OUKA
The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	日本の所得と資産の分配
Author(s)	大竹, 文雄
Citation	大阪大学, 1996, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.11501/3110231
rights	
Note	

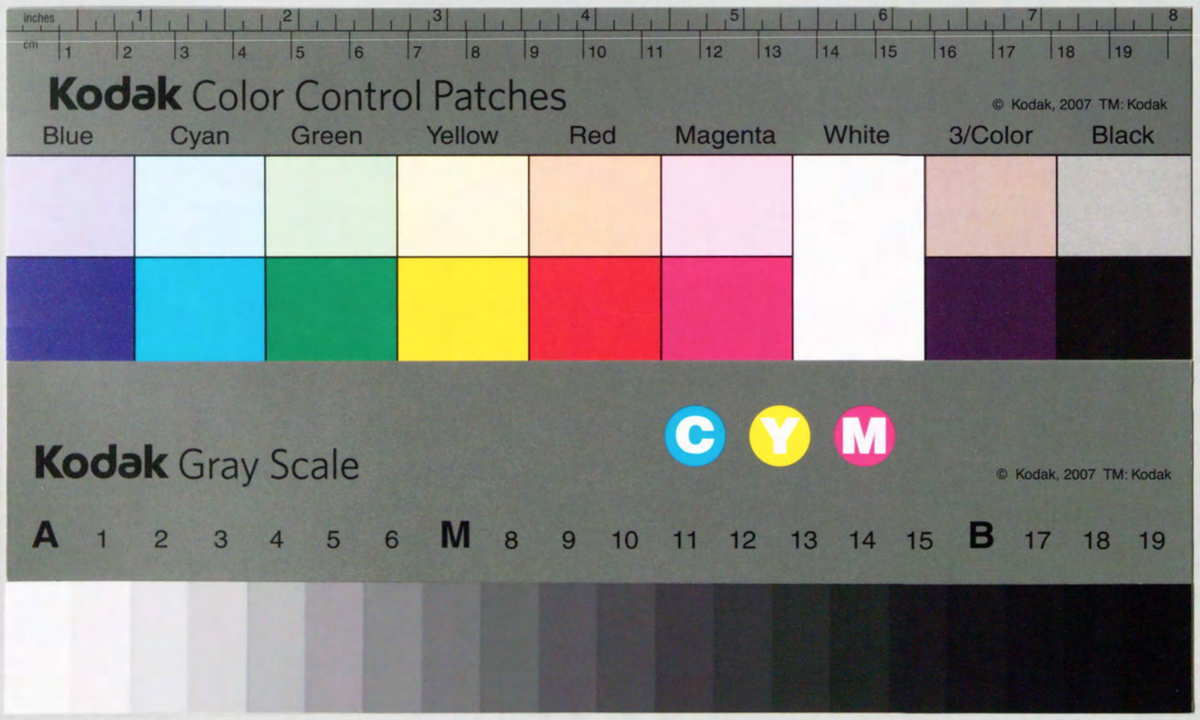
The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

日本の所得と資産の分配

大竹文雄



日本の所得と資産の分配

大竹文雄

目次

序論．１９８０年代の所得・資産分配

第１部　賃金決定

第１章．実質賃金の伸縮性をめぐって

第２章．ボーナス・賃金決定と雇用

第３章．情報共有制度・利潤分配制度・従業員持株制度の生産性効果

第４章．査定・勤続年数が昇格に与える影響

第２部　家計資産

第５章．住宅需要と家計貯蓄、女性労働供給

第６章．高齢者の資産蓄積と遺産動機

第７章．公的年金資産とその再分配効果

第８章．人口構成の変化と住宅市場

はしがき

戦後日本の所得分配は経済成長を通じて平等化の傾向にあった。しかし、１９８０年代以降になってその平等化の動きは逆転し、所得分配の不平等化が進みつつある。この流れは、先進国の多くで観察され、特にアメリカでの所得分配の不平等化の進展は急激であり政治的な問題にまでなってきている。このような所得分配の不平等化とならんで、１９８０年代には、資産ストック価格の高騰とその後の下落という資産価格の大幅な変動が、資産における不平等を拡大した。家計資産においては、大きな比率をもつ住宅資産の価格変動が大きな問題となった。また、家計資産としては、あまり明示的に意識されないが、実質的には住宅資産と同じほどの資産規模に達している資産に社会保障資産がある。社会保障資産の分配問題は、世代間所得分配を引き起こすことはよく知られていたが、世代内所得分配については明示的に議論されることは比較的少なかった。本論文は、著者の行ってきた研究のうち所得分配と家計資産に関して行ってきた研究をまとめたものである。

序論は、本論文全体の位置づけとともに、本論文の各章の原論文が発表された後の最新の研究にも触れた展望論文となっている。そこでは、近年の所得分配の不平等化の原因が、人口の高齢化と世帯規模の縮小化によって生じているのであって生涯所得そのものの不平等化がすすんでいるためではないという点を指摘している。同時に、資産の分配においては、遺産の果たす役割が大きいという点を示している。

第１部においては、所得分配の中でも、賃金所得の決定に焦点をあてている。章の配列は、マクロの賃金決定から企業レベル、個人レベルというようになされている。第１章では、マクロの賃金決定について、実質賃金の伸縮性という観点から、賃金の伸縮性の国際比較、日本の企業規模間比較を行った。通常、日本の名目賃金の変動が大きいことをもって、賃金が伸縮的であり失業率を低く押さえるのに貢献しているという議論がなされる。しかし、実質賃金の均衡賃金率への調整スピードという概念で伸縮性を定義すると、日本は国際的にみて必ずしも伸縮的賃金の国であるとはいえなくなることを示した。

第２章においては、企業レベルのミクロデータを用いて、賃金、ボーナス、雇用変動について計量分析を行った。ここでは、ボーナスや賃金が企業固有の業績に関して敏感に変動するという仮説を検定している。限られた産業のデータであるが、ボーナスや賃金が、企業レベルの業績よりも産業レベルの平均的な賃金やボーナスの変動に敏感に変動することを明らかにした。

第３章では、日本企業のなかで利潤分配制度や情報共有制度をとりいれている企業の生産性は高まっているのか否かを分析した。利潤分配制度の生産性拡大効果とともに、情報共有制度と同時に存在した場合により大きな生産性上昇効果があることを、企業レベルのミクロデータを用いて明らかにした。

第４章では、企業内の個人レベルの所得決定に大きな影響を与える。昇進の決定について、個人レベルの昇進決定のデータを用いて実証研究を行った。日本企業では、昇進の決定は、業績査定とならんで勤続年数が重要な決定要因であるといわれいる。先行研究である冨田(1991)も地方銀行のデータを用いてそれを確認している。しかし、本研究で対象としたエレベータ管理会社のような国家資格を伴うエレベータの管理業務においては、勤続年数よりも業績査定が昇格に大きな影響を与たていることが示された。この点は、職種によって、昇進システムが異なっている可能性を示唆している。

第２部においては、家計資産に焦点をあてた。日本の家計資産の大きな要素をしめるものは、住宅資産と公的年金資産である。住宅資産は特に遺産を通じた世代間の資産移転と大きな関わりがある。そのため、本論文の第２部では、家計の住宅資産と貯蓄行動、遺産行動の関連、公的年金資産の世代内・世代間再分配効果、人口高齢化と住宅市場の関連を分析している。

第５章では、住宅価格が住宅購入計画、貯蓄率、既婚女性の労働供給に与える影響を、遺産動機と借り入れ制約を考慮したライフサイクルモデルを定式化して、実証研究を行った。その結果、住宅価格の上昇は貯蓄率に対してプラスの効果とマイナスの効果の両方の効果をもつことが示された。また、住宅価格の上昇は、住宅購入計画を持ち続けた場合には、既婚女性の労働供給を高めるように作用することも示されている。

第６章では、家計の資産保有動機の中で、比較的重要な遺産動機に焦点をあてている。ここでは、高齢者の年齢・資産プロファイルを推定し、子供をもつ高齢者の資産取り崩しスピードが子供を持たない高齢者のそれよりも遅いことから、遺産動機の存在が資産蓄積行動に影響を与えることを確認している。さらに、裕福な高齢者の方が、子供との同居確率、仕送り金の受取額が大きいことから、交換動機としての遺産動機の存在を示している。

第７章では、住宅資産と並んで重要な資産である公的年金資産の世代内・世代間所得再分配効果を実証的に計測した。日本の公的年金制度は、過去の年金保険料が、受け取り保険料に比べて過小であったために、若年者から高齢者への所得移転制度、高齢者世代における低所得者から高所得者への所得移転制度として機能していることを実証的に示した。

第８章では、住宅価格の変動と人口構成の変動の関係を、ミクロデータと時系列データを組み合わせるという手法を用いて分析している。日本においては、人口構成の変化によって住宅価格は短期的には影響を受けるが、長期的には影響を受けないということが、非定常の計量経済分析の手法を用いて示される。経済学的には、住宅の供給曲線は、短期的には右上がりであるが、長期的には水平であると解釈できる。

初出一覧

序論.　１９８０年代の所得・資産分配（『季刊理論経済学』）

第１章. 実質賃金の伸縮性をめぐって（『日本労働協会雑誌』）

第２章. ボーナス・賃金の決定メカニズムと雇用（『大阪大学経済学』、ブルネッロ・ジョルジョ氏との共著）

第３章. 情報共有制度・利潤分配制度の生産性効果（村松久良光編『ストック調整化の雇用と労働力配分(II)』、大日康史氏との共著）

第４章. 査定・勤続年数が昇格に与える影響（『経済研究』）

第５章. 住宅需要と家計貯蓄、女性労働供給（*European Economic Review*、吉川洋氏との共著）

第６章. 高齢者の資産蓄積と遺産動機（*Ricerche Economiche*）

第７章. 公的年金資産とその再分配効果（『経済分析』）

第８章. 人口構成の変化が住宅市場に与える影響（*Regional Science and Urban Economics*（近刊）、新谷元嗣氏との共著）

序論　1980 年代の所得・資産分配*

1　はじめに

日本の個人間所得分配は、1980 年代を通じて不平等化したのであろうか。1980 年代後半に生じた資産価格の高騰は、資産格差を増大させたことはよく知られている。また、1980 年代になって、金融機関とその他の産業の間の賃金格差が大きく拡大したともいわれている。さらに、能力主義的な賃金制度が導入されてきたともいわれている。これらの要因は全て、所得格差の拡大要因として働いたはずである。本稿の目的は、以上の問題意識を背景にして 1980 年代以降の所得・資産格差の動きを展望することにある。人口高齢化と所得分配の関連という新しい視点をつけ加えていることが特色である。本稿の主な結論はつぎのようにまとめられる。

（1）　世帯所得格差

世帯所得の不平等度は 1980 年代を通じて拡大している。拡大の要因は、賃金所得の格差拡大、財産所得の格差拡大であり、これらは同時に地域間所得格差の拡大要因ともなっている。さらに、人口構造の高齢化も大きな要因である。人口構造の高齢化は２つの理由で格差拡大に寄与する。まず、年齢内所得格差は中高齢者ほど大きいため、中高齢者の人口増は全体の所得格差拡大をもたらす。さらに、年齢間所得格差が存在するため、人口構成そのものの変化が所得分配の変化をもたらす。

（2）　賃金格差

世帯所得の中で大きな比重を占める賃金格差の推移はつぎのようにまとめられる。賃金の不平等度は、1980 年代を通じてゆっくりと不平等化している。この不平等化の進展には様々な要因がある。日本においては、年齢内賃金格差は高年齢者の方が大きいため、人口の高齢化は賃金所得の格差拡大に影響を与えている。学歴間格差については、若年層においては、学歴間格差が拡大する一方で、中高年齢層では学歴間格差は縮小している。そのため平均すると学歴間格差の拡大はみられない。この点は、他の先進国と大きく異なる。年齢間格差については、大卒者で低下している。また、グループ内賃金格差で特徴的であったのは、産業間賃金格差が 1980 年代に拡大したことである。産業間賃金格差の拡大は、産業間の業績格差が拡大したことによって生じたとする研究結果が多い。

（3）　資産格差

資産の分配については、1980 年代後半の資産価格高騰により、地域間資産格差、地域内資産

---

* 本章の作成にあたり、高山憲之教授、八田達夫教授ならびに『季刊理論経済学』のレフェリーから有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。

格差がともに増大した結果、資産格差の急拡大が観察されている。しかしながら、1990 年代に入って生じた資産価格の下落が資産分配に与えた影響についてはまだ分析がなされていない。資産格差の要因として、地域間で異なったスピードで生じた土地価格の上昇に加えて、世代間所得移転が注目されている。しかしながら、資産に占める世代間所得移転の計測結果については、ばらつきが多く、少なくとも 30%の資産が世代間所得移転から発生しているものから最大で 30%であるという推計までである。

（4） 所得再分配制度

租税・社会保障制度がもつ所得再分配機能についての研究では、1980 年代後半の税制改革が再分配機能を低下させる効果をもったことが示されている。また、公的年金制度の研究では、世代間の所得移転の存在だけでなく、世代内の所得移転効果の分析が行われ、高年齢層では生涯賃金の高い労働者の方がより多い移転所得を得ることが明らかにされている。

本稿の構成はつぎのとおりである。第２節で世帯所得分布の推移を分析し、第３節で賃金所得分布の推移について展望する。第４節において、資産格差、生涯所得分布について、第５節で税制・社会保障制度の所得再分配効果について展望する。第６節を結論とする。

2 世帯所得分配

（1） 世帯所得分配の推移

日本の世帯所得分配は、高度成長期を通じて平等化する傾向にあったことがよく知られている[1]。この世帯所得分布の傾向的変動は 1980 年代のもあてはまるのであろうか[2]。最近の所得分配の動きを分析する際に、用いる統計により傾向が異なることに注意する必要がある[3]。時系列データとして、しばしば用いられる所得分布統計は、『家計調査』および『貯蓄動向調査』である。このうち『家計調査報告』の年間所得５分位階級別データに基づいて年間所得の不平等度をジニ係数によって示したものが表０－１の第１列と第２列である。この『家計調査』に基づけば、全世帯の所得分布は 1980 年代を通じて不平等化していることがわかる。勤労者世帯についても、全世帯の場合に比べると緩やかなトレンドで不平等化したことが観察される。ところが、『家計調査』、『貯蓄動向調査』の場合は、単身世帯と農家世帯がサンプルサンプルに

[1]日本の所得分配については、1980 年までの包括的な分析として石崎(1983)および Mizoguchi and Takayama(1984)がある。

[2]1980 年代の日本の世帯所得の動向を要領よく解説しているものとして、経済企画庁(1990)、Tachibanaki(1991)、Tachibanaki and Yagi(1993),橘木・八木(1994)、吉田(1992)がある。

[3]所得分布統計についての問題点の要領良い整理として寺崎（1990)、橘木・八木(1994)がある。

含まれていないという問題がある。これに対して『国民生活基礎調査』、『全国消費実態調査』では農家世帯と単身世帯も含んだ調査がなされている。特に、低所得層のサンプリングの正確さは『国民生活基礎調査』が上回るとされている。『国民生活基礎調査』から計測されたジニ係数による不平等度が、表０－１の第４列から第６列に示されている。この係数は、もとにしたデータが階級別データであるか、個票データであるかでその大きさが異なっているが、どの係数も同じ傾向を示している。『家計調査』より算出したジニ係数に比べて、『国民生活基礎調査』から算出したジニ係数は、係数の大きさがより大きいことと、1980 年代における不平等化の進展がより大きく表されている。表０－１の第７列目と第８列目には『全国消費実態調査』に基づくジニ係数と４分位分散係数の推移が示されている。ジニ係数のレベルは、『家計調査』と『国民生活基礎調査』の間にある。この調査においても、1980 年代における世帯所得の不平等化がみてとれる。いずれの統計によっても 1970 年代に比べて 1980 年代以降は、所得分配が不平等化している。しかし、その進行速度については、統計により異なっている。『国民生活基礎調査』によれば、1980 年代を通じて日本の家計所得の不平等度は急激に上昇した。ところが、『家計調査』や『貯蓄動向調査』によれば課税前所得の分配は、ゆっくりと不平等化したといえる。これは、後者の統計では単身者や農家をサンプルとして含んでいない点が大きな影響を与えていると考えられる[4]。

（2） 世帯所得分配の変動要因

世帯所得は 1980 年代を通じて不平等化してきたといえる。さて、その不平等化に寄与した変動の要因は何であろうか。橘木・八木(1994)は、1980 年代に世帯所得格差が高まった要因として、（1）所得の構成要素中で最も大きい賃金所得の不平等化が進んでいること、（2）1980 年代後半における資産価格高騰により、資産所得格差の拡大が世帯所得格差に大きな影響を与えたこと、をあげている。さらに、橘木・八木(1984)は、世帯所得不平等の要因について、所得源泉別にジニ係数を分解して分析している。それによると、勤労者世帯の所得不平等度を決定する最も大きな要因は、世帯主収入の不平等度である。つぎに重要な所得源泉は、1970 年代後半以降、妻の収入が大きな要因を占めている[5]。しかしながら、財産所得の不平等貢献度は

[4]ただし、この違いについて分析した研究はない。

[5]配偶者所得の世帯所得に対する寄与については、松浦(1993)も配偶者所得が世帯所得の不平等の大きな要因となっていることを示している。しかし、高山・有田(1992)は、妻の賃金収入は世帯所得をわずかながらも平等化する方向に機能していることを示している。より詳しい研究が必要であろう。

1980年代に入って上昇したとはいえない[6 7]。したがって、マクロ時系列データから世帯所得の不平等化が財産所得の不平等度が上昇した結果生じたという実証結果は現在のところ得られていない[8 9]。地価高騰による資産所得の変動が、世帯所得格差拡大の大きな要因であれば、地域間所得格差の変動に注目する必要がある。地価の高騰は当初東京圏を中心に発生したためである。谷沢(1992)は、様々なデータを用いて一人当たり所得および世帯当たり所得の地域間所得格差の推移を分析している。いずれのデータにおいても1980年代を通じて地域間所得格差が拡大していることが示されている[10 11]。その格差拡大は資産価格高騰による財産所得の寄与だけでなく、企業所得、雇用者所得の地域間格差の拡大によってももたらされている。財産所得の不平等化は1980年代後半では、地域間所得の不平等化に貢献している。

（3） 人口高齢化と所得分配

1980年代を通じて日本の人口の高齢化は着実に進展してきた。この点は、図0－1に示したように、世帯主の年齢分布の変化でも明確に観察できる。年齢間格差および同一年齢グループ内の所得分配が同一であっても、人口構成の変化により、所得分配が悪化したように見える可能性がある[12]。第1に、同一年齢内の所得格差は、年齢が高くなるに従って大きくなる。人口高齢化により、所得格差の大きいｸﾞﾙｰﾌﾟが相対的に多くなるために経済全体の、所得不平等度が拡大する可能性がある。第2に、日本のように年齢（勤続年数）間の賃金格差が比較的大きい国では、人口構成の変化が経済全体の所得格差にも影響を与える。人口構成の変化の効果を除いて、所得分布の変動をみるために、年齢内所得格差を2時点で比較してみよう。図0－2に、『全国消費実態調査』の年齢階級別所得格差を示した。これによれば、1984年から1989年の間に世帯所得のジニ係数は、上昇しているが、年齢階級別にみると一様に上昇しているわけではない。ジニ係数の上昇が観察されるのは、若年層（30歳代）と高年層（60歳以上）であり、中年層では変化がないか不平等度は低下している。したがって、人口構成の変化が所得分配の変化をもたらしている可能性は否定できない。今後はこのような同一コーホートの所得分配と人口構成の影響の要因を分離して、所得分配の研究を行うことが必要である。

（4） 世帯規模と所得分布

人口高齢化とともに、世帯所得格差の拡大要因と考えられるものに、高齢者のなかでの同居比率の低下があげられる[13]。『国民生活基礎調査』によれば、60歳以上のもののうち、単独か夫婦のみの世帯のものの比率は1980年で29.9%であったが、1992年では40.4%に増加している。高齢者のみの世帯の増加は、勤労所得がない世帯の増加を意味するため、見かけ上の世帯所得分布の不平等化をもたらす。もちろん、高齢者の独立世帯の増加理由としては、高齢者の公的年金水準の上昇等の所得増加が一つの要因であり、高齢者独立世帯の増加が必ずしも所得分布の不平等化をもたらすとは限らない。しかし、高齢者世帯の所得が、平均的に非高齢者世帯の所得よりも低い場合には、所得分配の不平等度の拡大要因となると考えられる。したがって、日本の世帯所得分布を考慮する際に、高齢者の独立世帯比率の変動を考慮する必要がある[14]。

3 賃金所得の分配

3．1 賃金所得の分布

---

[6]Tachibanaki and Yagi(1993)は、『家計調査』より求めたジニ係数を、様々なマクロ変数で説明しており、金融資産・所得比率はジニ係数に有意な影響を与えていないことを報告している。

[7]その他、1世帯当たりGNPの2乗はジニ係数にプラスの影響を与え、世帯人員数もプラスの影響を与えることが示されている。

[8]Yoshino(1993)は、ジニ係数の変動が所得上位5%あるいは20%の所得シェアの変動と相関が高いことを示した上で、上位所得階級の所得シェアの変動を、様々なマクロ変数で説明している。その中で、有効求人倍率の上昇は所得分配を平準化させるが、インフレ率、交易条件の上昇は所得分配を悪化させることを示している。

[9]橘木・八木(1994)は、資産格差の不平等度を反映した所得分配の指標を作成するために帰属家賃を所得に算入した場合の所得不平等度を計測している。彼らは、帰属家賃を算入することで、ジニ係数が上昇することを示している。したがって、財産所得が正確に算入されていれば、所得格差の拡大は、財産所得の不平等度の拡大に帰せられる可能性がある。

[10]大竹(1993)は、東京圏と地方圏の所得格差の拡大を持ち家の帰属家賃も含んだ不動産業の所得格差の拡大に帰している。これは、東京一極集中による生産性上昇の効果が地代の上昇に帰されたためである。

[11]総務庁(1992)によれば、地域内の所得分布の不平等度は西高東低であり、1984年から1989年にかけて不平等度が大きく高まった都道府県は東京都と福井県である。東京都は土地からのキャピタルゲインが最も大きかった地域であり、福井県も土地資産の所有額が大きい地域である。

[12]照山・伊藤(1994)は、生涯所得で計った個人間の所得分配が一定であっても経済成長や人口構成が変化すると、経済全体のクロスセクションの不平等度が変化する可能性を指摘した。

[13]世帯規模の変化と不平等度の関係については、高山憲之教授にご指摘頂いた。

[14]日本の高齢者の同居決定を分析した論文として、安藤他(1986)、Dekle(1989)、Hayashi(1994)、Ohtake(1991)、八代(1993)がある。

世帯所得の不平等のうち最も大きな要因となっているものは、世帯主の所得である。ここではこの勤労所得の不平等度の変化に焦点を当てる。『賃金構造基本調査』に基づいて、賃金格差の推移を分析してみよう。表０－２に、第１・１０分位対数賃金と第９・１０分位対数賃金の階差を賃金格差の指標として用いて、その推移を示している。正規従業員の全労働者、男子労働者、女子労働者別に賃金格差を示した。1970 年代半ば以降、日本の賃金の平等度はゆっくりとした拡大傾向をもっている。

３．２　グループ間賃金格差の推移

（１）　学歴間賃金格差

図０－３に学歴間賃金格差の推移を示した。男子労働者全体のものと、20 歳第後半層、40 歳代後半層の学歴間賃金格差を大卒と高卒の平均賃金の対数階差で示してある。全労働者でみた学歴間賃金格差は、アメリカと異なり、全労働者でみると近年拡大傾向にあるとはいえない。しかし、若年労働者においては学歴間賃金格差が拡大している。一方、中高年労働者においては学歴間格差は縮小傾向にある。樋口(1994)は生涯賃金の学歴間格差の推移を分析しており、生涯賃金の学歴間格差が拡大傾向にはないことが示されている。

（２）年齢（勤続）間賃金格差

年齢間賃金格差の推移を図０－４に示した。年齢間賃金格差は、大卒労働者では縮小傾向に、高卒労働者では拡大傾向にある。また、勤続年数による賃金格差が、1980 年代を通じて低下していることが、Clark and Ogawa(1992a)、Hashimoto and Raisian(1992)によって確かめられている。ただし、Hashimoto and Raisian(1992)は、小規模企業においては、勤続年数賃金格差が拡大していることを確認しており、全ての労働者で一様に勤続賃金格差が低下したわけではないことが示されている。

勤続年数格差が低下した理由として、Clark and Ogawa(1992a,b)は人口構成が高齢化したことを、理由にあげている。これに対し、Hashimoto and Raisian(1992)は、人口構成の高齢化、製造業からサービス産業への産業構造の変化といった長期的な要因に加えて、景気変動の影響という短期的な要因も重なっている可能性を指摘している。この景気変動と勤続年数格差の関係については、Higuchi(1989)、石川(1992)、Ohkusa and Ohta(1994)の分析がある。Higuchi(1989)は、有効求人倍率と勤続年数の交差項により労働市場と賃金プロファイルの関係を推定している。この結果、労働市場が逼迫すると賃金プロファイルが緩くなることを示している。また、石川(1992)も年齢賃金プロファイルが、労働市場の逼迫により緩やかになることを示している。さらに、Ohkusa and Ohta(1994)は、勤続年数別賃金格差が技術革新および景気変動とどのような関係があるかを分析している。技術革新による生産性上昇が勤続年数間賃金格差を高めるが、労働市場の逼迫は勤続年数間賃金格差を縮小するとされている。

（３）　グループ間賃金格差変動の説明

グループ間賃金格差、特に学歴間賃金格差の変動要因については、アメリカにおいて多数の研究が行われており、次の３つの要因が指摘されてきた。（１）供給要因：低学歴者、未熟練労働者の相対的増加、（２）需要要因：貿易自由化の進展によりアメリカ国内における未熟練労働に対する需要が低下、技術進歩が高学歴者や熟練労働に対する需要を増大させるようなバイアスをもって生じた、（３）制度的要因：賃金の平等化を指向してきた労働組合の組織率低下、が大きな要因としてあげられている。このうち供給要因と需要要因についての日本における研究を紹介しよう。

ａ．労働供給要因によるグループ間賃金格差の変動

玄田(1994)は日本で初めて、労働力構成が賃金格差に与えた影響を数量的に分析した。玄田(1994)によれば、高学歴化による学歴間賃金格差の縮小と、第１次ベビーブーム世代が高年齢化したことによる年齢間賃金格差が縮小したことが、技術革新や貿易の自由化に伴う熟練労働力に対する需要増による賃金格差拡大効果を相殺したとされている[15]。労働供給要因の一つとして無視できない要因になりつつあるのは外国人労働者の流入である。日本において、外国人労働者が賃金格差に与えた影響を実証分析した研究例は少ないが今後の研究テーマとして重要である[16]。

ｂ．技術革新と賃金格差

図０－３でみたように、若年層では学歴間賃金格差が拡大しているが、これは、最近のコンピュータを中心とした技術革新により若年の高学歴者に対する需要が相対的に増加していることを示している可能性がある。玄田(1994)は勤続年数と独立に決定される賃金の部分については、若年層で学歴間賃金格差が拡大していることと、若年者の相対賃金が上昇して賃金格差が縮小していることを示している[17]。この点は、高学歴者と若年労働者に対する需要シフトが生じていることと整合的であり、産業レント、技術革新、国際競争力の変動が大きな影響を与えているとしている。先にも述べたようにMincer and Higuchi(1989)、樋口(1992)は、Ohkusa and

---

[15]ただし、労働供給要因の分析は男子常用労働者のみを対象に分析されているため、女子労働やパートタイム労働者の供給要因は分析されていない。今後の研究課題として重要である。

[16]例外として、三谷(1993)、大竹・大日(1993)がある。また、関連研究として駿河(1991)がある。1990 年以降の国勢調査で国籍が調査されているため、この分野の研究が進む可能性がある。

[17]もちろん、この時期の景気拡大により、未熟練労働者に対する労働需要の高まりが、この若年労働者に対する需要増をもたらした可能性があり、Ohkusa and Ohta (1994)のような景気循環的側面と技術進歩の側面を分離して分析する必要がある。

Ohta(1994) は、技術進歩と賃金プロファイルの間に正の相関があることを示している。大沢(1993)は1989年の産業中分類の「賃金構造基本調査」のデータを用いて、技術進歩が賃金に与える影響を分析している。駿河(1991)は銀行業におけるコンピューターの導入が労働需要に与えた影響を分析している。今後の課題として、情報化の進展が高学歴者の需要を増大させているかどうかについてのより直接的な実証研究が必要である[18]。

c．経済の国際化、貿易自由化による賃金格差拡大

経済活動の国際化により、未熟練労働集約的な貿易財を、外国からの輸入によって賄うようになれば、国内における未熟練労働者に対する需要が低下する。このことが、アメリカにおける学歴間賃金格差拡大の一因とされている。日本について、製品輸入の拡大が賃金格差の拡大に影響を与えたか否かの研究は、まだ存在しない[19]。急激な円高により海外直接投資が増加している中で、将来の賃金格差がどのような影響を受ける可能性があるのかについての分析は必要である。

3．3　グループ内賃金格差

(1)　産業間賃金格差

同一学歴、同一年齢のグループ内賃金格差のうち、産業間賃金格差は1980年代を通じて拡大傾向にあったことが、多くの研究で確認されている（橘木・太田(1992)、上島・舟場(1993)、Higuchi(1989) 、Gittleman and Wollf(1993)、中村(1989)）。橘木・太田(1992)は、賃金構造基本調査の個票データを用いて、1977年と1985年の間で、他の要因をコントロールして産業間賃金格差がどの程度あるかを計測している。その結果、産業間賃金格差はこの期間において拡大していることを示している。さらに、産業間賃金格差をもたらしている要因として、市場収益力の格差をあげている。Higuchi(1989)は、産業間格差が1970年代半ば以降拡大傾向にあることを指摘している。この産業間格差の拡大要因として、国際競争にさらされている産業では特に中高年層の賃金が抑制されていることを実証的に示している[20]。

---

[18]Kruger(1993)はアメリカにおいて、コンピューターを扱う労働者の賃金は、そうでない労働者の賃金よりも約10%高いことを実証的に示している。

[19]国際競争が厳しい産業における賃金上昇の停滞を示した樋口(1991)や交易条件の上昇が所得分配を悪化させることを示したYoshino(1993)は、この仮説を間接的に実証しているとも解釈できる。

[20]この国際競争が賃金決定に与える影響については、Ohtake and Tracy(1994) は、輸出産業では、ストライキや労働争議の発生率が有意に低くなっていることを示している。

(2)　企業規模間賃金格差

グループ内賃金格差のうち、日本で古くから注目されてきたものは、企業規模間賃金格差である。規模間賃金格差の推移を学歴別に図０－５に示した。企業規模間賃金格差は、高度成長期を通じて縮小してきたことが、多くの研究で明らかにされてきた。ところが、1980年代については、企業規模間賃金格差が拡大してきたことを指摘する研究が存在する。Rebick(1993)は、アメリカに比べて、日本の規模間賃金格差が大きいことと、日本においては、1970年代半ば以降、規模間賃金格差が拡大傾向にあることを示している[21]。Tachibanaki(1993)は、「賃金構造基本調査」の個票を利用して、企業規模間賃金格差を推定しており、規模間賃金格差の拡大を報告している。これに対し、玄田(1994)は、規模間格差の拡大は、労働者の属性をコントロールすれば生じていないとしている。このように規模間賃金格差が拡大したかどうかについては確定的なことがいえない。この理由は、Hashimo and Raisian(1991)で明らかにされているように、企業規模によって勤続年数間の賃金格差の動きが全く異なっているためでもある[22]。今後、より詳しい研究が必要な分野である。

(3)　産業間・規模間格差の発生理由

産業間・規模間格差の発生理由としては、(1)補償賃金格差、(2)労働組合組織率の差、(3)モニタリング費用の違いを強調する効率賃金仮説、(4)レントシェアリングといった仮説があげられている。労働環境が異なることを補償するように賃金格差が生じているという補償賃金格差について検討しているのが上島・舟場(1993)と玄田(1993)である。いずれも、補償賃金格差では十分に産業間賃金格差を説明できないとしている。産業間賃金格差・企業規模間賃金格差のいずれにおいても、企業の収益力格差により賃金格差が発生しているというレントシェアリングを要因としてあげる研究が多い（橘木・太田(1992)、Tachibanaki(1993)、上島・舟場(1993)、樋口(1991)等）。また、Kishi(1994)は、規模に関する収穫逓増が規模間収益格差を発生させる一方で、賃金に利潤分配の部分が存在するということを実証的に示し、規模間賃金格差が規模

---

[21]Rebick(1993)は労働市場が大企業と中小企業で分断されており、中小企業では地域的な労働市場の影響を受けるのに対し、大企業ではその影響を受けないことを都道府県別データで実証している。この期間において未熟練労働者に対する需要が低下したことが、1970年代半ば以降の規模間賃金格差の拡大と失業率の上昇をもたらしたとしている。

[22]両者の研究結果の差をもたらした理由として、玄田においては、勤続給と勤続外給与に企業規模が与える影響を区別して推計しているが、橘木(1993)、Rebick(1993)においては、勤続外給与のみに企業規模が影響を与えると定式化していること、橘木(1994)、Rebick(1993)は労働時間をコントロールしているが玄田(1994)では労働時間をコントロールしていないことが考えられる。

間の収益格差を反映しているとしている。

企業の収益力格差が賃金格差に結びつく理由としては、(1)労働移動のコストが高いこと、(2)企業特殊的人的資本が大きく、その投資と収益を労働者と企業で分配している、(3)企業の所有が実質的に従業員によってなされている、(4)労働者のインセンティヴを高めるために利潤分配型の賃金契約が行われている、といった理由が考えられる。樋口(1991)は、中高年で産業間賃金格差が拡大した理由として、中高年の方が労働移動コストが高いためであるとしている。しかしながら、レントシェアリングがどのような理由で発生しているのかについては、十分な実証分析はない。

（4） 労働者構成と賃金格差

労働者の構成の変化は２つの意味で賃金格差に影響を与える。高学歴者や中高年労働者の相対的増加は、学歴間格差や年齢間格差を縮小する方向に働く。一方、もともとグループ内賃金格差が大きい中高年齢の相対的増加は賃金労働者全体での賃金格差の拡大要因となる。前者の影響が存在すれば、労働者構成を一定としておくと、賃金格差は縮小している可能性さえある。男子労働者の年齢構成を図０－６に、年齢階級別の賃金格差を図０－７に示した。日本では、規模間賃金格差、産業間賃金格差ともに、中高年の方が大きいため、年齢内賃金格差は、若年層では小さく、高年齢層では大きい。年齢階級別の賃金格差は1980年代を通じて大きな変動は観察されないが、労働者構成の高年齢化が大幅に進んだことが観察できる。この点を数量的に確認したのが玄田(1994)である。玄田(1994)は、労働者を年齢、学歴、産業、企業規模でグループ化し、それぞれの労働者構成の変化が賃金格差にどのような影響を与えたかを分析している。実際、労働者の構成を一定にしておくと、賃金格差は1980年代を通じて縮小しているのである。若年よりも中高年で、学歴間格差、規模間格差、産業間格差が大きいが、人口構成の高齢化で、このような賃金格差の大きなグループの比重が大きくなった結果、全体の賃金の不平等度が高まった側面が大きいことを示している[23]。

（5） 企業間賃金格差

産業間・企業間賃金格差の大きな要因としてレントシェアリングの存在を指摘する研究が多かった。もしそうであれば、産業内の企業間賃金格差も存在するはずである。ところが、産業内賃金格差が拡大傾向にあるか否かについて、直接分析した研究はない。ただし、賃金決定のうち個別企業の業績に応じて賃金・ボーナスが決定されている企業の比率を分析してこれに接近することは可能である。利潤分配型の賃金制度が導入されている場合には、産業間、企業間の業績格差が賃金格差をもたらすことになる。産業別データを用いてこの利潤分配制度の検証

---

[23]ただし、同一産業、同一年齢、同一学歴、同一規模といったグループ内の賃金格差まで縮小しているのかどうかについては、公表データから調べることはできない。

を行ったものとしては、Freeman and Witzman(1987)および駿河(1987)がある。しかしながら、産業別データでは、産業別の集計された業績は、産業別の労働需要と相関が高く、利潤分配制度の結果産業間賃金格差が生じたのか、産業別労働市場が分断されているために賃金格差が生じたのかを識別することは困難である。そのために、企業別データを用いた実証研究が行われてきた（ブルネッロ・大竹(1987)、Brunello(1991)、吉川(1992)、翁・竹内・吉川(1989)、大橋(1990)、大日・大竹(1994)）。研究結果をみると全ての企業で、利潤分配制度が取り入れられているわけではないが、利潤分配型の賃金決定を行っている企業も多く存在することが示されている。

（6） 企業内賃金格差

企業内賃金格差が1980年代を通じて拡大したか否かについての数量的研究は、ほとんどなされていない。例外的にTachibanaki(1993)が、企業規模別、学歴別、職種別（ブルーカラー・ホワイトカラー）、年齢別に賃金分布を計測している。その結果、年齢が高くなるほど、企業規模が小さいほど、そしてブルーカラー労働者よりもホワイトカラー労働者の方が同一グループ内での賃金格差が大きいことが示されている。しかしながら、このグループ内賃金格差が1980年代を通じて拡大したのかどうかについて数量的分析は行われていない[24] [25] [26]。企業内の同一グループ内賃金格差の推移は、近年広まっているといわれる能力主義的な人事制度の導入と密接な関連がある。今後の賃金格差の研究で重要な研究テーマと考えられる[27]。

4 資産分布

4．1 資産分布の推移

日本の家計の最も大きな資産項目である土地保有についての、統計データが整備されていなかったため、研究例が少なかった。実物資産の保有分布については、経済企画庁（1975）が家

---

[24]労働省(1994)では、所定内賃金のばらつきを1992年と1982年の間で比較し、中高年齢層における大企業大卒労働者で所定内賃金の拡大を指摘している。

[25]例外として、査定による賃金格差の拡大については石田(1992)、藤村(1992)の研究がある。

[26]査定と昇進の関係については、冨田(1992)と大竹(1994)の実証研究がある。冨田(1992)、大竹(1994)はいずれも査定が昇進決定に対して有意に影響を与えていることを示している。ただし、勤続年数が冨田(1992)の地方銀行の労働者では有意にプラスの影響を与えるのに対し、大竹(1994)が用いたエレベータ保守会社では有意な影響をもっていない。

[27]この他に、高卒ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ労働者の能力格差そのものが拡大してきた可能性もある。しかしながら、この点を明らかにした研究は存在しない。

計調査の個票データの固定資産税支払額のデータから土地の保有額を推計ものがただ一つの例外であった。しかしながら、資産分布についての研究は、最近急速に進みつつある。土地資産を含んだ資産分布の推移を表０－３にまとめた。高山他(1992)は、1979 年と 1984 年の『全国消費実態調査』の個票データと地価公示データを利用することで、土地保有額の分布を計測している。『全国消費実態調査』の 1989 年調査の報告書である総務庁(1992)では、高山他(1992)の方法を用いて、住宅資産分布を計測している。高山・有田(1994)は、1989 年と 1984 年の『全国消費実態調査』をもとに、資産分布の推移についてまとめている。松浦(1993)は『家計調査』と『貯蓄動向調査』を用いて、橘木(1989)、下野(1991)は『「貯蓄行動と貯蓄意識」に関する調査』のデータを用いて資産分布が求められている。彼らの資産分布の推定の一部が表０－５にまとめられている。1984 年から 1989 年にかけて、土地を中心とするキャピタルゲインが、資産保有の大きな世帯を中心に発生し、正味資産の分布が急速に不平等化したことが示されている。また、２期間で土地保有の平均額が大きく増加したのにも関わらず、中央値はあまり変動していないため、資産保有額の大きな世帯を中心にキャピタルゲインが発生したことが示されている。

年齢階級別の資産分布の推移が、表０－４にまとめられている。所得分布と異なり、資産分布は若年世帯と高齢世帯で高くなっており、50 歳代から 60 歳代前半層で最も資産格差が小さくなっている。また、1980 年代を通じて年齢内資産格差も拡大したことが理解できる。資産格差が、若年層で高くなっていることは、カレントな稼得所得の格差では説明できない。むしろ、相続による資産格差が重要な要因になっていることを示している。この点は 4-2 節で分析する。

３大都市圏を中心とする地価上昇は、特に地域間の資産格差を拡大させた。高山他(1992)によれば、土地保有者のみの世帯間土地保有格差のうち都道府県間の格差で説明できる比率は、1984 年で 19%であったものが 1987 年で 24%に上昇している。しかしながら、1990 年代に入ってからの都市部を中心とした地価の下落が資産分布に与えた影響についてはまだ分析はなされていない。

４．２　世代間移転と資産分布

年齢内資産格差の統計から明らかなように、資産格差を説明する上で、世代間所得移転は大きな要因を占めると考えられる。しかしながら、資産蓄積に占める遺産の大きさについては、データの制約と理論的な問題の双方から、確定的な結果がでていない。データの制約については、資産のデータそのものが限られている上、相続についての調査が少ないことによる。理論的な問題とは、相続によって得た資産から発生した収益を、相続資産に帰属させるのか、それを運用したものに帰属させるのかについて、理論的な決着がついていないことによる。さらに、収益率に何を採用するかでも結果が大きく異なってくる。Campbell(1991)、Dekle(1991)によれば、遺産相続による資産蓄積はせいぜい３０%までにすぎないことになる。一方、相続税統計を利用して推定した Barthhold and Ito(1992)によれば相続資産の現在保有資産にしめる比率は最低でも 30%ということになる[28]。麻生(1994)は、『全国消費実態』と『相続税統計』の両者を組み合わせることにより、特に高額所得者の資産分布を正確に推計し、相続資産の比率を計測している。この結果、相続資産は約 56%であるという結果を得ている。麻生(1994)はまた、『全国消費実態調』のみを用いて相続資産を推定すると過小推定になることを示しており、高額所得者の遺産行動とそれ以外の遺産行動を区別して分析する必要性を指摘している。いずれにしても、アメリカにおける研究より、遺産のシェアーが小さいとはいえそうである。また、高山・有田(1994)は、資産蓄積を遺産、ライフサイクル、キャピタルゲインに分解すると、遺産の占める比率が最も高いことを示している[29]。Tachibanaki and Takata (1994) は 資産の不平等度を遺産相続の有無によって要因分解を行っている。特に実物資産において相続の有無が資産の不平等度の大きな影響を与えることを示している[30]。さらに、遺産がいかなる動機からなされるかという分析を行った研究として、ohtake(1991)、大竹・ホリオカ(1994)、駒村(1994)、Yagi and Maki (1994)があげられる。いずれも、交換動機・暗黙の年金契約の遺産動機に肯定的である[31]。しかしながら、麻生(1994)が明らかにしたように、日本の遺産の多くをもたらす高額所得層の行動については、別途分析する必要があり、日本のマクロの資産蓄積モデルについては高額所得者の行動様式を重視する必要があるかも知れない。

5　再分配制度と所得分布・生涯所得分布

---

[28]遺産シェアーを計測した他の研究として下野(1991)、橘本(1991)、Tachibanaki and Takata(1994)がある。

[29]遺産以外にも世代間所得移転が発生している。その中で重要なものに教育を通じた世代間所得移転が存在する。樋口(1994)は、教育による生涯所得の差が大きいこと、所得階級の高い家計の子どもほど入学難易度の高い大学に入学していることが示されている。

[30]この結果は、野口(1993)、野口他(19??)の研究とも整合的である。

[31]Hayashi(1993)は、同居世帯の食事の嗜好が高齢者と若年者の経済的地位によって左右されるかを分析することで、利他的動機の世代間所得移転が存在するかどうかをテストしている。その結果、高齢者の方が所得が高い同居世帯では、高齢者の好む食品の支出が多く、逆に若年者の方が所得が高い同居世帯では、若年者の好む食品の支出が多いことが示されている。すなわち、利他的な所得移転仮説とは矛盾する結果が示されている。

5．1　税制と所得分配

税制がどのような所得再分配機能をもっているかについては、最近多くの研究が行われた。特に、1980年代の税制改革がどのような所得分配機構をもっていたかが多くの研究者の注目を集めた。所得税減税・消費税減税という税制改革が所得階層別にどのような影響を与えたかについては、本間・跡田編(1991)の研究があり、竹下税制改革が、高所得層の租税負担を低下させる一方で、低所得層のを租税負担を増大させるという効果をもつことが示されている。また、固定資産税増税、住民税減税という税制改革の効果を所得階級別、資産階級別に分析したものが高山他(1992)であり、持ち家世帯から借家世帯への所得再分配の規模を推定している。1987年から1988年にかけての税制改革が、所得分配に与えた影響をシミュレーション分析により不平等尺度の変化で計測した研究としては、大竹・福重(1987)、大竹（1989)、高山他(1992)、吉田(1992)、がある。いずれも、税制改革により所得再分配効果が低下したことを示している。また、税制のもつ所得再分配効果を、時系列的に分析したものとして松浦(1993)がある。1987年の税制改革により税制のもつ所得再分配効果が低下したことが示されている[32] [33] [34]。

5．2　社会保障制度と所得分配

事実上、賦課方式制度で運用されている日本公的年金制度は、大きな世代間所得再分配効果をもっていることが以前から指摘されてきた（高山(1981)、野口(1984)、小椋・西本(1984)、麻生(1992)）[35] [36]。公的年金制度には、若年者から高齢者への世代間所得再分配の存在に加えて、世代内における所得再分配効果が存在することが、高山他(1992)、小口・木村・八田(1994)

---

[32]橘木・八木(1994)は、帰属家賃を所得に算入した場合に、税制のもつ所得再分配機能がどのような影響を受けるかを分析している。

[33]Fukushige(1993)は消費による不平等尺度を用いて、税制の再分配効果の時系列分析をおこなっている。

[34]社会保障や税制の再分配効果の計測には、通常課税前後、社会保障給付前後のジニ係数の変化を用いることが多い。しかし、保険機能としての社会保障制度を重視するならば、生活水準の維持といった側面からの指標も意味がある。この点に関する指標の開発も必要されよう。

[35]年金の所得再分配効果については、小口・木村・八田(1994)に手際よいサーベイがなされている。

[36]世代間所得格差については、所得格差の指標として何を用い再分配の指標として何をもちいるべきかについて必ずしも意見の一致があるわけではない。世代間の公平という観念についての研究の必要性がある。

の研究で明らかにされている。いずれの研究においても、現在の中高年齢者のグループでは、生涯賃金の高い労働者の方が、生涯賃金がより低い労働者に比べてより多くの移転所得を得ることが示されている。ただし、この傾向は現在の若年世代ではみられず、所得の高い労働者の方が受け取る移転所得が小さいことが示されている。逆進的な世代内所得再分配効果は、高齢者層において、生涯を通じた保険料率が給付率に比べて低すぎたことが原因となっている。

5．3　生涯所得の分布

一時点の所得分布の分析だけでは、人口構成の変化、生涯の賃金収入のパターンの変動、税制・年金制度の変更といった所得分布の変化を分析することは十分にはできない。したがって、生涯所得でみた真の所得の分配がどのように変化しているのかを分析する必要がある。一つの方法は、賃金所得の年齢内の分布を計測することであるが、遺産を含めた生涯所得を直接計測することもできる。また、ライフサイクル仮説をもとに、消費の分布を計測することで、生涯所得の分布を代理させることも可能である。前者の試みが、高山他(1992)であり、後者の試みがFukushige(1989, 1993)である。

高山他(1992)は賃金プロファイルを個人属性別に推定することで、生涯賃金と生涯税額、生涯社会保険料（給付）額を算出し、1984年時点における生涯所得の分布を計測している。世帯当たりの正味資産のジニ係数は0.519、人的資産のジニ係数は0.301、正味資産と人的資産の合計のジニ係数は0.269であると計測されている。人的資産と非人的資産の間に代替性があるために、全体でみたジニ係数は個別のものよりも低下している。Fukushige(1989)は、生涯所得を直接推定するのではなく、恒常所得仮説と組み合わせることによって、消費の分布により生涯所得の不平等度が計測可能になる指標を提唱している。それにもとづく生涯所得分布の国際比較(Fukushige(1994a))、および生涯所得分布に影響をもたらすものの要因をあきらかにしている(Fukushige(1994b))。さらに、本間・跡田(1989)では税制改革の効果を世代別のライフサイクル可処分所得の変化で分析しているが、世代内生涯所得分布に与える影響は分析されていない。

6　むすび

1980年代における日本の所得・資産分配についてまとめてみよう。世帯間所得分配、個人間所得分配ともに1980年代を通じて不平等化している。不平等化傾向の大きな要因は人口高齢化である。日本では、高齢者ほど所得の格差が大きいために、人口の高齢化は全体の所得分配も不平等化させる要因として働く。人口要因を固定すると所得分配はあまり大きな変動を示していない。これは、所得格差拡大要因と縮小要因が重なったために生じている。注意すべき点は、日本の所得分配は、グループ間賃金格差やグループ内賃金格差が一定であれば、人口高齢化と

ともに、不平等化が進むということである。逆にいえば、過去において所得分配が平等であったのは、人口構成が他の先進国に比べて若かったという要因が大きい。さらに、世帯間所得の不平等化の進展には、高齢者のなかでの子供世帯との同居比率が低下していることも見かけ上の世帯間所得格差の拡大をもたらしている。

資産の分配は、1980年代後半における資産価格の高騰により、資産格差が拡大したことが明らかにされている。税制・社会保障制度による所得再分配制度については、税制改革により再分配効果は縮小していることが示されている上、現在の40歳代以上の層においては、公的年金制度は、生涯所得に対して逆進的な所得再分配制度として機能している。

参考文献

安藤、アルバート・山下道子・村山淳喜(1986)「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析」、『経済分析』、第101号。

麻生良文(1992)「厚生年金による所得移転－世帯類型、所得水準との関係」、『経済研究』、第43巻、第２号。

麻生良文(1994)「相続を通じた世代間移転と相続税」、未発表論文、新潟大学。

跡田直澄・橘木俊詔(1985)、「所得源泉別にみた所得分配の不平等」、『季刊社会保障研究』、第20巻、第４号、330-340。

Barthold, Thomas A. and Takatoshi Ito(1992),"Bequest Taxes and Accumulation of Household Wealth: U.S.-Japan Comparison," in Takatoshi Ito and Anne O. Krueger, eds., *The Political Economy of Tax Reform*(NBER-East Asia Seminar on Economics, Vol.1)(Chicago: The University of CHicago Pres), pp.235-290.

Brunello, Giorgio(1991)"Bonus, Wgaes and Performance in Japan: Evidencefrom Micro Data," *Ricerche Economiche* XLV, No.2-3, 377-396.

Campbell, David W.(1991) *Transfer and Life Cycle Wealth in Japan, 1974-1984*, unpublished doctoral dessertation, University of Michigan.

Clark, Robert L. and Naohiro Ogawa(1992a),"The Effect of Mandatory Retirement on Earnings Profiles in Japan," *Industrial and Labor Relations Review* 45, No.2 258-266.

Clark, Robert L. and Naohiro Ogawa(1992b),"Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Comment," *American Economic Review* 82, No.1, 336-345.

Dekle, Robert(1989), The Unimportance of Intergenerational Transfers in Japan," *Japan and the World Economy*, Vol.1, No.4(November),pp.403-413.

Freeman, Richard B. and Martin L. Weitzman(1987)"Bonuses and Employment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 1, 168-194.

藤村博之(1989)、「成績査定の国際比較」、『日本労働研究雑誌』、第362号、pp. 26-37。

藤村博之(1992)、「賃金体系の改訂と労働組合の対応：成績査定に対する組合の考え方と賃金格差」、橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』、有斐閣。

Fukushige, Mototsugu(1989),"A New Approach to the Economic Inequality Based upon the Permanent Income Hypothesis," *Economic Letters*, Vol.29, pp.183-187.

Fukushige, Mototsugu(1993),"A Tax Progressivity Index Based upon the Expected Life-Cycle Utility," *The Economic Studies Quarterly*, Vol.44, No.2, pp.131-141.

Fukushige, Mototsugu(1994a),"Annual Redistribution and Lifetime Redistribution," Nagoya City University, mimeo.

Fukushige, Mototsugu(1994b),"On the Determinants of Household's Consumption Inequality: An Empirical Analysis for Japanese Workers' Households," Nagoya City University, mimeo.

玄田有史(1993)、「労働時間と賃金の産業間格差について」、『日本経済研究』、No.24、23-41。

玄田有史(1994)、「高学歴化、中高年齢化と賃金構造」、石川経夫編『日本の所得と資産の分配』東京大学出版会所収。

Gittleman, Maury and Edward N. Wolff(1993)"International Comparisons of Inter-Industry Wage Differentials," *Review of Income and Wealth* 39, No.3, September, 295-312.

橘本恭之(1991)「コーホート・データによるライフサイクル資産の推計」、『桃山学院大学経済経営論集』、第32巻、第４号、1-13。

Hashimoto, Masanori and John Raisian(1985),"Employment Tenure and Earning Profiles in Japan and the United States, *American Economic Review*, 75, 721-35.

Hashimoto, Masanori and John Raisian(1992),"Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Reply," *American Economic Review* 82, 346-354.

Hayashi, Fumio(1993),"Is the Japanese Extended Family Altruistically Linked? A Test based on Engel Curves," mimeo., Department of Economics and East Asian Institute, Columbia University, New York, N.Y.

Higuchi, Yoshio(1989)"Japan's changing wage structure: the impact of internal factors and international competetion," *Journal of the Japanese and International Economies Vol.3, 480-499.*（樋口(1991,第4章）として再録）

樋口美雄(1991)『日本経済と就業行動』、東洋経済新報社。

樋口美雄(1992)「教育を通じた世代間所得移転」、『日本経済研究』

樋口美雄(1994)「大学教育と所得分配」、石川経夫編『日本の所得と富の分配』、東京大学出版会。

本間正明・跡田直澄編(1989)『税制改革の実証分析』、東洋経済新報社。

石田光男(1992)「査定と労使関係」、橘木俊詔編、『査定・昇進・賃金決定』、有斐閣。

石川経夫（1991)、『所得と富』、岩波書店。

石川経夫・出島敬久(1994)「労働市場の二重構造」、、石川経夫編『日本の所得と富の分配』、東京大学出版会。

石崎唯雄(1983)、『日本の所得と富の分配』、東洋経済新報社。

Katz, Lawrence F. and A.L. Revanga(1989), "Changes in the Structure of Wages: The United States vs Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol.3, pp.522-553.

経済企画庁(1975)『所得・資産分配の実態と問題点』、大蔵省印刷局。

経済企画庁(1992)『経済白書』、大蔵省印刷局。

Kishi, Tomoko(1994)"Do Profit Differentials Explain Interscale wage differentials?," *Economic Studies Quaterly* 45, No.1, 41-54.

Kruger,Alan B. (1993)"How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1089," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.108, 34-60.

小池和男(1991)『仕事の経済学』、東洋経済新報社。

小池和男(1993)『アメリカのホワイトカラー』、東洋経済新報社。

駒村康平(1994)、「高齢者家計における遺産行動の経済分析」、『季刊社会保障研究』、第30巻、第１号、pp.62-74。

松浦克己(1993)「日本の職業別、年齢階層別にみた所得、資産の分布－８０年代後半の不平等度の動き」、『日本経済研究』、No.24、pp.97-115。

松浦克己(1993)「世帯主の定期外収入・同居世帯員収入の所得分配に与える影響－勤労者世帯所得の不平等要因分解」、『日本労働研究雑誌』、No.407、pp.10-17。

松浦克己・橘木俊詔(1993)「日本の資産の不平等度の要因分解：　土地保有の有無による２つの階層分化」、郵政研究所デイスカッションペーパー・シリーズ、No.1993-23。

Mincer, Jacob and Higuchi Yoshio(1988),"Wage Structure and Labor Turnover in the United States and japan, *Journal of the Japanese and International Economies*,Vol. 2. 97-133.

三谷直紀(1992)、「仕事給（職務給、職能給）と賃金構造」、橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』、有斐閣。

三谷直紀(1993)、「外国人労働者と女子パートタイム労働者」、『国際協力論集』、第１号、pp.101-127。

Mizoguchi, Toshiyuki and Takayama Noriyuki(1984), *Equity and Poverty under Rapid Economic Growth: The Japanese Experience*, Kinokuniya, Tokyo.

中村恵(1989)「ホワイトカラーの賃金構造」、橘木俊詔編『構造政策と雇用問題』、雇用職業総合研究所・関西経済研究センター。

野口悠紀雄(1982)「わが国公的年金の諸問題」、『季刊現代経済』、秋期号、18-33。

野口悠紀雄・上村協子・鬼頭由美子(1989)「世代間移転における家族の役割」、『一橋論叢』第102巻第６号。

野口悠紀雄(1990)「家計の資産保有における相続の重要性－高度成長期の実態と今後の展望」、現代経済研究グループ編『日本雄政治経済システム』所収、日本経済新聞社。

小椋正立・西本亮(1984)「厚生年金改革の効果に関するシミュレーション分析」、『季刊現代経済』、冬季号、89-103。

Ohkusa, Yasushi and Souichi Ohta(1994),"An Empirical Study of the Wage-Tenure Profile in Japanese Manufacturing," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.8 , pp.173-203.

大日康史・大竹文雄(1994)「利潤分配・情報共有制度の生産性効果」、1994年理論計量経済学会報告論文。

大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働』、日本経済評論社。

大竹文雄(1989)、『租税・社会保障制度の経済分析』、大阪府立大学経済学研究叢書第７０冊。

Ohtake, Fumio(1991)"Bequest Motives of Aged Households in Japan," *Ricerche Economiche* Vol.45, no.2-3, pp.283-306.

大竹文雄(1993)「地価上昇と資産格差」、八田達夫編『東京一極集中の経済分析』、日本経済新聞社。

大竹文雄(1994)「昇格の決定要因：査定と勤続年数」、村松久良光編『ストック調整下の雇用と労働力配分(II)』雇用促進事業団・関西経済研究センター。

大竹文雄・チャールズ・ユージ・ホリオカ(1994)、「貯蓄動機」、石川経夫編、『日本の所得と富の分配』、東京大学出版会。

Ohtake, Fumio and Joseph Tracy(1994),"The Determinants of Labor Disputes in Japan: A Comparison with the US," in Toshiaki Tachibanaki ed., *Economic Performance and Labour Market in Europe, Japan and US*, Macmillan, London.

大竹文雄・大日康史(1993)「外国人労働者と日本人労働者との代替・補完関係」、『日本労働研究雑誌』、Vol.35、No.12、pp.2-9。

小口登良・木村陽子・八田達夫(1994)「日本の公的年金の再分配効果」、石川経夫編『日本の所得と資産の分配』東京大学出版会所収。

翁邦雄・竹内恵行・吉川洋(1989)、「わが国における実質賃金の決定について」東京大学経済学部『経済学論集』、第５５巻、第２号。

下野恵子(1991)『資産格差の経済分析－ライフ・サイクル貯蓄と遺産・贈与』、名古屋大学出版会。

総務庁統計局(1992)『平成元年　全国消費実態調査報告　第８巻　資料編』、日本統計協会。

駿河輝和(1991)「生産労働者、非生産労働者、資本間の代替関係について」、『日本経済研究』、

２１号、pp.48-57。

駿河輝和(1991)「銀行業のコンピューター化の雇用への影響」、『日本労働研究雑誌』、No.380。

照山博司・伊藤隆敏(1993)「みせかけの不平等と真の不平等」、石川経夫編『日本の所得と資産の分配』東京大学出版会所収。

Tachibanaki, Toshiaki(1982),"Further Results on Japanese Wage Diffrentials: Nenko Wages, Hierarchical Position, Bonuses, and Working Hours," *International Economic Review*,Vol.23, No.2,pp.447-461.

橘木俊詔(1989)、「資産価格変動と資産分布の不平等」、『日本経済研究』、No.18、79-93。

Tachibanaki, Toshiaki(1991),"Inequalization Trend in Japan," Discussion Paer No.338, Kyoto Institute of Economic Research.

Tachibanaki, Toshiaki(1993),"The Employer Size Effect on Wage Diffrentials in Japan, Revisited," Discussion Paper No.377, Kyoto Institute of Economic Research.

橘木俊詔・太田聰一(1992)「産業間賃金格差」、橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』、有斐閣。

Tachibanaki, Toshiaki and Keiko Shimono(1991),"Wealth Accumulation Process by Income Class", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 5, 239-260.

Tachibanaki, Toshiaki and Seiji Takata (1994),"Bequest and Asset Distribution: Human Capital Investment and International Wealth Transfers," in Toshiaki Tachibanaki ed. *Savings and Bequest*, The University of Michigan Press.

Tachibanki, Toshiaki and Tadashi Yagi(1993) "Distribution of Economic Well-Being in Japan: Towards a More Unequal Society," Discussion Paper No.393, Kyoto Institute of Economic Research.

橘木俊詔・八木匡(1994)「所得分配の現状と最近の推移：帰属家賃と株式のキャピタルゲインの推計と併せて」、石川経夫編『日本の所得と資産の分配』東京大学出版会所収。

高山憲之(1980)『不平等の経済分析』、東洋経済新報社。

高山憲之(1981)「厚生年金における世代間再分配」、『季刊現代経済』、夏期号、114-125。
高山憲之編(1992)『ストック・エコノミー』、東洋経済新報社。

高山憲之・有田富美子(1992a)「高齢者夫婦世帯の所得・消費・資産」、『経済研究』、第43巻、第2号、158-178。

高山憲之・有田富美子(1992b)「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」『日本経済研究』、No.22

高山憲之・有田富美子(1994)「家計資産の分配とその変遷」、石川経夫編『日本の所得と資産の分配』東京大学出版会所収。

寺崎康博(1990)「世界の所得格差」、『日本経済研究』、２０号。

高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・渋谷時幸(1989)、「日本の家計資産と貯蓄率」、『経済分析』、第116号。

冨田安信(1992)「昇進のしくみ」、橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』所収、有斐閣。

上島康弘・舟場拓司(1993)「産業間賃金格差の決定因について」、『日本経済研究』、No.24、42-72。

Yagi, Tadashi and Hiroshi Maki (1994) "Cost of Care and Bequests," in Toshiaki Tachibanaki ed. *Savings and Bequest*, The University of Michigan Press.

谷沢弘毅(1992)「戦後日本の地域間格差の動向」、『経済研究』、第43巻、第２号、pp.133-148。

吉川洋(1992)『日本経済とマクロ経済学』、東洋経済新報社。

吉田建夫(1992)「所得格差」、小泉進・本間正明編『日本型市場システムの解明』、有斐閣。

八代尚宏(1993)「高齢者世帯の経済的地位」、『日本経済研究』、No.25、34−57。

Yoshino, Osamu(1993)"Size Disribution of Workers' Household income and Macroeconomic Activities in Japan: 1963-88," *Review of Income and Wealth*, Series 39, No.4 (December), 387-402.

表０－１　世帯所得不平等度の推移

	家計調査（５分位階級データより著者が算出）	家計調査（松浦（1993）個票）	家計調査（５分位階級データより著者が算出）	国民生活基礎調査（吉田(1993)10分位データ）	国民生活基礎（４分位データより著者が算出）	国民生活基礎調査（厚生省）（個票）	全国消費実態調査（個票）	全国消費実態調査
	全世帯	全世帯	勤労者世帯	全世帯	全世帯	全世帯	全世帯	年間収入
年	ジニ	ジニ	ジニ	ジニ	ジニ	ジニ	ジニ	４分位分散
1962				0.376				
1963	0.310		0.260	0.361				
1964	0.299		0.248	0.353				
1965	0.282		0.240	0.344				
1966	0.284		0.244	—				
1967	0.280		0.238	0.352				
1968	0.267		0.227	0.349				
1969	0.257		0.219	0.354				0.297
1970	0.253		0.218	0.355				
1971	0.259		0.220	0.352				
1972	0.256		0.223	0.357				
1973	0.260		0.224	0.350				
1974	0.269		0.241	0.344				0.312
1975	0.276		0.249	0.353				
1976	0.267		0.229	0.360	0.333			
1977	0.258		0.223	0.342	0.331			
1978	0.264		0.223	0.354	0.323			
1979	0.260		0.220	0.336	0.312		0.271	0.289
1980	0.260		0.219	0.337	0.315	0.349		
1981	0.258		0.222	0.352	0.325			
1982	0.263		0.222	0.351	0.324			
1983	0.261		0.222	0.351	0.325	0.398		
1984	0.260		0.222	0.350	0.322		0.280	0.314
1985	0.272		0.227	0.359	0.333			
1986	0.278	0.273	0.231	0.356	0.328	0.405		
1987	0.273	0.275	0.230	0.359	0.334			
1988	0.268	0.267	0.229	0.375	0.345			
1989	0.273	0.268	0.225		0.346	0.433	0.293	0.328
1990	0.276		0.227		0.342			
1991	0.282		0.230		0.353			
1992	0.278		0.227					
1993	0.278		0.224					

松浦(1993)のサンプルは、家計調査のうち 12 月調査を含むものに限られている。

表０－２　賃金格差の推移

	全労働者	男子労働者	女子労働者
1973	1.099	0.959	0.828
1974	1.111	0.951	0.842
1975	1.069	0.899	0.774
1976	1.076	0.911	0.742
1977	1.088	0.939	0.777
1978	1.091	0.948	0.786
1979	1.101	0.952	0.785
1980	1.098	0.956	0.778
1981	1.112	0.978	0.784
1982	1.125	0.993	0.797
1983	1.138	0.996	0.792
1984	1.146	1.02	0.786
1985	1.137	1.018	0.828
1986	1.145	1.02	0.831
1987	1.146	1.024	0.84
1988	1.149	1.027	0.852
1989	1.156	1.045	0.85
1990	1.152	1.043	0.835
1991	1.133	1.033	0.83
1992	1.111	1.025	0.812

注）所定内賃金の第１・１０分位と第９・１０分位の対数階差。いずれも、常用労働者。『賃金構造基本調査』

表０－３　資産保有の不平等度（ジニ係数）の推移

	高山他(1992)	高山・有田(1994)	松浦(1993)	下野(1991)
1979	0.515			
1981				0.553
1984	0.526	0.519		
1986			0.645	
1987	0.597		0.681	
1988			0.662	
1989		0.639	0.686	

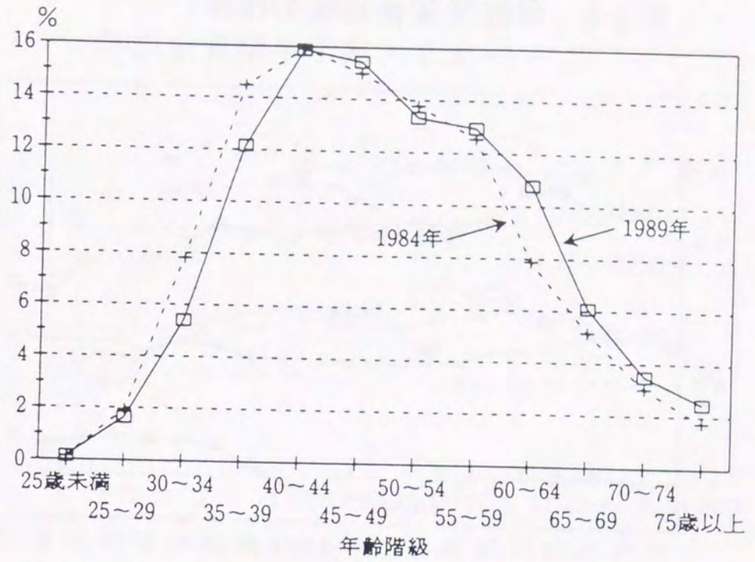
注）高山他(1992)は、『全国消費実態調査』による推計で、農家世帯を除く２人以上に普通世帯を対象としており、資産の中に土地・住宅・耐久消費財・金融資産を含む。ただし、1987年の推定は、1984年のデータに株式・土地のキャピタルゲインを別途推定して加えたものである。高山・有田(1994)は、『全国消費実態調査』に基づく推定であり、農家世帯を含んだ２人以上の普通世帯を対象としている。松浦(1993)は、『家計調査』・『貯蓄動向調査』をマージさせて推定したものであり、農家世帯を除く２人以上の普通世帯を対象としている。資産項目は、金融資産と土地資産であり、耐久消費財は含まれていない。下野(1991)は、『「貯蓄行動と貯蓄意識」に関する調査』に基づくもので、土地資産の評価額は自己申告に基づいている。耐久消費財は含まれていない。

表０－４　年齢階級別資産不平等度の推移

	高山他 (1992)	高山・有田 (1994)	松浦(1993)			
年齢階級・年	１９８４	１９８９	１９８６	１９８７	１９８８	１９８９
－２４	0.67	0.721				
２５－２９	0.585	0.728	0.696	0.664	0.653	0.78
３０－３４	0.552	0.698				
３５－３９	0.518	0.621				
４０－４４	0.473	0.596				
４５－４９	0.465	0.586	0.618	0.691	0.596	0.645
５０－５４	0.453	0.581				
５５－５９	0.48	0.617				
６０－６４	0.453	0.58				
６５－６９	0.472	0.631				
７０－７４	0.452	0.647				
７５－	0.473	0.645				
６５－			0.613	0.66	0.622	0.693

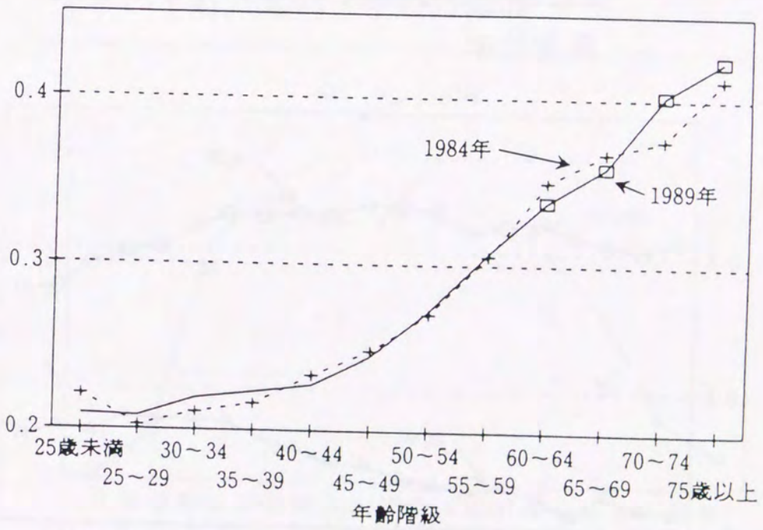
注）高山他(1992)、高山・有田(1994)は『全国消費実態調査』より推計、農家世帯を含む２人以上の普通世帯、松浦(1993)は、『家計調査』・『貯蓄動向調査』より推計、農家世帯を除く２人以上の普通世帯。

図 0-1　世帯主年齢分布



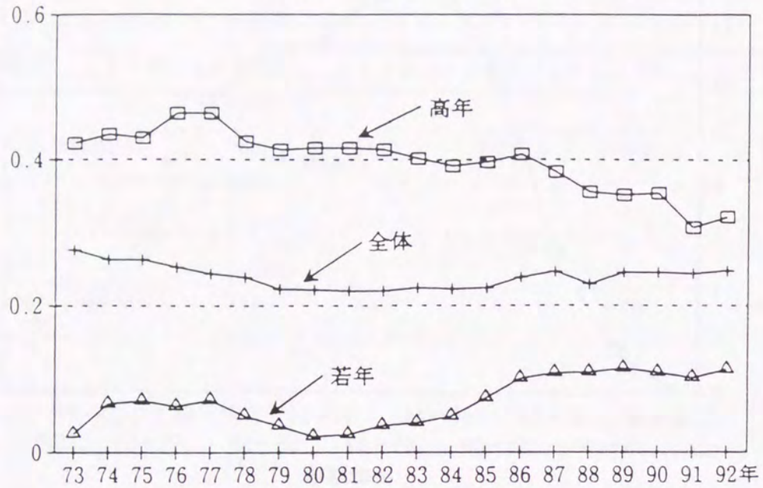
（資料）「全国消費実態調査」.

図 0-2　年齢階級別所得不平等度（ジニ係数）の推移



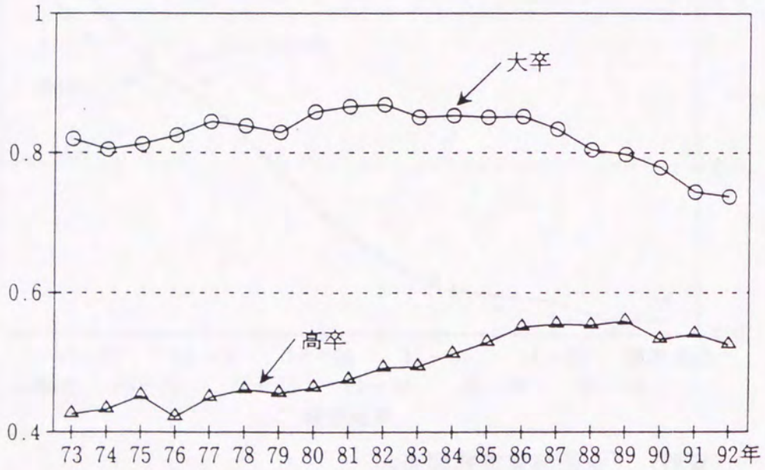
（資料）「全国消費実態調査」.

図 0-3　学歴間賃金格差の推移
——大卒・高卒年間賃金比率



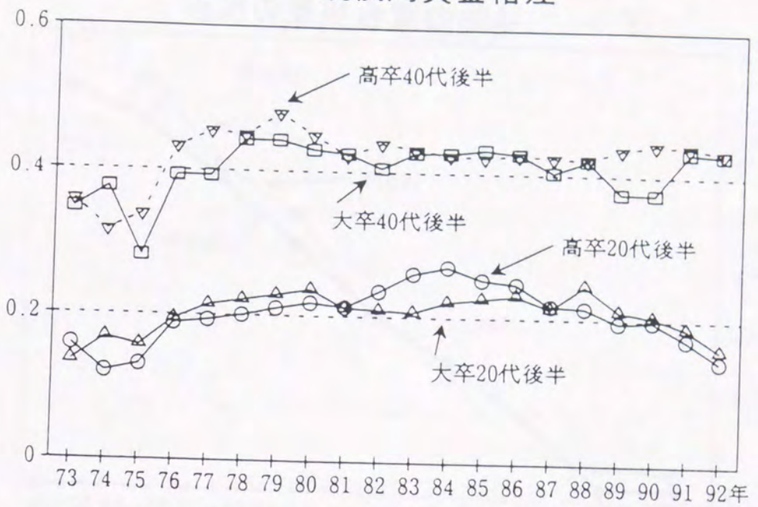
（資料）『賃金構造基本調査』.

図 0-4　年齢間賃金格差の推移
——40歳代後半と20歳代後半の年間賃金比率



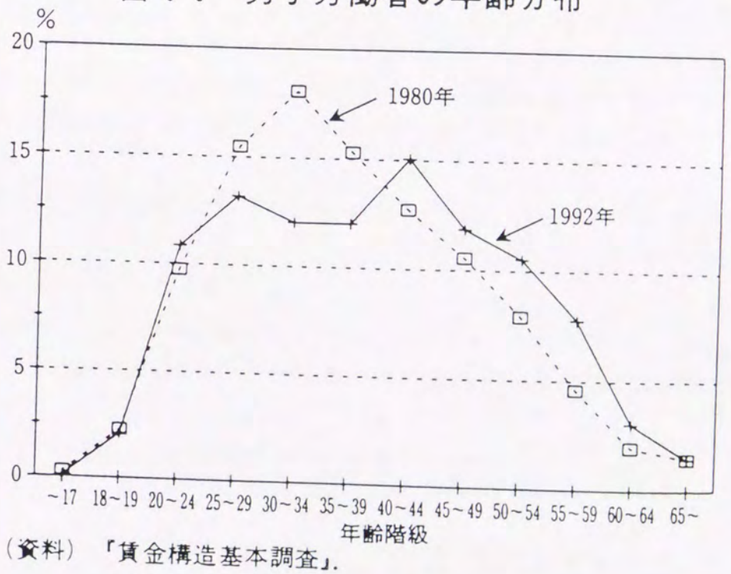
（資料）『賃金構造基本調査』. 25～29歳賃金と45～49歳賃金の対数比率.

図 0-5　規模間賃金格差



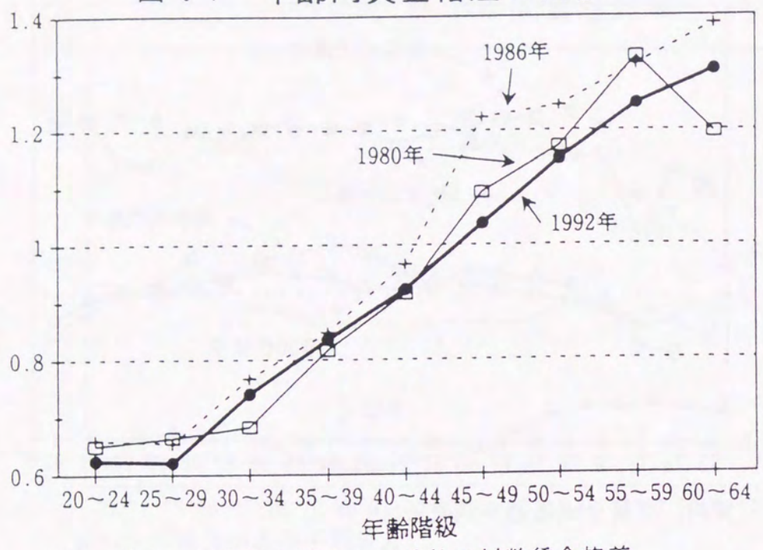
（資料）『賃金構造基本調査』.

図 0-6　男子労働者の年齢分布



（資料）『賃金構造基本調査』.

図 0-7　年齢内賃金格差の推移



（注）　第９・10分位と第１・10分位の対数賃金格差.
（資料）『賃金構造基本調査』.

第１章　実質賃金の伸縮性をめぐって*

１　はじめに

石油危機以降の日本経済について、その国際的にみたマクロのパフォーマンスの良さは多くの人の注目を集めている。なぜ、わが国がいち早く石油ショックから立ち直ることができたのかについて、様々な論議がなされてきた。その中で、しばしば日本における賃金の伸縮性が、マクロ経済のパフォーマンスの良さをもたらしているという指摘がなされている。実質賃金の調整が速いために、日本の失業率が欧米諸国に比べて低い、あるいは、終身雇用制度が存在するために、賃金が伸縮的に動き、企業の投資水準の減少をもたらさなかったというものである。このような議論はかなり広く受け入れられており、今や日本経済を説明する際の定説になりつつあると思われる。ところが、賃金の伸縮性という言葉がそれを用いる人によって必ずしも一様ではないために議論が混乱している点が見受けられる。本稿の目的は、実質賃金の伸縮性の議論を整理し、日本の実質賃金が市場メカニズムに従って速やかに調整されるか否かを実証的に明らかにすることである。その際、国際比較と日本における企業規模間比較を行い、わが国の賃金と労働力調整の特色をさぐる。

本稿の構成は、以下の順序に従って展開される。まず、第２節においては、賃金の伸縮性に関する議論が整理される。そして、第３節において本稿の意味での伸縮性の検定方法が述べられている。第４節では、日、米、英、独、仏の五ヶ国における国際比較が行われる。第５節では、わが国の労働市場の分析でしばしば問題とされる「二重構造」的側面を検討するために、企業規模間比較を行う。最後に、第６節で暫定的結論と今後の課題を述べる。

２　実質賃金の伸縮性に関する議論

日本における賃金が伸縮的か、あるいは硬直的かに関しては様々な議論がなされている。それらの中には、一見すると相互に矛盾するようにみえる議論もある。しかし、そのような見解の相違は主に、『賃金の伸縮性』の定義、あるいは判断基準が異なっているために生じている。ここでは、それらの見解をその判断基準あるいは分析手法に従って次の五つに大別してみよう。

（１）「目標賃金」への調整スピード

---

* 本章は、「実質賃金の伸縮性をめぐって」、『日本労働協会雑誌』,no.347,1988、に発表したものである。その論文の発表後のこの分野の代表的な研究として、中西(1992)、照山(1993)、中村(1995)があり、いずれの研究も日本の実質賃金が市場メカニズムにしたがって、短期的な需要変動にに応じて変動しているという仮説には否定的である。

（2） 実質賃金の変化率の分散

（3） フィリップス曲線の傾き

（4） 完全雇用を保障する賃金と現実賃金のギャップ

（5） 交易条件、生産性に対する実質賃金の伸縮性

当然、以上のそれぞれの判断基準によって、日本の賃金が伸縮的か否かの判断も異なってくる。

まず、第一の「目標賃金」への調整スピードで判断している立場は、Sachs(1979), Branson = Rotemberg (1980) , Kahn (1984) 等である。「目標賃金」の変化が、物価の変化である場合、名目賃金の「目標賃金」の変化に対する調整スピードが速ければ速いほど、実質賃金が硬直的であるとみなすのである。このようなインフレに対して名目賃金が固定的か、あるいは実質賃金が固定的かという伸縮性の判断基準は、マクロ経済学的には金融政策の有効性に対して重要なインプリケーションをもつ。Branson = Rotemberg においては、日本はヨーロッパとともに実質賃金硬直的な国とされており、アメリカが名目賃金硬直的な国とされている。

次に、Gordon (1982) の有名な論文にみられる実質賃金上昇率の分散を比較するという方法がある。彼によれば日本とイギリスが実質賃金伸縮的であり、アメリカは硬直的な国であることになる。彼は日本の賃金伸縮性の原因をボーナスシステムの存在に求めている。この実質賃金上昇率の変動という尺度は、労働需要、労働供給の変動の大きさが各国によって異なっている点を無視しているところに問題がある。

第３番目のフィリップスカーブにおける失業率の係数の大小を判断基準としているものにはGrubb, *et al*. (1983)、 黒坂 (1988) がある。これらの分析においては、失業率が労働市場の不均衡を示す指標とみなされている。そして、賃金上昇率が労働市場の不均衡の程度に敏感に反応すればするほど、賃金決定が伸縮的であると考えられている。この基準に従えば、日本の賃金決定は決定的に伸縮的になされていることになる。これは、日本の失業率の変動が諸外国に比べて極端に小さいという事実から得られる結果である。日本の失業率の変動が景気に対して非感応的になる点に関しては、小野 (1981) が縁辺労働力の存在を指摘している。また、失業率は、各国でその定義にも違いが存在する。そのため、同じレベルの失業率が各国間で同じレベルの労働市場における不均衡を示しているとはいえない。特に国際比較を行う場合には、失業率の係数を伸縮性の尺度とみなすことには問題がある。

第４番目の、完全雇用を保証する保証賃金と現実賃金とのギャップを計測する方法は、Sachs (1979) に始まる。この方法による分析は、その後の彼自身による研究も含めて、多くの計測がなされている[1]。それぞれの研究によって若干の相違は存在するが、基本的には次の手

[1] 江口 (1988) が日本の賃金ギャップのサーベイ をしている。研究側として Bruno = Sachs (1985), Artus (1984), Lipshitz = Shadler (1984), Bruno (1986), Gordon (1987 a, b) 等がある。

法で賃金ギャップの推定が行われる。生産関数の推計を行い、完全雇用水準の労働投入を与えたときの労働の限界生産性を保証実質賃金とみなし、現実の賃金との乖離を計測するのである。Sachs 等の研究においては、生産関数の生産要素として、労働、資本のほかにエネルギーが入れられている。それにより、エネルギー価格上昇の影響を分析することが可能になっている。すなわち、エネルギー価格の上昇は、保証賃金の低下をもたらす。これらの研究は、ヨーロッパ、日本において石油ショック以降賃金ギャップの拡大を示している。一方、アメリカ、カナダにおいては、賃金ギャップが比較的小さい。その意味では、日本の実質賃金はサプライショックに対して下方硬直的であるといえる。ただし、これらの分析にも次のような問題点がある。それは、賃金ギャップの水準が、生産関数の形状、技術進歩の入れ方、完全雇生水準の決定方法等に依存して変化することである[2]。

最後に、交易条件や生産性の変化に対して、日本の実質賃金が伸縮的に動くという主張について言及しよう〔吉富 (1981)、Komiya = Yasui (1984)、新開 (1982) 等〕。これに関しては、植田 (1983)も１９７６年以降の賃金上昇率が、交易条件に影響を受けていることを報告している。このような意味における賃金の伸縮性が生じる理由について、新開 (1982)では、日本の労働組合が企業別組合であること、そして終身雇用制度が存在していることの二つの理由によって、労働者が企業の支払い能力に敏感に反応して賃金要求を行っているという説明がなされている。

ところが、産業レベルまでの集計データでは、支払い能力による賃金決定は確からしいが、佐野 (1981)、村松 (1986) の企業別ミクロデータを用いた実証分析によると相場賃金の影響のほうが強いことが示されている。また、ブルネッロ＝大竹 (1987)も賃金、ボーナスとも製造業においては産業レベルの決定のほうが重要であり、個々の企業の影響は比較的少ないことを実証している。さらに、データ上の問題として、これらの分析では一人当たり賃金と、時間当たり賃金の区別が明確でない点が指摘できる。一人当たり賃金は、労働時間の変動をも含んだ変数である。したがって、交易条件等の変動が労働時間の変動と正の相関関係を持つ場合には、時間当たり賃金が一定であっても一人当たり賃金は伸縮的であると判断されることになる。特に、日本においては、労働投入量の変動に占める労働時間の変動が大きいのでこの点は注意すべきである。

以上、賃金の伸縮性に関する様々な議論を紹介してきたが、労働市場における良好なパフォーマンスと賃金の伸縮性の間には必ずしもはっきりとした因果関係はみてとれない。

[2] Gordon (1987 a, b) は自営業者の所得を労働所得に組み替えると、ヨーロッパと日本の賃金ギャップが最近時点では小さくなることを示し、ヨーロッパの高失業の原因は、実質賃金が高すぎるのではなく総需要の不足から生じたケインジアン的失業であると主張している。

3　実質賃金の伸縮性－検定手法

第２節において、賃金の伸縮性という言葉が様々な意味で用いられていることを指摘した。本稿における実質賃金の伸縮性の定義は次のとおりである。伸縮的賃金とは、労働市場を均衡させる均衡賃金へ現実の賃金がすばやく調整されることを意味する。賃金伸縮性の指標となるのは、均衡賃金への調整スピードである。この定義は、前節における第３番目と第４番目の尺度に比較的近いものである。このような定義を行ったうえで国際比較、企業規模間比較を行うためには、伸縮性の指標が単位を持たない無名数であることが望ましい。

この要請を満たす計量手法は、いわゆる不均衡市場の計量分析の成果の中に存在する。その中で、本稿ではChow (1983) の手法を用いることにする。Chowの手法は次の方法である。

まず、労働需要関数、労働供給関数をそれぞれ次のように仮定しよう。

$$L_t^D = a_1 + a_2 w_t + a_3 X_{1t} \qquad (1)$$

$$L_t^S = b_1 + b_2 w_t + b_3 X_{2t} \qquad (2)$$

ただし、L_t^D　は労働需要、L_t^S は労働供給、w_t は実質賃金、X_{1t}、X_{2t} は外生変数をベクトル示す。さて、（１）、（２）式を用いると、労働市場を均衡させる実質賃金 w^* および、労働 投入量 L^* を求めることができる。そして、それらは（１）、（２）式における外生変数ベクトルの関数として表すことができる。具体的には、

$$w_t^* = \frac{1}{b_2 - a_2}(a_1 + a_3 X_{1t} - b_1 - b_3 X_{2t})$$

$$L_t^* = \frac{1}{b_2 - a_2}(a_1 b_2 + a_3 b_2 X_{1t} - a_2 b_1 - a_2 b_3 X_{2t})$$

となる。ここで、$y_t^* = (w_t^*, L_t^*)$　とすると、右の式は

$$y_t^* = \begin{bmatrix} w_t^* \\ L_t^* \end{bmatrix} = F\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} = FX_t + E_t \qquad (3)$$

と書き表すことができる。ただし、（３）式においては E_t という撹乱項ベクトルが含まれている。

さて、現実に観察される実質賃金および労働投入量は、y_t^* がそのまま観察されるのではなく、次に示す調整過程上にあるものと仮定しよう。

$$y_t - y_{t-1} = D\left(y_t^* - y_{t-1}\right) \qquad (4)$$

$$D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}$$

（４）式の調整メカニズムは次のことを意味する。前期における、均衡実質賃金と均衡労働投入量と観測値の乖離の一定割合だけ調整されたものが、今期の実質賃金と労働投入量となって 観察される。この調整メカニズムで特徴的な点は、数量における不均衡と価格における不均衡が相互の調整に影響を与えうる点である。労働市場に数量の面で超過供給が存在した場合、労働投入量そのものが減少する一方、実質賃金も低下するであろう。また、均衡賃金が現在の資金水準よりも低い場合、賃金水準の低下とともに労働投入量の減少が生じるであろう。その調整が一期間内におわるかどうかは、調整行列 D に依存している。D が、単位行列の場合には一期間で L も w も均衡値に調整されることを意味する。また、D がゼロ行列の場合には L も w も全く調整が行われず、不均衡状態が持続する。したがって、D 行列が単位行列に近ければ近いほど、賃金、労働投入量が伸縮的であるとみなすことができる。

さて、（４）式の y_t^* に（３）式を代入すると、

$$y_t = DFX + (1-D)y_{t-1} + DE_t \qquad (5)$$

が得られる。この（５）式は、観察可能な変数によって D 行列を推定することが可能である。（５）式をＯＬＳ あるいは、ＳＵＲで推定することによって、y の係数行列として $(1-D)$ を得るのである。

次に、次式のように労働需要関数、労働供給関数を特定化する。

$$L_t^D = a_1 + a_2 w_t + a_3 Q_t + a_4 T \qquad (6)$$

$$L_t^S = b_1 + b_2 w_t + b_3 A_t \qquad (7)$$

ただし、Q は生産量、T はタイムトレンド、A は勤労外所得を表す。また、各変数は T を除いて対数変換されたものである。すると、具体的な推定式は、次の２式になる。

$$w_t = c_1 + c_2 Q_t + c_3 T + c_4 A_t + (1-d_{11})w_{t-1} - d_{12} L_{t-1} \qquad (8)$$

$$L_t = d_1 + d_2 Q_t + d_3 T + d_4 A_t - d_{21} w_{t-1} + (1-d_{22})L_{t-1} \qquad (9)$$

次節以降ではこの２式を用いて比較分析を行っていく。

4　国際比較

わが国の実質賃金の変動の程度が、国際的にみてどの程度であるのか調べてみよう。図１－１から図１－６に、日本、アメリカ、イギリス、西ドイツ、フランスの五ヶ国について製造業の実質賃金、労働投入量、鉱工業生産指数の上昇率の推移が示されている。[3]　まず、日本については、第１次石油ショックの後の生産水準、労働投入量の下落を受けて、実質賃金上昇率

[3]　実質賃金は時間当たり収入を消費者物価指数で実質化し、労働投入量は雇用者数に労働時間を乗じた。いずれも、OECD Main Economics Indicators よりとった。

は大幅に低下した（図１－１）。そして、その後はその水準で変動を続けている。図１－１をみて気がつく点は、生産指数上昇率の変動が非常に大きいにもかかわらず、実質賃金と労働投入量の変動は比較的小さい点である。これに対してアメリカは１９８０年以前においては、生産指数、実質賃金、労働投入が大きく変動している（図１－２）。１９８０年代になって、実質賃金の動きが安定化している。イギリスについては、生産水準の変動に比べて、実質賃金の変動が大きい（図１－３）。また、実質賃金の変動は生産水準、労働投入の変動から１年から２年のラグをもって生じていることがわかる。西ドイツでは、実質賃金は生産水準の変動に比べて安定的に動いているが、労働投入の変動は非常に大きい（図１－４）。フランスも、実質賃金の動きは生産性の変動に比べて非常に安定的に動いている。しかし、労働投入量の変化は西ドイツのように大きくない（図１－５）。

次に、以上の動きを期間別に標準偏差で示したものが、表１－１から表１－５である。それぞれの表には各国別に、名目賃金、実質賃金、生産指数、労働時間、雇用者数、労働投入、時間当たり生産性の上昇率の標準偏差が示されている。また、各標準偏差を生産指数の標準偏差で基準化したものがRとして示されている。日本の実質賃金の変動は、全期間通してみると非常に大きいが、期間別にみると他国とそれほど変わらない。特に、生産水準の変動で基準化した値は変動が小さい。日本の特徴は、生産量の変動に比べて、労働投入量の変動が小さく生産性の変動が大きい点にある。

実質賃金の変動という意味では、日本の実質賃金は必ずしも他の国々に比べて伸縮的であるとはいえない。それでは、不均衡からの調整速度が速いかどうかという意味では伸縮的であろうか。第３節で述べたChow (1983) の手法で均衡値への調整行列であるD行列を計測してみよう。推定結果は表１－６から表１－１０にまとめてある。推定は誤差項の系列相関を考慮してコクラン＝オーカット法で行った。また、これから得られる調整スピード（D行列）は、表１－１１にまとめられている。

一見して明らかなことは、いずれの国においてもD行列が単位行列であるという仮説が棄却されることである。すなわち、なんらかのショックが生じて労働市場に不均衡状態が発生した場合、一年間ではその不均衡が解消されないのである。しかし、個々の調整係数は、各国によって大きく異なっている。まず、賃金の不均衡がどの程度賃金の調整をもたらすかという調整係数d_{11}を検討してみよう。ここで特徴的な点は、イギリスにおける調整係数が０．８８の値をとっている点である。つまり、イギリスの実質賃金は賃金の不均衡を一年間で９割近く解消するように伸縮的に動くことを意味している。その他の国々については、調整スピードは比較的遅い。特に、日本の調整スピードは、五ヶ国の中で最低の値をとっており、一年間では不均衡の１３％しか調整されない。

次に、労働投入量の均衡からの乖離が賃金の調整に与える影響を示すパラミターd_{12}の検討に移ろう。予想される符号は非負であるが、負の符号をとる場合、均衡への調整に対する不安定化要因となる。正で有意であるのは、アメリカだけである。西ドイツはゼロ、その他の国は有意に負の値をとっている。d_{21}は、実質賃金における不均衡が労働投入量に与える影響を示すものである。ここでも、フランスだけが有意に負の値をとっている。また、d_{21}が正で有意に得られる日本、西ドイツは実質賃金が均衡賃金に比べて高すぎた場合、労働投入量の減少をもたらす。その意味では、高賃金が失業をもたらす国であるといえる。最後に、d_{22}について検討しよう。d_{22}は、いずれの国においても有意に１と異なる。したがって、労働投入量に生じた不均衡が一年間で調整されることはない。しかし、そのスピードは各国によって異なっている。アメリカ、フランスにおいては、その調整スピードは比較的速い。アメリカでは、不均衡の８０％が一年間で調整され、フランスでは６４％が調整される。それに対し、日本、西ドイツでは５２％、イギリスでは４８％が調整されるだけである。このように、日本は時間当たり実質賃金の調整は比較的遅い。一方、マン・アワーで測った労働投入の調整スピードは西ドイツと同程度である。

さて、この調整スピード（D行列）の性質をもうすこし分かりやすくするために、次のようなシュミレーションを行ってみる。いま、実質賃金、労働投入の双方が均衡から１％上方に乖離したとする。そのときの均衡への調整過程を$w-L$平面上にプロットしたものが図１－６である。アメリカ、イギリスの二国は実質賃金が比較的速く調整をし、労働し、労働投入の不均衡も２年以内に５０％以上調整され、５年後にはほとんど均衡水準に近づく。一方、日本と西ドイツは、賃金調整のスピードに比べ労働投入の調整スピードが速いために、労働投入は均衡水準よりも数年にわたって下回るというオーバーシュートを起こしている。フランスは両者の中間的な動き示している。この図からも、日本の実質賃金の調整が他の国に比べて速いとはいえない。

5　企業規模間比較

日本の賃金が伸縮的に動くという主張がなされる場合、しばしば労働市場における「二重構造」的側面に注目した説明が行われる。すなわち、中小企業部門では、古典的な市場メカニズムが働いているために賃金が伸縮的に動く一方で、大企業部門では、終身雇用制度、企業別組合等の雇用保障的なシステムが賃金の伸縮性をもたらしているというものである。[4] しかしながら、このような企業規模別の賃金の伸縮性に関する仮説が十分に実証的に検証されている

[4] 香西 (1981)、植田＝吉川 (1984)、黒坂 (1988)。

とはいえない。植田＝吉川 (1984) は、次に示す三つの実証結果からこの点の検討を行っている。

中小企業部門で市場メカニズムが働いているという主張の論拠とされているものは、篠塚 (1979) の雇用調整スピードの企業規模比較である。この研究によれば、雇用調整スピードは中小企業のほうが速く、大企業のほうが遅い。しかし、労働投入量の調整スピードでは両者の間に有意な差はない。ところが、雇用調整スピードと市場メカニズムとの間にいかなる関係があるのかはっきりしない。まして、中小企業において賃金が弾力的に動くという主張との関連もはっきりしない。

次に、企業規模別の雇用、労働時間、賃金指数の変動が比較されている。規模が大きくなるに従い、雇用の変動は小さくなり、労働時間の変動は大きくなる。そして、賃金指数の変動は規模が大きくなるほど大きくなる傾向がある。この点から、日本経済における賃金の伸縮性は大企業部門の伸縮性からもたらされているのではないかという推測が行われている。この指摘には、次の問題点が存在する。賃金の変動の指標にされている賃金指数は、超過勤務手当をも含む指数であるため、この賃金指数の変動には労働時間変動の影響も含まれている。大企業ほど労働時間の変動が大きいという事実を考慮すると、時間当たり賃金の変動が同じであっても、賃金指数の変動は大企業ほど大きくなるのである。

もう一つの実証的接近は、フィリップスカーブの規模別推定である。その結果は、小規模ほど失業率の係数が大きく、物価の係数は大規模ほど大きいというものである。労働市場が分断されている場合、失業率と労働市場の不均衡を示す指標として各企業規模共通に用いることについては、彼ら自身も指摘しているとおり問題がある。以上の分析をふまえて本節では、国際比較と同様の手法でこの企業規模間比較を行う。

表１－１２に時間当たりの実質賃金、労働投入量および生産量の規模別変動がまとめられている。[5] 原データの対数標準偏差（括弧内の数値）でみると、植田＝吉川 (1984) と同様、実質賃金の変動は大規模ほど大きい。また、労働投入量の変動も同じ傾向を示している。しかし、生産性の向上等のトレンド的な変動を除去したデータを用いた標準偏差は、実質賃金の変動は規模が大きくなるに従って小さくなり、労働投入量の変動は逆に規模が大きくなるに従って大きくなる。Gordon (1982) の意味では、中小企業のほうが伸縮的な賃金であり、大企業のほうが硬直的な賃金になる。

以上の結果が中小企業のほうが市場メカニズムに従って賃金が調節されるために労働投入量の変動が小さくてすみ、大企業では賃金が固定的なために労働投入量が動くと即断することはできない。労働需要曲線、労働供給曲線の傾きの大きさと、市場メカニズムが働いていること

[5] 規模別の生産量に、「工業統計表」の従業員規模別生産量を卸売物価指数で実質化したものを用いている。

とは別の問題である。そのため、ここでも第３節で述べた調整スピードの比較を行うことが有益である。

前節と同様の推計を年次データで規模別に行ったものの結果が表１－１３である。また、調整スピードは表１－１４にまとめられている。[6] まず、どの企業規模においてもD行列が単位行列であるという仮説は棄却される。一年以内に実質賃金、労働投入量の双方における不均衡が解消されることはない。次に個々の調整係数を検討しよう。

均衡賃金と一年前の賃金の乖離が、今期の実質賃金上昇に与える影響を示す調整スピードd_{11}は、３０－９９人規模の企業がそれ以上の規模の企業に比べて確かに大きい。一年間に賃金の不均衡の２３％を調整するスピードは、国際比較ではアメリカの製造業の調整速度に相当する。次にd_{12}はすべての規模で負の値をとり、小規模ほど絶対値が大きくなる。この係数は、小規模ほど労働市場の不安定化要因として働いていることになる。もう一方の交差効果を示すd_{21}は、いずれも想定される符号をとっている。しかも、大企業ほどその値は大きい。これは大企業ほど賃金における不均衡が労働投入に与える影響が大きいことを示している。最後に、労働投入における不均衡が労働投入自身に与える調整スピードは１００人以上の規模のほうが小さい。

国際比較と同様のシュミレーションを行ってみる。いま、実質賃金、労働投入の双方が均衡から１％上方に乖離したとする。そのときの均衡への調整過程を$w-L$平面上にプロットしたものが図１－７である。いずれの企業規模においても、２年後までは労働投入における調整しか行われない。労働投入は約１年で不均衡のほとんどが調節されるが、賃金の調整はほとんどなされない。賃金の不均衡が労働投入にオーバーシュートを生じさせはじめて、実質賃金が均衡に向かうまでに５～６年を必要とするのである。しかし、この調整経路において規模別の差異は比較的小さい。

以上の分析をまとめると、３０人以上の規模の企業においては賃金、労働投入の調整スピードで比較すると確かに小規模企業のほうが大規模企業に比べて賃金調整、労働投入調整ともに速いが、その差は比較的小さい。いずれにしても、実質賃金の調整はゆっくりとしたものである。一方、労働投入の調整は賃金の調整に比べて速い。したがって、最初にあげた「二重構造」的側面から賃金の伸縮性をとらえる仮説に対しては否定的に考えざるをえない。

[6] ここでの分析は３０人未満の企業の分析を行っていない。また、分析を常用雇用労働者に限っている。３０人未満の企業あるいは、パートタイム労働者の労働市場では、賃金、労働投入双方の調整が速いかもしれない。

6　むすび

本稿の賃金の伸縮性における分析により明らかになった点は以下のように要約することができる。第１に、日本の時間当たり実質賃金の変動は、国際的にみて大きくない。第２に、実質賃金の調整スピードの国際比較によっても、日本の実質賃金が特に伸縮的であるとはいえない。第３に、日本における企業規模間分析によれば、賃金の変動、調整スピードは中小企業のほうが大きいが、その差は比較的小さい。どの規模においても実質賃金の調整スピードは非常に遅い。

日本の労働市場のパフォーマンスが良いとすれば、実質賃金の伸縮性よりもむしろ、貿易摩擦を伴った外需の拡大による総需要拡大効果、労働移動の速さ、企業の業種転換の素早さ、あるいは労働生産性の景気同調性等の要因に求められるべきであろう。[7] 実質賃金の変動と経済のパフォーマンスの間に明確な因果関係はみられず、むしろGordon (1987b) の主張するように、総需要の変動のほうが大きな役割を果たしている。このような場合、実質賃金の上昇は労働需要の減少効果よりも総需要上昇効果の方が大きくなる可能性が高い。

今後に残された課題として次の点があげられる。まず、企業業績の急激な悪化がみられるとき、企業は賃金決定を世間相場から離脱して行うことがある。このような非常時の対応が労働力調整を最小限に抑える要因となっているかもしれない。第２に、本稿の分析においては３０人未満の企業、パートタイム労働については考慮されていない。日本の労働分配率の安定にこのような層の労働市場における賃金決定メカニズムが影響を与えている可能性がある。その意味で、これらの労働市場における分析は今後の課題である。また、サービス業の労働市場に関する分析も必要とされよう。第３に、労働需要・供給関数を動学的なものにする必要がある。

[7] 配置転換、出向制度が失業率に与えた影響については、Brunello (1988) に分析されている。

参考文献

＜外国語文献＞

Artus, J. (1984)“The Disequilibrium Real Wage Hypothesis”, *IMF Staff Papers* Vol.31.

Branson, W. H. and J. J. Rotemberg (1980)“International Adjustment with Wage Rigidity”, *European Economic Review*.

Bruno, M. (1986)“Aggregate Supply and Demand Factor in OECD Unemployment: An Update”, *Economica*, 53, Supplement.

Bruno, M. and J. Sachs (1985) *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press.

Brunello, G.(1988)“Organizational Adjustment and Institutional Factors in Japanese Labor Market Adjustment: An Empirical Evaluation”, *European Economic Review*, 32

Chow, G. C (1983) *Econometrics*, McGrow-Hill.

Gordon, R. J. (1982)“Why U.S. Wage and Employment Behavior Differs from that in Britain and Japan”, *Economic Journal*.

Gordon, R. J. (1987a)“Productivity, Wages, and Prices Inside and Outside of Manufacturing in the U.S., Japan, and Europe”, *European Economic Review*, 31, 685-739.

Gordon, R. J. (1987b)“Wage Gap vs. Output Gaps: Is There a Common Story for All of Europe ?”, *N.B.E.R. Working Paper*, No. 2454.

Grubb, D., R. Jackman and R. Layard (1983)“Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countories” *European Economic Review*.

Ito, T. and K. Ueda (1981), “Tests of the Equilibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics: An International Comparison of Credit Rationing”, *International Economic Review*, Vol.22. 691-708

Kahn, G. A. (1984)“International Differences in Wage Behavior: Real, Nominal or Exaggerrated”, *American Economic Review*, May.

Lipshitz, L. and S. Shadler (1984)“Relative Prices, Real Wages, and Macroeconomic Policies”, *IMF Staff Papers*, Vol. 31.

Komiya, R. and K. Yasui (1984)“Japan's Macroeconomic Performance since the First Oile Crisis: Review and Prospect”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 20, 69-114

Koshiro, K. (1986)“Labor Market Flexibility in Japan”, *Discussion Paper Series* 86-2, Center for International Trade Studies, Yokohama National University.

Sachs, J. (1979)“Wages, Profits and Macroeconomic Adjustment: A Comparatiue Study”, *Brookings Papers on Economic Activity*.

Tachibanaki, T. (1987)“Labour Market Flexibility in Japan in Comparison with Europe and the U.S.”, *European Economic Review*, Vol.31, No.3, 647-684

＜日本語文献＞

植田和男（１９８３）『国際マクロ経済学と日本経済』東洋経済新報社。

植田和男＝吉川洋（１９８４）「労働市場のマクロ経済分析」『季刊現代経済』　５７号。

江口英一（１９８８）「経済のマクロ的パフォーマンスと労働市場－日本の場合」『経済　研究』　３９巻１号　６０－８０頁。

小野旭（１９８１）『日本の労働市場』　東洋経済新報社。

黒坂佳央（１９８８）『マクロ経済学と日本の労働市場－供給サイドの分析』　東洋経済新報社。

香西泰（１９８１）「日本経済のパフォーマンス－国際比較の試み」『季刊現代経済』　４３号。

佐野陽子（１９８１）『雇用と賃金の経済学』中央経済社。

篠塚英子（１９７９）「企業規模別にみた最近の雇用調整」『日本労働協会雑誌』２月。

新開陽一（１９８２）『現代マクロ経済学の解明』東洋経済新報社。

照山博司(1993)「企業規模別労働市場における失業と賃金、雇用調整」、『社会科学研究』44: 200-32.

中西康夫(1992)「日本における雇用、労働時間および賃金の調整：　エラーコレクションモデルによるアプローチ」『国民経済』、No.156。

中村二郎(1995)「わが国の賃金調整は伸縮的か－日・米比較による検討」、猪木武徳・樋口美雄編、『日本の雇用システムと労働市場』、日本経済新聞社。

ブルネッロ、ジョルジョ＝大竹文雄（１９８７）「ボーナス、賃金の決定メカニズムと雇用－企業データによる再考」『大阪大学経済学』　３７巻１号２８－４１頁

水野朝夫（１９８５）「賃金伸縮性と雇用変動」　中村・西川・香西編　『現代日本の経済システム』　東京大学出版会。

村松久良光（１９８６）「解雇、企業利益と賃金」　『アカデミア』８９号　３９９－　４３５頁。

吉富勝（１９８１）『日本経済』東洋経済新報社。

表１－１　日本の賃金、生産指数、労働投入の変動（製造業）

	期　間	名目賃金	実質賃金	生産指数	労働時間	雇　用	労働投入	生産性
標準偏差	65-74	6.22	2.74	7.24	1.44	1.98	2.67	5.11
	75-86	3.15	1.35	5.66	1.48	1.91	2.64	3.74
	65-86	7.39	4.55	7.27	1.62	2.17	2.67	5.41
R	65-74	0.86	0.38	1.00	0.20	0.27	0.37	0.71
	75-86	0.56	0.24	1.00	0.26	0.34	0.47	0.66
	65-86	1.02	0.63	1.00	0.22	0.30	0.37	0.74
平均	65-74	17.61	9.54	10.42	-1.19	1.62	0.43	10.00
	75-86	6.32	1.43	3.58	0.21	-0.35	-0.14	3.72
	65-86	11.45	5.11	6.69	-0.42	0.54	0.12	6.57

表１－２　アメリカの賃金、生産指数、労働投入の変動（製造業）

	期　間	名目賃金	実質賃金	生産指数	労働時間	雇　用	労働投入	生産性
標準偏差	65-74	1.95	1.87	4.72	1.24	3.39	4.20	1.36
	75-86	2.54	1.90	7.01	1.39	4.24	5.13	2.39
	65-86	2.35	1.94	6.17	1.33	4.00	4.80	2.00
R	65-74	0.41	0.40	1.00	0.26	0.72	0.89	0.29
	75-86	0.36	0.27	1.00	0.20	0.61	0.73	0.34
	65-86	0.38	0.31	1.00	0.22	0.65	0.78	0.33
平均	65-74	5.73	0.95	4.91	-0.17	1.58	1.41	3.50
	75-86	6.81	0.06	2.79	0.15	-0.37	-0.22	3.01
	65-86	6.32	0.46	3.75	0.01	0.51	0.52	3.23

表１－３　イギリスの賃金、生産指数、労働投入の変動（製造業）

		名目賃金	実質賃金	生産指数	労働時間	雇　用	労働投入	生産性
標準偏差	65-74	4.52	1.79	3.04	1.43	1.83	2.32	1.98
	75-86	6.04	2.64	3.86	1.23	2.86	3.45	2.51
	65-86	5.56	2.46	3.56	1.36	2.77	3.14	2.31
R	65-74	1.49	0.59	1.00	0.47	0.60	0.76	0.65
	75-86	1.57	0.68	1.00	0.32	0.74	0.90	0.65
	65-86	1.56	0.69	1.00	0.38	0.78	0.88	0.65
平均	65-74	10.79	3.74	2.26	-0.73	-0.69	-1.42	3.68
	75-86	13.47	1.95	1.09	-0.07	-3.29	-3.37	4.45
	65-86	12.25	2.77	1.62	-0.37	-2.11	-2.48	4.10

表１－４　西ドイツの賃金、生産指数、労働投入の変動（製造業）

	期　間	名目賃金	実質賃金	生産指数	労働時間	雇　用	労働投入	生産性
標準偏差	65-74	2.99	2.28	4.88	4.78	3.74	8.41	4.91
	75-86	1.53	1.43	3.72	3.20	2.41	5.43	3.08
	65-86	3.03	2.54	4.50	4.02	3.24	7.09	4.01
R	65-74	0.61	0.47	1.00	0.98	0.77	1.72	1.01
	75-86	0.41	0.39	1.00	0.86	0.65	1.46	0.83
	65-86	0.67	0.56	1.00	0.89	0.72	1.58	0.89
平均	65-74	9.10	4.77	4.20	-1.50	0.54	-0.96	5.16
	75-86	5.16	1.31	1.46	-2.38	-1.44	-3.82	5.29
	65-86	6.95	2.89	2.71	-1.98	-0.54	-2.52	5.23

表１－５　フランスの賃金、生産指数、労働投入の変動（製造業）

	期　間	名目賃金	実質賃金	生産指数	労働時間	雇　用	労働投入	生産性
標準偏差	65-74	4.12	1.50	3.19	0.80	1.39	1.67	2.22
	75-86	3.87	1.47	4.42	0.88	0.84	1.30	3.44
	65-86	4.03	1.99	4.68	0.84	1.67	1.97	3.22
R	65-74	1.29	0.47	1.00	0.25	0.43	0.52	0.69
	75-86	0.88	0.33	1.00	0.20	0.19	0.30	0.78
	65-86	0.86	0.42	1.00	0.18	0.36	0.42	0.69
平均	65-74	10.81	4.83	5.55	-0.76	0.25	-0.51	6.06
	75-86	11.96	2.16	0.36	-0.87	-2.23	-3.11	3.47
	65-86	11.44	3.37	2.72	-0.82	-1.11	-1.93	4.65

表１－６　調整スピードの推定（日本）

	W	L
定数高	-1.431 (-5.21)	2.472 (7.46)
Q	.135 (3.32)	.2919 (6.21)
T	-.0039 (-2.21)	-.0050 (-2.42)
W（－１）	.870 (34.0)	-.2778 (-8.86)
L（－１）	.328 (4.76)	.4792 (6.03)
p	-.145 (-.549)	.1995 (756)
R^2	.999	.962
$D.\ W.$	2.19	1.83
$S.\ E.$	.011	.0108

表１－７　調整スピードの推定（アメリカ）

	W	L
定数高	2.343 (2.37)	.585 (.946)
Q	.0187 (.215)	.790 (16.1)
T	-.0007 (.315)	-.0230 (-10.2)
W（－１）	.765 (2.83)	-.0378 (-.225)
L（－１）	.291 (-3.03)	.1996 (3.39)
ρ	-.268 (.811)	.810 (4.709)
$S.\ E.$	.0147	.00098
R^2	.662	.951
$D.\ W.$	2.22	1.401

表１－８　調整スピードの推定（イギリス）

	W	L
定数高	2.71 (1.098)	-1.31 (-2.73)
Q	-.101 (-.569)	.778 (7.82)
T	.0301 (3.08)	-.0255 (-5.83)
W（－１）	.116 (.301)	.0680 (.627)
L（－１）	.288 (-1.56)	.524 (6.76)
p	.674 (2.23)	-.179 (-.612)
R^2	.791	.995
$D.\ W.$	2.03	1.91
$S.\ E.$	.0234	.0156

表１－９　調整スピードの推定（西ドイツ）

	W	L
定数高	-.0531 (-.137)	-.0201 (-.67)
Q	-.263 (3.84)	1.352 (14.53)
T	.0049 (1.16)	-.0270 (-6.00)
$W(-1)$	.643 (5.75)	-.734 (-7.77)
$L(-1)$	.0897 (-1.76)	.477 (16.8)
ρ	.461 (1.75)	-.794 (-.293)
R^2	.977	.994
$D.W.$	1.64	2.01
$S.E.$	.0125	.0191

表１－１０　調整スピードの推定（フランス）

	W	L
定数高	-.557 (-1.31)	1.591 (8.89)
Q	.0781 (1.06)	.326 (12.3)
T	.0131 (1.23)	-.0236 (-6.32)
$W(-1)$	.688 (4.11)	-.0526 (.915)
$L(-1)$	.310 (1.39)	.381 (4.37)
ρ	.028 (0.77)	-.179 (-.612)
R^2	.977	.999
$D.W.$	2.05	1.96
$S.E.$	.0114	.0055

表１－１１　調整スピードの国際比較

	d_{11}	d_{12}	d_{21}	d_{22}
日本	.13	-.33	.28	.52
アメリカ	.24	.29	.04	.80
イギリス	.88	-.29	-.07	.48
西ドイツ	.36	-.09	.73	.52
フランス	.31	-.31	-.05	.64

表１－１２　日本の規模別（製造業）の実質賃金、労働当入量および生産量の変動

サンプル期間　1963-1982（年次データ）

従業員数	W	L	Q	$SD(W)/SD(Q)$	$SD(L)/SD(Q$
30-90人	.113 (.324)	.036 (0.42)	.153 (.459)	.739 (.706)	.235 (.090)
100-499人	.109 (.340)	.068 (.069)	.153 (.475)	.712 (.716)	.444 (.144)
500人-	.106 (.340)	.094 (.130)	.173 (.429)	.613 (.806)	.542 (.303)

（注）　括弧内は、トレンドを除去しないもの。

データ

W：『毎月勤労統計』（労働省）より規模別に時間当たり賃金を算出
現金給与総額／（総労働時間＋0.25×所定外労働時間）

L：『毎月勤労統計』より規模別に総労働時間を求め、『工業統計表』の規　模別総従業員数に乗じて労働投入量を求めた。

Q：『工業統計表』（通産省）より、企業規模別生産額をWPIで実質化した。

表１－１３　調整スピードの推定（製造業企業規模別）

サンプル期間　1964-1983（年次データ）

従業員数	定数項	*Q*	*A*	*W* (-1)	*L* (-1)	*S.E.*	*D.W.*
W	-13.0	.125	.0693	.768	.592	.0125	1.97
30-99人	(-6.52)	(3.57)	(1.86)	(14.7)	(5.73)		
L	9.28	.189	-.00773	-.258	.443	.0138	2.17
	(4.25)	(4.90)	(-.187)	(-4.48)	(3.88)		
W	-7.08	.0697	.0226	.862	.324	.0116	2.60
100-499人	(-6.61)	(1.97)	(.561)	(22.5)	(5.43)		
L	5.55	.276	.0443	-.395	.578	.0151	2.36
	(3.97)	(5.98)	(.844)	(-7.91)	(7.42)		
W	-5.06	.104	.0733	.843	.188	.0124	2.17
500人-	(-7.10)	(3.58)	(2.00)	(22.1)	(5.10)		
L	5.94	.301	-.052	-.414	.565	.0228	2.09
	(4.55)	(5.62)	(-.774)	(-5.92)	(8.34)		

（注）推定方法＝ＳＵＲ

データ

W：『毎月勤労統計』より規模別に時間当たり賃金を算出

現金給与総額／（総労働時間＋0.25×所定外労働時間）

L：『毎月勤労統計』より規模別に総労働時間Ｈを求め、『工業統計表』の規模別総従業員数Ｅに乗じて労働投入量を求めた。

Q：『工業統計表』より、企業規模別生産額をＷＰＩで実質化した。

A：『家計調査報告』（総務庁）より、世帯主の勤め先企業規模別の財産所得をＣＰＩで実質化した。

表１－１４　調整スピードの企業規模間比較

企業規模	d_{11}	d_{12}	d_{21}	d_{22}
30-99人	.23	-.59	2.6	.56
100-499人	.14	-.32	.40	.42
500人-	.16	-.19	.41	.47

図 1-1　実質賃金，生産量，労働投入の変化（日本）

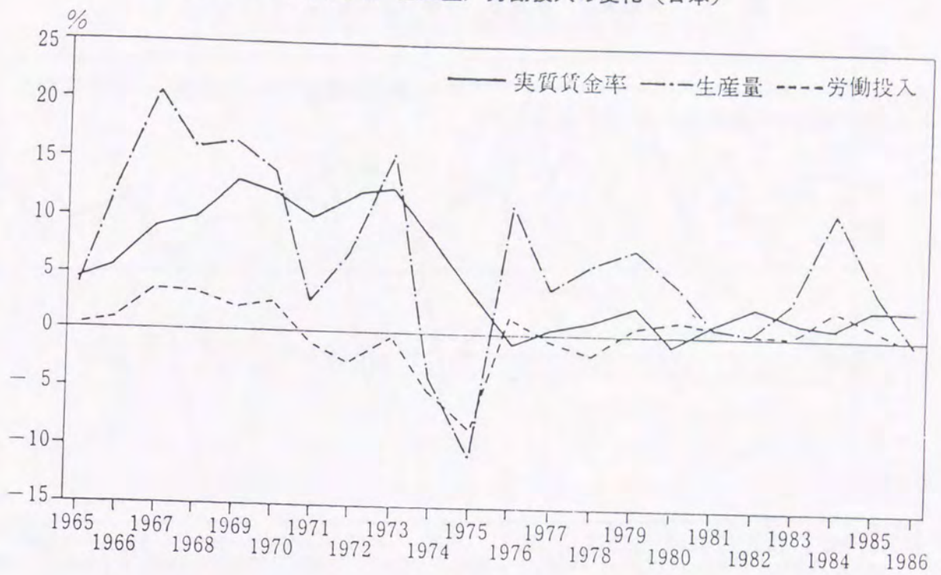


図 1-2　実質賃金，生産量，労働投入の変化（アメリカ）

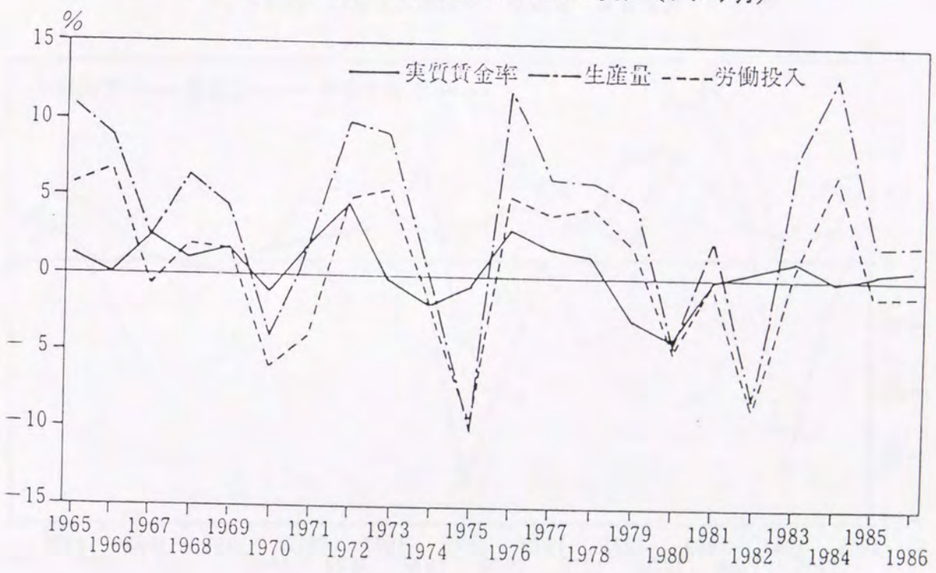


図 1-3　実質賃金，生産量，労働投入の変化（イギリス）

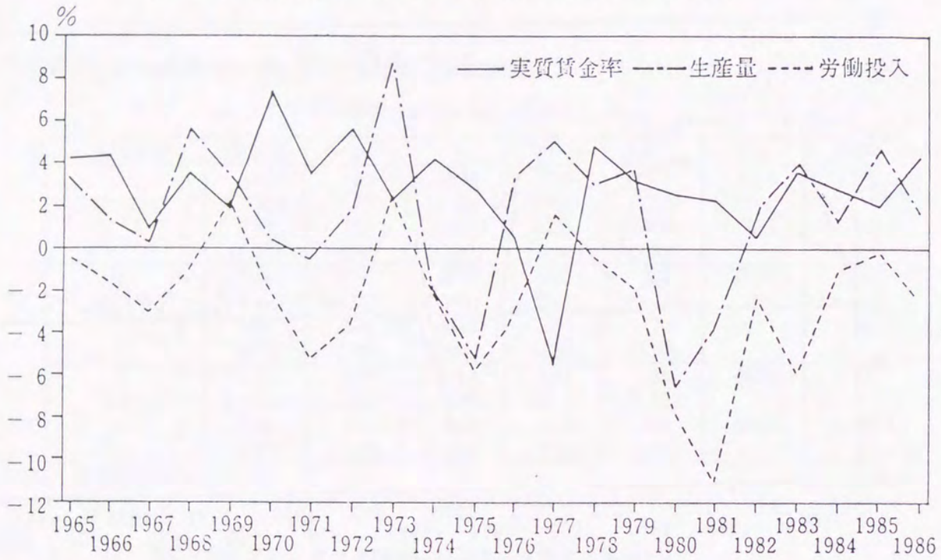


図 1-4　実質賃金，生産量，労働投入の変化（西ドイツ）

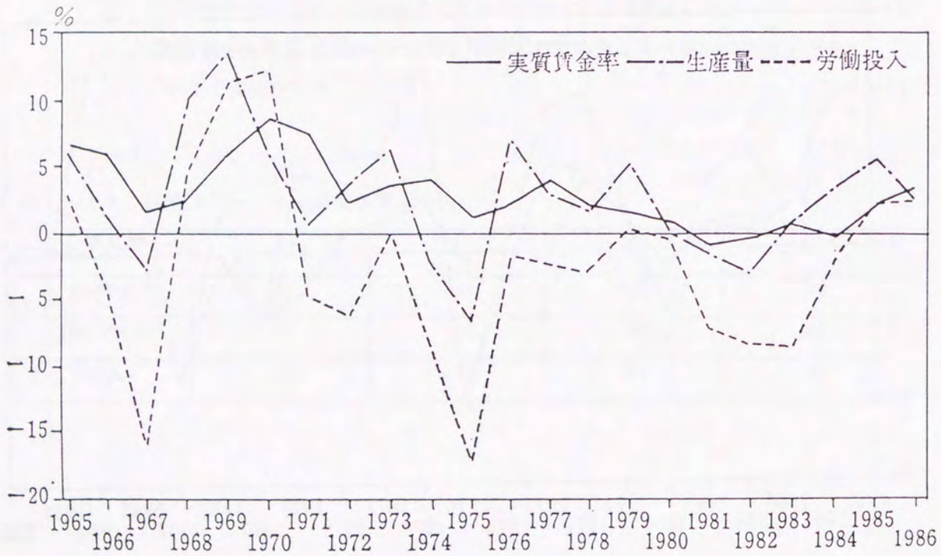


図 1-5　実質賃金，生産量，労働投入の変化（フランス）

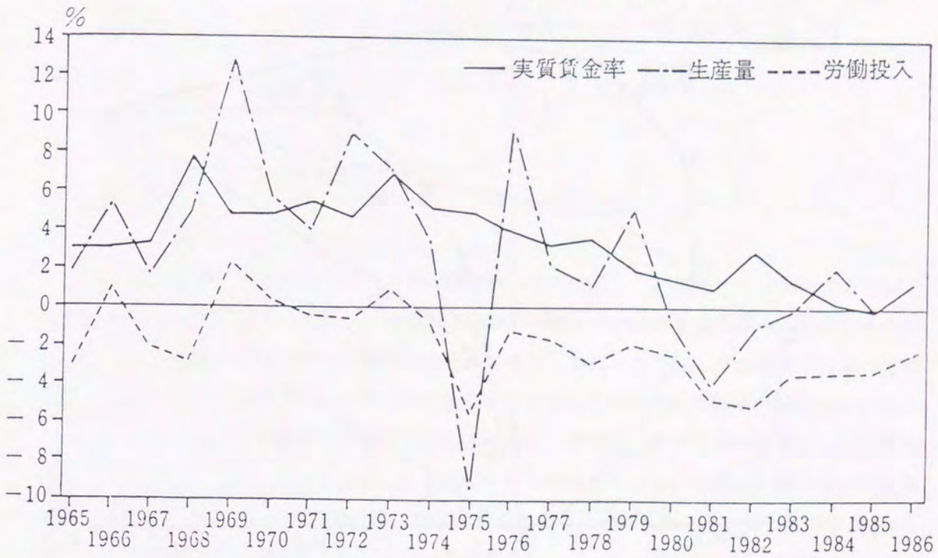


図 1-6　不均衡からの調整過程（国際比較）

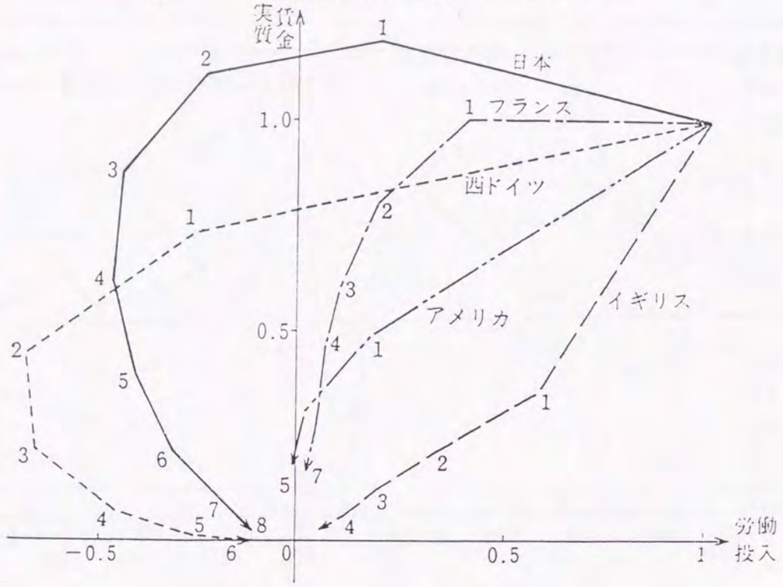
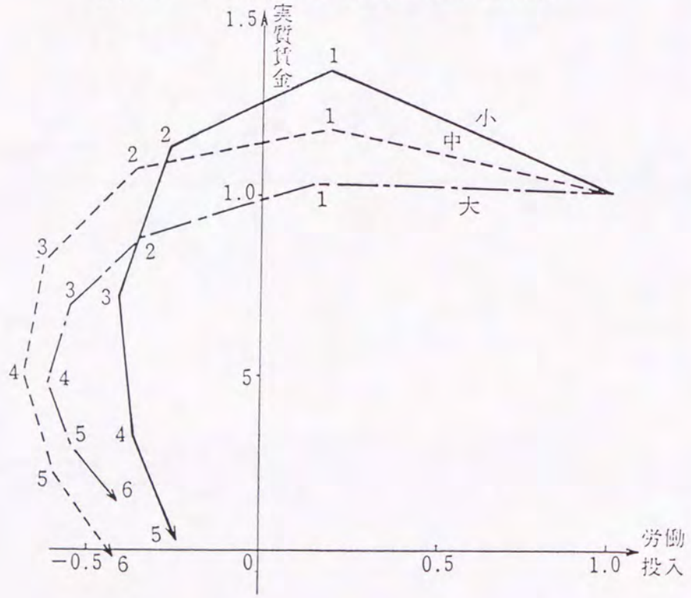


図 1-7　不均衡からの調整過程（企業規模別）



第２章
ボーナス・賃金の決定メカニズムと雇用：企業別データによる再考

1　はじめに

石油危機以降の日本経済について、その国際的に見たマクロのパフォーマンスの良さは多くの人の注目を集めている。なぜ、わが国がいち早く石油ショックから立ち直ることができたのかということに関しては、様々な議論がなされてきた。そのなかで、しばしば日本における賃金の伸縮性が、マクロのパフォーマンスの良さをもたらしているという指摘がなされている。

日本の企業では、年間賃金の約３０％から４０％が、夏季と、年末にボーナスとして支払われている。このような、全従業員にたいするボーナス制度をもっている国は、他にほとんど存在しない。そのため、日本の労働市場の良好さをもたらしている要因とみなされることが多い。特に、日本の賃金の伸縮性をもたらしている原因の一つに、このボーナス制度の存在がしばしばあげられている。なかでも、わが国のボーナス制度をプロフィットシェアリング制度としてとらえるワイツマンの意見によれば、ボーナス制度は失業率を低下させることに貢献していることになる。また、ボーナス制度が、労働者の労働意欲を高め生産性の上昇に貢献しているという意見もある。

しかしながら、ボーナス制度に関してこのよううな経済学的な側面に光りをあててておこなわれた実証研究は、ほとんど存在しない。本研究の目的は、企業別の個票データをもとにして、ボーナス制度が果たしている経済学的なインプリケーションをさぐることにある。今までの分析の多くはマクロデータを用いた分析であるため、わが国の賃金・ボーナス決定に重要な役割を果たしている世間相場の影響が考慮されてこなかった。産業別の相場水準がボーナスの決定において重要なことは、企業別の個票データを観察すると明らかである。例えば、鉄鋼産業では標準労働者に対するボーナスは完全に各企業で一致している。また、石炭産業におけるボーナス・賃金は各社でほとんど差がなかったこともよく知られた事実である。

以上のように。ボーナスの分析を行うためには個票データを用いることが不可欠なのである。われわれが用いるデータは、都市銀行、電気、繊維の３産業のうち東京証券取引所一部上場企業の企業別データである。企業財務に関するデータは、有価証券報告書をもとにしてつくられた日経財務データおよび日経金融財務データを用いた。また、各企業別の平均賃金、平均ボーナス支給額、労働者の平均年齢については、『資料労働運動史』『労政時報』からとった。

本稿の構成は、次のとおりである。まず、次節においてはボーナスに関する今までの研究を概観する。第３節では、我々が用いるデータについて詳述し、第４節では、ボーナスの決定要因と雇用との関係について、推測されるモデルとその検定方法を述べ、推定結果を報告する。最後に第５節で暫定的な結論と今後の課題を述べて結びとする。

2　ボーナスに関する今までの研究

本節では、ボーナス制度が、なぜ存在するのか、またいかなる役割を果たしているのかについてのいくつかの仮説を簡単に紹介する。そして、それぞれの仮説のもつ経済的なインプリケーションについて検討する。

２－１　利潤分配説、支払い能力説

ボーナスは利潤の一部であるという考え方は、ボーナス議論では、最も一般的な考え方であろう。この利潤分配がなぜおこなわれるかを説明するものとして特殊人的資本仮説とインセンティヴメカニズムとしてのボーナス制度を強調する立場がある。

２－１－１　人的資本仮説

Hahimoto(1979)は、企業に特殊な人的資本が存在するために企業は、利潤の一定比率をボーナスとすることでその準レントを支払っているとみなす。彼は、年間賃金に占めるボーナスの比率が、人的資本の代理変数と正の相関を示すことでこの仮説を実証している。１－２　インセンティヴメカニズムとしてのボーナス制度

Okuno（1984）によれば、個人の努力が観察可能であれば、その努力に応じてボーナスを出来高払いとして支払うことで、個人のインセンティヴをもたらすことが可能になる。しかし、個人の努力が観察できない場合でも、従業員にオストラシズム（村八分）の慣習があれば、企業全体のパフォーマンスにのみ比例するボーナス制度は従業員の労働インセンティヴをもたらすことが示されている。

ボーナス制度が利潤分配制度として機能している場合には、雇用を増加させる要因となることが、Weitzman（1985）、Freeman &Weitzman(1986)によって主張されている。また、このような制度のもとでは個人にとって、ボーナスは賃金に比べて不確実性が高いものになる。したがって、ボーナス比率が高い場合には、個人貯蓄率を高める要因となる。この点は、日本の高貯蓄率の説明要因と見なされることが多い。(Isikawa=Ueda (1984))

２－２　税制

以上の他に、ボーナスは賃金の一種にすぎなく、税制の存在のためにボーナスという形態で賃金を支払うことが選好されている可能性もある。

２－２－１　社会保険料の減額

厚生年金保険料・雇用保険料等の社会保険料の算定基礎となる標準報酬月額には臨時に支給される給与は算定されない。したがって、六ヶ月に一度支給されるボーナスは標準報酬月額に算定されない。ボーナスの総賃金に対する支給比率の上昇は、労働コストの節約効果を持つのである。[1]

２－２－２　賞与引当金制度

林、田近、油井、(1987) は、企業税制が資本コストに与える影響を考察している。そのなかで、賞与引当金制度が、資本コストの低下をもたらすことを示している。すなわち、ボーナスで賃金を支払う場合、賞与引当金を利用することができるが、それによる年間の法人税の実質的軽減額は、

$$\frac{(\text{利子率}\times\text{賞与引当金額}\times\text{法人税率})}{(1+\text{利子率})}$$

になる。この場合には、ボーナス制度は、賞与引当金制度を通して資本コストの引き下げ要員になり、投資に対して正の効果をもつことを意味する。

２－２－３　減額老齢年金

厚生年金の減額支給の対象にボーナスは入らないため、高齢者にとってはボーナス比率を高める方が有利となる。この場合ボーナス制度は、減額年金のディスインセンチィヴ効果を弱め高齢者の労働供給を促進する。

3　データの詳細

われわれが用いるデータは、都市銀行、電気、繊維の３企業のうち東京証券取引所一部上場企業別データである。企業財務に関するデータは、有価証券報告書をもとにしてつくられた日経財務データおよび日経金融財務データを用いた。また、各企業別の平均賃金、平均ボーナス支給額、労働者の平均年齢については、『資料労働運動史』、『労政時報』からとった。

選択した個別企業名は、表２－６にまとめてある。なお、電気産業については、従業員数が１万人以上の大企業とそれ以下の中企業にデータを分割した。これらの３産業をサンプルにと

[1] 1995 年 4 月より厚生年金に対してはボーナスから１％の特別徴収が行われている。

った理由は、一つには、パネルデータとして十分なデータがえられることである。いま一つは、従業員のうちホワイトカラー労働者がほとんどをしめる銀行と工場労働者の占める割合が比較的高い産業、好況業種と不況業種を含んでいることである。

従業員の平均年齢、平均賃金、平均ボーナス支給額は、『資料労働運動史』、『労政時報』(1972年-1986年)の春闘特集、夏季賞与特集、年末賞与特集における企業別データを用いた。この時、製造業のデータは、労働組合員の平均年齢および平均額であるのに対し、都市銀行に、関するデータは、従業員全体の平均である。また、都市銀行のボーナス支給額は、労務行政研究所が賃金月数で調査した値を、有価証券報告書の平均賃金に乗ずることによって得られたものである。さらに、ここでの平均賃金は所定内賃金のみがとられている。したがって、残業による賃金変動はふくまれない。そのため、賃金自身の伸縮性を過小評価する可能性がある。

その他のデータは日経財務データ(製造業)、日経金融財務データ(都市銀行)からとった。なお、金融財務データが、1975年から1985年まで利用可能であったので、都市銀行の推定は、この11年間のデータをもとにおこなった。一方、製造業については、日経財務データは、1960年から1984年まで利用可能であったが、『労政時報』によって得られたのは1972年以降のデータであったため、1972年から1984年までの13年間のデータをもちいた。財務データの変数の詳細は表2－7にまとめられている。

4　企業利潤とボーナス・賃金・雇用

4－1　企業利潤とボーナスに関する実証的研究

本稿は、前節のボーナスに関する議論のうち利潤にどの程度影響を受けて変動するかについての実証分析は、これまで、Hashimoto(1979)、水野(1986)、Koshiro(1986)、Freeman＝Weitzman(1986)、駿河(1986)等によっておこなわれたきた。Koshiroを除いていずれの研究もマクロデータあるいは産業別の集計データをもとにした研究である。

Hashimoto(1979)は、産業ごとのボーナス・賃金比率がGNPと正の相関をもち、循環的変動の大きい産業ほどその比率が高いことをしめしている。Freeman＝Weitzman(1986)も、『毎月勤労統計』をもとにしたマクロデータ、産業別データをもちいて、ボーナス比率、ボーナス水準が、付加価値、利潤、NDPと正の相関をもつことを実証している。

水野(1985)は、規模別の分析を行い、大規模企業程、利潤のボーナスにたいする係数が小さくなるものの、すべての規模階級でボーナスと利潤の間に正の相関を見いだしている。

また、Koshiro(1986)は、1000人以上の企業規模で労働組合が存在する288企業の調査(労働省労政局)をもとにしたマクロデータを用いた研究とともに、特に企業のデータをもちいた結果も報告している。それによれば、利潤はボーナスの説明変数として有意なものとなるが、

利潤のボーナスに対する弾力性が一般に考えられているものより、はるかに小さいことになる。

〔相場賃金の影響〕

一方、佐野(1981)、村松(1985)の賃金決定に関する企業別データの分析によれば、わが国の大企業では、個々の企業の業績と賃金の相関よりも、相場賃金の影響が強いことが明らかにされている。ボーナスについても同じことがいえるかもしれない。『賃金引き上げ等の実態に関する調査』(労働省)の1969年から1971年までの3年については、ボーナスの決定に関する調査を行っている(表2－1、2－2)。それによると、ボーナスの決定にあたって最も重視されているものは企業の業績であるが、同時に世間相場のレベルも重要な決定要因となっているのである。表2－2によれば1974年の年末ボーナスの決定にさいして製造業では57%が世間相場を考慮している。しかも、大企業ほどその割合は高くなり、逆に規模が小さくなるにしたがって世間相場を重視する企業の割合は減ってくる。この点は、賃金上昇額の決定とよく似ている。2－3に賃金決定のさいの最重視要素がまとめられているが、世間相場は企業業績についで重要な要素であることが分かる。また、約半分の企業が世間相場の基準として同一産業同格企業をあげている(表2－4)。

石田(1976)は、『賃金引き上げ等の実態に関する調査』(労働省)をもとに1970年代前半の賃金決定の基準について次の点をあげている。(1)企業の業績が、もっとも重要な賃金決定基準となっている。この要因のウェイトは、好況期より不況期に高まる。(2)世間相場は、企業業績に次ぐ第二の賃金決定基準であり、大企業ほどこれを重視している。不況期より好況期にこの要因のウェイトは高まる。(3)労働市場要因は中小企業で重視されている。

また、1983年度においてボーナスの決定に利潤分配方式、あるいは成果配分方式を明示的に実施している企業の比率は、労働省、労務行政研究所の調査によれば約3割の企業が実施しているに過ぎなく、その実施比率は企業規模が大きくなるに従って下がっていく(表2－5)。

このようにアンケートに基づいたデータからはわが国の賃金、ボーナスの決定において相場賃金は企業業績と並んで重要な役割を果たしていることが明らかである。しかしながら、このような個々の企業の業績が、世間相場に比べてどの程度賃金、ボーナスの決定に影響しているかという定量的な研究はほとんどなされていない。Koshiro以外の研究は、すべて集計データのみを扱っているため、この相場賃金の影響を考慮することができない。また、企業別データを用いたKoshiroも相場賃金の影響を無視しているためスペシフィケーションエラーによるバイアスを起こしている可能性がある。この相場賃金の影響が強ければ、集計データでは利潤が労働需要の代理変数として機能するため、利潤とボーナスが正の相関をもったとしても、それは利潤分配制度を必ずしも意味しない。また、いずれの分析においても、利潤や付加価値がボ

ーナスと同時に決定される可能性を無視しているため、同時方程式バイアスの存在も考えられる。本稿では、企業別個票データによる分析を行うことによりこれらの点を明らかにする。

４－２　推定モデルとその結果

前項でも述べたように、過去に行われた研究の基本的な推定式はつぎの式である。

（今期のボーナス）＝a＋ b（従業員一人あたり利益）＋c（一期前のボーナス）

今までの研究の多くはこの式を最小自乗法をもちいて推定し、従業員一人当たり利益の係数 b の有意性検定とその大きさを議論している。しかしながら、上式については次に述べる問題点が存在する。

（1）従業員一人当り利益（一人当り付加価値）は、賃金やボーナスに対して先決変数とは限らない。むしろ、同時に決定される可能性が高い。この点は、推定結果に同時方程式バイアスをもたらす。

（2）ラグ構造がアドホックである。

（3）説明変数がアドホックである。相場賃金、企業別の賃金、雇用者等の変数が説明変数に入っていない。

〔グレンジャーの因果性テスト〕

われわれは、以上の問題点を考慮して次のような多変量時系列モデルを推定し、グレンジャーの因果性テストをおこなった。

$$y = A_s y_{-s} + c + a_1 AW + a_2 AW_{-1} + a_3 T + a_4 T^2 + a_5 AGE + a_6 AGE^2 + a_7 WR$$

ただし、y は〔ボーナス、平均賃金、雇用者数、一人当り利益〕、を示す列ベクトルであり、A は係数行列である。添字の s はラグの次数を示している。また、c は定数項、AW は相場賃金、T はトレンド、AGE は平均年齢、WR は女性従業員比率をしめしている。T と AGE については２次の項もいれている。なお、トレンドと年齢以外の変数はすべて対数変換されている。また、ボーナス、賃金、利益、付加価値は消費者物価指数で実質化されている。

年齢を変数に取り入れたのは、推定を産業別に個票データをプールして行うので、企業別の要因を年齢で吸収する必要があるからである。

推定結果は、表２－８と表２－９にまとめられている。スペースの節約のために、詳しい推定結果は割愛し、グレンジャーテストの結果のみを矢印（←）を用いて示している。矢印（←）

は、１０％水準で当該列の変数が、第１列の変数に対してグレンジャーの意味で因果性をもっていることを示し、（＊←）はそれが５％の有意水準でも言えることを示している。

表２－８は、ボーナス、賃金、雇用者数、一人当り付加価値の間での因果性テストの結果である。注目すべき因果性は一人当り付加価値とボーナス、賃金との関係である。付加価値がボーナスに対する因果性が５％水準で認められる産業は、銀行業だけである。ただし、１０％の有意水準では繊維業、電気業（中）においても付加価値からボーナスにたいする因果性が認められる。さらに、電気業（大）においては付加価値からボーナスへの因果性は存在しないが、賃金にたいする因果性が存在している。また、いずれの推定式においても相場賃金は非常に有意な係数として計測された。

つぎに、表２－９では一人当り付加価値のかわりに一人当り経常利益を用いた計測結果がまとめられている。ここでも、銀行業においてのみ利潤からボーナスへの因果性が５％の有意水準で認められる。他の産業では、ボーナスは利潤の水準からは独立である。ただ、電気産業（中）では１０％の有意水準では利潤から賃金への因果性が認められる。この産業では、賃金からボーナスに対する因果性が認められるため、利潤は間接的にボーナスに影響していると見なすこともできる。

表２－１０、２－１１は、相場賃金として各産業別の賃金を用いたものである。結果は表２－８、２－９と大差ないが、表２－１１における繊維業において利潤からボーナス・賃金への因果性が認められる点が異なっている。

さて、表２－１０、２－１１で付加価値・利潤がボーナス・賃金に対して因果性をもっていたものについてインパルス反応を描いていたものが図２－１から図２－３である。図２－１は、繊維業について一人当り経常利益にプラスのショックがあった場合、賃金とボーナスがどのような変化を示すかをあらわしたものである。これをみると繊維業では利潤の増加が賃金・ボーナスを減少させている。繊維業で付加価値はボーナス・賃金にたいして影響を与えていないことを考慮すると付加価値を一定として労働者と株主の間で付加価値を分けあっていると考えられるかもしれない。あるいは、利潤の増加は賃金スクイズをもたらしていると解釈できよう。

図２－２は、電気機械の大規模企業における同様の反応図である。付加価値に生じたプラスのショックはボーナスにたいしては２年間、賃金にたいしては１年間その水準を引き上げる。その後、５年間に雇用者による賃金低下効果が一巡し、賃金・ボーナスとも増加に転ずる。

都市銀行におけるインパルス反応が図２－３にしめされている。因果性テストの結果からも予想できるが、経常利益・付加価値の増加は次年度のボーナスを大きく引き上げ、賃金水準も２年後から引き上げる効果を持つ。しかも、その効果は永続的である。

〔ボーナスと雇用〕

ワイツマンーフリーマン（1986）は、ボーナス制度がプロフィットシェアリング制度として機能していれば、ボーナスの増加は雇用の増加をもたらすと主張している。実際、彼らはわが国の産業別データを用いてこの点を実証している。本研究の個票データによる分析ではどうであろうか。グレンジャーテストからは、ボーナスから雇用に関する因果性はほとんどのケースで確認できない（表２－８から表２－１１）。しかし、間接的な因果性は考えられるため、ここでもインパルス反応を検討してみる。その結果は図２－４から図２－６に示されている。それによるとボーナスのプラスのショックは繊維、電気（大）、銀行のいずれの産業においても雇用にプラスの効果を持っている。それにたいし、賃金上昇のショックは繊維、銀行の両産業で雇用にたいしてマイナスの効果をもっていることがわかる。したがって、ボーナスが雇用の増加をもたらしているというワイツマンーフリーマン（W-S）仮説はこれらの産業でも確認されたことになる。しかし、ボーナスが個々の企業の利潤・付加価値とリンクし、しかも雇用に対してプラスの影響をもっているのは都市銀行だけである。また、電気機械産業の大規模企業における賃金は、利潤分配型であり雇用に対してもプラスの影響を持っているという意味でW-S仮説のボーナスの役割を果たしている。

〔2 SLSによる同時点間の因果性テスト〕

グレンジャーの因果性テストは、ラグ付き変数からの因果性の検定としては有効であるが、同時点間で因果性が存在するばあいには有効ではない。そこで、本稿では今期の付加価値・利潤を説明変数にいれてその係数が有意性によって同時点間の因果性を検定する。ところで、利潤・付加価値は他の変数の内生変数であるばあいが存在することが、表２－８・表２－９から確認できる。そのばあいには、OLSで推定をおこなうと推定値にバイアスがあるため、2 SLSで推定をおこなわねばならない。具体的にはつぎの推定を行う。

$$B = a + \sum b_i B_{-i} + \sum c_i W_{-i} + \sum d_i L_{-i} + \sum e_i (VA/L)_{-i} + f(VA/L) \qquad (1)$$

$$W = a + \sum b_i B_{-i} + \sum c_i W_{-i} + \sum d_i L_{-i} + \sum e_i (VA/L)_{-i} + f(VA/L) \qquad (2)$$

$$VA/L = a + \sum b_i B_{-i} + \sum c_i W_{-i} + \sum d_i L_{-i} + \sum e_i (VA/L)_{-i} + f[S/L(-1)] + g[SB(-1)] \qquad (3)$$

但し、Bはボーナス、Wは賃金、Lは雇用者数、VAは付加価値を示し、∑は１期前から４期前までのラグの総和を示している。また、S/L（－１）は一期前の一人当り売上高、SB（－１）は一期前の相場ボーナスであり、

SB=現金給与総額－決まって支払われる賃金

で求められている。もちろん、これらの変数以外にグレンジャーテストの場合と同様に相場賃金、トレンド、平均年齢、女性従業員比率をいれており、TとAGEについては２次の項もいれている。なお、トレンドと年齢以外の変数はすべて対数変換されている。また、ボーナス、賃金、利益、付加価値は消費者物価指数で実質化されている。

われわれは、（３）式を推定してえられた一人当り付加価値（利潤）の予想値を（１）、（２）式を推定する場合の操作変数として用いた。（１）、（２）式における係数fの推定結果が表２－１２、２－１３にまとめられている。表２－１２によれば、今期の付加価値はすべての産業において有意ではない。また、利潤については、銀行業でボーナスにたいしてプラスで有意であり、電気業（大）で平均賃金に対してプラスで有意な値をとっている。また、繊維業においては利潤はボーナスにたいしてマイナスで有意となっている。

表には示していないが、相場賃金を全産業平均でとると銀行業のボーナス決定式における一人当り付加価値の係数の和は、0.0253,であり、電気業（大）の賃金決定式におけるその係数の和は、0.054 である。今、毎年一人当り付加価値が１％ずつ増加した定常状態を想定すると、銀行業のボーナスは2.456%上昇し、電気機械業（大）では平均賃金が0.311%上昇する。

また、相場賃金を産業別にとると都市銀行業における付加価値のボーナスにたいする定常的弾力性は0.2116であり、電気（大）の賃金弾力性は0.0897である。

以上の結果から明らかなことは、ボーナス制度が典型的なプロフィットシェアリング制度として機能しているのは銀行業だけであるということである。また、賃金に関しては電気業界の大規模企業でプロフィットシェアリングが行われている。その他の産業においてはボーナス・賃金決定において相場賃金の影響が強い。

この相場賃金の影響が強い産業としては、このほかに、鉄鋼産業、石炭産業があげられる。特に、鉄鋼産業においては、標準労働者のボーナス水準は各社で完全に一致している（『労政時報』）。これらの産業を含めると鉄鋼・石炭・繊維・電気（大、中）が、ボーナスを産業全体で決定している。但し、電気（大）は、賃金の決定については個々の産業の業績にリンクして決定している。

しかし、これらの産業においても産業別のデータを用いるとボーナス・賃金と利潤などの支払い能力と正の相関を示すことが多い。これは、個々の企業の業績と産業全体の世間相場との間

にプラスの相関関係があるために、マクロデータを用いた分析にミススペシフィケーションバイアスが存在することを示している。このマクロデータからの結果とマイクロデータからの結果を考えるとつぎの仮説が考えられる。

（1）個々の企業の業績が企業間で正の相関をもっているため 、その産業の労働市場における労働需要と産業全体の業績が正の相関を持つ。この場合には、プロフィットシェアリングではなく市場メカニズムによって賃金・ボーナスが決定されていることを意味する。

（2）企業別の業績がボーナスの決定に反映されなかった産業における共通の特徴として、産業別の労働組合の結束の強さが指摘される。石田（1976）が指摘しているように、準拠集団がはっきりしている産業については労働組合幹部の行動様式は、その準拠集団と同水準の賃金・ボーナスを獲得するようになる。また、準拠集団よりも低いボーナス・賃金を企業が支給することは労働者のインセンティヴを低める要因となる。この場合には、世間相場が労働市場を均衡させるように決定される保証はない。

いずれの仮説が正しいかは、今後に残された課題である。大竹（1986）によれば、産業別においても賃金の調整スピードは非常に遅い。外部市場と直結していない大企業部門であることを考慮すると準拠集団の存在を考える必要があるかもしれない。

最後に、銀行業でプロフィットシェアリングが行われている理由について４つの仮説をあげておこう。

（仮説１）都市銀行の産業別労働組合の力が比較的弱いため各企業の労働組合が世間相場にボーナスを設定することができない。

（仮説２）都市銀行の労働者の人的資本のレベルが高いために、Hashimotoが指摘する人的資本仮説が成り立っている。

（仮説３）銀行業は、カルテル産業であり、株主支配も強くない。そのため付加価値の増加が役員報酬や職員給与の放漫的な増加をもたらしている。

（仮説４）銀行業では、景気循環の影響が小さいので、付加価値・利潤の変化が永続的とみなされるため、賃金・ボーナスの変動をもたらす。付加価値・利潤の変動が循環的か永続的かは賃金決定に異なった影響を持つはずである。鉄鋼業、繊維業の景気循環は在庫循環とほぼ一致し比較的短い。逆に電気産業は景気循環が比較的長い傾向がある。（Yoshikawa-Otake(1987)）。このような産業別の景気循環の特徴とボーナス・賃金の付加価値弾力性の大きさは関連があるかもしれない。

ここでは、以上の仮説のうちどれが正しいかについて断定することは本稿ではできない。ただし、（仮説３）については、筒井一蝋山（1987）は地域別の銀行データから市場集中度と経費率とのあいだに負の相関の存在をみいだしているため否定的である。しかし、ほかの産業に比べて株主支配の程度が低ければこの仮説は十分に可能性がある。都市銀行の株価が最近時点まで市場メカニズムで決定されていなかったことは明らかである。また、（仮説２）については、利潤分配制度を取り入れている企業が中小企業ほど多いという事実（表２－５）との整合性を説明しなければならない。

いずれにしても、ボーナス・賃金の決定メカニズムは産業ごとに大きく異なっている。その決定メカニズムを明らかにしていくためには、人的資本の特徴を明らかにすると共に、産業組織的、景気循環論的な分布も必要であろう。この点は今後に残された課題である。

5　結　論

われわれは、都市銀行、電気（大、中）、繊維の４産業部門において、ボーナスの決定要因を企業別でータをもちいて検討した。個々の企業業績が、ボーナスの決定要因であるという仮設は、都市銀行を除いて棄却された。本分析によれば、個々の企業業績よりも相場賃金の影響の方が大きく、むしろ市場全体の業績に大きく依存してボーナスは決定されているようである。このことは、ワイツマンモデルにあてはまらない産業がわが国に存在することを意味している。また、ボーナスから雇用に対する直接の因果性を確認することはできなかったが、インパルス反応から検討すると、ボーナスはいずれの産業でも雇用を増加させる効果をもっていることが確認できた。石油ショック以降のわが国のマクロのパフォーマンスの良さとボーナス制度の間には間接には関係があろう。しかし、それがプロフィットシェアリング制度として機能したとはいえない。むしろ、社会保険料、賞与引当金制度の存在による節税効果を通じ労働コスト引き下げをもたらした結果、雇用創出効果を持ったのではないであろうか。これらの効果を定量的にあきらかにすることは　今後の課題である。

本研究から産業によりボーナス決定メカニズムは異なっていることがあきらかになった。この決定メカニズムの産業間の相違が生じる理由については明らかにすることができなかったが、人的資本的アプローチ、産業組織論的・景気循環論的アプローチ等をもちいてこの点を解明することも今後の課題であろう。

参考文献リスト

〔日本語文献〕

石田英夫（1976）『日本の労使関係と賃金決定』、東洋経済新報社

大竹文雄（1986）「実質賃金の伸縮性について」、小池和男編『失業と雇用に関する研所収、雇用職業総合研究所、関西経済研究センター、昭和61年6月。

鍵山整充（1986）『改訂賞与と成果配分』、白桃書房。

佐野陽子（1981）『賃金と雇用の経済学』、中央経済社。

駿河一輝（1986）「ボーナス制度と賃金の伸縮性」、大阪府立大学Discussion Paper Series No.1.

筒井義郎、蝋山昌一（1987）「銀行業の産業組織」、館龍一郎、蝋山昌一編『日本の金融』所収、東京大学出版会。

林文夫、田近英治、油井雄二（1987）、「投資」、浜田宏一、堀内昭義、黒田昌裕編、『日本経済のマクロ分析』所収、東京大学出版会。

水野朝夫（1985）「賃金伸縮性と雇用変動」、中村・西川・香西編『現代日本の経済システム』、東京大学出版会。

村松久良光（1986）、「解雇、企業利益と賃金」、『アカデミア』、89, No.186, pp.399- 432.

労務行政研究所（1986）『年間賃金賞与の実態』

労働省（1985）『労働白書』。

〔外国語文献〕

Freeman, R. and Weitzman.M .,(1986),''Bounuses and Employment in Japan'',*NBER Working Papers,*No. 1878.

Hashimoto, M., (1979) ''Bonus Payments on-the-Job Training, and Lifetime Employment in Japan''*Journal of Political Economy* 87, 5.pp. 1086-1104.

Koshiro,K., (1986), ''Labor Market Flexibility in Japan,'' *Discussion Paper Sereis 86-2* Center for International Trade Studies. Yokohama University.

Okuno, M.,(1984). ''Corporate Loyalty and Bonus Payments: An Analysis of Work Incentive in Japan.''in Aoki M. (ed). *The Economic Analysis of the japanese Firm.*North-Holland.Amsterdam.

Peck.M.J.(1986),''Is Japan Really a Share Economy?''*Journal of Comparative Economics.*pp.427-432.

Ueda, K. and Ishikawa T., (1984). ''The Bonus Payment system and Japanese Personal Savings'',in Aoki,M. (ed). *The Economic Analysis of the Japanese Firm.*North-Holland Amsterdam.

Yoshikawa, H and F.Ohtake (1987). ''Business Cycles in Japan: Macro vs.Shocks and Their Effects on Industrial Production''. *Journal of Japanese and International Economy,* forthcomming.

Weitxman, M. L., (1984). *The Share Economy:Conquering Stagflation.* Mass: Harvard Univ. Press,Mass.

Weitzman. M. L., (1985*)''The Simple Macroeconomics of Profit-Sharing''. American Economic Review* 75, pp.937-953.

表２－１　年末賞与の決定において重視した要因

全産業　（事業所%）

		前期の業績	今期の業績	世間相場	昨年のボーナス
最も重視した要因	1969	30	28	23	15
	1970	26	33	24	13
	1971	30	36	17	14
２番目に重視した要因	1969	13	23	35	26
	1970	12	20	37	27
	1971	12	20	34	31

（資料出所）：『賃金引き上げ等の実態に関する調査』（労働省）

表２－２　1974 年年末賞与の決定で重視した要因

（単位%）

産業・規模	製造業	1000-	300-999	100-299	30-99	卸売業・小売業
企業の業績	67	72	61	57	71	78
世間相場　同業他社	53	64	52	45	38	37
他産業	4	4	4	4	2	4
労働力の確保・定着	5	1	3	8	13	8
物価上昇	20	17	31	32	34	39
労使関係の安定	29	33	33	28	20	20

（資料出所）：『賃金引き上げ等の実態に関する調査』（労働省）

（注）重視要素については２つまでの重複回答のため、その計は 100 とはならない。

表２－３　賃上げ額決定の際の最重視要素

（単位%）

	1970	1975	1980	1984
企業業績	41.2	52.9	57.3	65.8
世間相場	32.5	23.2	22.2	23.0
労働力の確保・定着	15.6	4.3	5.2	2.0
物価上昇	6.3	14.6	8.8	2.7
労使関係の安定	3.8	3.6	4.9	4.5
その他	0.4	1.4	1.5	2.0

（資料出所）：『賃金引き上げ等の実態に関する調査』（労働省）

表２－４　世間相場の基準（世間相場を考慮する企業にしめる割合）

	1973	1975	1980	1984
同一産業上位企業	13.2	11.3	12.6	10.4
同一産業同格企業	47.1	48.2	49.9	51.6
他産業	3.8	6.2	6	7.9
同一地域	24.9	19.6	16.2	12.3
関連企業	9.5	11.2	13.3	15.4
その他	1.5	2.6	2.1	2.5

（単位%）

（資料出所）：『賃金引き上げ等の実態に関する調査』（労働省）

表２－５　成果配分の実施状況

（1983）単位%

企業規模	実施企業の比率(A)	企業規模	実施企業の比率(B)
規模計	32.0	規模計	32.3
1000-	16.4	3000-	24.8
100-999	33.8	1000-2999	34.7
0-99	31.7	-999	34.5

（資料出所）：（A）『賃金労働時間制度総合調査』（労働省）（1983）

（B）『労政時報(1983.8.26)』　（労務行政研究所）

表２－６　対象とした会社のリスト

銀行業	繊維業	電気機械（大）	電気機械（中）
日本興業銀行	東洋紡	日立	ゼネラル
第一勧業銀行	ユニチカ	東芝	パイオニア
三井銀行	大和紡	三菱電気	トリオ
三菱銀行	倉敷紡	富士電気	日本コロムビア
協和銀行	川島紡	松下電気	岩崎通信
三和銀行	日東紡	シャープ	日本無線
住友銀行	日新紡	三洋電気	国際電気
大和銀行	富士紡	日本電気	日本通信
東海銀行	オーミケンシ	富士通	
東京銀行	東レ	沖電気	
埼玉銀行	旭化成		
北海道拓殖銀行	帝人		
富士銀行	クラレ		
	三菱レイヨン		
	東邦レイヨン		

表２－７　データの詳細（括弧内は日経財務データ（製造業）、
日経金融財務データ（都市銀行）のデータ番号を示す）

製造業

雇用者数（１５８）

利潤　営業利益（９５）

経常利益＝営業利益＋営業外収益（９６）ー営業外費用（１０２）

付加価値＝経常利益＋賃金総額

賃金総額＝労務費（２９３）＋給与（２８１）

産出額　売上高　（９０）

都市銀行

雇用者数　男子（１９５）、女子（１９６）、平均年齢（１９７）

利潤　経常利益（１１８）

付加価値＝経常利益＋賃金総額

賃金　　＝人件費合計（１５１）

産出額　　経常利益（８７）

（相場賃金）

『毎月勤労統計』より、　（全産業の現金給与総額）

（製造業の現金給与総額）

（産業別相場賃金）

金融保険業

繊維業

電気機械業

表２－８　グレンジャーの因果性テスト（相場賃金は全産業の現金給与総額）

産業	ボーナス	賃金	雇用者数	付加価値
銀行業ボーナス	＊←		←	＊←
賃金	＊←	＊←	＊←	
雇用者数			＊←	＊←
付加価値			←	＊←
繊維業ボーナス	＊←	＊←		←
賃金	＊←	＊←	＊←	
雇用者数	←	＊←	＊←	＊←
付加価値				＊←
電気　ボーナス				
（大）賃金		＊←		＊←
雇用者数			＊←	＊←
付加価値				＊←
電気　ボーナス	＊←			←
（中）賃金	＊←	＊←		
雇用者数			＊←	＊←
付加価値				＊←

（注）　ラグはいずれも４期。

←は１０％、＊←は５％水準で因果性が認められた
ことを示す。他の外生変数には、相場賃金、トレンド、
企業ダミーがある。

表２－９　グレンジャーの因果性テスト（相場賃金は全産業の現金給与総額）

産業		ボーナス	賃金	雇用者数	利潤
銀行業	ボーナス	＊←			＊←
	賃金	＊←	＊←	＊←	
	雇用者数			＊←	←
	利潤	←		←	＊←
繊維業	ボーナス	＊←	＊←		
	賃金	＊←	＊←	＊←	
	雇用者数		＊←	＊←	
	利潤		＊←	＊←	＊←
電気	ボーナス		←		
（大）	賃金	＊←	＊←	←	
	雇用者数			＊←	
	利潤				＊←
電気	ボーナス	＊←	＊←		
（中）	賃金	＊←	＊←		←
	雇用者数			＊←	
	利潤				＊←

（注）ラグはいずれも４期。

←は１０％、＊←は５％水準で因果性が認められたことを示す。他の外生変数には、相場賃金、トレンド、企業ダミーがある。

表２－１０　グレンジャーの因果性テスト（相場性賃金は産業別の現金給与総額）

産業		ボーナス	賃金	雇用者数	付加価値
銀行業	ボーナス	＊←		＊←	＊←
	賃金	＊←	←	＊←	
	雇用者数			＊←	
	付加価値	＊←	＊←	←	＊←
繊維業	ボーナス	＊←	＊←		
	賃金		＊←	＊←	
	雇用者数		＊←	＊←	＊←
	付加価値				＊←
電気	ボーナス				
（大）	賃金		＊←		＊←
	雇用者数			＊←	＊←
	付加価値		＊←		＊←
電気	ボーナス	＊←			
（中）	賃金		＊←		
	雇用者数			＊←	＊←
	付加価値	←			＊←

（注）ラグはいずれも４期。

←は１０％、＊←は５％水準で因果性が認められたことを示す。他の外生変数には、相場賃金、トレンド、企業ダミーがある。

表２－１１　グレンジャーの因果性テスト（相場賃金は産業別の現金給与総額）

産業	ボーナス	賃金	雇用者数	利潤
銀行業ボーナス	＊←		＊←	＊←
賃金	＊←		＊←	
雇用者数			＊←	←
利潤	＊←	←	←	＊←
繊維業ボーナス	＊←	＊←		＊←
賃金	＊←	＊←	＊←	＊←
雇用者数		←	＊←	
利潤		←	＊←	＊←
電気　ボーナス		←		
（大）賃金		＊←		
雇用者数			＊←	
利潤	←			＊←
電気　ボーナス	＊←	＊←		
（中）賃金		＊←		←
雇用者数			＊←	
利潤				＊←

（注）ラグはいずれも４期。
←は１０％、＊←は５％水準で因果性が認められたことを示す。他の外生変数には、相場賃金、トレンド、企業ダミーがある。

表２－１２　SLSによる同時点間の因果性テスト
（相場賃金は全産業の現金給与総額）

		付加価値	利潤
銀行	ボーナス	-.024	0.034
		(.483)	(4.74)*
	平均賃金	-.0003	.0024
		(0.08)	(.086)
繊維	ボーナス	-.009	-.020
		(-.374)	(2.38)*
	平均賃金	.0013	-.0049
		(0.085)	.960
電気（大）	ボーナス	.066	0.0017
		(1.72)	(0.061)
	平均賃金	-.025	.2234
		(0.328)	(3.90)*
電気（中）	ボーナス	.030	0.066
		(.885)	(1.14)
	平均賃金	-.0178	.0022
		(1.09)	(.445)

（括弧内はｔ値）

表２－１３　２SLSによる同時点間の因果性テスト

（相場賃金は産業別の現金給与総額）

		付加価値	利潤
銀行	ボーナス	.020	0.013
		(.600)	(2.93)*
	平均賃金	-.0052	.0014
		(0.978)	(.536)
繊維	ボーナス	-0.499	-0.823
		(-1.36)	(-.770)
	平均賃金	-.0046	-.176
		(0.275)	(2.23)
電気（大）	ボーナス	0.392	0.0182
		(.762)	(0.720)
	平均賃金	.0194	.0303
		(0.268)	(3.44)
電気（中）	ボーナス	.0228	-.0082
		(.656)	(.785)
	平均賃金	-.0139	.00121
		(.810)	(.236)

（括弧内はｔ値）

図 2-1　ボーナス・賃金の経常利益のショックに対するインパルス反応（繊維）

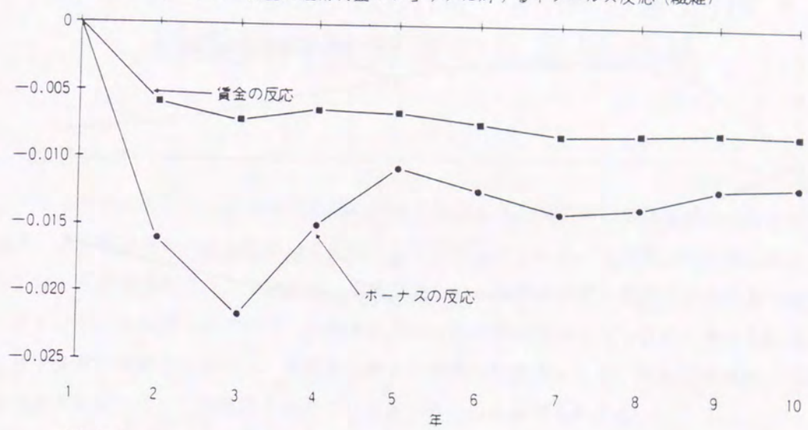


図 2-2　ボーナス・賃金の付加価値のショックに対するインパルス反応（電気大）

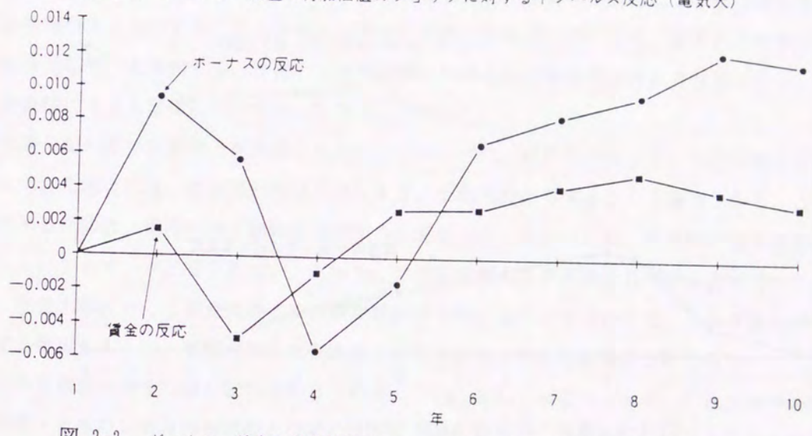


図 2-3　ボーナス・賃金の経常利益のショックに対するインパルス反応（銀行）

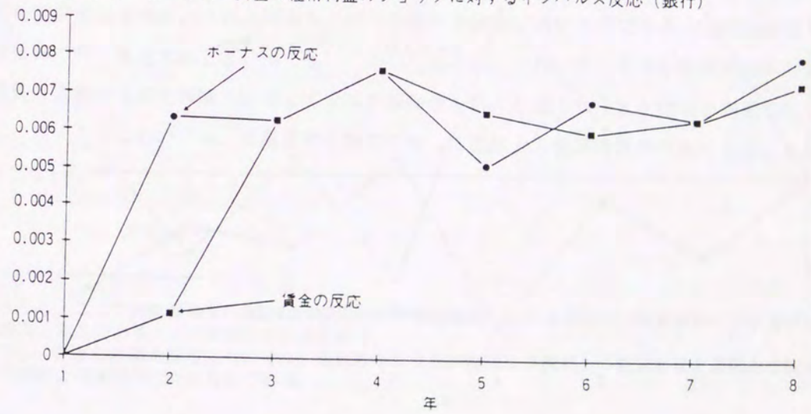


図 2-4　雇用のインパルス反応（繊維）

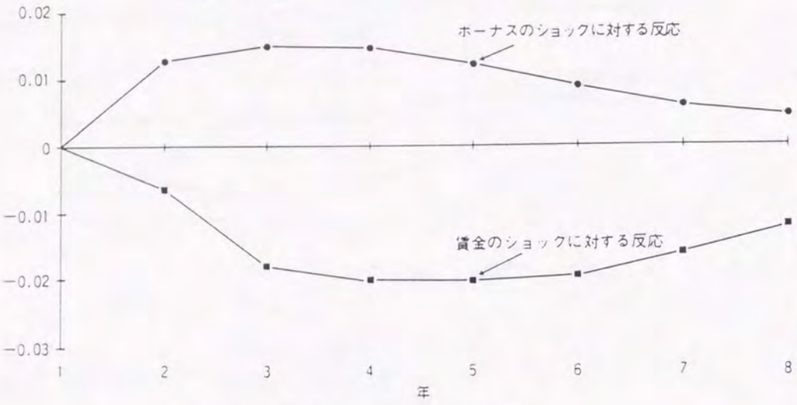


図 2-5　雇用のインパルス反応（電気大）

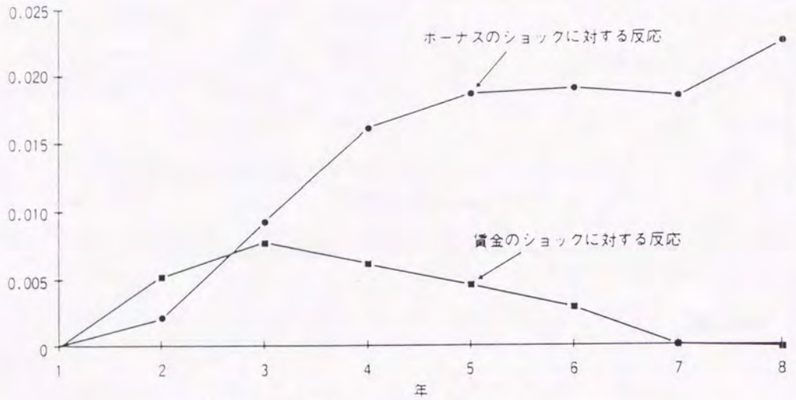
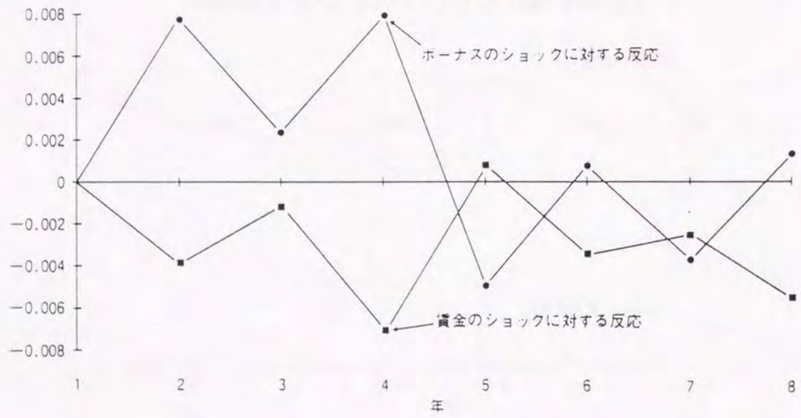


図 2-6　雇用のインパルス反応（銀行）



第３章　情報共有制度・利潤分配制度・従業員持株制度の生産性効果

1　はじめに

１９８０年代において、自動車や電機に代表される日本企業の高い生産性が注目をあびた。その結果、日本的企業システムについての研究が近年高まっている。その際、日本的企業システムとしては、長期雇用制度、企業別組合、年功賃金といった日本的雇用慣行といわれるものに加えて、メインバンク制度、株式持合、系列取引といった企業間関係なども含めて考えられる。さらに、日本企業の特徴のひとつに、従業員の様々な利潤分配制度および、労使協議制度に代表される情報共有制度によって生産性を高めているというものがあげられよう。

本稿の目的は、利潤分配制度および労使間の情報共有が企業の生産性にどのような影響を与えるかを実証的に分析することである。労働者の利潤分配制度については、従業員持株制度、賃金の利潤感応度、を検討する。また、労使協議制に代表される労使間情報共有制度がある。この点の生産性に与える影響についても、計量的分析を行う。

利潤分配制度が生産性上昇効果をもつルートの一つに、経営者がもっていない情報を労働者がもっている場合には、労使間の情報共有により、生産性が上昇するという議論がある。この点を検討するために、両者の相互関係を分析する必要がある。残念ながら、労使間の情報共有そのものについてのデータは得られない。しかし、非対称情報の交渉理論から情報共有が行われていれば、利益水準に対して賃金交渉の交渉期間は非弾力的になることがわかる。この賃金交渉期間に関する情報をもとに、情報共有の代理変数として生産性に与える影響を分析する[1]。

従業員持株制度や利潤分配制度の日米の差についてふれておこう。まず、アメリカの従業員持株制度と日本の従業員持株制度との間には大きな違いがある。基本的には、アメリカにおける従業員持株制度は日本における退職金あるいは企業年金制度に近いものである。退職金制度の運用を自社株で行う制度であるといってもいいかもしれない。これに対し日本の従業員持株制度は、従業員の自発的な自社株購入に対して企業が補助金を含めた様々な便宜をはかる制度であるといえる。アメリカにおいては、従業員持株制度に対して税制上の優遇措置が存在するが、日本には存在しない[2]。

---

[1] もちろん、ここでの情報共有の概念は、職場レベルの労働者と経営者の間での経営参加による情報共有とは異なる概念であることに注意する必要がある。

[2] ただし、日本の退職金制度については、退職給与引当金制度による税制上の優遇措置と退職金受取時における税制上の優遇措置がとられている。

利潤分配制度や成果分配制度と言われるものは日米両国に存在する。しかし、日本において利潤分配制度とみなされることが多いボーナス制度については、賞与引当金という形での税制上の優遇措置に加えて、社会保険料の算定基礎にならないという労働費用削減効果がある。これに対して、アメリカにおける利潤分配制度には税制上の優遇措置はない。また、日本の企業の中で明示的な利潤分配制度を取り入れている企業は特に大企業においては比較的少ない。

本稿の貢献は、今までの研究に比べてサンプル数が多いデータを用いて分析している点にある。データは、有価証券報告書からなる財務データ、大株主データ、春闘データという企業単位の長期間に渡るミクロ・データでる。例えば、財務データは２８年間年平均２３１５社[3]、大株主データは４年間年平均１８９１社、春闘データは２０年間年平均１０１９社を、潜在的な標本として含んでいる[4]。従来の日本企業に関する研究では、マクロあるいは産業別データを用いたの研究が多く、マイクロデータを用いている研究であっても１年のクロス・セクション・データを用いていたケースがほとんどである。本研究では、パネル・データであること、標本数も多いこと、といった特徴がある。

さらに、複数の利潤分配制度を考慮している点も新しい。従業員持株制度はボーナス制度に代表される他の利潤分配制度と代替的であるかもしれない。したがって、ある利潤分配制度のみについて生産性効果が検証できなかったとしても、それは他の無視された利潤分配制度の効果を無視していたかも知れない。このバイアスを取り除くためにも、ＥＳＯＰ以外の利潤分配制度を同時に検討する必要がある。

本稿は以下のように構成されている。第２節では、情報共有制度と利潤分配制度が生産性に与える影響についての理論的背景を議論する。そこでは、利潤分配制度、情報共有制度はそれぞれの制度が個別に生産性に影響を与えるというよりも両者が存在して初めて生産性効果が発揮されることが指摘される。第３節では、情報共有制度と利潤分配制度の生産性効果の検定に用いられるデータについて解説する。第４節で、推定に用いられるモデルと推定結果について議論する。最後に第５節で、本稿で得られた結果のまとめと今後の研究の方向をまとめる。

2　利潤分配制度の生産性効果についての理論的問題

利潤分配制度がもつ生産性効果については、いくつかの重要な理論的問題が存在する。まず、従業員が一人のケースを考えれば、利潤分配制度は従業員のモラルハザードを防止あるいは低下させることにより生産性上昇効果が予想される。これに対し、多数の従業員が存在した場合に利

[3]企業の多くは過去に中間決算を報告しており、それが財務データに含まれている。以下の分析にあたっては、中間決算を報告している企業に関して、その項目の性質上、期末で評価すべきか、期中合計で評価すべきかを判断し、年次のデータに変換している。
[4]これらのデータにいは記入漏れが多くあり、それらを標本から除いているので実際に推定に利用できる標本数とは異なることに留意されたい。

潤分配制度をとっている場合には、いわゆる１／Ｎ問題が生じる。従業員の数が多くなれば各個人が努力することによる企業利益の増大分はわずかである。この点を理解した労働者にはフリーライダーの問題が生じてくる。自分自身が努力をしなくても、企業利益の限界的低下はわずかであるため、他の労働者が利潤に貢献していれば利潤分配制度により収益が得られる。これは典型的な囚人のジレンマの状況である。

通常、この議論を避ける方法として、繰り返しゲームの枠組みが用いられることが多い。雇用関係が長期間に渡れば、怠業するという均衡以外のものも考えられるからである。日本のような長期雇用制度が普及している企業においては、この状況はよりあてはまりやすいかもしれない。しかし、この繰り返しゲームの枠組みの議論の弱い点は、囚人のジレンマに陥らない可能性があるということを指摘するに留まることである。

日本の場合には、ホワイトカラー労働者のみならずブルーカラー労働者にも個人別査定が導入されており、毎年の定期賃金上昇やボーナスの支払額はこの査定によって差がつけられている。ボーナスや賃金が利潤により変動する場合も、査定点の大きなものにより多く配分される仕組みをとっている場合が多い。この場合には、単純な利潤分配制度による１／Ｎ問題を緩和することができるかも知れない。しかし、この場合でも、査定の客観性についての問題は残る。

このようなフリーライダーの問題点を解決する方法としては、ホルムストローム＝メカニズムがあげられる[5]。ホルムストローム＝メカニズムとは、グループ全体の業績がある一定の目標水準を下回った場合には、罰金を支払うというシステムのことをいう。このメカニズムのもとでは、全てのグループメンバーが、努力するということが Holmstrom(1982)によって示されている。Miyazaki(1993)は、ホルムストローム＝メカニズムを日本企業とメインバンク制度に適用している。すなわち、日本企業は、企業の業績水準が悪化した場合に、メインバンクがその企業の再建に乗り出す際に行う賃金カット、雇用調整、等の合理化策をホルムストローム＝メカニズムにおける罰則として捉えている。

第２の問題点としては、利潤分配制度により労働者が意志決定に影響を与えるようになると、労働者のモニタリングに関する効率性が落ちてしまうという指摘がある(Jensen and Meckling(1979))。これは、経営者が労働者をモニターする役割を負っているにも関わらず、利潤分配制度は経営者に対するモニタリングに対する報酬が低下することを意味するので、エージェンシー費用が増大するというのである。

これに対し、経営者が労働者をモニターするよりも、労働者が経営者に比べてより多くの情報をもっていたり、労働者がお互いにモニターすること方が効率的であるならば、労働者が意志決定に参加をすることで生産性が上昇する可能性がある[6]。もちろん、労働者がお互いにモニターす

[5]この点は、宮崎元教授に指摘して頂いた。
[6]この点を強調しているのは、Levine and Tyson(1990)である。

ることが効率的であっても、経営者に正確な情報を伝えるかどうかは別の問題である。結局、なんらかのグループでの罰則のメカニズムがないと、各労働者が正確に相互にモニターし合うことはない。

ただし、労働者が経営者に比べてより多くの情報をもっている場合に、労働者がお互いに情報を交換することにより、生産性が高まる可能性がある[7]。このような労働者がお互いに情報交換を行うということは、伝統的なプリンシパル＝エージェント・モデルでは想定されていなかったことである。このように、労働者の方が優れた情報をもっている場合に、利潤分配制度が職場レベルの情報共有とともに導入されると生産性が上昇する可能性がある。

従業員持株制度の生産性効果

利潤分配制度の中でも従業員持株制度が生産性に与える影響は特にアメリカで多くの研究の蓄積がある。従業員持株制度が生産性にどのような影響を与えるかについては、次にのべるようにプラスとマイナスの双方の可能性があり、実証的研究でしか判断できない。先に指摘した理論的な背景に加えて、従業員持株制度に関る点を捕捉的に議論しよう。

従業員持株制度の生産性促進効果としてつぎのものが指摘できる。(1) 従業員持株制度は長期の利潤分配制度の一つとして捉えることができるため労働者は生産性を高めるインセンティヴをもつ。ただし、多くの従業員がいる場合は、労働者は他の労働者の努力による株価上昇にフリーライドできるという問題が生じる。(2) 従業員持株会から株式を個人名義にするためには、かなりの積立期間が必要であるため、従業員の企業への定着化を促進し、企業特殊訓練の蓄積や訓練費用、募集費用の削減を通じて生産性を上昇させる。(3) 従業員持株制度により、労働者にとって所得を得る手段は賃金を増加させるだけではなく、株価を上昇させることによっても所得をえることができる。この場合には、賃金を上昇させるための交渉費用を削減することを通じて生産性を上昇させる。

一方、従業員持株制度の生産性削減効果として、以下の点が考えられる。企業にとって従業員持株制度は、一種の株主安定化の手段であると考えられる。安定株主化は乗っ取りによる危険を回避しているために経営が非効率的になり生産性を低めると考えらる。日本においては、銀行が安定株主となっている場合には、経営の非効率性を監視しているとされており、株式市場による企業監視ではなく、メインバンクによる経営監視がなされているため生産性が高いという考え方もある。もし、従業員持株制度においても労働者が労働組合を通じて、経営者の監視を行っていれば、安定株主となっても生産性低下効果は小さいかもしれない。

[7]Itoh(1993)はこの点を、明示的に分析している。

利潤分配制度の生産性効果

日本における給与の相当程度の部分がボーナスで占められていることはよく知られている。実際、ボーナスが、利潤の分配機能を果たしているとしばしば主張されている。Weintzman (1984), のシェア・エコノミー・モデルはこの点に注目したものである。日本の企業の多くでボーナス制度が採用されており、その年間賃金に占める比率も平均でも３０％～４０％という無視できないことは事実である。しかし、全ての日本の企業において、ボーナスの存在理由が利潤分配機能を果たしているわけではないことは、駿河 (1987)、ブルネッロ＝大竹 (1987)、Brunello (1991),で明らかにされている。

ボーナス制度を採用している理由としては、社会保険料がボーナスからは徴収されないことや賞与引当金制度による租税軽減措置といった制度的要因に基づいている部分もかなりある。また、日本企業のなかには、ボーナスを明示的に企業利潤や付加価値にリンクさせている企業も存在するが、多くの企業においては明示的なリンクを設定していない。たとえば、表３－１のパネルＡに 1983 年の『労働時間制度等総合調査』から利潤分配制度としてのボーナス制度をもっている企業の比率を示した。それによれば、利潤分配制度としてのボーナス制度をもっているのは３２％にすぎない。表３－１のパネルＢに日経連の調査結果を示しているが、近年上昇傾向にあるが、最近時点においても大企業では利潤分配制度をもっているのは２５％にすぎない。むしろ、春闘時あるいはボーナスに関する労使交渉時点でその額が決定される場合が多い。さらに、ボーナスの額そのものの大小は、利潤分配制度の存在と必ずしも関係がない[8]。ボーナスの額が多いとしても、利潤の変動とは全く独立である可能性もある。

したがって、利潤分配制度としての賃金制度をとりいれているか否かについては、実際の企業の賃金データを用いて実証的に分析する必要がある。本稿では、利潤分配制度をどの程度、各企業が取り入れているかを表す指標をつぎのようにして推定する。すなわち、企業別に賃金の利潤に対する感応度を推定することで利潤分配制度の有無を判定し、それをプロフィットシェアリング制度の採用に関する指標とする。

情報共有の生産性効果

日本の労働市場の特徴の一つとしてしばしば労使協議制度に代表される労使間の情報共有が指摘される。労使間の情報共有により、労使紛争が抑えられることは、非対称情報の交渉モデルから導かれる。Tracy (1987) および　Cramton and Tracy (1992)は、企業の真の利益水準について非対称情報が存在する場合に、労働者が企業の真の状態を知るための手段としてストライキや交渉

[8]Jones and Kato(1994)は、ボーナスと従業員持株制度の生産性効果を計測しているが、ボーナスについては産業平均に対する比率を指標として用いている。この指標の問題点は、たとえボーナスが利潤とまったく無関係に決定されていたとしても、ある企業のボーナスが産業平均よりも高ければ、プロフィットシェアリング制度が機能していると解釈されてしまうことである。

遅延といった労使紛争を使用することが示されている。この点に関する日本企業における実証結果として、Morishima (1991a) は、労使協議制における情報共有の程度が高い程、交渉期間が短くなることを示している。Ohtake and Tracy (1994)は、日本において産業別のストライキや交渉遅延の発生は、各産業別の企業収益の水準や不確実性と相関をもたないことを示している。むしろ、マクロの経済変動に関する不確実性が労使紛争をもたらしているとしている。この点について、彼らは、日本では平均的に労使の間の情報共有がなされているために、個別企業の収益変動が労使紛争を引き起こさないのではないかという解釈を行っている。

また、情報共有制度の生産性効果についてはMorishima (1991b)が、労使協議制度における情報共有が企業の生産性に与える影響を直接検定しており、その結果生産性に対してプラスの影響をもつことが示されている。しかしながら、Morishima (1991b)では、1時点のクロスセクションデータが用いられているために、生産性の高い企業が労働者に情報を流しているという可能性を排除できないという問題点があった。本稿では、このような情報共有制度の生産性効果が利潤分配制度の存在により促進されるか否かを分析する。

3　データ

推定に用いられるデータは、付加価値額、資本ストック、従業員数については有価証券報告書のデータであり、日経NEEDSデータから取った。それ以外の変数である従業員持株制度の有無、労働費用を通じた利潤分配制度の有無、労使間情報共有制度の有無に関する変数は、有価証券報告書のデータに加えて、『大株主データファイル』(東洋経済新報社)、および、『資料労働運動史』『労政時報』のデータを用いた。具体的な変数の作成方法を述べよう。本研究の特徴は、制度の有無について企業に直接アンケートをとったデータを用いているのではなく、利用可能な統計データから、制度の存在について推定しているところにある。この点のメリットは、利潤分配制度であれば、明示的な利潤分配制度が存在していなくても、暗黙的に利潤分配制度が運営されているケースや、明示的な冗費右共有制度がなくてもそれと同等の機能が存在すれば、そのような制度が存在すると判定できることである。逆に、名目的に情報共有や利潤分配制度をもっているとした場合でも、実質的に機能していない場合も存在すると考えられる。

従業員持株制度

従業員持株会の有無については、従業員持株会の株価残高が正であるか否かで判定した。従業員持株会の持株残高は東洋経済新報社『大株主データファイル』(１９８３、１９８５、１９８７、１９８９）に含まれいているデータを用いた。従業員持株会の株式残高が正の企業の場合に

１、ゼロの場合にゼロをとるダミー変数を作成した[9]。　推定に用いた企業の記述統計量が３－１にまとめられている[10]。　ＥＳＯＰを導入している企業の比率は、約９４％である[11]。

利潤分配制度

利潤分配制度（正確には付加価値分配制度）の有無についての変数はつぎのようにして作成した。各企業の時系列データを用いて、労働者一人当たり労働費用を労働者一人当たり付加価値で説明する回帰式を推定し、一人当たり付加価値の推定係数が有意に正の符号をとっている場合に、利潤分配制度をその企業採用していると判定した。

日本企業における利潤分配制を考える場合に、しばしばボーナスがその役割を果たしていると指摘される。しかしながら、ボーナスそのものだけがその機能を果たしていると考えるのは限定的すぎるかもしれない。その理由として、次の点が考えられる。まず、ボーナスの少なからぬ部分が固定的に支払われているため、ボーナスの一部は基礎賃金として扱われるべきであるという点である。実際、ボーナスの相当部分は利潤に非感応的である。また、従来基礎賃金として扱われている月給の部分も毎年の春闘で改訂されるために、利潤感応的な部分が含まれている可能性がある。さらに、フリンジベネフィットも利潤分配機能を有している可能性がある。その上、公表されているボーナスのデータが労働組合の組合員のデータに限定されている点も問題であろう。ボーナスの額、変動ともに管理職の方が大きいと考えられる。したがって、ここではボーナスだけではなく一人当たり労働費用を通じた利潤分配制度の有無を検定する。

さらに、個別企業のボーナスや賃金が個別企業の利潤との相関をもっているかどうかを検定するためには、産業平均の賃金・ボーナスの影響を取り除く必要がある。ボーナス・賃金の変動は同一産業におけるボーナス・賃金の平均にも影響を受けると考えられる[12]。一つには、産業別の労働市場が存在する場合であり、いま一つには他企業の賃金が労働者の生産性に影響を与えるという効率賃金仮説からの説明である。これらの点を考慮して、利潤分配機能として次の指標を用いる事にする。

本研究では利潤分配の対象として、しばしば用いられるボーナスではなく、一人あたり労働費用LCの利潤分配機能（付加価値分配機能）の大きさを検討する。労働費用総額をC_{it}とすると概念的に$LC_{it} = C_{it} / L_{it} = (B_{it} + 12W_{it} + FB_{it})$を満たすので各企業別の時系列データを用いて

[9] 推定に用いる標本数は、被説明変数の定義によって若干異なるが、大きな違いがない限り特に断らない。
[10] 以下の分析に用いられる貨幣単位の全ての変数は卸売物価指数で実質化されている。
[11] 正確には、ＥＳＯＰが存在するオブザベーションの比率である。
[12] 産業内のボーナス賃金の平準化についてはブルネッロ＝大竹(1987)参照。

(1) $$LC_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} Q_{it} / L_{it} + \alpha_{2i} \overline{LC}_{jt}$$

という推定を行う。ただし、$\overline{LC}_{jt}$は一人当たり労働費用の産業平均である。このα_{1i}が労働費用の利潤に対する感応性、つまり利潤分配機能を果たしている程度である。これら利潤分配機能の推定は企業毎に行うので、α_{0i}は企業固有の時間に関して不変な効果として捉えることができる。この(1)式のα_1の推定値が10%水準で有意に正の値をとった場合に、この企業で労働費用を通じた利潤分配制度が機能している判定する。そして、利潤分配制度がある場合に1、ない場合に0をとるダミー変数（P_i）を作成する。推定に用いたデータは、全てNEEDS財務データに基づいている。また、企業毎の推定を行うために、この間に3年以上の標本のある企業に限定される。

情報共有制度

労使間における情報共有制度の有無に関する変数は、非対称情報の交渉モデルに基づいて作成した。非対称情報の交渉理論からは、利益水準が低いほど交渉期間は長くなり、利益水準が高ければ交渉期間は短くなることが示されている。これに対し、完全情報のもとでは、交渉は利益水準に関わらず瞬時に交渉が妥結することが示されている。本稿では、利益に対して交渉期間が感応的な場合（負の相関が高い場合）は、情報共有が行われている程度が低く、労働者は交渉期間を企業の利益水準を顕示させるために用いると解釈する。一方、交渉期間が、企業利益と無関係である場合は、労使間で情報が完全に共有されていると仮定する。したがって、春闘賃上げ交渉時の労使交渉の期間が付加価値と感応的か否かを労使間情報共有制度の有無に関する代理変数として用いる。例えば、Morishima(1991a)は労使間で情報共有を行っている場合には労使交渉期間が短くなることを示している。

今までの研究においては、情報共有の有無について、企業や労働組合に直接アンケート調査をした結果が用いられることが多かった。もちろん、そのような直接的な質問によるデータが存在すれば、望ましい。しかしながら、そのようなアンケート調査にも問題がある。それは、どのような情報がどの範囲で労使間で共有されていることが労使間の情報共有にあたるのかという問題である。たとえば、労働組合の幹部と企業経営者だけが企業の経営情報を共有している場合が、情報共有なのか、それとも全労働者が共有必要があるのかという問題である。また、企業の経営情報の中でも、さまざまな情報が存在する。さらに、アンケート調査に正確に答えてくれるものなのかどうかという問題もある。

ただし、ここでの情報共有という概念は、賃金交渉における労働組合と企業の間の情報共有に限られている。しかし、生産性に重要な影響を与える情報共有は、賃金交渉における情報共有制度だけではなく、職場レベルの労使協議制を通じた情報共有と労働者の参加の方が理論的な仮説とはより対応している。労働者のもつ情報が企業活動の生産性を高めるように使われるのは、このような職場レベルのものであると考えられる。しかしながら、本節の情報共有の指標は、このような職場レベルの情報共有に関する直接の指標ではない。ところが、賃金交渉における労使間の情報共有が、組合指導者と経営者だけの間の情報共有であるならば、組合員と組合指導者の間で情報の非対象性が残ってしまう。交渉が企業の業績とは独立になされることは、労働者と企業の間で情報の共有がなされているとみなすことができると考えられる。

情報共有制度の有無の判定に用いた具体的な推定式を説明しよう。利潤分配制度の有無に関する推定と同様に次のような推定によって、労使間情報共有の有無に関する指標を作成する。推定モデルは、交渉期間をD_{it}、第j産業の産業平均の交渉期間を$\overline{D}_{jt}$とすると

(2) $$D_{it} = \xi_{0i} + \xi_{1i} Q_{it} + \xi_{2i} \overline{D}_{jt}$$

という推定によって与えられるξ_1の推定値が10%の有意水準でゼロと異ならない場合に情報共有が行われていると判定する。産業平均の交渉期間が説明変数に入れられているのは、賃金交渉の期間が、産業ごとに制度的に長くかかる産業とそうでない産業をコントロールするためである。あるいは、産業によっては、他産業の交渉が終了してから実質的な賃金交渉を開始する場合もあるためである。ξ_iの推定値がゼロと有意に異ならない場合に1をとり、それ以外の場合にはゼロをとるダミー変数（I_i）を作成し情報共有の有無に関する代理変数とする。この推定は企業別に行う。労使間情報共有の有無は、企業固有のものであり時間に関して不変な性質であると仮定する。

使用する春闘における賃金交渉に関するデータは、『資料労働運動史』（労働省調査）に掲載されたものと、『労政時報』（労務行政研究所調査）に掲載されたものをもとにしている。サンプル期間は1970～1989年であり、対象とした産業は製造業の上場企業である。企業別の推定を行うために、この間に3年以上の標本のある企業に限定される。結果として用いる標本は182社1881個である。

表3－2に労働者数、資本装備率、労働生産性についてサブサンプルにおける平均と標準誤差を示した。利潤分配制度をもつ企業は、労働者数は多いが、資本装備率が低く、低い労働生産性を示している。情報共有をしている企業は、労働者数が少なく、資本装備率が高く、高い労働生産性を示している。従業員持株制度をもった企業は、労働者数が少ないが、高い資本装備率と高い生産性を示している。ところが、ここで示した生産性は、一人当たり付加価値生産性である。次節においては、全要素生産sねいに情報共有や利潤分配制度が与える影響を計測する。

4　利潤分配・情報共有制度の生産性効果の推定

4－1　推定方法

推定は、まず資本ストック（K）と効率で加重された従業員数（eL）からなる本源的な生産関数$Q=F(K,eL)$を想定する。関数Fとしては、コブダグラス型生産関数であるとする[13]。つまり、

(3)　$$\log Q_{it}=\beta_{0i}+\beta_1\log K_{it}+\beta_2\log e_{it}L_{it}$$

である。但し、添え字ｉとｔは、第ｔ年における第ｉ企業の変数であることを示す。従業員持株制度、利潤分配制度、情報共有制度は、その定数項として生産性に影響を及ぼすとし、

(4)

$$\beta_{0it}+\beta_2\log e_{it}=\gamma_{0i}+\gamma_1E_{it}+\gamma_2P_i+\gamma_3I_i+\gamma_4E_{it}\cdot P_i+\gamma_5E_{it}\cdot I_i+\gamma_6P_i\cdot I_i$$

とする。ここで、γ_{0i}は第ｉ企業固有の効果、E_{it}は従業員持株制度の有無に関するダミー変数、P_iは、労働費用を通じた利潤分配制度の有無を示すダミー変数、I_iは労使間情報共有の有無を示すダミー変数を示している。

推定式の被説明変数Ｑは付加価値額であるが、これは実際の推定に際してはいくつかの定義が考えられるが、営業利益＋労働費用を用いる[14]。なお、推定にはランダム効果モデルを用いる[15]。使用するデータの記述統計量は表に示してある。このデータセットの特徴は、上場企業のなかでも規模の大きい企業であり労働組合がある企業にサンプルが偏っていることである。これは春闘時における情報共有の指標を得るために交渉期間がデータとして得られる企業にサンプルが絞られているためである。

4－2　推定結果

データの記述統計量が表３－３に示してある。サンプルの中で２１．９％の企業が利潤分配制度を採用している。この値は、表３－１のパネルＢの調査結果とほぼ同じ水準であり、日本の大企業の多くは利潤分配型の賃金決定をしていないことがわかる。９４．７％の企業は従業員持ち株制度を採用しており、７０．５％の企業は情報共有制度を採用している。

---

[13] トランスログ型生産関数についても推定を行うが、多重共線性の存在のために必ずしも安定的な結果が得られていない。

[14] ここでの労働費用は、基本的には人件費と労務費の合計である。いずれかの項目が報告されていない場合には、報告されている方を労働費用として用いる。

[15] 日本における従来の多くの研究では、１年間でのクロスセクション・データを用いているために、この企業固有の性質と問題にしている効果とを分離できていない。したがって、パネルデータを用いた推定の方がその意味で望ましい。

表３－４に、利潤分配制度と情報共有制度によって拡張されたコブダグラス生産関数の推定結果が示されている。まず、利潤分配制度のみを生産関数に付け加えたモデル（１）の結果をみると、利潤分配制度のダミー変数は１％の有意水準で有意に正の値を取っている。{exp（γ）－１}*100という算式を用いると、利潤分配制度を導入するｋとおにより全要素生産性は9.42%上昇することになる。利潤分配制度と情報共有制度双方の効果を検討したモデル（３）の結果によれば、利潤分配制度が有意に正の生産性効果をもつが、情報共有制度は利潤分配制度が同時に存在してはじめて生産性情報効果をもつことがわかる。この情報共有制度と利潤分配制度を同時にもった場合の生産性上昇効果は12.2%になる。

表３－５には、利潤分配制度、情報共有制度、従業員持株制度で拡張されたコブダグラス生産関数の推定結果を示によれば、利潤分配制度は単独でも正の生産性効果をもつが、情報共有と従業員持株制度は利潤分配制度と同時に存在してはじめて正の生産性効果をもつ。この２つの制度を同時にもった場合の生産性上昇効果は５８．７％にも達する。しかし、従業員持株制度と情報共有制度のみを採用した場合は、１７．８％の生産性低下効果をもたらす。

5　むすび

本稿では、従業員持株制度、利潤分配制度、および労使間情報共有制度が生産性にいかなる影響を及ぼしているかを総合的に分析し、特に利潤分配制度と情報共有制度の補完的な関係に注目した。個別に検討した。その結果、労働費用を通じた利潤分配制度は独立に生産性効果をもつこと、そしてその効果は情報共有制度、従業員持株制度が同時に採用されている方が大きいことが確認された。利潤分配制度が独立でも生産性上昇効果をもった理由としては、ブルーカラー労働者にまでおよぶ査定制度が、賃金やボーナスに組み込まれていることが影響している可能性がある。また、従業員持株制度が独立で生産性の影響を与えなかったのは、ここで用いられたサンプルが上場企業のなかでも大企業に偏っていることも理由であろう。

今後の研究の課題としては、つぎのような点があげられる。まず、本稿では生産性効果の指標として全要素生産性（ＴＦＰ）を用いたが、その他の生産性の指標、例えば売上高、企業価値（株価)、トービンのｑについても同様な結果が得られるかを確かめる必要がある。つぎに、労働者と企業の情報共有制度の指標として、賃金交渉時点における情報共有の代理変数を用いたが、より直接的で職場レベルの情報共有の程度を示す変数を併用することが必要である。

【参考文献】

Blinder, A.S. ed .(1990) *Paying for Productivity- A Look at the Evidence*, The Brookings Institution, Wachington , D.C.

Brunello, G. (1991) "Bonuses, Wages and Performance in Japan: Evidence from Micro Data," *Richerche Economiche* XLV, No.2-3, 339-344.

Cramton P.C. and J.S. Tracy (1992) "Strikes and Holdouts in Wage Bargaining: Theory and Data." *American Economic Review* 82, pp.100-121.

Itoh, Hideshi (1992) "Cooperationin Hierarchical Organizations: An Incentive Perspective," *Journal of Law, Economics, and Organization*, 8: 321-45.

Itoh, Hideshi (1993) "Coalitions, Incentives, and Risk Sharing," *Journal of Economic Theory*, 60: 410-27.

Jensen, M.C. and W.H. Meckling (1979) ,"Rjghts and Production Functions: An Application to Labor - Managed Firms and Codetermination," *Journal of Business*, vol.52, pp.469-506.

Jones,D. and T.Kato (1993a) ,"On the Scope, Nature, and Effect of Employee Stock Ownership Plans in Japan," *Industrial Labor Relations Review*, vol.46, pp.352-367.

Jones,D. and T.Kato (1993b) ,"Employee Stock Ownership Plans and Producti vity in Japanese Manufacturing Firms," *British Journal of Industrial Relations*, vol.31, no.3, pp.331-346.

Jones,D. and T.Kato (1994) ,"Productivity Effects of Employee Stock Ownership Plans and Bonuses: Evidence from Japaense Panel Data," *American Economic Review*, forthcoming.

Kruse, D.L. (1993) ,"Does Profit Sharing Affect Productivuty?," NBER Working Paper No.4542.

Levine, David, I. and Laura D'Andrea Tyson (1990) "Participation, Productivity, and the Firm's Enviroment," in Alan Blinder ed. *Paying for Productivity: A Look at the Evidence*, Brookings Institution, Washington DC, USA.

Lichtenberg,F.R. and G.M.Pushner (1992) ,"Ownership Structure and Corporate Performance in Japan," *NBER Working Paper*, no.4092.

Morishima,M. (1991a) ,"Information Sharing and Firm Performance in Japan,"*Industrial Relations*, vol.30, no.1, pp.37-61.

Morishima,M. (1991b) ,"Information Sharing and Collective Bargaining in Japan: Effects on Wgae Negotiation," *Industrial and Labor Relations Review* 44, no.3, pp.177-200.

Ohtake,F. and J. Tracy (1994) ,"The Determinants of Labor Disputes in Japan:A Comparison with the US," in T. Tachibanaki ed. *Economic Performance and Labour Market in Europe, Japan and US*, Macmillan,London.

Tracy,J. S. (1987) "An Empirical Test of an Asymetric Information Model of Strikes." *Journal of Labor Economics* 5, 149-173.

Weintzman, Martine L. (1984) The Share Economiy: Conquering Stagflation, Harvard University Press.

Weintzman, Martin L. and Douglas L. Kruse (1990) "Profit Sharing and Productivity," in A.S. Blinder ed.

Wadhwani,S and M.Wall (1990), "The Effects of Profit-Sharing on Employment, Wages, Stock Returns and Productivity: Evidence from UK Micro-Data," *Economic Journal*, vol.100,pp.1-17.

駿河輝和(1987)「ボーナス制度と伸縮的賃金」『日本労働研究雑誌』,13-21.

ブルネッロ，ジョルジョ・大竹文雄（1987）「ボーナス・賃金の決定と雇用：企業別データによる再考」、『大阪大学経済学』、第３７巻、第１号、28-41。

表３－１　利潤分配型ボーナス制度をもつ企業の比率

パネル A　労働省調査

		成果配分の指標 (M.A.)		
企業規模	合計	売り上げ	付加価値	利潤
合計	31.3	14.4	4.1	24.1
1000 人以上	16.4	8.0	3.0	13.0
100-999	33.5	16.4	5.5	25.2
30 - 99	30.8	13.8	3.6	23.9

注: 複数の成果配分制度を併用している企業が存在しているため、成果配分のタイプ別の合計は、全体の合計にならない。
資料：『賃金労働時間制度等総合調査』, 1983, 労働省

パネル B　日本経営者連盟の調査

		利潤分配型ボーナスをもつ企業の比率	成果配分の指標(M.A.)		
年	サンプル数		売り上げ	付加価値	利潤
1987	387	19.4	4.7	2.1	14.7
1988	423	18.4	3.8	1.2	14.1
1989	423	19.9	4.5	0.9	14.9
1990	368	17.9	4.6	1.1	13.8
1991	382	21.7	7.1	2.2	11.2
1992	397	21.7	6.1	2.8	12.1
1993	404	25.0	8.2	1.7	14.6

注：注: 複数の成果配分制度を併用している企業が存在しているため、成果配分のタイプ別の合計は、全体の合計にならない。
サンプル：　日本経営者連盟加盟企業。サンプルのうち約６０％の企業は 1000 人以上の大企業であり、平均雇用者数は約 4000 人である。
資料:　『賞与一時金調査』, 1987-93, 日本経営者連盟 .

表３－２　サブサンプルに分け場合の重要な変数の記述統計

変数	全体	利潤分配あり	利潤分配なし	情報共有あり	情報共有なし	ESOP あり	ESOP なし
従業員数 (10^3)	10.568 (14.559)	14.576 (19.657)	9.438 (12.571)	7.010 (7.307)	19.083 (22.167)	10.095 (13.939)	18.993 (21.737)
資本集約度	17.300 (13.680)	14.637 (8.673)	18.050 (14.711)	18.518 (15.258)	14.383 (8.163)	17.379 (13.892)	15.894 (9.182)
労働生産性 (付加価値/従業員数)	5.909 (5.024)	4.479 (3.833)	6.312 (5.259)	5.638 (4.656)	6.556 (5.811)	5.846 (4.772)	7.031 (8.543)
サンプル数	414	91	323	292	122	392	22

注）括弧内は標準誤差

表３－３　　データの記述統計量

	平均	標準誤差	最小値	最大値
付加価値	61174.444	116149.530	924.000	1006130.000
資本ストック	146041.348	217543.264	1541.000	1575600.000
労働	9369.916	13290.802	235.000	79140.000
ESOP	0.947	0.225	0.000	1.000
利潤分配制度	0.219	0.415	0.000	1.000
情報共有制度	0.705	0.456	0.000	1.000
対数				
付加価値	10.163	1.233	6.819	13.816
資本ストック	11.357	1.138	8.509	14.270
労働	8.712	0.980	6.542	11.279

表３－４　利潤分配と情報共有を考慮にいれたコブ・ダグラス生産関数の推定結果

	(1)	(2)	(3)
資本ストック	0.246***	0.247***	0.248***
	(9.146)	(9.145)	(9.220)
労働	0.666***	0.666***	0.667***
	(18.671)	(18.667)	(18.742)
利潤分配	0.090***	0.089**	0.043*
	(2.582)	(2.055)	(1.808)
情報共有		-0.151**	-0.025
		(-1.97)	(-.558)
利潤分配*情報共有			0.097*
			(1.940)
Housman 統計量.	19.0	20.2	20.4
確率値	0.44	0.50	0.55
R^2	0.807	0.807	0.808
Adjusted R^2	0.803	0.784	0.785

注: 企業数:153, サンプル合計: 1753.
***: 1% 有意、**: 5% 有意、*: 10% 有意

表３－５　利潤分配、情報共有、ＥＳＯＰを考慮にいれたコブダグラス生産関数の推定結果

	(1)	(2)	(3)
資本ストック	0.338***	0.319***	0.322***
	(7.206)	(6.726)	(6.780)
労働	0.635***	0.669***	0.665***
	(10.598)	(10.829)	(10.747)
ESOP	-0.0232	-0.117	-0.134
	(-0.221)	(-0.471)	(-0.542)
利潤分配	0.0728*	0.063***	0.064***
	(1.657)	(2.805)	(2.923)
情報共有	-0.112*	-0.145	-0.173
	(-1.870)	(-.587)	(-0.697)
ESOP*利潤分配		0.418**	0.453**
		(1.965)	(2.116)
ESOP*情報共有		0.117*	0.111
		(1.657)	(1.604)
利潤分配*情報共有		0.250*	0.327**
		(1.954)	(2.328)
利潤分配*情報共有*ESOP			-0.186
			(-1.339)
Housman 統計量.	16.8	16.7	16.7
確率値	0.15	0.40	0.47
R^2	0.885	0.887	0.888
Adjusted R^2	0.772	0.773	0.773

Note: サンプル年: 1983, 1985, 1987, 1989, 企業数：152, 総サンプル数: 414.

***: 1% 有意,**: 5% 有意,*: 10% 有意

第４章　査定・勤続年数が昇格に与える影響
－エレーベータ保守サービス会社のケース－

1　はじめに

日本企業における昇進決定の決定メカニズムがどのようになっているかについては、能力主義か年功主義かをめぐって様々な議論がある。しかし、査定に関するデータが研究者にはなかなか入手できないこともあって、実証研究はほとんどなされてこなかった。 Abraham and Medoff(1985)が、アメリカの企業においては査定と能力に関する指標で昇進が説明でき、勤続はむしろマイナスに影響を与えるという結果を出している。これに対し、冨田(1992)は中央労働委員会における不当労働行為の命令書の資料から日本の地方銀行の査定と昇進に関するデータを用いて同様の分析を行った。その結果、日本の地銀においては昇格に影響を与えるのは、査定と勤続年数の両方であることが示されている。しかしながら、地方銀行一社の例を日本の昇進制度として一般化するのは無理があるかもしれない[1]。本研究は、冨田(1992)と同種の資料である地方労働委員会の不当労働行為に関する命令書をもとに、あるエレベーター保守サービス企業の昇格決定について、勤続年数と査定が昇進にどのような影響を与えるかを実証的に分析しするものである。銀行とは異なる内部労働市場のあり方があるかどうかを検定するものである。

得られた結論を要約するとつぎのようになる。昇格に影響を与えるものは査定であって、勤続年数ではない。ただし、昇格には最低２年間の同一人事等級での在級年数が必要とされる。この意味で勤続年数は一部昇格に影響を与えるが、これは査定のための資料を得るためであると解釈することができる。この最低在級年数の条件を満たした後は、勤続年数は影響を与えないかマイナスの影響をもつ。これは、アメリカにおける研究結果と一致しており、地方銀行に関する冨田(1992)の研究結果とは異なっている。

2　A社の人事制度

2．1　対象企業

対象とする企業は、エレベータの据えつけ・保守サービスを行うＡ社である。このＡ社は、東京本社と１３の営業所および１７０の事業所（支所、出張所、駐在所）からなりたっている。事業内容は、エレベーター及びエスカレーターの据え付け、保守サービス、改修・設計及びビル管理である。従業員数は、1984年時点で3,900人であり、1992年時点で5,090人となっ

[1]規制産業である銀行業においても従業員同士の競争が激しいことには変わりはない。しかし、規制による産業レントが存在していたことが、賃金水準を他の産業よりも高めにしていたことは否定できない。その結果、比較的優秀で能力差が小さい従業員が確保できるという意味で例外的な業種であるといえる。

ている。この企業には、企業内組合と少数派組合の複数組合が存在している。本データは、少数派組合が企業に対して昇格差別を行ったという不当労働行為について大阪地方労働委員会に訴えていたものに対する地労委の命令書である。

本稿で用いるデータは、1984年における大阪営業所管内の従業員に関する昇格に関するデータである。大阪営業所管内の従業員総数は、約450名であり、管理職以外の従業員数約430名（技術系約370名、事務系約60名）である。そのうち、大阪営業所勤務の従業員は148名である。また、各支所（９ヶ所）では、３０～４０名の従業員が勤務している。大阪営業所管内における労働組合員の構成は、企業内組合所属者が３５３名、小数組合に所属しているものが４５名である。実証分析に入る前にＡ社の賃金制度と人事制度を概観しておこう。

２．２　賃金制度

Ａ社の賃金制度は、月次賃金と一時金（夏期、年末）からなりたっている。さらに月次賃金は、基本給、加給、仕事給、扶養手当からなりたっている。それぞれの、給与の比率と決定基準は次のとおりである。

(1)基本給（３９％）：前年度の基本給に当年度の昇級額を加えて決定。昇級額は、処遇上の格付け（人事等級）ごとに昇給査定に応じて決定。

(2)加給（１４％）：基本給に処遇上の格付けに応じた一定乗率をかけて算出

(3)仕事給（４１％）：職種ごとに絶対評価を行い、これによる格付け（職能等級）に応じた一定額

(4)扶養手当（６％）

(5)一時金：基本給に一定率を乗じて算出される額と職能等級に応じて定められた額の合計額

なお、昇給査定、処遇上の格付け審査、職能等級の進級査定はいずれも毎年５月２１日付けをもって行われる。

２．３　人事等級制度

基本給や加給の決定基準である人事等級制度については、表４－１にまとめられている。人事等級制度は、人事等級、専称等級、特称等級からなりたっている。それぞれの等級の特徴について簡単に説明しよう。

（１）人事等級

人事等級は、８級から１級、M級でなりたっている。この中では、８級が最下位の等級であり、M級が最上位である。それぞれの級は標準年齢で定義された年齢幅が存在する。標準年齢とは学歴、勤続年数、前歴を調整した年齢のことである。具体的には、大卒は２２歳に勤続年数を足したもの、高卒は１８歳に勤続年数を足したものが標準年齢であり、人事管理

はすべてこの標準年齢をもとに行われている。なお、転職者については、前歴を調整したものが標準年齢となる。

初任給の格付けは、高卒で７級、高専卒で６級、大卒で５級である。職位との関係では、班長は４級以上、係長は１級以上のものから任命される。組合員の資格をもつのは、係長までである。

（２)専称等級

専門技能者たるにふさわしいものに、「技師」「主事」の称号を与えて処遇する」もので、技術系については技師１級、２級、事務系については主事１級、２級の格付けがある。技師１級、主事１級を合わせて「専称１級」、技師２級、主事２級を合わせて「専称２級」と呼ぶ。専称２級は人事等級１級のものから、専称１級は専称２級５年以上のまたはM級の者のうちから選抜される。

（３）特称等級

特称等級には副参事、参事補、参事、参与の称号があり、管理職相当としての処遇を受ける。この中には、役職系列の職位につく者と、それ以外の者（専門職等）がある。

副参事はM級、専称１級の在級者の内から選考されるもので、本社が候補者名をあげて営業所長の意見を聞き、その推薦に基づき要務会の議を経て決定される。しかし、営業所ごとに昇格枠があたえられるものではない。

２．４　昇給査定

昇給査定は、前年３月１日から当年２月末月までの期間につき、専称・M級以下を４つの査定区分（（１）専称１、２級、（２）人事等級M級、１、２級、（３）人事等級３、４級、（４）人事等級５～８級）にわけ、各査定区分語毎に、１００点を基準として５点を限度で加減する相対評価により行われ、毎年５月２１日付けで決定される。査定者は、支所においては支所長、大阪営業所においては課長である。このとき、係長に評価表を配布して評価要素ごとの評価を記入させて、参考にしている。査定は、各支所及び各課毎に、各査定区分毎の査定点の平均を１００点とする。

２．５　昇格審査

人事等級１級以下の昇格審査の方法については、表４－２にまとめられている。いずれの級においても昇格資格は同一級における在級年数が２年以上である。２級以下の人事等級のものの昇格は、昇格枠が本社から示されて、各営業所で決定される。これに対し、１級では、推薦枠が本社から営業所に示され、昇格の決定は本社で行われる。本社からの昇格ないし推薦人員枠の配分は、各営業所からその従業員の査定点の報告を受けた後に行われているが、その割当基準は営業所長にも知らされていない。

昇格審査における査定対象期間は、前年３月１日から当年２月末日までであり、その間の昇給査定結果を基本として昇格審査がなされているが、大阪営業所では、さらに過去２年分の昇給査定結果をも参考としていた。

２．６　昇給額の計算方法

基本給は前年度の基本給に、該当する人事等級、専称等級に応じた昇給額（該当等級ごとに定められた一般昇給額に、査定点に対応する額を加減したもの）に一律補正額と個別補正額を加えた金額である。

会社と組合は、毎年度、専称等級および人事等級在級者を対象として、昇給額については、（１）一般昇給額と査定の最低額、（２）一律補正額および個別補正の平均額を、加給については、基本給に乗じる一定の律（加給率）の平均（平均加給率）と平均出勤率以上の者に対する加給率の最低を、それぞれ協定している。

会社は運用において、査定点に対応する額については、協定による一般昇給額と査定の最低額の差の範囲内に査定額が収まるように±５点の範囲内で査定される査定点の点数単価を決め、加給率については、協定と異なり全員を１００点としている。なお、昇格者については、調整のため査定点をマイナス１点として昇給額を定め、加給率は新人事等級に対応する率から１％を減じた率を用いている。

１９８４年度における基本給昇給額の構成要素の内訳及び平均加給率は表４－３、表４－４に示されている。

なお、査定点の点数単価は公表されておらず、査定点が－１ないし－２点でも個別補正が加えられるとほぼ協定による一般昇給額となるため、多くの場合、従業員は基本給から自己の査定点が良かったのかどうかを知ることはできない。このように、査定点が低くても、賃金は勤続年数とともに上昇していくシステムになっている。

３　データ

３．１　記述統計量

Ａ社の人事データのうち大阪営業所管轄の人事等級４級から１級のもののうち、在級年数が２年以上の労働者で、査定点が不明である数名を除いた172名をサンプルとして用いる。データの特徴として、人事等級別の昇格資格をもった労働者について１９８４年における昇格の有無に関する情報が査定点数および勤続年数とともにわかることがあげられる。欠点としては、まず、男女の性別がわからないことと、学歴がわからないことがあげられる。さらに、組合員レベルのデータであり、職階としては係長までのものしか含んでいないことがあげられる。このうち、性別が不明であることについては、大多数が技術系の男性職員であることから、大きなバイアスは生じないと考えられる。また、学歴を含んでいないことについては、ここで用いる勤続年数が学歴調整を行った標準年齢であることから、ある程度の調整は可能と考えられる。学歴が能力のシグナルであった場合には、査定点が能力を示しているので、勤続年数調整以上の差は生じないと考えられる。データが係長までしか含まれていないことには、分析を進める上で注意すべき点である。

用いたデータの平均値と標準誤差を表４－５に示した。各等級の平均標準年齢は等級が上昇するに従って高くなっていることが分かる。これは、人事等級を１階級昇格していくためには、最低２年の在級年数を要することを反映している。また、標準年齢のばらつきは、人事等級が高くなるにしたがって拡大している。逆にいえば、年齢が高まるにつれて人事等級のばらつきも大きくなっている。

３．２　査定の特徴

査定は各支所または各課におけるM・１・２級および３・４級の中での相対評価であり、直属の上司が主に査定することは既に述べた。ここで、この査定点が能力の指標であるとする[2]。

表４－６は各査定グループ内で査定点別に平均標準年齢と昇格率を示している。１級および２級に属する労働者では、査定点数が高いグループ程平均標準年齢が低いことが示されている。また、３級および４級では、サンプル数の少ない９６点～９７点のグループは例外であるが、傾向的には査定点が高い程平均標準年齢が低いことがわかる。これは、人的資本理論の仮説とは異なる。むしろ、査定点の高い労働者は既に昇格しているので、年齢が高くてその人事等級に留まっている労働者は査定点の低いものだけになっていることを示していると考えられる。この査定と勤続年数の逆相関は、冨田(1992)およびAbraham and Medoff(1985)でも観察されている。

ただし、この年齢と査定の間の負の相関をもって、人的資本仮説が否定することはできない。というのは、このデータは一時点のクロスセクションデータであるからである。各個人をみれば、年齢とともに能力は上昇している可能性は否定できない。能力の伸びが遅い労働者と速い労働者がいる場合、ある時点で、同一人事等級内の労働者をみれば、能力の伸び率の低い年齢の高い労働者と、能力の伸び率が非常に高い若い労働者が併存することは十分に考えられる。人的資本理論を検定するためには、労働者の追跡調査を用いる必要がある。

昇格率をみるといずれの人事等級でも平均以下の査定を受けたものは、昇格できないことがわかる。さらに３・４級では査定点が１００点～１０１点のものでも昇格している労働者が存在するが、１・２級では査定点が１０２点以上でないと昇格していない。高い人事等級になればなるほど必要とされる査定点の水準が高くなる。

年齢と査定の関係を、回帰分析によって検討したのが表４－７である。先ほどの表４－６と同様に、標準年齢が高い程査定点が低いことが分かる。年齢が高い程少数派組合に所属している可能性が高い場合には、年齢が少数派組合の代理変数になっている可能性がある。このため、査定点を説明する変数に、少数派組合への所属の有無を示すダミー変数を加えて推

[2] 査定データが主観的なものであり、潜在的にはバイアスをもったものである可能性があることには注意すべきである。

定したモデルの結果も併せて示している。少数派組合の所属は有意に査定点を低めていることがわかる。しかし、この少数派組合の効果をコントロールしてもなお標準年齢と査定点のマイナスの相関関係は変わらない。

ここで、少数派組合が査定点に有意にマイナスの影響を与えていることについて検討しておこう。この場合の解釈には２通りある。まず、少数派組合員とその他の労働者で平均的には真の生産性の差がない場合には、この結果は少数派組合員に対する査定差別という不当労働行為の存在を示している。一方、少数派組合への加入者が、平均的に能力の低いものにバイアスがある場合には、少数派組合ダミーは低い能力のシグナルとして機能していることになる。本稿では、査定以外に労働者の能力を示すデータがないためこれ以上の言及はできない[3]。

４　昇格確率の推定

本節では、昇格確率を各人事等級別に次のプロビットモデルを用いて推定する。

昇格確率＝Φ（a＋b（標準年齢）＋c（査定点））　（１）

ただし、Φ（・）は正規分布の分布関数を示す。標準年齢とは、学歴と勤続を調整済した人事等級の格付けに用いられる年齢のことである。査定点は９５点から１０５点までの各課、各支所における相対評価であり、１９８４年５月２１日時点のものである。

（１）式の推定結果は表４－８から表４－１１に示されている。いずれの人事等級の結果も大きな違いはない。ただし、３級から２級への昇格確率の推定においては、定数項と変数間の多重共線性が起こったため、定数項を除いたモデルで推定している。

査定が昇格に与える影響はいずれのモデルで統計的に有意にプラスの結果がえられている。査定ポイントが平均から１ポイント上昇することにより、約２０％昇格確率が上昇することが示されている。

これに対し、年齢の効果は人事等級によって異なっている。１級からM級・専称２級への昇格においては年齢がプラスの影響をもつが、３級から２級、２級から１級への昇格では年齢はマイナスに有意な影響を与える。４級から３級への昇格では、年齢は有意な影響をもたない。

ここでの年齢は、学歴を修正した勤続年数を示している。勤続年数が、昇進確率にマイナスの効果をもつという結果は、有賀・ブルネッロ・真殿(1994)の職能別労働市場モデルの含意と一致している。有賀他(1994)では、職能別労働市場モデルと内部労働市場モデルを、管理的

[3] ただし、大阪地労委の命令書においては、小数派組合員とその他の労働者の間に集団として技能の差はないと判断されている。

な人的資本と生産者としての人的資本の間に関連がどの程度あるかによって特徴づけている。すなわち、職能別労働市場モデルでは、内部労働市場モデルに比べて、管理的能力と生産作業能力の間に代替性があまりないと仮定されている。この仮定のもとでは、職能別労働市場モデルでは、管理能力に優れた労働者は速い段階で昇進する。一方、内部労働市場モデルでは、管理的能力にすぐれていない労働者であっても、管理能力のトレーニングを受けて遅い段階で、昇進する可能性があることが示されている。この結果、職業別労働市場モデルでは、昇進確率は勤続年数の減少関数になるのに対し、内部労働市場モデルにおいては昇進確率は勤続年数の増加関数になるという命題が導かれている。有賀他(1994)における職能別労働市場モデルと内部労働市場モデルの相違は、本研究においてエレベータ保守作業員の昇進確率が勤続年数の減少関数である場合が観察されたのに対し、冨田(1991)の銀行員では昇進確率が勤続年数の増加関数であることを説明できる。

データは、少数派組合員に対する昇格差別という不当労働行為に関する地労委の命令書である。したがって、少数派組合員をサンプルに含めることには問題があるかもしれない。そこで、少数派組合に属している労働者をサンプルからはずしたモデルも、各表のモデル(2)として推定した。結果はほとんどモデル(1)と変わらない。

さらに、少数派組合員についてダミー変数を（1）式の説明変数に加えてモデルを推定し、そのダミー変数の有意性を検討した。その結果、いずれの階級においても組合員ダミーは有意ではなかった。これは、査定において差別があるか否かは別にして、査定が行われた後、昇格審査には小数派組合は統計的には差別されていないことを示している。ただし、査定点を含まない式で昇格確率を組合ダミーで説明した場合には、４級のみで組合ダミーが有意にマイナスであった。仮に少数派組合員と企業別組合員で能力分布に差がないとすれば、４級においてのみ査定差別があったことを示している。しかしながら、本稿では、真の能力についてのデータがないため、これ以上のことははっきりわからない。

5　むすび

本研究では、あるエレベーター保守企業の昇格の決定要因を計量的に分析した。その結果、昇格の決定において、同一人事等級に２年在級した場合には、年齢はまったく昇格に影響を与えないか、マイナスの影響を与えることが示された。これに対し、査定は昇格に有意に影響を与えている。査定ポイントが１点上昇することにより昇格確率は２０％程度上昇する。

査定は、基本給の上昇幅と賞与に影響を与える。しかし、個別補正が加えられると、基本給の額から各従業員は査定点を推測することは不可能になる。したがって、同一人事等級にいる間においては、基本給の上昇は査定によってあまり差がつかない制度になっている。このため、査定が低いものでも勤続年数の増加とともに、賃金が上昇するシステムになっている。

このように、査定の差はおもに昇格スピードの差を通して賃金格差として現れてくる。しかし、勤続年数が高い程、査定点が向上するという関係は見られない。むしろ、査定点の高いものは速く昇進していくために、同一人事階級の中では、年齢が高いものほど査定点が低いという関係が見られる。したがって、個々人の能力は、勤続年数とともに上昇していたとしても、昇格の際に考慮されるのは、純粋に査定のポイントだけである。

本稿の結果は、アメリカにおけるAbraham and Medoff(1985)の実証結果に近い。彼らの研究でも昇進は査定で決定され勤続年数はマイナスの影響をもっていた。一方、日本のある地方銀行に関する冨田(1992)の実証分析では勤続年数が有意に昇進にプラスの影響をもっていた。本研究と冨田氏の研究の相違が生じた理由を理論的・実証的に説明することは今後の課題である。。銀行員という典型的な事務職員と、エレベーター保守という技術的職員の差によるものなのか、企業の人事方針の差によるものなのか、銀行業という規制産業の特性が大きな影響をもっているのか、この限りでははっきりしたことはわからない。また、エレベーター保守サービス産業は急速に成長した産業であるために、従業員の能力のばらつきが銀行業に比べて大きいために、速い段階から昇進スピードに差がつくような人事制度をとった可能性もある。ただし、有賀他(1994)のモデルによれば、管理的能力と実務能力の間の代替性が低い場合には、昇進確率は勤続年数の減少関数となることが示されている。本稿の研究は、有賀他(1994)のモデルと整合的である。今後は、より多くの企業のデータを用いて、査定のみならず勤続年数を昇格基準とする企業と査定のみを昇格基準とする企業のどちらが典型的な日本企業の昇進メカニズムであるかを明らかにしていく必要がある。また、それぞれがどのような経済合理性に基づくのかを分析する必要がある。

参考文献
Abraham, K.G. and Medoff, J.M. (1985) "Length of Service and Promotion in Union and Nonumion Work Groups ", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.38, No.3.

有賀健、ブルネッロ・ジョルジョ、真殿誠志(1994)「企業ヒエラルキーと人的資本形成－内部労働市場　　と職業別労働市場の比較分析」、第32回TCERコンファレンス報告論文。

浅沼萬里(1994)「職場の労働組織と全社の人的資源管理」、京都大学経済学部ワーキング・ペーパー・シリーズ、J-1。

大阪府地方労働委員会事務局監修(1993)『「地労委年鑑」1993』、広報資料センター

馬駿(1994)「日本企業の内部における技能形成とインセンティヴ・システム－X社の人的資源管理の事例研究を通して」、未公刊論文。

Medoff, J.M. and Abraham, K.G.(1980)"Experience, Prformance and Earnings" *Quatery Journal of Economics*, Vol.95, No.4.

冨田安信(1992)「昇進のしくみ－査定と勤続年数の影響」、橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』、有斐閣。

表４－１　A社の人事等級制度

等級	年齢幅（標準年齢）	対応役職	初任給格付け
特称等級	課長		
M級、専称等級	３２～６０		
１級	３０～６０		係長
２級	２８～５３		
３級	２６～４４		
４級	２４～３５		
５級	２２～２７	班長	大卒
６級	２０～２３		高専卒
７級	１８～２０		高卒
８級	１５～１７		

組合員は係長まで。

表４－２　人事等級１級以下に在級するものの昇格審査

現在の人事等級	８～２級	１級
上位等級	７～１級	M・専称２級
資格	在級２年以上	同左
営業所に与えられる昇格枠・推薦枠	等級別・標準年齢別昇格枠	標準年齢別ではない推薦枠
決定者	営業所	本社
決定手続き	部門別調整会議での協議を経て（１、２級候補者は部門担当副所長・営業所長調整会議も経て）決定	営業所長が部門別調整会議、部門担当副所長・営業所長調整会議を経て本社に推薦して、本社で面接・論文審査の上決定

表４－３　１９８４年度の基本給昇給額の構成要素

（単位円）

	一般昇給額	査定点数単価	一律補正	個別補正平均
専称１級	5,500	300		
専称２級・M級	4,700	300		
人事等級１級	3,900	300	300	466
２級	3,300	300		
３級	3,000	200		
４級	2,700	200		

表４－４　１９８４年度の平均加給率

	平均加給率（%）
専称１級	56
専称２級・M級	54
人事等級１級	48
２級	42
３級	38
４級	32

表４－５　記述統計量－平均値（標準誤差）

現在等級	全サンプル	１級	２級
昇格率	0.145(0.35)	0.143(0.36)	0.140(0.35)
標準年齢	34.482(3.53)	37.629(4.04)	34.720(3.16)
査定	100.384(1.63)	100.971(1.69)	100.760(1.46)
小数組合率	0.250(0.43)	0.114(0.32)	0.160(0.37)
サンプル数	172	35	50
現在等級	３級	４級	
昇格率	0.121(0.33)	0.167(0.37)	
標準年齢	34.576(3.06)	32.167(1.68)	
査定	100.515(1.77)	99.574(1.35)	
小数組合率	0.273(0.45)	0.407(0.50)	
サンプル数	33	54	

注）数値は平均値、括弧内はその標準誤差を示す。サンプルは、各人事等級に２年以上在級して、昇格資格をもつ従業員に限っている。

表４－６　査定階級別標準年齢・昇格率

１級および２級						
査定点	96-97	98-99	100-101	102-103	104	
サンプル数	1	15	33	35	1	
標準年齢	46	38.7	36.3	34.1	34	
昇格率（%）	0	0	0	31.4	100	
３級および４級						
査定点	95	96-97	98-99	100-101	102-103	104
サンプル数	1	3	30	40	12	1
標準年齢	40	32.3	34.0	32.9	31.6	29
昇格率（%）	0	0	0	17.5	41.7	100

表４－７　査定と標準年齢

	人事等級			
被説明変数＝査定点	１級および２級		３級および４級	
定数項	108.425	107.096	107.177	105.459
	(78.27)	(77.31)	(51.74)	(53.17)
標準年齢	-0.211	-0.169	-0.219	-0.154
	(-5.50)	(-4.34)	(-3.51)	(-2.54)
小数派組合		-1.318		-1.211
		(-3.11)		(-3.74)
R^2	0.258	0.33	0.116	0.233
ｻﾝﾌﾟﾙ	85	85	87	87

表４－８　１級からM級あるいは専称2級への昇格

	（１）	（２）
標準年齢	0.314 [0.0359]	0.231 [0.285]
	(1.849)	(1.198)
査定	1.741 [0.200]	1.519 [0.187]
	(2.352)	(2.097)
定数項	-189.940	-164.378
	(-2.372)	(-2.083)
対数尤度	-7.286	-6.967
適合予測率	94.2	93.5
昇格%	14.2	12.9
サンプル	35	31
	全サンプル	少数派組合員を除く

注）（）内はｔ値、［］内は平均値で評価した限界効果

表４－９　２級から１級への昇格

	（１）	（２）
標準年齢	-.4953 [-0.060]	-.495 [-0.0712]
	(-2.092)	(-2.091)
査定	1.409 [0.170]	1.409 [0.2025]
	(1.862)	(1.861)
定数項	-128.283	-128.272
	(-1.742)	(-1.741)
対数尤度	-10.65	-10.650
適合予測率	90.0	88.1
昇格%	14.0	16.6
サンプル	50	52
	全サンプル	少数派組合員を除く

注）（）内はｔ値、［］内は平均値で評価した限界効果

表４－１０　３級から２級への昇格

	（１）	（２）
標準年齢	-.620 [-0.071]	-.610 [-0.0964]
	(-2.007)	(-1.904)
査定	.186 [0.021]	0.183 [0.0290]
	(1.937)	(1.839)
対数尤度	-6.69	-6.68
適合予測率	90.90	87.5
昇格%	12.12	16.67
サンプル	33	24
	全サンプル	少数派組合員を除く

注）（）内はｔ値、［］内は平均値で評価した限界効果

表４－１１　４級から３級への昇格

	（1）	（2）
標準年齢	.183 [0.022]	.174 [0.0322]
	(.776)	(.662)
査定	1.611 [0.194]	1.407 [0.260]
	(3.119)	(2.641)
定数項	-168.658	-147.85
	(-3.060)	(-2.632)
対数尤度	-11.657	-10.617
適合予測率	90.74	84.375
昇格%	16.67	25.00
サンプル	54	32
	全サンプル	少数派組合員を除く

注）（）内はｔ値、［］内は平均値で評価した限界効果

第２部　家計資産

第５章　住宅需要と家計貯蓄、女性労働供給

1　はじめに

日本における住宅価格の高さが、家計の貯蓄行動に大きな影響を与えているのではないかという指摘が、古くからなされてきた。例えば井原〔1976〕では高度成長期について、住宅購入計画をもつ世帯の貯蓄率が非常に高くなる傾向にあることが報告されている。われわれは、1980 年代について同様の問題意識から分析を進めることにしよう。1985 年から始まった地価の急騰（86 年から 87 年にかけて東京とその近郊では地価が２倍から３倍に上昇した）は、家計の行動にも大きな影響を与えたはずである。こうした問題を考える上からも、住宅取得動機が家計貯蓄にいったいどのような影響を与えるのか、興味がもたれるところである。

直感的には、当然のように思える住宅価格と貯蓄行動の関連ではあるが、借り入れ制約を前提として初めて成立する。さらに、日米の貯蓄行動を住宅取得行動を中心にシミュレーションで分析 Hayashi, Ito and Slemlod(1987)によれば、住宅価格や借り入れ制約の存在に加えて、遺産動機をとりいれないと現実の貯蓄行動を説明できないことが示されている。そこで、本章では、住宅取得を行うのは遺産として残すためだとした上で、住宅取得が頭金を支払うための貯蓄行動および既婚女性の労働供給にどのような影響を与えるかを、理論的実証的にあきらかにする。理論モデルにおいては、ライフサイクルモデルに基づいて、住宅取得行動を定式化する。このモデルから、家計は経済環境によって生涯借家か将来持ち家を取得するかを選択することが導かれ、そのもとでの貯蓄行動と労働供給行動が定式化される。実証分析では、この持ち家を購入するか否かと、貯蓄行動・労働供給行動の分析を整合的に行っている。

本章の構成は次のとおりである。第２節で理論モデルを説明し、第３節で実証分析の推定モデルと結果を報告する。第４節で結論を述べる。

2　モ デ ル

さてここでは、家計の貯蓄行動を住宅投資・労働供給行動との関連で分析するために、ごく簡単なライフ・サイクル・モデルを用いることにしよう。家計は夫婦世帯を１単位として、消費および余暇から効用を得ると仮定し、特に消費財のうち住宅サービスに関しては、他の消費財とは異なった財と仮定する。これは住宅需要に焦点をあてるわれわれの分析からすれば当然である。また、近年既婚女子の労働力が無視しえなくなってきたので、この点も家計の貯蓄・住宅需要との関連で分析の中にとり入れることにした（なお既婚男子の労働力化率は、多くの

家計にとって選択の問題ではない）。

図５－１にみられる通り、1960 年代から 70 年代初頭にかけて高度成長期にわが国の女子労働力化率は、一貫して低下した。これは他の OECD 諸国と際立った対照をなす点である。しかし 75 年に最低となった後には、従来農業や自営業部門で働いていた既婚女子が、都市サラリーマンの専業主婦に転換したためだと考えられる。これに対して 70 年代以降の上昇は、雇用者の妻がより多く労働市場に参入するようになったことによる。本節におけるわれわれの関心は、70 年代以降における既婚女子労働力化率の上昇過程にあることはいうまでもない。

さて家計は３期間生きるものとして、その生涯効用の最大化行動を行っている。具体的な効用関数は次の式で表される。

$$U=\sum_{i=1}^{3}\beta^{i-1}u(C_i,h_i,l_i) \tag{1}$$

ただし、β は効用の割引ファクター、C_i は i 期の住宅サービス以外の消費、h_i は i 期における住宅サービスの量、l_i は i 期における妻の労働供給量を示す。

住宅サービスには持ち家と借家の２種類のサービスがあり、持ち家からの住宅サービスを H、借家から得られる住宅サービスを h として表す。それらは不完全代替であり、$H>h$ と仮定する。わが国の地価、持家価格が国際的にみてきわめて高いことはよく知られている（表 5－1）とおりだが、それにもかかわらず、わが国では家計による持ち家指向が強い。最も重要な理由として考えられることは、持ち家と借家（民間アパート、社宅、公務員宿舎）の質がきわめて異なる、という事実である。表５－２にみられるとおり、「広さ」という点だけとってみても、持ち家は借家の約２倍のサイズをもっている。この理由については、借地借家法の存在により、日本においては借家人が非常に保護されている結果、長期間居住するファミリー向けの借家が供給されないことが理由である。もし両者がほとんど同じ質をもっているならば、持ち家に住むか否かという意志決定は、税法上の有利さといったマージナルな点に依存することになるであろう（例えば米国でみられるように）。しかし現実には、家計は分割不可能な２つの異なるタイプの家の間で選択を行わなければならない。

よく知られているように、住宅需要のためのターゲット貯蓄が生まれるためには、資本市場が不完全であることが必要である。しかしそれに加えて実は、この持ち家・借家間の不完全代替という仮定も必要なのである。さもなければ（もし $H=h$）ならば、借家を続けていくという選択によって、資本市場の不完全性はエフェクティブに回避されるからである。

さて（1）を生涯の予算制約式の下で最大化することにより、家計の消費行動、労働供給、住宅サービスの需要量が求められる。第１期には全ての家計が借家に居るものとし、持ち家に移る場合には第２期に移行するものとする。こうした仮定のもとで、家計にとって選択可能な住宅サービス購入パターンは、次の２つのケースに分けられる。

（ケース１）　生涯借家。

（この場合の効用水準をU^Rと表す）

（ケース２）　（第２期に）持ち家に移る。

（この場合の効用水準をU^0と表す）

それぞれのケースによって家計の予算制約式は異なってくる。家計は、それぞれのケースから得られる効用水準、U^RとU^0を比較することで家を購入するか否かを決定する。ちなみにわが国ではほぼ20%の家計が生涯借家住まいである。

このようなフレームワークに基づき分析を進めていく前に、ここで遺産についてコメントをしておくことにしたい。遺産が資産蓄積の過程でどれほど重要な役割を果たしているかについては、(狭義の)ライフ・サイクル理論との関連で激しい論争が行われている(Kotlikoff・Summers〔1981〕、Modigliani〔1988〕、Kotlikoff〔1988〕。実際ライフ・サイクル理論によって想定されているような高齢者による資産取り崩しがあまりみられないことは、日本でも米国でもよく知られている（Ando/Kennickell〔1987〕し、特にわが国では家計の遺産動機が強いことも報告されている（大竹〔1991〕）。

われわれの分析は、遺産について次のような考え方を想定している。(1) 式には明示的に遺産が表れていない。いま遺産Bを残すことによる効用を$\phi(B)$と書けば、(1) 式は次のように書きかえられる（なおBはaccidentalではなく、意図された遺産である）。

$$U=\sum_{i=1}^{3}\beta^{i-1}u(C_i,h_i,l_i)+\phi(B) \qquad (2)$$

$$\phi'(B)>0$$

このとき、生涯借家、持ち家移行世帯それぞれの生涯効用について、遺産との関連で次のような場合分けが可能になる。

(1) 生涯借家のケース

(1)-1　金融資産による遺産をゼロにしたときの生涯効用$U_R^{\ 1}$

(1)-2　金融資産による遺産をゼロにしたときの生涯効用$U_R^{\ 2}$

(2)　持ち家に移るケース

(2)-1　家だけを遺産として残す場合の生涯効用$U_0^{\ 1}$

(2)-2　家の他に金融資産を残したときの生涯効用$U_0^{\ 2}$

(2)-3　購入した家を売却した上でその一部を金融資産として残したときの生涯効用$U_0^{\ 3}$

(2)-4　購入した家を売却した上で金融資産を残さないとき（つまり遺産ゼロ）の生涯効用$U_0^{\ 4}$

まず、生涯借家でとおす家計については、$U_R^{\ 1}>U_R^{\ 2}$かつ$U_R^{\ 1}>U_0^{\ i}(i=1-4)$が成り立っているか、あるいは後に説明する生涯予算制約式（4.2）ないし流動性制約式（12）のいずれかが満たされないために、また持ち家に移る家計については、$U_0^{\ 1}>U_0^{\ i}(i=2-4)$、$U_0^{\ 1}>U_R^{\ i}(i=1,2)$が成り立っているものと仮定する（仮定O）。結局のところ遺産については、持ち家保有者が持ち家（あるいはより広く不動産）のみを遺産として残すことになる。わが国の場合、少なくとも遺産の約70%（『国税庁統計年報書』昭和58年）が土地からなることを考えると、このような仮定はそう悪い仮定ではない（とくにBは意図された遺産であることに注意したい）。いずれにしても上記（仮定R）および（仮定O）の下では、本来多くの場合分けが必要になるところ、以下で行うように「生涯借家」と「持ち家に移る」ケースという２つの単純化されたケースを考えればよいことになる。しかもそれぞれについて、遺産があたかもないかのように分析を進めることが許されるのである。

なお以上は遺産を遺す事についてのコメントであるが、遺産を受け取る可能性についてはふれていない。１つの理由としては、戦後多くの人々が地価の安い「地方」から地価の高い大都市周辺部に移動したという事実をあげることができよう。自らの住宅用に取得しなければならない不動産の価格は、田舎で相続する不動産価格を大きく上回ったはずである。さらにわが国で遺産の中心をなす土地の供給は、人口の成長に並行して増大しない。こうしたことからここでは、簡単化のために遺産を受け取る可能性は捨象して分析を進めることにした。今後人口移動率（都市化）、人口成長率がともに低下し、経済が「定常状態」に近づくことがあるならばその場合にはこの仮定は不適当になるかもしれない。

いま１つわが国の家計行動の特長として、遺産との関連でよく指摘されるものに「二世帯同居」がある（Ando〔1986〕、Dekle〔1987〕）。わが国では70歳以上の老人の約６割りが子供と同居しているが、これは国際的にみたとき少なくともアジア以外の他のOECD諸国と比較したときにはたしかに特徴的なことである（表 5－3）。しかしながら高度成長期には既にみたとおり貯蓄率が上昇しつづける一方、同居率は一貫して低下したわけだから、「二世帯同居」と高い貯蓄率を直接結びつけることには無理があるだろう。

以上遺産をめぐる問題についてのコメントが長くなったが、要するに「生涯借家」、「持ち家に移る」ケース、ともにあたかも遺産がないかのようにわれわれは分析を進めていく。ただしくり返しになるが、このことは文字どおりに遺産を無視していることにはならない。実際「持ち家に移る」ケースでは、その家が遺されるのである。以下に述べる予算制約式をみればこのことは明らかになろう。

さてまず生涯借家のケースについて考えることにしよう。この場合の予算制約式は

$$\sum_{i=1}^{3}\beta^{i-1}(y_i+w_il_i-C_i-p_i^{\,h}h_i)=0$$

として表される。ここで p_t^h は家賃率、w_t は妻の労働に対する賃金率、y_t は夫の所得でありすべて外生的であるとする。消費財 C の価格は1にノーマライズされている。また簡単化のために（3）においては、市場利子率が家計の主観的な割引率と等しい、という仮説を設けている。

（1）式の効用関数をコブ・ダグラス関数に特定化すると、家計の最大化の問題は、

$$\max_{(c,l)} U^R = \sum_{t=1}^{3} \beta^{t-1} C_t^a h_t^b (1-l_t)^c \qquad (4)$$

(a+b+c=1)

s.t. （3）式

$$l \geq 0 \qquad (5)$$

となる（妻の時間の初期賦与量は1にノーマライズ）。すなわち c,l を選択変数として、（3）式の制約と妻の労働供給が負にならないという制約式（5）のもとで（4）を最大化することになる。ただし、住宅サービスについては、h を定数としてあつかい、家計の選択変数ではないとする。現実には借家のレンタルに選択の幅が存在するが、質の違うレンタルアパート間の選択には焦点をあてず、借家から持ち家への移行と貯蓄率、女子労働供給の関係をここではみるのである。なお以下では $l_t > 0$ のケースに分析の焦点をあてることにしよう。

簡単化のために $w_t = w$ とした上で、まず夫の所得について次のような「恒常所得」を定義する。

$$Y = \frac{y_1 + \beta y_2 + \beta^2 y_3}{1 + \beta + \beta^2} \qquad (6)$$

このYを用いると最適な消費水準 C_t と妻の労働供給 l_t は以下のようになる。

$$C_t = \left(\frac{a}{a+c}\right)(Y + w - p^h h) \qquad (7)$$

$$l_t = \left(1 - \frac{a}{a+c}\right)\left(1 + \frac{Y - p^h h}{w}\right) \qquad (8)$$

妻の労働供給は、wの増加関数であり、Yの減少関数である。3章の分析と同じように、ここでは夫の労働供給に数量制約があり、したがってその所得が外生となっているために、上記のようないわゆる「ダグラス・有澤の法則」が得られたのである。

（7），（8）から、この場合の貯蓄率 S_t^r も次のように求めることができる。

$$S_t^R = \frac{y_t + w l_t - C_t - p^h h}{y_t + w l_t} \qquad (9)$$

$$= \frac{y_t - Y}{y_t + \left(\frac{a}{a+c}\right)w - \left(\frac{c}{a+c}\right)Y + \left(\frac{c}{a+c}\right)p^h h}$$

貯蓄率は（夫の）「恒常所得」Yの減数であり、今期の所得 y_t の増加関数である。経済成長の低下が予想され、したがって「恒常所得」が低下すると貯蓄率は上昇することになる。[1] なおいまは生涯借家で通すという計画を持っている家計について考えているから、貯蓄率 S_t^R は持ち家の価格 P^H からは独立になることに注意したい。

次に持ち家に移る家計の行動について考えよう。効用関数は前と同じようにコブ・ダグラス関数に特定化する。

$$C_1^a h^b (1-l_1)^c + \beta C_2^a H^b (1-l_2)^c + \beta^2 C_3^a H^b (1-l_3)^c \qquad (10)$$

他方所得制約式は

$$\sum_{t=1}^{3} \beta^{t-1} (y_t + w l_t - C_t) - p^h h - \beta\alpha P^H H - \beta^2 (1-\alpha) P^H H = 0$$

$$(0 < \alpha < 1) \qquad (11)$$

既に述べたとおり、家計は第2期に持ち家に移り、また持ち家は次世代に遺産として遺す（滋賀って売却しない）ものと仮定している。(11)でα は持ち家購入の際に必要となる「頭金」の比率である。米国のα は約 0.25 であるのに対し、わが国のα は 0.4 とかなり高い。ここでは家計が第2期の期初でこの頭金制約に服していると仮定し、次式が成り立っているものとしよう。

$$\beta^{-1}(y_1 + w l_1 - C_1 - p^h h) + y_2 + w l_2 - C_2 = \alpha P^H H \qquad (12)$$

家計は（11）、（12）という2つの制約式の下で C_t, l_t に関して（10）を最大化する。この結果、

$$C_2 = \left(\frac{H}{h}\right) C_1 \qquad (13)$$

$$l_1 = 1 - \left(\frac{c}{a}\right)\left(\frac{C_1}{w}\right) \qquad (14)$$

---

[1] なおここでは、今期の夫の所得 y を所与として、Y のみ変化した場合を問題にしている。(4.17) からわかるとおり、この場合成長率が低下し夫の恒常所得 Y が低下すると、妻の労働供給の増加を通して、家計の総収入 $y + wl$ は逆に増大するのである。もちろん現実には予想成長率ないし恒常所得と今期の所得 y は独立ではありえず、強い相関をもっているものと考えられる。

$$l_2 = 1 - \left(\frac{c}{a}\right)\left(\frac{C_2}{w}\right) \qquad (15)$$

が得られる。したがって$C_2 > C_1, l_1 > l_2$となるのである。生涯借家を計画している家計とは対照的に、第1期の消費は2期のそれより低く、逆に妻に労働供給は1期で2期より高くなることに注意したい。いま第1期に注目してみると、

$$C_1 = \left(\frac{a}{a+c}\right)\left(\frac{1}{d}\right)\left\{y_1 + \beta y_2 + w + \beta w - p^h h - \beta\alpha P^H H\right\} \qquad (16)$$

$$l_1 = 1 - \left(\frac{c}{a+c}\right)\left(\frac{1}{dw}\right)\left\{y_1 + \beta y_2 + w + \beta w - p^h h - \beta\alpha P^H H\right\} \qquad (17)$$

ここでdは次式で定義された定数である。

$$d = 1 + \beta\left(\frac{H}{h}\right) \qquad (18)$$

したがって持ち家価格P^Hが上昇すると、第1期の消費は減少する一方、妻の労働供給は増大する。頭金払いの制約式を満たさなければならない事から、家計のエフェクティブな計画期間が短くなることにも注意しよう。

さて第1期の貯蓄率${S_1}^0$も（16）、（17）式から次のように求められる。

$${S_1}^0 = \frac{y_1 + w l_1 - C_1 - p^h h}{y_1 + w l_1}$$

$$= \frac{y_1 + w - p^h h - \left(\frac{1}{d}\right)\left\{\tilde{Y} + \tilde{w} - p^h h - \beta\alpha P^H H\right\}}{y_1 + w - \left(\frac{c}{a+c}\right)\left(\frac{1}{d}\right)\left\{\tilde{Y} + \tilde{w} - p^h h - \beta\alpha P^H H\right\}} \qquad (19)$$

（19）式の$\tilde{Y}$および$\tilde{w}$はそれぞれ

$$\tilde{Y} = y_1 + \beta y_2 \qquad (20)$$

$$\tilde{w} = w + \beta w \qquad (21)$$

である。持ち家に移ることを計画している家計の貯蓄率${S_1}^0$は、$\tilde{Y}$の減数関数であり、y_1の増加関数である。またそれは持ち家価格P^Hの増加関数である。

先に求めた${S_1}^R$と${S_1}^0$を同じパラメターについて比較すると、${S_1}^0 > {S_1}^R$という不等式は次の不等式と同値であることがわかる。

$$w + Y - p^h h - \left(\frac{1}{d}\right)\left(\tilde{Y} + \tilde{w} - p^h h - \beta\alpha P^H H\right) > 0 \qquad (22)$$

既に表5−2でみたとおり、わが国ではH/hは約2である。他方βは1期を約10年としたと

きの役割ファクターだからおよそ0.8とすれば、$H/h \cong 1+\beta$が成り立つ。こうした仮定の下では（22）の不等式が満たされる。したがってリーズナブルな仮定の下では、若年世帯について、持ち家指向は貯蓄率を高めると結論することができよう。ちなみに（22）の下では、主婦の労働供給についても、${l_1}^0 > {l_1}^R$となる。

以上われわれは若年借家世帯（モデルの第1期）について、それを生涯借家住まいを計画している世帯と、将来持ち家に移ることを計画している世帯という2つのグループに分けた上で、それぞれの貯蓄率と労働供給関数を導出した。2つのグループについて比較すると、持ち家に移る計画のある家計の方が貯蓄率は高くなり、また妻の労働供給率もおおきくなる。もちろん持ち家に移るか否かという決定自体、夫の「恒常所得」、持家価格に依存している。たとえば「恒常所得」の低下、持家価格の上昇はより多くの家計に生涯借家住まいの計画を持たせることになる。したがって「恒常所得」の低下、持家価格の上昇が全体の貯蓄率に与える影響は実は曖昧なのである。こうした変化は、持家計画を持っていた家計の内いくらかを生涯借家計画に変更させる。後者の貯蓄率は低下するのである。こうした点を明示的に考慮に入れた上で、次に個票データに基づく実証研究を行うことにしたい。

3　実証分析

理論モデルで得られた結果を、『全国消費実態調査』（1984）の個票データを用いて実証的にテストすることにしよう。『全国消費実態調査』（1984）は約5万世帯に関するサンプリング調査であり、世帯調査、家計収支調査、年収調査、貯蓄、耐久財調査を行っている。世帯調査表は世帯人員それぞれについて、性、年齢、労働力状態、住居の述べ面積、構造、住宅・土地の購入計画を、家計収支票は1984年9月から11月の家計収支調査を調べている。また、年収調査は世帯主、配偶者、その他世帯員合計の3者について収支の種類別に1983年12月から11月までの年間収支を調査し、貯蓄、耐久財については1984年11月末日時点の金融資産別貯蓄現在高、所有耐久財を調査している。ここではそのうちつぎのような条件を満たすサンプルを選んだ。まず、世帯主が勤労者であること。次に20歳から45歳までの既婚女性がいる家計であること。第3にモデルの「第1期」に分析の焦点をしぼるため、借家世帯であること。この他マイナーな条件として既婚女性が同一世帯に3人以上いない事、および世帯主の兄弟等が働いていないこと等である。この結果として残った8167の借家世帯がわれわれの用いたサンプルである。その内1455の世帯が将来持ち家にする計画を持っていた。

さて、以上の個票データを用いて実証分析を行うのであるが、説明変数である（各家計ごとの）世帯主「恒常所得」、持家価格（地価）、妻の労働に対する賃金率等はいずれも個票データの中に含まれていない。作製方法の詳細については Yoshikawa・Ohtake〔1989〕にゆずることにする。次に推計方法について説明しよう。

推 計 方 法

われわれは前節でえられた貯蓄関数と妻の労働供給関数を推計する。その際既に説明したとおり、ある借家世帯が将来持ち家に移る計画を持っているか（このケースを以下 O で表す）、それとも生涯借家にするという計画を持っているか（これを R で表す）で分類する必要がある。そのためにここでは次のようなモデルを考える。

ケース O： $s_i = X_{1i}\beta_1 + u_{1i}$ if $U_i^O \geq U_i^R$ (23)

ケース R： $s_i = X_{2i}\beta_2 + u_{21}$ if $U_i^O < U_i^R$ (24)

ここで s_i は貯蓄率、また X_{1i} と X_{2i} はそれぞれのグループの貯蓄率の説明変数である。u_{1i}, u_{2i} は誤差項。$U_i^O (U_i^R)$ は $O(R)$ というプランが持たれた時にえられる最大の効用水準を表す。ここで U_i^O と U_i^R は次式で説明されるものとしよう。

$$U_i^O = Z_i\gamma^R - \varepsilon_i^O \quad (25)$$

$$U_i^R = Z_i\gamma^O - \varepsilon_i^R \quad (26)$$

Z^j は $U_i^j (j = O, R)$ を決定する変数である。以上から、

$$U_i^O - U_i^R = Z_i(\gamma^R - \gamma^O) - (\varepsilon_i^O - \varepsilon_i^R) \equiv Z_i\gamma - u_i \quad (27)$$

となる。ここでダミー変数を導入する。

$$I_i = 1 \quad \text{if} \quad Z_i\gamma \geq u_i \quad (28)$$

$$I_i = 0 \quad \text{if} \quad Z_i\gamma < u_i$$

われわれのデータは I_i を含んでいるから、（28）よりプロビット最尤法を用いて γ を推定できる。ただし γ のスケールは決まらないから、以下では $Var(u_i) = 1$ と仮定して推定を行うことにする。また u_{1i}, u_{2i}, u_i は平均ゼロのジョイント正規分布であるとし、次の共分散行列をもつとしよう。

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{1u} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \sigma_{2u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_{2u} & 1 \end{bmatrix} \quad (29)$$

われわれは推定量が一致性をもつように、Heckman〔1976〕の２段階法をもちいた。そのためにはまず（23）、(24）にある誤差項を求める必要がある。それは次のようになる。

$$E = (u_{1i} | Z_i\gamma \geq u_i) = -\sigma_{1u}\frac{\phi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)} \quad (30)$$

$$E = (u_{2i} | Z_i\gamma < u_i) = -\sigma_{2u}\frac{\phi(Z_i\gamma)}{1-\Phi(Z_i\gamma)} \quad (31)$$

ここでϕ は標準正規分布の密度関数、Φ は分布関数を表している。

$\lambda_{1i}, \lambda_{2i}$ を以下のように定義すれば、

$$\lambda_{1i} = \frac{\phi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)}, \qquad \lambda_{2i} = \frac{\phi(Z_i\gamma)}{1-\Phi(Z_i\gamma)} \quad (32)$$

これを用いて（23）、（24）を次のように書き換えることができる。

$$s_i = X_{1i}\beta_1 - \sigma_{1u}\lambda_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad \text{for} \quad I_i = 1 \quad (33)$$

$$s_i = X_{2i}\beta_2 - \sigma_{2u}\lambda_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad \text{for} \quad I_i = 0 \quad (34)$$

$\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}$ は次式で表され、その条件付期待値はゼロとなる。

$$\varepsilon_{1i} = u_{1i} + \sigma_{1u}\lambda_{1i}$$

$$\varepsilon_{2i} = u_{2i} + \sigma_{2u}\lambda_{2i}$$

先に述べた Heckman の２段階法では、まずプロビット最尤法で（28）の γ を推定する。その推定値を $\hat{\gamma}$ とよぼう。次に $\hat{\gamma}$ を用いて $\hat{\lambda}_{1i}, \hat{\lambda}_{2i}$ を求め（(32)式）た上で、この $\hat{\lambda}_{1i}, \hat{\lambda}_{2i}$ も X_{1i}, X_{2i} と共に説明に加え、（33）、（34）を最小二乗法で推定する。こうすることにより、（33）、（34）の.係数 $\beta_1, \beta_2, \sigma_{1u}, \sigma_{2u}$ を一致推定することができるのである。

妻の労働供給関数も基本的には同様の方法で推定したのであるが、こちらの方にはもう一つの問題がある。すなわち労働供給の場合、全体の３分の２については労働供給はゼロになっている。ここではこの点を考慮して次のようなモデルを考えることにした。

ケース $O: l_i = X_{3i}\beta_3 + u_{3i}$ if $U_i^O \geq U_i^R, l_i > 0$ (35)

ケース $R: l_i = X_{4i}\beta_4 + u_{4i}$ if $U_i^O < U_i^R, l_i > 0$ (36)

$$I_i' = Z_2\gamma_2 - u_i' \quad (37)$$

ここで

$$I_i' = 1 \quad \text{if} \quad l_i > 0$$

$$I_i' = 0 \quad \text{if} \quad l_i = 0 \quad (38)$$

（26）、（27）にある X は、既婚女子が働いている場合にその労働供給量に影響を与える変数である。他方（37）の Z_2 は、労働市場に参加するか否かを決める変数である。簡単のために（27）の u_i と（37）の u_i' は独立であると仮定した。

このフレームワークの中で、貯蓄関数の場合と同様の方法により（35）、（36）を推定した。

具体的には２段階目の推定は以下のとおりである。

$$l_i = X_{3i}\beta_3 - \sigma_{3u}\lambda_{1i} - \sigma_{3u}'\lambda_{3i} + \varepsilon_{3i} \qquad (39)$$

$$\text{for} \quad I_i = 1, I_i' = 1$$

$$l_i = X_{4i}\beta_4 - \sigma_{4u}\lambda_{2i} - \sigma_{4u}'\lambda_{3i} + \varepsilon_{4i} \qquad (40)$$

$$\text{for} \quad I_i = 0, I_i' = 1$$

ここで

$$\lambda_{3i} = \frac{\phi(Z_{2i}\hat{\gamma}_2)}{\Phi(Z_{2i}\hat{\gamma}_2)} \qquad (41)$$

である。

推　定　結　果

２段階推定法の第１段階目にあたるプロビットの推定結果は、表5−4にあるとおりである。持家計画をもつ確率を、世帯主の「恒常所得」、P^H　の代理変数としての地価、雇用主によって借家を供給されている（社宅、公務員宿舎など）か否かを表すダミー、世帯人因数、３歳以下の子供の数、同居老人の数、そして世帯主の年齢ダミーによって説明しようと試みたものである。恒常所得、純資産の増大が持家計画（ケース O）の確率を高め、逆に地価（P^H）上昇がそれを有意に低めるという推定結果がえられた。いずれも理論モデルでえられた結果とコンシステントである。

次に上記推定結果に基づき、第２段階目として推定した貯蓄関数が表5−5にある。ケース O、R 別に推定がなされており、説明変数としては、プロビットに用いた変数の他に、家計可処分所得（の逆数）、世帯主の可処分所得、三大都市圏に居住しているか否かを表すダミー、および先に説明した $\hat{\lambda}^1, \hat{\lambda}^2$ を用いた。なお、家計可処分所得の逆数の係数は、貯蓄額（率ではなく）の式の定数項に対応する。

表5−5によると、貯蓄率は O 、R 両ケースともに世帯主の恒常所得の減少関数であり、（今期）可処分所得の増加関数である。また地価は、持家計画のある家計についてのみその貯蓄率を有意に高める。

妻の労働供給についても簡単にみておこう。第１段階のプロビットの推定結果は表 5−4、供給関数の推定結果は表 5−6 にあるとおりである。地価の影響についてみると、貯蓄率の場合と同様、労働供給率は持家計画のある家計についてのみ地価によって正の影響を受ける。

貯蓄率の弾力性

表 5−5 にある推定結果に基づき、貯蓄率の各説明変数に関する弾力性を計算してみよう。世帯主の恒常所得、地価、金融資産といった変数は、先にも説明したとおり、持家計画そのものに影響を与える。したがって以上のような説明変数の変化が貯蓄率に実際にどれほどの影響を与えるかをみるためには、持家計画の変更をする家計のあることを明示的に考慮に入れなければならないのである。表 5−5 にある第２段階目の貯蓄関数は、持家計画について、それぞれのグループにいる家計が計画を変更しないという仮定の下に計算されていることに注意したい。その意味で表 5−5 の貯蓄関数から直接計算した弾力性は現実的でないのであるが、比較の便宜上これを「計画変更なしの弾力性」とよび、２つの家計グループについて表 5−7 に掲げてある。

計画変更の可能性を考慮に入れた弾力性を表 5−7 では単に「弾力性」としたが、これはつぎのように計算できる。

$$\frac{X_j}{s}\frac{\partial E(s|Z\gamma \geq u_i)}{\partial X_j}$$

$$= \frac{X_j}{s}\left[\beta_j + \gamma_j \sigma_{1u}\frac{\phi(Z\gamma)}{\Phi(Z\gamma)}\left(Z\gamma + \frac{\phi(Z\gamma)}{\Phi(Z\gamma)}\right)\right] \qquad (42)$$

ここで Z, X_j はそれぞれプロビットの推定式、および貯蓄関数に入れた説明変数であり、γ_j, β_j はその係数である。また σ_{1u} は貯蓄関数とプロビット推定式の誤差の共分散を表している。

(42) の第２項が、持家計画変更の効果を表す項である。例えば世帯主の恒常所得が１％増大した時、もしそれまで生涯借家を計画していた家計（R グループ）が全く計画を変更しなかったとしたら、Oグループの貯蓄率は 2.17% 下落するであろう。しかし実際にはこの時それまで R グループに属していた家計のいくらかが Oグループに移行する。そしてそうした R から O に移る家計の貯蓄率は従来から Oグループに属していた家計の平均貯蓄率よりも高いのである。このことは、 Oグループの貯蓄率の誤差とプロビットのが差が正の相関をもっていることからわかる。したがって計画変更家計の存在は、 Oグループの貯蓄率に正の影響を与える。実際恒常所得上昇所場合には、この正の効果が、元々 Oグループに属した家計の貯蓄率に与える負の効果を上回り、結局ネットの効果として弾力性は約 0.8 と正になるのである。他の変数も含めて弾力性は表 5−7 にあるとおりである。

次に O、 R 両グループをあわせた借家世帯全体に関する貯蓄率 S を計算してみよう。 O、R グループの平均所得、貯蓄率、世帯数をそれぞれ $Y^O, Y^R, S^O, S^R, N^O, N^R$ と書くと、S は次のようになる。

$$S=\frac{S^O Y^O N^O + S^R Y^R N^R}{Y^O N^O + Y^R N^R}$$

$$=\frac{S^O\left(n^O, X\right)n^O\sigma^O + S^R(n^O, X)(1-n^O)(1-\sigma^O)}{n^O\sigma^O+(1-n^O)(1-\sigma^O)} \qquad (43)$$

ここで

$$n^O=\frac{N^O}{N^O+N^R}, \qquad \sigma^O=\frac{Y^O}{Y^O+Y^R} \qquad (44)$$

したがって外生変数 X が変化した時、全体の貯蓄率 S に与える影響は次のように計算できる。

$$\frac{\partial S}{\partial X}=\left(\frac{n^O\sigma^O}{n^O\sigma^O+(1-n^O)\left(1-\gamma^O\right)}\right)\left(\frac{\partial S^O}{\partial X}+\frac{\partial S^O}{\partial n^O}\frac{\partial n^O}{\partial X}\right)$$

$$+\left(\frac{\left(1-n^O\right)\left(1-\sigma^O\right)}{n^O\sigma^O+(1-n^O)(1-\sigma^O)}\right)\left(\frac{\partial S^R}{\partial X}+\frac{\partial S^R}{\partial n^O}\frac{\partial n^O}{\partial X}\right)$$

$$+\frac{\sigma(1-\sigma)(S^O-S^R)\dfrac{\partial n^O}{\partial X}}{\left[n^O\sigma^O+(1-n^O)(1-\sigma^O)\right]^2} \qquad (45)$$

ただし

$$\frac{\partial n^O}{\partial X}=\frac{\partial\phi\left(X\gamma\right)}{\partial X}=\gamma.\phi\left(X\gamma\right) \qquad (46)$$

弾力性は先と同じように、O,R グループ間の移行を考慮に入れない弾力性（(45)で $\partial n^O/\partial X=0$ としたもの）と、それを考慮したもの（これが実際上意味のある弾力性である）がある。共に表5−7に掲げているが、それによると例えば地価の上昇は、弾力性0.07貯蓄率を低下させることがわかる。このような結果がえられるのは、地価上昇が O から R グループへの移行を促すからである。ただし世帯主の恒常所得については、O グループの場合とは異なり、弾力性はマイナス（-1.37）になる。

書く説明変数は貯蓄率にどれほどの影響を与えるのであろうか。この点をみるために、えられた弾力性を基に簡単なシュミレーションを行った。（表5−8）。第1行目（ベース・ラン）は、各変数を1984年時点の実際値（全て1にノーマライズしてある）にとったものである。2〜7行目から各変数の貯蓄率に与える影響をよみとることができる。なお8行目は各説明変数を1972年の実際値にとったケースである。もし1984年に各変数が1972年と同じ状態にあったとしたら、貯蓄率は17%まで低下していた（実際には20%）であろうということが分かる。この事からまた70年代初頭と比べて、世帯主の恒常所得が25%も低下した事が家計貯蓄率を20%を上回る水準に高止まらせている要因だということもわかる。

4　おわりに

本章では、土地・住宅需要という要因に焦点をあて、さらに女子労働供給行動も明示的に考慮して家計貯蓄率に関する分析を行った。理論モデルは標準的なライフ・サイクル・モデルであるが、わが国の家計行動、あるいは家計をとりまく経済環境について、幾つか重要な仮定を設けている。具体的には、（i）家計の効用が一般消費財とは別に、住宅サービスにも依存していること、（ii）借家と持ち家がきわめて不完全な代替財であること（敷地面積でみれば約1：2）、（iii）一定の金利の下で無制限な借入れができないという意味で、資本市場が不完全であること、（iv）土地・住宅を資産として遺す傾向が強いこと、（v）第2時大戦で資産が消失したこと、および戦後の大都市周辺部への人口移動を考慮すると、多くの家計が実質的に「第一世代」かせいぜい「第二世代」にすぎないこと、などをあげることができる。こうした仮説の下で、家計行動が、持ち家動機によって大きな影響を受けることを示した。

モデルに基づく実証分析（ただしここでは、理論分析上の「第一期」に対応する借家世帯のみを分析対象とした）でも、家計貯蓄率、既婚女子の労働供給共に持ち家動機の有無によって大きな影響を受けることが示された。われわれの分析では、経済成長率の低下は他の条件が変わらなければ貯蓄率の上昇をもたらす。これは標準的なライフ・サイクル・モデルでえられる結論と逆である。その理由は、2節のモデルでは、成長率の低下に伴う夫の恒常所得の低下が、妻の労働供給を増大させるところにある。この点は家計貯蓄率に関する通常の議論で無視されているポイントである。本論でふれたように、高度成長期には、勤労世帯の既婚女子の労働供給行動はあまり問題にならなかったが、70年代後半からの低成長下で、このメカニズムの重要性は増大してきた。もちろん恒常所得（成長率）の低下は、それと共に今期の所得の低下（それは貯蓄率を低下させる）をももたらしたであろうから、上記の命題はやや誇張されている。しかしながら、高度成長期に高成長が貯蓄率を引き上げた程度より、低成長期に入ってから低成長が貯蓄率を引き下げる程度が弱い、ということはありうることだと思う。

われわれの分析のポイントである土地・住宅価格の上昇については、持家計画のある借家世帯の貯蓄率を引き上げる一方で、その一部を放棄させるという効果ももつ。この「あきらめ」効果の結果、全体としての（ただし主として若・壮年世代の借家世代にかぎられる）貯蓄率を低めることになる（弾力性−0.07）。土地価格が2倍になると、元々20%の貯蓄率は、18.6%まで低下することになる。実際86年以来の地価高騰後になされた総理府の「大都市圏の住宅・宅地に関する世論調査」（1991年3月）でも、借家世帯の55.7%が「経済的にゆとりがない」ため「今後10年間に新築などの計画がない」と答えている。「あきらめ」効果による消費の増大、貯蓄率の低下にはそれなりの現実性があるといえよう。

もちろんここでは若・壮年の借家世帯のみを対象として議論を行っているから、それがマクロ的な貯蓄率にどのような影響を与えるかについては直ちに明らかではない。しかし

Ando/Kennickell〔1987〕で指摘されたように、ある程度の成長率（特に日本のように低成長といっても4%ほどの成長率）がある場合には、マクロ的な貯蓄率を大きく左右するのは若・壮年世代の貯蓄行動である。したがって土地価格の上昇は、マクロ的な貯蓄率にも影響を与えることが予想される。

＜参考文献＞

Ando, A. (1986), "The Savings of Japanese Households: A Micro Study Based on Data from the National Survey of Family Income and Expenditure, 1974 to 1979 (in Japanese)", *Keizai Bunseki*, no. 101, Jan. (Economic Planning Agency, Government of Japan, Tokyo).

Ando, A. and A. Kennickell(1987), "How Much (or Little) Life Cycle Is There in Macro Data? The Cases of the United States and Japan," in R. Dornbusch et al. ed., *Macroeconomics and Finance*, Cambridge: MIT Press.

Dekle, R. (1987), "Do the Japanese Elderly Reduce Their Total Wealth?" Mimeo., Nov. (Raischauer Institute of Japanese Studies, Harvard University, Cambridge, MA).

Hall, R.(1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, December.

Hayashi, F. (1986), "Why Is Japan's Saving Rate So Apparently High?", *NBER macroeconomics annual*, Vol. 1 (MIT Press, Cambridge, MA).

Hayashi, F., Ito and Slemrod (1987), "Housing Finance Imperfections and Private Saving", *NBER Working Paper*, no. 2272, June.

Heckman, J.J. (1976), "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimation for Such Model", *Annals of Economic and Social Measurement*, Fall.

Higuchi, Y., 1980, "Female Labor Supply and Asset Holding (in Japanese)", Mita Economic Studies, August.

Horioka, C. (1987), "Housing Demand and Saving for Housing in Japan", Paper presented at the TCER-NBER Conference on Savings, Jan., 1988.

Horiye, Y. (1985), "A Study of the Japanese Economy (in Japanese)", *Toyo Keizai*, Tokyo.

Horiye, Y., S.Naniwa and S. Ishihara (1987), "The changes of Japanese business cycles", *Monetary and Economic Studies* (Bank of Japan, Dec., Tokyo).

Ishikawa, T. and Ueda (1984), "The Bonus Payment System and Japanese Personal Savings, in: M. Aoki, ed., *The economic analysis of the Japanese firm* (North-Holland, Amsterdam).

Kotlikoff, L., and L. Summers (1981), "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation", *Journal of Political Economy*, August.

Kotlikoff, L. (1988), "Intergenerational Transfers and Savings", *Journal of Political Economic Perspective*, Spring.

Maddala, G.S. (1983), "*Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*" (Cambridge University Press, Cambridge).

Modigliani, F. (1988), "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth", *Journal of Economic Perspective*.

Ogawa, K. (1987), "Household Saving Rates and Demand for Housing: Some evidence in Japan", *JCIF Policy Study Series*, no. 8.

Takayama, N., F. Funaoka and F. Ohtake (1988), "*Distribution of Household Wealth in Japan*", Mimeo.

Yoshikawa, H. and F. Ohtake (1987), "Postwar Business Cycles in Japan: A Quest for the Right Explanation", *Journal of the Japanese and International Economies*, Dec.

Yoshikawa, H. and F. Ohtake (1989), "An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan," *European Economic Review*.

井原哲夫　1976年　「個人貯蓄の決定理論」，東洋経済新報社

大竹文雄　1991年　「遺産動機と高齢者の貯蓄・労働供給」,『経済研究』Vol. 42 No.1

表 5－1　土地・住宅価格／一人当り国民所得

年	イギリス	アメリカ	（旧）西ドイツ	日　本	日　本（三大都市圏）
1970	6.5	5.4	6.0	8.1	9.3
1975	7.3	6.1	7.7	10.5	11.9
1980	7.6	6.4	7.9	11.2	12.8
1983	6.6	6.1	7.5	13.7	16.3

（出所）　土地・住宅については, BSA Bullein (The Building Socieries Association, U.K.),
Statistical Abstract of the United States (Department of Commerce, U.S.A.),
Bundes Baublatt (West Germany), 建設統計年報（建設省，日本）
国民所得統計については OECD 資料.

表 5－2　住居の所有関係による延べ面積の相違

住居の所有関係	住居の延べ面積（平均）㎡
持ち家	94.85
一戸建て	109.95
その他	71.11
借家	
民営借家	51.37
公団借家	45.86
公団・公社	47.81
給与住宅	58.65
持ち家（ローン有り）	107.61
持ち家（ローンなし）	112.15

（出所）『全国消費実態調査』(1984)

表 5－3　同居比率

日本	50.2%
アメリカ	3.4%
イギリス	2.4%
フランス	9.1%

表 5−4　プロビット推定式

	土地・住宅を購入する計画をもつ確率	既婚女子が労働市場に参加する確率
定数	-1.36268 (-13.4)	0.26943 (-3.263)
世帯主の恒常所得 (10,000)	0.00108048 (4.33)	-0.0039944 (-15.63)
純資産 (10,000)	0.00056691 (14.4)	0.000070528 (1.80432)
土地価格 (10,000)	-.00757981 (-3.67)	-.000996 (-.5708)
EPHOUSE	-.0624651 (-1.56)	-.184637 (-4.391)
世帯人員数	.0434303 (2.09)	0.138558 (7.218)
3 歳以下の子供数	.0369531 (1.17)	-.653929 (-17.95)
同居老人数	-.0202198 (-.268)	-.23249 (-3.324)
世帯主の年齢ダミー (25 歳以上 29 歳以下)	.30148 (3.23)	0.6439 (7.79)
同上 (30 歳以上 34 歳以下)	.25311 (2.88)	0.310013 (4.06)
同上 (35 歳以上 39 歳以下)	.21602 (2.52)	0.0929 (1.26)
同上 (40 歳以上 44 歳以下)	.16634 (1.89)	0.1147 (1.54)
同上 (45 歳以上 49 歳以下)	.32420 (.342)	0.209 (2.71)
尤度の対数	-3663.95	-3897.80

（注）（　）内は漸近 t 値　(データ数 8168).

EPHOUSE は雇用主が住宅を提供している(1)か否(0)を表すダミー変数.

表 5−5　貯蓄関数

	土地・住宅購入計画あり	土地・住宅購入計画なし
定数	1.94 (6.40)	.264 (10.36)
世帯主の可処分所得の逆数	-159.2 (-13.4)	-114.1 (-29.5)
世帯主の可処分所得	.000162 (1.216)	.000287 (6.74)
世帯主の恒常所得	-.000990 (-5.17)	-.000580 (-7.84)
資産	-.000268 (-3.95)	-.0000404 (-1.86)
土地価格	.00421 (2.97)	-.00010 (-.260)
EPHOUSE	.0818 (4.94)	.0295 (4.133)
同居老人数	.0422 (-1.49)	-.0107 (-.905)
三大都市圏（ダミー変数）	-.0412 (-2.49)	-.0155 (-2.309)
世帯主の年齢ダミー （25 歳以上 29 歳以下）	-.111 (-1.96)	.0948 (4.89)
世帯主の年齢ダミー （30 歳以上 34 歳以下）	-.0723 (-1.48)	.0983 (5.82)
世帯主の年齢ダミー （35 歳以上 39 歳以下）	-.0733 (-1.72)	.0912 (5.96)
世帯主の年齢ダミー （40 歳以上 44 歳以下）	-.0164 (-.437)	.0715 (5.01)
世帯主の年齢ダミー （45 歳以上 49 歳以下）	-.0616 (-1.699)	.0506 (3.58)
λ_1	-.763 (-4.74)	
λ_2		.346 (3.94)
ADJ R-SQ	.268	.302
S. E.	.229	.224
sample	1455	6697

（注）　EPHOUSE は表 5−4 の注参照

表 5−6　既婚女子の労働供給関数

	土地・住宅購入計画あり	土地・住宅購入計画なし
定数	3666.6	3022.58
	(5.47)	(9.73)
世帯主の可処分所得	-2.75	-.588
	(-4.22)	(-2.16)
世帯主の恒常所得	6.037	3.951
	(3.13)	(4.64)
女子の賃金	0.407	-.442
	(1.37)	(-3.43)
土地の価格	12.55	-1.408
	(2.31)	(-.613)
3 歳以下の子供の数	550.37	603.4
	(1.69)	(4.21)
同居老人数	606.2	688.5
	(2.43)	(6.18)
EPHOUSE	-141.14	56.86
	(-1.00)	(0.977)
世帯主の年齢ダミー	-1266.85	-654.2
（25 歳以上 29 歳以下）	(-3.27)	(-3.99)
世帯主の年齢ダミー	-953.7	-437.2
（30 歳以上 34 歳以下）	(-3.48)	(-3.87)
世帯主の年齢ダミー	-826.5	-224.0
（35 歳以上 39 歳以下）	(-3.59)	(-2.42)
世帯主の年齢ダミー	-516.3	-208.9
（40 歳以上 44 歳以下）	(-2.28)	(-2.42)
世帯主の年齢ダミー	-425.9	-76.64
（45 歳以上 49 歳以下）	(-1.83)	(-.872)
λ_3	-941.5	-1119.9
	(-1.95)	(-5.35)
λ_1	-480.6	360.9
	(-1.98)	(1.69)
$\overline{R^2}$	0.0705	0.0480
SD	955.5	875.1
sample	561	2251

（注）　EPHOUSE は表 5−4 の注参照

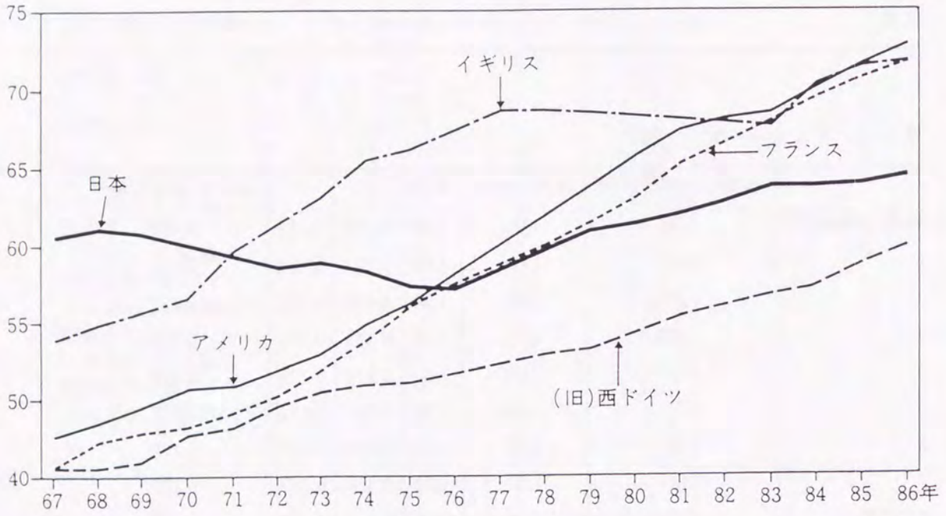
表 5−7　貯蓄率の弾力性

	土地・住宅購入計画あり		土地・住宅購入計画なし		全借家世帯	
	計画変更なしの弾力性	計画変更ありの弾力性	計画変更なしの弾力性	計画変更ありの弾力性	計画変更なしの弾力性	計画変更ありの弾力性
世帯主の恒常所得	-2.17	0.86	-2.09	-2.01	-2.11	-1.37
土地の価格	0.47	0.003	-0.0021	-0.06	0.08	-0.07
資産	-1.29	0.22	-0.25	-0.018	-0.46	0.08

表 5−8　シュミレーション結果

	世帯主の恒常所得	土地の価格	資産	S^0	S^R	全借家世帯貯蓄率
基準（1984=1）	1.00	1.00	1.00	0.329	0.164	0.209
1	0.80	1.00	1.00	0.342	0.184	0.226
2	1.00	0.10	1.00	0.323	0.182	0.227
3	1.00	0.50	1.00	0.323	0.174	0.220
4	1.00	3.00	1.00	0.318	0.126	0.168
5	1.00	10.00	1.00	0.267	0.032	0.047
6	1.00	1.00	1.50	0.334	0.177	0.229
7	1.00	1.50	1.50	0.334	0.167	0.179
8 (1972)	1.34	0.84	0.64	0.282	0.124	0.170

図 5-1　女性の労働参加率（35—44歳）



第６章　高齢者の資産貯蓄と遺産動機*

1　はじめに

日本の高い貯蓄率の理由については様々な研究が行われてきた。しかし、その理由について、未だ完全に理解されたとはいえない。近年、貯蓄行動における遺産動機の重要性が指摘されている。近年の住宅価格の上昇は、遺産額を巨大なものにしている。また、出生率の低下も遺産の重要性を増大させている。こうしたことから、遺産動機の経済行動の分析は、高齢化社会における相続税や贈与税のあり方を考える際に、非常に重要な問題である。

本論文の目的は大きく分けて二つある。一つは、遺産動機の強さが家計の資産蓄積行動に影響を与えているか否かをあきらかにすることである。いま一つは、遺産動機のうち、利他的な遺産動機と利己的な遺産動機のどちらが、日本においては重要かを調べることである。

まず、第一の分析については、遺産動機の強さを示す変数として、二つの変数を用いた。一つは、サーベイ調査による遺産に対する考え方を示す変数である。いま一つは、子供の有無を遺産動機の代理変数とした。まず、遺産動機に関する調査から、直接遺産動機の有無が、持家率にどのような影響を与えるかを調べた。高齢者の資産のほとんどが住宅資産であり、日本の遺産の大部分が住宅であることを考慮すれば、持家率が資産の代理変数と考えられる。この結果、遺産動機があるものほど、持家率が高いことが示される。次に、子供がいる高齢者といない高齢者で、資産蓄積行動がどのように違ってくるかを検討した。その結果、子供がいる高齢者は子供がいない高齢者に比べて、資産の取り崩しスピードが遅いことが示される。

遺産動機の資産蓄積における重要性を明かにした後、利他的な遺産動機と利己的な遺産動機の分析に移る。税制や財政政策の効果を考慮する際には、この両者を峻別することが必要である。本分析から、子どもからの仕送り金額は、親の資産が多い程多額であり、子どもは親の資産が大きいほど同居する確率が高いことが示される。また、資産相続に関する意識調査から、高齢者は「自分の世話をしてくれた者」により多くの資産を相続させたいと考えていることが示される。これらの事実は、利己的な遺産動機の仮説と整合的である。

本稿の構成は次のとおりである。第２節で、日本における遺産行動に関する研究を概観する。第３節で、遺産動機の貯蓄の重要度につての分析を行い、第４節で利他的遺産動機と利己的遺産動機の検定を行う。最後に第５節で今後の課題と政策的なインプリケーションを述べて結びとする。

---

* 本稿は、英語論文　Ohtake(1991)に基づく部分が多い。その論文、および本稿を書くにあたってコメントをいただいた以下の方々に感謝したい：（敬称略）Ricard Barros, Agar Brugiavini, Giorgio Brunello, 浜田宏一, 本間正明, ﾁｬｰﾙｽﾞ・ﾕｳｼﾞ・ﾎﾘｵｶ, 石川経夫, 斉藤誠, T.Paul Schultz。

2　日本の高齢者の貯蓄・就業行動と遺産動機

純粋なライフサイクル仮説がなりたてば、高齢者の貯蓄率は負の値か、非常に低い値になるはずである。ところが、『家計調査』、『貯蓄動向調査』、『全国消費実態調査』等のデータによれば、日本の高齢者の貯蓄率は非常に高い水準にある。たとえば、石川(1987,1988)は実物資産への投資を貯蓄に含めると就業の有無に関わらず高齢者は正の貯蓄を行っていることを明らかにしている。

しかし、これらのデータには、安藤他(1986)、Ando and Kennickell(1987)、Horioka(1984)およびIshikawa(1988)が指摘しているとおり、貯蓄率の年齢別データに過大バイアスが生じるという問題点がある。第１に、年齢別の区分が、世帯主の年齢によって行われているため、本人より所得の高い子供と同居している世帯主でない高齢者のデータが得られないためである。第２に、老人ホーム等へ入所している場合はサンプルから除かれているためである。

そこで、前者の問題を解決するために、Hayashi(1986)、Hayashi 他(1988)は『全国消費実態調査』を用いて、世帯主でない同居老人の貯蓄行動を間接的に推定している。そして、このような高齢者も独立して生計を営んでいる高齢者と同様、貯蓄を取り崩していないという結果を得ている。また、Dekle(1988,1990)は、同居している高齢者の資産が直接得られる、1983 年の『老人意識調査』のデータを用いて、日本の高齢者の資産蓄積行動を分析している。Dekle は、60 歳以上の高齢者について、子供との同居・非同居の決定と資産蓄積の決定を同時に推定し、(1)高齢者が貯蓄の取り崩しを行っていないこと、(2)子供の数が多いほど多くの資産蓄積が行われていることを示している。こうした結果を踏まえて、Dekle(1987)、Hayashi(1986)、Hayashi 他(1988)、Ishikawa(1988)は、日本の高齢者の貯蓄行動を説明する上で、遺産動機の重要性を主張している。

このような遺産動機による貯蓄が、日本の資本蓄積に占める大きさがどの程度であるかについては、最近いくつかの研究が行われている。Campbell(1989)と Dekle(1989)は、フローの所得と消費データからライフサイクル貯蓄と遺産額を推計するという　Kotlikoff and Summers(1981)の分析手法を日本経済に適用している（ＣＤ推計）。彼らの結果からは、日本の資産蓄積に占める遺産の重要性は比較的小さかったことが示されている。

一方、 Barthold and Ito(1991)は相続税統計より日米の遺産の資産蓄積に占める比率を推計している（ＢＩ推計）。日米双方において少なくとも家計資産の３分の１は世代間移転によるもので占められているという結果を得ている。

ＣＤ推計とＢＩ推計の差は、使用しているデータと手法が異なることに加えて、遺産所得の運用利回りの想定とその利益をどの程度遺産額とするかという想定の差から生じていると考えられる。

高度成長期には若い世代のライフサイクル資産の方が大きくなる傾向がある。しかし、成長率が低下したり、出生率が低下した場合には、遺産動機の資産蓄積はより大きな影響をもつはずである。

高山他(1990)は、『全国消費実態調査』から資産分布を推定している。彼らによれば、人的資産の不平等度は年齢とともに上昇する一方で、実物資産と金融資産の総額の不平等度は年齢とともに

低下していることが示されている。遺産のないライフサイクル仮説によれば、資産蓄積は人的資産の大きさによって決定されることになる。したがって、実物資産・金融資産保有の分布はライフサイクル仮説よりも、遺産によって説明される可能性が高い。

野口(1990)は首都圏の世帯について、相続に関する調査を行っている。それによると、(1)55－65歳の男性世帯主のなかで、居住用土地の相続を受けたものの比率は約２５％と比較的小さいが、(2)資産相続を受けた者と受けなかったものの間には大きな資産格差が存在することが明らかにされている。しかし、今後は出生率の低下から、相続を受けるものの比率が増大するとともに、相続額も大きくなることが考えられる。その結果、居住条件に関して現状が固定され、労働意欲に悪影響が生じる可能性が示唆されている。

遺産動機をもとにした住宅取得と貯蓄行動および女性の就業行動については、Yoshikawa-Ohtake(1989)が実証分析分析を行っている。彼らは、土地価格の上昇は、住宅の取得意欲を引き下げる効果から、貯蓄率の低下と女子の就業率の低下が生じることを明らかにしている。

遺産動機と高齢者の就業行動につての研究は、Ishikawa(1988)、大竹(1991a)によって行われている。Ishikawa は、「貯蓄動向調査」を用いて高齢者の就業行動と貯蓄行動を分析している。その結果、就業している高齢者の貯蓄率は、無業者よりも平均で 13.0%高いことが確かめられている。また、就業関数と貯蓄率関数の誤差項間には正の相関がある。このため、外生的な就業率の低下が生じた場合に二つの方向の効果があることを示している。一方は、就業率低下に伴う貯蓄率低下という直接的な効果である。もう一方は、もともと貯蓄性向が高い高齢者から先に無業化するために無業者全体の貯蓄率が上昇するという間接的な効果である。この両者が相殺して、全体の貯蓄率は変動しないという結果が得られている。就業と貯蓄率関数の誤差項に正の相関があることについて、Ishikawa は予備的貯蓄動機と遺産動機の存在を示唆している。しかし、データの制約からこの点の検討は行われていない。大竹(1991a)は、『国民生活基礎調査』を用いて、男子高齢者の労働供給行動を分析している。その結果、高齢者の就業行動は、年金額や過去の就業形態という変数に加えて、配偶者や子供の有無に有意な影響を受けることを明らかにしている。子供のいない高齢者は、子供がいるものに比べて早く退職する傾向がある。

3　遺産動機の検定

一般に，遺産動機とは、資産の相続者の経済的厚生を考慮して行動を行うことと定義できる。したがって、たとえ遺産動機があったとしても、資産が少なければ遺産を残さない可能性もある。また逆に、死亡時期の不確実性から、ほとんどの人々は全ての資産を取り崩すことはしないで、なんらかの遺産を残している。危険回避度が非常に高いとすれば、その額は非常に大きなものになる。そのため、遺産額の大小は、遺産動機の有無に対する実証にはならない。遺産動機をの重要性を検定するためには、遺産動機が観察可能な変数にどのような影響を受けるかを分析し、それを実証的

に検定することが必要である。

遺産動機の定式化には、いくつかの方法がある。一つの定式化は、利他的動機からの遺産動機である（利他的遺産動機）。これは、個人の効用関数に直接子孫の効用水準が入ってくる形で定式化される。すなわち、子孫の効用を高めることが自分の効用を高くするために、遺産を残すという考え方である。

この他に、利己的な遺産動機も考えられる。この定式化の一つには、親が子供に遺産を残す額そのものから効用を得るというものがある（遺贈選考動機）。このタイプの定式化をすることは、親は子供の経済状態に関係なく遺産を残すということを意味する。第２に、「家庭内の暗黙的年金契約」による遺産動機である（Kotlikoff-Spivak(1981)）。これは、親の死亡時期の不確実性に対処するために、親子で年金契約を結ぶという考え方である。この場合には、遺産の額は大きくなっても、子供からの仕送りを貯蓄の取り崩しと考えると、ライフサイクル仮説の含意と一致する。関連した遺産動機に、Bernheim,Shleifer and Summers(1985)が「戦略的遺産動機」と呼んだ遺産動機がある。これは、親が老後の世話を子供にしてもらうことに対する支払いとして遺産を捉えるものである。

いずれのモデルの遺産動機についても、遺産動機の重要性を検定するためには、遺産動機の強い者と遺産動機の弱い者の資産蓄積行動を分析する必要がある。

Hurd(1987,1990)は、アメリカのパネルデータから遺産動機の有無を検討している。その際、遺産動機の強さを示す代理変数として子供の有無を用いている。その結果、退職者は資産を取り崩していること、その取り崩すスピードは子供の有無と関連がないことを明らかにしている。これより、Hurd はアメリカにおいてライフサイクル仮説が十分に成り立ち、遺産動機は重要ではないと主張している。このように、消費額、資産保有額の変化が子供の有無により異なってくるか否かが、遺産動機仮説の一つの検定方法になる。

遺産動機の貯蓄行動検定する際に、遺産動機の強さを示す変数に何を選ぶかが、一番大きな問題である。ここでは、Hurd(1987)と同様に子供の有無をその指標とする。また、遺産に関するサーベイ調査から遺産動機の大きさを示す変数がとれる。この遺産動機と住宅資産の差があるかどうかを調べる。

３－１　遺産についての考え方に関するデータ

日本の家計における遺産動機についての意識調査が最近、日本銀行によって行われた。1989 年と 1990 年の「貯蓄に関する世論調査」では、遺産についての考え方を質問している。この調査では、遺産動機については、２種類の遺産動機を区別している。

第１の遺産動機は、「自分たちの老後の世話をしてくれるならば、子供等になるべく多く財産を残してやりたい」というものである。これは、Kotlikoff and Spivak(1981)が家庭内の「暗黙的年金契約」と呼ぶ遺産動機や、Bernheim,Shleifer and Summers(1985)が「戦略的遺産動機」と呼んだ遺産動

機に相当するものである。本稿では、このタイプの遺産動機を「暗黙的年金契約」型遺産動機と呼ぶことにする。

第２の遺産動機は、「自分たちの老後の世話をしてくれるか否かに関わらず、子供等になるべく多く財産を残してやりたい」というものである。このタイプの遺産動機は、遺産額そのものから効用を得る場合と一部に世代間の利他主義によるものが含まれたものに相当する。これを、「遺産選好」型と呼ぼう。

遺産動機がないものとしては、「自分たちの人生を楽しみたいので、子供等に財産を残すことは考えない」と答えたものと、「自分たちの財産を子供等が当てにして働かなくなるといけないので、子供等に財産を残すことは考えない」と答えたものを含めた。これらを一括して、「遺産動機なし」とする。ただし、後者の理由によって遺産を残さないのは、利他主義の結果である点に注意する必要がある。

この調査の結果を表６－１に示した。これによれば、１９８９（１９９０）年においては全家計の 32(34)%が「遺産選好」型の遺産動機をもっている。一方、全体の約 20(16)%の家計は、「暗黙的年金契約」型の遺産動機をもっている。したがって、全家計の 52(50)%が遺産動機をもっていることになる。

ただし、「暗黙的年金契約」型の遺産動機を持つものの比率は年齢が高くなるにしたがって上昇する。７０歳以上の年齢層では約２８％のものが、「暗黙的年金契約」型の遺産動機をもっている。一方、「遺産選好」型遺産動機をもっているものの比率は年齢に関わらずほぼ一定の比率となっている。逆に、遺産動機がないものの比率は、年齢が高くなるにしたがって減少する。この結果、７０歳以上では６３％が遺産動機を持っていることになる。

遺産動機は所得水準にも影響を受ける可能性がある。この点を調べるために、表６－１の下段に、所得階級別の遺産動機の種類を示したが、所得階級と遺産動機の間には相関は観察されない。

わが国では相続税制の影響もあって遺産のほとんどが土地・家屋の形態をとっている。したがって、住宅保有の有無が遺産の大きさを規定すると考えられる。遺産動機のタイプ別に、持家率を示したものが表６－２である。１９８９（１９９０）年において、暗黙的年金契約型の遺産動機をもっているものの持家率は８１（７７）％であり、遺産選好型遺産動機の６９（７１）％である。遺産動機がない場合の持家率は６５（６２）％である。したがって、遺産動機があるもののほうが持家率が高くなっている。

しかし、遺産動機の種類によってその年齢分布が異なっているために、持家率が違っている可能性がある。そこで、年齢構成の影響を取り除くために、将来持家の取得予定があるものも持家に含めた持家率をも示した。この広い概念の持家率を用いても、遺産動機があるもののほうが住宅資産の購入に熱心であるという結果が得られる。暗黙的年金契約型遺産動機のものの９４．２%、遺産選好型遺産動機がある家計の８８．７%は、現在持家か将来持家の取得予定がある。一方、遺産動

機がない家計のその値は、８２．１%にすぎない。

しかしながら、因果関係は遺産動機から住宅保有ではなく、住宅保有から遺産動機であるかもしれない。この影響を取り除くために、表６－２の５列と６列めに借家世帯のうち住宅取得計画のあるものの比率を示した。ここでもまた、遺産動機の存在が、住宅取得計画に影響を与えていることを示している。

３－２　『国民生活基礎調査』による実証分析

Ａ：高齢者の年齢・資産プロファイルの特定化

本節では、高齢者の対数線形近似した年齢・資産プロファイルを推定する。高齢者が資産を取り崩しているかどうかを検定するためには、他の条件を等しくした場合に年齢とともに資産が低下するか否かを検定すればよい。推定される方程式は次のものである。

$$L_n(W_{(t)}) = a_1 + b_1 AGE + c_1 PENSION + d_1 YW + e_1 LCITY + f_1 MCITY + g_1 SCITY + h_1 self + j_1 RD + u_1 \quad (1)$$

被説明変数が、年齢 t 時点の高齢者夫婦が保有する資産の対数値であるから、ＡＧＥの係数 b_1 は、資産の一年あたり蓄積率を示す。もし、高齢者夫婦が６０歳以降資産を積み増し（取り崩し）していれば、b_1 はプラス（マイナス）の値をとる。

クロス・セクションデータから、年齢資産プロファイルを推定するためには、世代による生産性や生涯所得の差をコントロールする必要がある。使用するデータからは、生涯所得の値は得られないので、年金所得を生涯所得の代理変数として用いる。

都市階級ダミーと地域ダミーは、生活費の差をコントロールするために推計式に入れてある。生活費が高い地域の高齢者は、他の地域よりも大きな資産を保有する必要がある。

遺産動機の有無を検定するためには、（１）式では不十分である。高齢者は寿命の不確実性に対処するために、資産を取り崩さないかも知れないからである。遺産動機の資産蓄積に対する影響を見るために、Hurd(1987,1990)と同様に、子供の有無を遺産動機の強さの代理変数とする。

遺産動機を検定するために、子供がいない夫婦の場合には１をとり、子供がいる場合にはゼロをとるダミー変数(NOCHILD)および、NOCHILD と AGE のクロスダミー変数(AGENOCHILD)を（１）式に加え、つぎの（２）式を推定する。

$$L_n(W_{(t)}) = a_1 + b_2 AGE + c_2 PENSION + d_2 YW + e_2 LCITY + f_2 MCITY + g_2 SCITY + h_2 SELF + j_2 RD + k_2 NOCHILD + l_2 AGENOCHILD + u_2 \quad (2)$$

もし、遺産動機が資産蓄積に影響を与えるならば。AGENOCHILD の係数 l_2 は、有意に負の値を取るはずである。なぜなら、l_2 は　資産の取り崩し（積み増し）スピードの子供の有無による差を示すからである。

Ｂ：　データ

推定に用いるデータは厚生省によって 1986 年におこなわれた『国民生活基礎調査』である。この調査では、職業の有無、個人の所得源泉別の金額、健康状態、家計の消費支出額、貯蓄階級などと並んで、子供との同居・別居の別や子供の有無を調査している。これにより、子供の有無が就業行動や消費行動に差をもたらすかを検討することができる。Hurd(1987)と同じ意味で、これを遺産動機のテストとすることができる。この他のデータの特徴としては、入院しているものについてもサンプルに含んでいること、一般世帯についても可処分所得や消費のデータが得られること、の２点があげられる。

本研究の目的が、高齢者の資産蓄積行動にあるので、サンプルは６０歳以上の高齢者夫婦のみの世帯に限った。ただし、このサンプルには、子供などと同居していても生計をともにしていないものは、準同居として含まれている。

まず、資産に関するデータを説明しよう。金融資産保有額と負債額は、世帯全体のものについて、階級値として得られている。そのため、各階級の中央値を階級値として用いた。金融資産保有額から負債額を控除して、純金融資産を求めた。

実物資産保有額については、家計の固定資産税支払い額から推定した。すなわち、固定資産税支払い額を実効固定資産税率で除して住宅資産とした。実効固定資産税率は、土地については 0.014*0.3*0.25 を用いた（1986 年の固定資産評価率は市場価格に対して約３０%であり、２００㎡以下の小規模宅地の特例によりその２５%が課税標準になっているとした）。また、家屋については、0.014*0.7 を用いた（評価率は市場価格の７０%とした）。住宅資産が５億円以上となった場合には、小規模宅地の仮定に合わない可能性が高いことと、高資産層の貯蓄行動が他と異なっている可能性が高いことからサンプルから除いた。

Ｃ：結果

表６－３に、年齢階級別資産保有額の平均値が示されている。これらの平均値には世代による生涯所得の差が考慮されていないことに注意すべきであるが、この表から、高齢者が資産を取り崩していることが分かる。

表６－４は（１）式の推定結果を示している。前述したように、ＡＧＥの係数が、資産の蓄積スピードを示している。純資産と純金融資産は年率約２．５%で減少しているが、住宅資産は年率１%で減少していることが読み取れる。

表６－５は、子供の有無別に資産保有額の年齢別平均値を示している。７０歳以下の高齢者では、

子供のいないものの方がより多くの純資産を保有しているが、７０歳以上では、この関係は逆転する。この事実は、子供がいない高齢者夫婦はより速く資産を取り崩すことを示唆している。この点を明らかにしているのが、表６－６の（２）式の推計結果である。

遺贈可能な全資産の推計結果によれば、子供のいない高齢者夫婦は、子供がいるものより年率３％ポイント速く資産を取り崩していく。ところが、金融資産についてみると、子供の有無は金融資産の取り崩しスピードに影響を与えない。この金融資産についての結果は、アメリカにおけるHurd(1987)の結果と同じである。

住宅資産についての結果はもっとも衝撃的である。子供をもっている高齢者夫婦は、住宅資産を有意に取り崩さないが、子供のいない高齢者夫婦は年率５％で住宅資産を取り崩しているのである。

遺産動機が強いと考えられる高齢者は、住宅資産を遺産として残すという傾向が明らかにされたが、この結果は遺産動機の強いものが住宅取得に熱心であるという前節の結果と一致している。また、相続税制が住宅資産の相続に有利なようになっていることとも整合的である。

４　遺産動機の種類について：　利己的な遺産動機仮説

第３節での結果から、遺産動機の強い者は住宅資産の取得に熱心であり、高齢者になってからも資産の取り崩しスピードが遅いことが明らかにされた。しかし、既に述べたように、遺産動機については、利他的な遺産動機とならんで、利己的な遺産動機も十分に考えられる。例えば、私的年金の市場が不完全であった場合、それぞれ利己的な親子が寿命の不確実性に対処するためにつぎのような暗黙的年金契約を結ぶことが考えられる。親が予想以上に長生きした場合には、その生活費（介護サービス）を子どもが負担し、逆に親が予想より早く死亡した場合には、遺産を子どもが受け取るという暗黙的契約である。これと関連した考え方として、ホリオカ(1984)は、日本の高齢者は老後資金を子どもからの仕送り金として「借り入れ」、死亡時に遺産として子どもに返却する主張している。また、Bernheim 他(1985)は、親は子どもの介護サービスの対価として遺産を残すという「戦略的遺産動機」を主張している。

このような、利己的な遺産動機と利他的な遺産動機を峻別することは、非常に重要である。というのは、財政政策の効果は大きく異なってくるからである。この節では、遺産動機の種類を３通りの方法で検定する。最初に４－１節では、暗黙的年金契約についての分析、つぎに４－２節で戦略的遺産動機についての実証分析、最後に４－３節で資産相続に関する意識調査の結果から利他的な遺産動機と利己的な遺産動機の重要性を分析する。

４－１　暗黙的年金契約仮説の検証

家族内の暗黙的年金契約から、高齢者が遺産動機をもっていたとすれば、遺贈可能な資産額は子どもから親にたいする仕送り金や介護サービスの額と正の相関があるはずである。一方、親の年金資産や将来の勤労所得のような遺贈不可能な資産は、子どもからの所得移転とは関係を持たないはずである。ところが、利他的な遺産動機のもとでは、このような子どもからの所得移転と親の資産の間に正の相関は観察されないことになる。

この暗黙的年金契約仮説を検定するために、つぎのような子どもから親への仕送り金の決定式を推定する。

$$Transfer = c_0 + c_1 W + c_2 PENSION + c_3 YW + (u_3 | Transfer > 0) \qquad (3)$$

ここで、Transferは子から親に対する仕送り金額、Wは親の遺贈可能資産額、PENSIONは年金額、ＹＷは親の勤労所得を表す。もし、仕送りが暗黙的年金契約によってなされていれば、c_1　は有意に正の値をとり、c_2とc_3は負の値か有意な値ではなくなる。逆に、子から親に対する利他的な行動から仕送りがなされていれば、これらの係数は全て負の値をとることになる。

３節の推定とは異なって、生涯所得の代理変数を必要としないことと、仕送り金の受給者は単身者に多いことから、（３）式の推定においてサンプルの中には、単身者も含んだ。もちろん、子どものいない高齢者はサンプルからはずした。

推定結果は、表６－７に示されている。第１列めに、仕送り金を受け取るか否かについてのプロビットモデルの推定結果が示されている。仕送り金を受け取る確率は年金額や勤労所得が大きいと低下する。遺贈可能資産の大きさは、仕送りを受け取る確率には、有意な影響を与えていない。

仕送り金額の推定結果が第２列に示されている。遺贈可能な資産は、有意に正の値を取っている。一方、年金額は仕送り金額にはマイナスの影響を与える。しかし、その大きさは限られていて、年金額の変化の１０％しか仕送り金で相殺されない。また、勤労所得は有意な影響を与えていない。

したがって、これらの結果は家族内の暗黙的年金契約仮説と整合的である。

４－２　戦略的遺産動機仮説の検証

表６－８にあるように６０歳以上の高齢者の６０％以上が、子どもと同居している日本では、暗黙的年金契約仮説に加えて、戦略的遺産動機仮説も重要かも知れない。年齢階級別の同居率を示した表６－９からわかるように、同居率は親の年齢が高まるとともに、上昇している。年齢が健康の代理変数であるならば、子どもの介護サービスの量と同居行動に大きな相関があると考えられる。介護サービスの代理変数として同居行動を考え、同居が親の資産といかなる関係を持つかによって、戦略的遺産動機を検定してみよう。

親の遺贈可能資産が、潜在的遺産相続者の行動に影響を与えることができるか否か、そして親がこの子どもの行動についての影響力を行使しているか否かが、戦略的遺産動機仮説の検定において重要なポイントである。この節では、前者について統計的分析を行う。後者については、第４－３節で意識調査の結果を用いて分析する。

子どもの同居確率が、つぎの（４）式のような潜在的遺産額によって決定されているとしよう。

$$\Pr ob(co-residence) = c_0 + c_1 W + c_2 PENSION + c_4 YW + u_4 \qquad (4)$$

戦略的遺産動機があるならば、Wの係数は正であるが、遺贈不可能な年金や勤労所得は有意にはならないはずである。

表６－１０にこの推計結果が示されている。遺贈可能資産は、同居確率に正の影響を与える。一方、年金は有意な影響をもたない。勤労所得はプラスの影響を持つ。勤労所得の効果を除くと、戦略的遺産動機と整合的な結果が得られている。特に、親の資産が同居率を高めるという結果は、近年の土地価格の値上がりの効果を考えると興味深い。持家の保有率は親の世代の方が高いことを考えると、地下の高騰は、同居率の上昇をもたらす。また、年金額が同居行動に影響を与えない点は、アメリカにおける実証結果と大きく異なる。

４－３　資産相続についての意識調査から

総務庁は、1979 年と 1990 年に資産相続についての高齢者の意識調査を行っている。どちらの年の調査においても、遺産相続の分配についての質問項目がある。両年で質問項目に若干の差があるが、その差はわずかである。表６－１１に１９７９年調査の結果を、表６－１２に１９９０年調査の結果を示した。１９７９年調査、１９９０年調査ともに、長男に資産を相続させると答えたものが一番多い。１９７９年では４３%、１９９０年調査では３４．６%が長男に相続させると答えている。１９９０年調査で「家を継ぐ者に相続させる」と答えた者は２３．２%に上る。「世話をしてくれたものに多く相続させる」と答えた者は、１９７９年では 35.1%、１９９０年では 21.7%となっている。以上の３つの選択肢は、長男が親の面倒を見て、家を継ぐという日本の伝統的な慣習を考えると、同じことを意味している。したがって「長男に相続させる」と「家を継ぐ者」を「世話をしてくれた者に相続させる」に含めて考えることができよう。この広い意味での定義によれば、１９７９年で７８．３%、１９９０年で８０．５%の高齢者が「世話をしてくれたもの」に相続させたいと考えている。これは、日本の大多数の高齢者が暗黙的年金契約や戦略的遺産動機に基づいた遺産動機をもっていると解釈できよう。

一方、「経済力の乏しいものにより多く継がせる」という利他的な遺産動機をもっている高齢者は、１９７９年で４．３%、１９９０年では１．５%にすぎない。また、均分相続を考えているものは、１９７９年で１２．１%、１９９０年で１２．８%である。

１９９０年調査では、戦略的遺産動機に関するより直接的な質問をしている。表６－１３は、「子ども等が老後の世話をしてくれない場合、資産を譲らなくてもよいか」という質問に対する返答をまとめてある。この意見に賛成であると答えている高齢者は３８．３%と約４割に上る。

また、１９９０年調査によれば、子供に資産を贈与したことがあるものは全体の１７．８%であり、この比率は都市部よりも郡部で高くなっている。また、子供に贈与した理由として、４３．

８%のものが「老後の面倒をみてもらうから」と答えている。

以上の調査をまとめると、日本の高齢者が遺産を老後の世話をみてもらうための対価としてとらえていることが分かる。このような、遺産動機は利己的な遺産動機に他ならないのである。

５　むすび

本研究では、２つのことが明らかにされた。第１に資産蓄積行動における遺産動機の重要性がしめされたことである。遺産動機に関するサーベイ調査からは、遺産動機があるものほど住宅の取得に熱心である。退職した高齢者は貯蓄の取り崩しを行っているが、その取り崩しのスピードは子供がいる場合の方が遅い。特に住宅資産については、子どものいる高齢者は取り崩しを行っていない。第２に、遺産動機は、子どもに対する利他的なものではなく、老後の世話に対する対価としての利己的な遺産動機である。子どもからの仕送り金額は、親の資産が多い程多額であり、子どもは親の資産が大きいほど同居する確率が高いことが示される。また、資産相続に関する意識調査から、高齢者は「自分の世話をしてくれた者」により多くの資産を相続させたいと考えていることが示される。これらの事実は、利己的な遺産動機の仮説と整合的である。

野口(1991)は、遺産動機が「暗黙的年金契約」であることを前提にして、相続と税制および公的年金制度についての興味深い提言を行っている。彼は老後の生活資金の原資として、公的年金ではなく、土地価格の上昇によって巨大になった住宅資産を考える。第１の方法は、住宅を第３者に売却することであり、第２の方法は住宅を子どもに売却することであり、第３の方法は暗黙的年金契約として子どもに相続させることである。これらのうち、どのパターンを個人が選ぶかは、税制によって大きく影響される。大きな影響をもつのは、譲渡益課税の特別措置と相続税のあり方である。現状では、相続税が住宅の相続については、他の資産よりも実効税率が低くなっていることから、第３の方法が相対的に有利になっている。ところが、都市再開発を推進するためには、第１のパターンを個人が選ぶように、親族に対する譲渡課税や相続税を重くすることが望ましい。

日本の高齢者の貯蓄目的が、老後の生活資金を賄うことにあり、その扶養を家族内で行うために、世代間の所得移転が行われていることが明らかになった。相続税や譲渡益課税のありかたは、このような高齢者の扶養を家庭内で行うか、市場で行うかの選択に大きな影響をもつことに留意する必要がある。今後、労働力不足が予想されるなかで、女性労働力の活用がますます必要とされている。相続税のありかたが、高齢者の扶養を家庭内で行うことを有利にしている状態を今後も続けることは、女性労働力の市場での活用を阻害する要因になるのではないだろうか。

＜参考文献＞

Altonji,J.,F. Hayashi and L.Kotlikoff(1989),"Is the Extended Family Altruistically Linked ? Direct Tests using Micro Data," N.B.E.R. Working Paper No.3046.

安藤アルバート・山下道子・村山淳喜(1986)「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析」、『経済分析』、第１０１号。

Barthold,T.A. and T. Ito(1991)"Bequest and Gift Taxes and Their Impact on Saving Behavior: U.S.-Japan Comparison," NBER Working Paper No.3692.

Bernheim,B.D.,A.Shleifer, and L.H. Summers(1985)"The STrategic BequestMotive," *Journal of Political Economy* 93, No.6, 1045-1075.

Campbell, Daid W. (1989) "Transfer and Life Cycle Wealth in Japan, 1974-84," mimeo, The University of Michigan.

Dekle, R.(1988)"Changing Age Structure and Bequest Motives in Japanese Saving: A Household and Aggregate Analysis," unpublished doctoral dissaertation, Yale University.

Dekle, R.(1989) "The Unimportance of Intergenerational Transfers in Japan", *Japan and the World Economy*, Vol.1, 403-413.

Dekle, R.(1990) "Do The Japanese Elderly Reduce Their Total Wealth?: A New Look with Different Data", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.4,309-317. .

Hayashi, F.(1986) "Why is Japan's Saving Rate So Apparently High ?" in *Macroeconomics Annual*, pp.147-200, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Hayashi, F.(1989) "Japan's Saving Rate: New Data and Reflections," N.B.E.R. Working Paper No.3205.

Hayashi, F., Ando, A. and Ferris, R.(1988)"Life Cycle and Bequest Saving: A Study of Japanese and U.S. Households Based on the 1984 NSFIE Data and Data from the Survey of Consumer Finances 1983,*Journal of Japanese and International Economies* 2(4), 450-491,Dec.

Hurd, H.D.(1987)"Savings of the Elderly and Desired Bequests," *American Economic Review*, Vol.77, No.3, 298-312.

ホリオカ，チャールズ・ユウジ(1990)「目的別に見た貯蓄の重要度－その３：養老貯蓄」、『フィナンシャル・レビュー』、第18号、1990年8月。

石川経夫(1987)「家計貯蓄の構造要因と金融税制」、浜田・黒田・堀内編『日本経済のマクロ経済分析』所収、pp.177-210、東大出版。

Ishikawa, T.(1988) "Saving and Labor Supply Behavior of Aged Households in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 2, 414-449.

Kotlikoff,L.J. and A.Spivak(1981),"The Family as an Incomplete Annuities Market," *Journal of Political Economy* 89, 2,372-91.

野口悠紀雄(1990)「家計の資産保有と相続」、現代経済研究グループ編『日本の政治経済システム』、日本経済新聞社。

野口悠紀雄(1991)「ストック経済における老後保障」、『週刊東洋経済』編集部編、『どこへ行く日本－戦後経済史に学ぶ』、東洋経済新報社。

野口悠紀雄・上村協子・鬼頭由美子(1989)「相続による世代間資産移転の構造－首都圏における実態調査結果」、『季刊・社会保障研究』、Vol.25、No.2、136-144。

大竹文雄(1991)「高齢者の遺産動機と貯蓄・労働供給」、『経済研究』。

Ohtake, F.(1991) "Bequest Motives of Aged Households in Japan,"*Current Topics on the Japanese Economy, a special issue ofRecherche Economiche*, forthcoming.

清家篤(1989)「高齢者の労働供給に与える公的年金の効果の測定： 二つのバイアスを除いた横断面分析」、『日本労働協会雑誌』、No,359、８月号。

総務庁長官官房老人対策室(1990)『老後の資産に関する調査結果の概要』。

Tachibanaki,T., and Shimono,K.(1985)"Labor Supply of the Elderly," 『経済研究』、第３６巻、３号、239-250。

高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・澁谷時幸・上野大・久保克行(1990ａ)「人的資産の推計と公的年金の再分配効果」、『経済分析』、第118号、経済企画庁経済研究所。

高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・澁谷時幸・上野大・久保克行(1990ｂ)「家計資産保有額の年次推移と家計貯蓄率の２時点比較」、『経済分析』、第118号、経済企画庁経済研究所。

Yoshikawa, H. and F. Ohtake(1989)"An Analysis of Female Labor Supply,Housing Demand and the Saving Rate in Japan," *European Economic Review* 3, 997-1023.

表６－１　遺産動機と持家率

(%)

遺産動機	持家率		取得予定を含む持家率		取得計画保持率（借家世帯）	
年	1989	1990	1989	1990	1989	1990
暗黙的年金契約	81.2	76.6	94.3	92.8	65.8	61.3
遺産選好	69.1	71.0	88.7	89.5	60.8	57.5
遺産動機なし	64.8	62.3	82.1	80.9	47.7	42.1

注)
暗黙的年金契約型：「自分たちの老後の世話をしてくれるならば、子供等になるべく多く財産を残してやりたい」
遺産選好型：「自分たちの老後の世話をしてくれるか否かに関わらず、子供等になるべく多く財産を残してやりたい」
遺産動機なし：「自分たちの人生を楽しみたいので、子供等に財産を残すことは考えない」、および「自分たちの財産を子供等が当てにして働かなくなるといけないので、子供等に財産を残すことは考えない」

資料出所：貯蓄行動中央委員会「貯蓄に関する世論調査」（1989 年版、表 71、p.113,および 1990 年版　表 59、p.91）より算出。

表６－２　子供の有無と高齢者夫婦の資産保有

	年齢階級					
	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84	85-
サンプル						
子供あり	450	350	249	152	57	14
子供無し	92	53	32	26	9	3
粗金融資産(万円)						
子供あり	802.1	714.3	658.9	507.2	499.6	176.8
子供無し	897.3	764.6	610.9	335.6	605.7	125.0
純金融資産(万円)						
子供あり	685.7	612.1	588.8	479.8	497.8	176.8
子供無し	717.1	604.3	551.6	304.8	597.2	125.0
住宅資産(万円)						
子供あり	3157.3	2550.9	2696.1	2183.0	1901.1	1754.2
子供なし	3463.0	2619.2	2056.3	2058.5	1370.5	532.3
総資産（万円）						
子供あり	3843.0	3163.0	3284.9	2662.8	2399.0	1931.0
子供無し	4180.1	3223.4	2607.8	2363.3	1967.7	657.3

出所：Ohtake(1991)

表６－３　子供の有無による資産プロファイルの推計結果

従属変数	Ln(全資産)	Ln(純金融資産)	Ln(住宅資産)
年齢	-0.0207***	-0.0230***	-0.00295
	(0.00776)	(0.00612)	(0.00651)
年齢・子供無ﾀﾞﾐｰ	-.0303*	-0.00857	-0.0515***
	(0.0175)	(0.0147)	(0.0146)
定数項	7.72***	6.182***	6.94***
	(0.531)	(0.457)	(0.453)
子供無ﾀﾞﾐｰ	2.02*	0.693	3.41***
	(1.17)	(0.986)	(0.974)
R^2	0.177	0.236	0.194
SDD	1.45	1.19	1.16
Sample	1437	1225	1217

注）　表記の説明変数以外にも世帯属性変数が含まれている。
　　アステリスクは、有意性を示す(* 10 %, ** 5%, *** 1%).
　　標準誤差は分散不均一性を補正してある。
出所：Ohtake(1991)

表６－４　仕送り金の推定結果

	仕送り金額	
定数項	-29.4	(35.2)
純金融資産/1000	7.65***	(2.34)
住宅資産/100000	81.0*	(46.5)
年金/100	-12.1**	(5.39)
勤労所得/100	-11.6	(12.2)
年齢	1.00**	(0.505)
夫婦ﾀﾞﾐｰ	6.96	(6.57)
ミルの比率の逆数	-12.7***	(3.70)
F(5,116)	2.18**	
R^2	0.109	
サンプル数	122	

出所：　Ohtake(1991)

表６－５　同居行動のプロビット推定

説明変数	子供との同居確率	
定数項	-3.56***	(0.456)
総資産/100	0.325**	(0.13)
年金額/100	0.012	(0.04)
勤労所得/100	0.020*	(0.010)
大都市ﾀﾞﾐｰ	0.340***	(0.113)
中都市ﾀﾞﾐｰ	0.194*	(0.107)
小都市ﾀﾞﾐｰ	0.141	(0.122)
年齢	0.0273***	(0.0061)
夫婦ﾀﾞﾐｰ	-0.0253	(0.0984)
持家ﾀﾞﾐｰ	0.101	(0.0974)
自営業ﾀﾞﾐｰ	0.0207	(0.103)
-2*対数尤度	1170.15	
尤度比　x^2	42.36***	
サンプル数	2090	
準同居の比率	8.47%	

出所:　Ohtake(1991)

表６－６　相続対象者に関する調査　（１９９０年）

	全体	大都市	中都市	小都市	郡部
長男に継がせる	34.6	21.2	29.3	44.1	40.3
家を継ぐ者に継がせる	23.2	14.6	20.1	19.3	33.2
経済力の乏しい子等に多く継がせる	1.5	3.7	1.7	1.0	0.4
子供みんなに平等に分ける	12.8	21.4	16.9	9.6	6.6
面倒をみてくれる子に多く継がせる	21.7	30.4	24.5	20.5	15.5

資料出所：総務庁(1990)　図１２。

表６－７　老後の世話と資産相続

子供等が老後の世話をしてくれない場合、資産を譲らなくてもよいか？（１９９０年）

(%)

	全体	大都市	中都市	小都市	郡部
賛成	38.3	36.8	42.4	34.5	37.6
反対	24.6	19.8	18.5	33.1	27.2
どちらともいえない	24.6	29.6	25.2	20.5	24.4
わからない	12.5	13.8	13.9	11.9	10.9

資料出所：　総務庁(1990)　表２２。

第７章　公的年金資産とその再分配効果

1　はじめに

公的年金制度によって生じている年金資産は、現在日本の家計資産項目の中で最も大きなものの一つとなっている。１９８４年の５０代後半の年齢層の勤労者世帯で、家計の保有資産の平均値は、約３５００万円であるのに対して、年金給付額の現在価値の平均値は約４２００万円となっている[1]。このように巨額の資産形成が公的年金制度によってなされている。しかし、この資産は年金制度加入者本人が払い込んだ保険料のみによって形成されているわけではない。年金給付のうち、基礎年金部分の３分の１は一般会計からの繰入れによるものである。この部分は当該年度の税収からの移転になる。また、賦課方式の年金制度においては、年金の期待給付額と本人の支払い保険料が一致する必然性はない。したがって、その差額は公的年金制度を通した所得移転額となる。本稿ではこの公的年金による所得移転の実態を調べる。

わが国の公的年金制度は、賦課制度で運営されている。保険数理的にフェアな積立方式のもとでは、生涯に支払う保険料と年金給付の期待値は、基本的には等しく、運用が政府によって行われているに過ぎない。ところが、賦課方式の年金制度のもとでは、世代によって保険料負担と給付の関係が大きく異なる可能性がある。保険料として集められたものは必ずしも年金基金で運用されるわけではなく、そのまま年金給付金として高齢者に移転される。

賦課方式の年金制度のもとで人口高齢化が生じると、保険料の上昇が生じる。その結果、将来世代の保険料負担は現在世代よりもはるかに大きくなる。言い替えると、公的年金制度において保険料が給付額を上回る事態が将来世代で生じることになる。

本稿の目的は、日本の公的年金制度によって引き起こされる世代間および世代内における所得移転額の大きさを試算してみることにある。年金の給付額と年金保険料の支払い総額は、加入している年金制度、世代、配偶関係、所得水準によって異なっている。したがって、公的年金による所得移転効果を計測するためには、このような様々な世帯属性を考慮する必要がある。本稿では世帯属性の多様性を十分に考慮するために個票データを用いている。試算のもとになる年金制度は１９８５年の改正に基づいている。また、用いるデータは１９８４年の『全国消

[1] 家計資産保有額は高山・舟岡・大竹・関口・渋谷(1989)による。年金資産の額は本稿の計算である。

費実態調査』である。

『全国消費実態調査』は加入年金について必ずしも十分な調査項目をもっていない。また、年金資産の推計には生涯における稼得賃金の流列が必要であるが、これについての直接的な情報がない。このため、年金資産の推計においていくつかの単純化をおこなった。さらに、本稿では公的年金が家計の労働供給に与える影響については考慮せずに分析をおこなっているという意味で部分均衡的な枠組みにとどまっている。

本稿で得られた主要な結論をあらかじめ要約すれば以下のようにまとめられる。第１に、公的年金資産は家計資産において非常に大きな比率を占め、その大きさは平均で土地家屋の資産価額を凌いでいる。第２に、公的年金による移転所得は古い世代ほど大きい。ちなみに１９８４年時５０歳以上の世代は支払い保険料の３倍以上の給付を受ける制度になっている[2]。第３に、世帯の属性によって年金制度による所得移転額は大きく異なっている。移転所得額は、単身者よりも、有配偶者世帯の方が大きく、片稼ぎ世帯よりも共稼ぎ世帯の方が大きくなっている。第４に、世代内の所得移転をみると、中高齢世代においては高所得世帯、高資産保有世帯により多くの移転所得が給付されている。このように、公的年金制度は若年世代から老齢世代の中で豊かな世帯に所得を移転する制度になっている。

本稿の構成は以下のように展開される。まず、次節で公的年金の所得移転効果に関する研究の概観を行う。第３節でわれわれが用いたデータと年金資産の算出方法を述べる。第４節で世代間所得移転について検討し、第５節で世代内所得移転について検討する。最後に本稿で得られた結論の政策的インプリケーションを議論する。

２　これまでの研究

[2] 年金制度以外にも世代間の所得移転を発生させるようなメカニズムは数多く存在する。特に、戦後日本経済の高成長は現在の高齢世代の若年期における貯蓄が一因となっており、その経済成長の恩恵を現在の若年世代が受けているという側面は否定できない。また、現在の高齢者は、年金制度が未成熟であったその親の世代の経済的援助を私的に行ってきた。彼らはその私的扶養負担と合わせて自分の年金保険料を負担してきたという指摘も説得的なものである。したがって、年金制度による世代間の所得移転をどう評価するかという点については慎重でなければならない。

公的年金の分配効果を測る尺度としては、内部収益率、給付・保険料比率、純年金資産という３つの方法が採られてきた。内部収益率とは、老後に受け取る年金額の総額が勤労期に拠出した保険料をどの程度の利子率で運用した場合と等しくなるかという値である。この指標は、公的年金を代替的な貯蓄手段と比較する場合に利子率と比較可能であるという利点があるため、多くの研究で採用されてきた。給付・保険料比率とは、生涯に渡って受け取る年金給付の現在価値と、支払う年金保険料の現在価値の比である。この指標が１より大きい場合には、支払う年金保険料よりも受け取る年金給付の方が多いことを示し、年金制度による他世帯からの移転所得が存在することを意味する。純年金資産は、生涯年金給付の現在価値と生涯年金保険料の差を意味する。

本稿では、給付・保険料比率と純年金資産の指標を用いて分析を進めるが、特に純年金資産を重視する。内部収益率や給付・保険料比率は年金の収益性を測るのに適した指標である。しかし、公的年金のように年金の加入が一人一口に限られている場合、たとえ内部収益率が高いとしても年金加入者は年金加入口数を増加させることができない。したがって、分配効果を測定するのに適した指標は、移転所得の相対的な比率ではなく絶対額そのものの方が重要である。

わが国の公的年金の世代間所得移転効果については、高山（1981)、野口(1984)、小椋・西元(1984)、植田・岩井・橘本(1987)、跡田・橘本・林(1989)で研究されている。このうち、高山(1981)は 1985 年以前の厚生年金制度をもとに世代間所得移転の大きさを内部収益率、純年金資産、給付・保険料比率を用いて検討している。そして、それまでの年金制度の議論が制度間格差をめぐるものに集中していた中で、はじめて世代間所得移転の問題点を明らかにした。すなわち、厚生年金制度において、給付額に占める保険料の比率が約１３％しかなく、厚生年金制度が実質的に賦課方式であるということを示したのである。

その後、野口(1984)は厚生年金と国民年金について、小椋・西本(1984)は厚生年金について 1986 年の制度改正を考慮した試算を純年金資産及び給付・保険料比率によっておこなっている。これによると、代表的なケースでは、１９８５年時点において２０歳以上の世代は保険料以上の給付をえるのに対し、１０歳以下の世代は給付が保険料を下回ってしまう。植田他(1987)は、年金財政のあり方、賃金上昇率、割引率に様々なケースを想定して給付・保険料比率と純年金資産の試算を行っている。さらに、年金制度から生じる世代間所得移転を打ち消すような増減税政策についても論じている。彼らの世代間所得移転についての結論は他の研究とほぼ同じでる。また、この世代間所得移転を打ち消すためには今後約１０年間については増税をその後長期間にわたって減税をする必要があるとしている。

跡田他(1989)は、年金支給開始年齢の65歳への引き上げを主な内容とする1989年の年金改革案が年金の内部収益率に与える効果を検討している。彼らは、1953年から1985年までの『家計調査年報』の年齢階層別データからコーホート・データを作成し、年金の内部収益率を現行制度と改革案の場合について、世代別に測定している。その結果によれば、60歳支給を維持した場合、内部収益率は1933年生まれで6.71%、43年生まれで3.15%、53年生まれで1.28%となる。これが改革案によれば、支給開始年齢の段階的引き上げによりその効果は世代によって大きく異なる。33年生まれでは改革の影響を受けないが、43年生まれで収益率は2.19%に、53年生まれは0.03%に低下することが示されてる。

公的年金制度は世代間の所得再分配に加えて、世代内の再分配効果も有している。世代内の所得移転効果の計測については、アメリカとオランダでいくつかの研究例がある。これらの研究のうち、Hurd=Shoven(1985)は、Retirement History Survey からのデータを用いて年金資産を試算している。Hurd=Shovenによると、現在のアメリカの高齢者は年金保険料として支払った額の３倍から４倍の年金給付を受け取ることになる。また、彼らは資産階級別に移転所得や内部収益率のメディアン値の試算も行っている。この結果は、驚くことに、高額資産保有者が最も大きな所得移転を年金制度から受けており、多くのケースで高額資産保有者が最大の内部収益率を得ていることを示している。すなわち、年金制度は平均的な勤労者から豊かな高齢者への所得移転システムと解釈できる。保険料よりも多くの給付を受け取るという、年金制度の「スタートアップ効果」は、１９４５年生まれの世代で消滅する。その後の世代では支払い保険料の方が年金給付額より多くなるというマイナスの所得移転制度になる。

ただし、Hurd=Shovenの研究は1983年以前の制度を前提としているため、将来の退職者に対する受給資格年齢の引き上げや、公的年金給付に対する部分的課税といったその後の制度改訂の効果は考慮されていない。この点を改善したものが、Boskin et. al.(1987)である。彼らは、賃金水準、世帯属性、世代などが異なったいくつかのモデルケースについて、つぎの点を改善した試算を行っている。第一に、1985年のアメリカ年金局の年金将来予測を用いていること、第二に将来の退職年齢の引き上げを考慮したこと、第三に年金給付についての課税を考慮したことである。Boskin他の研究によると、所得階級が高いほど、移転所得が大きいという結果は、年金課税の考慮により幾分弱められている。しかし、１９１５年生まれの世代では中位所得者が最も大きな移転所得を得ている。また、将来世代の低所得者は、同一世代では最大の移転所得を得るようになるが、移転所得の絶対額は非常に小さくなる。さらに、世帯の属性によって同一世代内での移転所得額に大きな差があることが示されている。こうした世代内、世代間の

所得移転の規模は、税制によるものよりはるかに大きいことが主張されている。ただし、実際の分布データを用いた研究ではないため、資産保有に対する分配効果は検討されていない[3]。

また、Nelissen(1987)は、オランダにおける公的年金制度の所得再分配効果を検討している。シミュレーション分析を用いたこの研究によれば、オランダにおいても、単身者から既婚者への年金制度を通じた所得移転が生じていることと、垂直的所得再分配機能が限られたものであることが明らかにされている。特に世代内所得分配においては所得再分配機能は非常に限られている。中には、高齢世代においては高所得層の方が、低所得層よりも大きな所得移転を受けるケースがあることが示されている。

わが国における公的年金制度の世代間所得移転に関する研究に共通した枠組みは、賃金所得の流列については各世代について単一のモデルケースを仮定したものであるという点にある[4]（注４）。ところが、賃金上昇率は職種や産業によって大きく異なっている。さらに、世代内においても所得・資産の不平等が存在している。このような世代内における賃金プロファイルや賃金水準の相違は年金制度の所得移転効果を世代間のみならず世代内でも生じさせる可能性を示唆している。実際、年金制度には給付額が定額部分と報酬比例部分が存在していること、保険料に上限と下限が存在していること、遺族年金が存在していることは複雑な分配効果の存在を推測させる。世代内所得移転については野口(1982、84)が制度間格差による世代内所得移転の問題を指摘した。本稿では、個票をもちいて制度間格差のみならず制度内での所得分配効果を検討する。

本稿は、公的年金の世代間所得移転効果の分析に加えて、日本の研究としては初めて公的年金の世代内所得移転効果の分析を行うものである。しかも、限られたモデルケースではなく

---

[3] この他に、企業年金制度が家計資産保有の不平等度に対してどのような効果を有しているかを計測している例としてMcdermed, Clarck and Allen(1987)がある。彼らは、１９８３年のSurvey of Consumer Finance のデータを用いて、２通りの手法で企業年金資産の計測を行っている。第一の手法によると企業年金資産の平均値は約９万８千ドルであり、企業年金資産を含んだ全家計資産の４３%を占め、第二の手法では約４万８千ドルとなり、全資産の２６%を占めることになる。この企業年金資産を家計資産に含めると資産保有の不平等は小さくなることが示されている。ただし、彼らは公的年金資産については試算していない。

[4] Tachibanaki-Shimono(1985)は、２期間モデルによるシミュレーション分析で世代内の所得再分配効果を検討している。

『全国消費実態調査』(1984)の個票データを用いて行う。公的年金資産の計測については、世帯属性別の賃金経路を考慮した上、標準報酬月額の上限・下限を考慮する等の手法の精緻化をおこなった。さらに、高山・舟岡・大竹・関口・澁谷(1989)で求めた家計の実物資産推計の結果を用いて、資産保有と年金資産の関連をも明らかにする。

3　データと年金資産の推計方法

年金資産の推計方法の詳細は、補論に述べてあるので、ここではその概要を述べる。推計に用いたデータは、『全国消費実態調査』(1984)の個表データである。この調査は５年ごとに総務庁によって、家計の世帯属性、消費、貯蓄を約５万世帯について調べているものである。したがって、家計の消費、資産選択行動等の分析には最も適したデータとなっている。ただし、『全国消費実態調査』では、持ち家の時価、耐久消費財の保有額、年間支払い税額などのデータが直接得られないため、『全国消費実態調査』のもつデータから推計作業を行う必要がある。この作業を行ったのが、高山・舟岡・大竹・関口・渋谷(1989)である。本研究では、このデータセットを用いた。

さて、『全国消費実態調査』のデータセットから年金資産を推計する際に必要な情報としては、次のものがある。①加入年金制度の種類、②年金制度の加入期間、③生涯における賃金流列と年金給付額算定の基礎となる平均標準報酬月額（ＨＨＧ）、④生涯に渡って直面する年金保険料率等である。これらについての推計情報が完全に得られるのは、現在勤労している世帯主と配偶者に限られている。そのため、推計は６０歳未満の世帯主と配偶者についてのみ行った。

①加入している年金制度は、『全国消費実態調査』には加入年金制度についての調査項目がないため(1)厚生年金保険、(2)共済組合年金、(3)国民年金の３つの制度を勤労者の職業区分をもとにあてはめた。具体的には、常用労務者、民間職員、法人経営者については厚生年金加入、官公職員は共済組合年金、その他の人々については国民年金加入とした。

②年金制度の加入期間については各世代に予想されている平均加入期間を仮定した。ここでは将来的には４０年加入を仮定した。

③生涯における賃金流列については、『全国消費実態調査』では１９８４年時点での賃金年収および賃金月収は得られるが、過去および将来の値は得られない。したがって、過去及び将来の賃金流列を推計する必要がある。本稿では、クロスセクションデータをもとに賃金（定期収入）関数を推計した。この推計結果からコーホート効果を取り除いて、生涯名目賃金を推定

した。この値を最高と最低を考慮した標準報酬月額に換算した。標準報酬月額に保険料率を乗じて支払い保険料を求めた。このとき④将来の保険料率については、厚生省が１９８５年年金法改正の基礎データとして保険料率の将来予測を発表したものを用いた。この保険料収入は、過去においては財政投融資の利子率の平均値で運用されたと仮定し、将来については名目賃金の上昇率と同じ値で運用されると仮定して、その現在価値をもとめた。

厚生年金給付月額ｂは次式で決定される。

ｂ＝５万円＋ｍｉｎ〔ｍａｘ（ＨＨＧ，６万８千円），４７万円〕×０．３

ただし、ここでの平均標準報酬月額（ＨＨＧ）は、過去の標準報酬月額を賃金の上昇分で再評価したものの生涯にわたる平均値である。この給付額を現在価値に割り引いたものが、年金給付額である（割引率は賃金上昇率に等しいと仮定した）。ここで、定額部分の基礎年金５万円については、消費者物価指数によるインフレスライドが行われると仮定し、報酬比例部分については賃金スライドを仮定した（その際賃金は消費者物価よりも平均では年率１．８％上昇率が高いと仮定した）。なお共済年金の給付は上述の構成年金とほぼ同じ算式で計算されるが、比例部分の乗率０．３は０．３６となっている。また、厚生年金保険と共済組合年金の配偶者については、配偶者自身の年金および遺族年金についての算定も行った。さらに国民年金（第１号被保険者）グループは簡単化のため６３歳から４２％減額つきの給付をうけると仮定した。

4　年金資産の世代間所得移転

（１）世代間所得移転

公的年金制度がもつ世代間所得移転は既に述べたようにいくつかの研究によって指摘されている。世代間所得移転が生じたのは、年金給付が早期の段階から高めに設定され、しかも賃金スライドと物価スライドの双方により飛躍的に上昇してきたのに対し、年金保険料率の引き上げは比較的ゆっくりとしたものであったからである。

表７－１は世帯類型別に世代ごとの年金給付額、年金保険料の 1984 年時点における現在価値の平均値を示したものである。世帯類型として単身者世帯、世帯主だけが厚生年金・共済年金の被用者年金に加入している既婚片稼ぎ世帯、夫婦とも被用者年金に加入している共稼ぎ世帯、夫婦とも国民年金加入の一般世帯の３類型を検討した。このうち、国民年金制度は保険給付額と支払い保険料との間にリンクがないため、世代ごとの保険料格差しか存在せず世代内の所得移転は寿命の長短によるものしかない。しかし、被用者年金制度は年金給付額と保険料負担額の間にリンクがあり、年金給付額に上限と下限が存在するため世代内の所得再配分機能も

持っていることが予想できる。

まず、単身者世帯の年金給付の現在価値は１９８４年時点において２５歳から２９歳の世代では２２８１万円であり保険料の現在価値は１９６８万円となっている。したがって純年金資産は３１２万円である。一方、５５歳から５９歳の世代では、給付額の現在価値は２５３０万円、保険料は５０８万円となり、純年金資産は２０２２万円に上る。

次に、片稼ぎ世帯の年金給付の現在価値は１９８４年時点において１９６０年生まれの世代で３０２４万円であり、１９２５年生まれの世代で４３１６万円である。一方、支払い保険料の現在価値は１９６０年生まれで２４１７万円であるのに対し、１９２５年生まれの世代においては７８０万円にすぎない。この結果年金制度による他世代からの移転所得の現在価値は、１９６０年生まれで６０６万円、１９２５年生まれで３５３７万円となり最近世代ほど移転所得は小さくなる。同じことを給付額と保険料の現在価値の比率でみると若い世代ではその値は１～２倍であるが、１９２５年生まれの世代では保険料の５倍もの年金給付を受けることがわかる。

共稼ぎ世帯の年金給付の現在価値は４２００万円～４９００万円程度である。保険料の現在価値は１９６０年生まれの世代では平均３８００万円であるが、１９２５年生まれの世代では１０００万円にすぎない。この結果世代間所得移転による年金所得の現在価値は若い世代で５００万円、１９２５年生まれの世代で３８００万円になり。片稼ぎ世帯に比べて多額の移転所得を得ることになる。しかし、支払い保険料に対する年金給付の比率は片稼ぎ世帯よりも低くなっている。

夫婦とも国民年金加入の一般世帯については、給付額、保険料とも被用者年金に比べて少ない。１９６０年生まれでは給付、保険料とも６２０万円であるが、１９２５年生まれでは給付額の現在価値が１０００万円を越えるのに対し保険料の現在価値は２００万円程度である。しかし、保険料と給付額の比率は、被用者年金制度と同じ程度である。

被用者年金制度には、報酬比例部分が存在するため、表７－１の結果は賃金収入の差を含んだ結果となっている。表７－２は、平均標準報酬月額を一定にした場合の世帯属性による違いを示したものである。基本的な特徴は表７－１と変わらないことがわかる。したがって、年金資産の世帯属性による差は、所得水準の差であるよりも年金制度に根ざしたものであることがわかる。

（２）　年金資産の世代別分布

世代別の年金資産純移転額の分布は、図７－２に示されている。１９８４年時点で２５－２９歳の年齢階層を除く年齢階層では純年金資産の分布は二つの山を持つ。高い純年金資産における山は、被用者年金制度加入者の年金純資産を示している。一方、低い年金純資産水準で観察される山は、国民年金加入者の年金純資産を示している。年齢とともに右側の山が左にシフトしてゆき、最若年層では一つの山になってしまう。これは、年齢層が若いほど被用者年金の保険料額が大きくなるためである。また、２４歳以下の年齢層では、年金保険料の現在価値が年金給付額の現在価値を上回ってしまう世帯の割合は同一世代の１４％にも達する。２５－２９歳の世代においても純年金資産が５％の世帯でマイナスとなる。

図７－３に被用者年金加入者の分布を、図７－４に厚生年金加入世帯の分布を、図７－５に共済年金加入世帯における分布を示した。いずれの制度においても、若年世代になるほど保険料支払い額が増加するために純年金資産が減少し、収益率が低下することがわかる。図７－６に厚生年金と共済年金の分布を同一平面上で示した。厚生年金と共済年金を比較すると、共済年金の方が世代間の移転部分が大きい。これは、給付算式の違い、年金保険料の上昇パターンの違い、標準報酬月額の違いによるものと考えられる。

５　公的年金制度の世代内所得移転

公的年金制度のうち被用者年金制度は定額部分である基礎年金部分と保険料負担に比例する標準報酬月額比例部分から成り立っている。しかも、標準報酬月額には上限が存在するため公的年金制度そのものが世代内の所得再分配制度としての機能を持っている。

単身者世帯（合計、男性、女性）、夫婦片稼ぎ世帯、夫婦共稼ぎ世帯について、被用者年金加入世帯の年金給付、年金保険料、移転所得の現在価値（標準報酬階級別の平均値）を表７－３から表７－７に示した。

まず、各世帯属性に共通にみられる特徴をみてみよう。年金給付現在価値は、若い世代ほど小さくなる。これは基礎年金物価スライドを仮定したからである。しかし、保険料の現在価値は、保険料率の将来時点における引き上げにより、若い世代程大きくなる。この結果、若い世代の方が年金制度による世代間移転の額が低下する。

つぎに、単身世帯の世代内分配効果を検討してみよう。３５歳以上の世代においては、平均標準報酬月額（ＨＨＧ）が上昇するにしたがい、移転所得額が増加していく。一方、２４歳以下の世代では、ＨＨＧの上昇にともない、移転所得額は低下してゆくという逆進的な所得再分配効果が観察される。２５歳から３４歳までの世代では、所得移転額はＵ字型の変化を示す。

すなわち、ＨＨＧが低い間はＨＨＧの上昇にともない移転額は低下するが、ＨＨＧがある程度大きくなるとＨＨＧの上昇にともない移転所得額も上昇する。

特に、２４歳以下の年齢層では平均標準報酬月額が３０万円を越える場合には支払い保険料の方が年金給付額よりも大きいという現象が生じている。一方、３５歳以上の世代においては、標準報酬月額の大きい世帯ほどより多くの移転所得を受け取ることになっている。年金制度は世代間においては、若年世代から老年世代への所得移転システムとして機能している。一方、世代内においては老年世代では高所得世帯への移転額が低所得世帯への移転額を上回るという逆進的所得再分配システムになっている。また、若年世代においては高所得者から低所得者への所得再分配システムとして機能している。

表７－６は、片稼ぎ世帯について、標準報酬月額別の年金資産を示したものである。単身世帯に比べて純年金資産の額は、各平均標準報酬月額において多くなっている。これは、既婚世帯では配偶者が受給する基礎年金と遺族年金が存在するためである。純年金資産と平均標準報酬月額との関連は、単身者世帯と基本的に同じである。

表７－７は、共稼ぎ世帯について世帯主の標準報酬月額階級別の年金資産の平均値を示したものである。片稼ぎ世帯と基本的な傾向は同じである。しかし、同一の平均標準報酬月額階級で片稼ぎ世帯と比較すると、純年金資産は共稼ぎ世帯の方が大きくなっている。

以上のような世代内所得移転の世代間格差が生じる理由を単純なモデルで説明してみよう。いま、ｉ世代が受け取る定額部分の基礎年金をa_i、ＨＨＧの再評価率も含んだ報酬比例率をb_i、生涯の平均的な保険料率をt_i、保険料支払期間をn_i期間、受給期間をm_i期間とする。このとき、平均的な給付額B_iと支払保険料T_iは、

$$B_i = a_i m_i + b_i m_i \cdot HHG_i$$

$$T_i = t_i n_i \cdot HHG_i$$

で表わされる。すると、移転額TB_iは

$$TB_i = a_i m + (b_i m_i - t_i n_i) \cdot HHG_i$$

となる。ただし、年金制度が保険数理的にフェアな積立方式で運営されていたとすると、a_iはゼロ、$b_i m_i$と$t_i n_i$は等しいと考えられるから、移転所得額は全ての世代、全ての所得階層でゼロとなる。

したがって、ＨＨＧの増加にしたがってＴＢが増加するか否かは、$b_i m_i$と$t n_i$の大小関係にかかっている。すなわち、生涯にわたって直面する平均的な年金保険料率と支払期間の積が、報酬比例部分の比例係数と受給期間の積よりも大きい場合には、平均標準報酬月額の上昇にともない移転額が減少するという状況が生じることになる。これが、若年層で観察されたものである。逆に、高年齢層で見られたの逆進的な移転構造は、$b_i m_i$が$t_i n_i$よりも大きいということから生じている。これは、一つには年金制度の賃金スライドに伴う標準報酬月

額の再評価によるものである。また、このような傾向は男性よりも女性にみられ、さらに単身者よりも配偶者がいる世帯のほうに典型的に現われている。これは、女性の方が男性よりも平均寿命が長いため受給期間が長くなるためである。配偶者がある場合には遺族年金の支給があるため、受給期間が実質的に男性単身者にくらべて$b_i m_i$が大きくなるのである。

6　公的年金が資産分布に与える影響

日本の家計資産の分布に対して公的年金制度のもつ資産再分配効果はどの程度のものであろうか。まず、表７－９に、被用者年金加入世帯の保有資産（金融資産＋実物資産）階級別の年金資産の平均値を示した。年金制度そのものは保有資産とは関係をもたない制度である。したがって低資産保有者でも、勤労収入が多ければ比較的高額の年金資産を得ることになる。実際、給付額現在価値でみた年金資産額は資産階級の上昇に伴い上昇するが、その上昇スピードは資産の増加額に比べて非常に遅く、ほぼフラットな値をとっている。年金給付と保険料の差である移転所得の現在価値は高資産保有者程大きいという傾向がある。資産階級別にみても年金制度は高齢者の高資産保有者により多くの所得を移転する制度として機能していることがわかる。ここで、気が付くのは家計の保有資産の水準に比べて、年金資産の水準が非常に大きいことである。しかも、給付構造における定額部分の存在により公的年金制度は各資産階級に対してほぼ同一水準の年金資産を配分することが分かる。

次に、公的年金制度がジニ係数でみた資産分布の不平等をどれだけ改善するかを検討してみよう。ここで年金資産として給付額の現在価値を用いた。

表７－１０に勤労者世帯の世帯主の年齢階級別に実物資産と金融資産の合計額のジニ係数が第一列に示されている。年齢とともにジニ係数は低下している。24 歳以下の年齢層の 0.635 から 55-59 歳層で 0.410 と年齢が上昇するにつれて低下している。この動きは家計資産における最大項目である持ち家資産の分布が年齢とともに平準化してゆくためである。この点は、所得分布が年齢とともに不平等化するという事実と対照的である。単純なライフサイクル仮説のもとでは、資産保有額も所得分布と同様に年齢とともに不平等化すると考えるのが自然であろう。資産保有額の不平等が年齢とともに平等化し、その要因が持ち家保有と大きな関連があることは家計資産保有に占める遺産の役割の重要性が考えられよう。年齢が若い段階で遺産を贈与されるものが比較的小数なのに対し、年齢とともに遺産を譲り受けるものが増えていくと考えるとこの関係は理解できる。

家計資産に純年金資産を足した総資産のジニ係数が第二列に示されている。年金資産を含ん

だ資産の不平等度は大幅に改善しその水準は0.2から0.25程度になる。しかも、その改善度は若い世代程大きくなる。これは、表７－１１からわかるように、年金資産の額が他の資産に比べて非常に大きいことが理由である。どの年齢層においても純年金資産は他の市場資産と同程度の比重を占めており。家計資産のなかで年金資産が最大の比重を占めているのである。

表７－１０の第３列には、総資産（金融資産と実物資産の合計）順の純年金資産に関する擬ジニ係数が示されている。この数値は、表７－９の関係を集約したものである。総資産順の擬ジニ係数の値が正であれば、純年金資産が総資産と正の相関関係をもつことを示し、純年金資産が資産分配に対して逆進的であることを意味する。表７－１０によれば、４０際以上の年齢階層では、純年金資産は逆進的であることを示し、４０歳未満の年齢階層では、純年金資産が再分配効果をもつことを示している。

７　むすび

本章では、１９８４年度の『全国消費実態調査』の個票データをもとに(1)世代間・世代内における公的年金資産の分配、(2)世代間・世代内所得移転の大きさの推計、(3)家計資産分布の推計とそれに対する公的年金制度の影響を検討した。

若い世代から古い世代に対する年金制度を通した世代間所得移転の額は非常に大きく、しかも古い世代の中でも裕福な世帯に対する所得移転額が大きくなっている。

以上の点は今後の年金制度改革においてつぎのような示唆をもっている。まず、世代間の所得移転の額をこれ以上大きくしないためにもできるかぎり早期の保険料引き上げをおこなう必要がある。あるいは、八田・小口(1989)は、古い世代に対する移転所得に対する負担は国債の発行により多世代で平準化し、団塊の世代が高齢化する以前に積立方式に移行すべきであるという主張を行っている。早い段階で保険数理的にフェアなところまで保険料を引き上げる必要性は、世代間所得移転のみならず世代内所得移転の構造からも必要なのである。また、退職世代にもなんらかの負担を求めることが必要とされる。現在、特に６５歳以上の人々の年金所得の多くは公的年金控除のため非課税となっている。このような年金所得を特別に扱う制度については改訂の余地があろう。

本稿の分析で取り扱えなかった点として、次のような点があげられる。第１に、年金制度の代替的改革案に対して試算をおこなってみる。第２に、年金資産の計測方法について他の方法について試みてみる[5]。第３に、将来世代の年金資産についてのシミュレーションを行う。第４に、資産分布に与える効果を検討する際に、本稿では資産保有額を外生変数として扱ったが、年金制度が資産保有に与える影響を考慮する。第５に年金の分配効果を報酬比例部分の分配効果と定額部分の分配効果に要因分解する必要がある。第６に、年金所得に対する課税について厳密に考慮する必要がある。これらは、今後の研究の課題としたい。

[5]Bernheim(1987)は、年金給付の現在価値算定方法を寿命を考慮せずに単純な割引現在価値法で行なうことを提唱している。この方法に従えば年金給付の現在価値が本章の方法より大きくなるため年金の純資産はより大きくなる。しかし、世代間の格差や世代内の格差は依然として残る。

＜参考文献＞

日本語文献（五十音順）

青木昌彦(1979)『分配理論』、筑摩書房。

跡田直澄・橘本恭之・林宏明(1989)「人口の高齢化と税・年金制度－コーホート・データによる制度改革の影響分析－」、帝塚山大学Discussion Paper No.10。

安藤アルバート・山下道子・村山淳喜(1986)「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析」、『経済分析』、第101号、pp.25-139。

植田和男・岩井睦雄・橘本元秀(1987)「公的年金制度による世代間所得移転」、『フィナンシャル・レビュー』、大蔵省財政金融研究所、10月号、pp.44-57.

小椋正立・西元亮(1984)、「厚生年金改革の効果にかんするシミュレーション分析」、『季刊現代経済』、冬季号、pp.89-103。

高山憲之(1981)「厚生年金における世代間の再分配」『季刊現代経済』

－－－(1983)「日本：強制加入という枠組みの中で放置されてきた世代間の不公平」、J.-J.ローザ編『年金・崩壊の危機』東洋経済新報社、pp.13-62。

－－－・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・澁谷時幸(1989)「日本の家計資産と貯蓄」、『経済分析』、第１１６号。

野口悠紀雄(1982)「わが国公的年金の諸問題」、『季刊現代経済』、秋号。

－－－－　(1984)「公的年金における受益・負担構造の世代間格差」、『季刊現代経済』

－－－－編(1986)『公的年金の今後のあり方』、ソフトノミックス・フォローアップ研究会報告書。

八田達夫(1988)『直接税改革』、日本経済新聞社。

八田達夫・小口登良(1989)「賦課方式から積立方式への移行」、『季刊　社会保障研究』、Vol.25、No.1、pp.66-75。

英語文献（アルファベット順）

Bernheim (1987) "The Economic Effect of Social Security," Journal of Public Economics, Vol.33, pp.273-304.

Boskin, M., L. Kotlikoff, D. Puffert, J. Shoven(1987) "Social Security: A Financial Appraisal Across and Within Generatioms." National Tax Journal, Vol.XL, No.1, pp.19-34.

Dicks-Mireaux, L-D. L. and M. A. King (1983), "Portfolio Composition and Pension Wealth: an Econometric Study," in Zvi Bodie and J.B. Shoven eds., Financial Aspects of the United States Pension System, The Univ. of Chicago Press, 399-439.

Hubbard, R. G.(1985) "Personal Taxation, Pension Wealth, and Portfolio Composition," Review of Economics and Statistics, 67, No.1, 53-60.

Hurd, M. D. and J. Shoven (1985) "The Distributional Impact of Social Security," in D. A. Wise (ed.), Pensions, Labor, and Individual Choice, Chicago: University of Chicago Press.

King,M.A. and L-D. L. Dicks-Mireaux (1982), "Asset Holdings and the Life-Cycle," The Economic Journal, 92, pp.247-267.

Lillard, L. A.(1977) "Inequality: Earnings vs. Human Wealth," American Economic Review, vol.67, pp.43-53.

-------- and Y. Weiss (1979) "Components in Variation in Panel Earnings Data: the Gary Income Maintenance Experiment,"Econometrica, vol.47, pp.437-54.

-------- and R. J. Willis (1978) "Dynamic Aspects of Eranings Mobility," Econometrica, vol.23, pp.985-1012.

McDermed,A., R.Clark and S.Allen (1987) "Pension Wealth, Age-Wealth Profiles, and The Distribution of Net Worth," NBER Working Paper No. 2439.

Nelissen, Jan (1987) " The Redistributive Inpact of the General Old Age Pension Act on Lifetime Income in Netherlands," European Economic Review 31, 1419-1441.

Tachibanaki T. and K. Shimono (1985) "Lifetime Income and Public Pension An Analysis of the Effect on Redistribution Using a Two-period Analysis," Journal of Public Economics, 26, pp.75-87.

Wolff, N. (1987)"Income Redistribution and the Social Security Program", UMI Research Press.

表７－１　世代別別、世帯類型別、年金資産現在価値

		世帯類型　（単位　万円）			
年齢階級	項目	単身	片稼ぎ	共稼ぎ	国民年金
-24	給付額	2184	3024	4207	626
	保険料	2072	2417	3600	624
	移転額	112	606	607	2
	比率	1.05	1.25	1.17	1.00
25-29	給付額	2281	3294	4577	673
	保険料	1968	2359	3478	682
	移転額	312	936	1099	-9
	比率	1.16	1.40	1.32	0.99
30-34	給付額	2358	3492	4563	771
	保険料	1744	2080	2914	640
	移転額	614	1411	1650	131
	比率	1.35	1.68	1.57	1.20
35-39	給付額	2283	3643	4601	837
	保険料	1359	1827	2495	575
	移転額	923	1816	2106	262
	比率	1.68	1.99	1.84	1.46
40-44	給付額	2245	3806	4627	922
	保険料	1143	1542	2072	483
	移転額	1202	2264	2555	439
	比率	2.05	2.47	2.23	1.91
45-49	給付額	2425	3959	4614	975
	保険料	932	1266	1655	379
	移転額	1493	2693	2959	596
	比率	2.60	3.13	2.79	2.57
50-54	給付額	2572	4141	4780	1015
	保険料	712	1003	1361	274
	移転額	1860	3138	3418	741
	比率	3.61	4.13	3.51	3.70
55-59	給付額	2530	4316	4947	1059
	保険料	508	780	1076	184
	移転額	2022	3537	3871	875
	比率	4.98	5.54	4.60	5.76

注：１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－２　同一平均標準報酬月額別年金資産

（平均標準報酬月額階級＝２０万円以上２５万円未満）

		世帯類型　（単位　万円）		
年齢階級	項目	単身	片稼ぎ	共稼ぎ
-24	給付額	2160	2800	4007
	保険料	2083	2052	3292
	移転額	78	748	715
25-29	給付額	2179	2958	4125
	保険料	1878	1879	3041
	移転額	301	1079	1084
30-34	給付額	2193	3103	4164
	保険料	1635	1624	2612
	移転額	557	1479	1553
35-39	給付額	2272	3186	4238
	保険料	1409	1405	2240
	移転額	863	1780	1998
40-44	給付額	2342	3329	4290
	保険料	1175	1185	1874
	移転額	1166	2145	2416
45-49	給付額	2524	3454	4341
	保険料	1014	974	1512
	移転額	1510	2479	2828
50-54	給付額	2785	3586	4542
	保険料	799	780	1259
	移転額	1986	2806	3283
55-59	給付額	2786	3632	4559
	保険料	591	581	951
	移転額	2194	3051	3608

注：１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－３　「被用者年金加入単身者」年齢階級別平均標準報酬月額別年金資産

			平均標準報酬月額（単位万円）							
			-10	10-15	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-
年齢階級	-24	給付額	1105	1568	1840	2160	2618	2907	3310	3516
		保険料	731	1281	1653	2083	2563	2942	3478	3903
		移転額	374	287	186	78	54	-34	-168	-387
	25-29	給付額	1358	1471	1855	2179	2610	2981	3709	3448
		保険料	767	1040	1457	1878	2346	2707	3339	3329
		移転額	591	431	398	301	264	274	370	119
	30-34	給付額	1329	1620	1924	2193	2652	3024	3633	*
		保険料	570	936	1267	1635	2038	2312	2827	*
		移転額	759	685	657	557	614	711	806	*
	35-39	給付額	1467	1684	1947	2272	2791	3039	3705	*
		保険料	543	751	1071	1409	1789	2022	2514	*
		移転額	924	933	876	863	1002	1017	1192	*
	40-44	給付額	1514	1769	2014	2342	2895	2913	3123	*
		保険料	463	682	901	1175	1518	1644	1732	*
		移転額	1051	1087	1113	1166	1377	1269	1391	*
	45-49	給付額	1527	1864	2091	2524	3024	3014	3276	*
		保険料	355	512	712	1014	1326	1365	1507	*
		移転額	1173	1352	1379	1510	1699	1649	1769	*
	50-54	給付額	1679	1987	2319	2785	3262	3217	3448	3990
		保険料	284	419	570	799	1054	1127	1172	1394
		移転額	1396	1567	1749	1986	2208	2089	2276	2596
	55-59	給付額	1791	2050	2344	2786	3135	3314	3473	3903
		保険料	205	310	416	591	789	827	844	1153
		移転額	1585	1740	1928	2194	2347	2487	2629	2750

注：１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－４　「被用者年金加入単身者（男性）」年齢階級別平均標準報酬月額別年金資産

			平均標準報酬月額（単位万円）							
			-10	10-15	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-
年齢階級	-24	給付額	943	1412	1700	2051	2452	2853	3310	3516
		保険料	669	1301	1651	2085	2538	2938	3478	3903
		移転額	273	110	49	-34	-86	-85	-168	-387
	25-29	給付額	*	1429	1756	2107	2533	2887	3709	3448
		保険料	*	1062	1452	1884	2336	2704	3339	3329
		移転額	*	367	304	223	197	182	370	119
	30-34	給付額	*	1541	1813	2145	2578	2977	3633	*
		保険料	*	962	1267	1636	2037	2315	2827	*
		移転額	*	580	546	509	542	663	806	*
	35-39	給付額	*	1622	1852	2201	2683	2991	3705	*
		保険料	*	827	1079	1398	1779	2014	2514	*
		移転額	*	796	773	802	904	977	1192	*
	40-44	給付額	*	1638	1868	2250	2703	2913	3123	*
		保険料	*	709	878	1167	1511	1644	1732	*
		移転額	*	929	990	1083	1193	1269	1391	*
	45-49	給付額	*	1617	1960	2434	2904	3014	3276	*
		保険料	*	464	681	1019	1320	1365	1507	1394
		移転額	*	1153	1279	1415	1585	1649	1769	2596
	50-54	給付額	1448	1827	2078	2381	2899	3148	3448	3990
		保険料	274	511	597	710	980	1144	1172	1394
		移転額	1174	1316	1482	1671	1920	2005	2276	2596
	55-59	給付額	1357	1918	2222	2481	2948	3271	3473	3903
		保険料	178	336	418	544	767	834	844	1153
		移転額	1180	1582	1804	1937	2180	2437	2629	2750

注：１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－５　「被用者年金加入単身者（女性）」年齢階級別平均標準報酬月額別年金資産

			平均標準報酬月額（単位万円）					
			-10	10-15	15-20	20-25	25-30	30-35
年齢階級	-24	給付額	1323	1616	1938	2349	3058	3496
		保険料	814	1276	1655	2079	2630	2987
		移転額	509	340	282	269	428	509
	25-29	給付額	1358	1590	2023	2411	3078	3501
		保険料	767	979	1465	1857	2412	2722
		移転額	591	611	558	554	666	779
	30-34	給付額	1329	1658	2080	2423	3177	3601
		保険料	570	924	1268	1630	2051	2284
		移転額	759	734	813	793	1126	1318
	35-39	給付額	1467	1695	2135	2626	3162	3714
		保険料	543	738	1054	1464	1824	2138
		移転額	924	957	1081	1162	1337	1577
	40-44	給付額	1514	1836	2190	2640	3279	*
		保険料	463	668	929	1203	1532	*
		移転額	1051	1168	1261	1437	1747	*
	45-49	給付額	1527	1884	2267	2654	3422	*
		保険料	355	516	754	1007	1345	*
		移転額	1173	1368	1513	1647	2077	*
	50-54	給付額	1717	1989	2352	3042	3553	3602
		保険料	285	418	566	856	1114	1036
		移転額	1432	1572	1786	2186	2440	2566
	55-59	給付額	1820	2056	2384	2960	3452	3502
		保険料	207	309	416	618	825	793
		移転額	1612	1747	1968	2341	2627	2709

注：１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－６　世帯主のみ被用者年金加入年齢階級別平均標準報酬月額別年金資産

			平均標準報酬月額（単位万円）							
			-10	10-15	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-
年齢階級	-24	給付額	*	2106	2516	2800	3078	3381	3832	3983
		保険料	*	1370	1694	2052	2527	2979	3351	4000
		移転額	*	736	821	748	551	402	481	-17
	25-29	給付額	1873	2197	2626	2958	3232	3530	3805	4069
		保険料	705	1040	1524	1879	2283	2669	3062	3393
		移転額	1168	1157	1103	1079	949	861	743	676
	30-34	給付額	*	2243	2770	3103	3399	3701	4022	4418
		保険料	*	914	1314	1624	1989	2327	2662	2958
		移転額	*	1330	1456	1479	1410	1374	1361	1460
	35-39	給付額	1964	2425	2871	3186	3535	3888	4079	4525
		保険料	658	775	1127	1405	1733	2022	2306	2589
		移転額	1306	1651	1744	1780	1802	1866	1773	1936
	40-44	給付額	2224	2590	3014	3329	3726	4043	4207	4722
		保険料	426	662	930	1185	1469	1715	1942	2126
		移転額	1798	1928	2084	2145	2257	2327	2265	2597
	45-49	給付額	2389	2601	3097	3454	3891	4244	4349	4991
		保険料	352	536	762	974	1225	1421	1585	1723
		移転額	2036	2065	2335	2479	2666	2823	2764	3268
	50-54	給付額	2618	2642	3201	3586	4148	4433	4547	5091
		保険料	288	419	598	780	996	1131	1222	1353
		移転額	2330	2223	2604	2806	3152	3302	3325	3737
	55-59	給付額	2701	3015	3388	3632	4255	4629	4819	5343
		保険料	199	337	447	581	758	886	943	1102
		移転額	2502	2678	2941	3051	3498	3744	3875	4242

注：１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－７　夫婦とも被用者年金年齢階級別

平均標準報酬月額（世帯主＋配偶者）別年金資産

			平均標準報酬月額（単位万円）							
			-10	10-15	15-20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-
年齢階級	-24	給付額	*	*	3518	4007	4523	4530	*	*
		保険料	*	*	2776	3292	3989	4100	*	*
		移転額	*	*	742	715	534	430	*	*
	25-29	給付額	*	3954	3596	4125	4692	5325	5158	5417
		保険料	*	2686	2516	3041	3589	4126	4254	4570
		移転額	*	1268	1080	1084	1103	1198	904	847
	30-34	給付額	*	3185	3552	4164	4853	5443	5962	5390
		保険料	*	1766	2089	2612	3126	3622	4119	4246
		移転額	*	1419	1463	1553	1726	1822	1843	1145
	35-39	給付額	*	3221	3716	4238	4897	5617	5733	6425
		保険料	*	1401	1851	2240	2716	3161	3416	3974
		移転額	*	1820	1865	1998	2181	2456	2318	2451
	40-44	給付額	2680	3158	3718	4290	4987	5276	5976	6764
		保険料	811	1214	1500	1874	2268	2519	2934	3689
		移転額	1869	1944	2218	2416	2718	2758	3041	3074
	45-49	給付額	*	3588	3829	4341	5011	5418	5448	5737
		保険料	*	1068	1232	1512	1860	2091	2153	2520
		移転額	*	2520	2597	2828	3152	3327	3294	3216
	50-54	給付額	*	3713	3969	4542	5183	5488	5787	5868
		保険料	*	847	1005	1259	1538	1689	1763	1867
		移転額	*	2866	2963	3283	3646	3799	4024	4002
	55-59	給付額	3759	3765	4227	4559	5406	5789	5904	6616
		保険料	650	674	800	951	1250	1364	1407	1569
		移転額	3108	3091	3427	3608	4157	4425	4497	5047

注）＊は該当するデータが存在しないことを示す。
　　１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－８　世帯主のみ被用者年年齢階級別年間収入階級別年金資産

			年間収入階級（単位万円）							
			0-199	200	400	600	800	1000	1500	2000-
年齢階級	24 歳	給付額	2695	3086	3318	4082	2707	*	*	*
		保険料	2043	2468	2949	4282	1954	*	*	*
		移転額	652	618	369	-200	753	*	*	*
	25-29	給付額	2722	3247	3484	3660	3562	3786	*	*
		保険料	1695	2286	2641	2798	2524	2268	*	*
		移転額	1027	961	843	862	1038	1517	*	*
	30-34	給付額	2786	3325	3633	3889	4167	4116	3768	*
		保険料	1381	1917	2230	2447	2557	2757	2137	*
		移転額	1405	1408	1403	1442	1610	1358	1631	*
	35-39	給付額	2977	3351	3693	3866	4147	4219	4705	4734
		保険料	1123	1568	1858	2110	2243	2225	2772	2174
		移転額	1854	1784	1834	1755	1904	1994	1933	2560
	40-44	給付額	2972	3377	3775	3969	4151	4459	4671	4976
		保険料	869	1200	1508	1710	1838	1929	2039	2273
		移転額	2103	2177	2267	2259	2313	2530	2632	2703
	45-49	給付額	3047	3451	3844	4076	4194	4561	4972	5657
		保険料	670	951	1198	1347	1457	1546	1631	2009
		移転額	2377	2500	2646	2729	2737	3016	3341	3648
	50-54	給付額	2819	3482	3931	4239	4385	4678	4739	5208
		保険料	511	730	918	1052	1106	1191	1251	1460
		移転額	2308	2751	3012	3187	3279	3487	3488	3748
	55-59	給付額	3376	3676	3948	4380	4549	4825	5437	5454
		保険料	403	555	688	795	846	936	1115	1309
		移転額	2973	3121	3260	3585	3703	3889	4321	4145

注）＊は該当するデータが存在しないことを示す。
　　１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－９　資産階級別年金資産　（被用者年金加入世帯）　単位　万円

			資産階級（単位万円）								
			-500	500-1000	1000-2000	2000-3000	3000-4000	4000-5000	5000-10000	10000-20000	20000-
年齢階級	24歳	給付額	3074	2963	2936	2513	2084	2273	3107	*	*
		保険料	2520	2480	2636	2220	1948	2226	3121	*	*
		移転額	554	483	299	293	136	47	-14	*	*
	25-29	給付額	3387	3544	3415	3473	3510	3864	3527	3665	*
		保険料	2452	2680	2498	2568	2549	2933	2709	3069	*
		移転額	935	864	916	905	961	931	818	596	*
	30-34	給付額	3442	3637	3589	3711	3766	3827	3758	3841	*
		保険料	2058	2243	2180	2229	2302	2296	2366	2468	*
		移転額	1385	1393	1409	1482	1465	1531	1392	1373	*
	35-39	給付額	3510	3665	3738	3803	3980	3916	3914	4139	3500
		保険料	1740	1852	1919	1954	2063	2006	2070	2168	1839
		移転額	1770	1813	1819	1848	1917	1910	1844	1971	1661
	40-44	給付額	3458	3734	3809	3982	4067	4161	4167	3806	4539
		保険料	1366	1517	1576	1653	1731	1764	1792	1572	2014
		移転額	2092	2217	2234	2328	2335	2396	2374	2234	2525
	45-49	給付額	3527	3828	3892	4056	4119	4298	4339	4027	3989
		保険料	1099	1195	1269	1344	1397	1458	1494	1365	1260
		移転額	2429	2633	2623	2711	2722	2840	2845	2662	2729
	50-54	給付額	3557	3894	4002	4165	4276	4568	4533	4852	5161
		保険料	851	947	989	1059	1091	1183	1181	1258	1356
		移転額	2706	2946	3013	3106	3185	3385	3351	3594	3805
	55-59	給付額	3880	4112	4097	4188	4331	4546	4587	4906	5109
		保険料	686	724	736	756	815	868	887	977	1172
		移転額	3194	3388	3361	3432	3517	3678	3700	3930	3937

注）＊は該当するデータが存在しないことを示す。
　　１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－１０　勤労世帯 資産不平等度（ジニ係数）年金の再分配効果

		資産	資産+年金	純年金資産の資産階級順擬ジニ係数
年齢階級	-24	0.635	0.254	-.258
	25-29	0.580	0.250	-.06
	30-34	0.555	0.270	-.014
	35-39	0.506	0.255	-.005
	40-44	0.450	0.230	0.0
	45-49	0.422	0.214	0.014
	50-54	0.420	0.210	0.03
	55-59	0.410	0.210	0.02
	全体	0.503	0.301	0.100

注：１９８４年データであり、年齢もその時点である。

表７－１１　勤労者世帯の年齢階級別資産平均値

		資産	年金給付額	純年金資産
年齢階級	-24	576	2929	428
	25-29	834	3354	843
	30-34	1328	3499	1336
	35-39	1807	3641	1749
	40-44	2206	3766	2173
	45-49	2487	3895	2590
	50-54	2769	4073	3033
	55-59	3453	4198	3422
	全体	2152	3742	2164

注：１９８４年データであり、年齢もその時点である。

図　7－1　移転所得額の年齢別分布
全世帯

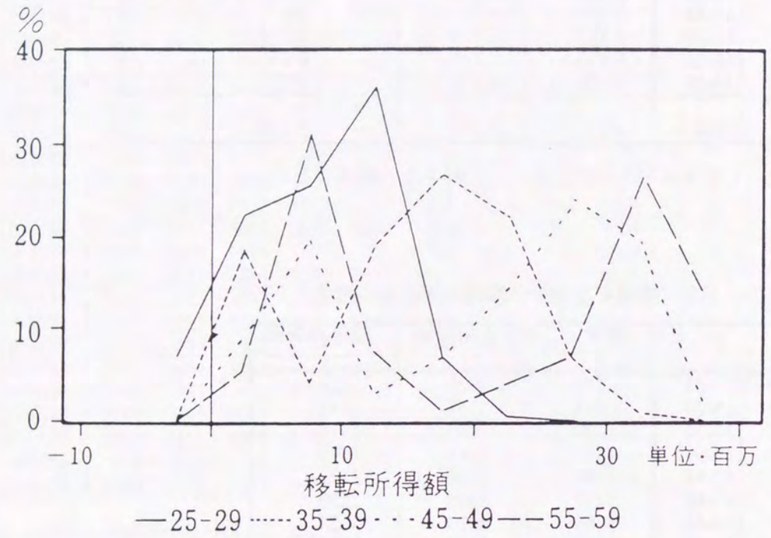


図　7－2　移転所得額の年齢別分布
被用者年金世帯

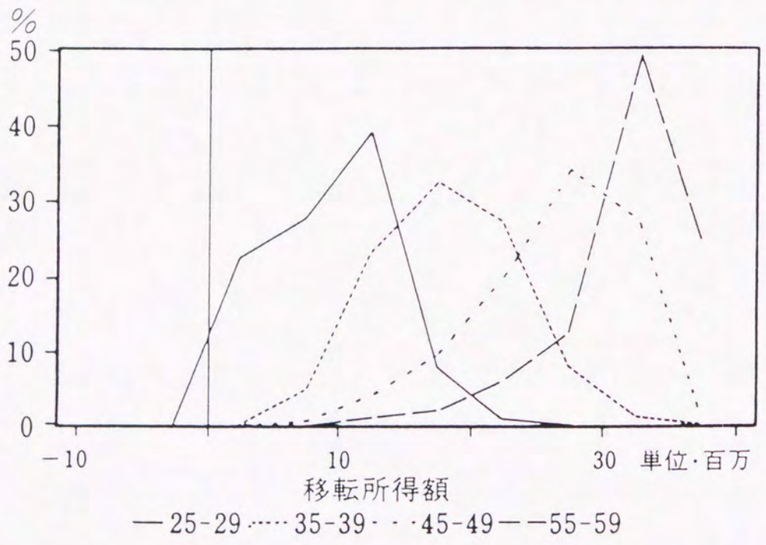


図　7－3　移転所得額の年齢別分布
厚生年金世帯

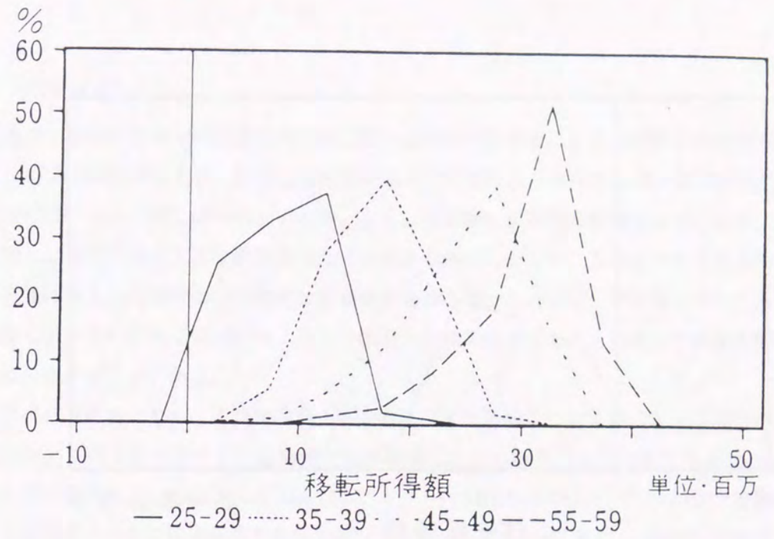


図　7－4　移転所得額の年齢別分布
共済年金世帯

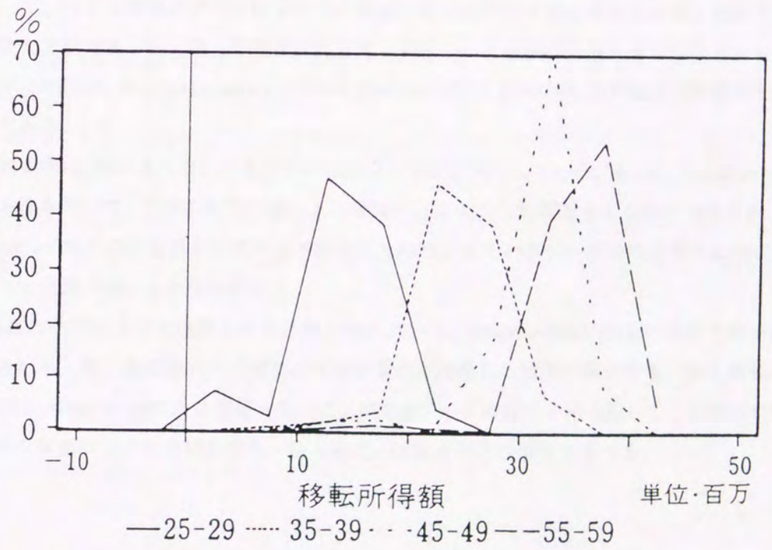
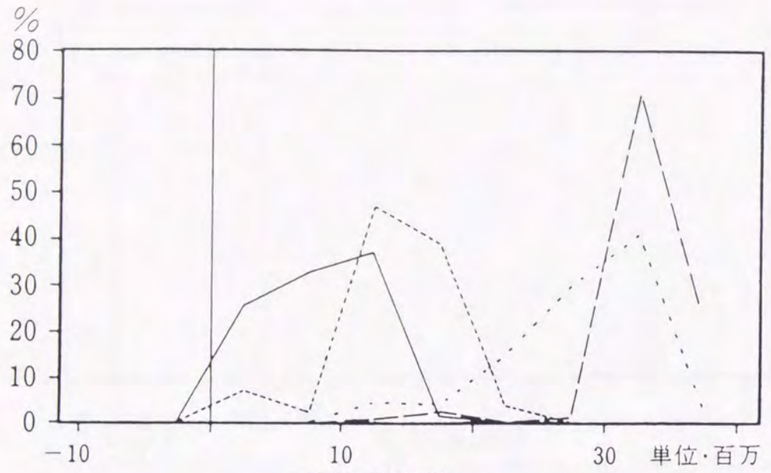


図　7－5　移転所得額の年齢別分布
厚生年金と共済年金世帯の比較



第８章　人口構成の変化と住宅市場

1　はじめに

土地や住宅の価格や供給量の長期的な動向を分析する場合に、人口要因の考慮は不可欠である。出生率の低下により、将来住宅需要が低下するために、将来の土地・住宅価格が低下するのではないかとしばしばいわれている。もし、年齢別に住宅需要が異なっていれば、人口構成の変化は住宅市場に大きな影響を与えると考えられる。しかし、日本における人口高齢化が住宅市場に与える影響について厳密な計量分析をおこなった研究は、現在までのところほとんど存在していない。本稿の目的は、日本の住宅・土地市場に与える人口構成の影響を計量経済学的に分析することにある。

アメリカにおいても、人口要因が住宅市場に与える影響について最近大きな関心が寄せられている。このことに関する計量経済学的な研究でもっとも注目をあつめたものは Mankiw と Weil の研究である。Mankiw と Weil は、アメリカにおいてベビーブーマーが住宅市場に参加したことがアメリカの住宅価格の高騰を招いたこと、そして 1987 年から 2007 年にかけて住宅価格が 47%低下する可能性があるという予測をした論文を 1989 年の Regional Sience and Urban Economics 誌に発表した。彼らの論文は、アメリカのテキサスにおける住宅ブームとニューイングランドにおける住宅価格の下落の直後に発表されたため、経済学者以外からも多大な注目をあびた。彼らの研究は第２節で詳しく触れるように、クロスセクションの個票データから年齢別の住宅需要を推定し、それを集計することによりマクロの人口要因による住宅需要変数を作成して、マクロ時系列データにより人口構成の変化が住宅市場に与える影響を分析するという斬新な方法であった。彼らの研究に対して、寄せられた批判は計量経済学的なものを含めて多数あったので、Regional Sience and Urban Economics 誌は 1991 年に批判論文の特集号を出したほどである。

本研究は、次のようなことを明らかにすることを目的としている。第１に、Mankiw=Weil(1989)の方法を用いて、日本の住宅市場に人口要因がどのような影響を与えるかを分析する。第２に、Mankiw=Weil の計量経済学的手法で問題点と指摘されているデータの非定常性について考慮を払った推計方法により分析を行う。

本稿はつぎのように展開される。第２節において、Mankiw=Weil(1989)の推計方法が詳しく紹介される。第３節において、彼らの手法を日本に適用した結果を紹介する。第４節において、Mankiw=Weil(1989)の人口指標をもとに、非定常データの推計手法を用いて、短期的な調整と長期的な関係に分けて分析を行う。第５節で、結論と今後の課題を述べる。

2　マンキュー＝ワイル・モデル

本章においては、アメリカにおいて人口要因が住宅市場に与える影響を分析したもののうち最も頻繁に引用される Maniw=Weil(1989)のモデル（以下では MW モデル）を紹介する。MW モデルの特徴は、クロスセクションの個票データとマクロデータを組み合わせて分析を行っているところにある。

MW モデルは 2 段階にわけて住宅需要関数を推定する。まず、第 1 段階においては、世帯あたりの住宅需要が、各世帯人員の年齢固有の住宅需要量の合計として近似できるという仮定にもとづいて推計される。したがって、第 j 世帯のの住宅需要（H_j）は、

$$H_j = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \, dum_{ij} \qquad (1)$$

で表される。ただし、α_i は i 歳の世帯員の住宅需要量であり、dum_{ij} は、第 j 世帯における i 歳の世帯員の人数である。α_i を推定するために、MW は 1970 年のアメリカにおけるセンサスデータの 1000 分の 1 抽出率データを用いた。彼らの用いたサンプル数は 53,518 世帯に関するものである。また、H_j として持家世帯についてはその住宅価値を、借家世帯については月次家賃を 100 倍したものを用いている。

第 2 段階で、各世帯の住宅需要から経済全体の住宅需要が導出される。具体的には、t 年における集計的な人口要因による住宅需要（D_t)は、

$$D_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i N_{it} \qquad (2)$$

で求められる。ただし、N_{it} は t 年における i 歳の総人口である。ここで、α_i は時間を通じて安定的であるという重要な仮定が置かれていることに注意する必要がある。この D_t を **MW 需要指標**と呼ぶことにする。

この MW 需要指標を他の需要に与える変数に加えて、これらが住宅市場の価格と数量に与える影響を次のような式を推計することによって分析する。まず、住宅資産の量（Q_t)については、

$$\ln(Q_t) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln(D_t) + \beta_3 uc_t + \beta_4 \ln(Y_t) \qquad (3)$$

を推定する。ただし、uc_t は持家の資本コストであり、Y_t は実質ＧＮＰである。つぎに、住宅価格（P_t)については、

$$\ln(P_t) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln(D_t) + \beta_3 uc_t + \beta_4 \ln(Y_t) \qquad (4)$$

を推定する。もし、長期的な住宅供給の価格弾力性が相対的に大きければ、(3)式の住宅資産ストック式においては MW 需要指標の係数は大きな値をとる。一方、住宅供給が価格に対して非弾力的であれば、(4)式の住宅価格の推定式においてMW需要指標の係数は大きなものになる。

Mankiw=Weil(1989)による(3)、(4)式の推計結果は、表８－１に示されている。推計手法としては 1 次の系列相関を考慮してコックラン・オーカット法が採用されている。この結果から分かるように、MW 需要指標は住宅ストックには有意な影響を与えないが、住宅価格には有意にプラスの影響を与えている。この住宅価格の推計結果と MW 需要指標の将来予測値によれば、1987 年から 2007 年にかけて 47%住宅価格が下落することが予測されるのである。もちろん、彼らは、過去のデータを用いた推計によって、将来を予測することの危険性を指摘してはいるが、同時に下落率が非常に大きくなることを強調している。

MW モデルの衝撃的な予測をめぐって多くの批判が寄せられ、それが 1991 年の Regional Sience and Urban Economics 誌でまとめられている。批判は主に次の 4 つに分けられる[1]。

(i) 長期の住宅供給は価格弾力的である。したがって、人口構成による需要の低下があっても、それは住宅供給の減少によって調整され、価格には影響を与えない。

(ii)住宅市場は効率的であるため、人口変動による住宅需要の変動が現在予測された時点で住宅価格は変動するため、その年の MW 需要指標だけがその年の住宅価格に影響を与えることはない。

(iii)MW の推計結果が示している誤差項の系列相関やデータの非定常性を十分に検討する必要がある。

(iv)MW モデルを人口変動が非常によく似たカナダのデータを用いて推計すると、MW 需要指数と住宅価格との間に相関が見られない（Engelhardt = Poterba (1991)（以下では EP））。

本研究においては、次節で（iv）の立場からの検討を日本のデータを用いて分析し、第 4 節において主に（iii）の立場からデータの非定常性に注意を払った分析を行う。また、そこでは(i),(ii)の批判点も解決される。

3　人口変化と住宅市場：日本のケース

3－1　MW 需要指標の推計

[1] Woodward(1991)による

本節ではMW需要指標を日本のデータに基づいて推定する。まず、第1段階として1984年の『全国消費実態調査』を用いて、(1)式を推計することにより、年齢別住宅需要を求める。使用したサンプルは総サンプルの51,039のうち、推計に必要なデータが得られる47,171世帯である。1984年の『全国消費実態調査』においては建物や土地などの住宅資産価額は直接調査されていないため、高山他(1989)で用いられた方法で推計した住宅資産額を用いた。

1991年におけるアメリカの家計の持家の建物に関する住宅資産の合計は3兆7,9億ドルであり、家計の土地資産保有額は2兆7,520億ドルである[2]。これに対し、同じ年の日本における家計の住宅の建物資産額は236兆7,906億円であり、宅地保有額は1,375兆7,494億円である[3]。日本においては総住宅資産に占める土地の重要性は非常に大きいところに両国の差がある。

(1)式のα_i推計結果は、図８－１に示されている。それぞれ実線は日本の住宅需要、点線はMWによるアメリカの年齢別住宅需要を示している。ただし、いずれのグラフも45歳の住宅需要量で基準化されている。

図８－１によって日米の間に3つの大きな違いが指摘できる。まず、アメリカにおいては２０代、３０代に急激に住宅需要が増大するが、日本では、年齢とともにゆっくりと増加していく。第2に、日本においては50歳以降急激に住宅需要が低下するのに対し、アメリカでは４０歳前後でピークになった後ゆっくりとした低下しか観察できない。第3に、日本では２０歳前後で住宅需要の山が見られるが、アメリカでは観察されない。

日本の住宅需要が高齢期に大きくなることは、住宅市場の不完全性の大きさを反映している可能性がある。すなわち、借家市場が発達していないことと頭金の比率が高いことから、退職金の受取時期に１戸建ての持家を購入することが多いことを反映している可能性がある。また、高齢者の土地取得時期が早かったためより大きなキャピタルゲインを受けた結果である可能性がある。次に、相続税における土地資産の税制上の優遇措置を考慮しているため資産保有のとしての側面が大きいことを反映しているかも知れない。さらに、趣味や健康上の理由により、マンションよりも庭のある一戸建ての家を選好する結果かも知れない。

６５歳以上の年齢層で住宅需要が急激に低下する理由として、戦争による生涯所得の低下が考えられる。これについては、後で1989年データとプールして、戦前生まれであるということをコントロールした推計も行う。

次に第2段階として(1)式の推定結果を用いて、MW需要指標の時系列データを作成する。年齢階級別人口のデータとして、総務庁統計局『人口推計資料』の各年版を用いた。また、将来のMW需要指標については、厚生省人口問題研究所編『日本の将来推計人口－平成4年9月推計』の中位推計を用いて2025年まで作成した。住宅需要のピークは2011年となりその後低下していくことがわかる。(図８－２)

[2] 連邦準備制度の貸借対照表による。
[3] 経済企画庁『国民経済計算年報』による。

３－２　MWモデルの推定結果

本節では、3-1で推定されたMW需要指数をもとに人口要因が住宅市場に与える影響を推定する。

住宅資産に関する推定結果が表８－２に示されている。MWのアメリカにおける研究、EPのカナダにおける研究と比較するために定式化および推計手法は全く同じものを採用している。推定のサンプル期間は1957年から1991年である。MW需要指標は住宅ストックにはプラスの影響を与えるが、住宅価格には有意でないかマイナスの影響をもつ。

Mankiw=Weil(1989)はアメリカにおいてはMW需要指標は住宅ストックには影響を与えないが、住宅価格にはプラスの影響を与えるという結果を示した。日本の結果は、彼らの結果とは全く逆であり、MW需要指標は住宅ストックには影響を与えるが、住宅価格には影響を与えないということを示してる。このうち、住宅価格に関する結果は、Engelhardt=Poterba(1991)のカナダにおける結果と同じである。

以上の推定結果は、住宅市場は価格に対して弾力的であることを意味している。したがって、MWの方法では、日本においては人口構成の変化は住宅ストックの量のみに影響を与えて、住宅価格には影響を与えないということになる。

しかしながら、この推定にはMW論文に対する様々な批判がそのままあてはまる。とくに、モデルの推定で誤差項に強い系列相関が見られることは、データが非定常である可能性がある(Holland(1991))。次節では、このデータの非定常性について厳密な検定を行い。非定常性を考慮した推計を行う。

４　誤差修正モデルによる推定

第3節における分析で、人口構成が住宅市場に与える影響について、Mankiw=Weil(1989)の枠組みを用いて分析した。その結果、人口要因は住宅供給に影響を与えるが価格には影響を与えないことが示された。これは、住宅市場においては住宅供給の価格弾力性が大きいことを示している。しかしながら、推計においてはデータの定常性を仮定していたが、高い系列相関の存在は、データの非定常性の可能性を示している。非定常性が存在する場合に、定常性を仮定した推定を行うと、見せかけの相関が示される可能性がある。したがって、非定常性に関して厳密な検定を行ったのち、もし、データの非定常性を棄却できない場合にはそれを考慮したモデルによって推定する必要がある。具体的には、非定常な系列同士の間に長期的に安定的な関係（共和分関係）が存在するかどうかを検定することが必要である。もし、非定常なデータ同士に共和分関係が存在すれば、短期の住宅市場の数量や価格の変動は、この長期的な関係からの乖

離を修正するように変動していると考えたモデル（誤差修正モデル）を推定することが必要になる。

本節では、まず 4-1 で住宅ストック、住宅価格、MW 需要指標についてデータの定常性について単位根検定を用いて検討する。4-2 で、共和分ベクトルからの乖離を誤差修正項として説明変数に加えて、住宅価格の変動を説明するモデルを推定する。

４－１　住宅市場に関するデータの定常性のテスト

本節においては、MW の住宅需要指標、住宅価格、住宅ストックの各変数が定常性を満たしているかを検定する。使用するデータは第 2 節で用いたものと同じである。データの記述統計量が表８－３にまとめられている。

検定の方法は標準的な単位根の検定手法である DF テストと ADF テストを用いる。ADF テストは、つぎの(4-1）式を推定することにより、$\rho = 1$という帰無仮説を検定を行うものである。

$$X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \sum {}_n b_n \Delta X_{t-n} + ct + e_t, n = 1,\ldots,k \qquad (5)$$

ただし、X は検定される変数であり、Δ は一階の階差を示し、t はタイムトレンド、e は誤差項を示す。ΔX の項を含む場合には DF テストと呼ばれ、ΔX の項を含まない場合は ADF テストとして、ADF(k)テストと表記する。$\Delta \ln(D)$の場合にはデータが非定常（単位根をもつ変数）であることを意味する。したがって$\rho = 1$の帰無仮説が棄却できない場合には、データの非定常性があるという仮説を棄却できないことになる[4]。

DF および ADF(1)の検定結果は表８－４にまとめられている。この結果は、MW 需要指標、住宅ストック、住宅価格のいずれのデータについても 5%の有意水準のもとでは単位根の存在が棄却できないことを示している。したがって、第 3 章での推定が見せかけの相関を示している可能性がある。

４－２　共和分のテスト

４－１で、住宅市場に関するデータが単位根をもつという仮説が棄却できなかった。したがって、計量モデルを推計する際には、変数のレベルに関するデータを用いると見せかけの相関がみられる可能性がある。この場合には、階差をとって定常化したデータを用いて推定を行う必要がある。さらに、複数の非定常系列が存在する場合、それぞれの系列が全く独立に変動しているのか、それとも長期的なトレンドをもって変動しているのかは重要な問題である。非定

[4] 本章を通じて、ADF タイプのテストの臨界値は MacKinnon(1991)を用いる。

常な変数が複数存在する場合に、非定常な変数同士の線形結合が定常な変数になれば、その変数は共和分関係のある系列であるという。もし、住宅需要と住宅ストックの間の線形結合に定常になるものが存在すれば、住宅ストックと住宅需要に共和分関係があることになる。また、定常となる住宅需要と住宅価格の線形結合が存在するならば、住宅価格と住宅需要に共和分関係があることになる。一般に、非定常な系列共和分関係がある場合に共和分関係を示す線形結合を、長期的な均衡関係と解釈することができる。すなわち、調整費用等の存在のために短期的には長期的な関係から乖離することはあっても、調整が終了した時点では共和分ベクトルが示す線形関係が成り立つことを意味する。

いま、長期的な住宅供給関数と、住宅需要関数がつぎの(6)式と(7)式で表されるとする。

$$H^s = a + bP, \qquad b>0 \qquad (6)$$

$$H^D = c - dP + D \qquad d>0 \qquad (7)$$

ただし、H は住宅ストックの対数であり、P は住宅価格の外生的シフト（ここでは MW 需要指標の対数）である。この 2 式から、P と H の誘導形は

$$P=(c-a)/(b+d)+(1/(b+d))D \qquad (8)$$

$$H=(ad+bc)/(b+d)+(b/(b+d))D \qquad (9)$$

で表される。したがって、長期的な均衡状態を示す(8)式と(9)式の２つの共和分ベクトルが存在するはずである。ただし、需要の価格弾力性 d と供給の価格弾力性 b が十分に大きければ、(8)式における D の係数は小さな値になり、(9)式における D の係数は大きくなる。(b+d)の値が非常に大きければ、(8)式の D の係数はゼロに近くなり、共和分ベクトルは(9)式だけになる可能性もある。

次にエングル＝グレンジャーの手法に従い、共和分のテストを行う。共和分ベクトルとして、(8)式と(9)式を推定した結果は次の通りである。

$$\ln(D) = \underset{(1005.79)^{**}}{13.18} + \underset{(17.60)^{**}}{0.260}\ln(P) \qquad \bar{R}^2 = 0.895,\ DW = 0.087 \qquad (10)$$

$$\ln(D) = \underset{(11.599)^{**}}{7.372} + \underset{(8.91)^{**}}{0.409}\ln(Q) \qquad \bar{R}^2 = 0.685,\ DW = 0.109 \qquad (11)$$

推定された長期的関係を示すベクトルが共和分関係を示しているか否かは、(10)式と(11)式の残差が単位根を持つかどうかを検定すればよい。検定結果は表８－５に示してある。まず、(10)式の住宅需要と住宅価格については、残差が単位根を持つという仮説を棄却できない。すなわ

ち、住宅需要と住宅価格については長期的に安定的な関係が存在するとはいえない。これに対し、住宅需要と住宅ストックについては、共和分関係にあることになる。すなわち、住宅需要と住宅ストックの間には長期的に安定的な関係が存在することを示している。

住宅需要指標と住宅ストックに共和分関係がみられ、住宅需要指標と住宅価格に共和分関係がみられないことは、長期の住宅供給の価格弾力性が非常に大きいことを意味している。

４－３　誤差修正モデル

長期の住宅供給の価格弾力性が非常に大きいことが、共和分のテストの結果わかった。しかし、短期の住宅供給の価格弾力性は比較的小さいと考えられる。この場合には、住宅需要の変動は短期的には、住宅価格の変動を引き起こすことが予想される。本節では、住宅投資に調整費用が存在することを考慮して、短期的な住宅価格の変動を説明するために次のような誤差修正モデルを推定した。なお、誤差修正項（EC）には前節で推計された (11)式の残差を用いている。

$$\Delta \ln(P_t) = \underset{(2.13)^{*}}{1.431}\Delta \ln(D_{t-1}) + \underset{(3.46)^{**}}{0.313}\Delta \ln(Q_{t-1}) + \underset{(4.68)^{**}}{0.572}\Delta \ln(P_{t-1}) - \underset{(3.84)^{**}}{0.329}EC_{t-1}$$

$$R^2=0.73,\ DW=1.66 \qquad (12)$$

$$EC_t = \ln(D_t) - 7.372 - 0.409\ln(Q_t) \qquad (13)$$

$$\Delta \ln(Q_t) = \underset{(1.84)}{2.175}\Delta \ln(D_{t-1}) + \underset{(0.87)}{0.139}\Delta \ln(Q_{t-1}) - \underset{(-1.66)}{0.356}\Delta \ln(P_{t-1}) + \underset{(2.18)^{*}}{0.327}EC_{t-1}$$

$$R2=0.42,\quad DW=1.59 \qquad (14)$$

推定結果は理論モデルと整合的である。まず、(12)式より、前年における住宅需要の上昇は、今期の住宅価格を引き上げる。また、長期的な均衡状態からの乖離を修正するように価格が変動することを示している。さらに、(14)式においては誤差修正項の係数だけが有意にプラスとして推定されている。

(12)式のパフォーマンスを内挿シミュレーションによって検討してみよう。図８－３は内挿シミュレーションの結果を示している。非常に単純なモデルにも関らず住宅価格の変動を非常にうまく説明しているといえよう。１９７３年の住宅価格の急騰と１９７５年における急落、１９８０年代後半における住宅価格の高騰を非常によく説明している。

この誤差修正モデルの推定結果を図８－４を用いて説明してみよう。図８－４には住宅需要曲線と住宅供給曲線が描かれている。住宅供給曲線は短期的には価格に対して弾力的ではないが、長期的には非常に弾力的であるとする。いま、ベビーブーム世代が住宅需要年齢にさしかかり、住宅需要がＤ１からＤ２にシフトしたとする。このとき、短期的には均衡点はＡ点からＢ点に移動する。すなわち、住宅価格は上昇し、住宅ストックも増加する。このことは、(12)式において一期前の住宅需要の増加率および住宅ストックの増加率が今期の住宅価格の上昇率にプラスの影響を与えること、(14)式において一期前の住宅需要の増加率が今期の住宅ストックの上昇率にプラスの影響を与えることと対応している。しかし、住宅供給曲線は長期的には価格弾力的であるからＢ点は長期均衡の点であるＣ点に比べると価格は高すぎ、住宅ストックは少なすぎる点である。したがって、短期的均衡点であるＢ点から長期的均衡点であるＣ点への調整過程では住宅価格の下落と住宅ストックの増加がおきる。この住宅価格の下落を表しているのが (12)式における誤差修正項の係数であり、理論的に整合的なマイナスの値をとっている。また、(14)式における誤差修正項の係数がプラスであることもこの簡単な理論モデルと整合的であることが理解できる。

また、(12)式において住宅価格の上昇率が系列相関をもつことが示されているが、これは住宅市場が効率的であるという仮説を棄却することにもなっている。もし、住宅市場が効率的であるならば、今期の住宅需要の変動はそれが予測されなかった場合にのみ影響を与えるはずである。その場合に、合理的な予測が行われているならば、住宅価格の変動は系列相関をもたないことになる。住宅市場の効率性を阻害している要因としては、住宅の取り引きコストが無視できないことや、家計が流動性制約にあるといった要因が考えられよう[5]。

４－４　年齢別住宅需要の安定性と世代効果

（１）年齢別住宅需要の安定性

本研究においては、年齢別住宅需要は時間を通じて安定的であるということを家庭していた。この点については、1989 年データを用いて推定を行って安定性を確認してみよう。図８－５に 1994 年データと 1989 年データの年齢別住宅需要に関する推定結果の比較を示した。1989 年の推定結果の方が年齢別の変動が大きいこと、高齢期の住宅需要の低下が観察されないという違いはあるが、全般的な特徴はよく似ている。1989 年データがいわゆるバブル期のデータで住宅価格の変動が激しすぎたため、住宅需要がその変動についていっていない可能性があることがこの理由かもしれない。

（２）世代効果の調整

1989 年データと 1984 年データをプールし、1921 年以前に生まれた世代について、10 年単位の世代ダミーを、年齢別住宅需要関数の推定において加えた。

$$Hj=\sum \alpha_i dum_{ij} + \sum \beta_k cohort_{kj} + \gamma dum_{1989} \qquad (15)$$

[5] 住宅市場の効率性を検証した例としては西村（1991）、伊藤・広野（1992）があげられる。

結果は、図８－６に示されているが、６５歳以上で住宅需要が上昇し続ける点が異なる。しかし、６０歳以下のプロファイルには大きな影響はない。全ての計算をやりなおしても、ほとんど影響を受けなかった。図８－２に世代効果を考慮した場合のMW需要指標の増加率を示している。これをみると、過去においては、世代効果を考慮した場合とそうでない場合とで大きな差はない。しかしながら、将来人口構成が高齢化した場合においては、両者の推定結果は大きく異なることに注意すべきである。

５　むすび

本論文では、人口構成の変化が住宅市場にどのような影響を与えるかを実証的に分析した。まず、Mankiw と Weil が開発した人口要因による住宅需要指標を、日本のマイクロデータを用いて推定し、住宅ストックと住宅価格に与える影響を分析した。その結果、人口要因は住宅ストックには影響を与えるが、住宅価格には影響を与えないことが示された。

次に、データの非定常性に関するテストを行い、それを考慮したモデルである誤差修正モデルを推定した。その結果、人口要因は短期的には住宅価格に大きな影響を与えることが示された。しかし、住宅供給が長期的に価格に対して弾力的であるため、住宅価格の上昇は一時的であり、人口のショックは長期的には住宅ストックの変動で吸収されてしまうことが誤差修正モデルの推定結果から明らかになった。すなわち、住宅価格の変動は短期的には人口要因の変動を大きく受けるが、長期的には住宅供給が価格に弾力的に行われるために住宅価格はもとの水準にもどってしまう。

本稿の分析の注意事項としていくつかの点を指摘しておこう。第１に、本稿での結果は住宅市場に影響を与える変数として人口要因のみを取り上げた、短期的な住宅市場に与える変数には、家計の所得変動、住宅の資本コストといったものが考えられる。こうした他の要因の影響を考慮することも必要である。第２に、本稿の分析はあくまで日本全体の集計されたデータをもとにした分析である。地域的な住宅市場をもとにした分析を行ってより、正確に人口要因の分析を行う必要がある。

＜参考文献＞

Engelhardt, Gary V. and James M. Poterba (1991) "House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence," Regional Science and Urban Economics 21, 539-546.

Engle,Robert F. and Clive W.J.Granger (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," Econometrica, 55, 251-276.

Hamilton, Bruce W. (1991) "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market: A Second Look," Regional Sience and Urban Economics 21, 547-552.

Hendershott, Patric H. (1991) "Are Real House Prices Likely to Decline by 47 Percent," Regional Sience and Urban Economics 21, No.4, Dec., 553-563.

Holland, A. Steven (1991) "The Baby Boom and the Housing Market: Another Look at the Evidence," Regional Sience and Urban Economics 21, 565-571.

伊藤隆敏・広野桂子(1992)「住宅市場の効率性：ミクロデータによる計測」『金融研究』

Johansen, Sren. (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," Econometrica, 59, 1551-1580.

小島俊郎(1995)「住宅需要の長期推計：2010年の住宅需要」、『住宅土地経済』、No.18、19-27.

MacKinnon, James G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," in R.F.Engle andC.W. J.Granger eds. Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press, 267-276.

Mankiw, N. Gregory and David N. Weil (1989) "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market," Regional Science and Urban Economics 19, 235-258.

Mankiw, N. Gregory and David N. Weil (1991) "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market: A Reply to Our Critics," Regional Science and Urban Economics 21, No.4, Dec., 573-579.

McAleer, Michael (1987) "Specification Tests for Separate Models, A survey, " in M.L. King and D.E.A. Giles eds. Specification Analysis in the linear Model, Routledge and Kagan Paul.

西村清彦(1991)「日本の土地市場は効率的か」『住宅土地経済』、No２、２－９

Ohtake, Fumio and Mototsugu Shintani (1996) "The Effect of Demographics on the Japanese Housing Market," Regional Science and Urban Economics, forthcoming.

Osterwald-Lenum, Michael (1992) "A Note with Quantiles of the Asymptotic Disribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 461-472.

高山編(1992)『ストックエコノミー』、東洋経済出版社。

高山憲之、舟岡史雄、大竹文雄、関口昌彦、渋谷時幸(1989)「日本の家計資産と貯蓄率」『経済分析』、第１１６号、経済企画庁経済研究所。

Woodward, Susan E. (1991) "Economists' Predudices: Why the Mankiw-Weil Story is not Credible," Regional Science and Urban Economics 21, 531-537.

表８－１　人口要因が住宅供給と住宅価格に与える影響

アメリカのケース: 1947-1987

	ln(QH)	ln(QH)	ln(PH)	ln(PH)
定数項	8.01	4.99	-63.1**	-73.4**
	(1.02)	(0.69)	(-6.85)	(9.29)
トレンド	0.0095	-0.0006	-0.065 **	-0.081**
	(0.26)	(-0.138)	(-6.5)	(9.00)
ln(MW需要指標)	0.01	0.182	4.65**	5.29 **
	(0.015)	(0.317)	(6.84)	(9.45)
資本コスト		-0.00003		-0.0035
		(-0.041)		(-1.67)
ln（ＧＮＰ）		0.149**		0.234*
		(4.027)		(2.41)
ρ	0.971**	0.976**	0.77 **	0.69 **
	(27.7)	(28.7)	(7.55)	(6.33)
Ｒ２	0.99	0.99	0.95	0.95
DW	1.28	1.13	1.29	1.49
SE	0.01	0.01	0.02	0.01

注）　*は 5%で有意、**は 1%で有意であることを示す。

出所）Mankiw and Weil (1989) Table 1 および Table 2.　括弧内は t 値。

表８－２　住宅ストックと住宅価格に関する推定結果

	ln(Q)	ln(P)
定数項	-92.2	30.9
	(46.5)	(38.1)
トレンド	-0.082	0.068
	(0.060)	(0.048)
ln(MW 需要指標)	7.76	-2.48
	(3.65)	(2.98)
ρ	0.86	0.87
	(0.08)	(0.08)
Ｒ２	0.97	0.99
DW	1.46	0.96

注）括弧内は標準誤差

表８－３　データの記述統計量

	平均値	標準偏差	最大値	最小値
$\ln(D)$	13.038	0.19	13.32	12.7
$\ln(Q)$	13.86	0.387	14.64	13.31
$\ln(P)$	-0.564	0.692	0.3	-2.199
$\Delta\ln(D)$	0.017	0.003	0.025	0.011
$\Delta\ln(Q)$	0.019	0.084	0.201	-0.145
$\Delta\ln(P)$	0.069	0.07	0.236	-0.111

表８－４　単位根のテスト

検定統計量	ln（D）	ln（Q）	ln（P）
ＤＦテスト	0.67	-2.76	-2.57
ＡＤＦ（１）テスト	0.25	-3.24	-2.89

注）1%水準で有意であれば、**を、5%水準で有意であれば、*を示す。いずれも単位根の存在が棄却できない。D は MW 需要指標、Q は住宅ストック、Pは住宅価格を示す。サンプル期間は 1956-1991 である。

表８－５　エングル=グレンジャーの共和分のテスト

検定方法	ＤＦテスト	ＡＤＦ（１）
Ｄ，Ｐ（10式）	－１．３０２	－１．９４１
Ｄ，Ｑ（11式）	－３．５５３＊	－３．２１６＊

注）＊は５%水準で有意であることを示す。

図 8-1　年齢別住宅需要



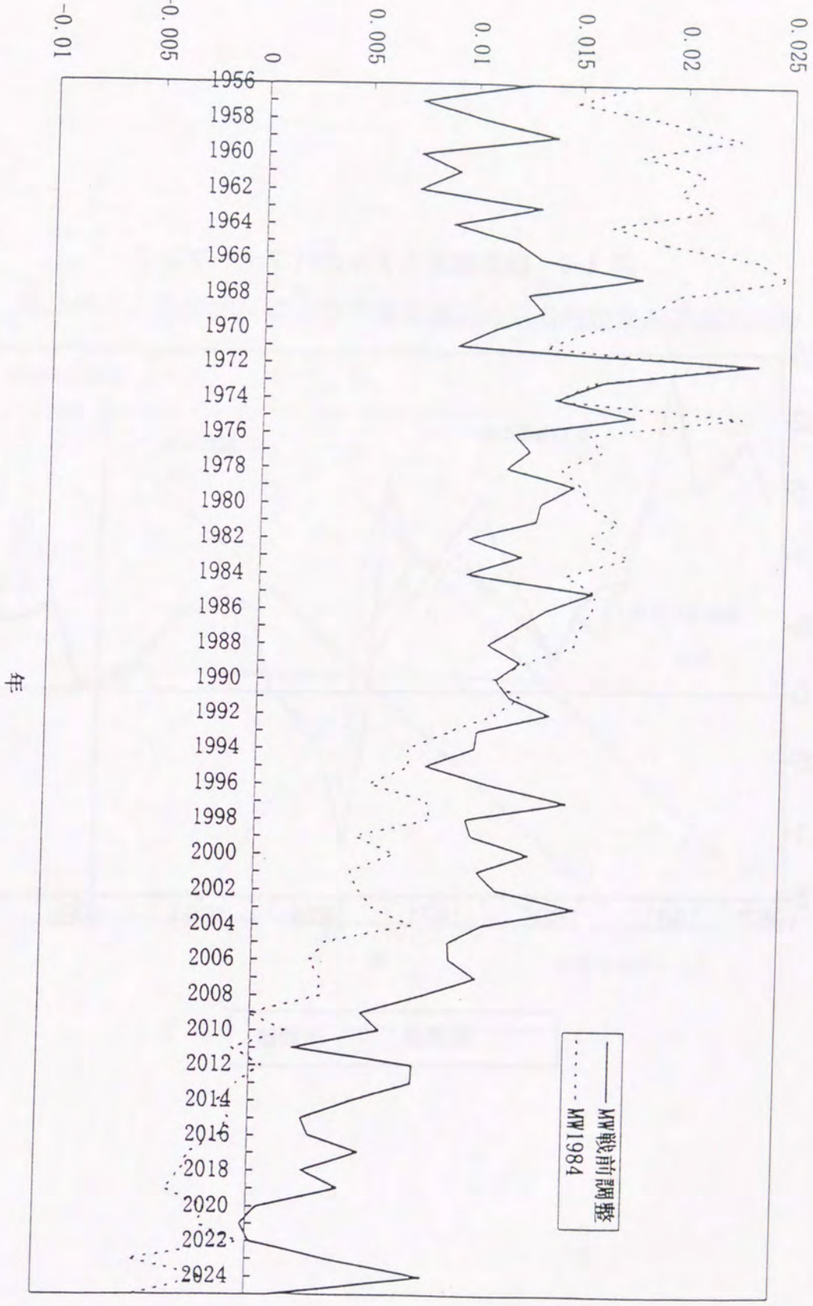


図 8-2　MW需要指標の増加率

図 8-3　誤差修正モデルのパフォーマンス

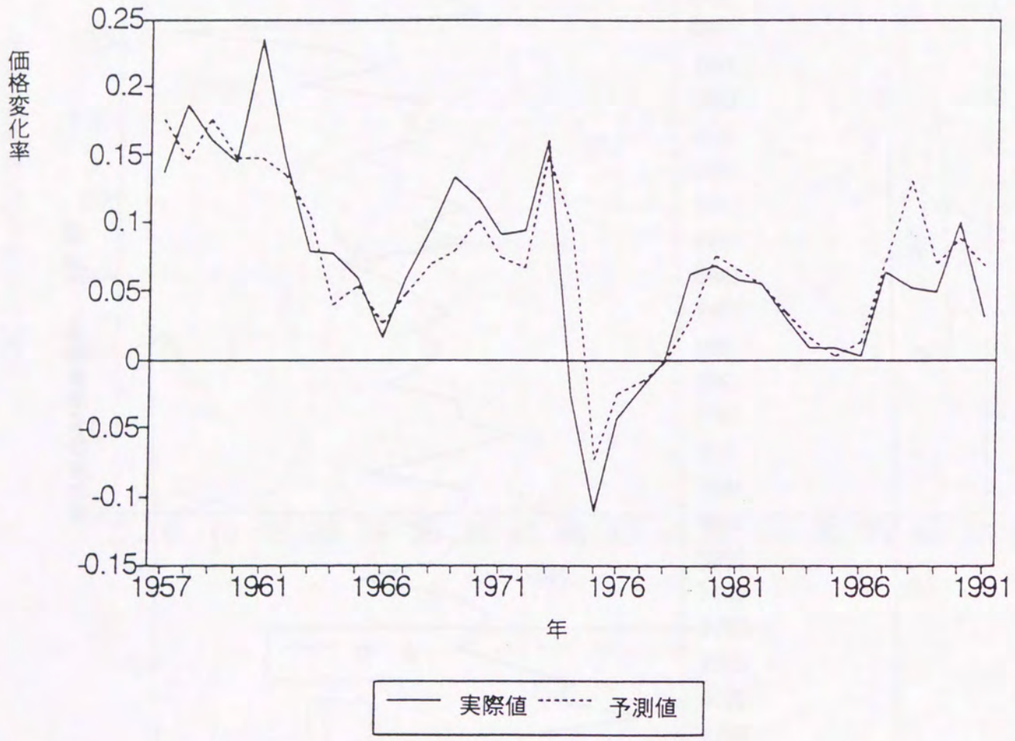


図 8-4　人口要因による住宅需要増加の短期的効果と長期的効果

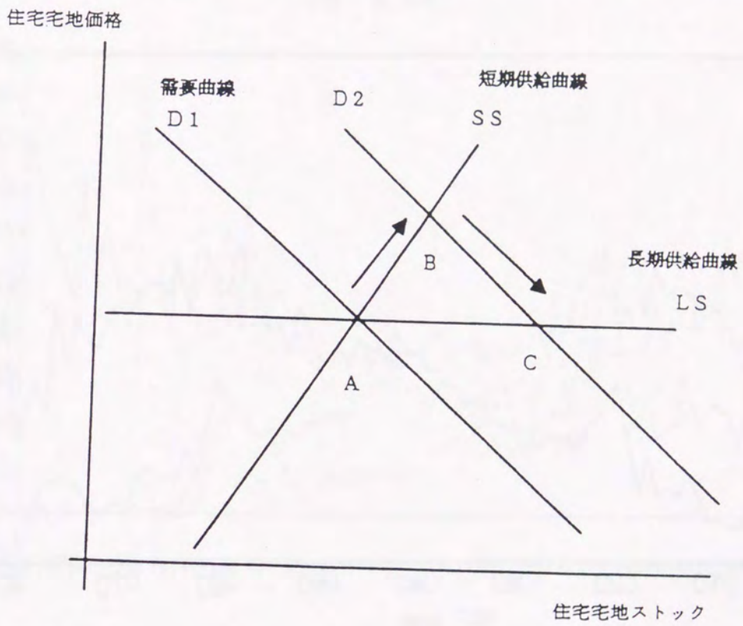


図 8-5　年齢別住宅需要

1984 & 1989

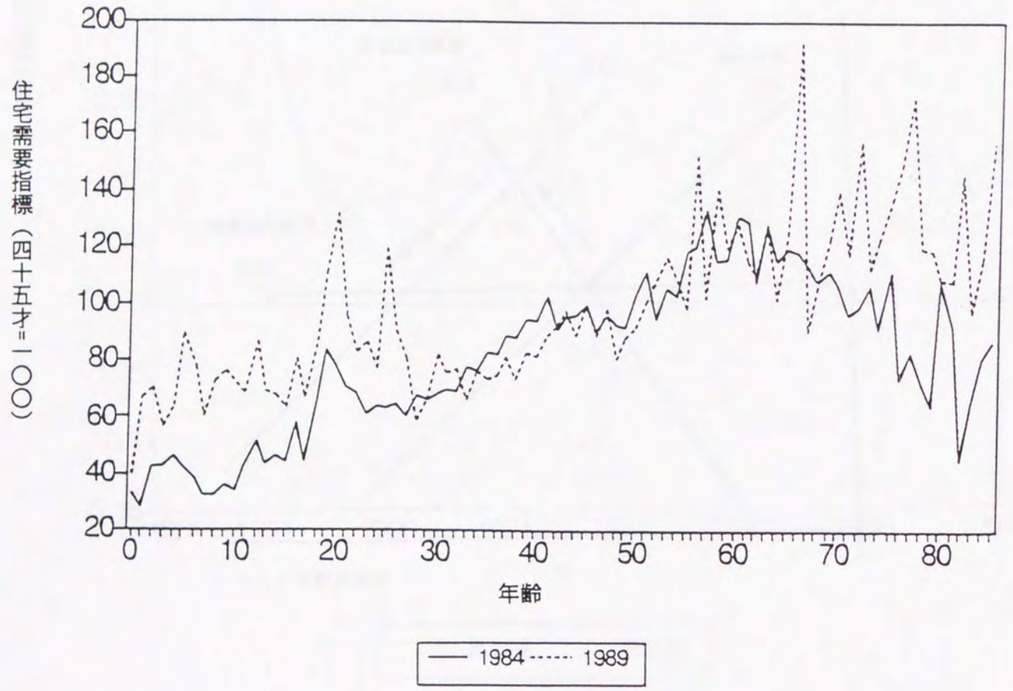


図 8-6　世代効果調整済み年齢別住宅需要

