

## 第2部 新中期経済予測システムの構成

## 第4章 人口モデルと労働力供給モデル

加藤 久和  
服部 恒明  
若林 雅代

### 1. はじめに

今回の中期展望では、来るべき高齢化社会を踏まえて、将来の人口動態を当研究所で独自に予測し、そのマクロ経済や財政、エネルギー需要などに及ぼす影響を計測することが大きな目的の一つとなっている。そのために今回新たに開発したものが「人口予測モデル」と「労働力供給モデル」そして後述する「財政モデル」である。前2者のモデルの開発によって、人口および労働力人口の性別、年齢階級別の動態的な変化について予測が可能になった。

人口および労働力人口は、経済社会の動向の予測に際して、最も基礎的な情報・データを提供するものであり、マクロ経済モデルの前提条件として利用され、また財政モデルにおいても社会保障や財政収支に多大な影響を及ぼす重要な外生変数となっている。一般的にあって、人口の減少および高齢化は経済成長率の低下をもたらす、社会保障部門の収支を悪化させる。

「人口予測モデル」は、2020年までの男女別年齢別の将来人口を計算することができる（単に人口モデルとも呼ぶ）。従来の人口予測は人口学的な要因のみに基づくものが大半であった。しかし、戦後の人口動向を取り上げるまでもなく、所得水準の向上や医療施設の拡充、ライフスタイルの変化などの経済社会的な要因が

人口動態に大きく影響することは確実であるが、これを実証的に明らかにした計量経済モデルは今のところ極めて少ない状況にある。今回独自に開発した人口予測モデルは、従来の人口学的な要因に加えて、実質GDP、賃金、労働時間、進学率など経済社会的な要因を導入したものであり、いわば先端的なモデルといえよう。

一方、労働力人口は人口予測モデルから計算された性別・年齢階級別の生産年齢人口に労働力率を乗じてそれらを合計して求められる。「労働力供給モデル」は、この労働力率を性別・年齢階級別に決定するモデルで、労働力率モデルないし労働参加モデルとも称するものである。その主要な説明変数としては、進学率、第三次産業比率、週休2日制適用労働者割合などの経済社会的な要因を取り入れている。タイプとしては比較的シンプルで小型のモデルであるが、労働力率が1~100%の範囲にあるという制約を考慮して、ロジスティック曲線を利用

注) モデルの開発および本章の執筆の分担については、人口予測モデルは加藤、労働力供給モデルは服部、若林が担当した（人口モデルの詳細は加藤 [1994] 参照）。なお、労働力供給モデルについては、大阪経済大学の藤川清史助教授よりモデルおよびデータの提供を受け、これを当所側で中期経済予測システムに組み込むために改良を加えたものである（藤川 [1994] 参照）。ここに藤川助教授の全面的なご支援とご指導を記し深く感謝する次第である。

した関数推定を試みたことも特徴の一つである。

これら2つのモデルは目的に応じてそれぞれ独自に利用可能である。以下、人口予測モデルを中心に紹介する。

## 2. 人口予測モデル

### 2.1 人口予測のアプローチ

人口予測に関して最もポピュラーなアプローチは、過去のコーホート（同時出生集団）の経歴（年齢階層ごとの死亡及び移動による増減）をそのまま将来のコーホートに適用する方法であろう。これは、「コーホート変化率法」と呼ばれる。この方法はコーホートの変化要因を、いわばブラックボックスとして扱うこととなり、単純で手間のかからない反面、長期的な予測を行うには適当ではない。とりわけ、年齢ごとの生残率（翌年まで該当年齢階層の人口が生き残る確率）は平均寿命の伸長を受け、年々変化している。そこで、本モデルでは生残率を明示的に取り扱い、その将来推移をも含めた方法を採用することとした（なお、国外への純移動率については近年の実績で固定している<sup>1)</sup>）。

一方、将来生まれてくるであろう人口については過去のコーホートの推移とは別に、出生率の予測を通じた推定を行う必要がある。そのためには近年の出生力低下をどのように解釈するか、という点が重要なポイントになろう。本モデルでは、女性の出生行動は経済諸環境と密接に関連しており、したがって経済学的なアプローチから出生率の決定構造を解釈していくこととする<sup>2)</sup>。

### 2.2 モデルの概要

#### (1) モデルの構成

本モデルは根幹となる「コーホートモデル・セクター」の他に出生率を予測する「出生力モデル・セクター」、各コーホートの生残率（あるいは死亡率）を予測する「生残率モデル・セ

クター」の三つのセクターに分かれている。

全体の構成は図1に示したとおりである。最初に、出生力モデル・セクター及び生残率モデル・セクターから将来の出生率、生残率を計算し、これをコーホートモデル・セクターに外挿する。なお、コーホートモデルの計算結果は男女年齢別の封鎖人口を意味しており、これを開放人口に修正するため、近年の男女年齢別国外純移動率を乗じて2020年までの男女別年齢各歳別の人口を求めている。

#### (2) コーホートモデルの計算方法

コーホートモデルでは、以下のような計算を行っている。

なお、モデルの出発点となる基礎人口は1990年の国勢調査である。国勢調査の年齢不詳者については年齢別構成比等を利用して基礎人口に含めている。

$P_m(i, n)$ ;  $n$ 年の男子  $i$ 歳人口

$P_f(i, n)$ ;  $n$ 年の女子  $i$ 歳人口

但し、 $P_m(100, n)$ ,  $P_f(100, n)$  は  $n$ 年の男子、女子100歳以上人口をまとめている。

$L_m(i, n)$ ;  $n$ 年男子  $i$ 歳の1年間の生残率

$L_f(i, n)$ ;  $n$ 年女子  $i$ 歳の1年間の生残率

したがって

$$P_m(i+1, n+1) = P_m(i, n) * L_m(i, n)$$

$$P_f(i+1, n+1) = P_f(i, n) * L_f(i, n)$$

である。また、0歳人口については

$B(n)$ ;  $n$ 年の出生数

$b(i, n)$ ;  $n$ 年の女子  $i$ 歳の年齢別出生率

ゆえに、

$$B(n) = \sum_{i=15}^{49} \{ (P_f(i, n) + P_f(i+1, n+1)) / 2 \} * b(i, n)$$

さらに、

$B_m(n)$ ;  $n$ 年の男児出生数

$B_f(n)$ ;  $n$ 年の女児出生数

1) コーホートの変化要因を明示的に取り扱うことから「コーホート要因法」と呼ばれている。

2) 出生率の決定構造をどのように捉えるかが人口予測そのものの特徴となり、その方法の違いが予測値に大きな影響を与える。

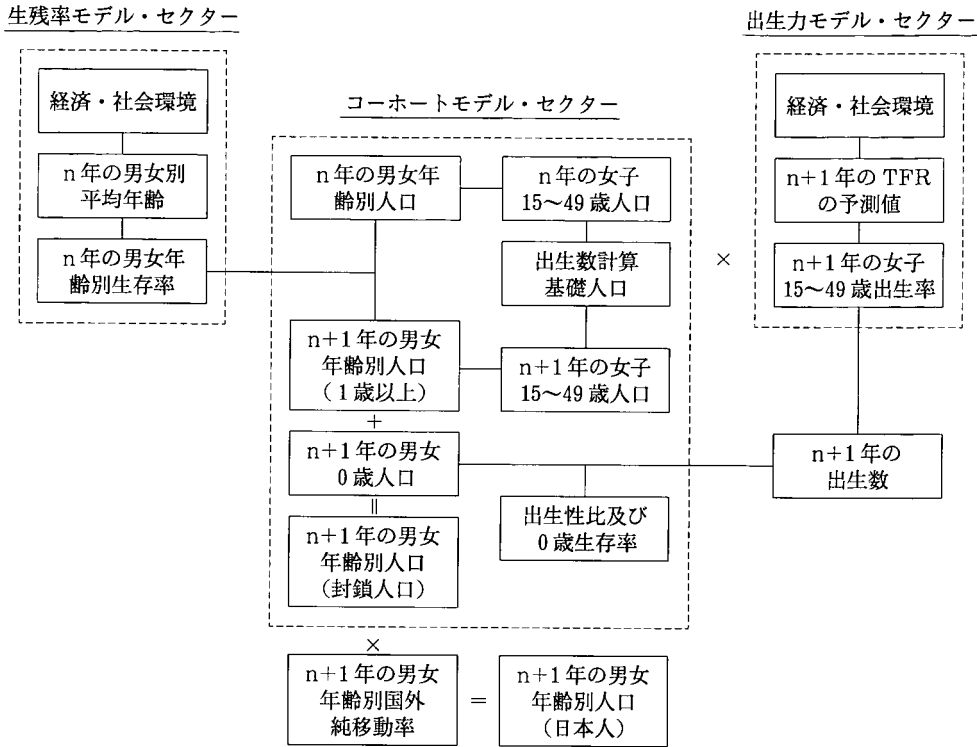


図 1 人口予測モデルの構成

$$B_m(n) = B(n) * \text{出生性比}$$

$$B_f(n) = B(n) - B_m(n)$$

したがって、0歳人口は次のようになる。

$$P_m(0, n) = B_m(n) * L_m(0, n)$$

$$P_f(0, n) = B_f(n) * L_f(0, n)$$

以上で n+1 年の男女年齢別人口が求まる。

### 2.3 出生率関数の推定

#### (1) 出生率関数推定の考え方

近年、わが国の出生率は低下を続けている。その原因としては様々な議論があるが<sup>3)</sup>、本モデルでは完結出生力<sup>4)</sup>そのものが低下しているという立場をとる<sup>5)</sup>。すなわち、各コホートの特定の年齢経過時点の出生行動は当該時点の経済社会的な環境要因によって影響を受け、その結果完結出生力が低下していくものとして捉える。そのため、各コホートの特定年齢の経過に伴い、特定年齢における出生力自体が低下しているとして、その要因を経済環境に求めていく。

本研究では Butz=Ward [1979] を参考とし

て、出生力は夫の所得による「所得効果」と妻の時間の機会費用による代替効果によって決定されるという定式化を採用した。なお、実際の Butz=Ward モデルでは女性の労働参加率の決定方式と連立させて推定を行うが、説明変数間の相関など推定上困難な課題があるため、ここでは 20~34 歳の 5 歳階級別の出生率を単一方程式によって推定し、その後で全体の TFR (合計特殊出生率) に変換することとした。

#### (2) モデルの設計

説明すべき変数としては、20~24 歳、25~29 歳及び 30~34 歳の年齢別特殊出生率 (人口千人当たりの出生率) とした。推定にあたってはできる限り長期のデータを収集する必要があるが、説明変数の実質値等の制約から 1970 年

3) 例えば厚生省人口研 [1992] では、「出生タイミングの攪乱 (晩婚・晩産化) によって見掛け上低下した」ものであるとしている。

4) 完結出生力とは「コホートの全成員が再生産期間最後の時期 (ほぼ 50 歳) にきたときの累積出生力」である。

5) 詳細は加藤 [1994] 参照。

以降の出生率を対象とした。

基本的なモデルの構造としては、推定式の中に所得効果及び女子の時間コスト（代替効果）を含め、これにシフトパラメータを加えて推定

を行った。所得効果の項にはプラスの符号を、また代替効果の項にはマイナスの符号を期待し、シフトパラメータについては適宜判断することとした。

### (3) 推定結果

$$\text{BIR2024} = 42895.1 - 84.869 \cdot \text{UNIV2024} - 14234.9 \cdot (\text{WAG0020R} / \text{WAG0020R}(-1))$$

(8.15)    (-2.30)                      (-3.39)

$$+ 11096.5 \cdot (\text{WAGEIND} / \text{WAGEIND}(-1)) / (\text{GDPPER} / \text{GDPPER}(-1))$$

(2.01)

$$- 49510.2 \cdot \text{WRK3FRT}$$

(-10.17)

$$R^2 = 0.9879, \text{ S.D.} = 266.53, \text{ D.W.} = 2.141$$

$$\text{BIR2529} = 27526.9 + 14657.8 \cdot (\text{WAGEIND} / \text{WAGEIND}(-1)) / (\text{GDPPER} / \text{GDPPER}(-1))$$

(3.82)    (1.94)

$$- 379565 \cdot (\text{KYBAEDU} / \text{KYBANET})$$

(-12.57)

$$- 11301.6 \cdot ((\text{WAG0020R}(-1) / \text{HPF01}(-1)) / (\text{WAG0020R}(-2) / \text{HPF01}(-2)))$$

(-4.77)

$$R^2 = 0.9334, \text{ S.D.} = 480.17, \text{ D.W.} = 1.131$$

$$\text{BIR3034} = 22934.4 + 10956.5 \cdot (\text{WAGEIND} / \text{WAGEIND}(-1)) / (\text{GDPPER} / \text{GDPPER}(-1))$$

(7.14)    (3.50)

$$- 3350.55 \cdot (\text{KYBAEDU} / \text{KYBAEDU}(-1)) - 36453.7 \cdot (\text{WSMF01} / \text{WSMM01})$$

(-2.28)    (-8.12)

$$- 3594.44 \cdot (\text{BIR2024}(-10) / \text{BIR2529}(-5))$$

(-3.49)

$$R^2 = 0.8921, \text{ S.D.} = 158.71, \text{ D.W.} = 1.302$$

なお、いずれも推定期間は1972～91年であり、推定方法はOLSである。

### (変数名リスト)

BIR2024：20～24歳出生率，BIR2529：25～29歳出生率，BIR3034：30～34歳出生率，

UNIV2024：女子大学等進学率（2～7年前平均），WAG0020R：20～24歳女子実質賃金

WAG0025R：25～29歳女子実質賃金，WAGEIND：実質賃金指数，

GDPPER：一人当たり実質GDP，WRK3FRT：女子第三次産業就業者比率

KYBAEDU：名目教育費支出，KYBANET：名目家計支出，HPF01：女子総実労働時間

WSMF01：女子現金給与総額，WSMM01：男子現金給与総額

## 2.4 平均寿命の推定と生残率の想定

### (1) 考え方

人口予測では男女年齢別の生残率（あるいは死亡率）の想定を行うことが不可欠である。生残率を推定する方法としては

- ① 生残率の一定の目標値を定める。
- ② 生残率を過去のトレンドから求める。

③ 死因別死亡率を求めこれから生残率を予測する。

などの方法があるが、いずれも一長一短がある<sup>6)</sup>。

6) 目標値を置くことは恣意的な操作を加えることである。また、過去のトレンドをそのまま伸ばすと生残率が年齢階層ごとにばらつく可能性が高い。死因別死亡率では将来の死因動向を考慮しなければならない。

そこで、本モデルでは将来の平均寿命の予測を行い、これに沿った簡易な生命表を作成し、生残率を推定することとした。なお、将来の生残率の想定は、厚生省人口研 [1992] 以外ではほとんど明らかにされたことがない。そのため、将来の生命表を求めるだけでも有用な情報であると考えられる。

## (2) 平均寿命の将来予測

「平均余命」とはある年齢時点から死亡に至るまでの平均的な期間を指し、出生時の平均余命を「平均寿命」という。わが国の平均寿命は世界でも最長を記しているが、平均寿命の伸長（言い換えるならば年齢別の生残率の上昇）は主に次の3点に依存していると言われている。

- ① 経済・生活水準の向上（栄養摂取の向上など）
- ② 医療衛生技術の進歩
- ③ 医療サービスなどの普及

推定結果は以下のとおり（推定期間は1970～91年、推定方法はOLS）。

$$EOM = 56.543 + 0.07246 * (BEDS/POP) + 48.839 * (ANMFD/FOODS)$$

(20.95) (2.97) (2.47)

$$R^2 = 0.9517, S.D. = 0.45, D.W. = 0.653$$

$$EOF = 61.902 + 0.09978 * (BEDS/POP) + 40.169 * (ANMFD/FOODS)$$

(24.83) (4.43) (2.20)

$$R^2 = 0.9671, S.D. = 0.41, D.W. = 0.796$$

(変数名リスト)

EOM：男子平均寿命，EOF：女子平均寿命，BEDS：医療施設のベッド数

POP：人口総数，ANMFD：一人1日当たり動物性食品摂取量

FOODS：一人1日当たり食品摂取量

にその確率を求めるべきものであるが、そのためには100年以上の観察期間を要する。そのため、ある年次のクロスセクションの人口動態をもとに生命表は作成されている。なお、過去の生命表については厚生省人口問題研究所が毎年作成する「簡速静止人口表」を用いた。

しかし、出生10万人の死亡減少のパターンは時間の経過とともに変化するものである。本研究では平均寿命の将来推定をもとに、将来の

このうち、②については、特に医療技術の進歩が重要であり、例えば近年の主要な死因である悪性新生物（癌）、心疾患、脳血管疾患等に対する医療の進歩は平均余命に大きく影響を与えている。しかし、その将来動向を見通すことは難しく、本モデルでは主に①と③の視点から平均寿命の推移を推定した。

## (3) 生残率の想定

生残率の想定を行う前に、その算出の基礎となる生命表について簡単に説明しておく。

生命表 (life table) とは、生存と死亡の確率を男女別年齢別に示したものである。通常、出生10万人が加齢とともに死亡減少していき、最後の1人が亡くなるまでの経過を表す。人口予測においては、特定時点の人口が翌期間までにどの程度死亡減少するかについて一定の想定を置く必要がある。その場合、最も参考になるのが生命表である。本来であればコーホート毎

生命表のもとになる生残数の想定を試みた。

生命表を構成するいくつかの変数のうち、生存率  $p_x$  を求めるための最も基本的なものは生残数  $l_x$  である。これは出生時10万人の人口が死亡減少していき、 $x$  歳において生残している人口数を表す。死亡数  $d_x$  は生残数  $l_x$  が  $l_{x+1}$  になるまでに死亡する人口数である。また、 $L_x$  は静止人口といい、 $x$  歳の生残数の中央値として解釈される。 $x$  歳以降の  $L_x$  をすべて加え合

わせたものを  $T_x$  で表現し  $x$  歳以降の生存延べ年数を表す。また、 $T_0$  を生残数  $L_0$  で除した値を平均寿命といい、 $e^0$  で示す。

[算出のステップ]

生残率の推定については、次のようなステップを踏んで男女別年齢別に計算を行った。

(ステップ1)

過去の年齢階級別生存数  $l_x$  から、その変動率と平均寿命 ( $e^0$ ) の変動率の弾力性を求め、将来の弾力性の値を想定した。すなわち、

$$x \text{ 歳の弾力性} = (\Delta l_x / \Delta e^0) / (l_x / e^0)$$

である。これから、将来の年齢階級別の  $l_x$  を求めた。

(ステップ2)

将来の生残数  $l_x$  から将来の死亡数  $d_x$  を求め、これから各歳ごとの静止人口  $L_x$  を推定した。このとき出生時の生存延べ年数  $T_0$  が平均寿命に一致するように調整を行っている。なお、 $L_x$  は次の関係から計算を行った。

$$L_x = 1/2(l_x + l_{x+1}) + 1/24(d_{x+1} - d_{x-1})$$

$$T_x = \sum_{t=x}^{100} L_x$$

(ステップ3)

上記で求めた静止人口  $L_x$  から生残率  $p_x$  を求めた。

$$p_x = L_{x+1} / L_x$$

### 3. 労働力供給モデル

#### 3.1 労働力供給の新動向

労働力人口は、上述の人口モデルから計算された性別・年齢別の生産年齢人口に労働力率を乗じてそれらを合計して求められる。労働力供給モデルは、この労働力率を性別、年齢5歳階級別に予測するものである。モデルの開発には近年の労働市場の構造的な変化を取り込むような工夫を行っている。モデルの概要を紹介する前に、ここで近年の労働力供給の新動向について簡単に整理しておこう<sup>7)</sup>。

年齢階級を横軸にとって描いた労働力率カー

ブは、男子では25～59歳で高水準となる台形型、女子では20～24歳と40～49歳が高くその中間の25～34歳で落ち込むM字型の形状を示している。近年の特徴としては、男子では25歳から50歳代までの労働力率は既に94%を越え飽和状態にあり経年的にもほとんど変化がみられないこと、その一方で、高年齢層の労働力率が上昇していること、女子については労働参加が増えて25歳から40歳代、50歳代の幅広い年齢層で一貫した労働力率の上昇が観察され、M字型カーブの底も年々押し上げられてきていること、また、高等教育機関への進学率が高水準に達し若年層の労働力率の低下に歯止めがかかってきたこと、などが指摘できる。

このうち特に注目されている女子の労働力率上昇の背景には、経済のサービス化、雇用形態の多様化、女子雇用を支援する設備や制度の充実、労働力需給要因などが挙げられる。経済のサービス化とは、流通業やサービス業などの第三次産業の拡大のことであり、女性の雇用機会を増やす。第二の雇用形態の多様化とは、週休2日制・フレックスタイム勤務制度等の導入等を指し、これらが仕事と家庭の両立を容易にし、主婦の労働参加を促す。第三の女子雇用を支援する設備や制度の充実とは、保育所施設の充実、税制変更（最低課税水準の引き上げ）などの制度変更であり、これらが女子の労働参加を促進する。第四の労働力需給要因については相反する効果が考えられる。女性、特に主婦層（30～40歳代女子）は、パートタイムなど一時的な雇用形態をとるケースが多く、これらの労働者は労働市場の需給動向を見ながら働くか否かを決定する。このような潜在的労働力は好景気で労働力需要が旺盛なときには労働市場へ参入するので労働力率を上昇させる効果を生む。しかし、その一方で好況時には残業によって世

7) 労働力供給の新動向を整理したものとしては、例えば加藤他 [1994] 参照。

表 1 若年労働力率関数

|            | 高校進学率        | 大学進学率        | 有効求人倍率        | 自己ラグ          | 定数項          | 決定係数  |
|------------|--------------|--------------|---------------|---------------|--------------|-------|
| 男子 15～19 歳 | 0.019(11.96) | 0.0069(1.64) |               | -0.030 (6.36) |              | 0.806 |
| 男子 20～24 歳 |              | 0.012 (3.71) |               | -0.032 (11.7) | 0.94 (3.26)  | 0.945 |
| 女子 15～19 歳 | 0.036 (1.91) | 0.019 (1.97) | -0.035 (2.06) |               | -2.45 (1.57) | 0.805 |
|            |              |              | 第 3 次産業       | 週休 2 日制       |              |       |
| 女子 20～24 歳 |              | 0.021 (2.73) | -0.046(10.57) | -0.0046(2.29) | 1.96(15.53)  | 0.981 |

表 2 女子労働力率関数 (除 15～24 歳)

|            | 有効求人倍率        | 保育所利用率        | 第 3 次産業<br>就業者比率 | 週休 2 日制<br>適用労働者 | 定数項          | 決定係数  |
|------------|---------------|---------------|------------------|------------------|--------------|-------|
| 女子 25～29 歳 | -0.15 (6.43)  |               | -0.059(13.04)    | -0.0082(13.04)   | 4.22 (35.89) | 0.992 |
| 同 30～34 歳  |               | -0.0021(19.0) |                  |                  | 0.527(20.35) | 0.955 |
| 同 35～39 歳  |               | -0.0023(23.6) |                  |                  | 0.17 (7.43)  | 0.970 |
| 同 40～44 歳  |               |               | -0.045(15.32)    |                  | 2.04 (11.59) | 0.932 |
| 同 45～49 歳  | -0.107 (7.59) |               | -0.041(21.93)    |                  | 1.85 (17.0)  | 0.976 |
| 同 50～54 歳  | -0.076 (2.69) |               | -0.014 (2.44)    | -0.0097(2.78)    | 1.16 (9.71)  | 0.960 |
| 同 55～59 歳  |               |               |                  | -0.010 (9.64)    | 0.74 (9.17)  | 0.844 |
| 同 60～64 歳  |               |               |                  | -0.0045(6.20)    | 0.80 (14.53) | 0.688 |
| 同 65 歳以上   |               |               |                  | -0.0033(4.14)    | 1.94 (31.45) | 0.487 |

注) ( ) 内は t 値

関数型:  $\ln(100/Y-1)=f(X1, X2, X3, \dots)$

労働力率 (Y) が分母にあるため、係数の符号の意味が通常と逆になる。

使用データ: 保育所利用率: 「社会保障施設調査報告」, 第 3 次産業就業者比率: SNA 「産業活動形態別就業者数」, 週休 2 日制適用労働者の割合: 「賃金労働時間制度等総合調査」, 高校・大学進学率: 「学校基本調査」

帯主の所得が増加するため、家計所得を補う目的で働いていた主婦が家庭に戻り非労働力化することで労働力率を低下させる効果も考えられる。マクロのデータから計測される労働力率は、これらの相対的な大きさによって決まるから、労働力需給要因が最終的に労働力率にどのような影響を及ぼすかは実際に計測しないと分からないのである。

### 3.2 モデルの概要

今回開発したモデルは性別、年齢 5 歳階級別の労働力率関数で構成されている<sup>8)</sup>。ただし、男子については、25～59 歳の労働力率は既に飽和状態にあり将来的にも大きな変動はないと考えられる。また、男子高齢者 (60 歳以上) については、ここ数年ほどの間に労働力率が一段と上昇する傾向を示しているが、サンプル期間が少なく推定に必要なデータが得られないことから、計量モデルに取り込むことは難しい。こうしたことから、これらの男子年齢階級については今回は外生値として設定した。したがっ

て、モデルで内生化したものは男子の若年層 (15～24 歳) と女子の全年齢階級の労働力率であり、労働力率関数は全体で 13 本である。

労働力率は労働力人口 / 生産年齢人口で定義され、1% から 100% までの正の値をとる。このため、労働力率関数の関数型には、通常の線形関数ではなく、ロジスティック曲線を選択した。これにより、容易に片対数へ変形し、最小 2 乗法を適用した関数推定が可能となる。

主要な説明変数は、前述の構造要因の影響を検証するためにさまざまな推定を行って、その中から現実適合度の高い推定式を採用した。表 1 および表 2 はその推定結果を示したものである。表から分かるように、若年労働者労働力率については、男子では進学率が大きな影響を及ぼしているのに対して、女子では進学率の他に労働市場の需給要因としての有効求人倍率 (プ

8) 労働力供給モデルについては藤川 [1994]、労働省 [1991] を参照のこと。女子の労働市場への参加と出生率の低下には逆相関の関係がみられるが (加藤 [1995] 参照)、本モデルではこの点は取り入れていない。



ラス要因), 第3次産業就業者比率, 週休2日制適用労働者割合(いずれもプラス要因)も影響している。一方, 25歳以上女子の労働力率関数については, 有効求人倍率(プラス要因)の他, 女子の労働参加を促す要因として保育所・児童福祉施設利用率(30歳代女子のみに有効), 第3次産業就業者比率, 週休2日制適用労働者割合(いずれもプラス要因)などが大きな影響を及ぼしている。30歳代では保育所利用率だけで労働力率の変化の95%が説明できることが分かるが, これは女子の出産に伴う労働市場からの退出を端的に表わしている。このように, 女子の労働力率の上昇には, 前節で示したような近年の女子雇用環境の変化が大きな影響を及ぼしているのである。

#### 4. おわりに

従来の経済成長論は, 人口増加率および労働力増加率は外生的に決まりかつ一定であるとの前提のもとに構築されている。しかし, 本分析で明らかにしたように, 人口増加率ないし出生率が経済社会的な要因の影響を強く受けているとすれば, 人口動態と経済変動の間の相互依存関係を明らかにしない限り, 将来の経済成長経路を見極めることは難しいと考えられる。

人口モデルは, このような視点に立ち, 従来の人口学的な要因に加えて経済社会的な要因を積極的に導入して独自に開発した, 新しいタイプのモデルである。労働力供給モデルもまた経済社会的な要因がその主要な説明変数となっている。

今後の課題としては, 第一に, 関数の再推定を含めてモデルの精度の向上を図ることが必要である。第二に, 直近の実証分析によって, 女子の労働市場への参加と出生率の低下には逆相関がみられるため, この出生率と労働力率との間の相互依存関係について検討を加えることである。第三に, 労働力需要モデルを開発し労働

力需給の動向を総合的に解析することである。第四に, シミュレーション分析により政策評価を試みることである。第五に, 出生率の低下や高齢化のトレンドは先進国に共通にみられるため, その国際的な比較分析を行うことである。第六に, サンプル期間の制約から推定が難しい高齢者の労働力率の動向や将来的な構造変化については, アンケート調査などの別途の分析を試みることである。

いずれにしても, 急速に進む高齢化社会を前にして, 女子や高齢者雇用の活用, 出生率回復への施策, 労働環境の整備など, 人口や労働力に関する問題が注目を集めている。このような時代の変化を背景に, 人口および労働力の将来動向を論議する上で, 経済社会的なアプローチからの分析の必要性はますます高まってくるだろう。

#### [参考文献]

- [1] A. J. Coale., and D. R. Mcneil (1972), "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", *Journal of American Stastical Association*, Vol. 67.
- [2] Butz, W. P., and Ward, M. P. (1979), "The Emergence of Countercyclical U. S. Fertility", *American Economic Review*, Vol. 69.
- [3] 藤川清史 (1994), 「日本経済と社会保障の計量モデル」『大阪経大論集』, 大阪経大学会, '94. 9
- [4] 金子隆一 (1993), 「年齢別出生率の将来推定システム」『人口問題研究』No. 206, '93. 4
- [5] 加藤久和, 若林雅代, 服部恒明 (1994), 「労働力供給の新動向」『電力中央研究所報告』Y93014, '94. 4
- [6] 加藤久和 (1994), 「人口予測モデルの開発と将来人口予測」『電力中央研究所報告』Y94006, '94. 10
- [7] 加藤久和 (1995), 「出生率低下が経済成長に及ぼす効果の計量分析」『電力中央研究所報告』Y95002, '95. 8
- [8] 厚生省人口問題研究所 (1992), 『日本の将来推計人口 平成4年9月推定』

- [ 9 ] 大谷憲司 (1993), 『現代日本出生力分析』, 関西大学出版部
- [10] 大淵寛 (1988), 『出生力の経済学』, 中央大学出版
- [11] 労働省職業安定局編 (1991), 『労働力不足時代への対応』, 大蔵省印刷局
- [12] 山口喜一編, 伊藤達也, 金子武治, 清水浩昭 (1989), 『人口分析入門』, 古今書院

かとう ひさかず  
一般経済グループ  
はっとり つねあき  
経済社会研究所  
わかばやし まさよ  
一般経済グループ