

2020 年の労働力人口

岩本 康志

京都大学経済研究所

1998 年 7 月

本稿は、「社会保障と 21 世紀の就業」（「経済と社会保障」報告書，医療経済研究機構，所収）を大幅に改稿したものである。一橋大学経済研究所でのセミナー参加者から頂いたコメントは本稿改善に大いに役立った。ここに記して，感謝の意を表したい。

2020 年の労働力人口
(Japan's Labor Force in the Year 2020)

要約

本稿では、労働力人口を予測する研究を展望し、現在から 2020 年までにどれだけの労働力人口の減少が生じうるのか、また就業促進政策によってどれだけの新規就業が生み出されるのかをマクロ経済的視点から数量的に評価する。そのために、行動方程式のパラメータの情報をマイクロデータを用いた実証研究の成果から得て、マクロ経済的問題を分析する手法を採用した。各年齢階層の労働供給行動に変化がないとすると、2020 年までに約 600 万人の労働力の減少が見込まれる。現状の知識で予想される政策効果は、保育所定員の倍増による女性の就業が 30 ～ 60 万人程度、厚生年金の支給開始年齢の 65 歳への引き上げによる男性高齢者の新規就業が約 30 万人と推定される。

1．序論

少子化・高齢化の進展により，21 世紀の初頭には労働力人口が減少に転じることは確実であり，経済への負の影響が生じることが懸念されている。今後，出世率が上昇したとしても，この子供たちが労働力となるのは 20 年以上先のことである。したがって，20 世紀初頭の労働力人口の低下を最小限に食い止めるとすれば，潜在的な労働資源（非労働力人口）を労働力化するしかない。就業選択が個人の自由な意志によるものならば，政府が介入する根拠は乏しく，何かなんでも労働力率を高めるのが望ましいわけではない。しかしながら，現在の労働市場では，雇用慣行や租税・社会保障制度の要因によって，女性と高齢者の就業が阻害されているという問題点が指摘されている。こうした障害を取り除き，就業意欲をもつ非労働力人口を労働市場に迎えることは，大いに意義のあることである。

本稿では，労働力人口を予測する研究を展望し，現在から 2020 年までにどれだけの労働力人口の減少が生じうるのか，また就業促進政策によってどれだけの新規就業が生みだされるのかをマクロ経済的視点から数量的に評価したい。予測時点としてとくに 2020 年が選択されたのは，(1)既存研究が推定結果を報告している年として共通していること¹，(2)これから生まれてくる子供たちがほとんど労働力人口に流入しておらず，正確な予測が困難な今後の出生動向に影響を受けない，(3)出産奨励政策によってはこの時期までの労働力人口を増加させることはできず，政策的対応が非労働力の活用に限定され，議論が明瞭になる，ことが主たる理由である。

就業の選択には，じつに多くの社会的経済的要因が影響を与えることは疑い
いれず，将来の労働力人口の動向を議論するためには，種々の要因に注意深く

¹ 1992 年 9 月推計の『将来推計人口』（厚生省人口問題研究所）が 2025 年までの予測であったため，これを利用した研究は 2025 年までを予測期間としていた。1997 年 1 月推計の『将来推計人口』（国立社会保障・人口問題研究所）は 2050 年まで延長されたことから最近の研究は 10 年ごとに 2050 年までの計数を報告している。

目配りをする必要があることはいうまでもない。しかし，そのような議論は，すでに存在する労働経済学者の手になるすぐれた文献にゆずることにし，本稿では，われわれはどのようにして数量的影響を正確に知ることができるのかを問い，上にのべた設問に対する consensus estimate を追求することを課題としたい。そのために，これまでにある程度の研究が蓄積されている少数の（しかし重要な）経済的要因に関心を限定することにする。

本稿の問題設定は，マクロ計量モデルを用いて，高齢化の進展する 21 世紀はじめの日本経済の姿を描き出した八代・日本経済研究センター(1995)，八代他(1997)の分析の一部を補完するものと考えることができる。これらの研究が集計時系列データを用いて労働力率関数を推定し，将来予測と政策シミュレーションをおこなうという，伝統的なマクロ計量モデルの推定(estimation)手法に立脚しているのに対して，本稿の特色は，行動方程式のパラメータの情報をマイクロデータを用いた実証研究の成果から得て，マクロ経済的問題を分析するという「calibration」の手法を採用しているところにある。行動パラメータを集計データではなく，マイクロデータによって推定することには，(1)もともと理論的基礎は個人レベルの行動方程式として導かれており，集計可能性条件が満たされなければ，集計量では正しく行動方程式を表現できない，(2)通常大量のデータが利用でき，情報量が多い，等の利点がある²。

使用されたデータや推定式の定式化が異なる研究を比較する必要から，本稿では，労働力率の政策変数に対する弾性値を議論の軸としたい。しかし，弾性値を報告している文献はむしろ少数派であり，本稿で示された多くの弾性値と

² 一方，マイクロデータには，(1)わが国では利用可能性が制約されており，再現性が十分確保されない，(2)横断面の変化より時系列での変化がパラメータの識別に重要である場合もあり得る（例えば，完全競争市場ですべての個人が同一の価格に直面していると，価格の影響を横断面のデータで識別することはできない）という欠点もあり，かならずしもマイクロデータの使用があらゆる側面で優位にあるということとはできない。

また，calibration の是非をめぐる議論については，*Journal of Economic Perspective*, Vol. 10, No. 1 のシンポジウム “Computational Experiments in Macroeconomics”を参照されたい。

政策シミュレーションの結果は、文献に報告された情報および別資料を用いて、あらたに計算されたものとなっている（また、弾性値を計算するための情報が得られない文献は、残念ながら割愛された）。

本稿での考察によって、政策効果の推定について、以下のような事実が明らかとなった。第 1 は、集計データによる政策効果の推定値はばらつきが大きく、マイクロデータによる研究でより安定的な推定結果が得られていることである。第 2 は、集計データによるパラメータの推定値の絶対値がマイクロデータによる推定値よりも大きくなっていることである。その結果、マイクロデータによる推定値にもとづくと、就業促進政策の労働力増加効果は小さく推定されることになる³。

本稿の構成は以下の通りである。2 節では、労働力人口の将来予測の方法を整理し、既存の推計結果を展望した上で、政策的対応がない場合の労働力人口の consensus estimate を求める。3 節は、推定の頑健性を議論できるだけの研究の蓄積のある児童福祉政策と女性の就業、公的年金と男性高齢者の就業の関係について推定の頑健性を議論して、政策シミュレーションをおこなう。4 節では、2020 年の労働力人口をめぐる数量的議論を要約する。

³ 集計時系列データとマイクロデータによる推定値を比較した研究としては、Shimada and Higuchi(1985)が、女性の労働供給の賃金・所得弾性値を比較して、集計時系列データによる推定値の絶対値が大きいことを報告している。

2．労働力人口の推移

2.1 機械的予測

これまでの研究における労働力人口の将来予測は、「階層別アプローチ」と呼ぶことのできる、共通した枠組みのもとにまとめることができる。これは、総人口を年齢やその他の属性による階層に分割して、各階層の人口と労働力率を推計し、それを集計するという方法である。

mを男性，fを女性，iを階層の属性を示す指標としよう。Lを労働力人口，Nを総人口， $\ell = L/N$ を階層の労働力率とすると，総労働力人口は，

$$\begin{aligned} L &= \sum_i L_{mi} + \sum_i L_{fi} \\ &= \sum_i \ell_{mi} N_{mi} + \sum_i \ell_{fi} N_{fi} \end{aligned}$$

と各階層の人口と労働力率とに分解される。

まず，もっとも単純な予測方法は ℓ を現状の水準で固定されると想定して、『将来推計人口』によるNの変化をあてはめて，労働力人口を推計することである。1995年の『国勢調査』（総務庁）による男女の5歳刻みの年齢階層別の労働力率を用い，2020年の労働力人口を推定した結果が表1にまとめられている。これによれば，労働力人口は，2000年の6793万人から2020年の6115万人へと，678万人の減少と計算される。

しかし，過去の時系列を見ると，労働力率は決して固定的なものではない。図1は，1973年から97年までの60～64歳男性の労働力率および雇用労働力率を示したものである。労働力率は73年の81.1%から85年の72.5%に低下したあと，97年には74.5%に回復している。雇用労働力率は，85年に38.6%に低下したあと，97年には47.0%に上昇している。日本の男性高齢者の労働力率が先進諸国の水準より高いのは，自営業者比率が高いことに原因があることはすでによく知られているが，この年齢階層の雇用者化がこの10年間で急速に進んでいることがわかる。60歳未満の年齢階層の雇用者化が進んでいることから，今後もこの傾向は続くものと予想される。

図2は、30～34歳の女性の労働力率を示したものである。この階層の労働力率は73年の46.9%から97年の56.2%へと、12.3%ポイントもの伸びを示した。雇用労働力率の伸びは、同時期に24.1%から47.0%へと22.9%ポイントにもなっている。

このことの原因のひとつには、晩婚・非婚化の進展があげられる。少子化社会の進展を予測する『将来推計人口』はさらなる晩婚・非婚化の進展を前提にしておき、機械的計算においても、その事態をおりこむ必要がある。残念ながら『将来推計人口』では既婚・未婚別の人口は公表されていないので、八代他(1997)で推計された2025年の女性の年齢階層別未婚率が2020年にもあてはまると仮定して、15～49歳女性の労働力人口を既婚・未婚の階層にわけて、労働力人口を推計したところ、さきの機械的計算よりも47万人の増加となった。したがって、晩婚・非婚化による女性労働力率の上昇を考慮にいった場合は、労働力人口は2000年から2020年に631万人減少する。

2.2 マクロ計量モデルによる推計

経済環境の変化による労働力率の変動も織り込んだ最近の研究として、雇用政策研究会(1995)、八代・日本経済研究センター(1995)、八代他(1997)がある。これらの研究では ℓ の将来の変動を考慮にいれられるよう、集計時系列データから労働力率関数を推定して、『将来推計人口』から得られるNをもとに将来の労働力人口を推計している⁴。これとは反対に、総合研究開発機構(1998)は、 ℓ は現状のまま固定し、出生力の経済理論を基礎にした行動方程式を集計時系列データによって推計することによりNを求め、労働力人口を推計している。こ

⁴ 正確には、雇用政策研究会(1995)では、男性の26～59歳階層については、現在の傾向値が維持されるものと想定し、女性は年齢を説明変数としてもつ労働供給関数を全年齢層をプールして推定している。八代・日本経済研究センター(1995)では、就業形態を農林自営業・非農林自営業・雇用労働の3階層に分割し、5歳刻みの年齢階層別に将来の労働力率を想定し、労働力人口の予測を試みている。自営業人口についてはコーホート法で労働力人口を推定し、男性中核雇用労働力については、現在の傾向値が維持されるものと想定している。八代他(1997)も類似した手法を用いているが、推定式の定式化が異なっている。

これらの研究と、政府の公式推計ともいえる労働省職業安定局推計(1997 年 6 月)での労働力人口と労働力率をまとめたのが表 2 である。

いずれの研究においても、人口構造の高齢化によって、総人口をはるかに上回る比率で、労働力人口が減少していくことが予測されている。労働省推計(1997 年)では、労働力人口は 2000 年の 6840 万人から 2020 年には 6400 万人と 440 万人の減少(6.4%の減少率)となるとしている。

他の 3 研究は、マクロ計量モデルのなかで行動方程式の内生変数が変動して、労働力人口に影響を与える構造になっている。八代・日本経済研究センター(1995)では、2000 年の 6861 万人から 2020 年の 6175 万人へと 686 万人の減少(10%の減少率)と推計されている⁵。八代他(1997)では、労働力人口の減少はもっと急であり、2000 年の 6609 万人から 5668 万人と 941 万人の減少(14.2%の減少率)となっている。総合研究開発機構(1998)では、労働力人口は 2000 年の 6591 万人から 2020 年の 6117 万人まで、474 万人の減少(7.1%の減少率)と推計されている。

2.3 consensus estimate

2000 年から 2020 年にかけての労働力人口の減少幅は、最小の労働省推計の 440 万人から最大の八代他(1997)の 941 万人までちらばっており、4 研究の平均値は 635 万人、中央値は 580 万人である。先に年齢階層別労働力率を固定した機械的予測 631 万人はこの平均値に近い。労働力率は傾向的に上昇していること、価格調整メカニズムが働くならば、労働供給の減少が賃金を引き上げ、賃金に反応する労働供給を増加させる、という理由より、機械的予測よりも小さい労働力人口減少が実現され则认为るのがもっともらしい。以上の議論から判断すると、その減少幅は 600 万人前後であると考えられる。

⁵ 八代・日本経済研究センター(1995)では、労働力人口の実数は掲載されておらず、表 2-1 に掲載された労働力率と『将来人口推計』(1992 年 9 月)低位推計より筆者が計算した。

3．就業促進政策の帰結

3.1 マクロ計量モデルによる政策シミュレーション

八代・日本経済研究センター(1995)、八代他(1997)では、保育所整備による20～30歳代女性の労働力率の増加、年金改革（支給開始年齢の引き上げ、厚生年金の部分年金の廃止）による60歳代男性の労働力率の増加について政策シミュレーションをおこなった⁶。両者で想定された政策は同一ではないが、その構造は共通するところが多く、両者の比較が可能である。

八代・日本経済研究センター(1995)によれば、政策を実施したケース（「効率化ケース」と呼ばれる）では、25～39歳女性の労働力率は約10%ポイント、男性高齢者（60～69歳）のそれは11～12%ポイント高まるとされ、全体の労働力人口の増加は、191万人と推計される。2000年から2020年にかけての標準ケースでの労働力人口の減少数は686万人であるから、この労働力減少幅の約4分の1を非労働力の利用により相殺するというシナリオであるということが出来る。

八代他(1997)では、「効率化ケース」において、30～44歳女性の労働力率は約17%ポイント、男性高齢者（60～64歳）のそれは約10%ポイント高まるとされている。全体の労働力人口の増加は324万人である。2000年から2020年にかけての標準ケースでの労働力人口の減少数の約3分の1を相殺するシナリオとなっている。

なお、国民の生活水準の維持のためには、労働力人口が低下しないことがか

⁶ 保育所整備・年金改革という限られた政策をとってもその影響は、もう少し広い階層に及ぶことは確実である。例えば、上記研究自らが指摘しているように、年金改革の女性高齢者への影響は考慮に入られていない。政策効果についてのわれわれの知識はまだ不完全なものであり、政策の直接的影響のおよぶ階層に関心を限定することは、現状では十分意味がある戦略であろう。

また、考察する施策を限定するのは、これ以外の施策が重要でないことを意味するのではなく、その効果を確定するに足るだけの実証研究の蓄積がまだ得られていないという理由による。このため、年金と女性高齢者の就業、福祉サービス介護保険と介護者の就業という重要な課題は、本稿でとりあげることは

ならずしも必要なわけではない。総人口は減少するのであるから、同率で労働力人口が低下しても、労働者1人が扶養する国民数には変化がない。すでにのべたように、この期間の人口減少率は2.2%であるから、労働者1人当たり扶養国民数を一定に保つために許容できる労働力人口の減少数は、145万人となる⁷。

これらのマクロ計量モデルによる推定がどの程度正確なものであるのか。つぎに、就業促進政策の効果をより細かく見ていこう。

3.2 育児と女子就業

労働力率の保育所在所率（5歳以下の在所児数 / 5歳以下人口）に対する弾性値の推定結果を、労働力率のM字型の落ち込みの底にあたる30～34歳の既婚女性について見てみると、八代・日本経済研究センター(1995)では0.31、八代他(1997)では1.0となっている⁸。保育所定員増、育児休業制度の充実といった育児支援政策の実施の結果、25～44歳の女性の労働力人口の増加は、前者で104万人、後者で223万人と推定されている⁹。

できなかった。

⁷ さらに、高齢者層は資産保有額の高い年齢階層であるから、人口高齢化は1人当たり資産保有額を増加させ、1人当たり所得に与える影響としては、労働力人口の低下を相殺する効果をもつであろう。すなわち、所得水準を落とさないためには、労働力人口と総人口の比率が若干低下してもかまわないといえる。増加する資産保有額がどの程度労働力減少を相殺するかは、人口構造の変化による資産増加額、労働と資本の代替の弾力性の推定値などに依存している。

⁸ 八代・日本経済研究センター(1995)では、1975年から92年までのデータにより、保育所在所率1%ポイントの増加にともない、雇用労働力率（雇用者 / 人口）が0.64%ポイント高まるという推定結果を得ている。弾性値は、雇用以外の就業には影響がないという前提のもとで1995年の保育所在所率20.56%（保育所在所児数は『社会福祉施設等調査』（厚生省）、人口は『国勢調査』）、雇用労働力率34.69%、労働力率42.54%を用いて筆者が計算した。八代他(1997)では、1975年から96年までのデータにより、保育所在所率1%の上昇が雇用労働力率を1.22%上昇させるという推定結果を得ている。弾性値はやはり雇用以外の就業には影響がないという前提のもとで、筆者が計算した。

本来ならば各推定で使用されたサンプル平均値で評価すべきであるが、いずれの研究でも報告されていないため、1995年の数値をもとにして計算した。

⁹ 両方で想定された政策が同じでないことと、推定式の形状が異なるため、弾性値と労働力人口増加数は比例関係にはない。

弾性値にかわる政策感応度の評価方法としては、保育所定員 1 人の増加に対して、就業者が何人増加するかを考えることができる。就業行動の詳細なモデル分析にいたらなくても、この数値の下限はまったく反応がないとするゼロであると考えられるし、1 人以上の母親の就業が促進されることも考えにくいので、上限は 1 であろう。この指標を各研究の推定結果をもとに計算してまとめたものが表 3 である。八代・日本経済研究センター(1995)では、保育所定員 1 人の増加に対して、30～34 歳の既婚女性の就業者は 0.28 人の増加、八代他(1997)では、0.88 人の増加となる。ただし注意すべきことは、同じ保育所在所率の数値が各年齢階層の既婚女性の労働供給関数の説明変数に使用されているので、保育所定員 1 人増加の政策効果を見るには、すべての年齢階層の反応を合算しなければならない。その計算をおこなうと、八代・日本経済研究センター(1995)では 25～34 歳の既婚女性の就業が 0.5 人増加するが¹⁰、八代他(1997)では、25～44 歳の既婚女性の就業がじつに 4.4 人増加するという結果になる。

都道府県データを用いた横断面分析としては、医療経済研究機構(1996)の研究が存在する。6 歳未満の子供のいる女性の有業率を被説明変数として、保育所在所率¹¹に対する弾性値として 0.35 を得ている。この推定値のもとでは、保育所定員 1 名の増加に対する女性の就業の増加は、0.36 人と計算される¹²。

マイクロデータを使用した研究としては、社会保障の経済分析研究会(1997)、滋野・大日(1998)がある。社会保障の経済分析研究会(1997)は、『国民生活基礎調査』（厚生省）の個票を用いて、保育所定員の充実は女性の就業を促進しない、という結論を導いており、既存の研究ではクロスセクションバイアスが発生しているのではないかと推測している。しかし、社会保障の経済分析研究

¹⁰ 八代・日本経済研究センター(1995)では、35～39 歳既婚女性への影響も考慮されているが、計算の基礎となる労働力率関数が報告されていないので、ここでの集計からは除外した。

¹¹ 論文では保育所整備率と呼ばれているが、本稿では共通の用語として、保育所在所率を用いる。

¹² 論文に報告されている弾性値と 1993 年の保育所在所児数 169 万人、1992 年の 6 歳未満の子供がいる有業の妻 171 万人をもとに、就業者数の増加を弾性値 × 就業者数 / 保育園在り所児数によって、筆者が計算した。

会(1997)が子供のいる世帯のみをサンプルとしていることによる選択バイアスの可能性を除去するため、滋野・大日(1998)は、出産行動の説明式を同時に推定することにより、このバイアスを修正する分析をおこなった。それによると、保育所在所率¹³は6歳未満の子供をもつ女性の就業に正の影響をもち、弾性値は推定式の定式化の違いによって0.12あるいは0.24であると求められた。この弾性値は、時系列あるいは都道府県データによる推計よりもかなり小さい。また、推定式の定式化によって係数はかなり大きく変動しており、頑健性を確かめるための研究が今後も必要であろう。弾性値の範囲を0.12から0.24とすると、保育所定員1人の増加に対する就業者の増加は、0.21人と0.42人が下限と上限になる¹⁴。この推定値をもとにすると、八代・日本経済研究センター(1995)で想定された、保育所定員を2倍にする(1995年の水準で149万人の定員増)政策により、30～60万人程度の子供をもつ女性の新規就業が予想される。

3.3 年金と高齢者就業

表4は、60歳代男子労働力率の年金額に対する弾性値の集計データによる推定値を整理したものである。60～64歳について弾性値は、雇用政策研究会(1995)が-0.00041、八代・日本経済研究センター(1995)が-0.084、八代他(1997)が-0.62とかなりのばらつきがある¹⁵。推定式の形状が異なるので、年金額を6割減少し

¹³ 論文では保育所定員率と呼ばれているが、本稿では共通の用語として、保育所在所率を用いる。

¹⁴ 滋野・大日(1998)の推定に用いられたサンプル数は28,200で、うち就業者は12,260人、6歳未満の子供数は38,399人である。サンプル平均の保育所在所率は18.12%であるので、このサンプルが直面している保育園定員数は6,957人と推計される。就業者数の増加は、これらの数値をもとに、筆者が計算した。

¹⁵ 雇用政策研究会(1995)では、年金額/60～64歳賃金が1だけ上昇すると60～64歳の労働力率を0.00072、年金額/65歳以上賃金を1だけ上昇すると、65～79歳の労働力率を0.00066引き下げるという結果を報告している。年金額と賃金の出所が明記されておらず、単位も明らかでない。本稿では、説明・被説明変数は無名数として取り扱った。弾性値は、1995年の老齢厚生年金新規裁定額206万円(『社会保障統計年報(平成9年度版)』より計算)、60～64歳賃金465万円(『賃金構造基本統計調査』(労働省)のきまって支給する現金給与額を12倍し年間賞与その他特別給与額を加算)、65歳以上賃金392万円、

たときの影響で比較してみると¹⁶，雇用政策研究会(1995)で 60～64 歳労働力率を 0.019%ポイント引き上げ，八代・日本経済研究センター(1995)で 6.1%ポイント引き上げ，八代他(1997)で 29%ポイントの引き上げとなる。年金制度の将来については，現在の制度が予定している厚生年金の支給開始年齢の 65 歳への引き上げ，部分年金の実施が標準ケースで想定されている。

八代・日本経済研究センター(1995)では，支給開始年齢の 67 歳への引き上げ，部分年金の廃止の制度改革によって，60～69 歳男子労働力人口は 83 万人増加するとしている。八代他(1997)は，支給開始年齢の 70 歳への引き上げ，部分年金の廃止によって，101 万人の労働力人口の増加を予測している。

表 5 は，マイクロデータを用いた研究での弾性値の推定結果をまとめたものである。初期の研究では就業・非就業の 2 項選択のモデルが推定されていたが，最近の研究では，わが国で高齢者の自営業比率が高い事実を認識して，雇用者と自営業者の就業形態の違いを考慮にいたした多項選択モデルを推定するようになった。清家(1986)は，異なった調査年とデータを用いて推定値の頑健性を検証し，弾性値は-0.2 から-0.25 の範囲にあるという結果を得ている。高山他(1997)では，自身の多項選択モデルの退職の弾性値を 2 項選択モデルの就業の弾性値の符号を逆にしたものと比較して，後者の方でだいたいの場合高い値が得られると報告している。しかし，これは適切な比較ではなく，正しくは多項選択モデルの就業（のすべての選択肢を合わせたもの）の年金弾性値を計算して比較する必要がある。表 5 には，多項選択モデルを推定した研究について，その弾

60～64 歳の労働力率 78.88%，65～79 歳の労働力率 47.56%をもとに筆者が計算した。

八代・日本経済研究センター(1995)では，1976 年から 1991 年までのデータにより，厚生年金新規裁定額 1 %の増加が，60～64 歳の雇用労働力率を 0.0661%ポイント，65～69 歳のそれを 0.127%ポイント引き下げるという結果を得ている。八代他(1997)は，厚生年金新規裁定額 1 万円の増加が 60～64 歳の雇用労働力率を 0.23%ポイント，65～69 歳のそれを 0.21%ポイント引き下げるという結果を得ている。弾性値は，上記の数値と 65～69 歳の労働力率 58.79%を用いて筆者が計算した。

¹⁶ 年金額の 6 割減額は，八代他(1997)で部分年金廃止の政策シミュレーションの前提となったものである。

性値の計算をあらためておこなって報告してある。すると、多項選択モデルの弾性値は、-0.21 から-0.29 の範囲におさまり、清家(1986)が確認した-0.2 ~ -0.25 の範囲にきわめて近い。-0.29 と推定された八代他(1997)は、60 歳以上をすべて含んでいるので、65 ~ 69 歳の弾性値が 60 ~ 64 歳のそれよりも高いという他の研究に共通する現象を考えると、清家(1986)の主張が、年次、調査、定式化の違う調査によって、再確認されたといえるであろう¹⁷。

年金額の変動が就業確率に与える影響は、年金変動額に限界効果を乗じることによって計算できる。限界効果を報告（あるいは計算可能な資料を報告）している研究について、年金額を 6 割減額したときの労働力率の増加をシミュレートした結果を表 6 にまとめている。労働力率の上昇の推定値は 6.4 ~ 12.2%ポイントの範囲にある。

ここでは、清家(1986)の確認が現在でも維持されるものとして、ひかえめな推定値として-0.2 を採用することにし、60 ~ 64 歳男子高齢者について満額の 6 割の部分年金が廃止される影響を計算しよう¹⁸。弾性値-0.2 と 95 年の労働力率を前提にすると、この制度改革による労働力率の上昇幅は、9%ポイントと計算される。『将来推計人口』による 2020 年の当該年齢層の人口 351 万人をもとにすると、労働力人口の増加は約 30 万人と計算される¹⁹。

¹⁷ 在職老齢年金制度により、年金受給額が就業状態の影響を受けるという同時性の問題から、推定値にバイアスがかかっている可能性がある。清家(1989)は、公的年金の受給資格の有無をダミー変数として、それが就業確率に与える影響を推定して、この問題を回避した。しかし、就業状態とは独立の年金受給額が得られるデータは限られており、ここで整理されたように、多くの研究ではやむを得ず、実際の年金受給額を説明変数としている。

¹⁸ 弾性値の比較は局所的な変化の場合に有効であり、部分年金の廃止のような大きな政策変更には適用するには注意が必要である。

¹⁹ ここで考えられている年金改革は、雇用者のみに影響を与えるので、雇用者と自営業者の就業形態の区別が重要となるかもしれない。2020 年の 60 ~ 64 歳層は現在の 60 ~ 64 歳層よりも自営業従事者の比率が減少しているので、年金改革の数量的影響は、現在よりも 2020 年の方が大きくなる可能性がある。また、八代・日本経済研究センター(1995)、八代他(1997)では、この就業形態の変化を考慮に入れるために、就業者を農林自営業、非農林自営業、雇用者の 3 者に分類して、将来推計をおこなっている。この設定に合致した労働供給の推定をマ

3.4 研究の今後の課題

以上の検討で明らかになったのは、就業促進政策の効果について集計時系列データを用いた推定値はかなりのばらつきをもち、しかもマイクロデータを用いた推定値よりもだいたい大きな絶対値をもつことである。政策変数と就業変数の集計時系列の変動だけから、頑健な関係を見出そうとする試みには、一定の限界があるといえよう。

しかし、マイクロデータを使用した既存の研究にも問題がないわけではない。第1に、calibrationの需要を意識した研究結果の報告の仕方が十分にはとられていない。係数の統計的有意性を確認するだけでにとどまり、弾性値の妥当性について関心が払われないことが大勢であり、弾性値が報告されず、弾性値の計算に必要な基本統計量、限界効果も報告されない論文も多い。今後は、行動方程式の弾性値をめぐる議論をさらに深化させることが望まれる。

第2に、政策変数と就業との関係を誘導型において考察しており、より構造的な接近方法が不足している。例えば、年金の影響については、在職老齢年金制度が予算制約式に与える影響を織り込んで、代替効果と所得効果によって就業選択に与える影響を説明すべきである。しかし、既存の研究では、構造モデルに立脚しない定式化が支配的となっている。また、年金と就業の関係を考慮するには、ライフサイクル的視点が必要であろう。清家(1991)、小塩(1997)は、退職年齢の選択により生涯の年金給付額の現在価値がどのように変化するかを計算しており、60歳での退職を金銭的に大きく有利にする制度であることが示されている。この誘因と退職時期の選択を、最適化行動のモデルに立脚しながら

マイクロデータを用いておこなうためには、現役時に雇用者であった個人にサンプルを限定して、推定をおこなう必要がある。

金子・高橋(1997)は、こうした定式化をとった推定であるが、弾性値は表5で報告されている数値よりも1桁小さい値が得られている。この格差の原因については、金子・高橋(1997)では議論されておらず、その説明は今後の課題である。

ら説明していくことは、今後の研究の課題である²⁰。

²⁰ Stock and Wise(1990a,b)が、この方向の研究例である。

4．結論

もし、各年齢階層の労働供給行動に変化がないと考えると、2000年から2020年の間に労働力人口は631万人減少する。過去の労働力率の上昇傾向がまだ続き、労働力減少を相殺するような要素価格の変動などが起これば、減少幅はもう少し小さくなるだろう。マクロ計量モデルによる労働力人口の予測結果を総合すると、機械的予測よりも若干小さい600万人程度の労働力人口の減少が予想される。

総人口も減少しているから、労働者が扶養する国民数を一定に保つ労働力人口の減少145万人は許容するという考え方もできる。したがって、450万人程度の労働力人口の減少が就業促進政策によってどの程度相殺されるか、という問題設定をすることができる。

現在のマイクロデータによる研究の蓄積は浅く、政策に対する反応の推定値の信頼区間の幅は大きい。現状の知識で予想される労働力人口の増加は、保育所定員の倍増による女性の新規就業が30～60万人程度、部分年金の廃止による60～64歳の男子高齢者の新規就業が約30万人と予測される。

450万人の労働力人口の減少をすべて相殺するような、ばら色の構図を描くことは不可能である。しかし、60～90万人程度の増加があるとすれば、それは無視しうる微々たるものではありえない。現在、この労働力が労働市場から締め出されていることは大きな損失であり、政策的対応が必要とされる問題であると考えられる。

参考文献

- 医療経済研究機構(1996),『福祉充実の経済的效果に関する研究報告書』
- 本川明・森隆司(1981),「高齢者の就業率変化に関する要因分析」,『統計調査月報』第33巻第5号,4-21頁
- 金子能宏・高橋桂子(1997),「企業年金の普及と高年齢者の就業・引退行動」,『季刊社会保障研究』,第33巻第2号, Autumn, 177-190頁
- 雇用政策研究会(1995),『労働力需給の長期展望』
- 小塩隆士(1997),「年金・雇用保険制度改革と年金資産」,『季刊社会保障研究』,第33巻第3号, Winter, 286-297頁
- 清家篤(1986),「高齢者就業の趨勢と公的年金」,『日本労働協会雑誌』,第328号,10月,9-16頁
- (1989),「高齢者の労働供給に与える公的年金の効果の測定」,『日本労働協会雑誌』,第359号,8月,11-19頁
- (1991),「生涯年金資産と引退行動」,『経済研究』,第42巻第1号,1月,12-20頁
- 社会保障の経済分析研究会(1998),「児童福祉政策が女性の就業に与える影響」,『社会保障の経済分析研究会報告書』。
- 滋野由紀子・大日康史(1998),「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」,未発表
- Shimada, Haruo and Yoshio Higuchi (1985), “An Analysis of Trends in Female Labor Force Participation in Japan,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, Part 2, January, pp. S355-S374.
- 下野恵子・橘木俊詔(1984),「高齢者の就業分布」,『季刊社会保障研究』,第19巻第4号, Spring, 398-413頁
- 総合研究開発機構(1998),『少子化・高齢化の経済効果と経済から人口動態への影響』
- Stock, James H., and David A. Wise (1990a), “Pensions, the Option Value of Work, and Retirement,” *Econometrica*, Vol. 58, No. 5, November, pp. 1151-1180.

----- and ----- (1990b), “The Pension Inducement to Retire: An Option Value Analysis,” in David A. Wise ed., *Issues in Economics of Aging*, Chicago: The University of Chicago Press, pp. 205-224.

Tachibanaki, Toshiaki and Keiko Shimono (1985), “Labor Supply of the Elderly: Their Desires and Realities about Full-time Jobs, Part-time Jobs, Self-employed Jobs or Retirement,” 『経済研究』, 第 36 巻第 3 号, 7 月, 239-250 頁

高山憲之他(1990), 「公的年金と男子高齢者の労働供給」, 『経済分析』, 第 121 号, 11 月, 52-66 頁

八代尚宏・日本経済研究センター編(1995), 『2020 年の日本経済』, 日本経済新聞社

-----他(1997), 「高齢化の経済分析」, 『経済分析』, 第 151 号, 9 月