている。Mitchell et al. (1999)では、Bohn (2001)、Borgmann (2005)、Sánchez-Marcos and Sánchez-Martín (2006)とは異なるやり方で長生きのリスクを扱っている。Bohn (2001)、Borgmann (2005)、Sánchez-Marcos and Sánchez-Martín (2006)では人口規模の不確実性を分析の対象としていたのに対し、Mitchell et al. (1999)における不確実性は個々人の死亡に関するリスクを分析の対象としている<sup>9</sup>。また、Mitchell et al. (1999)では最適消費経路を確率的動的問題 (stochastic dynamic programming problem) で導き、民間の個人年金需要について分析を行っている。

### 3 確定給付年金制度と確定拠出年金制度

年金制度を給付体系に基づいて大きく分類すると確定給付年金制度 (Defined Benefit pension system; DB) と確定拠出年金制度 (Defined Contribution pension system; DC) に分けることができる<sup>10</sup>。また財政方式の観点も加えると確定拠出年金制度 (DC) を積立方式型の確定拠出年金制度 (funded DC)、それに賦課方式型の確定拠出年金制度 (pay-as-you-go DC) にも分類することも可能である。前者の積立型の確定拠出年金制度 (funded DC) は現役時の拠出金を実際に積み立て、退職後に自らが積み立てた年金資産を受け取る制度である。一方、後者の賦課方式型の確定拠出年金制度 (pay-as-you-go DC) は現役時の年金保険料をある一定の値に固定し、給付額は社会経済状況に応じて調整するが、財政方式は賦課方式である年金制度である。

ここでまず、確定給付年金制度 (DB) と積立方式型の確定拠出年金制度 (funded DC) を比較する。いずれの年金制度も長所と短所を持っている。確定給付年金制度 (DB) は退職後、一定の所得が得られる年金制度である。言い換えると退職後には一定の所得代替率の給付が決められている年金制度と言える。そのため、退職後の収入や資産の変動リスクが低い年金制度と言える。また、確定給付年金制度 (DB) では生きている限り一定の給付が得られるので確定給付年金制度 (DB) は、長生きのリスクを軽減する働きがある。一方、その制度は高齢者比率が高まると現役世代の負担が大きくなるという短所を持っている。次に積立方式型の確定拠出年金制度 (funded DC) を考える。この方式の長所としては、人口構

---

<sup>9</sup> 死亡のプロファイルに関しては、米国社会保障庁の生命表を用いている。

<sup>10</sup> Bodie, Marcus, and Merton (1988)やDiamond (1995)では確定給付年金制度 (DB) と確定拠出年金制度 (DC) について詳細な比較検討を行っている。

造の変化に中立的である点をあげることができる。しかし、この方式の短所として、退職後の給付水準が確定しておらず、退職後の給付が変動することをあげることができる。また、積立型の確定拠出年金制度 (funded DC) では自らが積み立てた年金資産を超えて給付を受けることはできず、長生きのリスクに対して脆弱という短所がある。

もし一般均衡モデルで上記の制度を考察する場合、要素価格の影響、あるいはマクロ的効果も考慮する必要がある。積立型の確定拠出年金制度 (funded DC) は貯蓄を増加させるため、資本蓄積を促進する。それは、賃金率の上昇、利子率の低下をもたらすことになる。一方、確定給付年金制度 (DB) は逆に貯蓄を低下させる。Auerbach and Kotlikoff (1987)のシミュレーション・モデルにおいては、積立型の確定拠出年金制度 (funded DC) では資本蓄積が促進され、賃金が上昇し、将来世代の厚生水準を改善するとの結果が示されている。資本蓄積の促進は積立型の確定拠出年金制度 (funded DC) の長所といえる。

次に賦課方式型の確定拠出年金制度 (pay-as-you-go DC) について一般均衡の枠組みで考察する。まず、この制度では現役世代が支払う保険料は退職世代への所得移転となるため、資本蓄積を促進させる効果はない<sup>11</sup>。しかしながら、ベビーブームや少子化といった人口変動は資本労働比率に影響を与え、要素価格に影響を与える。ここで、ベビーブーマーのような規模の大きな世代が要素価格へ与える影響を考える。人口規模の大きな世代は総労働供給量が大きく、それは資本労働比率を低下させる。資本労働比率の低下は賃金率の低下をもたらすため、結果的にその世代の現役時の賃金率は低いものとなる。ベビーブーム世代が退職すると、総労働供給量も低下し、資本労働比率を増加させ、賃金率の上昇と利子率の低下をもたらすことになる。したがって、ベビーブーム世代 (baby-boom generations) はベビーバースト世代 (baby-burst generations) のような人口規模の小さい世代に比べ、現役時に低い賃金率となり退職後には低い資本収益率となる。確定給付年金制度 (DB) は高い賃金率と利子率を享受する規模の小さな世代に高い保険料率を課すことになるため、要素価格変動のリスクを世代間で分散する働きを持つことになる。この世代間でのリスクシェアリング機能により確定給付年金制度 (DB) は賦課方式型の確定拠出年金制度 (pay-as-you-go DC) より社会厚生を高める可能性がある。これらの議論は Bohn (2001)、Borgmann (2005)、Sánchez-Marcos and Sánchez-Martín (2006)で行われている。

このように、一般均衡モデルにおける資本蓄積や人口変動による要素価格への影響も考慮に入れると、積立型の確定拠出年金制度 (funded DC)、確定給付年金制度 (DB) とも新たな長所を持つことになる。しかしながら、本稿では資産収益の変動リスク、長生きのリスク、さらに移行期の世代の厚生水準という点に分析の主眼をおいており、それら全ての要素を一般均衡モデルの枠組みでシミュレーション分析を行うのはかなり難しい。そこで、本稿では部分均衡の枠組みで資産収益の変動リスク、長生きのリスク、移行期の世代という要素を考慮してシミュレーション分析を行う。また、分析の単純化のために、確定拠出年金制度 (DC)

---

<sup>11</sup> ここでは、退職世代は遺産は残さず、退職期の所得・資産をすべて消費するという前提にたっている。

は積立型の確定拠出年金制度 (funded DC) のみに絞って分析を行う。以後は、確定拠出年金制度 (DC) という場合、積立型の確定拠出年金制度 (funded DC) を指していることにする。

ここで、日本の政策当局は 2004 年の公的年金改革時に所得代替率が 50%を下回らないようにするとした。したがって、日本の新年金制度においても依然として確定給付部分が大きな部分を占めると言える。しかしながら、所得代替率 50%が公的年金の最適規模である根拠はない。本稿では日本の公的年金の最適規模はどの程度なのか分析することが目的である。本稿ではリスクシェアリング機能を持つ確定給付年金制度 (DB) をどの程度維持すればよいのか、あるいは世代間での負担格差を軽減するために、どの程度、確定拠出年金制度 (DC) を受け入れる必要があるかを分析する。

#### 4 分析モデル

本稿では世代重複モデルの枠組みで最適な公的年金の規模、つまり最適な所得代替率について分析を行う。本稿においては、Hatta and Oguchi (1992)、八田・小口 (1999)、小塩 (2000)、Feldstein and Ranguelova (2001)と同じように賃金成長率や資産からの期待収益率に関しては外性的に与えて分析を行う<sup>12</sup>。一方、本稿では資産収益の変動や長生きに関する不確実性を考慮して分析する。それら不確実性を考慮して消費の最適化問題を解きシミュレーションを行う際には動的計画法 (Dynamic Programming; DP) の手法が有益である。本稿では動的計画法から導かれる最適消費経路にしたがって公的年金の最適な所得代替率に関するシミュレーション分析を行う<sup>13</sup>。まず、個人は最大で  $N$  歳まで生存し、每期每期、死亡のリスクに直面するものとする。また、人口規模や死亡確率については、国立社会保障・人口問題研究所が推計している将来推計人口や生命表を用いる<sup>14</sup>。将来推計人口の詳細なデータを用いる一つの利点は、人口成長率などを一定の値に仮定する場合よりも、より現実に近い人口動態のもと分析を行えることがあげられる。

---

<sup>12</sup> Auerbach and Kotlikoff (1987)では賃金率や利率が内性的に決定されるシミュレーション・モデルを構築している。また、Kato (1998)や Okamoto (2004)では、Auerbach and Kotlikoffモデルを基に日本における社会保障に関するシミュレーション分析を行っている。

<sup>13</sup> なお、動的計画法を用いて社会保障改革について分析を行っているものには、İmrohotoğlu, İmrohotoğlu, and Joines (1995)、Hugett and Ventura (1999)、Nishiyama and Smetters(2007)などがある。それらの研究は賃金に関する不確実性を考慮したものとなっている。また、Mitchell et al. (1999)では寿命に関する不確実性を考慮し、動的計画法を用いて民間保険の需要について分析を行っている。一方、Nishiyama and Smetters (2005)では賃金や寿命の不確実性を考慮して消費税についての分析を行っている。また、彼らは政府の生命表に基づいた死亡率を分析に用いている。

<sup>14</sup> 国立社会保障・人口問題研究所 (2007) では、2105 年以降の人口は一定であると仮定されている。

#### 4.1 効用関数

効用関数は以下のように設定する。

$$E \left[ \sum_{j=1}^N \beta^{j-1} \pi_{j,t+j-1} u(c_{j,t+j-1}) \right] \quad (1)$$

ここで、 $E$ は期待オペレーター、 $\beta^{j-1}$ は $j$ 歳での時間選好率、 $c_{j,t+j-1}$ は $j$ 歳、 $t+j-1$ 時点での消費、また $t$ は第 $t$ 世代を意味する。 $\pi_{j,t+j-1}$ は $j-1$ 歳で生存している個人が $j$ 歳に生存する確率である。この生存確率は各世代によって異なる。国立社会保障・人口問題研究所の人口推計によれば、経済への参加が遅い世代ほど、各年齢における生存確率は高いものとなっている<sup>15</sup>。

以下の瞬時的効用関数  $u(c)$ は相対的危険回避度一定 (constant relative risk aversion; CRRA) であるとする。

$$u(c) = \begin{cases} c^{1-\gamma} / (1-\gamma) & \gamma > 1 \\ \log(c) & \gamma = 1 \end{cases}$$

ここで $\gamma$ は相対的危険回避度であり、その値が高いほど個人は危険回避的であることを示す。また、 $\gamma$ が1の場合は、瞬時的効用関数は $\log(c)$ となる。

#### 4.2 予算制約式

個人は勤労期に賃金を得て、退職後には公的年金給付を得るものとする。また、本稿では勤労期における労働供給は非弾力的で<sup>16</sup>、また退職後の労働供給は0になるとする。個人は各期消費し、また累積資産（前期の資産に利率を加え、それに今期の賃金所得や年金

<sup>15</sup> 国立社会保障・人口問題研究所 (2007) では 2055 年以降の各歳の生存率は 2055 年と同じであると仮定されている。生存率の値については、補論表 1 を参考。

<sup>16</sup> Asano and Fukushima (2006)は日本における労働供給の補償弾力性を 0.39 と推計している。しかし、補償弾力性は所得効果が除かれているので、もし所得効果も考慮すると労働供給の弾力性はより小さくなる。Bessho and Hayashi (2005)では日本における非補償弾力性を 0.1 程度と推計している。それらの研究から、日本における労働供給は非弾力的とすることに大きな問題はないと思われる。

給付を加えたもの) から今期消費を差し引いた額を貯蓄するものとする。また、個人は最大で生存する  $N$  歳まで生きた場合、 $N$  歳で資産をすべて消費するものとする。したがって、個人は  $N$  歳では貯蓄しないものとする。また、退職後は賃金は 0、勤労期は年金給付は 0 とする。また、公的年金保険料は賃金に対し一定割合で課されるものとする。上記の環境のもと、個人の予算制約式は以下のようになる。

$$c_{j,t+j-1} + a_{j+1,t+j} = (1+r_{t+j-1})a_{j,t+j-1} + (1-\tau_{t+j-1})w_{j,t+j-1} + b_{j,t+j-1} \quad (2)$$

ここで、 $a_{j,t+j-1}$  は期首資産 (1 期前の期末資産)、 $w_{j,t+j-1}$  は賃金所得、 $b_{j,t+j-1}$  は  $j$  歳、 $t+j-1$  時点での年金給付である。 $\tau_{t+j-1}$  は  $t+j-1$  時点における年金保険料であり、 $r_{t+j-1}$  は  $t+j-1$  期首の資産収益である。なお、個人が勤労期には(2)式は  $c_{j,t+j-1} + a_{j,t+j-1} = (1+r_{t+j-1})a_{j-1,(t+j-1)-1} + (1-\tau_{t+j-1})w_{j,t+j-1}$  となる。また、経済参加前の個人の資産は 0 と仮定する。従って、1 期目 (分析上は 20 歳) の(2)式は  $c_{1,t} + a_{1,t} = (1-\tau)w_{1,t}$  となる。一方、個人の退職期には(2)式は  $c_{j,t+j-1} + a_{j,t+j-1} = (1+r_{t+j-1})a_{j-1,(t+j-1)-1} + b_{j,t+j-1}$  となる。また、最大生存年齢  $N$  歳での(2)式は  $c_{N,t+N-1} = (1+r_{t+N-1})a_{N-1,(t+N-1)-1} + b_{N,t+N-1}$  となる。

本稿の分析モデルでは、公的年金制度は賦課方式での確定給付型年金制度 (DB) を仮定する。この公的年金制度のもと、年金給付は勤労者の平均賃金に所得代替率を掛けたものとして表せる。したがって、年金給付は以下の(3)式のように表せる。

$$b_{j,t+j-1} = \kappa \bar{w}_{t+j-1}, \quad R \leq j \leq N \quad (3)$$

ここで、 $\kappa$  は所得代替率、 $R$  は退職年齢、 $\bar{w}_{t+j-1}$  は  $t+j-1$  時点における勤労者の平均賃金を表す。仮に、個人が勤労期の場合 ( $1 \leq j \leq R-1$ )、年金給付  $b_{j,t+j-1}$  は 0 となる。また、退職年齢はすべての世代で同じであるものとする。分析に用いる生命表では、経済への参加が遅い世代ほど各年齢での死亡率は低くなるので、経済参加の遅い世代ほど長生きのリスクは高くなる。また、分析の簡単化のため賃金成長率は  $g$  で一定だとする。従って、次の期の賃金は  $w_{j+1,t+j} = (1+g)w_{j,t+j-1}$  で表せる。また、退職後 ( $R \leq j \leq N$ ) は  $w_{j,t+j-1}$  は 0 となる。

もう一つのリスクは資産収益の変動から発生する。資産収益については、以下の(4)式、(5)式、(6)式で表せるものとする。

$$r_{t+j-1} = \mu + z_{t+j-1} \quad (4)$$

$$z_{t+j-1} = \rho z_{(t+j-1)-1} + \varepsilon \quad (5)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

ここで、 $\mu$  は一定の値の定数項で、 $z_{t+j-1}$  は各人の資産からの累積的な収益率の違いを表す項 (permanent error term) である。分析の簡単化のために、誤差項  $z$  (permanent error term) は1次の自己回帰モデル AR(1)に従うものとする。さらに、1次の自己回帰モデル AR(1)は時間を通じた各人の資産収益率の違いの持続性 (persistence) を捉えるため、単位根を持つ1次の自己回帰モデル AR(1)とする。また、 $\rho$  はその持続性の程度を示す値である。さらに、 $\varepsilon$  は各期の資産収益率の変動 (transient error term) を表す項であるが、平均0、分散  $\sigma^2$  の正規分布に従うものとする。

### 4.3 個人の最適化問題

個人の直面する意思決定問題は以下の動的計画法によって記述することができる。本稿の分析モデルでは  $t$  世代の  $j$  歳時における状態変数 (state variable) は  $x_{j,t+j-1} = (a_{j,(t+j-1)-1}, z_{t+j-1})$  と表され、また制御変数 (control variable) は  $c_{j,t+j-1}$  または  $a_{j,t+j-1}$  である。また、価値関数 (Value function)  $V_{j,t+j-1}(x_{j,t+j-1})$  を  $t$  世代の  $j$  歳時における状態変数  $x_{j,t+j-1}$  の目的関数 (objective function) の最大値とする。 $V_{j,t+j-1}(x_{j,t+j-1})$  は次の動的計画法の解として求められる。

$$V_{j,t+j-1}(x_{j,t+j-1}) = \max_{c_{j,t+j-1}} \left\{ u(c_{j,t+j-1}) + \beta^{j-1} \frac{\pi_{j+1,t+j}}{\pi_{j,t+j-1}} E \left[ V_{j+1,t+j}(x_{j+1,t+j}) z_{t+j-1} \right] \right\} \quad (j=1, \dots, N) \quad (7)$$

$$\text{制約条件 (subject to)} \quad (2)\text{式、} V_{N+1,t+N}(x_{N+1,t+N}) = 0$$

$N+1$  歳時の生存率は 0 ( $\pi_{N+1,t+N} = 0$ ) であり確実に死ぬため、 $N+1$  時の価値関数  $V_{N+1,t+N}(x_{N+1,t+N})$  は 0 となる。各年齢 ( $j=1, 2, \dots, N$ ) での価値関数は個人の生涯の最終期から後方再帰 (backward recursion) 的に計算することで求めることができる<sup>17</sup>。

<sup>17</sup> 予算制約式(2)をベルマン方程式(7)に代入すると、制御変数  $a_{j,t+j-1}$  の最適化問題と考えることができる。最適化問題の具体的な計算方法については補論2で述べる。



#### 4.4 公的年金制度

本稿での公的年金制度は賦課方式に基づく確定給付制度（DB）で表される。この制度の特徴としては、退職者への年金給付総額と等しくなるように勤労者から年金保険料を徴収することである。年金給付総額は一人当たり年金給付額に退職者数を掛けたものであり、また年金保険料総額は一人当たり年金保険料額に勤労者数を掛けたものである。年金財政の予算均衡式は以下のように表される。

$$\sum_{j=R}^N b_{j,t+j-1} \times L_{j,t+j-1} = \sum_{j=1}^{R-1} \tau_{t+j-1} \times w_{j,t+j-1} \times L_{j,t+j-1} \quad (8)$$

ここで、 $L_{j,t+j-1}$  は  $t+j-1$  時点における  $j$  歳の人口数を表す。(3)式を(8)式に代入すると次のように書き直せる。

$$\sum_{j=R}^N \kappa \bar{w}_{t+j-1} \times L_{j,t+j-1} = \sum_{j=1}^{R-1} \tau_{t+j-1} \times w_{j,t+j-1} \times L_{j,t+j-1} \quad (9)$$

(9)式から、所得代替率  $\kappa$  が決まれば、年金保険料  $\tau_{t+j-1}$  も決まることが分かる。また、年金給付や年金保険料の大きさは所得代替率  $\kappa$  に依存する。したがって、所得代替率  $\kappa$  の大きさは公的年金の大きさを意味することになる。本稿の目的は個人の効用や社会厚生を最大にする所得代替率を求めるにある。最適な所得代替率を求めることによって、最適な公的年金の規模を考察することが可能になる。

## 5 シミュレーション分析

### 5.1 パラメータの設定

シミュレーションを行う際のパラメータの値については表1に示してある。また、表1のパラメータの値は年ベースの値であるが、本稿では5年を1期間としてシミュレーションを行っている。時間選好率  $\beta$  は 0.95、0.98、1.01 とそれぞれ設定して分析を行った。また、相対的危険回避度  $\gamma$  については 2、3、4、5 とそれぞれ設定して分析を行った。

人口データについては国立社会保障・人口問題研究所（2007）のデータを用いた。また、本稿では5年を1期間としているので人口データについても5年毎の値を用いている<sup>18</sup>。また、人口データについては男女の単純平均値を用いている。また、本稿では個人は20歳で経済に参加し（分析モデルでは期間1）、最大で105歳で死亡する（分析モデルでは期間

<sup>18</sup> 例えば、将来人口の値にいて、2005年、2010年の人口予測値を用いている。

18) としている。そのため、将来推計人口にある 20 歳以下の人口については、本稿では考慮してないことになる。また、退職年齢については 65 歳（分析モデルでは期間 10）とし、すべての世代で変わらないとする。

生存率については、同じく国立社会保障・人口問題研究所（2007）の人口データに従うものとする。補論表 1 には各世代の生存率が示されているが、経済に参加するのが遅い世代ほど、各年齢での生存率は高い。従って、退職年齢についてはどの世代も同じであるので、経済に参加するのが遅い世代ほど長生きのリスクは高いものになる。これは、経済に参加するのが遅い世代ほど、確定給付年金制度（DB）の長生きのリスクの軽減<sup>19</sup>という給付面の便益をより享受することになる。

賃金成長率  $g$  は標準ケースとして 2% と設定している。また、資産からの期待収益  $\mu$  も標準ケースとして 2% と設定している。また、高賃金成長率の分析として  $g=4\%$ 、 $\mu=2\%$ 、高期待収益率の分析として、 $g=2\%$ 、 $\mu=4\%$  についても分析を行っている。また、自己回帰係数  $\rho$  は 1 と設定する。また、最後に  $\sigma$  は 0.1、0.3、0.05 とそれぞれ設定して分析を行った。

## 5.2 シミュレーションの結果

最初に、2005 年に経済に参加する世代の各所得代替率での厚生変化を見ることにする。なお、等価変分（equivalent variation）で各所得代替率のもとでの厚生変化を見ることにする。まず、公的年金が存在しない（ $\kappa=0$ ）のもとでの最適消費計画から得られる効用水準をもとにし、所得代替率を変化させたときに得られる等価変分を厚生変化とする。図 1 には資産からの期待収益率  $\mu = 2\%$ 、賃金成長率  $g = 2\%$ 、時間選好率  $\beta = 0.98$ 、資産収益率の標準偏差  $\sigma = 0.3$ 、そして相対的危険回避度  $\gamma = 2$  を設定して分析を行った結果が示されている。所得代替率  $\kappa$  が 0 の時を基準としているため、所得代替率  $\kappa=0$  の時に等価変分は 0 であるが、所得代替率  $\kappa$  を正にすると等価変分は正、つまり厚生水準が改善されることが分かる。しかしながら、所得代替率  $\kappa$  が高すぎると、厚生水準の改善の程度が低下することになる。これは次のように説明することができる。所得代替率が低いか中程度の場合、個人は確定給付年金制度（DB）の持つ長生きや資産変動リスクへの軽減という便益を享受する。しかし、所得代替率が高くなりすぎると、確定給付年金制度（DB）の持つ負の効果、つまり少子高齢化による公的年金保険料の上昇の負の効果、その制度の持つ長生きや資産変動リスクの軽減という正の効果を上回るため、厚生改善の程度が低下すると言える。ここで、2005 年に経済に参加する世代の最適な所得代替率は 52% という結果になった。また、図 1 には 2055 年に経済に参加する世代の厚生変化についても示されている。2055 年に経済に参加する世代の最適な所得代替率は 15% となり、またこの世代の場合、所得代替率が 27% を超えると負の等価変分となる。つまり、所得代替率が 27% を超えると、公的

---

<sup>19</sup> 確定給付年金制度（DB）は決まった給付額を死亡するまで給付するので、予想以上に長生きし貯蓄不足に陥るリスクを軽減する。

年金制度の導入は厚生損失をもたらすことになる。

図 2 には相対的危険回避度  $\gamma=4$  と設定し、その他のパラメータについては図 1 と同じ値に設定した結果が示されている。2005 年に経済に参加する世代、2055 年に経済に参加する世代の最適な所得代替率はそれぞれ 58%と 27%という結果になった。この結果は相対的危険回避度が高くなると消費の変動に対してより回避的になることを示すものである。従って、先ほどの相対的危険回避度  $\gamma=2$  のケースより、確定給付年金制度 (DB) の長所がより強調される結果になる。

表 2 には  $\mu = 2\%$ 、 $g = 2\%$ 、 $\beta = 0.98$ 、 $\sigma = 0.3$  のもとで、各世代の最適な所得代替率を示している。最適な所得代替率は 2050 年から 2070 年に経済に参加する世代でもっとも低くなる。2050 年から 2070 年に経済に参加する世代が現役時の時に、高齢者比率が最も高まるため、それらの世代は賦課方式の確定給付年金制度 (DB) の短所の影響をより強く受けることになる。また、その後も出生率は回復しない予想であるため、高齢者比率は高止まりする。そのため、最適な所得代替率はその世代以降も低いままにとどまる。

ここで、現実的な政策について考えると、各世代に異なる所得代替率を設定するのは難しいように思われる。所得代替率の設定の際に多くの場合、すべての世代に同じような所得代替率が設定されることになるだろう。そこで本稿では、各世代における最適な所得代替率の代わりに、2005 年から 2105 年に経済に参加するすべての世代の厚生水準を足し合わせた総厚生水準を最も高める各世代共通の所得代替率について検討する。つまり、将来世代の社会厚生を最大にする共通の所得代替率について検討する。また、社会厚生関数についてはベンサム型 (Bentham-type) を仮定する。

表 3 には  $\sigma = 0.1$  のもと、異なる  $g$ 、 $\mu$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  の値で全世代共通な最適な所得代替率が示されている。 $\mu = 2\%$ 、 $g = 2\%$ 、 $\beta = 0.95$ 、 $\gamma = 2$  の設定では最適な所得代替率は 15%という結果になった。また、相対的危険回避度  $\gamma$  が上昇すると最適な所得代替率も高くなる。 $\gamma=5$  では、最適な所得代替率は 30%となった。また、時間選好率  $\beta$  が高くなると最適な所得代替率も高くなる。例えば、 $\mu = 2\%$ 、 $g = 2\%$ 、 $\beta = 0.95$ 、 $\gamma = 2$  の設定では最適な所得代替率が 15%であったのが、他のパラメータは変えずに  $\beta=1.01$  と設定すると最適な所得代替率は 19%となる。これは以下のように説明できる。時間選好率  $\beta$  が高いと、個人は将来の消費により重き置くことになる。その場合、人々は高齢期の所得変動をより避けることになる。そのため、高齢期の所得変動リスクを軽減する確定給付年金制度 (DB) をより好むことになる。次に、 $\mu = 4\%$ 、 $g = 2\%$  と設定すると、他のパラメータの設定にかかわらず最適な所得代替率は 0 となる。このケースでは他の金融資産の期待収益率が十分に高く確定給付年金制度 (DB) のメリットが低いことを示している。また、逆に  $\mu = 2\%$ 、 $g = 4\%$  と設定すると相対的危険回避度  $\gamma$  が高まるに従って最適な所得代替率も高まる。しかしながら、 $\mu = 2\%$ 、 $g = 2\%$  のケースと比較すると最適な所得代替率の上昇の程度は緩やかになる。これは、賃金成長率が高いケースでは、今回のシミュレーションでは変動のない所得が高まることを意味するため、個人にとっては大きな確定給付年金制度 (DB) を

必要としないということになる。特に危険回避度が高い場合に、その影響が見やすいという結果になっている。

表4、表5は資産からの期待収益率の標準偏差がそれぞれ $\sigma = 0.3$ 、 $\sigma = 0.5$ のケースの最適な所得代替率を示している。資産からの期待収益の標準偏差が高いと、最適な所得代替率も高くなる。特に、 $\mu = 4\%$ 、 $g = 2\%$ のケースを見ると資産からの期待収益率の標準偏差が最適な所得代替率に与える影響が大きくなる。

ここで、適切なパラメータの値とその下での最適な全世代共通の所得代替率について考察する。畑農・山田(2007)では日本のデータを用いて時間選好率 $\beta$ についての推定を行っている。推定結果によると日本における時間選好率は0.98から1.003の値となっている。また、相対的危険回避度 $\gamma$ については、多くの研究で2から5の間に設定されている。例えば上村(2001)では2、Okamoto(2004)においては5で設定されている。また、表6には日本の賃金、金融市場のデータから求めた賃金成長率や金融資産の収益率の平均や標準偏差が示されている。1980年から2007年までの株式投資収益率の標準偏差は19.32%ポイントで、国債利回りの標準偏差は2.49%ポイントとなっている。仮に個人が危険資産と安全資産のポートフォリオを組むことになれば、金融資産全体の標準偏差を10%ポイント( $\sigma = 0.1$ )程度にすることが可能であろう。日本の雇用者報酬の値を基にすると賃金成長率の平均値は1980年から2007年の期間で2.73%、1990年から2007年の期間で1.33%となっている。1980年以降の雇用者報酬の値を基にするか、1990年以降のその値を基にするかで、賃金成長率 $g$ のパラメータの値は異なってくるが、本稿では厚生労働省の年金財政の検討資料<sup>20</sup>の想定に近い2%をパラメータ $g$ の標準ケースとして採用する。金融市場のデータに基づくと、1980年から2007年の株式と国債の平均利回りを単純平均すると、金融資産の平均収益率は5.85%と計算できる。仮に資産からの収益率を5.85%とすると、資産からの収益率と賃金成長率の差は3.12%ポイントとなる。一方、1990年から2007年の金融市場と賃金のデータを基にすると、資産からの収益率は1.1%となる。また、先に示したようにこの期間の賃金成長率は1.33%である。従って、両者の差は約-0.23%ポイントとなる。このように資産からの期待収益と賃金成長率の差は基になる金融市場と労働市場のデータ期間によって異なってくるが、仮に資産からの期待収益率と賃金成長率が同じ水準であれば、将来世代における共通の所得代替率は20%から30%が望ましいということになる<sup>21</sup>。一方、資産からの期待収益率が賃金成長率を2%ポイント以上高ければ、将来世代の共通の所得代替率は0%、つまり完全民営化(あるいは完全な積立方式型の確定拠出年金制度)が望ましいことになる。さらに、資産からの期待収益率の変動が大きい場合においても、本稿のシミュレーション結果では将来世代に共通の所得代替率は最大で36%程度が妥当であるということになる。

<sup>20</sup> Ministry of Health, Labor and Welfare (2005)。

<sup>21</sup> 最適な所得代替率の分析の際には、資産からの期待収益率と賃金成長率の差が重要になる。実際、 $\mu = 2$ 、 $g = 2\%$ と設定した場合と、 $\mu = 1\%$ 、 $g = 1\%$ と設定した場合では最適な所得代替率の結果はほとんど変わらない。

最後に人口予測の誤差が最適な所得代替率に与える影響についても考察する。表 7 に結果が示されているが、出生率が低位予測に基づく場合、中位予測の場合に比べて最適な所得代替率は 5%から 9%程度低くなる。一方、逆に出生率が高位予測に基づく場合、中位予測の場合に比べて最適な所得代替率は 6%から 11%程度高くなる。さらに、低死亡率の場合、最適な所得代替率は 1%から 5%程度低くなる。逆に、高死亡率の場合は、最適な所得代替率は 1%ないし 2%程度高くなる。それらの結果から、人口予測の誤差が最適な所得代替率に与える影響は、死亡率の誤差より出生率の誤差の影響が大きいことが分かる。

### 5.3 分析の留意点

ここで、本稿における分析の留意点について述べる。まず、最初に本稿では労働供給を非弾力的なものとして仮定している。もし労働供給が非弾力的でない場合、社会保険料の変更は労働供給に影響を与える。従って、労働供給が弾力的な場合、シミュレーション結果も本稿の結果と異なってくることが予想される。しかしながら、Bessho and Hayashi (2005)や Asano and Fukushima (2006)では日本における労働供給の弾力性を推定しているが、推定結果では労働供給の弾力性は低いものとなっている。従って、仮に本稿におけるシミュレーションを労働供給を内生化した場合でも結果のほうは大きくは変わらないと思われる。2 番目の本稿の留意点として、本稿の分析モデルは一般均衡モデルではなく部分均衡モデルということである。一般均衡モデルの場合、社会保障制度の資本蓄積や要素価格へ与える影響も考察されるが、本稿では考察されない。賦課方式に基づく確定給付年金制度 (DB) から積立方式に基づく確定拠出年金制度 (DC) への変更は資本蓄積を促進させ、賃金率を上昇させる大きな影響がある。残念ながら本稿ではこの点は分析されていない。さらに、要素価格への影響を考えると、Bohn (2001)での分析が示すように確定給付年金制度 (DB) が賦課方式での確定拠出年金制度 (pay-as-you-go DC) より望ましくなるかもしれない。この点についても本稿では分析されていない。3 番目の本稿の留意点として、賃金成長率に不確実性はなく一定の値に仮定されていることである。賃金成長率の変動は株式の収益率の変動より小さいが、それでも現実には賃金成長率も変動する。賃金に関する不確実性は確定給付年金制度 (DB) のメリットを小さくするであろう。4 番目の留意点としては、本稿では確定拠出年金制度 (DC) は積立型の確定拠出年金制度(funded DC)として分析を行った。しかし、近年、賦課方式型の確定拠出年金制度 (pay-as-you-go DC) に分類される年金制度も見られるようになった。この賦課方式型の確定拠出年金制度 (pay-as-you-go DC) と呼ばれる年金制度については分析を行っていない。

上記に上げた点はいずれも重要だと思われるが、長生きや資産からの収益の変動リスク、それに移行期の世代の厚生水準、それらを考慮した本稿のシミュレーション分析に、さらに上記の留意点を加えて分析するのはパソコンの計算能力の制約等から困難を伴う。そのため、上記の点については今後の研究の課題としたい。また、パソコンの計算能力による

制約とは別の留意点を述べたい。本稿のシミュレーション結果では資産の収益率と賃金成長率が同程度であれば所得代替率 20%から 30%が将来世代にとって望ましいということになる。しかしながら、厚生労働省の資料<sup>22</sup>によると現時点での退職している世代の所得代替率は 60%を超える水準となっている。この 60%を超える退職世代の所得代替率を将来世代の望ましい所得代替率の水準に合わせようとした場合、退職世代にとっては厚生水準の低下になる。仮に、所得代替率の引き下げによる退職世代の厚生水準の低下を将来世代の厚生水準の増加が上回るならば、現在世代、将来世代を含めた総厚生水準は高まる。しかしながら、そのような場合であっても退職世代まで含めた給付水準の引き下げが実行可能な政策なのかはわからない。既裁定者（退職世代）は給付水準の引き下げに反対する一方で将来世代にはそもそも投票権はなく公的年金改革に関する意思表示の機会がない。また、将来世代と利害が一致する現在世代の若年層の投票率は低く、さらに若年層は少子化により人口規模が相対的に小さい。そのため、現在世代、将来世代を含めた総厚生水準でみて公的年金の規模縮小（所得代替率の引き下げ）が望ましいとしても政治的な過程から実行可能ではないかもしれない。近年、政治過程を考慮した公的年金に関する分析も著しく進展している<sup>23</sup>。選挙制度を含め政治過程などを考慮した分析は今後の分析として一つ重要な視点であろう。現在世代の厚生水準を含めた分析、また政治過程を考慮した分析はいずれも本稿では考慮されておらず、それらの分析は今後の課題としたい。

最後に技術進歩と本稿の分析との関連について述べる。本稿の分析に関わる重要な技術進歩の例として遺伝子診断の進歩を挙げることができるだろう。近年の遺伝子診断の進歩により人々は罹患しやすい疾病を事前に知りえるようになっていっているとされている。今後、遺伝子診断がさらなる進歩を遂げれば人々は自身の寿命に対してある程度正確な予測がたてられるかもしれない。それは寿命の不確実性を低下させることになる。伝統的な公的年金（賦課方式の確定給付年金）には寿命の不確実性に対するリスクシェアリング機能があるが、遺伝子診断の進歩による各人の寿命の不確実性の低下は伝統的な公的年金の必要性を低下させることにつながるであろう。このような視点に立てば、将来世代にとって遺伝子診断などの技術進歩は伝統的な公的年金の必要性を低下させることになると考えてよいかもしれない。

---

<sup>22</sup> 厚生労働省の資料「国民年金及び厚生年金に係る財政の現況及び見通し-平成21年財政検証結果」によると2009年におけるモデル世帯の所得代替率は62.3%となっている。なお、資料は[http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/nenkin/nenkin/zaisei-kensyo/h21zaisei\\_kensyo.html](http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/nenkin/nenkin/zaisei-kensyo/h21zaisei_kensyo.html)を参照。

<sup>23</sup> 例えば、Galasso (2006)、Conde-Ruiz and Profeta (2007)、Konishi (2015)など。

## 6 まとめ

少子高齢化の時代においては、確定給付年金制度（DB）は保険料の上昇をもたらす世代間の負担格差を招く原因となる。しかし、確定給付年金制度（DB）には確定拠出年金制度（DC）にはない長生きや資産収益の変動リスクを軽減できるメリットを持っている。本稿でのシミュレーション結果によると、確定給付年金制度（DB）の完全な廃止、あるいは確定拠出年金制度（DC）や個人勘定制度への完全な移行は多くの場合、厚生への損失をもたらす。これは、確定給付年金制度（DB）の完全な廃止は伝統的な公的年金制度の持つリスクシェアリング機能を失うことになるからである。しかしながら、少子高齢化の進展が激しい日本においては伝統的な年金制度が生み出す世代間の負担格差も大きく、リスクシェアリング機能を一部犠牲にしても、確定拠出（DC）的な要素を公的年金に取り入れる必要があるだろう。それでは、どの程度、確定拠出（DC）的な部分を取り入れるべきであるか、あるいは確定給付（DB）的な部分を公的年金に残すべきであろうか。本稿でのシミュレーションの結果では、仮に資産からの期待収益と賃金成長率が同程度であれば、将来世代に望ましい所得代替率は20%から30%ということになる。一方、資産からの期待収益が賃金成長率を2%ポイント以上高くなると、所得代替率は0、つまり完全民営化が望ましいことになる。また、資産からの収益の変動が大きい場合でも、将来世代にとっては多くても36%程度の所得代替率が望ましいことになる。2004年の公的年金改革では、所得代替率が50%を下回らないという公約がされたが、本稿でのシミュレーションの結果によれば、50%を下回る所得代替率が望ましいということになる。

### 補論 1

生存率については、国立社会保障・人口問題研究所（2007）の将来推計人口における生命表の男女平均を用いている（補論表1参照）。

### 補論 2

個人の最適意思決定問題の計算方法については以下のとおりである。個人の意思決定問題を解くにあたり、グリッド法（grid method）を用いる。まず、状態変数  $x_{k,l} = (a_{k,l}, z_l)$  のグリッドを作成する。ここで  $k, l$  は状態（state）を示すものとする。次に、個人の生涯の最終期  $N$  から意思決定問題をスタートさせる。 $N+1$  期の価値関数を  $V_{N+1,t+N}(x_{N+1,t+N}) = 0$  とおき、 $N$  期の状態変数  $x_{N,t+N-1} = (a_{N,t+N-1}, z_{t+N-1})$  のグリッド・ポイント（grid point）に対する制御変数  $a_{N+1,t+N}$  の解を(7)式を最大化するように求める（最適な  $c_{N,t+N-1}$  を決めることと

同じ)。各グリッド・ポイントにおいて最適解となる制御変数  $a_{N+1,t+N}$  が決まると（最適な  $c_{N,t+N-1}$ ）、価値関数  $V_{N,t+N-1}(x_{N,t+N-1})$  の値もグリッド・ポイントごとに決めることができる。この  $V_{N,t+N-1}(x_{N,t+N-1})$  の値を決まれば、先ほどと同じ手順で、今度は最適な  $a_{N,t+N-1}$ （最適な  $c_{N-1,t+n-2}$ ）を決めることができる。この手法を個人の生涯の後ろから前に繰り返すことによって、生涯での意思決定問題を解くことができる。なお、宮崎（1999）で用いられているグリッド法を本稿では利用している。

なお、本稿でのグリッド・ポイントは  $a_{k,l}$  に対して 500、 $z_l$  に対して 5 を割り当てている。また、資産に関するグリッドの間隔は資産水準が上昇するにつれてグリッドの間隔も増加するように設定している。より具体的には資産に関するグリッドは次に従う。 $a^1 = 0$ 、 $a^m = d \times m^{2.35}$ 、 $m = 2, \dots, 500$ 。ここで、 $d = \bar{a}/500^{2.35}$  とし、また  $\bar{a}$  は資産に関するグリッドの上限である。

シミュレーションは上記の意思決定問題の解法の手順に従い行う。また、実際のシミュレーションでは疑似乱数（pseudorandom number）を発生させ、本稿の各世代について 10,000 回のシミュレーションを行う。期待効用は 10,000 回のシミュレーションの平均値をとることで計算している。



图 1 厚生变化：危险回避度  $\gamma=2$

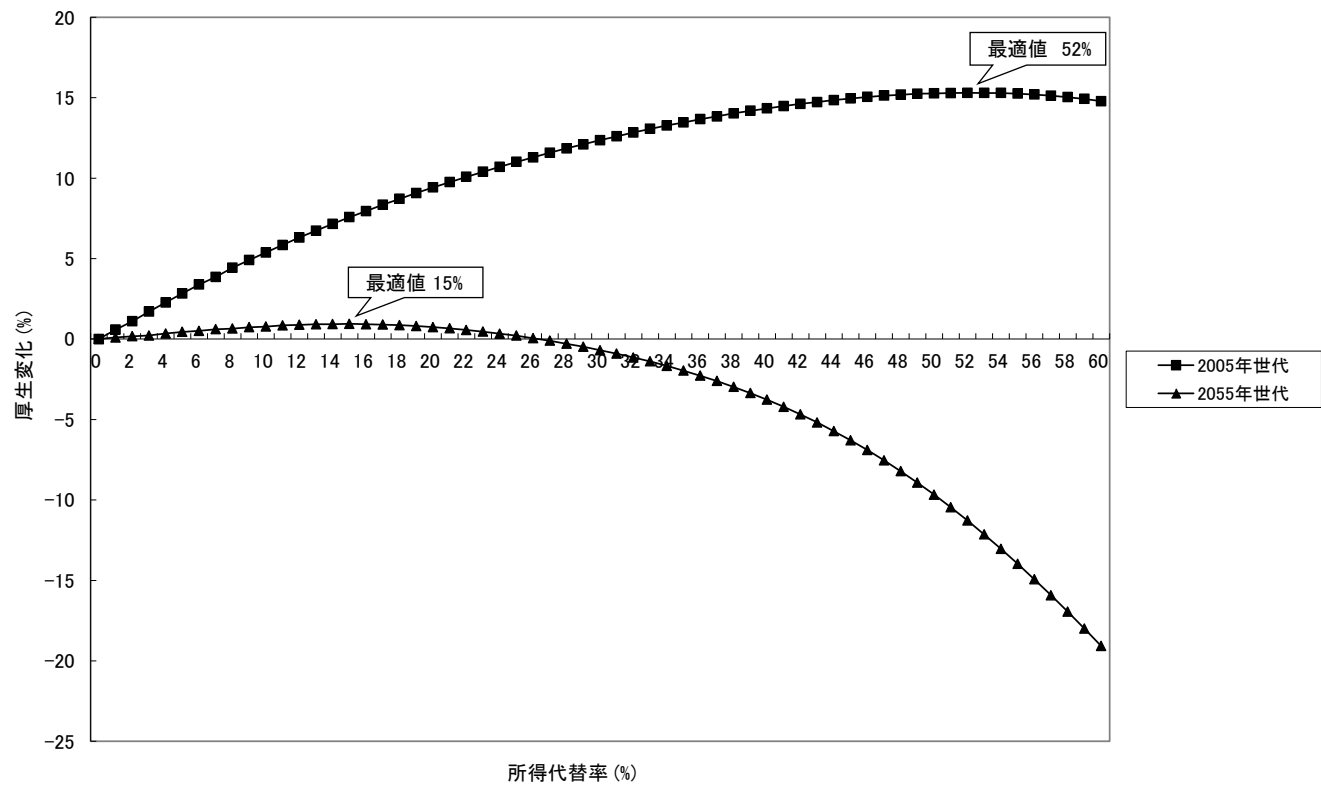


图2 厚生变化：危险回避度  $\gamma=4$

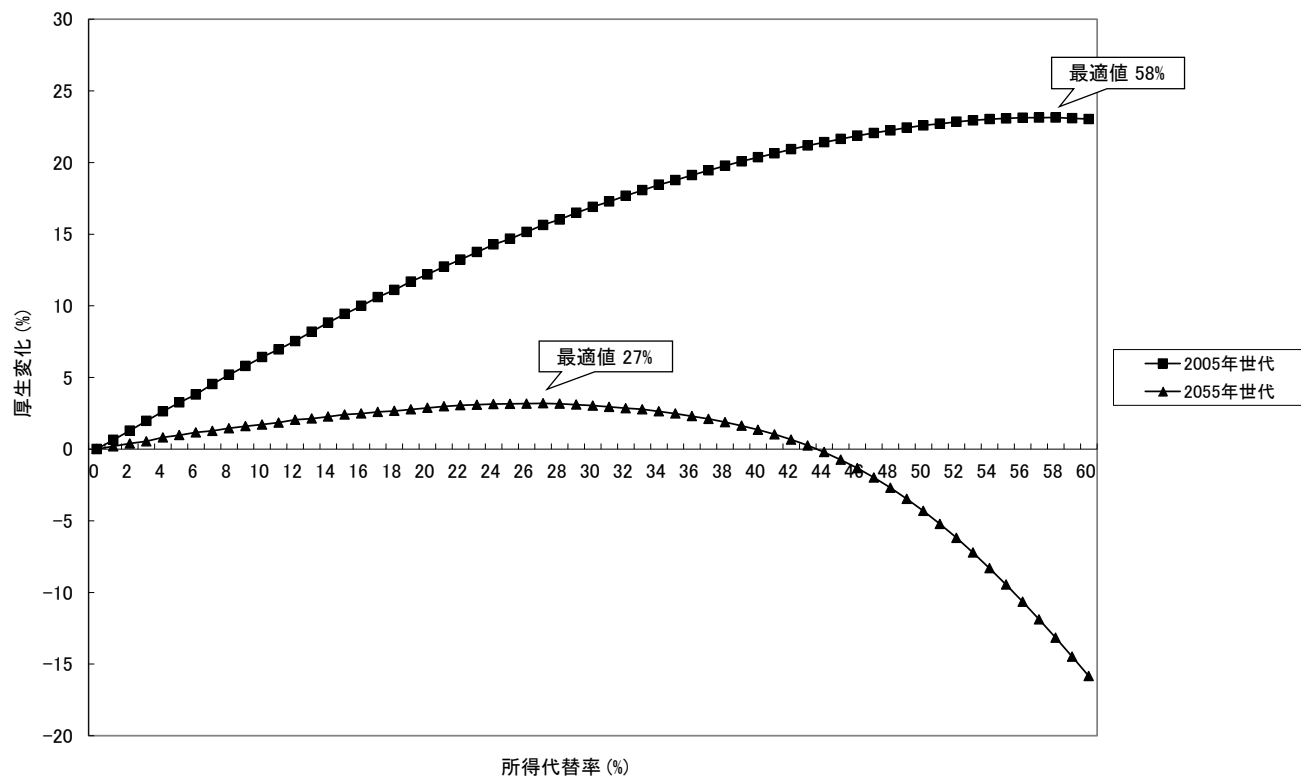


表1 パラメータ

最大寿命期間 (1期間 = 5年、また最大で105歳まで生存)	$N = 18$
退職時	$R = 10$ (退職年齢 65歳)
主観的割引率	$\beta = 0.95, 0.98, \text{ or } 1.01$
賃金成長率	$g = 2\% \text{ or } 4\%$
資産からの期待収益率	$\mu = 2\% \text{ or } 4\%$
自己回帰係数	$\rho = 1$
資産収益率の標準偏差	$\sigma = 0.1, 0.3, \text{ or } 0.5$
相対的危険回避度	$\gamma = 2, 3, 4, \text{ or } 5$
生存率、 $\pi$	将来推計人口における簡易生命表より

表 2 各世代の最適所得代替率

世代	$\gamma=2$	$\gamma=3$	$\gamma=4$	$\gamma=5$
2005	52	56	58	58
2010	33	39	42	45
2015	29	36	38	41
2020	26	33	37	38
2025	23	29	33	37
2030	20	28	32	34
2035	18	26	29	34
2040	17	23	28	31
2045	16	23	28	30
2050	14	22	26	30
2055	15	23	27	28
2060	16	22	28	29
2065	16	22	25	29
2070	16	23	26	29
2075	17	22	26	29
2080	16	23	28	29
2085	17	23	28	29
2090	17	24	28	31
2095	17	23	28	31
2100	17	24	28	31
2105	17	25	29	31

単位：%

注) それぞれ、 $\mu=2\%$ 、 $g=2\%$ 、 $\beta=0.98$ 、 $\sigma=0.3$  とおいている。

表3 全世代共通の最適所得代替率： $\sigma=0.1$  のケース

	$\gamma=2$	$\gamma=3$	$\gamma=4$	$\gamma=5$
$\beta=0.95$				
$\mu=2\%, g=2\%$	15	22	27	30
$\mu=4\%, g=2\%$	0	0	0	0
$\mu=2\%, g=4\%$	20	25	28	30
$\beta=0.98$				
$\mu=2\%, g=2\%$	18	24	29	32
$\mu=4\%, g=2\%$	0	0	0	0
$\mu=2\%, g=4\%$	23	27	30	31
$\beta=1.01$				
$\mu=2\%, g=2\%$	19	27	30	33
$\mu=4\%, g=2\%$	0	0	0	0
$\mu=2\%, g=4\%$	26	30	33	33

単位：%

表4 全世代共通の最適所得代替率： $\sigma=0.3$  のケース

	$\gamma=2$	$\gamma=3$	$\gamma=4$	$\gamma=5$
$\beta=0.95$				
$\mu=2\%, g=2\%$	16	24	29	32
$\mu=4\%, g=2\%$	9	15	21	24
$\mu=2\%, g=4\%$	20	25	28	30
$\beta=0.98$				
$\mu=2\%, g=2\%$	20	26	31	34
$\mu=4\%, g=2\%$	9	18	24	27
$\mu=2\%, g=4\%$	23	28	30	32
$\beta=1.01$				
$\mu=2\%, g=2\%$	22	29	32	35
$\mu=4\%, g=2\%$	11	19	25	28
$\mu=2\%, g=4\%$	27	31	33	34

単位：%

表 5 全世代共通の最適所得代替率： $\sigma=0.5$  のケース

	$\gamma=2$	$\gamma=3$	$\gamma=4$	$\gamma=5$
$\beta=0.95$				
$\mu=2\%, g=2\%$	18	25	30	33
$\mu=4\%, g=2\%$	11	19	24	28
$\mu=2\%, g=4\%$	20	25	28	30
$\beta=0.98$				
$\mu=2\%, g=2\%$	20	27	31	34
$\mu=4\%, g=2\%$	13	20	26	29
$\mu=2\%, g=4\%$	23	28	30	32
$\beta=1.01$				
$\mu=2\%, g=2\%$	23	30	34	36
$\mu=4\%, g=2\%$	14	23	28	31
$\mu=2\%, g=4\%$	27	31	33	34

単位：%

表 6 資産からの期待収益率、賃金成長率

	平均	標準偏差
(期間：1980年-2007年)		
国債利回り	4.06	2.49
株式投資収益率	7.64	19.32
賃金成長率	2.73	3.17
(期間：1990年-2007年)		
国債利回り	2.62	1.71
株式投資収益率	-0.42	17.55
賃金成長率	1.33	2.88

単位：%

注 1) 金融に関するデータは日本銀行（2008）『金融経済統計』と日本証券経済研究所（2007）『株式投資収益率』のデータを用いた。また賃金に関しては内閣府（2008）『国民経済計算年報』のデータを用いた。

注 2) 国債利回りに関しては長期国債（10年）応募者利回り、株式投資収益率に関しては東証一部のデータ、賃金成長率に関しては雇用者報酬のデータを用いた。

表7 異なる出生率、死亡率の下での全世代共通の最適所得代替率

	$\gamma=2$	$\gamma=3$	$\gamma=4$	$\gamma=5$
$\beta=0.95$				
低出生率ケース	11	17	22	26
高出生率ケース	26	32	36	38
低出生率・低死亡率ケース	8	15	19	23
高出生率・高死亡率ケース	26	33	37	39
$\beta=0.98$				
低出生率ケース	12	18	24	27
高出生率ケース	29	35	38	40
低出生率・低死亡率ケース	9	17	21	25
高出生率・高死亡率ケース	30	36	40	42
$\beta=1.01$				
低出生率ケース	14	20	24	29
高出生率ケース	33	38	41	42
低出生率・低死亡率ケース	9	18	23	26
高出生率・高死亡率ケース	34	39	42	44

単位：%

注) それぞれ、 $\mu=2\%$ 、 $g=2\%$ 、 $\sigma=0.3$  とおいている。



補論表 1 生存率

年齢	世代										
	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055
20	0.99386	0.99412	0.99457	0.99494	0.99524	0.99550	0.99571	0.99589	0.99605	0.99619	0.99632
25	0.99162	0.99205	0.99259	0.99303	0.99339	0.99370	0.99396	0.99418	0.99438	0.99455	0.99470
30	0.98917	0.98973	0.99036	0.99088	0.99131	0.99167	0.99198	0.99225	0.99248	0.99269	0.99287
35	0.98611	0.98680	0.98755	0.98816	0.98867	0.98911	0.98948	0.98980	0.99008	0.99033	0.99056
40	0.98183	0.98279	0.98372	0.98447	0.98510	0.98564	0.98610	0.98650	0.98685	0.98716	0.98744
45	0.97550	0.97695	0.97818	0.97918	0.98002	0.98074	0.98134	0.98187	0.98233	0.98274	0.98310
50	0.96556	0.96802	0.96979	0.97123	0.97243	0.97344	0.97431	0.97507	0.97572	0.97630	0.97682
55	0.95009	0.95396	0.95665	0.95887	0.96070	0.96226	0.96357	0.96472	0.96570	0.96656	0.96733
60	0.92659	0.93238	0.93617	0.93936	0.94203	0.94433	0.94631	0.94805	0.94956	0.95090	0.95211
65	0.89338	0.90190	0.90711	0.91149	0.91513	0.91827	0.92095	0.92333	0.92541	0.92727	0.92895
70	0.84566	0.85725	0.86513	0.87172	0.87714	0.88177	0.88566	0.88911	0.89206	0.89467	0.89705
75	0.77063	0.78773	0.79955	0.80955	0.81787	0.82505	0.83112	0.83658	0.84121	0.84535	0.84913
80	0.65883	0.68446	0.70168	0.71632	0.72844	0.73897	0.74780	0.75578	0.76258	0.76863	0.77419
85	0.50054	0.53487	0.55855	0.57914	0.59632	0.61151	0.62426	0.63591	0.64593	0.65478	0.66297
90	0.30739	0.34438	0.37069	0.39450	0.41499	0.43371	0.44981	0.46477	0.47800	0.48972	0.50076
95	0.13518	0.16232	0.18267	0.20207	0.21944	0.23596	0.25067	0.26464	0.27752	0.28909	0.30016
100	0.03762	0.04795	0.05712	0.06643	0.07530	0.08419	0.09254	0.10076	0.10872	0.11609	0.12333
105	0.005835	0.007275	0.009335	0.011665	0.013905	0.01644	0.018855	0.021435	0.02396	0.02638	0.02884

出所：国立社会保障・人口問題研究所（2007）『将来推計人口』より著者計算。

# 第5章 労働市場のデータを用いた Value of a Statistical Life の推定<sup>1</sup>

## 1 はじめに

健康や安全に関するリスクに我々は日々直面しているが、出来ればそれらのリスクを取り除きたいと誰もが思う。完全にリスクフリーな状況が望ましいが、同時に我々は利用できる資源の制約を受けている。資源を無限に利用できるのであれば、全てのリスクに対してリスクフリーな状況を作ることが可能かもしれない。しかし、資源の制約を受ける現実世界ではそのような状況を望むのは難しい。利用できる資源の制約を受けている以上、どのリスクにどれだけの資源を振り分けるかという問題が重要となる。利用できる資源をどのリスクにどれだけ振り分けるかについて考察する場合、リスクを軽減するための費用とリスク軽減から得られる便益の比較をする費用便益分析が有益である。

ここで、厚生労働省の『平成20年人口動態統計』にある死因別死亡確率をみると、死亡率という観点からはやはり悪性新生物、心疾患、脳血管疾患は不慮の事故（交通事故など）での死亡率よりも高い。しかし、それらの疾患による死亡率を引き下げるためにはかなりの費用が要することが想像できる。一方、交通事故での死亡率を引き下げるには制限速度を引き下げたり、あるいは飲酒運転の監視強化をしたりすることでかなりの効果をあげることができるかもしれない。制限速度の引き下げや飲酒運転の監視強化などの費用が低ければ、費用対効果という観点から悪性新生物、心疾患、脳血管疾患からの死亡リスクより交通事故からの死亡リスクを引き下げる努力をすることが望ましいことになる<sup>2</sup>。しかしそれだけでは

---

<sup>1</sup> 本稿は宮里尚三（2010）「労働市場のデータを用いた Value of a Statistical Life の推計」（『日本経済研究』No.63、pp.1-28）を基にしている。本稿の作成過程において、阿部正浩先生、安部由起子先生、石原真三子先生、泉田信行先生、井堀利宏先生、大日康史先生、小椋正立先生、金子昭彦先生、小西秀樹先生、酒井正先生、田中隆一先生、日引聡先生より貴重なコメントを頂いた。ここで、それら多くの貴重なコメントに心より感謝の意を示したい。また、本稿の作成過程において文部科学省科学研究費、特別推進研究（研究代表者：高山憲之）、研究課題（No.22000001）：『世代間問題の経済分析』の助成、厚生労働科学研究費、政策科学総合研究事業（研究者代表：神林龍）、研究課題：『社会保障と労働市場政策：格差社会のセイフティネットの構造』の助成を受けた。また、本稿では一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報センターで提供している『平成14年就業構造基本調査』の秘匿処理済ミクロデータを基に分析を行なった。それらの研究助成やデータ提供にも心より感謝の意を示したい。また、本稿に残された過誤は当然ながら著者の責任である。

<sup>2</sup> 医療や公衆衛生の分野においては費用対効果分析の際、Quality Adjusted Life of Years

優先順位をつけるにとどまり、どのプロジェクトまでを実施してよいかの判断が下せない。その判断を下すためには費用便益分析が必要になる。例えば、上記に挙げた死亡リスクの軽減に関する費用と便益が分かれば、便益が費用を上回る限り死亡リスク軽減のプロジェクトを実行するという判断を下すことが可能となる。

生命に関するリスク軽減に対しての便益分析に Value of a Statistical Life (VSL) と呼ばれるものがある。費用便益分析には、リスクを軽減するための費用とリスク軽減から得られる便益の情報が必要になるが、VSL は生命に関するリスク軽減の便益を分析するものである。VSL の推定は医療や環境、安全に関する政策に対しての費用便益分析に貴重な情報を提供するものであるが、日本における VSL の推定は主にアンケート調査を基にした研究が多く、労働市場や自動車市場などで実際に観察されるデータに基づいた研究はまだ少ない。本稿では実際の労働市場のデータに基づき分析を行なう。具体的には『就業構造基本調査』と『労働災害動向調査』の労働市場のデータを用いて、仕事のリスクに対する賃金プレミアムや VSL を推定する。日本における VSL の推定において、労働市場の大規模な個票データを用いた研究はこれまで行なわれてこなかったが、本稿では『就業構造基本調査』の個票データを用いて推定を行なう。ここで推定結果を簡単にまとめると、従業員規模 100 人以上のデータを用いると仕事の死亡リスクは賃金に対し統計的に有意に正の影響を持ち、正の賃金プレミアムが確認された。一方、従業員規模 30 人～99 人のデータを用いると仕事の死亡リスクと賃金に明確な相関を確認することができなかった。従業員規模 100 人以上の推定結果をもとに VSL を求めると 8.2 億円から 21.4 億円という結果になった。今回の結果は、労働市場のデータをもとに VSL を計算した海外の研究と比べても高い値となった。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節で先行研究について概観し、3 節でヘドニック賃金法について述べる。4 節で推定モデルとデータについて説明し、5 章で推定結果について述べる。最後に 6 節でまとめる。

## 2 先行研究

Schelling (1968) や Mishan (1971) は、VSL の測り方として死亡確率の限界的な変化に対しての人々の支払意思額 (willingness-to-pay) を用いるのが適切な方法であるとしている。また、Rosen (1974) においてヘドニック価格についての理論的な枠組みが示され、実証的な含意についての考察が行われた。Thaler and Rosen (1975) では 37 の職業の労働災害率や個人の所得の情報などを利用して死亡確率の変化に対する賃金プレミアム (補償賃金)、あるいは支払意思額を実際に推定し、VSL は 136,000 ドルから 189,000 ドルとの結果を得ている。この Thaler and Rosen (1975) の推定を契機に労働市場のデータを用いて VSL を推定 (QALYs) を用いることが多い。QALYs については大日・菅原 (2005) で詳しく述べられている。

する研究が多く行なわれるようになった。ヘドニック賃金法を用いた初期の研究で VSL の値が高いものに Olson (1981)がある。VSL は平均で 3,200,000 ドル、また労働組合加入者と労働組合非加入者では前者のほうが VSL は高い結果となっている。その後、推定上のバイアスに対処した研究が多く行なわれてきた。Arnould and Nichols (1983)は、労働災害給付金の影響も含めて VSL を推定している。労働災害給付金の影響を考慮した場合はしない場合に比べ VSL が 12%高くなることを示している。Dillingham (1985)はいくつかの定義の異なる死亡リスクの変数を用いて補償賃金や VSL を推定している。VSL は 140,000 ドルから 320,000 ドルの結果となっている。Garen (1988)は観測されない個人のリスクに対する態度をコントロールし VSL や VSI (Value of a Statistical Injury) を推定している。結果は VSL が 9,200,000 ドルで VSI が 143,000 ドルとなっている。また、観測されないリスクに対する態度をコントロールしない場合、VSL や VSI の推定は過小推定になると述べている。Viscusi and Moore (1989)では構造モデルを用いて時間選好率と VSL を推定している。時間選好率の値は約 11%となり、VSL は 6,000,000 ドルとなっている。同様に Moore and Viscusi (1990a)でも構造モデルを用いて時間選好率を推定しているが、Viscusi and Moore (1989)と異なるモデルを用いているため時間選好率は約 2%程度となっている<sup>3</sup>。Gegax, Gerking and Schulze (1991)は労働者が直面するリスクに関して労働災害率のような産業ごとに平均的な値ではなく、直接、労働者に質問し仕事に関する主観的な危険度を用い VSL を推定している。VSL は労働組合加入者だと 1,500,000 ドル、肉体労働者だと 1,180,000 ドル、肉体労働者でかつ労働組合加入者だと 2,100,000 ドルの結果となっている。Hersch (1998)は VSL ではないが、性別ごとの労働災害率を用いて女性の VSI を推定している。VSI は 19,631 ドルから 29,023 ドルの結果となっている。アメリカ以外の国でも VSL の推定は行なわれており、Marin and Psacharopoulos (1982)はイギリスのデータで死亡リスクに対する賃金プレミアムや VSL を推定している。VSL の推定結果は肉体労働者だと 619,000 から 686,000 ポンド、非肉体労働者では 2,245,000 から 2,259,000 ポンドとなっている。Cousineau, Lacroix and Girard (1992)はカナダの職種別の仕事の危険度に関するデータを用いて VSL や VSI を推定している。結果は VSL が 320,000 ドル、VSI が 16,064 ドルとなっている。Kim and Fishback (1999)は韓国のデータを用いて労働組合の改革や労働災害補償額の変更が補償賃金や VSL に与える分析を行なっている。平均的な VSL の値は 529,125 ドルであるが、労働組合の改革、労働災害補償額の変更はともに VSL を押し下げる結果となっている<sup>4</sup>。

ここで、Leigh (1995)や Dorman and Hagstrom (1998)では産業別の労働災害率を用いた分析は仕事のリスクに対する補償賃金の推定ではなく、産業間の賃金格差の推定となっており、産業ダミーを含めた推定と含めない推定の比較を行なっている。一方、Marin and

<sup>3</sup> Moore and Viscusi (1990b)において構造モデルの推定の説明が詳しく行なわれている。

<sup>4</sup> 韓国の 1980 年代の労働組合の改革は労働組合の交渉力を強める改革であったため、通常は補償賃金や VSL を高める効果がある。しかし結果は逆に VSL を低めることになっている。

Psacharopoulos (1982)、Dillingham (1985)、Garen (1988)、Cousineau, Lacroix and Girarad (1992)、Kim and Fishback (1999)、Lott and Manning (2000)などでは産業ダメージを含めて推定しても仕事のリスクと賃金には統計的に有意に正の相関がある結果となっている。

ヘドニック賃金法を用いた最近の研究としてはLott and Manning (2000)、Viscusi and Aldy (2007)などがある。Lott and Manning (2000)では職業上のがん罹患リスクが賃金プレミアムを発生させているか分析し、それをもとにVSLを推定している。また、賠償責任に関する法律変更がVSLに与える影響についても分析している。VSLは600万ドル程度であり、また法律変更によってVSLは低下する結果となっている。Viscusi and Aldy (2007)では労働災害率の年齢ごとのデータを用い、VSLと年齢の関係について分析をしている。結果は若い労働者でVSLが640万ドルとなり年齢35-44歳でVSLが900万ドルとピークに達する。その後、VSLの値は低下し年齢55-62歳ではVSLが380万ドルとなっている。VSLは年齢に対し逆U字の形となる結果となっている。

上述のように海外においては労働市場のデータを用いてVSLを推定した研究は多くあるが、日本においてはあまり多くない。Kniesner and Leeth (1991)はオーストラリア、日本、アメリカにおける死亡リスクに対する賃金プレミアムを推定している。日本の推定では集計データを用いて推定している。日本のデータでの結果は、推定式によっては賃金プレミアムが正となることもあるが、多くの場合、負の賃金プレミアムとなっており、死亡リスクに対する賃金プレミアムは統計的に有意ではないと述べている。岡 (1999) も、労働市場の集計データを用いてVSLを推定している。死亡リスクに対する賃金プレミアムは統計的に有意に影響がある結果とはなっていない。しかし、符号は正となっていることから、VSLは2.8億円と述べている。久米 (2010) ではリスクに対する個人の選好を考慮したモデルを用いて賃金プレミアムやVSI、VSLを推定している。結果は精神的な疲労に対しては正、肉体的な疲労に対しては負の賃金プレミアムが確認されている。一方、古川・磯崎 (2004) は労働市場のデータを用いた分析ではないが、車種別の死亡リスクの実績値を用いてVSLを推定している。推定結果は自動車の車種別の価格と死亡事故率は統計的に有意に負の相関がある結果となっており、VSLは8億円から10億円となっている。

これまで挙げた先行研究は実際の労働市場や自動車市場のデータを用いた研究であったが、日本においてはアンケート調査などに基づいた研究、中でも仮想市場法(Contingent Valuation Method: CVM)を用いVSLを推定した研究は比較的多くある<sup>5</sup>。まず、山本・岡 (1994) では水道水の浄水過程での塩素処理によって生成する発がん性物質のリスクを取

---

<sup>5</sup> なお、実際の労働市場や自動車市場のデータを用い賃金と仕事のリスク、自動車の価格と事故死亡率といった関係から死亡リスクへの支払意思額を推定しVSLを求める方法は顕示選好法とも呼ばれている。一方、アンケート調査によって死亡リスク削減に対する支払意思額を尋ねVSLを推定する方法は表明選考法とも呼ばれている。その他にViscusi and Aldy (2003)のように先行研究の推定結果を利用してメタアナリシスを行なう研究も多く実施されている。

り上げ、そのリスク軽減に関する支払意思額を尋ね VSL を求めている。推定結果によると VSL は 22.4 億円から 35.5 億円となっている。今長 (2001) では自動車における死亡事故リスク軽減のための安全装置の取り付け価格から VSL を求めている。推定結果から VSL は 4.6 億円となっている。松岡他 (2002) では大気汚染から健康を守る様々な手段 (マスク、飲み薬、うがい薬等) を用いて死亡リスクを引き下げるための支払意思額を尋ね VSL を求めている。広島市で行なったアンケートでは VSL は 4.08 億円から 5.62 億円となっている<sup>6</sup>。Tsuge, Kishimoto and Takeuchi (2005) では事故、がん、心臓病、一般的、といった 4 つの死亡リスクに関して死亡リスクを引き下げるための支払意思額を尋ね VSL を求めている。推定結果から VSL は 3.5 億円となっている。Itaoka et al. (2007) では死亡率を引き下げる環境プログラムに対しての支払意思額から VSL を求めている。アンケート調査では 40 歳から 75 歳を対象としている。推定結果から VSL は 1.03 億円から 3.44 億円となっている。内閣府 (2007) では交通事故による死亡リスクの軽減に対する安全用品への支払意思額を尋ね、VSL を求めている。VSL の値は 2.06 億円から 5.05 億円の結果となっている。

### 3 ヘドニック賃金法

VSL を推定する方法はいくつかあるが、オーソドックスな方法としてヘドニック賃金法による推定がある。ヘドニック賃金法は仕事に関するリスク以外の種々の要因をコントロールした後、労働者がリスクに対して受け入れる賃金プレミアムはどの程度なのかを推定する方法である。賃金プレミアムは企業側の労働需要と労働者側の労働供給の両方で決まる。図 1 には賃金とリスクの関係を示している。以下では Viscusi (1993) を基に賃金とリスクの関係について述べる。

まず、より安全な労働環境を提供することは企業にとって費用のかかることである。同一の利潤を維持するために、企業は安全な労働環境を提供する費用を相殺するように賃金を低く抑える必要がある。つまり、安全性を高めリスクを低くするとその費用分、賃金を引き下げなければならない。逆に安全性に費用をかけない場合、リスクは高まるが、安全性を高めるための費用がかからないので賃金を高くできる。したがって、企業が提示する賃金水準は一般的にリスクの増加関数となる。図 1 には 2 つの異なる企業のオファー曲線が示されている。

一方、労働者は期待効用を最大にするように賃金とリスクの組み合わせを選択する。ここで、同じ所得でも疾病のときよりも健康なときのほうが効用は高いという仮定と所得の限界効用は正という仮定をおくと、リスクの上昇に伴って要求される賃金も上昇することになる。

<sup>6</sup> 松岡他 (2002) では広島市だけでなくクアラルンプール市でもアンケート調査を行なっている。

図 1 における労働者 1 の最適な賃金とリスクの組み合わせは期待効用  $EU_1$  と  $FF$  が接する点であり、労働者 2 の場合は期待効用  $EU_2$  と  $GG$  が接する点である。

図 1 における点  $(p_1, w_1)$  や点  $(p_2, w_2)$  は期待効用曲線と賃金オファー曲線の接する点を表している。労働市場のデータを用いて観察できるのはそれらの点であり、労働者の期待効用曲線や企業の賃金オファー曲線そのものを観察できるわけではない。そのためヘドニック賃金法は賃金とリスクのトレード・オフの軌跡（図 1 でいえば  $XX$ ）を推定するする方法ということになる。

## 4 推定モデルとデータ

### 4.1 推定モデル

本稿では『就業構造基本調査』と『労働災害動向調査』を用いて仕事の死亡リスクに対する賃金プレミアムや VSL を推定するが、(1) 式をもとに推定を行なう。

$$w_i = \alpha + \sum_{m=1}^M \beta_m x_{im} + \gamma_0 p_i + \gamma_1 q_i + u_i \quad (1)$$

ここで、 $w_i$  は労働者  $i$  の賃金、 $\alpha$  は定数項、 $x_{im}$  は個人の属性や仕事の特性 ( $m = 1, \dots, M$ ) を表わす変数、 $p_i$  は労働者  $i$  の仕事の死亡リスク、 $q_i$  は労働者  $i$  の仕事の負傷のリスク、 $u_i$  は誤差項を示している。この (1) 式をもとに推定を行なうが、個人の属性に関する変数については、性別、学歴、年齢、職種を用い、企業の属性に関する変数としては従業者規模を用いる。その他、職種や地域による賃金の違いを考慮して職種ダミーや地域ダミーも推定式に加える。ここで、VSL を推定する際に最も重要な説明変数は仕事の死亡リスク  $p$  である。この変数が死亡リスクと賃金のトレード・オフの推定の基本となる。理想的なリスクの尺度は仕事の死亡リスクに対する労働者と企業の主観的評価を反映することであるが、実際問題として完全な尺度の変数を利用するのは難しい。そこで本稿では実際の推定の段階で一般的に行なわれる方法である、産業ごとの労働災害リスクを労働者の属する産業にマッチングさせリスクの変数を作成している。本稿では産業ごとの労働災害リスクは『労働災害動向調査』の度数率を基本とするが、度数率は延労働時間で測った尺度である。後述するとおり VSL は 1 人の統計的死亡 (statistical death) を回避するための支払意思額であるため、度数率に平均労働時間を掛けることで 1,000 人あたりの死亡者数に変換した変数を仕事の死亡リスクとして用いる。また、仕事の負傷のリスクについても同様な変換を行なう。

ここで推定方法や変数についてより具体的に述べる。被説明変数には時間あたり賃金の対数を用いる。基本推定式としてまず説明変数には学歴ダミー、年齢、年齢の 2 乗項、女性ダミー、就業継続期間、従業者規模ダミー、職種ダミー、地域ダミー、そして仕事の死亡リ

スクとして 1,000 人あたり労働災害者数の死亡を用い、仕事の怪我のリスクについては 1,000 人あたりの永久全労働不能、永久一部労働不能、一時労働不能<sup>7</sup>を足し合わせたものを用いる。また、Marin and Psacharopoulos(1982)と同じように産業ダミーも説明変数に加えた推定も行なう。なお、産業ダミーとして、林業、鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、運輸業、卸売・小売業、サービス業の 7 つのダミー変数を作成し推定式に加えている。ここで、推定方法としてはまず最小二乗法を用いるが、仮に産業によって賃金の分散が異なると分散不均一性が問題となる。そのため、White (1980)の分散不均一に関する修正も同時に行なう。さらに別の問題として、仕事の死亡や負傷のリスクに関する測定誤差 (measurement error)の問題がある。例えば、同じ産業内でも女性のように特定の属性を持つグループが他のグループより安全な仕事をしている場合、測定誤差の問題を引き起こす。この問題を回避するため男性のデータのみを用いて推定を行なう。さらに、同様の議論で非肉体労働者が肉体労働者より安全な仕事をしている場合も測定誤差の問題を引き起こす。これに対処するために男性で肉体労働者のみのデータを用いた推定も行なう。

## 4.2 データと記述統計

本稿では 2002 年 (平成 14 年) の『就業構造基本調査』と『労働災害動向調査』の 1999 年から 2001 年の平均をとったデータを用いて分析を行なう。日本における仕事のリスクに対する賃金プレミアムや VSL の推定には、個票データを用いた分析が少なかった。今回は『就業構造基本調査』の個票データを利用することで、個人属性などの情報が得られ、精緻な分析が行える。

ここで、『就業構造基本調査』における個人の年間所得や年間就業日数、週間就業時間はカテゴリーデータであるため、推定の際には各カテゴリーの中央値を用いることにした<sup>8</sup>。

(1) 式の推定では被説明変数に時間あたり賃金の対数を用いるが、個人年間所得÷(年間就業日数×週間就業時間÷5)の対数で算出している。その他、就業継続期間についても各カテゴリーの中央値を用いている<sup>9</sup>。性別 (男、女)、学歴 (小学・中学卒、高校・旧制中卒、

---

<sup>7</sup> 定義は以下のとおりである。

永久全労働不能：労働基準法施行規則に規定された身体障害等級表の第 1 級～第 3 級に該当する障害を残すものをいう。

永久一部労働不能：身体障害等級表の第 4 級～第 14 級に該当する障害を残すもので、身体の一部を完全にそう失ったもの、又は身体の一部の機能が永久に不能となったものをいう。

一時労働不能：災害発生の翌日以降、少なくとも 1 日以上は負傷のため労働できないが、ある期間を経過すると治癒し、身体障害等級表の第 1 級～第 14 級に該当する障害を残さないものをいう。

<sup>8</sup> ただし、年間所得に関して 1500 万円以上のカテゴリーは 1500 万円、年間就業日数に関して 250 日以上のカテゴリーは 250 日、週間就業時間に関して 60 時間以上のカテゴリーは 60 時間としている。

<sup>9</sup> 就業継続期間に関しても 30 年以上のカテゴリーは 360 ヶ月としている。



短大・高専卒、大学・大学院卒)、職種(専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者、サービス職業従事者、保安職業従事者、農林漁業作業者、運輸・通信従事者、技能工・採掘・製造・建設作業及び労務従事者)、地域(北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州・沖縄)についてはダミー変数を作成した。本稿では仕事のリスクに関する変数を『労働災害動向調査』の度数率と『就業構造基本調査』の個人の職業(産業中分類)にマッチングさせる形で作成している(表1)。「『労働災害動向調査』には事業所規模別と企業規模別の度数率が掲載されている。しかし、死亡、永久全労働不能、永久一部労働不能、一時労働不能といった度数率の詳しい内訳は事業所規模別にはあるが企業規模別にはないので、事業所規模別の度数率を利用して『就業構造基本調査』とマッチングさせている。しかし、『就業構造基本調査』では企業規模別の区分しかないので、『労働災害動向調査』の事業規模別の区分とは厳密には一致していない点は留意が必要である<sup>10</sup>。ここで、本稿では「従業員規模」という用語を『労働災害動向調査』の事業所規模と『就業構造基本調査』の企業規模に対応するものとした。なお、『労働災害動向調査』の事業規模別では30人～49人、50人～99人、100人～299人、300人～499人、500人～999人、1000人以上に分けられている。ここで、度数率とは100万延実労働時間あたりの労働災害による死傷者数であり、具体的には労働災害による死傷者数÷延実労働時間数×1,000,000によって算出されている。度数率には死亡、永久全労働不能、永久一部労働不能、一時労働不能があり、このうち死亡の度数率を仕事の死亡リスクとして用いている。またそれ以外の度数率は仕事の負傷のリスクの変数として用いる。ただし、VSLの推定では延実労働時間あたりの数値より、人数あたりの死傷者数を用いるのが適切だと思われるので、推定の段階においては、各度数率÷1,000,000×年平均労働時間×1,000で1000人あたり死傷者数を算出して仕事のリスクの変数として用いている。

分析に入る前に『労働災害動向調査』のデータを概観する。図2は死亡、図3は永久一部労働不能、図4は一時労働不能の度数率である<sup>11</sup>。なお、図2から図4の度数率の値は1999年から2001年の平均を取った値である。まず、従業員規模100人以上の労働災害率をみると、死亡の度数率が高いのは鉱業(0.10)、職別工事業<sup>12</sup>(0.07)、木材・木製品製造業(0.05)、航空運輸業(0.05)となっている。永久一部労働不能では木材・木製品製造業で高い値(0.31)となっているほか、パルプ・紙・紙加工品製造業(0.14)など7つの産業で0.10を上回る値となっている。また一時労働不能では運輸関連、サービス業の産業で高くなっている<sup>13</sup>。一方、従業員規模30人～99人の労働災害率をみると、死亡の度数

<sup>10</sup> そのため、労働災害率が仕事のリスクの指標として完全に正しくても、企業規模と事業所規模の違いによって測定誤差の問題は発生する。企業規模と事業規模の違いがどの程度、推定結果に影響を与えるかについては今後の検討課題としたい。

<sup>11</sup> 永久全労働不能はほとんど0となっているので、図には示していない。

<sup>12</sup> 職別工事業は大工工事業、とび・土工・コンクリート工事業、鉄骨・鉄筋工事業、石工・れんが・タイル・ブロック工事業が含まれる。

<sup>13</sup> 『労働災害動向調査』における0.00となっている値は小数点第3位において四捨五入しても

率が最も高いのは航空運輸業（0.28）であり、ついで林業（0.24）、食料品・飲料・たばこ・飼料製造業（0.08）となっている。永久一部労働不能では鉄鋼業（0.33）、家具・設備品製造業（0.25）、金属製品製造業（0.23）などで高くなっている。一時労働不能では林業（34.45）、木材・木製品製造業（9.52）などで高くなっている。また、表 2 には推定に用いた変数の説明、表 3、表 4 には記述統計が示されているが、今回の分析では労働災害率についてのデータがない産業についてはサンプルから外している。また、所得や週間労働時間、学歴などの変数が不詳となっているデータもサンプルから外している。さらに、『労働災害動向調査』には従業員規模が 10 人から 30 人までの事業所にも調査しているが製造業のうち特定の 7 産業のみの調査であるため、従業員規模が 30 人未満の事業所はサンプルから外している。なお、従業員規模が 100 人以上の事業所については年 2 回の調査であるのに対し従業員規模が 30 人から 100 人未満の事業所は年に 1 回の調査である。そこで今回は 100 人以上のサンプルと 30 人から 100 人未満のサンプルを分けて分析を行なった。

表 3、表 4 の記述統計をみってみる。平均値をみると、年間所得に関しては従業員規模 100 人以上では 468.8 万円であるのに対し 30 人～99 人では 343.6 万である。時間あたりの所得では前者が 2,392.6 円であるのに対し後者は 1,733.7 円である。就業日数、週間就業時間ともに従業員規模 30 人～99 人のほうが高い値となっている。労働災害率を見てもいずれの値も従業員規模 30 人～99 人のほうが高い値である。学歴では小学・中学卒が従業員規模 100 人以上では 11.46%であるのに対し従業員規模 30 人～99 人では 22.71%となっている。一方、大学・大学院卒が前者では 19.97%であるのに対し後者は 10.87%である。職種をみると専門職・技術的就業従事者や事務従事者の比率などは前者は後者に比べて高い値となっている。

## 5 推定結果

### 5.1 推定結果

表 5 に従業員規模 100 人以上、表 6 に従業員規模 30 人～99 人の推定結果がそれぞれ示されている。まず、従業員規模 100 人以上のサンプルで推定を行なった推定式 (1-1)、(1-2) をみる。推定式 (1-1) は産業ダミーなしで推定式 (1-2) は産業ダミーを加えた推定式である。まず、個人属性を表わす学歴ダミー、年齢、年齢の 2 乗項、就業継続期間、女性ダミーはいずれも賃金に対し統計的に有意な影響を与える。符号は学歴ダミー、年齢、就業継続が正で、年齢の 2 乗項は負であり、人的資本理論の帰結と一致する。また、女性ダミーの符号から女性は男性より賃金が低くなる。さらに、従業員規模ダミーも統計的に有意な影響を持ち、係数の大きさから従業員が多くなれば時間あたり賃金も高くなる。ここで仕事のり

---

小数点第 2 位に満たないものである。一方、0 は労働災害による死傷者数がないものである。今回の分析では 0.00 の場合も 0 と同じ扱いとした。

スクに関する変数についてみる。まず、仕事の死亡リスク ( $risk\_d$ ) については統計的に有意な影響を持ち、符号は正となっている。わが国における仕事の死亡リスクに対する賃金プレミアムに関する推定では統計的に有意な正の賃金プレミアムはあまり確認されていなかったが、今回の推定ではそれが確認できる。また、この結果は White (1980)の分散不均一に関する修正を行なった推定でも同様であり、さらに産業ダミーを加えた推定式でも同様である<sup>14</sup>。一方、仕事の負傷のリスク ( $risk\_i$ ) についても統計的に有意な影響を与えるが、符号は負となっている。ここで、Arnould and Nichols (1983)などでも確認されているように仕事のリスクに対する賃金プレミアムは労働災害給付金を含めない場合、一般的に過小に推定される。今回の推定では労働災害給付金に関する適切なデータがなかったため、推定に労働災害給付金を含めていない。そのことが、仕事の負傷のリスクが負の符号を持つ結果となった原因かもしれない<sup>15</sup>。

ここで、同じ産業内でも女性のように特定の属性を持つグループが他のグループより安全な仕事をしている場合、推定式(1-1)や(1-2)は測定誤差の問題によりバイアスを持つことになる。この問題を回避するため男性のデータのみを用いて推定を行なったのが、推定式(1-3)、(1-4)である。結果はいずれの推定式でも仕事の死亡のリスクは賃金に対し統計的に有意な影響を持ち、符号は正となった。係数の大きさについては産業ダミーを加えるとそうでない場合より 2.3 倍ほど大きくなった。一方、仕事の負傷のリスクも推定式 (1-1)、(1-2) と同様に統計的に有意であるが、符号は負となった。

さらに、管理的職業従事者や事務従事者は技能工や採掘・製造・建設作業員などより同じ産業内でも労働災害に直面するリスクは低いのが一般的である。そのため、推定式 (1-3)、(1-4) でも測定誤差の問題が残る可能性があるため、専門職・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務労働者を除いた肉体労働者のサンプルで推定を行なった。結果は推定式(1-4)、(1-5) である。いずれの推定式でも仕事の死亡リスクは統計的に有意であり、符号は正となった。係数の大きさを産業ダミーを加えた推定式で比較すると、肉体労働者のみのサンプルは肉体労働を除かない場合より 1.26 倍高い推定結果となった。また、仕事の負傷についてはいずれの推定式でも統計的に有意に負の影響がある結果となった<sup>16</sup>。

<sup>14</sup> 表 5、表 6 において不均一分散一致標準誤差として示されている。

<sup>15</sup> Lott and Manning (2000)では、労働災害給付金が過大に補償される場合は仕事のリスクに対する賃金プレミアムは負になりうると述べている。

<sup>16</sup> その他に死亡リスクのみを仕事のリスクとした推定も行なってみた。まず従業員規模 100 人以上の全サンプルで産業ダミーを含めた場合、死亡リスクは統計的に有意に正の影響を賃金に与える結果になった。しかし、産業ダミーを含めない場合、統計的に有意な影響は確認できなかった。男性のサンプル、男性肉体労働者のサンプルでは産業ダミーを含めても有意な正の影響は確認できなかった。さらに、サンプルを製造業のみに絞った推定も行なってみた。この場合は、製造業内の全サンプル、男性のサンプル、男性肉体労働者のサンプル、いずれの場合も死亡リスクは賃金に正で有意な影響を持つ結果となった。この結果は製造業内の生産性の違いを考慮し、一般機械・電気機械・輸送用機械・精密機械の器具製造業にダミー変数を作成し、そのダミー変数を含めて推定しても同じであった。これらの推定からは、製造業を対象を絞るとより頑強な結果が得られることになった。

ここで、測定誤差の問題に対処するために男性のみのサンプル、男性でかつ肉体労働者のサンプルに絞って分析を行なったが、度数率は女性や非肉体労働者も含めた全労働者数の延べ実労働時間を用いた数値である。その度数率に産業別の平均労働時間を掛けることで1,000人あたりの労働災害者数に変換したが、算出された値の分母には女性や非肉体労働者が含まれたものとなっている。そのため、算出した値は男性や肉体労働者が直面している1,000人あたり労働災害者数より実際には低くなっている。従って、先の男性のみのサンプルや男性でかつ肉体労働者のサンプルでの推定結果は、仕事のリスクが賃金に与える影響について過大に推定していることが予想される。この点については留意する必要がある<sup>17</sup>。

次に従業員規模30人～99人のサンプルと用いた推定結果をみる(表6)。まず女性も含めたサンプルである推定式(2-1)、(2-2)では仕事の負傷のリスクは10%有意水準でも統計的に有意な影響を持たない結果となっている一方、仕事の死亡のリスクは産業ダミーを加えた場合、5%有意水準で統計的に有意に負の影響を持つ結果となっている。

次に男性だけのサンプルを用いた推定式(2-3)、(2-4)では仕事の負傷のリスクは1%有意水準で統計的に有意に負の影響がある結果となっているが、仕事の死亡リスクは分散不均一に関するWhite(1980)の修正を行なうと10%有意水準でも統計的に有意な影響を持たない結果となっている。最後に男性の肉体労働者のサンプルを用いた推定式(2-5)、(2-6)では、産業ダミーを含めない場合は仕事の負傷のリスクは統計的に有意に負の影響を持つが、産業ダミーを加えると、仕事の死亡リスクも負傷のリスクも統計的に有意な影響を持たない結果となった。このことから、従業員規模30人～99人のデータを用いた推定では仕事のリスクと賃金に関して明確な相関関係は確認できないと言えよう<sup>18</sup>。

本稿で扱った測定誤差以外にも『就業構造基本調査』による推定では、年間の所得を区間で記入することになっていることによる誤差、個人が属している会社の産業を的確に答えられないことによる誤差などの測定誤差が発生しやすい<sup>19</sup>。これらの点についても留意する必要がある。

ここで、前述の推定結果からVSLを算出する。一般的な説明として、VSLは1人の統計的死亡(statistical death)を回避するための支払意思額ということができ、式で表すと次のように表せる<sup>20</sup>。

$$\text{VSL} = \text{死亡リスクに対する支払意思額} \div \text{死亡リスク減少量} \quad (2)$$

<sup>17</sup> 今回はデータの制約で男性のみのサンプル、男性でかつ肉体労働者のサンプルを用いることによるバイアスの補正を行なった推定ができなかった。この点は今後の課題としたい。

<sup>18</sup> 従業員規模30人～99人に関しても死亡リスクのみの推定や、製造業に絞った推定を行なった。結果は死亡リスクの係数が負という点に関して大きな変わりはない。

<sup>19</sup> ヘドニック賃金法における測定誤差の問題についてはBlack and Kniesner(2003)で詳しく述べられている。

<sup>20</sup> ただし、死亡リスクに対する賃金プレミアムを用いる場合は、支払意思額より受入補償額(Willingness-to-accept: WTA)としたほうがより正確である。

推定では 1000 人あたりの労働災害死亡者数を仕事の死亡リスクとして用いている。そのため、(2) 式は死亡リスクに対する支払意思額÷ (1/1000) となる。また、支払意思額は死亡のリスクに対する賃金プレミアムに年間労働時間を掛けて算出するが、今回の推定式をもとに考えると (2) 式は次のように書きなおせる。なお、年間労働時間は週当たり 40 時間、年当たり 50 週間と考え、計 2000 時間としている。

$$VSL = \hat{\gamma}_0 \times \bar{w} \times 1000 \times 2000 \quad (3)$$

ここで  $\hat{\gamma}_0$  は risk\_d の係数、 $\bar{w}$  は平均賃金である<sup>21</sup>。従業員規模 100 人以上のデータを用いて算出した結果、VSL は 8.2 億円から 21.4 億円となった (表 7)<sup>22</sup>。労働市場のデータをもとに VSL を算出した海外の研究を 2002 年価格で表 8 にまとめてあるが<sup>23</sup>、平均的な値は約 750 万ドルとなっている。また Viscusi (1993) では 300 万ドルから 700 万ドルの範囲に入る研究が多いと述べている。それらの値よりも今回の結果は高い値となった。日本における VSL の推定についても 2002 年価格で表 9 にまとめている。労働市場のデータを用いた研究として岡 (1999) や久米 (2008) があるが、岡 (1999) では統計的に有意な結果ではないが VSL は 2.8 億円となっている。一方、久米 (2010) においては重篤度の高い・頻度の高い怪我の VSI(VSL) は約 1,600 万円となっている。古川・磯崎 (2004) では自動車市場のデータから VSL を推定しているが、VSL の値は 8 億円から 10 億円となっている<sup>24</sup>。一方、仮想市場法を用いた VSL の推定では、山本・岡 (1994) において 23.1 億から 36.2 億、今長 (2001) で 4.52 億円、松岡他 (2002) で 4.05 億円から 5.57 億円、Tsuge, Kishimoto and Takeuchi (2005) で 3.5 億円、Itaoka et al. (2007) で 1.01 億円から 3.36 億円、内閣府 (2007) で 2.09 億円から 5.11 億円との推定結果となっている。本稿での推定結果は日本における VSL の推定において仮想市場法を用いた研究の結果と近い結果となっている。

ここで、本稿で推定された VSL の値を用いて健康被害に関しての具体的な政策評価について考察してみる。まず労働者の平均年齢を 40 歳とし、平均寿命を 80 歳と仮定する。労働者の平均的な余命は両者の差とすると 40 年となる。この平均余命で推定された VSL の値を割ると、おおまかではあるが推定された余命 1 年の価値が求まる。本稿で推定された

<sup>21</sup> なお、 $\hat{\gamma}_0 \times \bar{w}$  は  $\partial w / \partial p$  であり、図 1 の XX 線の傾きに相当する。

<sup>22</sup> VSL に関しては補償賃金仮説が成立していることを前提としているため、本稿では仕事の死亡リスクに対する正の賃金プレミアムの推定値のみを利用し VSL の値を推定した。Viscusi (1993) における既存研究のサーベイでも既存研究の正の値の VSL のみを掲載している。しかし、4.2 節で述べるように日本においては補償賃金仮説が成立していない可能性があり、推定の頑健性の検討については今後の課題としたい。なお、従業員規模 30 人～99 人の推定結果を用いると、VSL は -0.99 億円から -2.74 億円との結果となった。

<sup>23</sup> 2002 年価格に直す際には『OECD Economic Outlook』の各国の消費者物価指数を用いた。

<sup>24</sup> 海外の VSL の比較と同様に 2002 年価格に直す際には『OECD Economic Outlook』の消費者物価指数を用いた。

VSL の値を用いると 2,050 万円から 5,350 万円となる。一方、Kishimoto et al. (2001)においてはごみ焼却施設でのダイオキシン規制の余命 1 年延長の費用を推定している。この研究によると緊急対策でのダイオキシン規制は余命 1 年延長費用が 790 万円であるのに対し、恒久対策でのダイオキシン規制は費用が 1 億 5,000 万円であった。余命 1 年の価値を 5,350 万円と設定しても費用便益分析の観点からは、恒久対策でのダイオキシン規制は正当化されないことになる。一方、緊急対策でのダイオキシン規制は正当化されることになる。このように、VSL の値に基づいた余命 1 年の価値と余命 1 年延長の費用を比較することで、健康や安全に対する政策の評価を比較的容易に行なうことができる。

## 5.2 留意点

最後に本稿の推定に関する留意点を述べておく。本稿における推定結果では従業員規模 100 人以上の場合、仕事の死亡リスクは賃金に対し統計的に有意に正の影響を与える結果となっている。しかし、従業員規模 30 人～99 人の場合、係数の値をみると全ての推定式で死亡リスクと賃金は負の関係となっている。このように従業員規模で異なる結果となった原因を考察してみる。まず、Lott and Manning (2000)は労働災害給付金が過大に補償される場合は仕事のリスクに対する賃金プレミアムは負になりうると述べている。しかし、太田 (2001)において労働災害補償保険が詳細に分析されている通り、労働災害給付金は従業員規模が小さくなると給付金が多く支払われる仕組みとなっているわけではない。従って、労働災害給付金だけで従業員規模 30 人～99 人の仕事の死亡リスクの係数の符号が負となることを説明できない。一方、Viscusi (1993)は一般的に人々のリスクに対する認識は実際のリスクとずれることが多いと述べている。つまり、人々は実際には高いリスクを低く認識し、逆に実際には低いリスクを高く認識したりする傾向がある。ここで、従業員規模 100 人以上と 30 人～99 人の 1000 人あたり労働災害死亡者数 (表 3、4) をみると前者は 0.0231 であるのに対し後者は 0.0567 となっており、後者が高い。仮に従業員規模 30 人～99 人に属する労働者がリスクの上昇を認識してないとすれば、仕事の死亡リスクに対する賃金プレミアムをそれほど要求せず、死亡リスクと賃金に正の相関が見出されないこともありうる。しかし、これだけでは、死亡リスクと賃金の負の関係については説明できない。ここで、Thaler and Rosen (1975)は企業の生産性は仕事のリスクとともに上昇するが、リスクの水準がある一定の値を超えるとかえって生産性が低下することも考えられると述べている。この場合を図 1 の枠内で考えると GG 曲線や FF 曲線といった賃金オファー曲線が山型 (逆 U 字型) となることになる。さらに労働者が山型の賃金オファー曲線の頂点から右側を選択せざるをえない場合、仕事のリスクと賃金は負の関係になりうる。しかしながら、生産性が低下する水準のリスクのもとで企業が生産活動を行なう合理的な根拠は乏しく、また山型の賃金オファー曲線の右側を労働者が選択せざるをえない合理的な根拠も乏しい。従って、少なくとも従業員規模 30 人～99 人のデータからは補償賃金仮説は否定されることになり、上

島・船場（1993）が指摘するように日本においては補償賃金仮説が成立していない可能性がある。そのため、今回用いたデータだけでなく『賃金構造基本統計調査』などを用い仕事のリスクと賃金の関係について得られた今回の結果の頑健性を検証する必要がある。この点については今後の課題としたい。

ここで、労災保険制度には、労働災害防止努力の促進を目的として事業所の労働災害の多寡に応じて一定の範囲内（基本：±40%、一部の業種：±35%、±30%）で労災保険率を増減させるメリット制と呼ばれる制度が導入されている<sup>25</sup>。メリット制の仕組みについては、継続事業、一括有期事業、単独有期事業<sup>26</sup>で少し異なるが当該事業所の労働災害の多寡に応じて保険料率を増減させることに変わりはない。ここで、事業期間が特に予定されない一般の工場、商店、事業所に適用される継続事業のメリット制を例に労災保険料率の増減の仕組みを簡単に述べる。継続事業では、その業種に適用される労災保険率から、通勤災害や二次健康診断などの給付に充てる分の保険料率である非業務災害率（全業種一律で0.6/1000）を引き、残りの率を±40%の範囲で当該事業所の労働災害の多寡に応じて増減させる仕組みとなっている。また、メリット制が適用される時期については、連続する3保険年度の最後の年度の翌々年度となる。例えば、2000年度から2002年度が連続する3保険年度である場合、最後の年度の2002年度から翌々年度に当たる2004年度にメリット制により算定した保険料率が適用されることになる。このメリット制は労働災害防止努力の促進を目的としているが、仮に労働災害として認定される可能性のある事故を会社と労働者の話し合いによって労災でないとすれば、保険料率が増加することを回避できるため、事故を労働災害事故として報告しない、いわゆる労災かくしをメリット制が助長するかもしれない。もちろん、死亡事故や重篤な負傷・傷病については労災かくしは困難だと思われるが、比較的軽度な負傷・傷病については労災かくしを助長するかもしれない。仮にメリット制が労災かくしを助長するようであれば、公表されている労働災害率（特に軽度の負傷・傷病）は仕事のリスクを正確には反映しておらず、測定誤差の問題が生じることになるであろう。労災かくしがどの程度深刻であるかについての検討は今後の課題であるが、メリット制による労働災害率の影響についてはやはり留意する必要がある。

なお、本稿の推定で用いられている賃金については、『就業構造基本調査』の個人年間所得、年間就業日数、週間就業時間から作成したものである。ただし、それらの変数の元々のデータは所得、日数、時間に関してある一定の区間を回答するカテゴリー・データである。本稿ではそれらの区間の中央値を具体的な値として採用しているが、区間の中央値が個人の

---

<sup>25</sup> 労災保険制度のメリット制については厚生労働省の資料「労災保険のメリット制について」を参照（<http://www.mhlw.go.jp/bunya/roudoukijun/rousaihoken.html>）。

<sup>26</sup> 継続事業は、事業期間が予定されていない事業のことで、一般の工場、商店、事業所などが該当する。一括有期事業とは、建設や立木の伐採の事業において、2件以上の小規模な建設工事や伐採事業を年間で一括し、全体を1事業とみなして労災保険を適用するものをいう。単独有期事業とは、事業の開始と終了が予定されている大規模な工事などで、その単独事業で労災保険を適用するものをいう。

実際の所得や就業日数、就業時間と一致する保証はなく中央値からずれることが予想される。さらに所得や就業時間などは最も値の大きい区分では右打ち切り（right-censored）データとなっている。本稿では最も値の大きい区分では、その境界の値（例えば所得 1500 万以上であれば、1500 万円）を具体的な数値として用いているが、その値と実際の個人の所得、就業時間は大きく異なることが予想される。このようなカテゴリー・データを最小二乗法を用いて推定すると一般的には一貫性（consistency）を持たなくなってしまう。その問題への対処としてインターバル・リグレッション（interval regression）を用いて推定する方法があるが、本稿ではインターバル・リグレッションによる分析は行われていない<sup>27</sup>。この点は今後の課題と言えるだろう。

## 6 まとめ

本稿ではヘドニック賃金法を用い VSL を推定した。また、これまでの日本の VSL の研究では用いられていなかった『就業構造基本調査』の個票データを用いて推定を行なった。推定結果は事業規模 100 人以上のデータを用いると仕事の死亡リスクは賃金に対し統計的に有意に正の影響を持ち、正の賃金プレミアムが確認された。一方、従業員規模 30 人～99 人のデータを用いると仕事の死亡のリスクと賃金に明確な相関を確認することができなかった。従業員規模 100 人以上の推定結果をもとに VSL を求めると 8.2 億円から 21.4 億円という結果になった。今回の結果は、労働市場のデータをもとに VSL を算出した海外の研究と比べても高い値となった。

VSL の推定は環境や医療、安全に関する政策に対しての費用便益分析に貴重な情報を提供するものであるが、いくつかの留意点がある。まず推定される VSL の値は一般的に大きな幅を持つ。今回推定された VSL も 8.2 億円から 21.4 億円と幅を持っている。また、賃金や死亡に関するデータが今回と異なれば推定される VSL の値も億単位で異なることも予想される。そのため、今回の推定だけで日本の VSL の値を決めることは難しい。いくつかのデータセットでも推定し共通する VSL の幅を検討することが今後必要になると思われる。また、今回はデータの制約により、労働災害給付金や労働組合加入状況が仕事のリスクに対する賃金プレミアムに与える影響を検討できていない。さらに、個人のリスクに対する態度が、職業選択や賃金プレミアムに与える影響についても検討できていない。これらの点については今後の研究課題としたい。また、今回の分析で用いた『就業構造基本調査』は個人調査のため、賃金や労働時間に関する測定誤差が発生しやすい。さらに、今回の推定では扱えなかったが、有給休暇の取りやすさや勤務形態等も賃金プレミアムに影響を与えることが考えられる。そのため、『賃金構造基本調査』のような事業所調査も用いるとともに、有給休

---

<sup>27</sup> 打ち切り（censored）データや切断（truncated）データに関する推定法については Woodridge (2010)などで解説されている。



暇の取りやすさや勤務形態等の変数も加えて分析し、今回得られた結果の頑健性を検証する必要がある。また、賃金プレミアムを推定する際の前提として、死亡や負傷に対する労働者の主観的なリスクと統計上の客観的なリスクが等しい、産業間で労働者の移動が自由であるということが暗黙の前提となっている。これらの前提が現実的かどうか検討の余地が残る。これらの点についても今後の研究課題としたい。

図1 賃金とリスクの関係

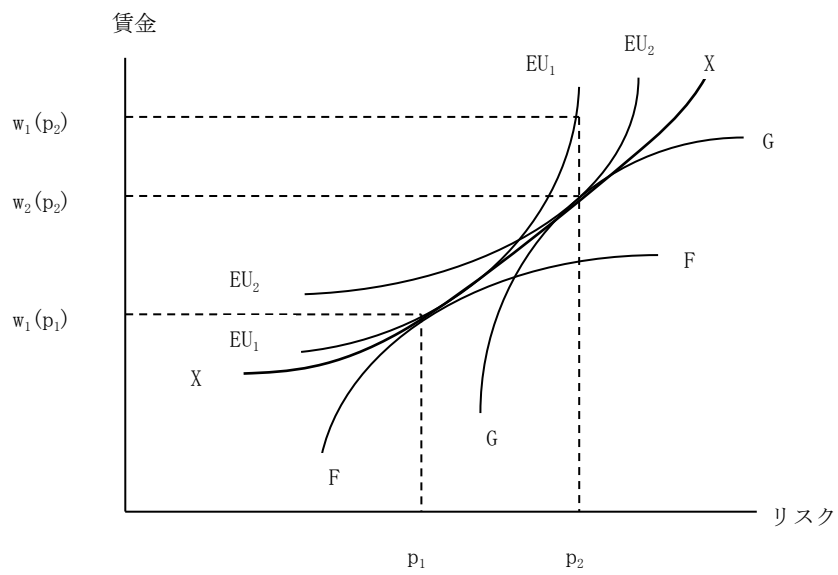
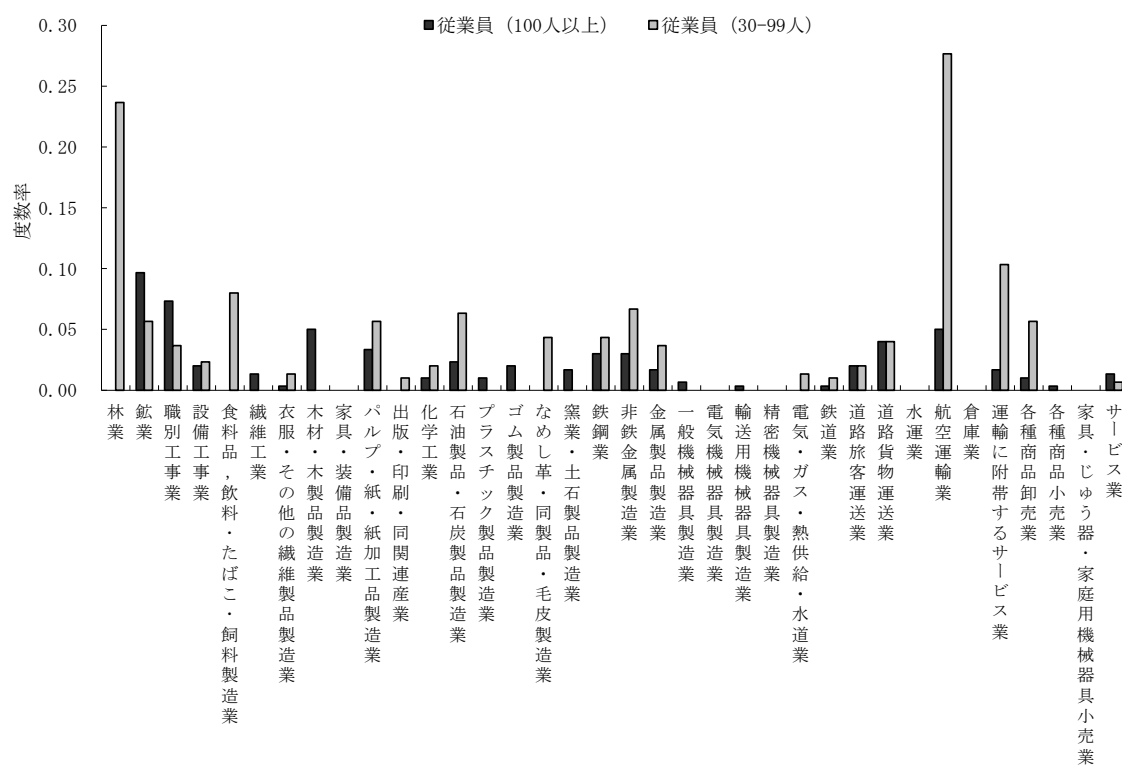
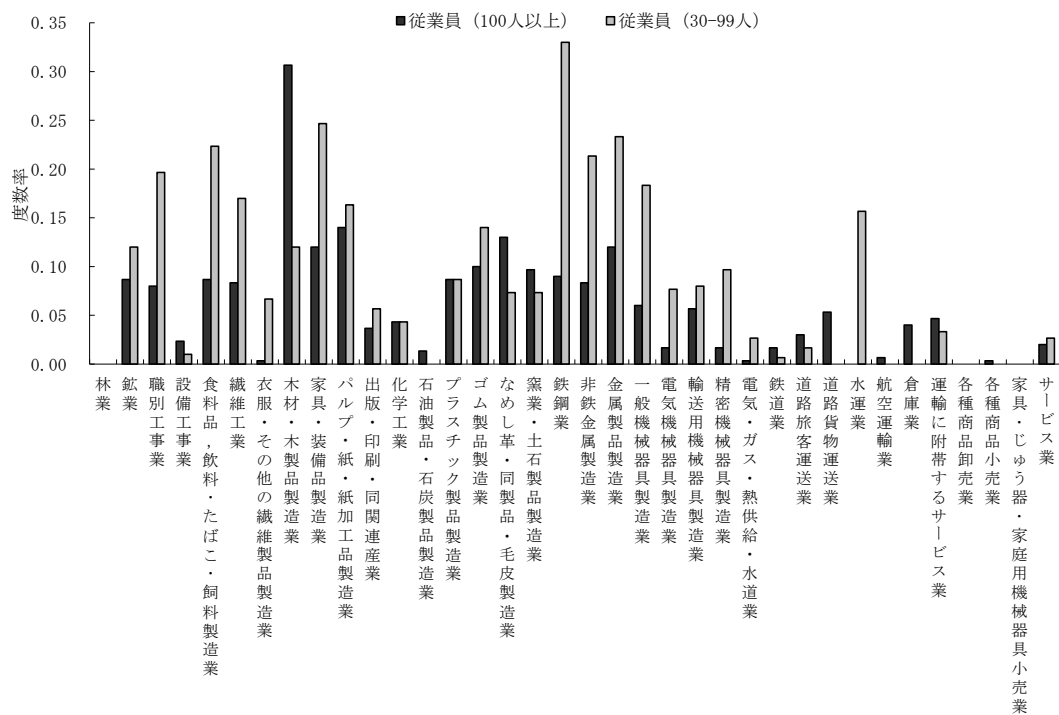


図2 労働災害率：死亡



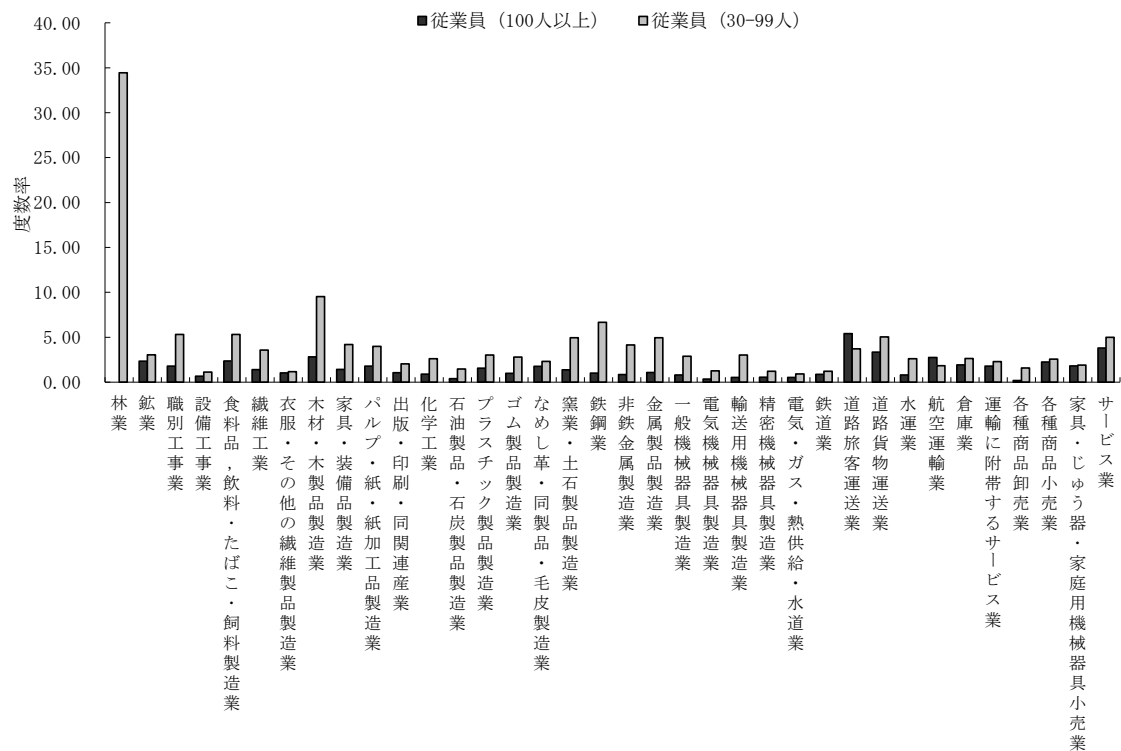
出所：『労働災害動向調査』

図3 労働災害率：永久一部労働不能



出所：『労働災害動向調査』

図4 労働災害率：一時労働不能



出所：『労働災害動向調査』

表1 『労働災害動向調査』と『就業構造基本調査』の産業分類の対応表

『労働災害動向調査』	『就業構造基本調査(中分類)』
林業	○
鉱業	○
金属鉱業	
石灰・亜炭鉱業	
原油・天然ガス鉱業	
非金属鉱業	
建設業	
職別工事業	○
設備工事業	○
製造業	
食料品・飲料・たばこ・飼料製造業	○
繊維工業(衣服・その他の繊維製品を除く)	○
衣服・その他の繊維製品製造業	○
木材・木製品製造業	○
家具・装備品製造業	○
パルプ・紙・紙加工品製造業	○
出版・印刷・同関連産業	○
化学工業	○
石油製品・石炭製品製造業	○
プラスチック製品製造業	○
ゴム製品製造業	○
なめし革・同製品・毛皮製造業	○
窯業・土石製品製造業	○
鉄鋼業	○
非鉄金属製造業	○
金属製品製造業	○
一般機械器具製造業	○
電気機械器具製造業	○
輸送用機械器具製造業	○
精密機械器具製造業	○
武器, その他の製造業	○
電気・ガス・熱供給・水道業	○
運輸・通信業	
運輸業	
鉄道業	○
道路旅客運送業	○
道路貨物運送業	○
水運業	○
航空運輸業	○
倉庫業	○
運輸に附帯するサービス業	○
郵便業	
電気通信業	
卸売・小売業, 飲食店(飲食店を除く)	
卸売業	
各種商品卸売業	○
小売業	
各種商品小売業	○
家具・じゅう器・家庭用機械器具小売業	○
サービス業	○

注1) 『就業構造基本調査』の鉱業には中分類レベルがないため、大分類レベルでマッチングさせた。

注2) 『労働災害動向調査』のサービス業は洗濯業、旅館、ゴルフ場、自動車整備業、機械修理業、建物サービス業、廃棄物処理業のみである。その中で『就業構造基本調査』のサービス業の中分類に対応するのは自動車整備業、機械等修理業、廃棄物処理業のみであるので、その3つだけをマッチングさせた。

表 2 変数の説明

income	年間所得(万円)
wage	時間あたり賃金(万円)
lnincome	個人所得の対数
lwage	時間あたり賃金の対数
work_day	年間就業日数
work_hour	週間就業時間
risk_d	1000人あたり労働災害率(死亡)
risk_i	1000人あたり労働災害率(死亡以外)
female	女性ダミー(男なら0、女なら1)
age	年齢
age2	年齢の2乗
education1	学歴ダミー(小学・中学卒)
education2	学歴ダミー(高校・旧制中卒)
education3	学歴ダミー(短大・高専卒)
education4	学歴ダミー(大学・大学院卒)
duration	就業継続期間(月)
fsize1	従業者規模ダミー(30~49人)
fsize2	従業者規模ダミー(50~99人)
fsize3	従業者規模ダミー(100~299人)
fsize4	従業者規模ダミー(300~499人)
fsize5	従業者規模ダミー(500~999人)
fsize6	従業者規模ダミー(1000人以上)
occup1	職種ダミー(専門職・技術的就業従事者)
occup2	職種ダミー(管理的職業従事者)
occup3	職種ダミー(事務従事者)
occup4	職種ダミー(販売従事者)
occup5	職種ダミー(サービス職業従事者)
occup6	職種ダミー(保安職業従事者)
occup7	職種ダミー(農林漁業従事者)
occup8	職種ダミー(運輸・通信従事者)
occup9	職種ダミー(技能工・採掘・製造・建設作業及び労務従事者)
district1	地域ダミー(北海道・東北)
district2	地域ダミー(関東)
district3	地域ダミー(北陸・東海)
district4	地域ダミー(近畿)
district5	地域ダミー(中国・四国)
district6	地域ダミー(九州・沖縄)
industry1	産業ダミー(林業)
industry2	産業ダミー(鉱業)
industry3	産業ダミー(建設業)
industry4	産業ダミー(製造業)
industry5	産業ダミー(電気・ガス・熱供給・水道業)
industry6	産業ダミー(運輸業)
industry7	産業ダミー(卸売・小売業)
industry8	産業ダミー(サービス業)

注 1) income、work\_day、work\_hour、duration は各カテゴリーの中央値を数値として用いている。

注 2) 時間あたり賃金は  $income/(work\_day \times work\_hour/5)$  で算出している。

表 3 記述統計（従業員規模 100 人以上）

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
income	468.773	274.714	25	1500
wage	0.239263	0.202655	0.008333	14.28571
lincome	5.97036	0.630564	3.218876	7.313221
lwage	-1.62613	0.617728	-4.78749	2.65926
work_day	228.5757	26.68295	25	250
work_hour	44.9648	8.693123	7.5	60
risk_d	0.023109	0.034473	0	0.717906
risk_i	2.613563	2.73164	0	14.20757
female	0.22987	0.420753	0	1
age	41.29637	12.05925	15	80
education1	0.114575	0.318511	0	1
education2	0.588602	0.492092	0	1
education3	0.096086	0.294712	0	1
education4	0.199667	0.399754	0	1
duration	174.9186	122.7339	0.5	360
fsize3	0.323732	0.467904	0	1
fsize4	0.117972	0.322578	0	1
fsize5	0.127072	0.333057	0	1
fsize6	0.431224	0.495252	0	1
occup1	0.063618	0.244074	0	1
occup2	0.024191	0.153645	0	1
occup3	0.193675	0.395181	0	1
occup4	0.084701	0.278439	0	1
occup5	0.003171	0.05622	0	1
occup6	0.002924	0.053991	0	1
occup7	0.000597	0.024428	0	1
occup8	0.080913	0.272704	0	1
occup9	0.527537	0.499246	0	1
district1	0.115707	0.319876	0	1
district2	0.257602	0.437318	0	1
district3	0.227811	0.419424	0	1
district4	0.139795	0.346778	0	1
district5	0.151737	0.358769	0	1
district6	0.107348	0.309558	0	1
industry1	0.000494	0.022224	0	1
industry2	0.000906	0.030085	0	1
industry3	0.049186	0.216258	0	1
industry4	0.662206	0.472963	0	1
industry5	0.031068	0.173503	0	1
industry6	0.178131	0.382627	0	1
industry7	0.055733	0.229408	0	1
industry8	0.022277	0.147583	0	1
観測数	48571			



表 4 記述統計 (従業員規模 30 人~99 人)

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
income	343.6496	225.1138	25	1500
wage	0.17337	0.157071	0.008333	5.142857
lincome	5.65837	0.611404	3.218876	7.313221
lwage	-1.9535	0.594136	-4.78749	1.637609
work_day	229.8757	31.5066	25	250
work_hour	45.74962	9.054336	7.5	60
risk_d	0.056732	0.103646	0	1.049565
risk_i	8.174099	4.897439	1.345284	67.75123
female	0.280982	0.44949	0	1
age	43.49365	13.05968	15	80
education1	0.227103	0.418971	0	1
education2	0.577553	0.493962	0	1
education3	0.084426	0.278033	0	1
education4	0.108706	0.311278	0	1
duration	140.8421	116.1006	0.5	360
fsize1	0.434297	0.495677	0	1
fsize2	0.565703	0.495677	0	1
occup1	0.019487	0.138233	0	1
occup2	0.044136	0.205401	0	1
occup3	0.132459	0.338998	0	1
occup4	0.061042	0.239413	0	1
occup5	0.001896	0.043503	0	1
occup6	0.001633	0.040375	0	1
occup7	0.002212	0.046982	0	1
occup8	0.139991	0.346986	0	1
occup9	0.566124	0.495621	0	1
district1	0.165008	0.371197	0	1
district2	0.204192	0.403121	0	1
district3	0.216622	0.411954	0	1
district4	0.118081	0.322712	0	1
district5	0.165166	0.371134	0	1
district6	0.130932	0.337335	0	1
industry1	0.002528	0.050217	0	1
industry2	0.004898	0.069817	0	1
industry3	0.089324	0.285219	0	1
industry4	0.654711	0.475475	0	1
industry5	0.005056	0.070928	0	1
industry6	0.207458	0.405497	0	1
industry7	0.017064	0.129515	0	1
industry8	0.01896	0.136389	0	1
観測数	18987			

表 5 推定結果（従業員規模 100 人以上）

全サンプル						
	(1-1) 産業ダミーなし			(1-2) 産業ダミーあり		
	係数	標準誤差	不均一分散一致標準誤差	係数	標準誤差	不均一分散一致標準誤差
risk_d	0.347	0.060 ***	0.060 ***	0.467	0.062 ***	0.061 ***
risk_i	-0.021	0.001 ***	0.001 ***	-0.022	0.001 ***	0.001 ***
education2	0.145	0.006 ***	0.007 ***	0.141	0.006 ***	0.007 ***
education3	0.213	0.009 ***	0.009 ***	0.206	0.009 ***	0.009 ***
education4	0.290	0.008 ***	0.009 ***	0.287	0.008 ***	0.009 ***
age	0.031	0.001 ***	0.001 ***	0.031	0.001 ***	0.001 ***
age2	-0.0003	1.38E-05 ***	1.72E-05 ***	-0.0003	1.36E-05 ***	1.72E-05 ***
female	-0.465	0.005 ***	0.005 ***	-0.442	0.005 ***	0.005 ***
duration	0.002	2.14E-05 ***	2.56E-05 ***	0.002	2.13E-05 ***	2.54E-05 ***
fsize4	0.038	0.0065 ***	0.007 ***	0.041	0.0065 ***	0.007 ***
fsize5	0.079	0.0066 ***	0.007 ***	0.083	0.0066 ***	0.007 ***
fsize6	0.166	0.0055 ***	0.006 ***	0.163	0.0058 ***	0.006 ***
cons	-2.605	0.0249 ***	0.029 ***	-2.594	0.0258 ***	0.029 ***
観測数		48571	48571		48571	48571
Prob > F		0.0000	0.0000		0.0000	0.0000
Adj R-squared		0.5549	0.5549		0.5644	0.5644
男性のサンプル						
	(1-3) 産業ダミーなし			(1-4) 産業ダミーあり		
	係数	標準誤差	不均一分散一致標準誤差	係数	標準誤差	不均一分散一致標準誤差
risk_d	0.151	0.066 **	0.065 **	0.350	0.068 ***	0.066 ***
risk_i	-0.025	0.001 ***	0.001 ***	-0.028	0.001 ***	0.001 ***
education2	0.142	0.007 ***	0.008 ***	0.138	0.007 ***	0.008 ***
education3	0.183	0.011 ***	0.011 ***	0.175	0.011 ***	0.011 ***
education4	0.265	0.009 ***	0.010 ***	0.267	0.009 ***	0.010 ***
age	0.053	0.001 ***	0.002 ***	0.053	0.001 ***	0.002 ***
age2	-0.001	1.57E-05 ***	2.02E-05 ***	-0.001	1.55E-05 ***	2.02E-05 ***
female						
duration	0.002	2.41E-05 ***	3.01E-05 ***	0.002	2.38E-05 ***	2.98E-05 ***
fsize4	0.030	0.007 ***	0.008 ***	0.030	0.007 ***	0.008 ***
fsize5	0.070	0.007 ***	0.008 ***	0.067	0.007 ***	0.008 ***
fsize6	0.171	0.006 ***	0.006 ***	0.157	0.006 ***	0.007 ***
cons	-3.090	0.029 ***	0.034 ***	-3.087	0.030 ***	0.034 ***
観測数		37406	37406		37406	37406
Prob > F		0.0000	0.0000		0.0000	0.0000
Adj R-squared		0.4893	0.4893		0.5019	0.5019
男性、肉体労働者のサンプル						
	(1-5) 産業ダミーなし			(1-6) 産業ダミーあり		
	係数	標準誤差	不均一分散一致標準誤差	係数	標準誤差	不均一分散一致標準誤差
risk_d	0.302	0.077 ***	0.075 ***	0.441	0.079 ***	0.077 ***
risk_i	-0.023	0.001 ***	0.001 ***	-0.027	0.001 ***	0.002 ***
education2	0.117	0.008 ***	0.009 ***	0.112	0.008 ***	0.008 ***
education3	0.162	0.012 ***	0.013 ***	0.150	0.012 ***	0.013 ***
education4	0.222	0.010 ***	0.011 ***	0.218	0.010 ***	0.011 ***
age	0.056	0.002 ***	0.002 ***	0.056	0.002 ***	0.002 ***
age2	-0.001	1.84E-05 ***	2.14E-05 ***	-0.001	1.82E-05 ***	2.13E-05 ***
female						
duration	0.002	2.82E-05 ***	3.43E-05 ***	0.002	2.79E-05 ***	3.39E-05 ***
fsize4	0.030	0.008 ***	0.009 ***	0.028	0.008 ***	0.009 ***
fsize5	0.086	0.008 ***	0.009 ***	0.081	0.008 ***	0.009 ***
fsize6	0.177	0.007 ***	0.007 ***	0.158	0.007 ***	0.008 ***
cons	-3.375	0.062 ***	0.062 ***	-3.269	0.062 ***	0.062 ***
観測数		26895	26895		26895	26895
Prob > F		0.0000	0.0000		0.0000	0.0000
Adj R-squared		0.4515	0.4515		0.4652	0.4652

注 1) いずれの推定式にも職種と地域に関するダミー変数を加えている。また、cons は定数項を表している。\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%の水準で統計的に有意であることを示している。

表 6 推計結果（従業員規模 30 人～99 人）

全サンプル						
	(2-1) 産業ダミーなし		不均一分散一致 標準誤差	(2-2) 産業ダミーあり		不均一分散一致 標準誤差
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
risk_d	-0.065	0.034 *	0.035 *	-0.071	0.035 **	0.036 **
risk_i	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
education2	0.113	0.009 ***	0.009 ***	0.114	0.009 ***	0.009 ***
education3	0.157	0.014 ***	0.015 ***	0.157	0.014 ***	0.015 ***
education4	0.239	0.013 ***	0.014 ***	0.241	0.013 ***	0.014 ***
age	0.033	0.002 ***	0.002 ***	0.033	0.002 ***	0.002 ***
age2	-0.0003	1.93E-05 ***	2.51E-05 ***	-0.0003	1.93E-05 ***	2.52E-05 ***
female	-0.504	0.008 ***	0.008 ***	-0.495	0.008 ***	0.009 ***
duration	0.001	3.42E-05 ***	3.76E-05 ***	0.001	3.43E-05 ***	3.76E-05 ***
fsize2	0.021	0.007 ***	0.007 ***	0.027	0.007 ***	0.007 ***
cons	-2.725	0.039 ***	0.043 ***	-2.715	0.039 ***	0.044 ***
観測数		18987	18987		18987	18987
Prob > F		0.0000	0.0000		0.0000	0.0000
Adj R-squared		0.4204	0.4204		0.4230	0.4230
男性のサンプル						
	(2-3) 産業ダミーなし		不均一分散一致 標準誤差	(2-4) 産業ダミーあり		不均一分散一致 標準誤差
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
risk_d	-0.059	0.040	0.043	-0.070	0.041 *	0.044
risk_i	-0.003	0.001 ***	0.001 ***	-0.003	0.001 ***	0.001 ***
education2	0.119	0.010 ***	0.011 ***	0.120	0.010 ***	0.011 ***
education3	0.132	0.018 ***	0.018 ***	0.133	0.018 ***	0.018 ***
education4	0.227	0.015 ***	0.015 ***	0.229	0.015 ***	0.015 ***
age	0.048	0.002 ***	0.002 ***	0.048	0.002 ***	0.002 ***
age2	-0.0005	2.26E-05 ***	2.93E-05 ***	-0.0005	2.26E-05 ***	2.93E-05 ***
female						
duration	0.001	3.84E-05 ***	4.28E-05 ***	0.001	3.85E-05 ***	4.29E-05 ***
fsize2	0.019	0.008 **	0.008 **	0.023	0.008 ***	0.008 ***
cons	-3.055	0.045 ***	0.051 ***	-3.040	0.045 ***	0.051 ***
観測数		13652	13652		13652	13652
Prob > F		0.0000	0.0000		0.0000	0.0000
Adj R-squared		0.344	0.344		0.347	0.347
男性、肉体労働のサンプル						
	(2-5) 産業ダミーなし		不均一分散一致 標準誤差	(2-6) 産業ダミーなし		不均一分散一致 標準誤差
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
risk_d	-0.028	0.045	0.048	-0.056	0.046	0.049
risk_i	-0.002	0.001 **	0.001 **	-0.001	0.001	0.001
education2	0.095	0.011 ***	0.012 ***	0.095	0.011 ***	0.012 ***
education3	0.112	0.019 ***	0.019 ***	0.111	0.019 ***	0.019 ***
education4	0.179	0.017 ***	0.018 ***	0.180	0.017 ***	0.018 ***
age	0.056	0.002 ***	0.003 ***	0.055	0.002 ***	0.003 ***
age2	-0.001	2.62E-05 ***	3.14E-05 ***	-0.001	2.61E-05 ***	3.13E-05 ***
female						
duration	0.001	4.24E-05 ***	4.64E-05 ***	0.001	4.24E-05 ***	4.64E-05 ***
fsize2	0.016	0.008 *	0.008 *	0.021	0.009 **	0.009 **
cons	-3.304	0.113 ***	0.130 ***	-3.224	0.192 ***	0.128 ***
観測数		10956	10956		10956	10956
Prob > F		0.0000	0.0000		0.0000	0.0000
Adj R-squared		0.2357	0.2357		0.2405	0.2405

注 1) いずれの推定式にも職種と地域に関するダミー変数を加えている。また、cons は定数項を表している。\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%の水準で統計的に有意であることを示している。

表 7 VSL の推計値

	推計式(1-1)	推計式(1-2)	推計式(1-3)	推計式(1-4)	推計式(1-5)	推計式(1-6)
平均死亡リスク $\bar{p}$	0.023	0.023	0.025	0.025	0.027	0.027
平均賃金 $\bar{w}$ (万円)	0.239	0.239	0.270	0.270	0.243	0.243
死亡リスクに対する賃金の弾力性	0.008	0.011	0.004	0.009	0.008	0.012
VSL (億円)	16.60	22.36	8.18	18.90	14.66	21.42

注 1) 平均死亡リスクは 1,000 人あたり労働災害死亡者数である。

注 2) 死亡リスクに対する賃金の弾力性は  $(\bar{p} \times \partial w / \partial p) / \bar{w}$  で求めている。

注 3) VSL は  $\hat{\gamma}_0 \times \bar{w} \times 1000 \times 2000$  で求めている。

表 8 労働市場のデータを用いた海外の VSL の推計値

	VSL (100万ドル、2002年価格)	研究の特徴
初期の研究		
Thaler and Rosen (1975)	0.73-1.02	初期の研究の中で低いVSL
Olson (1981)	12.97	初期の研究の中で高いVSL
労災給付金、死亡データ、個人の危険への態度等の影響を考慮		
Arnould and Nichols (1983)	1.03	労災給付金の影響を考慮
Dillingham (1985)	0.42-0.95	定義の異なる死亡リスクの変数を使用
Garen (1988)	17.14	個人の危険への態度を考慮
Viscusi and Moore (1989)	8.71	時間選好率を考慮
Moore and Viscusi (1990a)	21.73	時間選好率を考慮
Moore and Viscusi (1990a)	21.73	主観的な危険度のデータを使用
Leigh (1995)	8.48-11.57	産業間の生産性の違いを考慮
Dorman and Hagstrom (1998)	9.09-21.2	産業間の生産性の違いを考慮
Hersch (1998)	-	性別ごとの労働災害率を使用
アメリカ以外での研究		
Marin and Psacharopoulos (1982)	3.16	イギリスの産業別労災データを使用
Cousineau, Lacroix and Girard (1992)	0.8	カナダの職種別労災データを使用
Kim and Fishback (1999)	0.93	韓国の産業別労災データを使用
最近の研究		
Lott and Manning (2000)	10.39	賠償責任に関する法律変更の影響等を分析
Viscusi and Aldy (2007)	3.97-9.40	VSLと年齢の関係について分析

注 1) Leigh(1995)、Dorman and Hagstrom(1998)では産業間の生産性の違いを考慮し推計すると、仕事の死亡リスクに対する正の賃金プレミアムは消滅すると述べている。

注 2) Hersch(1998)では VSL ではなく VSI が算出されている。

表 9 日本の先行研究における VSL の推計値

	VSL(億円、2002価格)	研究の特徴
ヘドニック賃金法		
Kniesner and Leeth(1991)	5.85	集計データを用いて分析
岡(1999)	2.99	集計データを用いて分析
久米(2010)	0.16	個票データを用い、個人のリスクに対する態度を考慮
ヘドニック価格法		
古川・磯崎(2004)	7.79-9.74	自動車の価格と死亡事故率から分析
仮想市場法(Contingent Valuation Method: CVM)		
山本・岡(1994)	23.1-36.2	飲料水リスク削減の便益を分析
今長(2001)	4.52	交通事故の人的損失費用について分析
松岡他(2002)	4.05-5.57	大気汚染による健康リスクの削減効果を分析
Tsuge, Kishimoto and Takeuchi(2005)	3.5	事故、癌、心臓病などの死亡リスク軽減のWTPからVSLを推計
Itaoka et al. (2007)	1.01-3.36	中・高年にアンケート調査し死亡リスク削減の効果を分析
内閣府(2007)	2.09-5.11	交通事故の人的損失費用について分析

注 1) Kniesner and Leeth(1991)で死亡リスクに対する賃金プレミアムが正となるケースをもとに VSL を算出すると 5.85 億円 (2002 年価格) となった。

注 2) 岡 (1999) では死亡リスクに対する賃金プレミアムは正となっているが統計的に有意とはなっていない。

注 3) 松岡他 (2002) では広島市とクアラルンプール市とでアンケート調査を行なっている。

## 第6章 社会保障と女性労働：ファミリー・フレンドリーな

### 仕事の価値についての検証（要約）<sup>1</sup>

少子化などにより日本の生産年齢人口の減少が続く中で、近年上昇傾向にあるものの他の先進国に比べてまだ低い日本女性の労働参加のさらなる上昇が社会保障制度の維持のためにも期待されている。社会保障と女性労働に関しては、配偶者控除や第3号被保険者といった税制・社会保障制度が女性の労働供給を抑制しているという指摘が多くなされている。それらの研究結果の指摘に従えば、配偶者控除や第3号被保険者といった税制や社会保障制度の改革を行うことにより女性労働を高めることが期待できるかもしれない。しかしながら、日本女性は家事や育児といった家庭での仕事（housework）が結婚を機に男性よりも負担が重くなる。このような男女間の不均等な家庭の仕事の配分は、育児など家庭の仕事に多くの責任を持つ日本の女性に深刻な仕事と家庭の対立という問題に直面させることになる。このような状況においては、仮に配偶者控除や第3号被保険者といった制度が変更されたとしても、日本女性の仕事と家庭の両立の困難さという問題により、女性労働はそれほど増加しないかもしれない。このような点を踏まえ、第6章では、女性の仕事と家庭の間でのワークライフ・バランスの観点から社会保障と女性労働を分析する。なお、第6章では補償賃金格差仮説に基礎を置いている。具体的には、ファミリー・フレンドリー・ジョブ（family-friendly jobs）といったワークライフ・バランスに関係する仕事の快適さや不快さが賃金に与える効果（賃金プレミアム）について実証的に分析し、その効果は家庭の仕事の負担が重いグループ（既婚女性）とそうでないグループ（未婚女性）とで異なるかについて分析する。家計経済研究所の提供する『消費生活に関するパネル調査』を用いた推定結果では、程度としてはそれほど大きいものではないが、通勤時間増加に対する正の賃金プレミアムが一貫して確認される。一方、企業の提供する育児休業制度といった一見するとファミリー・フレンドリーな属性についての（負の）賃金プレミアムは確認されない。また、通勤時間に対する賃金プレミアムの多くは既婚女性のパートタイム労働者によって要求されていることが示される。この結果は、家庭の仕事の負担がより重い既婚女性にとって、通勤時間を短縮させるような施策のほうが優先順位が高いことを示唆する。

---

<sup>1</sup> 本章では、本章全体ではなく要約のみを公表する。なお、本章は Sakai and Miyazato (2013) 「Who Values the Family-Friendly Aspects of a Job? Evidence from the Japanese Labour Market」 (forthcoming in Japanese Economic Review) を著者の視点で加筆・修正したものである。上記論文の第一著者は酒井正先生、第二著者は宮里尚三である。

## 参考文献

- 麻生良文 (1996) 「公的年金・税制・人口高齢化と資本蓄積」 高山憲之・チャールズ＝ユウジ＝ホリオカ・太田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論社、pp.176-205。
- 麻生良文・吉田浩 (1996) 「世代会計からみた世代別の受益と負担」『フィナンシャル・レビュー』Vol.39、pp.1-31。
- 安部由起子・大竹文雄 (1995) 「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』Vol.31 (2)、pp.120-134。
- 井堀利宏・加藤竜太・中野英夫・中里透・土居丈朗・近藤広紀・佐藤正一 (2002) 「財政赤字と経済活動：中長期視点からの分析」『経済分析』No.163。
- 今長久 (2001) 「道路交通事故の社会的損害額の推計」『道路交通経済』No.96、pp.908-105。
- 岩本康志 (1990) 「年金政策と遺産行動」『季刊社会保障研究』Vol.25 (4)、pp.388-401。
- 岩本康志・尾崎哲・前川裕貴 (1996) 「財政赤字と世代会計」『フィナンシャル・レビュー』Vol.39、pp.64-87。
- 岩本康志・加藤竜太・日高政浩 (1991) 「人口高齢化と公的年金」『季刊社会保障研究』Vol.27 (3)、pp.285-294。
- 岩本康志・福井唯嗣 (2007) 「医療・介護保険への積立方式の導入」『フィナンシャル・レビュー』Vol.87、pp.44-73。
- 上島康弘・船場拓司 (1993) 「産業間賃金格差の決定因について」『日本経済研究』No.24、pp.42-72。
- 上村敏之 (2001) 「公的年金の縮小と国庫負担の経済厚生分析」『日本経済研究』No.42、pp.205-227。
- 大石亜希子 (2003) 「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」『季刊社会保障研究』Vol.39 (3)、pp.286-300。
- 大日康史・菅原民枝 (2005) 「医療・公衆衛生政策における費用対効果分析とその応用」『フィナンシャル・レビュー』Vol.77、pp.164-196。
- 太田聡一 (2001) 「労災保険の課題－経済学の視点から－」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会、pp.303-338。
- 岡敏弘 (1999) 『環境政策論』岩波書店。
- 小黒一正 (2006) 「世代間格差改善のための医療保険制度モデル私案とその可能性－賦課方式と積立方式の補完的導入」『フィナンシャル・レビュー』Vol.85、pp.151-176。
- 小塩隆士 (2000) 「不確実性と公的年金の最適規模」『経済研究』Vol. 51 (4)、pp.311-320。
- 経済企画庁 (1995) 『平成7年版経済白書』。
- 久米功一 (2010) 「危険に対するセルフセクションと補償賃金仮説の実証分析」『日本労働研究雑誌』No.599、pp.65-81。
- 黒田祥子 (2010) 「生活時間の長期的な推移」『日本労働研究雑誌』No.599、pp.53-64。
- 厚生労働省 (2008) 『平成20年 人口動態統計』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2007、2012) 『日本の将来推計人口』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2010、2013) 『人口統計資料集』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 『社会保障費用統計』。



- 小西秀樹 (2002) 「年金改革における 3 つの等価定理」『会計検査研究』No.26、pp.7-23。
- 鈴木亘 (2000) 「医療保険における世代間不公平と積立金を持つフェアな財政方式への移行」『日本経済研究』No.40、pp.88-104。
- 総務省 (2010) 『国勢調査』。
- 高久玲音 (2009) 「夜勤労働の均等化差異—介護労働市場における実証分析」『季刊社会保障研究』Vol.45 (3)、pp.287-304。
- 内閣府 (2007) 『交通事故の被害・損失の経済的分析に関する調査研究報告書』内閣府政策統括官 (共生社会政策担当)。
- 内閣府 (2008) 『国民経済計算年報』。
- 内閣府 (2010) 『男女共同参画社会白書』。
- 中村二郎・中馬宏之 (1994) 「ヘドニック賃金アプローチによる女性パートタイム労働者の賃金決定」、『日本労働研究雑誌』No.415、pp.23-29。
- 日本銀行 (2008) 『金融経済統計』。
- 日本証券経済研究所 (2007) 『株式投資収益率』。
- 畑農鋭矢・山田昌弘 (2007) 「家計の行動と公共政策の効果—構造パラメータの検証と推定」橘木俊詔編『政府の大きさと社会保障制度』東京大学出版会、pp.203-222。
- 八田達夫・小口登良 (1999) 『年金改革論—積立方式に移行せよ』日本経済新聞社。
- 樋口美雄 (1995) 「「専業主婦」保護政策の経済的帰結」八田達夫・八代尚宏編『「弱者」保護政策の経済分析』日本経済新聞社、pp.185-219。
- 日高政浩・勝見博・若林芳雄・新井孝一・田辺喜彦・倉地靖博 (1996) 「世代会計による高齢化社会の社会保障政策の評価: 受益と負担の世代間負担」経済企画庁経済研究所。
- 古川俊一・磯崎肇 (2004) 「統計的生命価値と規制政策評価」『日本評価研究』Vol.4 (1)、pp.53-65。
- 本間正明・跡田直澄・岩本康志・大竹文雄 (1987) 「年金: 高齢化社会と年金制度」浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会、pp.149-175。
- 本間正明・跡田直澄・大竹文雄 (1988) 「高齢化社会の公的年金の財政方式: ライフサイクル成長モデルによるシミュレーション分析」『フィナンシャル・レビュー』Vol.7、50-64。
- 増島稔・島澤諭・村上貴昭 (2009) 「世代別の受益と負担~社会保障制度を反映した世代会計モデルによる分析~」ESRI Discussion Paper Series No.217。
- 松岡俊二・白川博章・本田直子・竹内憲司・松本礼史 (2002) 「東アジアにおける環境政策の効率性評価に関する研究: マレーシア・クアラルンプール、広島市を例に」国際東アジア研究センター、ワーキングペーパー・シリーズ Vol.2002-10。
- 宮崎憲治 (1999) 「世代内不平等を考慮にいたした OLG モデルによる年金に関するシミュレーション分析」未定稿論文。
- 宮里尚三 (1998) 「世代間再分配政策と世代間負担」『季刊社会保障研究』Vol.34 (2)、pp.203-211。
- 宮里尚三 (2006) 「世代内の異質性を考慮した年金改革の分析—スウェーデンの年金改革を背景として」『季刊社会保障研究』Vol.42 (1)、pp.59-65。
- 宮里尚三 (2009) 「1990 年代の世代間再分配政策の変遷—世代会計を用いた分析」井堀利宏編『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 5 財政政策と社会保障』内閣府経済社会総

- 合研究所、pp.253-275。
- 宮里尚三 (2010) 「労働市場のデータを用いた Value of a Statistical Life の推計」『日本経済研究』No.63、pp.1-28。
- 宮里尚三・金子能宏 (2001) 「一般均衡マクロ動学モデルによる公的年金改革の経済分析」『季刊社会保障研究』Vol.37 (2)、pp.174-182。
- 森川正之 (2010) 「雇用保障とワーク・ライフ・バランスー補償賃金格差の視点からー」RIETI Discussion Paper Series、10-J-042。
- 山本秀一・岡敏弘 (1994) 「飲料水リスク削減に対する支払意思調査に基づいた統計的生命の価値の推定」『環境化学会誌』Vol.7(4)、pp.289-301。
- Able, A. B. (1985) “Precautionary Saving and Accidental Bequests,” *American Economic Review*, Vol.75(4), pp.777-791.
- Abel, A. B., G. N. Mankiw, L. H. Summers, and R. J. Zeckhauser (1989) “Assessing Dynamic Efficiency: Theory and Evidence,” *Review of Economic Studies*, Vol.56(1), pp.1-19.
- Able, A. B., and M. Warshawsky (1988) “Specification of the Joy of Giving: Insights from Altruism,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.70(1), pp.145-149.
- Akabayashi, H. (2006) “The Labor Supply of Married Women and Spousal Tax Deductions in Japan – A Structural Estimation,” *Review of Economic and the Household*, Vol.4(4), pp.349-378.
- Altig, D., A. J. Auerbach, L. J. Kotlikoff, K. A. Smetters, and J. Walliser (2001) “Simulating Fundamental Tax Reform in the United States,” *American Economic Review*, Vol.91(3), pp.574-595.
- Altonji, J. G., F. Hayashi, and L. J. Kotlikoff (1992) “Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro Data,” *American Economic Review*, 82(5), pp.1177-1198.
- Arnould, R. J., and L. M. Nichols (1983) “Wage-Risk Premiums and Workers’ Compensation: A Refinement of Estimates of Compensating Wage Differential,” *Journal of Political Economy*, 91(2), pp. 32-340.
- Asano, S., and T. Fukushima (2006) “Some Empirical Evidence on Demand System and Optimal Commodity Taxation.” *Japanese Economic Review*, Vol.56 (1), pp.50–68.
- Attanasio, O. P., and A. Brugiavini (2003) “Social Security and Household’s Saving,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118(3), pp.1075-1119.
- Attanasio, O. P., and S. Rohwedder (2003) “Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom,” *American Economic Review*, Vol. 93(5), pp.1499-1521.
- Auerbach, A. J., and Y. Chun (2006) “Generational Accounting in Korea,” *Journal of Japanese International Economies*, Vol.20(2), pp. 234-268.
- Auerbach, A. J., J. Gokhale, and L. J. Kotlikoff (1991) “Generational Account: A Meaningful Alternative to Deficit Accounting,” In D. Bradford, ed, *Tax Policy and the Economy*, Vol. 5, The MIT Press, pp.55-110.

- Auerbach, A. J., J. Gokhale, and L. J. Kotlikoff (1992) "Generational Accounting: A New Approach to Understanding the Effects of Fiscal Policy on Saving," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.94(2), pp.303-318.
- Auerbach, A. J., J. Gokhale, and L. J. Kotlikoff (1994) "Generational Accounting: A Meaningful Way to Evaluate Fiscal Policy," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.8(1), pp.73-94.
- Auerbach, A. J., and L. J. Kotlikoff (1983) "An Examination of Empirical Test of Social Security and Savings." In E. Helpman, A. Sadak, and E. Sadaka, eds, *Social Policy Evaluation: An Economic Perspective*, Academic Press, pp.161-179.
- Auerbach, A. J., and L. J. Kotlikoff (1987) *Dynamic Fiscal Policy*. Cambridge University Press.
- Auerbach, A. J., L. J. Kotlikoff, and W. Leibfritz (1999) *Generational Accounting around the World*. The University of Chicago Press.
- Barro, R. J. (1974) "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy*, Vol.82(6), pp.1095-1117.
- Becker, G. S. (1974) "A Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy*, Vol.82(6), pp.1063-1093.
- Bernheim, D. B. (1987) "The Economic Effects of Social Security: Toward a Reconciliation of Theory and Measurement," *Journal of Public Economics*, Vol.33(3), pp.273-304.
- Bernheim, B. D., A. Shleifer, and L. H. Summers (1985) "The Strategic Bequest Motive," *Journal of Political Economy*, 93(6), pp.1045-1076.
- Bessho, S., and M. Hayashi (2005) "Economic Studies of Taxation in Japan: The Case of Personal Income Taxes," *Journal of Asian Economics*, Vol.16(6), pp.956-972.
- Bessho, S., and M. Hayashi (2014) "Intensive Margins, Extensive Margins, and Spousal Allowances in the Japanese System of Personal Income Taxes: Discrete Choice Analysis," *Journal of Japanese and International Economics*, Vol.34, pp.162-178.
- Black, D. A., and T. J. Kniesner (2003) "On the Measurement of Job Risk in Hedonic Wage Models," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol.27(3), pp. 205-220.
- Bodie, Z., A. J. Marcus, and R. C. Merton (1988) "Defined Benefit versus Defined Contribution Pension Plans: What Are the Real Trade-offs?" In Z. Bodie., J. B.Shoven, and D. A. Wise, eds, *Pensions in the U.S. Economy*, University of Chicago Press, pp.139-162.
- Bohn, H. (2001) "Social Security and Demographic Uncertainty: The Risk Sharing Properties of Alternative Policies," In J. Campbell, and M. Feldstein, eds, *Risk Aspects of Investment-Based Social Security Reform*, University of Chicago Press. pp.203-241.
- Borgmann, C. (2005) *Social Security, Demographics, and Risk*. Springer Verlag.
- Briscoe, F. (2006) "Temporal Flexibility and Careers: The Role of Large-Scale Organizations for Physicians," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.60(1), pp.

88-104.

- Brown, C. (1980) "Equalizing Differences in the Labor Market," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.94(1), pp. 113-34.
- Cardarelli, R., J. Sefton, and L. J. Kotlikoff (2000) "Generational Accounting in the UK," *Economic Journal*, Vol.101(467), pp.547-574.
- Chojnicki, X., and F. Docquier (2007) "Fiscal Policy and Educational Attainment in the United States: A Generational Accounting Perspective," *Economica*, Vol.74(294), pp.329-350.
- Conde-Ruiz, J. I., and P. Profeta (2007) "The Distributive Design of Social Security System." *Economic Journal*, No.117, pp.686-712.
- Cousineau, J-M., R. Lacroix, and A-M. Girard (1992) "Occupational Hazard and Wage Compensating Differentials," *Review of Economics and Statistics*, 74(1), pp. 166-169.
- Diamond, P. A. (1965) "National Dead in a Neoclassical Growth Model," *American Economic Review*, Vol.55(5), pp.1126-1150.
- Diamond, P. A. (1977) "A Framework for Social Security Analysis," *Journal of Public Economics*, Vol.8(3), pp.275-298.
- Diamond, P. A. (1995) "Government Provision and Regulation of Economic Support in Old Age." In M. Bruno, and B. Pleskovic, eds, Annual World Bank Conference on Development Economics, Washington, DC: World Bank.
- Diamond, P. A., and J. A. Hausman (1984) "Individual Retirement and Savings Behavior," *Journal of Public Economics*, Vol.23 (1-2), pp.81-114.
- Dickens, W. T. (1984) "Differences Between Risk Premiums in Union and Nonunion Wages and the Case for Occupational Safety Regulation," *American Economic Review*, Vol.74(2), pp. 320-23.
- Dillingham, A. E. (1985) "The Influence of Risk Variable Definition on Value-of-Life Estimates," *Economic Inquiry*, Vol.24(2), pp. 277-295.
- Dorman, P., and P. Hagstrom (1998) "Wage Compensation for Dangerous Work Revisited," *Industrial and Labor Relation Review*, Vol.52(1), pp. 116-135.
- Duncan, G. J., and B. Holmlund (1983) "Was Adam Smith Right After All? Another Test of the Theory of Compensating Wage Differentials," *Journal of Labor Economics*, Vol. 1(4), pp. 366-79.
- Edwards, L. N., and M. K. Pasquale (2003) "Women's Higher Education in Japan: Family Background, Economic Factors, and the Equal Employment Opportunity Law," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 17(1), pp. 1-32.
- Feldstein, M. (1974) "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol.82(5), pp.905-926.
- Feldstein, M. (1980) "International Differences in Social Security and Saving," *Journal of Public Economics*, Vol.14(2), pp.225-244.
- Feldstein, M., and A. Pellechino (1979) "Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence," *Review of Economics and Statistics*,

- Vol.61(3), pp.361-368.
- Feldstein, M., and E. Rangelova (2001) "Individual Risk in an Investment-Based Social Security System," *American Economic Review*, Vol.91(4), pp.1116–1125.
- Galasso, V. (2006) *The Political Future of Social Security in Aging Societies*, MIT press.
- Gale, W. G. (1998) "The Effects of Pensions on Household Wealth: A Reevaluation of Theory and Evidence." *Journal of Political Economy*, Vol.106(4), pp.706-723.
- Garen, J. (1988) "Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness," *Review of Economics and Statistics*, Vol.70(1), pp. 9-16.
- Geanakoplos, J., O. S. Mitchell, and S. P. Zeldes (1998) "Would a Privatized Social Security System Really Pay a Higher Rate of Return?" Pension Research Council Working Paper No. 98-6, University of Pennsylvania.
- Gegax, D., S. Gerking, and W. Schulze (1991) "Perceived Risk and the Marginal Value of Safety," *Review of Economics and Statistics*, Vol.73(4), pp. 589-596.
- Gokhale, J., L. J. Kotlikoff, and J. Sabelhaus (1996) "Understanding the Postwar Decline in U.S. Saving: A Cohort Analysis," *Brookings Paper on Economic Activity*, Vol. 28(1), pp.315-407.
- Hatta, T., and N. Oguchi (1992) "Changing the Japanese Social Security System from Pay-As-You-Go to Actuarially Fair," In A. D. Wise, ed, *Topics in the Economics of Aging*, University of Chicago Press, pp.207–248.
- Hayashi, F. (1985) "The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.100(4), pp.1083-1113.
- Hersch, J. (1998) "Compensating Differentials for Gender Specific Job Injury Risks," *American Economic Review*, Vol.88(3), pp. 598-607.
- Heywood, J. S., Siebert, W. S., and X. Wei (2007) "The Implicit Wage Costs of Family Friendly Work Practices," *Oxford Economic Papers*, Vol. 59(2), pp. 275-300.
- Horioka, C. Y. (1980) "International Differences in Social Security and Saving: A Comparison of the Barro and Feldstein Estimates," *Journal of Public Economics*, Vol.14(2), pp.238-244.
- Horioka, C. Y. (2002) "Are the Japanese Selfish, Altruistic, or Dynastic?" *Japanese Economic Review*, Vol.53(1), pp.26-54.
- Hubbard, G. R. (1986) "Wealth and Individual Saving: Some New Evidence." *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.18(2), pp.67-178.
- Huggett, M., and G. Ventura (1999) "On the Distributional Effects of Social Security Reform," *Review Economic Dynamics*, Vol.2(3), pp.498–531.
- Hwang, H., D. Mortensen, and R. Reed (1998) "Hedonic Wages and Labor Market Search," *Journal of Labor Economics*, Vol.16(4), pp. 815-847.
- Ihori, T. (1978) "The Golden Rule and the Role of Government in a Life Cycle Growth Model," *American Economic Review*, Vol.68(3), pp.389-396.
- Ihori, T. (1987) "Tax Reform and Intergenerational Incidence," *Journal of Public*

- Economics*, Vol.33(3), pp.377-387.
- Ihori, T. (1994) "Intergenerational Transfer and Economic Growth with Alternative Bequest Motives," *Journal of Japanese and International Economies*, Vol.8(3), pp.329-342.
- Ihori, T., R. R. Kato, M. Kawade, and S. Bessho (2006) "Public Debt and Economic Growth in An Aging Japan," In K. Kaizuka, A. O. Krueger and P. Macmillan, eds, *Tackling Japan's Fiscal Challenges: Strategies to Cope with High Public Debt and Population Aging*, Palgrave Macmillan, pp.30-68.
- Ihori, T., R. R. Kato, M. Kawade, and S. Bessho (2011) "Health Insurance Reform and Economic Growth: Simulation Analysis in Japan," *Japan and World Economy*, Vol.23(4), pp.227-239.
- İmrohotoğlu, A., S. İmrohotoğlu, and D. H. Joines (1995) "A Life Cycle Analysis of Social Security," *Economic Theory*, Vol.6(1), pp.83-114.
- Itaoka, K., A. Krupnick, M. Akai, A. Alberini, M. Cropper, and N. Simon (2007) "Age, Health, and the Willingness to Pay for Mortality Risk Reductions: A Contingent Valuation Survey in Japan," *Environmental Economics and Policy Studies*, Vol.8(3), pp. 211-237.
- Iwata, S., and K. Tamada (2013) "The Backward-Bending Commute Times of Married Women with Household Responsibility," *Transportation*, doi: 10.1007/s11116-013-9458-5.
- Kato, R. (1998) "Transition to an Aging Japan: Public Pension, Savings, and Capital Taxation," *Journal of Japanese International Economies*, Vol.12(3), pp.204-231.
- Kato, R. R. (2002) "Government Deficit, Public Investment, and Public Capital in the Transition to an Aging Japan," *Journal of Japanese and International Economies*, Vol.16(4), pp.462-491.
- Kim, S-W., and P. V. Fishback (1999) "The Impact of Institutional Change on Compensating Wage Differentials for Accident Risk: South Korea, 1984-1990," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol.18(3), pp. 231-248.
- King, M. A., and L-D. L. Dicks-Mireaux (1982) "Asset Holdings and the Life-Cycle," *Economic Journal*, Vol.92(366), pp.247-267.
- Kishimoto, A., T. Oka, K. Yoshida, and J. Nakanishi (2001) "Cost Effectiveness of Reducing Dioxin Emissions from Municipal Solid Waste Incinerators in Japan," *Environmental Science and Technology*, Vol.35(14), pp. 2861-2866.
- Kniesner, T. J. and J. D. Leeth (1991) "Compensating Wage Differentials for Fatal Injury Risk in Australia, Japan, and the United States," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol.4(1), pp. 75-90.
- Konishi, H. (2015) "The Political Economy of Social Security Funding: Why Social VAT Reform?" In T. Ihori, and K. Terai, eds, *The Political Economy of Fiscal Consideration In Japan*, Chapter 2, Springer, pp.35-66.
- Kotlikoff, L. J. (1979) "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle

- Accumulation.” *American Economic Review*, Vol.69(3), pp.396-410.
- Lanfranchi, J., H. Ohlsson, and A. Skalli (2002) “Compensating Wage Differentials and Shift Work Preference,” *Economics Letters*, Vol. 74(3), pp. 393-98
- Leigh, J. P. (1986) “Are Compensating Wages Paid for Time Spent Commuting?” *Applied Economics*, Vol. 18(11), pp. 1203-13
- Leigh, J.P. (1995) “Compensating Wages, Value of a Statistical Life, and inter-Industry Differential,” *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.28(1), pp. 83-97.
- Lott, J.R. and R.L. Manning (2000) “Have Changing Liability Rules Compensated Workers Twice for Occupational Hazard? Earnings Premiums and Cancer Risks,” *Journal of Legal Studies*, Vol.29, pp. 99-130.
- Marin, A., and G. Psacharopoulos (1982) “The Reward for Risk in the Labor Market: Evidence from the United Kingdom and a Reconciliation with Other Studies,” *Journal of Political Economy*, Vol.90(4), pp. 827-853.
- Ministry of Finance Japan. (2010) *General Account Revenues by Source*. <http://www.mof.go.jp/english/budget/budget004.htm>.
- Ministry of Health, Labor and Welfare. (2000) *White Paper: Annual Report on Health and Welfare*. [http://www1.mhlw.go.jp/english/wp\\_5/index.html](http://www1.mhlw.go.jp/english/wp_5/index.html).
- Ministry of Health, Labor and Welfare. (2005) *Outline of 2004 actuarial valuation on employees' pension insurance and national pension in Japan*. <http://www.mhlw.go.jp/english/org/policy/p36-37a.html>.
- Mishan, E. J. (1971) “Evaluation of Life and Limb: A Theoretical Approach,” *Journal of Political Economy*, Vol.79(4), pp.687-705.
- Mitchell, O.S., J. Poterba, M. Warshawsky, and J. Brown (1999) “New Evidence on the Money’s Worth of Individual Annuities,” *American Economic Review*, Vol.89(5), 1299-1318.
- Miyazato, N. (2010) “The Optimal Size of Japan’s Public Pensions: An Analysis Considering the Risks of Longevity and Volatility of Return on Assets,” *Japan and World Economy*, Vol.22 (1), pp.31-39.
- Miyazato, N. (2012) “Intergenerational redistribution policies of the 1990s and 2000s in Japan: An analysis using generational accounting,” mimeographed.
- Moore, M. J., and W. K. Viscusi (1990a) “Discounting Environmental Health Risk: New Evidence and Policy Implication,” *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.18, S51-62.
- Moore, M. J. and W. K. Viscusi (1990b) “Model for Estimating Discount Rates for Long-Term Health Risk Using Labor Market Data,” *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol.3(4), pp. 381-401.
- Neusser, K. (1993) “Saving, Social Security, and Bequests in an OLG Model. A Simulation Exercise for Austria,” *Journal of Economics*, Suppl.7, pp.133-155.
- Nishiyama, S., and K. A. Smetters (2005) “Consumption Taxes and Economic Efficiency

- with Idiosyncratic Wage Shocks,” *Journal of Political Economy*, Vol.113(5), pp.1088-1115.
- Nishiyama, S., and K. A. Smetters (2007) “Does Social Security Privatization Produce Efficiency Gain?” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.122(4), pp.1677-1719.
- Okamoto, A. (2004) *Tax Policy for Aging Societies: Lessons from Japan*. Springer-Verlag.
- Okamoto, A. (2013) “Welfare Analysis of Pension Reforms in an Aging Japan,” *Japanese Economic Review*, Vol.64 (4), pp.452-483.
- Olson, C.A. (1981) “An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs,” *Journal of Human Resources*, Vol.16(2), pp. 167-185.
- Olson, C. A. (2002) “Do Workers Accept Lower Wages in Exchange for Health Benefits?” *Journal of Labor Economics*, Vol. 20(2), pp. S91-114.
- Rosen, S. (1974) “Hedonic Prices and Implicit Market: Product Differentiation in Pure Competition,” *Journal of Political Economy*, Vol. 82(1), pp. 34-55.
- Rosen, S. (1986) “The Theory of Equalizing Differences,” In O. C. Ashenfelter, and R. Layard, eds, *Handbook of Labor Economics*, Vol.1, Elsevier, pp.641-92.
- Sakai, T., and N. Miyazato (2013) “Who Values the Family-Friendly Aspects of a Job? Evidence from the Japanese Labour Market,” *Japanese Economic Review*, forthcoming, doi: 10.1111/jere.12022.
- Samuelson, P. A. (1958) “An Exact Consumption Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money,” *Journal of Political Economy*, Vol.66(6), pp.467-482.
- Sánchez-Marcos, V., and A.R. Sánchez-Martín (2006) “Can Social Security Be Welfare Improving When There Is Demographic Uncertainty?” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.30(9-10), pp.1615-1646.
- Schelling, T. C. (1968) “The Life You Save May Be Your Own.” In S.B. Chase, ed, *Problems in Public Expenditure and Analysis*, Brooking Institution, pp.127-162.
- Shimasawa, M., and K. Oguro (2010) “Impact of Immigration on the Japanese Economy: A Multi-Country Simulation model,” *Journal of Japanese and International Economies*, Vol.24(4), pp.586-602.
- Simon, K. I. (2001) “Displaced Workers and Employer-Provided Health Insurance: Evidence of a Wage/Fringe Benefit Tradeoff?” *International Journal of Health Care Finance and Economics*, Vol. 1(3-4), pp. 249-71.
- Sugo, T., and Ueda, K. (2008) “Estimating a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Japan,” *Journal of Japanese and International Economies*, Vol.22(4), pp.476-502.
- Takayama, N., Y. Kitamura, and H. Yoshida (1999) “Generational Accounting in Japan,” In A. J. Auerbach, L. J. Kotlikoff, and W. Leibfritz (eds) *Generational Accounting around the World*. The University of Chicago Press. pp.447-470.
- Thaler, R., and S. Rosen (1975) “The value of saving a life: Evidence from the labor market,” In N.E. Terleckyj, ed, *Household Production and Consumption*, Columbia University Press, pp.265-300.



- Tsuge, T., A. Kishimoto and K. Takeuchi (2005) "A Choice Experiment Approach to the Valuation of Mortality," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol.31(1), pp. 73-95.
- Villanueva, E. (2007) "Estimating Compensating Wage Differentials Using Voluntary Job Change: Evidence from Germany," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 60(4), pp. 544-61.
- Viscusi, W. K. (1993) "The Value of Risks to Life and Health," *Journal of Economic Literature*, Vol.31(4), pp. 1912-1946.
- Viscusi, W. K., and J. E. Aldy (2003) "The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol.27(1), pp. 5-76.
- Viscusi, W. K., and J. E. Aldy (2007) "Labor Market Estimates of the Senior Discount for the Value of Statistical Life," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.53, pp. 377-392.
- Viscusi, W. K., and M. J. Moore (1989) "Rates of Time Preference and Valuations of the Duration of Life," *Journal of Public Economics*, Vol.38(3), pp. 297-317.
- Wendner, R. (2001) "An Applied Dynamic General Equilibrium Model of Environmental Tax Reforms and Pension Policy," *Journal of Policy Modeling*, Vol.23(1), pp.25-50.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol.48(3), pp. 617-636.
- Wooldridge, J. M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT press.
- Yaari, M. (1965) "On the Consumer's Lifetime Allocation Process," *International Economic Review*, Vol.5 (3), pp.304-317.