

人口変化のSDモデル

——特に出生率の将来——

大鹿 譲, 因藤 信之

1. はじめに

わが国の人口は戦後一貫して上昇傾向をたどってきたが、最近増加率の減少が顕著になり、人口がピークをむかえるのは予想より遙かに早いのではないかと思われる。この間、死亡率は一貫して減少し、1987年には平均寿命（0歳児の平均余命）は、男性75.61・女性81.39となり[1]、今後生命科学の革命的進歩がない限り、大幅に変わることはないと思われ。したがって、増加率の減少は主として出生率の減少によることが明らかであり、総出生数は1973年の209.2万から急激に減少し、1988年には131.2万となった[1]。出生数の減少はわが国の人口、特に人口構成に歪を生み、生産人口の減少や高齢人口の増加等をもたらす。

人口の将来予測には合計特殊出生率（15～49歳の各年齢の女性1人当たりの出生数の総和）がよく用いられる。これが恒常的に2.1位であれば人口は定常状態を大体維持するといわれており、このとき純再生産率（合計特殊出生率のうち、女子の出生率と出生した子供がその母親の年齢まで生き延びる確率を考慮した数字）は1となる。ただし、これは先進国の話で、乳幼児や若年の死亡率の高い社会ではそうはいかない。わが国の合計特殊出生率を見ると(表1)[2]、70年代後半に2.0を割って以来その落ち込みが急であり、特に80年代後半からその傾向が顕著で、1989年には遂に1.57となった[2]。合計特殊出生率の予測は厚生省人口問題研究所が5年毎に発表しているが[3]、発表毎に新しいデータを取り入れてトレンドを改訂しているにもかかわらず、実現値は例外なく予測値を大きく下廻っていることは特に重大である。

一方、合計特殊出生率の減少は、当然、社会・経済・心理的諸要因による出産行動様式の変化のためで、それについては多くの論議がある[4]。上の厚生省の予測はデモグラフィックだけに頼ったもので、このような構造的な変化を考慮することは困難である。本論文では考え

おおしか ゆずる, いんどう のぶゆき 大阪工業大学
〒535 大阪市旭区大宮

表1 合計特殊出生率の推移

1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
2.13	2.16	2.14	2.14	2.05	1.91	1.85	1.80	1.79	1.77
1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
1.75	1.74	1.77	1.80	1.81	1.76	1.72	1.69	1.66	1.57

られる最も主要な要因を想定して人口変化と要因とのフィードバックを考え、システム・ダイナミクスによる人口変化、特に特殊出生率の変化を中心にモデルの構築を試みる。

2. 人口予測の問題点

厚生省人口問題研究所が国勢調査の結果をもとにして5年毎に発表しているわが国の将来人口推計は cohort 要因法といわれる方法を用いており、デモグラフィック・データを用い、男女年齢別人口の出生率・死亡率の動向を予測するものであるが[5]。要するに、ある種の仮定の下に要素データを時系列的に外挿するもので、人口外的データは原則として考慮しない。以下ではこのようなデモグラフィック・データによる予測を時系列モデルと呼ぶ。cohort とは何らかの基準にしたがって個体を集団に分割した各々の集団をいう。人口学でよく用いられるのは、性別あるいは年齢別(同時出産) cohort である。

cohort 別の出生・死亡率が予測できれば現在の cohort 別人口から将来の cohort 別人口、つまり人口分布を求めるのは単純な計算である(ただし、移住による出入国を別にする)。先にも述べたごとく、現在のわが国では死亡率が大幅に変わる可能性は少ないので、最大の問題は出生率、特に cohort 別出生率の予測である。5年毎の厚生省推計では、発表ごとに合計特殊出生率は例外なく実現値を大幅に下廻っている。この原因の1つは、推計値では、いずれ出生率が再び上向くものとして将来(2020年頃)の合計特殊出生率は高位2.15、中位2.00、低位1.85に収れんと仮定しているのが大きく影響しているようである。これはアンケート調査による予定子供数がいずれも2.2前後であること、および現在までに出産

を完結した女性、つまり現在50歳以上の女性の生涯累積出生率がやはり同じ位であることを根拠にしている。

生涯累積出生率（1人の女性が出産完結までに出産した子供の総数、いわば時間平均）は、定常状態では合計特殊出生率（いわば空間平均）と一致するが、前者が変わらなくても、後者は、出産が高年齢に移行しつつあるときは減少し、低年齢に移行しつつあるときは増加する。長期的な出生予測には前者の方が重要であることは当然である。しかし最大の困難は、ある時点での前者のデータは現在50歳以上の女性のデータしかないことで、現在出産年齢にある女性の生涯出産行動がそれらの女性と同様であるという保証はない。したがって出産行動様式が変化しつつあっても、生涯累積出生率には現われないことがある。現在の合計特殊出生率の減少は、おそらく出産の高年齢への移行と生涯出生率の低下が重なったものと思われるが、人口学的データだけでは、まだ識別が不可能である。結果的には厚生省予測では前者の効果が大きいという、いわば希望的観測に立たざるを得ないわけで、これは時系列モデルの限界といえよう。

そこで出産行動の変化を直接時系列的に捉えるのではなく、社会・経済・心理的变化より因果関係に着目して予測する（以下これを因果モデルと呼ぶ）ことが考えられる。この場合の困難は、出産行動に影響する因子の同定と、その定量的な把握がほとんど不可能なことであろう。したがってこの種のモデルの構築は構築者の直観にもとづかざるを得ない。もちろん既存の種々の人口外的なデータやアンケート調査に頼ることも多いが、そのデータや調査自身すでに直観の反映である。このためモデルの構築やパラメータ値の良否は、アプリオリに判定する方法はなく、それ自身あるいは結果がリーズナブルなものか否か、といったことで判断せざるを得ない。したがって因果モデルでは結果の詳細な数値よりも全般的な挙動（傾向）が重要であり、またパラメータ値に対する結果の感度を見るために、複数の場合についての結果を求める必要がある。以下では出生率予測を中心にしたシステム・ダイナミックス（SD）モデル構築を試みる。

3. モデルの概要

基本的には各年齢別・性別の死亡率・出生率を年次ごとに予測し、年齢別・性別の人口の初期値から以後の推計を行なうだけである。ただし移住による増減、および婚姻外出産は無視する。またコンピュータの容量、および得られる諸要因データの関係で、出産年齢の女性を5歳ごとの階層に区分し、各階層には同一の死亡率と出生

率を用いる。用いた階層は、

15—19歳、20—24歳、25—29歳、30—34歳、35—39歳、40—44歳、45—49歳

で、それ以前および以後の出産は0とする。一方、ここでの主たる関心対象は出生の変化であり、かつ死亡率の変化は小さいと考えられるので、各階層の死亡率として一定値、厚生省人口問題研究所発表の1988年までの最小数値を用いる[6]。

SDのフローダイヤグラムを図1に示す。シミュレーションに用いた因果関係は以下のごとくである。

- (i) 総消費量 TCONS は1975—1984年の民間最終消費支出と総人口との相関より1人当りの年間消費量 $K1$ (TIME) をできるだけ再現する式をつくる[7]。ただし、 $K1$ (TIME)は年間160万円を限度とした、総人口を TPOP とし、

$$K1(TIME) = (1.6E6 * (1 - EXP(-1.451 - 0.29 * (TIME - 1))))$$

$$TCONS = TPOP * K1(TIME) \quad (TIME > 1)$$

ただし TIME は1980年（基準年）を0とする。

- (ii) 企業総売上 PROT は過去のデータから TCONS との相関が強いことが判るので[8]、定数 $K2$ を求めた。 $K2 = 5.5$

$$PROT = TCONS * K2$$

- (iii) 年齢階層別年収 AINCOME は、ここでは男性の収入とし、実績値の年齢階層別の平均給与月額[8]より賞与、超過勤務を考慮して、現金給与月額×20を年齢階層別年収として算出する。17歳以下の年収は18、19歳の年収と同額にする。これと企業総売上をもとに年齢階層別男性年収除数 $K3(I)$ を決定した。

$$AINCOME = PROT / K3$$

$$K3(I) = 6E8, 3E8, 2.8E8, 2.4E8, 2.2E8, 2E8, 1.5E8$$

$$AINCOME(I) = PROT / K3(I)$$

(I は年齢階層の数字で I=1, 7)

- (iv) 共働き/片働き収入比 SDP に関しては、共働きの場合、妻の収入 $K4$ (TIME) の大半がパートタイムによる収入のため、年齢に関係ない外生変数とする。

$$K4(TIME) = (70000 + 5000 * (TIME - 1)) * 12$$

$$SDP(I) = (AINCOME(I) + K4(TIME)) / AINCOME(I) \quad (I=1, 7)$$

- (v) 経済指数 ECN は住宅事情 HOUSE (TIME) と SDP より求める。特に住宅事情をとり上げたのは最近

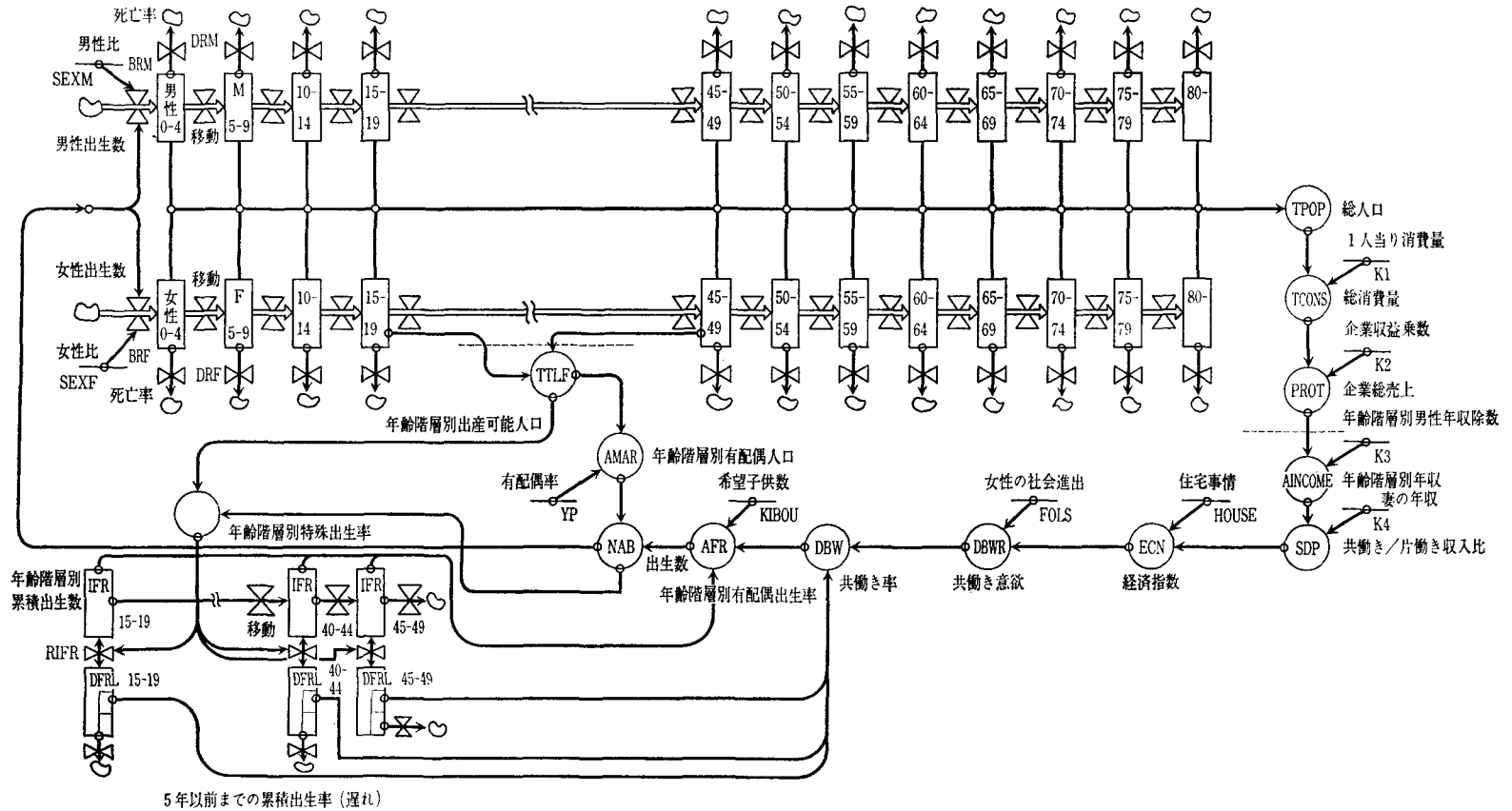


図1 フローダイアグラム (---- 以下は5歳階層のサブルーチン)

の地価高騰に伴うが、出生率の低下に大きく影響していると考えられるからである[4]。HOUSE(TIME)は家賃の上昇率を表わし、基準年の1980年を1.0として、上昇率は3種類のパターンを仮定した。

HOUSE(TIME)=1.05**(TIME-1): 高位

HOUSE(TIME)=1.03**(TIME-1): 中位

HOUSE(TIME)=1.01**(TIME-1): 低位

ECN(I)=SDP(I)*HOUSE(TIME-1) (I=1, 7)

(vi) 女性の社会進出 FOLS は1979—1985年の過去のデータより[9]年齢階層別の女性人口と女子雇用者数との比を求め次式で外挿できるようにした。

FOLS(1)=1-EXP(-.187+.0038*TIME)

FOLS(2)=1-EXP(-1-.01*TIME)

FOLS(3)=1-EXP(-.463-.022*TIME)

FOLS(4)=1-EXP(-.344-.016*TIME)

FOLS(5)=1-EXP(-.443-.0075*TIME)

FOLS(6)=1-EXP(-.473-.027*TIME)

FOLS(7)=1-EXP(-.47-.02*TIME)

(vii) 共働き意欲 DBWR は ECN と FOLS より

DBWR(I)=1-(1-FOLS(I))*EXP(-.1*ECN(I))

ECN(I)の乗数-.1は任意である。

(viii) 共働き率 DBW は5歳以下子供数、つまり近似的に5年以前までの累積出生数 DFRL より求める。

DBW(I)=DBWR(I)*EXP(-2.5*DFRL(I))

また DFRL(I)の乗数-2.5は任意である。

(ix) 年齢階層別有配偶出生率 AFR(I)は既出産数 IFR と希望子供数 KIBOU, および DBW より求める。

KIBOUは第9次出産力調査による[10]。

KIBOU=2.2689

AFR(1)=.004

AFR(2)=.516*(KIBOU-TIFR(2))/KIBOU*(1-DBW(2))

AFR(3)=.754*(KIBOU-TIFR(3))/KIBOU*(1-DBW(3))

AFR(4)=.547*(KIBOU-TIFR(4))/KIBOU*(1-DBW(4))

AFR(5)=.176*(KIBOU-TIFR(5))/KIBOU*(1-DBW(5))

AFR(6)=.0018

AFR(7)=.0001

ただし、15—19歳、40—44歳、45—49歳は過去の年齢階層別特殊出生率の実績値よ

り一定とみなされるので、定数とする[1]。また AFR(2)—AFR(5)の係数は過去の実績値より想定した。

(x) 有配偶率 YP(I, TIME)は過去のデータより[13]単回帰分析を行ない、1990年までを直線近似し、以降は一定とした。また15—19歳、44—49歳は一定とし、初期値を設定した。

YP(1)=.009

YP(2)=.219-.008*TIME YP(2)=.139

YP(3)=.745-.0136*TIME YP(3)=.609

YP(4)=.88-.0038*TIME YP(4)=.842

YP(5)=.902-.0038*TIME YP(5)=.864

YP(6)=.895-.0022*TIME YP(6)=.873

YP(7)=.87

(xi) 出生性比 SEXM, SEXF は過去のデータより一定値とした。

SEXM=106/206

SEXF=100/206

4. 結果ならびに考察

以下のシミュレーション結果はいずれも HOUSE の係数を1.03とした中位の結果であるが、高位、低位でも定性的には傾向は同じである。

図2は総人口の年次化で、2007年に12,700万人位のピークをもち、従来の予想より大分早くピークに到達する。1987年のコブの原因は不明であるが、用いた近似によるものかと思われる。

図3は合計特殊出生率で、予想に反して2010年位までほとんど減少しない。これは外生的に用いた女性の社会進出(したがって共働き率)が現在までの趨勢の外挿によるためかと思われる。今後社会的に女性の進出がより必要とされ、また進出しやすい環境が整備されることによりこの値はもっと大きくなるのではないかと思われる。なお、合計特殊出生率が(特に近未来まで)5年位の周期で波を打つ傾向は真物のものとは思われず、おそら

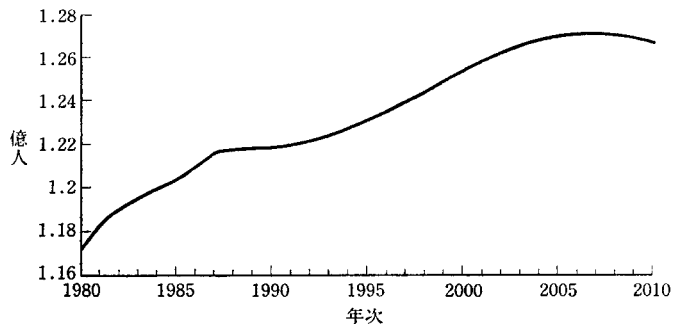


図2 総人口の推移

く5歳階層という用いた近似特有のものかと思われる。

図4および表2は1980、2010年の人口構成である。特に問題は高齢人口の割合で、1980年の9.10% 2010年には19.21%となり、予想通り高齢化がいちじるしい。

以上のように、本モデルは定性的にはもっともらしい長期的傾向を説明することができそうである。もちろん、本モデルはSDによる最初の因果モデルとして、因果関係はきわめてラフなものであり、また社会進出のような因子は外生的に扱っており、経済因子も総人口からのフィードバックに限られているなど、決して十分なものではない。今後の方向としては、(1)社会進出などの変数をシステム内にとりこみ、女性の少産傾向を内生的に取り扱うこと、(2)経済的因子として、総人口のみならず年齢構成による若年労働者の不足、したがって共働き傾向のつよまること、等を考慮してモデルをリファインすることが必要であろう。おわりに御討論いただいた明治大学島田俊郎教授をはじめSD部会の方々、ならびに大阪工業大学新藤あかね、末次裕樹、村田和義の諸氏に心からの謝意を表する。

参考文献

- [1] 厚生省人口問題研究所監修：「人口の動向—人口統計資料集1988」（1989）厚生統計協会。
- [2] 同上、および1988、1989年に関しては同研究所発表の新聞報道による。
- [3] 厚生省人口問題研究所：「日本の将来推計人口」、人口問題研究第181号、54-63（1987）。
- [4] 米田匠滋：「日本が危ない」（1989）ダイヤモンド。
- [5] 阿藤、石川、池ノ上：「コーホート法による出生率予測の試み」人口問題研究第177号、35-47（1986）。
- [6] 総務庁統計局監修：「日本長期統計総覧」第1巻232-235（1987）日本統計協会。
- [7] 総務庁統計局監修：「日本長期統計総覧」第3巻402（1988）日本統計協会。
- [8] 総務庁統計局監修「日本長期統計総覧」第4巻202、290-291（1988）日本統計協会。
- [9] 経済企画庁国民生活局監修：「くらしの統計'87」24（1987）大蔵省印刷局。
- [10] 厚生省人口問題研究所監修：「独身青年層の結婚観と子供観」72（1989）厚生統計協会。

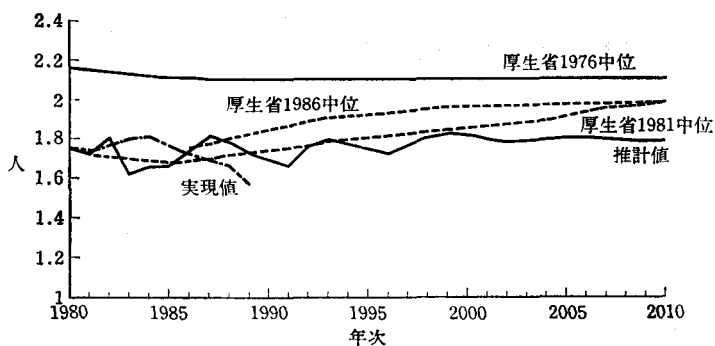


図3 合計特殊出生率の推移

表2 人口構成の割合

年次	1980年(実現値)			2010年(推計値)		
	男性	女性	合計	男性	女性	合計
0—14	1,410万 (24.50%)	1,340万 (22.53%)	2,750万 (23.50%)	1,190万 (19.73%)	1,125万 (16.96%)	2,315万 (18.28%)
15—64	3,894万 (67.68%)	3,993万 (67.13%)	7,887万 (67.40%)	3,850万 (63.85%)	4,066万 (61.30%)	7,916万 (62.51%)
65—	450万 (7.82%)	615万 (10.34%)	1,065万 (9.10%)	990万 (16.42%)	1,442万 (21.74%)	2,432万 (19.21%)

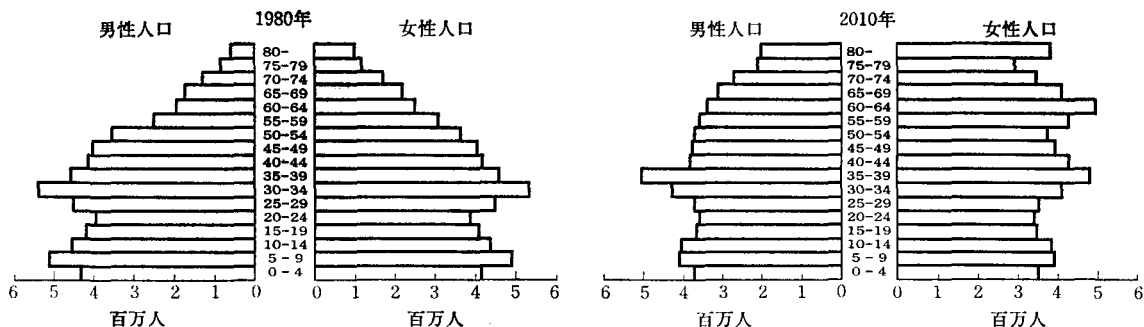


図4 性別、年齢階層別人口の構成