

93-J-11

## 人口予測を巡る諸問題：展望

国友直人  
東京大学経済学部

1993年5月

# 人口予測を巡る諸問題:展望\*

国友直人†

1993年5月

## 1 はじめに

将来人口の予測の問題は人口統計学においては古くから重要な問題として認識されてきた。そしてこれまでにきわめて直観的に過去の人口にある種の曲線のあてはめて外挿するといった簡単な方法からコーホート法と呼ばれているより複雑な方法を含め人口予測を目的として様々な統計的方法が開発されている。

最近になり日本においてもこの人口予測の問題は一部の人口統計学の専門家に限らず、広く関心が持たれるようになってきている。ここで多くの人々が将来の人口予測について関心を持つようになった一つの大きな理由としては日本において1970年代の半ばごろからの出生率の低下がきっかけとなっていると思われる。戦後の日本においては戦後すぐに発生した出生率の上昇によるベビー・ブームの後に出生率は急速に低下していったが、1960年代になり安定化傾向が見られた。しかしながら、1970年代後半から観察されている出生率の低下傾向は今後の日本の人口構造に大きな変化をもたらすことが予測されている。出生率の低下傾向は云うまでもなく人口構造の高齢化が進行するとともに、世代間の分配問題としての年金制度や税制、さらには医療制度などに大きなインパクトを持つことが予想されている。

本稿の主な目的はここしばらく関心が持たれている人口予測の方法と結果を巡る基本的諸問題を統計学的な観点から整理することにある。日

\*草稿 93-5-6。本稿は(財)長寿社会開発センターのプロジェクト「老人保健医療福祉に関する理論研究事業の調査研究報告」の一部として準備された。

†東京大学経済学部

本の人口をマクロ的な視点から実際に予測を行うには将来の不確実性について様々な仮定を行う必要がある。したがって、多くの人口予測は統計学的には条件付予測あるいは政策シミュレーションの色彩が強いように考えられる。しかしながら、一般には予測結果についての時論的な議論は盛んに行われるようになってきているにもかかわらず、人口予測における仮定の現実妥当性やそれに付随する人口予測結果の信頼性についての議論は少なくとも日本に関する限りあまり行われていないようである。多くの場合には、人口予測に基づく諸問題の議論はあたかも将来における特定の人口予測の経路を所与としているようである。しかしながら、通常の統計学的な立場から考える限り将来の人口構造が特定の予測経路をたどる確率はほぼゼロと云ってよい。ここで問題とすべきことは様々な私的あるいは公的機関が発表している予測値がどの程度まで信頼性を持つか、あるいはどの程度まで将来の人口構造が不確実であるか検討を加えることであろう。人口予測の数値を所与として多くの経済問題が真剣に議論されている現状から見れば、こうした人口予測値の信頼性についての評価は実際的な意味も大きいように考えられる。

本稿では将来の人口の予測問題を次のように整理して考える。まず人口構造の変動を簡単な更新過程としてとらえ、その将来予測を考える。こうすることにより過去・現在の人口構造と将来の人口構造の関連を理解し、あわせて人口について発生する不確実性の要因を分解することが可能となる。次に人口予測の結果における不確実性の源泉を個別に検討し、合わせて日本において行われている代表的な人口予測の結果を統計学的な視点から評価することを試みる。さらに、最近では世界的な人口問題についての関心の高まりとともに人口構造の変動に関する統計的計量分析についても活発化する傾向にある。こうした人口についての計量分析についてもその統計的分析方法とそれを巡る様々な議論のレビューも試みることにしたい。

## 2 人口更新方程式

### 更新方程式

過去・現在において観察されたデータより将来の人口構造を予測する場合には時間とともに変化する人口構造のモデルが必要である。人口構造については古くから様々な数学的モデルが知られているが、ここでは離

散時間の比較的単純なモデルを若干修正して議論することにする。以下で多少の記号を導入するが、必ずしも伝統的な記号にしたがっていないことをあらかじめ注意しておく。

いま、 $t$ 年において年齢が  $x$  となっている人口を  $L_x(t)$  としよう。また、 $t$ 年から  $t+1$ 年にかけての期間  $(t, t+1]$ の間において親  $x$ 才について子供の出生率を  $f_x(t+1)$  とおこう。このとき人口の増加分として第  $t+1$ 年における 0才児の人口は

$$L_0(t+1) = \sum_x f_x(t+1)L_x(t)$$

で表されることになる。ここで念のために注意しておくが厳密には親とは母親であり子供とは女性の子供のことを意味する。しかしながら、歴史的なデータからは見てみると古くから出生時における男・女間の性比はきわめて安定していることが知られている。また、以下の議論をほんの少し修正することにより両性の人口構造モデルを考えることができる。こうした理由により以下では簡単化の為に性別については省略して説明することにする。

次に  $t$ 年から  $t+1$ 年にかけての期間  $(t, t+1]$ の間において年齢  $x$ 才の死亡率を  $q_x(t+1)$  とおこう。このとき、生残率は  $1 - q_x(t+1)$  となるのでこれを  $p_x(t+1)$  で表しておくことにする。したがって、人口の減少分を考慮すれば  $t+1$ 年における年齢  $x+1$ 才の人口は

$$L_{x+1}(t+1) = p_x(t+1)L_x(t)$$

で与えられる。ここで年齢が 99才以上の人口を特別に扱っておこう。 $t+1$ 年における年齢 99才以上の人口をまとめて

$$L_{99}(t+1) = \sum_{x \geq 99} L_x(t+1)$$

で表すことにする。このとき年齢 99才以上をまとめたことにより  $t+1$ 年における人口は特別に

$$L_{99}(t+1) = p_{98}(t+1)L_{98}(t) + p_{99}(t+1)L_{99}(t)$$

で与えられることになる。

以上で説明した記号は行列を用いるとより直観的に分かりやすい。期間  $(t, t+1]$ の間において与えられた年齢別の出生率と死亡率を行列  $K(t+1)$

$$K(t+1) = \begin{pmatrix} 0 & \cdots & f_{15}(t+1) & \cdots & f_{49}(t+1) & \cdots & 0 \\ p_0(t+1) & 0 & & \cdots & & & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & & \cdots & & 0 \\ 0 & \cdots & p_{98}(t+1) & p_{99}(t+1) & & & \end{pmatrix}$$

でまとめて表すことにする。

ここで人口構造の変化の要素として出生及び死亡という2つの要素に加えて第3の要素として人口移動を挙げることができる。そこで、期間  $(t, t+1]$  において年齢  $x$  才の人口の純流入人口 (= (国外流入人口) - (国内流出人口)) を  $m_x(t+1)$  で表すことにしておこう。さらに、 $t$  年における人口構造をベクトル  $L(t) = (L_x(t))$ , 人口移動を表すベクトルを  $m(t) = (m_x(t))$  としておこう。このような記号を用いると  $t$  年から  $t+1$  年にかけての人口構造の変動は方程式

$$L(t+1) = K(t+1)L(t) + m(t+1)$$

により表すことができる。本稿においてはこの方程式を人口更新方程式と呼ぶことにする。ここで伝統的な人口理論ではこの方程式を一種の恒等式と見なしていることに注意しておく。(Keyfitz(1977)) 確かに事後的には観測データにより成立する等式であるが、 $t$  年においてはデータとして  $L(t)$  のみが観察されることに注意しよう。ここでは  $t$  年において人口構造ベクトルが与えられ、期間  $(t, t+1]$  において出生率、死亡率、人口移動が何らかの確率的メカニズムにより決定されると考える。したがって、 $t$  年においては  $t+1$  年において事後的に観察される変数  $K(t+1), m(t+1), L(t+1)$  は確率変数として理解する。こうした立場からは観察される人口構造ベクトル  $L(t)$  は確率過程の実現値と見なすのが自然になってくる。したがって、将来の人口構造の予測問題は確率過程の予測問題として定式化できる。

一般的には人口更新方程式はマルコフ型確率過程モデルと見なすことができる。ここで説明した人口更新方程式について一般的なコメントを加えておこう。ここでの人口構造モデルの作り方から当然の制約条件としては出生率及び死亡率についての条件  $0 \leq f_x(t), 0 \leq p_x(t) \leq 1$  が課される。したがって、行列  $K(t)$  は非負行列となる。さらに人口更新方程式により人口理論における定常人口と安定人口を解釈することが容易である。いま、簡単化して純流入人口  $m(t) = 0$ , 係数行列  $K(t) = K(\text{一定})$  と

しておこう。このことは出生率と死亡率が時間に依存せず一定となっているので時間変数  $t$  が十分に大きいときには若干の条件の下で離散人口モデルの安定人口構造を得ることができる。また、さらに年齢別人口構造が時刻によらずに一定  $L_x(t) = L_x$  となる時定常人口に対応することになる。

### 人口予測の問題

人口更新方程式にもとづいて将来人口の予測問題は次のように考えることができる。予測開始時点を現在  $t = T$  としよう。ここで予測に必要なデータとして過去の人口構造、出生率、死亡率、人口移動などが与えられている。このとき、例えばある将来時点  $t = T + h$  における総人口は

$$P(T+h) = e' L(T+h)$$

と表すことができる。ここで  $e' = (1, \dots, 1)$  は 1 を並べたベクトルである。もちろんベクトル  $e'$  を適当にとれば年齢区分別人口（年少人口、生産年齢人口、老齢人口）なども全く同様にして予測することができる。例えば  $e' = (1, \dots, 1, 0, \dots, 0)$  とおけば年少人口になる。ここで、 $T+h$  年における人口構造ベクトルは

$$L(T+h) = \left( \prod_{i=1}^h K(T+i) \right) L(T) + \sum_{j=1}^h \left( \prod_{i=0}^{h-j} K(T+h-i) \right) m(T+j)$$

と表されることに注意しておこう。ここで右辺の第 2 項は将来の純流入人口による影響を示している。もし、経済が閉鎖されていて人口の流出・流入が無ければこの項は無視することができる。純流入人口について年齢  $x$  才の純流入比率を  $m^*(t+1)$  とし対角行列を  $M(t+1) = \text{diag}(m^*(t+1))$  とおけば  $m(t+1) = M(t+1)L(t)$  と表すことができる。そこで係数行列を修正して  $K^*(t+1) = K(t+1) + M(t+1)$  とおけば予測時点における人口構造ベクトルは

$$L(T+h) = \left( \prod_{i=1}^h K^*(T+i) \right) L(T)$$

と表すことができるので表現はより簡潔になる。

### 予測誤差

ここで更新方程式にあらわれる係数行列をパラメトリックな確率過程と見なし  $K^*(t|\theta_t)$  とおこう。ここで  $\theta_t$  は一般的に時間に依存する母数であ

ると考えておくことにする。この母数に対する推定値を $\hat{\theta}_t$ とすると将来の時点 $t = T + h$ における係数行列の予測値は $K^*(t|\hat{\theta}_t)$ で表される。さらに、人口予測の基準時点 $t = T$ における人口構造ベクトルの推計値を $\hat{L}(t)$ とおこう。このとき時点 $t = T + h$ における人口構造ベクトルの予測値は

$$\hat{L}(T+h) = \left( \prod_{i=1}^h K^*(T+i|\hat{\theta}_t) \right) \hat{L}(T)$$

により表すことが出来る。理論的にはこの予測量について予測誤差を評価することが可能である。予測誤差は将来人口の予測量と真の人口との差である。したがって

$$\begin{aligned} \hat{L}(T+h) - L(T+h) &= \left( \prod_{i=1}^h K^*(T+i|\hat{\theta}_t) \right) (\hat{L}(T) - L(T)) \\ &\quad + \left( \prod_{i=1}^h K^*(T+i|\hat{\theta}_t) - \prod_{i=1}^h K^*(T+i|\theta_t) \right) L(T) \end{aligned}$$

と分解される。ここで第1項は基準時点の推定人口の誤差から生じる予測誤差であり、第2項は係数行列の推定により生じる予測誤差である。一般的にはこの予測誤差は将来の係数行列の非線形関数になっているので解析は複雑である。ここで、もし係数行列の変動を線形近似すれば予測誤差は近似的に

$$\begin{aligned} \hat{L}(T+h) - L(T+h) &\cong \left( \prod_{i=1}^h K^*(T+i|\hat{\theta}_t) \right) (\hat{L}(T) - L(T)) \\ &\quad + \sum_{i=1}^h \prod_{j \neq i, k} K^*(T+j|\theta_t) (K^*(T+i|\hat{\theta}_t) \\ &\quad - K^*(T+i|\theta_t)) \prod_{k \neq i, j} K^*(T+k|\theta_t) L(T) \end{aligned}$$

により表されることになる。予測誤差の第2項にあらわれる係数行列の推定誤差は行列 $K^*(t|\hat{\theta}_t) - K^*(t|\theta_t)$ で与えられる。ただし、この行列は

$$\begin{pmatrix} \hat{m}_0(t) - m_0(t) & 0 & \hat{f}_{15}(t) - f_{15}(t) & \cdots & \hat{f}_{49}(t) - f_{49}(t) & 0 \\ \hat{p}_0(t) - p_0(t) & \ddots & 0 & \cdots & & \\ 0 & \ddots & \ddots & 0 & \cdots & \\ 0 & \cdots & \hat{p}_{98}(t) - p_{98}(t) & \hat{p}_{99}^*(t) - p_{99}^*(t) & & \end{pmatrix}$$

であり、かつ  $p_{99}^* = p_{99}(t) + m_{99}(t)$  である。ここで右辺では母数  $\theta_t$  は省略してあることに注意しておこう。この表現から明かなように係数行列から発生する不確実性は3つの要素、すなわち出生率の予測誤差、死亡率の予測誤差、及び純流入人口比の予測誤差から構成されている。したがって、係数行列は3つのより基本的な要素に分解することができた。一般的にはこれら3つの要素についての性質から確率的変動は互いに独立<sup>1</sup>に変動すると近似的には考えられよう。実際にこれまでなされている人口に関する多くの研究や人口予測においては明示的あるいは暗黙の内にこの無相関性が仮定されている。他方、係数行列を構成する要素の時間に関する自己相関は通常は無視することができないと考えられている。

以上で形式的に整理したように一般に人口予測において発生する予測誤差は4つの基本的な要素に分解することができる。また、理論的には人口更新方程式の係数行列がしたがう確率過程がわかれば将来の人口構造ベクトルに関する予測誤差を評価することが可能である。また、この予測誤差の評価ができれば、さらに人口水準自体の予測誤差の評価も可能となる。簡単な例としては係数行列が多変量時系列モデルにしたがう場合を考えれば統計的時系列解析で知られている通常の方法で近似的な予測の平均自乗誤差を評価することができるので予測の信頼区間を構成することができる。

### 3 不確実性の源泉

前節においてマクロ的な人口の予測問題を簡単に定式化した。過去に観測されたデータから将来の人口を予測することにもなって発生する予測誤差は (a) 基準人口の不確実性, (b) 出生率の不確実性, (c) 死亡率の不確実性, (d) 人口移動の不確実性, という4つの構成要素の分解できる。そ

<sup>1</sup>戦前の日本のデータでは出産と年齢別死亡率の間に相関関係が観察されるが、最近ではこの現象は見られない。



ここで、人口予測の結果を評価する前提としてまずこれらの要素についての最近の動向と分析上の問題を概観することにしよう。

### 基準人口

一般的には基準時点における人口水準は必ずしも正確な値であるとは限らない。このことは人口統計になじみのない者には奇異に感じられるかもしれないが国民所得などのマクロ経済変数についてはよく知られている。特に基準人口が直近の推計人口の場合には注意を要するであろう。基準時点における人口水準における不確実性の理由は大きく分けて2つあると考えられる。まず人口の範囲、すなわち地域や人種など、が明確になっている場合においてもセンサス（全数調査）が文字通り毎年大規模に行われていることは無い。したがって、統計上において人口水準もまた数値が改訂されている。さらに、特に発展途上国を対象としている国連による人口推計では統計制度の不備あるいは未発達が主な理由となり人口データ自体の正確性は相当程度に疑問があることが挙げられる。第2の問題としては特に最近では米国などを含む西欧先進諸国においては不法な人口移動が深刻な問題となっている。不法な移動の多くは統計上で補足することが困難である。Alho=Spencer(1985)によれば米国における1980年時点で”推定された”不法外国人の数は約3.5百万人から8百万人にも及んでいる。

日本の場合には現在までの所、こうした基準人口を巡る2つの要因はいずれも深刻な事態にいたっているとは考えられない。したがって、これまでのところ日本の人口予測においては基準人口水準についての不確実性はほぼ無視することができる。

### 人口移動

世界的に見てみると国際的な人口移動は毎年かなりの規模で行われている。したがって、人口移動の水準は将来の人口水準の変化に対しても無視できない程の影響を与えると一般的には考えることができよう。日本についても特に近年において国際的に様々な経済関係が緊密化し、それとともに国際的な人口移動も活発化しつつある。しかしながら、これまでの所、日本からの出国者及び日本への入国者の大部分は旅行者であり移動は短期的と考えることができる。ここでデータとして図3.1に日本への入国者と出国者の差である純流入人口<sup>2</sup>を示しておいた。この図よりすぐに気がつくことは1980年代後半からの純流入人口が激増していることである。年齢別にその内訳を見てみると特に成年男子の数が際

<sup>2</sup>出典：「出入国管理統計」平成4年度版

立って増加していることがわかる。このことはいわゆる外国人労働者の増加傾向に対応していると考えられることができる。1991年時点において純人口流入数は約23万人(外国人は約+26万人)である。他方、1990年に新しく日本人として誕生した0才児の人口は男女合わせて約122万人になっている。このことから人口流入数の増加傾向が今後どのように推移するかは重要な問題になりつつある。人口流入数を説明する要因は一般的なマクロ経済の動向と考えられるが、その他、入国に関する政策などもかなりの程度まで影響すると考えられる。

### 死亡率

戦後に関する限り死亡率は発展途上国と先進国をとわずに一般的低下傾向が観察されている。日本においても戦後まもなく死亡率が急速に低下し、1947年に14.57(人口千人当たり)から1960年には7.56になった。その後の死亡率の低下傾向は極めて緩やかに推移しており、最近では1989年の6.44から1990年の6.68へと若干の上昇傾向も観察されている。ここで死亡率の一般的低下傾向が一段落したと考えられる1960年から1991年における月次死亡率<sup>3</sup>の動きを図3.2に示しておいた。ここで示した月次死亡率とは月間日数を調整した年換算死亡率であり、

$$(\text{月間死亡率}) = \frac{\text{月間死亡数}}{\text{月初人口}} \times \frac{\text{年間日数}}{\text{月間日数}} \times 1,000$$

により計算したものである。図から判断する限りかなり規則的に変動を繰り返しているが、数年に1回程度のピークも観察される。これは疫学的理由による死亡率の変動として理解できよう。

ところで全人口についての死亡率は各年齢別死亡率  $q_x(t)$  を各人口構成比で加重和した値と見なすことができる。したがって、全人口の死亡率はしばしば年齢別死亡率に分解して観察されている。また、将来の人口構造の予測には将来の死亡率の予測値が必要となる。そこで過去の年齢別死亡率(人口10万人当たり)の変動<sup>4</sup>を図3.3に示しておいた。1950年から1990年にかけて死亡率はほぼすべての年齢階級において低下していることを見ることができる。このことは、この期間一貫して平均寿命が上昇していることを意味している。なお、男女別の死亡率データを見ると女性の死亡率はすべての年齢階級において男性の死亡率を下回っている。また、最近の傾向として年齢別死亡率の低下の程度は極めて小さくなっていることは注目に値する。特に1989年から1990年にかけて

<sup>3</sup>出典:「人口動態統計」各年

<sup>4</sup>出典:「人口動態統計」平成2年度版

高年齢層においては死亡率は上昇している。特に男性の場合には75才以上にこの傾向が観察される。最近観察されるこの死亡率の数値が今後の上昇傾向を意味するか否かは将来の死亡率の予測を行うさいには重要な要素となるように考えられる。

### 出生率

将来の人口構造を決定する4つの要素の中で出生率の要素は最も重要な不確実性の源泉である。その主な理由は過去のデータから観察する限り、出生率の変動は他の要素、例えば死亡率の変動よりもはるかに大きいと考えられるからである。図3.2には月間死亡率とともに年率換算で計算された月間出生率が示されているが、その数値から年代別に計算した標準偏差値を以下に示しておく。出生率と死亡率の標準偏差はともに時代とともに変動幅が小さくなっているとともに、1980年代においても出生率の標準偏差は死亡率の標準偏差の2倍以上になっていることがわかる。このことは、すなわち長期的に見ると出生率における不確実性は死亡率に付随するよりもはるかに重要であることを意味している。

表 3.1: 標準偏差 (平均値)

年代 \ 率	出生率	死亡率
1950年代	4.55(20.89)	1.59(8.57)
1960年代	2.04(17.52)	1.16(7.06)
1970年代	1.99(17.38)	0.80(6.40)
1980年代	1.13(12.02)	0.59(6.25)

日本におけるマクロ的な出生率は戦後間もなく経験したベビー・ブームの時期から急速に低下が見られた。具体的には人口千人当りの出生率は1947年における34.3から1965年の18.6に低下している。その後、1966年から1967年にかけて発生した異常な変動を除いて1973年頃までは18.0前後の水準で比較的安定した。しかしながら、出生率は1974年頃から最近にいたるまで低下傾向が観察される。そして1990年平均において10.0の水準まで低下してきたが最近ではその低下速度は鈍化する傾向にあるようにも見る事ができる。こうした最近における出生率の低下傾向の原因については様々な議論や分析が行われている。その主要な議論は出生率の変化を年齢別出生率の変化に分解して見ることにより容

易に理解することができる。図 3.4 は 1950 年から 1990 年にかけて母の年齢で分解した出生率の変化<sup>5</sup>を示すものである。この間の年齢別出生率における変動から大きく 2 つの流れがあることが観察されよう。第 1 には 1950 年から 1970 年にかけてすべての年齢層において出生率の大幅な低下が見られることである。第 2 に 1970 年から 1990 年にかけての年齢別出生率の変化は若年階級（15 才-29 才）における大幅な低下及び高年齢階級（30 才-44 才）における小幅な出生率の増加傾向に分解することができる。こうした最近の出生率の変化は有配偶率の低下とともに結婚年齢の上昇、すなわち晩婚化といった社会的な現象とそれに伴う出生行動の抑制と出生年齢の上昇の結果と解釈することができる。こうしたことから今後の日本の人口を予測する場合には出生率の動向をどのように理解し、予測するかが最も重要な要素であると考えられる。

### 出生率モデル

マクロ的な出生率は普通出生率と呼ばれているが、歴史的には大きく変動していることが観察されている。しかしながら、図 3.4 が示すように年齢別出生率の変動は年齢の進行とともにすこしずつ変化していることを見ることができる。年齢別出生率はさらに個々の女性にとっての時間とともに推移する出生行動の集積と考えられるので、出生年次別に階級分類された出生コーホートによる出生行動に分解することが人口学的にはより本質的な分析となろう。実際、出生コーホート別にとらえた年齢別分布と年次別にとらえた年齢別分布を比較すると前者の分布に対してはきわめて安定的なモデルがあることが知られている。まず出生コーホート別にとらえた初婚の年齢分布がきわめて安定的な一定の分布にしたがっていることを初めて示したのは Coale=McNeil(1972) である。彼らを用いた初婚分布は次の密度関数の形をしているが、データに対するフィットはきわめて良好である。

$$f(x|\eta) = \frac{\lambda}{\Gamma\left(\frac{\alpha}{\lambda}\right)} e^{-\alpha(x-\mu)} - e^{-\lambda(x-\mu)}.$$

ここで  $\Gamma(y)$  はガンマ関数、 $\eta' = (\lambda, \alpha, \mu)$  は未知母数ベクトルを表している。この分布は  $\alpha = 0$  とすると極値分布として知られている 2 重指数分布に一致するのでその一般型であるが、指数変換を行うとガンマ分布になることから指数ガンマ分布と呼ぶべきであろう。ここではこの分布に対するハザード（危険）関数は通常の寿命分布でよく用いられるワイブ

<sup>5</sup>出典：「人口動態統計」平成 2 年度版

ル分布とは異なることのみについて注意しておく。この指数ガンマ分布が米国における第1子出生の年齢分布に対してよくあてはまることを示したのが Bloom(1982) である。この分布は近似的に正規分布と数個の指数分布の合成積と見なすことが出来ることも Coale=McNeil(1972) は示している。したがって、例えば結婚の年齢分布がほぼ正規分布であって結婚後の出生行動が指数分布で近似することが許されれば出生率のモデルとして指数ガンマ分布の利用が正当化されよう。

日本におけるコーホート年齢別出生率については厚生省人口問題研究所（以下では人口研と略する）が計測例を公表している。図 3.5 で引用した人口研の計測例ではデータから複数の指数ガンマ分布の混合分布のモデルを推定しているが、この 1935 年生まれのコーホート・データに対するフィットはきわめてよいように判断できる。ここでこのモデルの推定について重要な統計的問題について言及しておこう。例えば 1965 年生まれのコーホートをとると、1992 年時点においてはなお出生行動が終了したとは考えられない。したがって、この場合にはデータは統計学でいう右側打ち切り標本（right censored samples）になっていると解釈すべきである。ここで打ち切り標本は切れた分布からの切断標本 (truncated samples)<sup>6</sup>ではないことに注意しておこう。データが打ち切られている場合には通常の統計的推定は修正されなければならない。いま、データ  $\{x_i\}$  の値が観測されているとすると尤度関数は

$$L(\eta) = \prod_1 f(x_i|\eta) \prod_2 [1 - F(x_i|\eta)]$$

で与えられる。ここで  $F(x|\eta)$  は密度関数  $f(x|\eta)$  に対応する分布関数であり、 $\prod_1$  は既に観測されたデータについての積、また  $\prod_2$  はなお観測されていない年齢分布に対する尤度にそれぞれ対応することになる。通常の統計的推定問題と異なるのは第 2 項が存在するからであり、例えば最尤法は  $L(\eta)$  を最大化する方法として定義されることとなる。日本のデータを用いて人口研が推定したコーホート年齢別出生率とその結果を用いて推定された年齢別出生率<sup>7</sup>を図 3.6 と図 3.7 として引用しておく。そこで推定に用いられた詳しいデータ、推定方法、推定されたモデルの各種統計量などは公表されていないので判断が困難であるが、データへのフィッ

<sup>6</sup>このデータを切断標本と考えると尤度関数が異なるし、推定において情報量損失が生じると考えられる。ただし、将来における女性の死亡確率が不確実と考えるとより複雑な統計的モデルが必要となろう。

<sup>7</sup>出典：「日本の将来人口推計：平成4年9月推計」

トはきわめて良好である。

## 4 コーホート法による予測と問題点

### 2つの予測

この節では日本において行われている人口予測の中でも厚生省人口問題研究所による将来人口推計（厚生省人口問題研究所（1992））及び日本経済研究センターによる人口予測（日本経済研究センター（1991））における方法と結果について簡単にレビューする。特に前者の人口予測は政府による公式的な予測として年金の財政再計算や長期経済計画の策定などの前提として用いられることもあって最も広く注目されている。

#### 人口研による将来人口推計

人口研による将来の人口推計では中位推計、低位推計、高位推計の3つの推計値が報告されている。その中でももっとも詳しく報告し、もっともよく用いられているのは中位推計である。したがって、この中位推計を公式的な予測値と見なすことができよう。人口研の中位推計を行う上での重要な仮定としては以下の挙げる3つの要素を挙げるができる。

(i) 国際人口移動率については最近5年間に観測された値の平均値に固定する。(ii) 死亡率については男女別、15死因別に各種の曲線を個別にあてはめ、決定係数を基準として適合度の高い回帰式により推計する。さらに、推定された方程式から死亡率を外挿して将来生命表を作成する。(iii) 出生率についてはコーホート別に平均初婚年齢でみた晩婚化は1950年出生コーホートの24.7才から1973年出生コーホートの27.2才まで進行し、以後は変化しないことを仮定している。さらに、平均出生児数は1935年生まれコーホートの2.00人より1960年生まれのコーホートの1.8人まで減少し、以後は一定となるとしている。したがって合計特殊出生率(TFR)は長期的には1991年に観測された1.53から1.8まで快復することを仮定していることになる。

以上の3つの基本的仮定の中で出生率についての仮定(iii)がもっとも重要であろう。この仮定を簡単に図で表現したのが図4.1である。この横軸ではコーホートの出生年齢をとり、縦軸に年齢をとっている。こうすると例えば1990年に観察される年齢別出生率は1941年生まれの49才データと1975年生まれの15才データを結んだ直線上のデータとして観察することができる。また、1990年においては1990年データの左上側につい

ては過去のデータとして観察値が既に得られている。一方，出生年次別のコーホートの年齢別出生率は各コーホートに対して縦軸に沿って与えられている。したがって，この図から明らかなように1941年以前に生まれたコーホートについては分布のデータは完全に実現しているが，1941年から1975年生まれのコーホートに対する出生率データは一部分のみが観察されていることになる。前節で言及したように打ち切り標本にもとづく最尤推定を行えば分布の母数を推定することは可能である。ここで人口研の中位推計では1973年以降のコーホートに対する縦軸にそった出生率分布は固定していることに注意しておこう。こうした仮定は，もしコーホートの出生率分布の挙動を決める母数の変動が近年になるほど安定化しているのであるとするならば正当化されるであろう。

### 予測精度の評価

人口研がこれまでに行っている人口推計（population projection）では中位推計，低位推計，高位推計とよばれている3つの推計値を公表している。これら3つの推計では主として将来の出生率の変化についての仮定の相違から異なる人口経路が計算されることになっている。したがって，一定の政策にもとずいた政策予測，あるいは条件付予測（conditional prediction）として将来の人口推計値を解釈することが適当であろう。人口学においては人口推計（projection）を将来人口の予測（predictionあるいはforecasting）と区別しようとするむきもある。（Keyfitz(1972)）ここで，人口予測とは現在までの情報・データを所与として将来の人口構造を予測するという，通常の統計学で説明されている予測であり，いわば無条件予測（unconditional prediction）と呼ぶべきであろう。

ここで人口推計を単に一連のアド・ホックな仮定の下で将来の人口変動を計算する卓上の政策予測，あるいは政策シミュレーションとしてのみ意味があるとするのはあまりに限定的であろう。実際，公表されている資料から判断する限り，人口推計を行う際に設けられる仮定は様々な吟味を経ていることが伺える。さらに，人口研による将来の中位人口推計値は中央及び地方の政府機関の将来計画作成の一つの根拠，基礎資料として利用されている。これまでのところ公的年金における財政計算は中位推計をその基礎として計算されている。こうした将来人口推計値の利用者にとっては中位人口推計を将来の人口構造の予測値として理解し利用しているといつてよい。もし，人口推計が単なるアド・ホックな仮定にもとづく政策シミュレーションであるならばその推計を用いる者はほとんどいないであろう。

ここでは中位人口推計値を将来人口の予測値と理解することとする。こうして予測値として人口推計値を解釈すると当然のことながらその予測精度を問題とすべきであろう。すなわち、点予測値はどの程度まで将来の実現値をについての情報を持つと考えるべきであろうか？人口予測の誤差については既に説明したようにより基本的な幾つかの予測誤差に分解することができる。したがって、ここで理想的な状況で予測誤差の評価を行うにはこれらの要素についての詳細な予測誤差分析を行うことにより可能となる。例えば各構成要素がしたがっている確率過程について統計的モデル化をおこなうことができれば、刻々と入ってくる観測値と各構成要素の予測値を比較することにより誤差を客観的に評価することができよう。

実際に人口研が行っている人口推計は相当に大規模かつ複雑である。そこで、以下ではこの人口推計についてのきわめて経験的な一つの評価を試みることにする。人口研においては戦後これまでに昭和30年,32年,35年,39年,45年,50年,51年,56年,61年,及び平成4年の合計10回にわたり将来人口の推計値を公表している。これらの公表された推計値の中で平成4年の推計をのぞき合計9回の推計結果については現時点において実績値と比較することが可能である。そこで、これまでの推計値と実績値の比較検討を行ってみよう。ところで人口予測の方法として古くからよく知られているもっとも単純な方法は人口成長率の外挿の予測であろう。いま、時刻 $t$ における人口成長率を $r(t)$ としよう。予測の基準総人口を $P(T)$ とすれば連続時間モデルでは時刻 $T$ における人口は

$$P(T+h) = P(T) \exp \left( \int_T^{T+h} r(t) dt \right)$$

で与えられる。人口予測は様々な予測期間 $h$ について行うので予測期間における平均的人口成長率を考察の対象とする。平均成長率を $r_h$ とおけば

$$\begin{aligned} r_h &= \frac{1}{h} \left( \int_T^{T+h} r(t) dt \right) \\ &= \frac{1}{h} \log_e \left( \frac{P(T+h)}{P(T)} \right) \end{aligned}$$

となる。ここで定める平均成長率は基準人口、予測人口、予測期間に依存するが計測単位には依存しない量である。したがって、予測の誤差を評価する一つの簡単な尺度である。いま、基準人口値と $h$ 期先将来の人口推計値をそれぞれ $\hat{P}(T), \hat{P}(T+h)$ とおこう。ここで推計開始の時点 $t=T$ においては真の基準人口値 $P(T)$ は必ずしも既知ではないことに注意して



おこう。さらに推計人口を用いた平均成長率の予測値を  $r_h(p)$  とおこう。また、これに対応する実際に実現する平均成長率を  $r_h(a)$  で表しておくことにしよう。このときパーセント表示で予測誤差を表示すると

$$\begin{aligned}\Delta r_h &= 100(r_h(p) - r_h(a)) \\ &= \frac{100}{h} \log_e \left( \frac{\hat{P}(T+h)}{\hat{P}(T)} \cdot \frac{P(T)}{P(T+h)} \right)\end{aligned}$$

で与えられることになる。この予測誤差  $\Delta r_h$  は人口予測の精度を測る一つの尺度と考えられる。

表 4.1: 予測精度

暦年 \ 推計時点	1986	1981	1976	1975	1969	1964	1960	1957
1990	0.123	-0.070	0.153	0.227	0.038	-0.159	-0.301	-0.523
1985		-0.155	0.118	0.212	-0.020	-0.184	-0.316	-0.519
1980			0.109	0.214	-0.095	-0.206	-0.325	-0.497
1975					-0.321	-0.273	-0.343	-0.487
1970						-0.064	-0.146	-0.327
1965							-0.006	-0.263
1960								-0.076

人口研の将来推計（昭和 30 年,32 年,35 年,39 年,45 年,50 年,51 年,56 年,61 年）の資料<sup>8</sup>から計算した予測誤差  $\Delta r_h$  を表 4.1 にまとめておいた。合計 31 個の人口予測の誤差があるが、これをあたかも単純なランダム・サンプルとみなして平均と標準偏差を計算すると平均値-0.145、標準偏差 0.222 であった。1957 年と 1960 年の予測誤差データを除いて 18 個のデータに関して同様の計算を行うと平均値-0.0196、標準偏差 0.17 となる。すなわち、最初の 2 つの人口推計は 1964 年以降の人口推計に比べてはるかに精度が悪いことがわかる。表 4.1 より 1957 年から 1975 年にかけての推計誤差は 1 つを除いて符号がマイナスになっている。すなわち、人口の過小予測を行ったことになる。その後、1975 年と 1976 年の推計では逆に人口を過大に推計し、1981 年には過小推計、1986 年には過大推計の

<sup>8</sup>出典：厚生白書各号

傾向が観察される。このように、過去の人口推計について予測誤差には一定の傾向が見られるようである。

次に予測誤差の分析をもとにして人口推計の信頼区間を作ってみよう。既に述べたように人口研による人口推計では中位推計の他にも低位推計と高位推計を行っている。これらの異なる推計値は通常の子測理論の観点からどのように解釈できるであろうか？ここで既に表 4.1 により平均成長率については予測誤差の評価値が与えられていることに注目しよう。ところでここで忘れてならないのは前にも触れたように将来人口の子測には基準人口の不確実性をも評価する必要性があることである。この問題についての Stoto(1983) の研究によれば発展途上国の場合には特に基準人口の不確実性は無視できないオーダーである。しかしながら、日本の場合には若干の数値計算から人口推計の際に設定された基準人口と確定人口との差はほとんど無視できるオーダーであることがわかった。したがって、この問題はさしあたり無視することにしよう。ここで将来の真の人口水準は

$$P(T+h) = P(T)\exp(hr_h(a))$$

である。この値に対する予測の信頼区間は

$$[P(T)\exp(h(r_h(p) - k\hat{\sigma})), P(T)\exp(h(r_h(p) + k\hat{\sigma}))]$$

により求めることができよう。ここで $\hat{\sigma}$ は予測誤差の標準偏差である。さらに、人口水準自体に対して対数正規分布を仮定すれば $k=1$ は68%信頼区間、 $k=2$ は95%信頼区間に対応することになる。ここで、人口研が1992年に公表した中位推計を中心にして $\hat{\sigma} = 0.17 \times 10^{-2}$ 、 $k=1$ とにおいて信頼区間を計算したのが図 4.2 である。この図から明らかなように長期的にみると人口研の低位推計と高位推計はほぼ68%の子測の信頼区間に対応していることがわかる。

さてここで作られた信頼区間はきわめて単純かつ直観的であり、統計的に厳密な意味ではないことに注意しておこう。表 4.1 からわかるように予測誤差は単純なランダム・サンプルと見なすことは困難である。したがって、より注意深い分析が必要であることは明らかであろう。過去の国連及び米国における人口推計の子測誤差については Keyfitz(1981) が別の基準を用いて検討を加えている。また、Alho=Spencer(1985) は確率過程モデルを利用した予測誤差評価を試みている。

日本経済研究センターの子測

日本経済研究センターの行った人口予測<sup>9</sup>は基本的にはコーホート別の出生率の予測にもとづくコーホート法であると解釈することができる。その予測における基本的仮定は以下のようにまとめることができよう。

(i) 人口移動率はゼロに設定して国内の日本人のみを対象としている。この場合には海外の日本人や外国国籍の人間などの人口の定義が多少問題となる。(ii) 死亡率については1988年の5才階級別死亡率を固定して将来も変化しないことを仮定する。(iii) 結婚確率及び出生順位別出産確率については特定のパラメトリック・モデルを仮定していない。過去の数年間の観測値より直接にコーホート出生分布を推定している。

以上の仮定の中でもっとも重要な仮定は(iii)であろう。人口研による人口推計の仮定とは必ずしも整合的ではないが人口研による低位推計の仮定に類似していると判断することができる。特定のパラメトリック・モデルを用いていないので簡略化した出生率についてのノンパラメトリック推定を行っているものと解釈することができよう。

#### 予測方法の比較

ここで、人口研の将来の人口推計法と日本経済研究センターの人口予測法を比較してコメントを加えてみよう。まず、ある意味で当然のことであるが、過去の出生率の推計については非公表の膨大なデータを用いて行われている人口研の方法とその結果は統計学的な立場から十分に信頼することができるように判断される。つぎに、両者の予測結果を見るために図4.3で1990年から2025年までの出生率の予測を結果を比較しておいた。この図から明らかなように日本経済研究センターによる予測値はベースとなる人口の定義が多少異なっているが、ほぼ人口研の低位推計の値に一致している。したがって、人口レベルや年齢別人口の予測値もまたほぼ人口研の低位推計に対応していることになる。

歴史的データから見ると出生率の変動は相対的に不安定であり、今後どのように変化していくか予測することは困難である。その中で人口研の中位推計の基本的要素である出生率についての仮定はきわめて楽観的といえよう。日本経済研究センターの予測や低位推計においては中位推計よりも例えば全人口に占める65才以上の人口割合はよりはやいスピードで上昇することが予測される。2025年においては全人口の27.8% (中位推計では24.5%)となる。もし低位推計の方が今後の出生率についてより現実的な過程であるとするならば例えば年金問題などを数理的に分析する上では重要な仮定の変更を意味するように考えられよう。

<sup>9</sup>出典:日本経済研究センター(1991)

## 5 計量分析による予測と問題点

経済社会現象にたいする計量的な分析方法としては計量経済モデルや時系列モデルを用いる統計的方法が有力である。前者では観察される変数間の関係の分析を中心にして、例えば回帰分析などに代表される。これに対して時間とともに変動するデータの解析手法としては確率過程にもとづく後者の方法も有力である。これらの2つのアプローチについてはしばらく前までは計量分析においても互いに分析用具としての優位性を主張するなどの動きもみられた。人口の計量分析についてもこうした議論が最近見かけるようになってきている。ここではそうした中で代表的と思われる議論について簡単にレビューを行う。

### Butz=Ward 方程式

出生率の変動について経済学の立場から理論的分析を行ったのはシカゴ学派のBecker(1960)等である。ミクロ経済学の単純な応用として子供を消費財と見なすことにすると家計の所得と価格によって家計の子どものに対する需要が決定されることになる。子供の価格は主として子供当りの出産・育児・教育にかかる費用により計算される。また、子供の出生と育児は主として女性が担っていることから家計所得は男性賃金と女性の労働市場における賃金率に依存すると一般的に考えることができよう。Becker(1960)に代表される、きわめてミクロ経済分析により導かれた行動方程式をマクロ時系列データを用いて計測を行ったのがButz=Ward(1979)である。米国のマクロ・データを用いて推計した方程式は

$$\ln(B_t) = \gamma_0 + \gamma_1 K_t \ln(wm_t) + \gamma_2 \ln(wm_t) + \gamma_3 K_t \ln(wf_t) + u_t$$

である。ここで、 $B$  = 出生率、 $u$  = 誤差項、 $wm$  = 夫の市場賃金率、 $wf$  = 妻の市場賃金率、 $K$  = 妻の労働力化率、をそれぞれ表している。Butz=Ward(1979)の仮説は符号条件： $\gamma_1 + \gamma_2 > 0, \gamma_3 < 0$ である。Butz=Ward(1979)は米国の1947年-1974年のデータを用いて推定された符号が仮説と整合的であることを発見している。また日本のマクロ・データを用いた同様の推計も行われている。例えばOgawa=Mason(1986)は1963年-1984年のデータを用いて類似の結果を報告している。

Butz=Ward(1979)による実証分析については時系列分析の観点からMcDonald(1984)が批判的に検討を行っている。Becker(1960)の理論やButz=Ward(1979)による出生率関数は同一時点の出生率を同一時点の賃金率や女性の労働力参加率によって説明しようとするきわめて静学的な

理論である。他方、米国のマクロ出生率データを用いた Butz=Ward 方程式の残差からは強い自己相関が検出されている。McDonald(1984)によれば Butz=Ward 方程式の残差は AR(2)(2次自己回帰モデル)によりよく説明することが出来るとの結果が報告されている。McDonald(1984)が推定した AR(2) モデルでは単位根 (unit root) が1個検出されている。したがって、当然の事ながら階差  $f_t = B_t - B_{t-1}$  に対して定常 AR(1) モデルによりきわめてフィットのよい方程式を計測している。

ここで日本のデータについても同様の検討を簡単な練習問題として試みておこう。Ogawa=Mason(1986)にしたがってデータの期間は1986年-1984年である。この期間では日本では1966年に発生した出生率の特異な低下が見られるのでOgawa=Mason(1986)にしたがい1966年ダミー変数 (D66) と1967年ダミー変数 (D67) を用いた。被説明変数として合計特殊出生率 (TFR) を用いて推定した方程式の結果は

$$TFR_t = 0.122 - 0.535D66 + 0.637D67 + 0.931TFR_{t-1}$$

(0.837) (-9.37) (10.18) (12.62)

であった。ここで、括弧は  $t$  統計量であり、自由度修正済み決定係数は  $\bar{R}^2 = 0.92$  であった。この方程式はダミー変数を含む1次自己回帰モデルであるが、フィットの良さではOgawa=Mason(1986)に報告されているどの方程式よりもすぐれている。このような短い計測期間のデータについてフィットの良さを議論すること自体には問題もはらんでいないが、念の為に推定された残差を図5.1に示しておく。

ここでMcDonald(1984)による主張は次の2つに要約することができる。(i)Butz=Ward方程式はマクロ・データの説明モデルとしては定式化を誤っている。(ii)単純な自己回帰和分移動平均 (ARIMA) モデルによる時系列モデルの方がフィットも良いし、予測に有効なモデルを推定することができる。実際、こうしたARIMAモデルを用いて米国やオーストラリアのデータを分析した例としてはSaboia(1977),McDonald(1980),McDonald(1981),Land=Cantor(1983)などを挙げるができる。

#### 計量分析と時系列分析

時系列分析によるButz=Ward(1979)や関連した実証分析に対する批判についてはこれまであまり議論されていないようであるが、次のようなことを指摘することができよう。(i)出生率や死亡率は時間的相関(自己相関)を持ちつつ変動しているので通常の計量分析で仮定されるような誤差項や確率過程についての議論は当てはまらない。(ii)しばしば年デー

タを用いて推定された方程式のフィットの良さによって方程式の選択が行われている。統計学的には推定期間中のフィットの良さは事前的予測の良さを保証するものではない。(iii) こうした Butz=Ward 方程式を予測に利用することを考えることができる。しかしながら、説明変数として登場する変数はいずれもマクロ経済変数としては内生変数であるのでこれらの予測値自体を作り出すこと自体にまた新たな計量分析上の問題が生じる。

ここで、統計学的な視点から見て McDonald(1984) の批判は必ずしも妥当でないと考えられる問題もあることを指摘しておこう。特に次のような計量分析における統計的問題は重要であろう。しばしば、出生率や死亡率データに対して単純な自己回帰和分移動平均 (ARIMA) モデルをあてはめると非定常性が検出される。例えば日本の 1964 年-1984 年のデータから推定されたモデルにおいてもダミー変数付単位根検定を行うと単位根の存在は否定されない。統計学ではよく知られているが、非定常時系列においては有意性などに関する通常の推測理論は修正されなければならない。

また、ARIMA モデルなどの非定常線形時系列モデルによる予測は定数項やダミー変数の存在により予測関数の性質は著しく変化する。一般的に統計的時系列解析では非定常線形時系列モデルによる予測は長期的予測よりもむしろ短期的予測の手段として大きな威力を発揮するものと考えられている。ここで、例として図 3.1 に示した月次死亡率 (1960 年 12 月-1990 年 12 月) にたいして季節 ARIMA モデルを当てはめてみた。様々な統計的な試行錯誤の結果、適当なモデルとしては季節 ARIMA の記号を用いると  $(1, 0, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$  で表現されるモデルが適当であることが判明した。そこで、推定されたモデルを用いて 1990 年 1 月-1993 年 1 月の月次死亡率を予測した結果を図 5.2 に示しておく。ここで、図中の区間は予測の 90% 信頼区間を表している。このように統計的時系列モデルにもとづく予測の長所として予測の信頼区間を簡単に構成することができることを挙げるができる。

ここで推定結果を報告した一変数時系列モデルは単なる時系列モデルの例示以上の意味はない。しかしながら、こうした時系列モデルの応用は米国の人口統計学者により近年では様々な形で行われている。例えば、年齢別死亡率に対して 1 因子時系列モデルを用いた予測法を Lee=Carter(1992) が提唱している。ただし、彼らのモデルでは因子数が 1 個であって現実のデータを説明するモデルとしては制限的過ぎるので数個の因子を持つ時

系列モデルの開発が望まれる。また、年齢別コーホートの結婚確率と出生率に対しては Bloom=Bennett(1990) 及び Heckman=Walker(1989) が新しい統計モデルを開発している。これらのモデルでは動的に経済変数の影響が人口を構成するコーホート変数に影響を及ぼす形になっている。こうした、時系列構造を踏まえた上での人口変数の計量分析とそれから派生する予測関数の開発は今後、日本においても十分に積み重ねてゆくべき方向であろう。

## 6 まとめ

本稿では人口予測に関する問題を統計学的な立場から検討を加えた。まず、人口構造の予測の問題を定式化し、人口予測に関しての不確実性の所在を明らかにすることを試みた。将来の人口構造を決定する4つの要素に注目し、それら要素の将来における予測値が及ぼす影響について分析の枠組みを考察した。人口予測についてはこれまでにコーホート法などの予測方法が開発されているがその予測精度に関する議論は必ずしもこれまで活発に行われていないようである。そこでこの報告では過去に行った人口推計を手がかりに不完全ではあるが一つの予測の精度についての分析を試みた。厚生省人口問題研究所は将来の人口推計を発表しているが、中位推計を人口の点予測 (point prediction) と理解すると低位推計と高位推計はほぼ68%の予測の信頼区間 (predictive confidence interval) に相当することを示した。この信頼水準は通常の統計的予測の問題に比べてはるかに小さいが、35年もの長期予測としてはむしろかなりの精度を確保していると判断されるであろう。ここでの問題はむしろ年金の数理的な財政再計算を含め多くの長期的な将来の経済計画が人口の中位推計を所与として行っていることである。統計学的な予測問題として考えれば将来の人口経路が中位推計にしたがう確率はほぼゼロである。中位推計の信頼性については低位推計と高位推計がある種の予測の信頼区間と解釈できるのでこうした将来人口についての不確実性の幅を踏まえた様々な数理的な検討にもとづいた経済計画の作成がより望ましいと考えられる。

本稿においてはさらに人口の変動要因を巡る計量経済分析についても言及した。経済的な環境は明らかに人口変動を左右する大きな要素と考えられる。しかしながら、経済環境と人口変動の時間的変動の結び付きに関する分析はこれまで特に日本においてはあまり活発に行われている

とはいいがたい。経済学者の多くは人口変動を与件として年金問題をはじめとする多くの政策論議を行っている。他方、年金の数理的検討においては人口や金利の将来における変動の要素は無視しているのが一般的であろう。ここでもし経済的な要因を考慮した人口の確率過程モデルを構築することができるのならば人口予測についてのより客観的な精度の評価が可能になると考えられし、人口問題からの経済問題へのフィードバックも可能となろう。こうしたある意味で基礎的な問題を検討する上での分析の枠組みとしても本稿が何等かの形で役に立てば幸いである。

## 参考文献

- [1] Alho, J.M. and B.D. Spencer (1985), "Uncertain Population Forecasting," *Journal of the American Statistical Association*, 80, 390, 306-314.
- [2] Becker, G.S. (1960), "An Economic Analysis of Fertility," in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, edited by A.J.Coale, Princeton University Press.
- [3] Bloom, D.E. (1982), "What's Happening to the Age at First Birth in the United States?: A Study of Recent Cohorts," *Demography*, 19, 3, 351-370.
- [4] Bloom, D.E. and Bennett, N.G. (1990), "Modelling American Marriage Patterns," *Journal of the American Statistical Association*, 85, 412, 1009-1017.
- [5] Butz, W.P. and M.P. Ward (1979), "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility," *The American Economic Review*, 69, 3, 318-328.
- [6] Coale, A.J. and D.R. McNeil (1972), "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort," *Journal of the American Statistical Association*, 67, 340, 743-749.



- [7] Heckman, J.J. and J.R. Walker (1989), "Forecasting Aggregate Period-Specific Birth Rates: The Time Series Properties of a Microdynamic Neoclassical Model of Fertility," *Journal of the American Statistical Association*, 84, 408, 958-975.
- [8] Keyfitz, N. (1972), "On Future Population," *Journal of the American Statistical Association*, 67, 338, 347-363.
- [9] Keyfitz, N. (1977), *Introduction to the Mathematics of Population with Revisions*, Addison-Wesley.
- [10] Keyfitz, N. (1981), "The Limits of Population Forecasting," *Population and Development Review*, 7, 4, 579-593.
- [11] Land, K.C. (1986), "Methods for National Population Forecasts: A Review," *Journal of the American Statistical Association*, 81, 396, 888-901.
- [12] Land, K.C. and D.Cantor (1983), "ARIMA Models of Seasonal Variation in U.S. Birth and Death Rates," *Demography*, 20, 4, 541-568.
- [13] Lee, R.D. and L.Carter (1992), "Modelling and Forecasting U.S. Mortality," *Journal of the American Statistical Association*, 87, 419, 659-675.
- [14] Long, J.F. and D.B. McMillen (1987), "A Survey of Census Bureau Population Projection Methods," In Land, K. and S.Schneider eds., *Forecasting in the Natural and Social Sciences*, Reidel, Boston, 141-178.
- [15] McDonald, J. (1980), "Birth Time Series Models and Structural Interpretations," *Journal of the American Statistical Association*, 75, 369, 39-41.
- [16] McDonald, J. (1981), "Modelling Demographic Relationships: An Analysis of Forecast Functions for Australian Births," *Journal of the American Statistical Association*, 76, 376, 782-801.

- [17] McDonald, J. (1984), "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility: A Reassessment of the Evidence," *Journal of Macroeconomics*, 5,4, 421-436.
- [18] 小椋正立=ロバート・ディークル (1992), 「1970年以降の出生率低下とその原因」日本経済研究, no.22,46-76.
- [19] Ogawa, N. and Mason, A. (1986), "An Economic Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model," 人口学研究, 9,5-14.
- [20] Saboia, J.L.M. (1977), "Autoregressive Integrated Moving Average Models for Birth Forecasting," *Journal of the American Statistical Association*, 72, 358, 264-270.
- [21] Stoto, M.A. (1983), "The Accuracy of Population Projections," *Journal of the American Statistical Association*, 78, 381, 13-20.
- [22] 法務省, 出入国管理統計年報.
- [23] 厚生省, 人口動態統計, 各年.
- [24] 厚生省, 厚生白書, 各年.
- [25] 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月推計」.
- [26] 総務庁 (1985), 統計総覧.
- [27] 日本経済研究センター (1991), 「2020年までの日本人人口予測」, JCER DISCUSSION PAPER NO.16.

图3.1: 純人口流入数  
單位(千人)

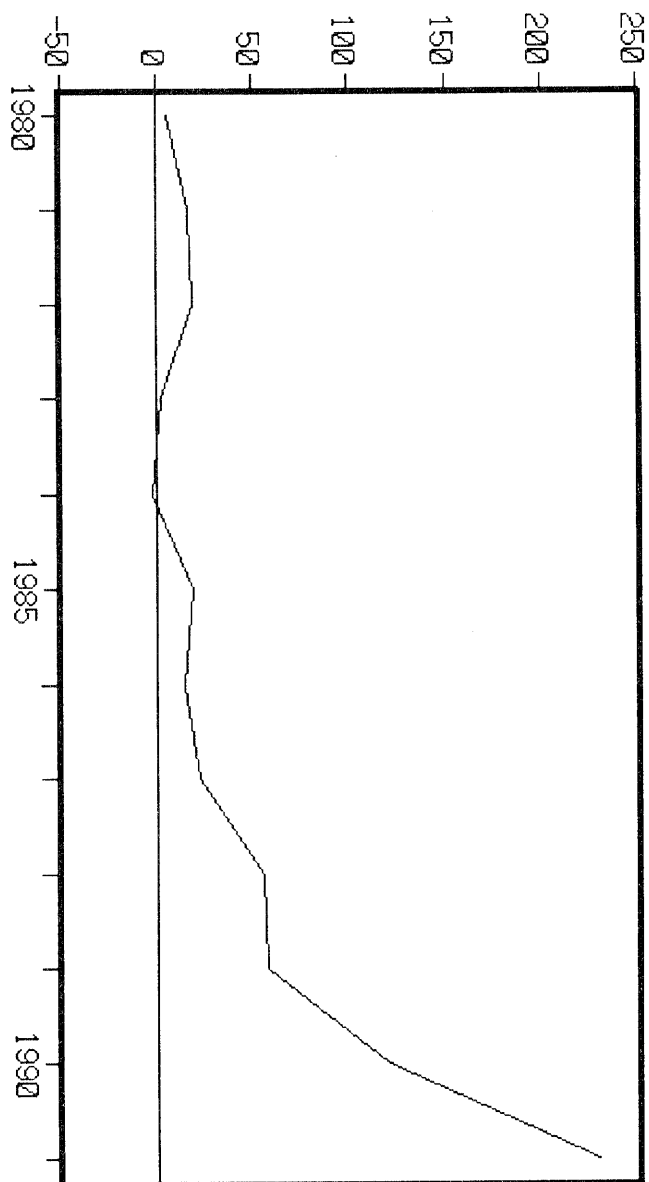


図3.2:死亡率と出生率

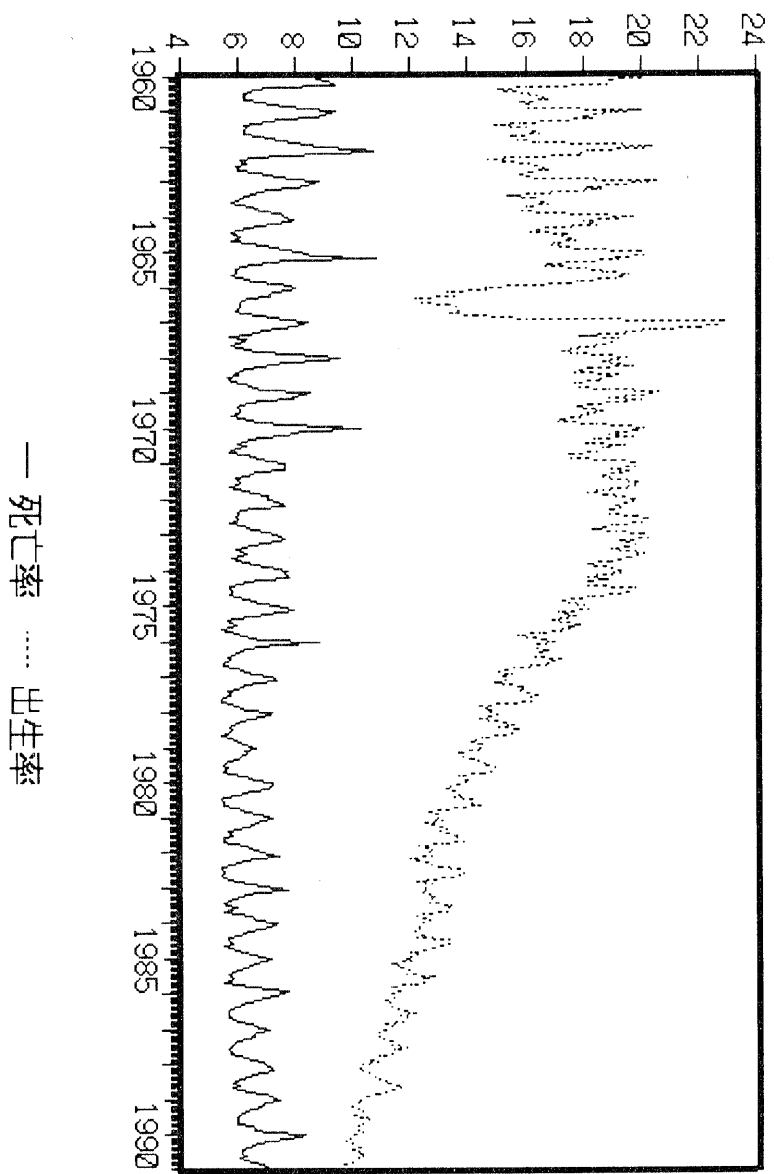


图3.3: 年龄别死亡率  
单位: 对数(死亡率)

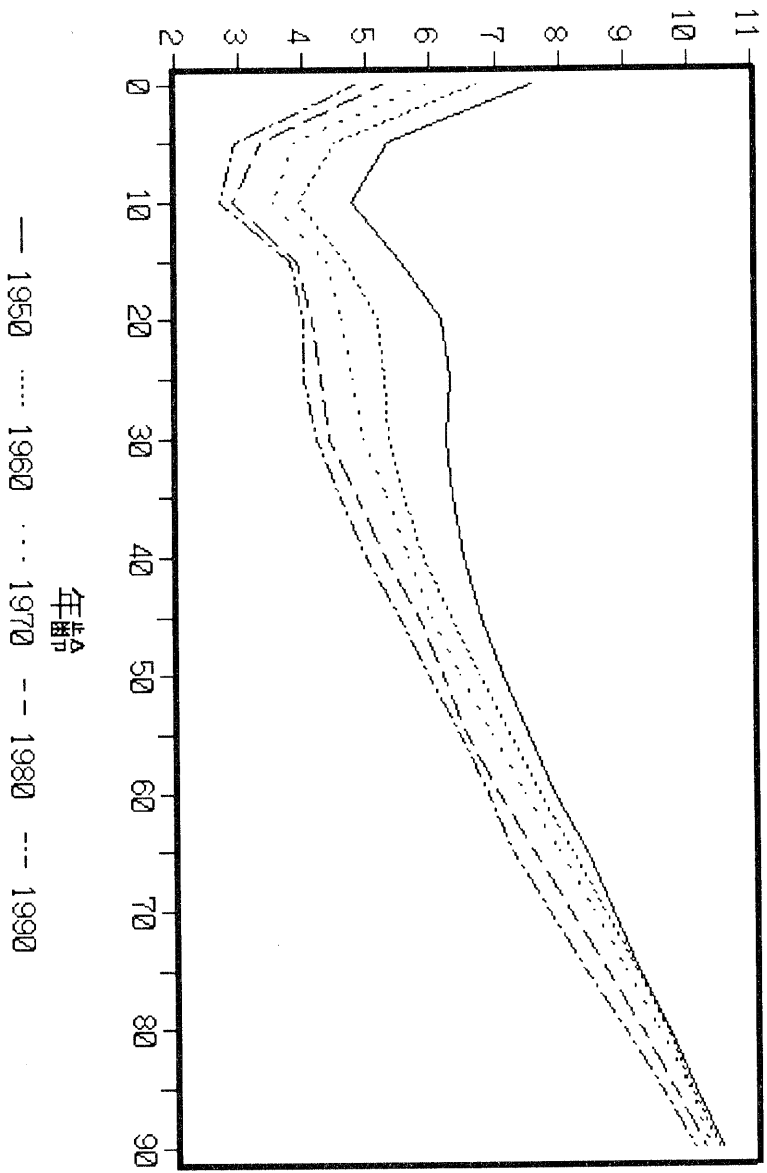
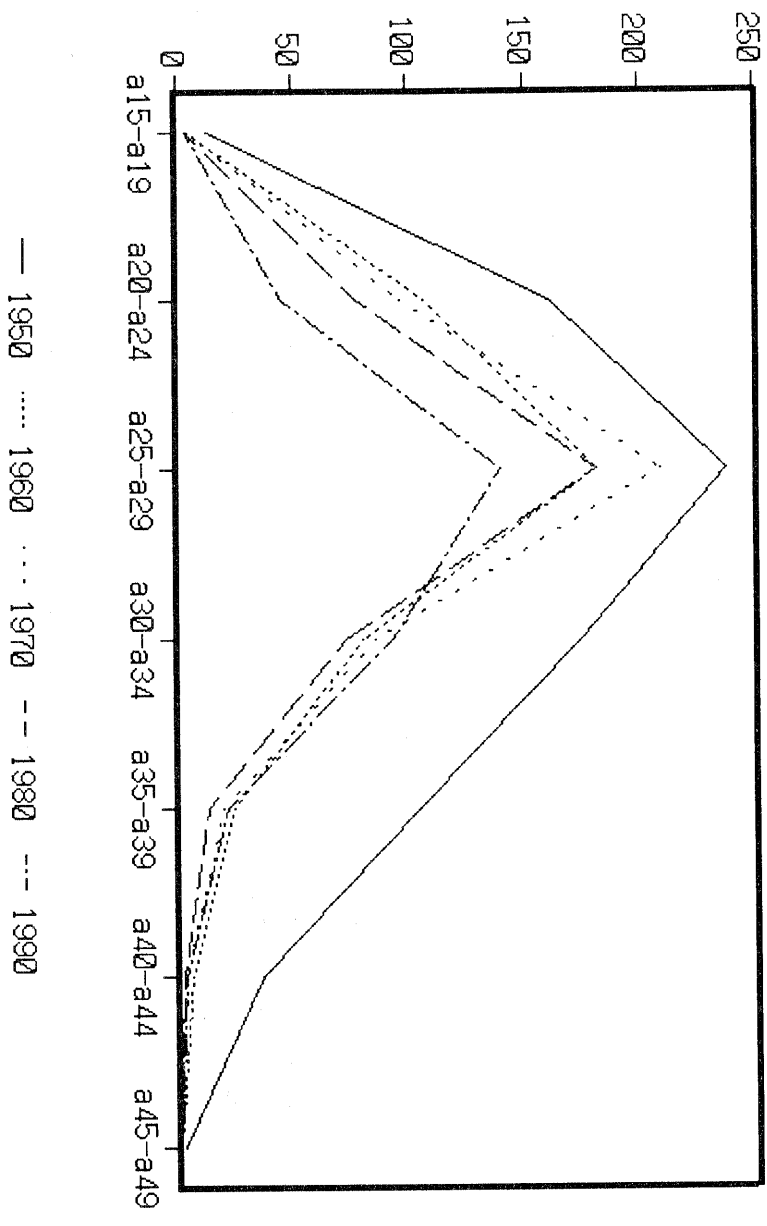


图3.4: 年龄别出生率  
单位: 女性千人当り



(出典：「日本の将来推計人口」厚生省人口問題研究所)

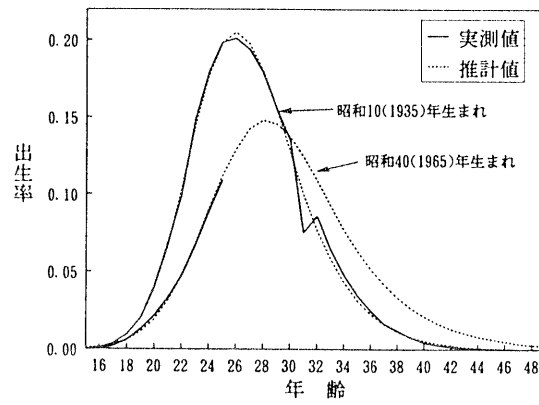


図 3.6: コーホート年齢別出生率の推計結果 (2)

(出典：「日本の将来推計人口」厚生省人口問題研究所)

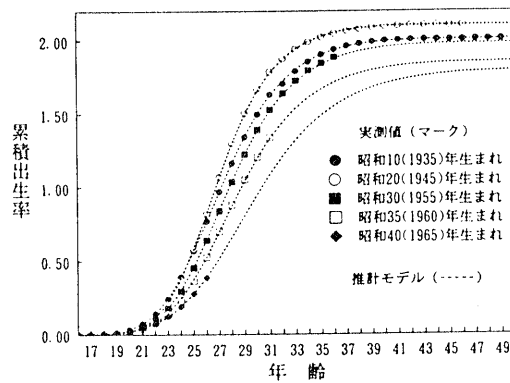


図 3.7: 年齢別出生率の推計結果

(出典：「日本の将来推計人口」厚生省人口問題研究所)

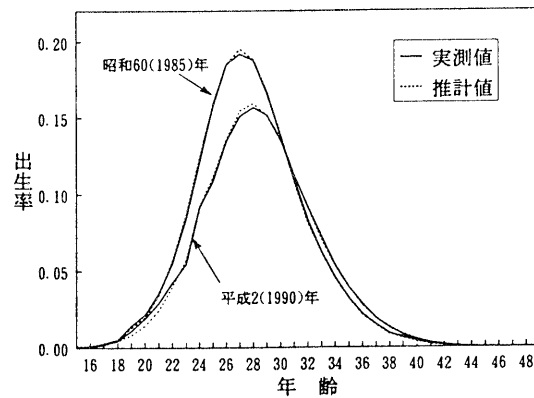


図 4.1: 出生率データ

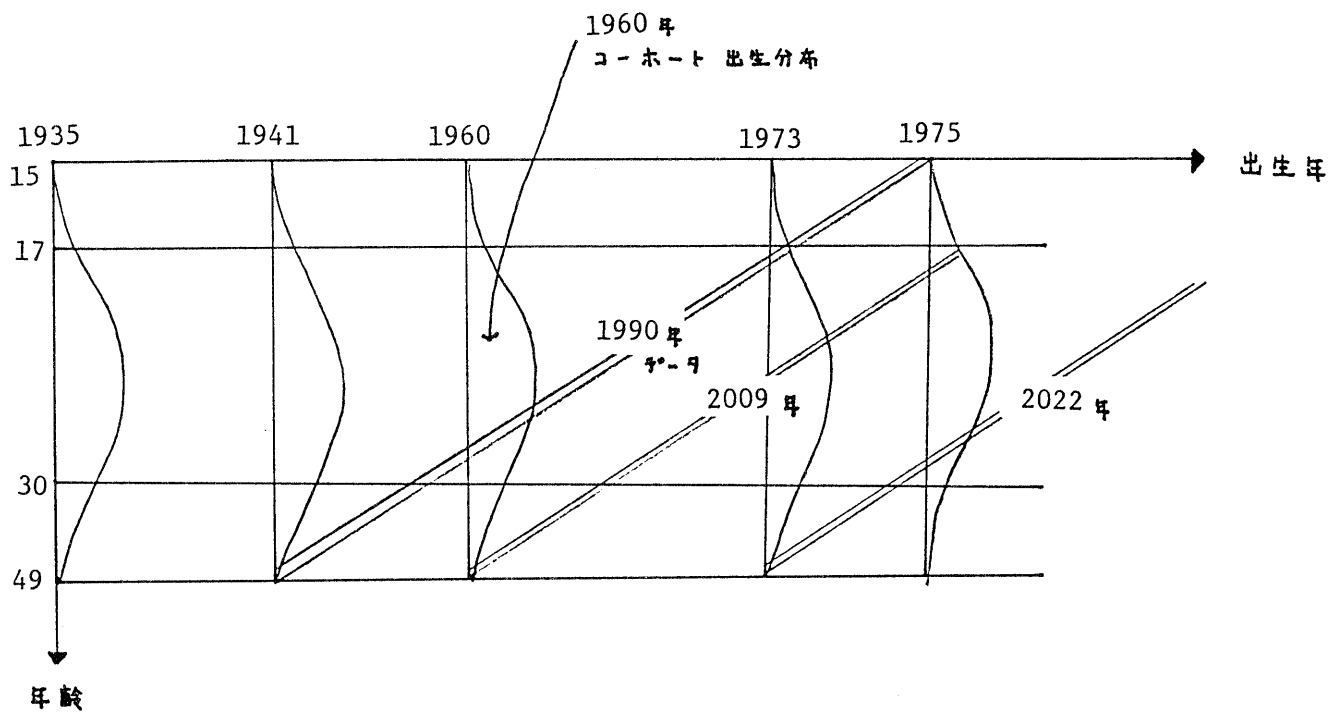




图4.2: 人口预测  
单位: 千万人

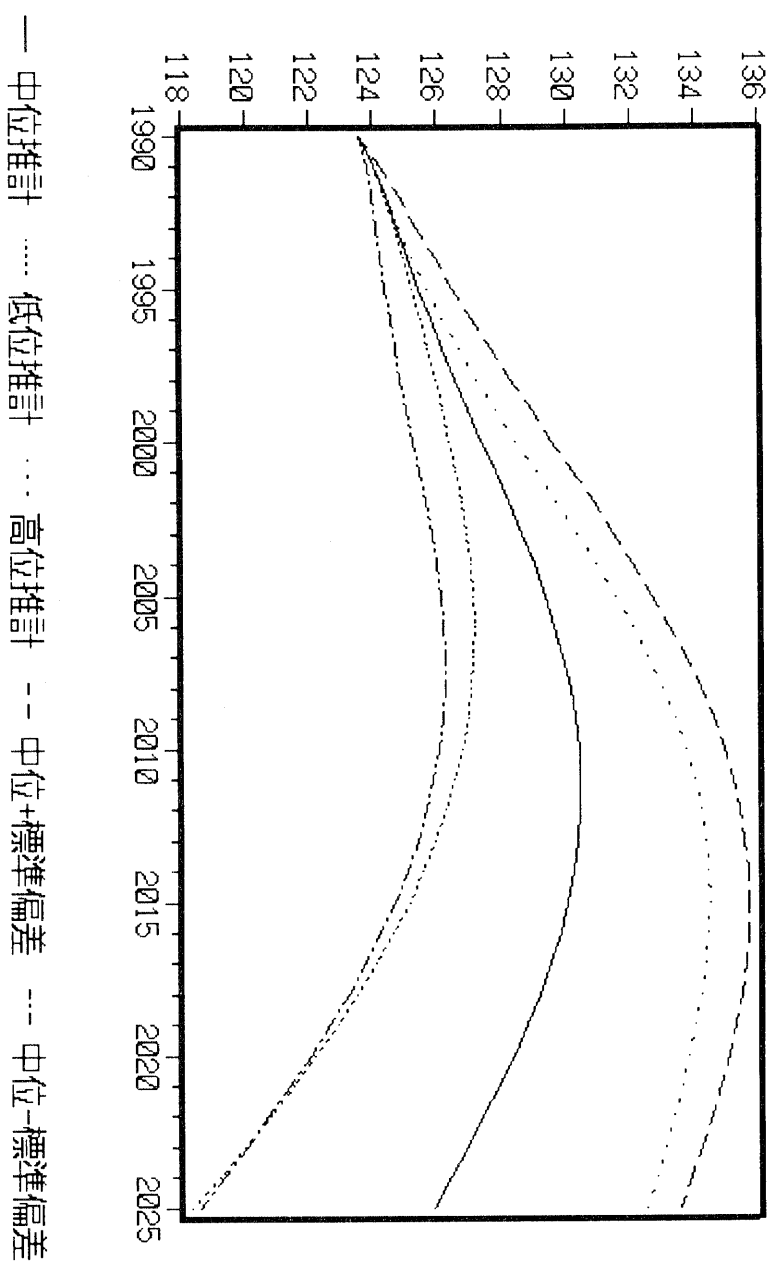


図4.3: 出生率予測の比較

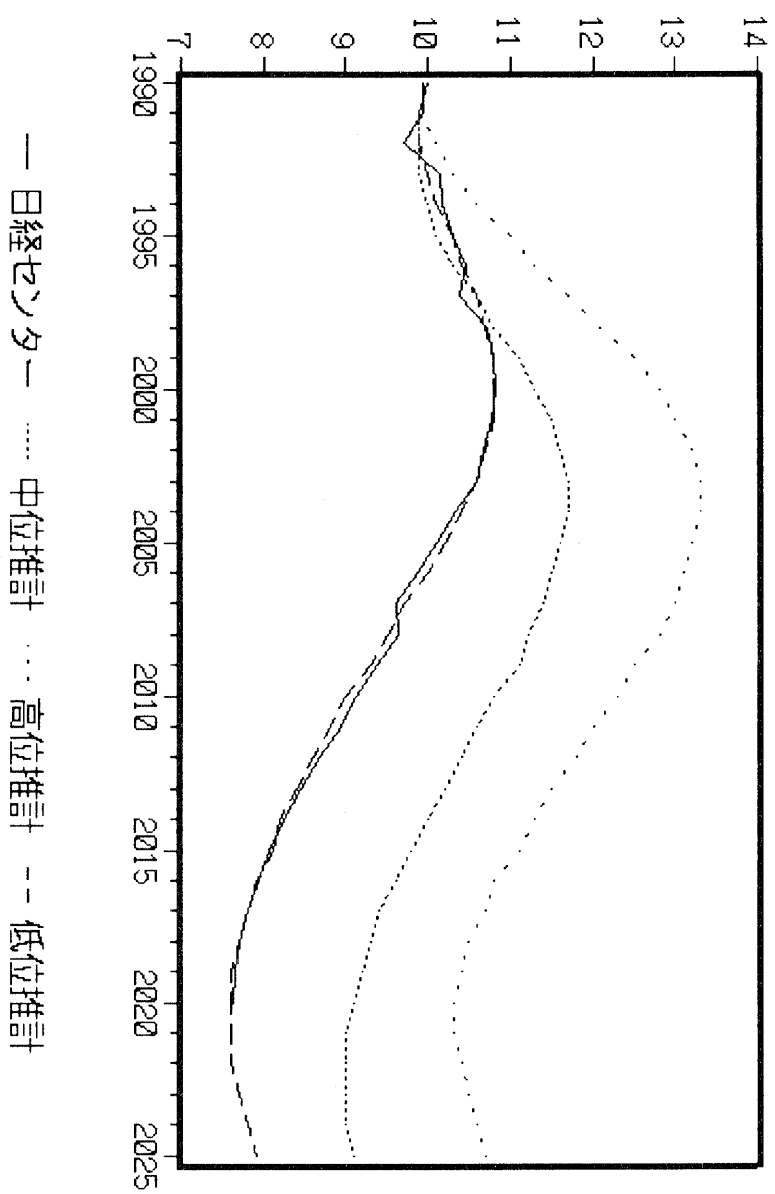


図 5.1: TFR の理論値と実現値  
 実現値 (\*) と理論値 (+)

年	実現値	理論値		残差
1963	2.0000	1.9660		0.0340
1964	2.0500	1.9847	+*	0.0653
1965	2.1400	2.0312	+ *	0.1088
1966	1.5800	1.5800	+ *	-0.0000
1967	2.2300	2.2300	+ *	-0.0000
1968	2.1300	2.1989	* +	-0.0689
1969	2.1300	2.1057	+ *	0.0243
1970	2.1300	2.1057	+ *	0.0243
1971	2.1600	2.1057	+ *	0.0543
1972	2.1400	2.1337	+ *	0.0063
1973	2.1400	2.1151	+*	0.0249
1974	2.0500	2.1151	* +	-0.0651
1975	1.9100	2.0312	* +	-0.1212
1976	1.8500	1.9008	*+	-0.0508
1977	1.8000	1.8450	*+	-0.0450
1978	1.7900	1.7984	*+	-0.0084
1979	1.7700	1.7891	+ *	-0.0191
1980	1.7500	1.7704	*+	-0.0204
1981	1.7400	1.7518	+ *	-0.0118
1982	1.7700	1.7425	+*	0.0275
1983	1.8000	1.7704	+*	0.0296
1984	1.8100	1.7984	+ *	0.0116

図5.2: 予測の90%信頼区間

