

地域人口予測にかんする一考察

西村, 善博

<https://doi.org/10.15017/4479065>

出版情報：経済學研究. 51 (3), pp.67-92, 1985-12-10. 九州大学経済学会
バージョン：
権利関係：



地域人口予測にかんする一考察

西 村 善 博

目 次

はじめに

第1節 政府の研究機関あるいはその委託による予測例

第2節 地方自治体による予測例

第3節 個人研究者による予測例
むすびにかえて

はじめに

人口予測のなかで最も基本的なものは、全国人口のマクロ的予測であって、厚生省人口問題研究所（以下「人口研」と呼ぶ）の全国男女別年齢別人口予測を、その代表例としてあげることができる。それは戦前に開始され、予測方法も基本的にコーホート要因法で一貫している¹⁾。

他方、地域人口予測は、わが国では、昭和30年代に地方自治体を中心に着手された。しかしながら、人口研による全国人口予測とは異なっており、そこには一般的な方法様式が定着しているとはいいがたい。たとえば、こんにち人口研における地域人口予測の代表的研究者である河邊宏氏は、次のように述べられている。「初期には人口総数の推計が中心で主として数学的方法が採用されていたが、その後男女・年齢別の人口推計が試みられるようになり、コーホート生存（要因）法にはじまって、計量経済学的手法を応用したもの、また最近では、ロジャースその他によって開発された多地域生命表を応用す

る地域人口推計など多様な手法による地域人口推計がみられるようになった」²⁾と。

ところで、地域人口予測の作成は、基本的に、予測主体（予測という統計利用の主体）による予測目的の設定、目的に応じた方法の選択と適用、予測結果の検討と公表方法の決定、という一連の過程としてとらえることができる。したがって、予測の性格は、予測の目的、その作成方法および予測値の利用方向によって規定される。そこで本稿では、わが国における地域人口予測の具体例を予測主体別に比較分析し、予測の特徴と問題点を考察する。これは、以下の順序で行う。

(1) 予測主体は、政府の研究機関（例、人口研）、民間の研究機関、都道府県、市町村、個人研究者、に分類できる。本稿では、表1の（Ⅰ-a）から（Ⅰ-h）までを政府の研究機関あるいはその委託による予測、（Ⅱ-a）から（Ⅱ-i）までを地方自治体による予測、（Ⅲ-a）から（Ⅲ-c）までを個人研究者による予測として分類する。

(2) 表1のすべてを主体別にとりあげて検討することは無理であること、またできるかぎり重複的な説明は避けたい。そこで、予測の作成

2) 河邊宏「わが国における地域人口推計の系譜」, 人口問題研究所『人口問題研究』第165号, 昭和58年1月, 20頁。ここでいう数学的方法とは、地域人口の時系列値に、傾向線を適用し、それを将来に延長する方法である。この用語法は、形式人口学の分野に特有のものである。ただし、本稿では、「タイム・トレンド型外挿法」と呼称する。

1) 岡崎陽一『人口統計学』, 1980年, 192頁。

表1 地 域 人 口 予 測 例

整理番号	予 測 主 体	タ イ ト ル 名	掲 載 誌 (書)	公表年月
I-a	厚生省人口問題研究所	都道府県別推計将来人口 —昭和40年および45年—	人 口 研 究 資 料 154 号	(昭和) 38年5月
I-b*	同 上	都道府県別将来推計人口 —昭和39年10月1日推計—	同 上 164 号	40年7月
I-c	同 上	都道府県別将来推計人口(暫定修正値) —昭和45,50,55,60各年10月1日—	人 口 研 究 問 題 研 究 113 号	45年1月
I-d	同 上	都道府県別将来推計人口 —昭和45年国調を基準人口とする暫定修正値**—	同 上 119 号	51年7月
I-e	同 上	都道府県別将来推計人口: 1975~2000年(5年ごと) —1977年10月推計—	同 上 145 号	53年1月
I-f*	同 上	コーホート要因法による地域人口推計手法の検討と推計結果の分析	同 上 167 号	58年7月
I-g	同 上	地域人口推計の仮定設定と人口増減との関係について	同 上 171 号	59年7月
I-h*	社会工学会研究所	日本列島における人口分布の長期時系列分析 —2000年の人口分布—	同 左	50年3月
II-a	福岡県企画室	福岡県の将来人口(第一次試算)	同 左	35年3月
II-b*	福岡県企画開発部	県勢将来指標(試算)	同 左	46年1月
II-c	福岡県総務部地方課	マイコン利用による福岡県の将来人口推計についての一試算	同 左	58年4月
II-d*	東京都総務局統計課	東京都区市町村別人口の予測	推 計 人 口 資 料 24 号	52年3月
II-e	同 上	東京都男女年齢(5歳階級)別人口の予測	同 上 31 号	58年3月
II-f	福岡市総務局企画室	福岡市将来人口について	福 岡 市 総 合 計 画 資 料 No.1	34年3月
II-g	同 上	福岡市周辺5郡の将来人口推計について	同 上 No.9	35年4月
II-h	福岡市総務局企画部	計量経済モデルによる分析と予測	同 上 No.33	45年8月
II-i*	福岡市総務局企画調整部	福岡地区計量モデルの開発と将来フレームの予測	同 上 No.47	51年9月
III-a*	木村 等、大藪 和雄	香川県の人口推計再考	香川大経済学部研究年報17号	53年3月
III-b*	田中 利彦	地域人口の推計方法と老令化 —熊本県の場合—	熊 商 大 論 集 27 卷 3 号	56年3月
III-c*	川嶋、大鹿、大平、木村	わが国の地域別年齢階級別将来人口像 —R・W モデルの応用**—	学 習 院 大 経 済 論 集 18 卷 2 号	57年1月

* 本稿で直接とりあげた予測。

** サブタイトルを省略した。

過程に何らかの特徴的な差異性が確認されることを原則として数例を選択する。それは、人口研の予測（Ⅰ-b）及び（Ⅰ-f）、社会工学研究所（以下「社工研」と呼ぶ）の予測（Ⅰ-h）、福岡県の予測（Ⅱ-b）、東京都の予測（Ⅱ-d）、福岡市の予測（Ⅱ-i）、木村・大藪氏の予測（Ⅲ-a）、田中氏の予測（Ⅲ-b）、川嶋氏らの予測（Ⅲ-c）である。

（3）それぞれの予測について、次の論点を中心に分析をすすめる。①予測主体の社会的性格、②予測の目的、③予測の型、④予測方法、である。ここでは、予測の型として、予測の目的との関連で、単純予測か計画的予測にわけ³⁾。また、地域の総人口および（男女別）年齢別人口を予測対象とするものに限定する。というのは、その他の人口（例、労働力、就業人口、世帯数）の予測は、総人口あるいは（男女別）年齢別人口の予測値に、一定の比率を乗じて推計を行うのが基本だからである。したがって、その他の人口の予測に固有な問題の検討は、他の機会に譲りたい。

第1節 政府の研究機関あるいはその委託による予測例

（1）人口研の予測1（Ⅰ-b）

この予測の目的は、日本の将来人口の分布と移動とに関する具体的な追跡と分析を行うために、都道府県別人口を推計することである⁴⁾。予測の型は単純予測であって、都道府県別（以

下、本小節では「県別」と略）総人口の予測値が、昭和35年国調人口を基準に、75年まで、5年毎に求められる。予測値は、マキシмум値、メディアム値、ミニмум値の3種類である。メディアム値は、マキシмум値とミニмум値の平均値なので、この予測では、マキシмум値とミニмум値の決定までが大きなウェートを占める（図1参照）。

予測方法として、二つの方法が併用される。県別人口の過去の傾向に基づくタイム・トレンド型外挿法と、出生・死亡者数および転入・転出者数の積みあげによる「単純要因法」⁵⁾である。前者の場合（図1②～⑤参照）、県別人口の将来変化が、過去のデータ（昭和25～38年）に基づいて、2次的区分について8グループにパターン化される（表2参照）。各グループ毎に2種類の傾向線が適用され、各県について、マキシмум値とミニмум値にかんする予測値としての第1次計算値が求められる⁶⁾。ここで適用された傾向線は、直線、2次曲線、指数曲線、修正指数曲線、ロジスティック曲線である。さらに、第1次計算値の全国加算値と全国人口の予測値（人口研、昭和39年6月推計）との差を、

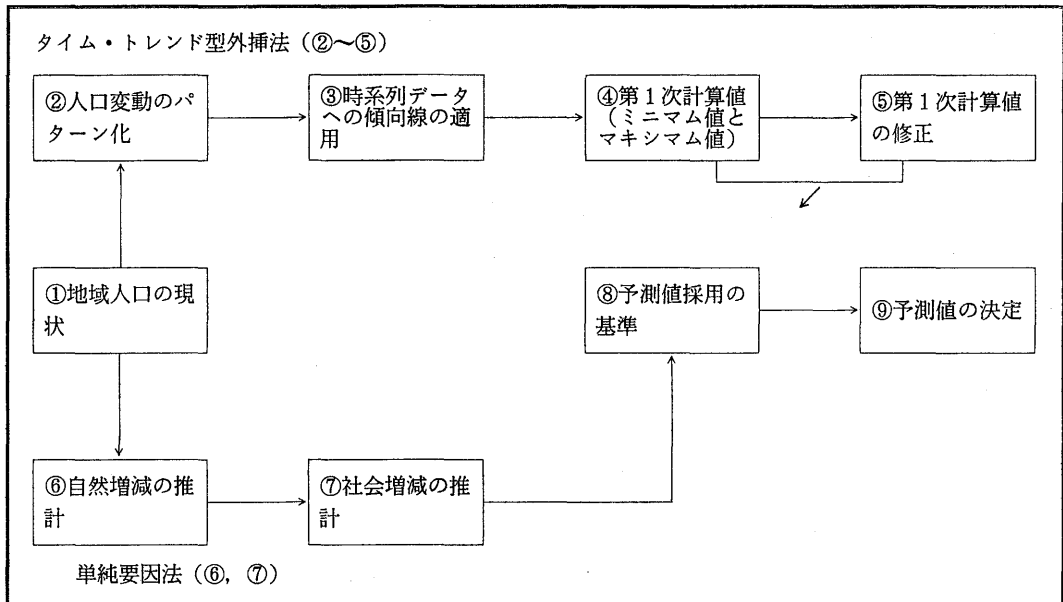
5) 河邊宏「人口推計をめぐる若干の問題」、人口研『人口問題研究』第164号、昭和57年7月、39頁。なお、これは「コーホートに分けない要因法」、「人口動態率相関法」とも呼ばれている。

6) この予測の重要なポイントは、人口変化のパターン化にある。しかし、その説明が不十分である。報告書によれば、人口変化は、A、B、C、D、Eの5グループに分類されると同時に、E→D→C→B→Aというように人口増減が進行するものと想定されている（Ⅰ-b、5頁）。しかし、現段階にどの程度の期間とどまり次段階へ移行するかについて、いかなる想定がなされたのか、その具体的な記述はない。また、表2におけるA₂、B₂、C₂グループは、各々、停滞型として提示され、明らかに、A₁、B₁、C₁グループとは異なるパターンが想定されている。しかしながら、それらの停滞型にかんする傾向線の適用は説明がない。

3) 経済学で、通常、もちいられている用語法に従った。また、単純予測と計画的予測を予測値の利用方向から検討する必要がある。そのためには、予測値の具体的な利用形態をとりあげる必要がある。本稿では考察の対象としない。

4) 人口研研究資料、第164号、昭和40年7月、序文。以下、整理番号（Ⅰ-b）のみ記す（表1参照）。

図1 人口研の予測1の作成過程



出所, (I-b) より作成。

表2 都道府県別人口のグループ別将来変化パターン

グ ル ー プ		人 口 変 化 の 特 徴	パ タ ー ン 名
A	A ₁ (5)*	大都市地域の人口増加が次第に頭うちの傾向, 将来も同様の傾向にあると考えられる。	大 都 市 型
	A ₂ (1)	形態的には A ₁ と同様。しかし, これまでの人口増加の大部分が自然増加であって特殊的。	停 滞 型
B	B ₁ (9)	大都市隣接地域。現在, 急激な人口増加がみられる。今後, メガロポリス形成が進行する。	メガロポリス型
	B ₂ (3)	形態的には B ₁ と同様。しかし, その変化の程度は, きわめて弱く, 横ばいからわずかな上昇とみられる。	停 滞 型
C	C ₁ (9)	これまでの減少傾向が底をつき, やや上昇傾向を示してきた地域。しかし, その回復度は, 不安定で, 上昇, 下降, のいずれの方向にも可能性がある。	回 復 型
	C ₂ (6)	形態的には C ₁ と同様。しかし, C ₁ よりも, 回復度がさらに不安定。	停 滞 型
D	(7)	現在, なお人口減少の方向にある。とくに, 最近では減少を強める場合が多い。	減 少 型
E	(6)	最近, 人口減少に転じた地域。今後, 転出増による人口減の可能性はある。	減 少 型

出所, (I-b) 4～5 頁より作成。 *; () 内は, 都道府県の該当数。

後者を基に各県一律に修正した一括修正値と特定県のみについて修正した部分修正値が求められる。その結果、マキシマム値とミニマム値にかんする予測値を、各県別に、5～6個、得る。

後者の場合（図1⑥⑦参照）、まず、県別自然増減数の予測値が次のようにして求められる。

(1)各県別に、過去3年間（昭和36～38年）における普通出生率と普通死亡率の全国を100とする指数を計算する。(2)それらの県別指数の将来値を決定する。すなわち、指数が3年間連続的に上昇あるいは下降する場合には最近時（昭和38年）の数値を将来値とし、上下変動する場合には3年間の平均値を将来値とする。(3)出生率と死亡率にかんする指数の将来値に各県人口（期首人口）を乗じた係数に基づいて、全国人口予測における出生数と死亡数の予測値（1期＝5年）を各県に配分する。(4)県別将来出生数と死亡数の差として、県別自然増減数の予測値を得る。つぎに、社会増減数の予測値を求める必要がある。これは、各県の転入・転出者数のそれぞれに傾向線（ほとんど直線）を適用しタイム・トレンド型外挿を行う。しかし、報告書によれば、その結果得られた転入・転出者数の県別予測値の全国加算値は、長期的には、きわめて大きな量になるので、全国移動総数の予測値を合計枠として与え、これを基に県別転入・転出者数の予測値が修正される。修正済みの転入者数の予測値と転出者数のそれとの差として、県別社会増減数の予測値を得る。そして、上の自然増減数の予測値と社会増減数の予測値の合計値として、県別人口の予測値を得る。

つぎに、以上の二つの方法によって得られた予測値が相互比較され、最終的に、マキシマム

値とミニマム値が決定される。その基準は、原則として、全国人口のバランスという観点から人口増加地域については増加を抑制し、減少地域については減少を緩和するというものである。メディアム値は、既述のように、マキシマム値とミニマム値の平均値であって、さらに、県別メディアム値の全国加算値と全国人口の予測値との差が後者を基に一括修正される。

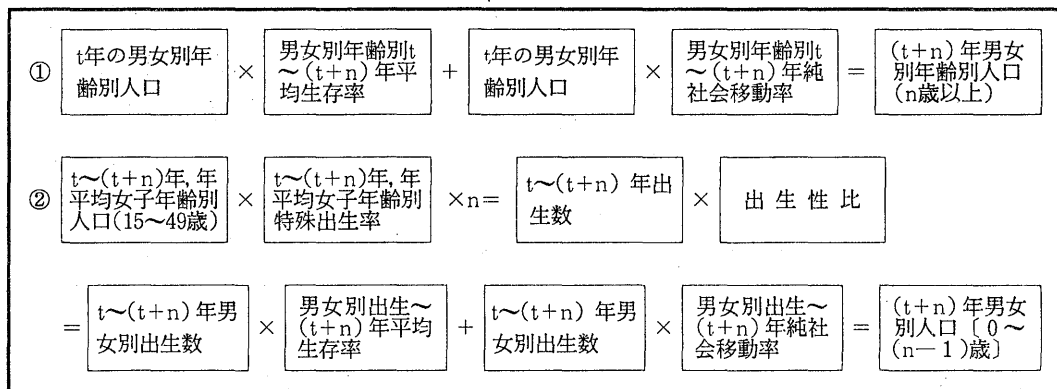
(2) 人口研の予測2 (I-f)

この予測の目的は、「日本の人口分布の将来を探る基礎データを提供する」⁷⁾ ことであって、予測の型は単純予測である。ここでは、男女別年齢5歳階級別人口を予測対象とする。そのために、従来、全国人口予測に適用されてきた方法、すなわちコーホート要因法が応用される。その基本的な予測過程は、以下のとおりである（図2参照）。

たとえば、基準人口を t 年の男女別年齢別人口、予測期間を1期＝ n 年とすれば、第1に、 $(t+n)$ 年に n 歳以上となる人口を求める過程と、第2に、予測単位期間内に出生し $(t+n)$ 年に $0\sim(n-1)$ 歳となる人口を求める過程からなる。前者では、基準人口に、予測単位期間の平均生存率を乗じて求められた人口（＝地域封鎖人口）と、基準人口に予測単位期間の純社会移動率（＝転入率－転出率）を乗じて求められた純社会移動数とを合計することによって、次期の期首に n 歳以上の人口を求めることができる。後者では、予測単位期間における年間平均の女子年齢別人口に女子年齢別特殊出生率を乗じて年間平均出生数を求め、それを n 倍して、予測単位期間内の出生数とする。さらに、その

7) (I-f) 32頁。

図2 コーホート要因法による基本的な予測過程



出生数に性比を乗じて男女別出生数を得る。これに、生存率と純社会移動率を前と同様に乗じて次期の期首に、0~($n-1$)歳となる人口を求めることができる。

したがって、コーホート要因法による予測では、生存率、女子の年齢別特殊出生率、出生性比、純社会移動率⁸⁾を仮定する必要がある。生存率、女子の年齢別特殊出生率および出生性比については、予測対象地域と全国の実績値、および全国人口予測における将来仮定値を考慮に入れてそれらの将来値を想定することができる。しかしながら、純社会移動率にかんするデータを男女別年齢別に入手することは、住民移動報告の集計方法上の制約から困難である。そのために、生存率を利用して、まず純社会移動率の実績値を求め、その分析結果を基に、その将来値が仮定されることになる。なお、純社会移動率の実績値を求める方法として、今日、前進法、逆進法および両者を平均する平均法がある。前進法とは、該当期間の期首（通例、過去

の国調時点）のあるコーホートに属する人口の次期期首⁹⁾における封鎖人口を求め、これと実際の次期期首人口との差を、当期期首人口または次期期首封鎖人口で除する方法である。逆進法は、実際の次期期首人口を基に当期期首封鎖人口を逆算し、これと実際の当期期首人口との差を後者で除する方法である。

この予測（I-f）では、最近の出生率と死亡率にかんする全国的な地域格差の縮小傾向が考慮され、出生率（女子年齢5歳階級別）と生存率（男女別年齢5歳階級別）については、各都道府県一律に、全国人口予測（人口研、昭和56年11月推計）における将来仮定値が採用されている。すなわち、生存率については、昭和57、62、67、72年の全国将来生命表から男女別年齢5歳階級別生存率(18区分)を求めて、それらが予測の各単位期間（昭和55~75年、5年毎）における平均生存率とみなされる。出生率については、全国人口予測での昭和57、62、67、72年の中位仮定値(女子の年齢5歳階級別)が予測の

8) 転入率と転出率とにわけて、それぞれに仮定を設定する場合もある。予測（Ⅲ-a）参照。また、純社会移動率の代りに、社会移動残存率を用いる場合もある。注21）参照。

9) 「当期の期末」は「次期の期首」でもあるということから、あるいは単なる簡単化のためか、正確には「次期期首」とすべきところを「期末」と説明する文献もみられる。

各単位期間における平均年間出生率とされている。純社会移動率については、前進法によって、過去3期間（昭和40—45年，45—50年，50—55年）における都道府県別の数値が求められ，分析が試みられる。しかし，「実現の可能性の強いと思われる或る程度の幅を持った将来の予測値を各県ごとに設定するのは，現段階では困難である」¹⁰⁾ ので，最近時の期間（昭和50—55年）における都道府県別純社会移動率が予測の各単位期間に適用されるにとどまる。

なお，予測値は，予測単位期間毎に全国人口の予測値を基に修正される。その方法は，年齢5歳階級別の純社会移動率がプラス（流入超過）である県の純社会移動数を減らし，年齢5歳階級毎の全国加算値が全国人口の5歳階級別予測値と一致するように修正するというものである。

以上二つの人口研の予測は，いずれも実際の政策や計画とは無関係に「人口の側」¹¹⁾ からの接近であって，全国人口予測を基準とする。これに対して，次の社工研の予測は，経済・社会政策を前提とする計画的予測の例である。

(3) 社工研の予測（I-h）

この予測は，国土庁の委託によるもので，その目的は，「人口分布と国土開発諸政策との関係を明らかにし，将来の人口分布を予測すること」¹²⁾ である。しかも，「これからのわが国の社会は，過去100—150年間続いた成長型社会ではなく，異なる形態の社会に入っていくものとの前提に立っている」¹³⁾。そのためにこの予測

では，「過去の正確な延長上に将来を描くという計量経済学的な正確性より，将来起りうる新しい変化をできるだけ組み込めるような一般システム論的な開放性」¹⁴⁾ に重点がおかれることになる。

社工研の予測モデルの構造をみると，人口分布の基本的な説明要因が次のように提示される。(1)人口分布を決定する基本的構造を，人間と環境との相関関係としてとらえる。(2)人間の側面（人間的要因）は，出生・死亡を意味する自然増減要因と，地域間移動を意味する社会増減要因に大別される。(3)環境の側面（環境的要因）は，基本的に自然環境要因と社会環境要因からなる。(4)社会環境要因は，産業環境，生活環境，文化環境の3要因にわけられる。そして，自然増減要因が自然増減モデル，社会増減要因が社会増減モデル（狭義），環境的要因が地域環境モデルとして具体化される。なお，後二者は，広義の社会増減モデルを構成する。

図3は，このモデルの予測単位期間（＝5年）の構造を示したものである。(1)初期値はt年の地域人口であって，15地域別，男女別年齢5歳階級別に与えられる。ここでは，昭和45年国調人口を基準人口とし，5年毎に，昭和75年までの人口が求められる¹⁵⁾。(2)自然増減モデルは，各地域毎に，出生モデルと生存モデルからなり，女子の特殊出生率（5歳階級別）と生存率（男女別年齢5歳階級別）を与件として，地域封鎖人口を算出する。これはコーホート要因法による。出生率も生存率も地域格差が縮少する傾向にあるので，各地域の将来仮定値は，基準

10) (I-f) 32頁。

11) (I-b) 2頁。

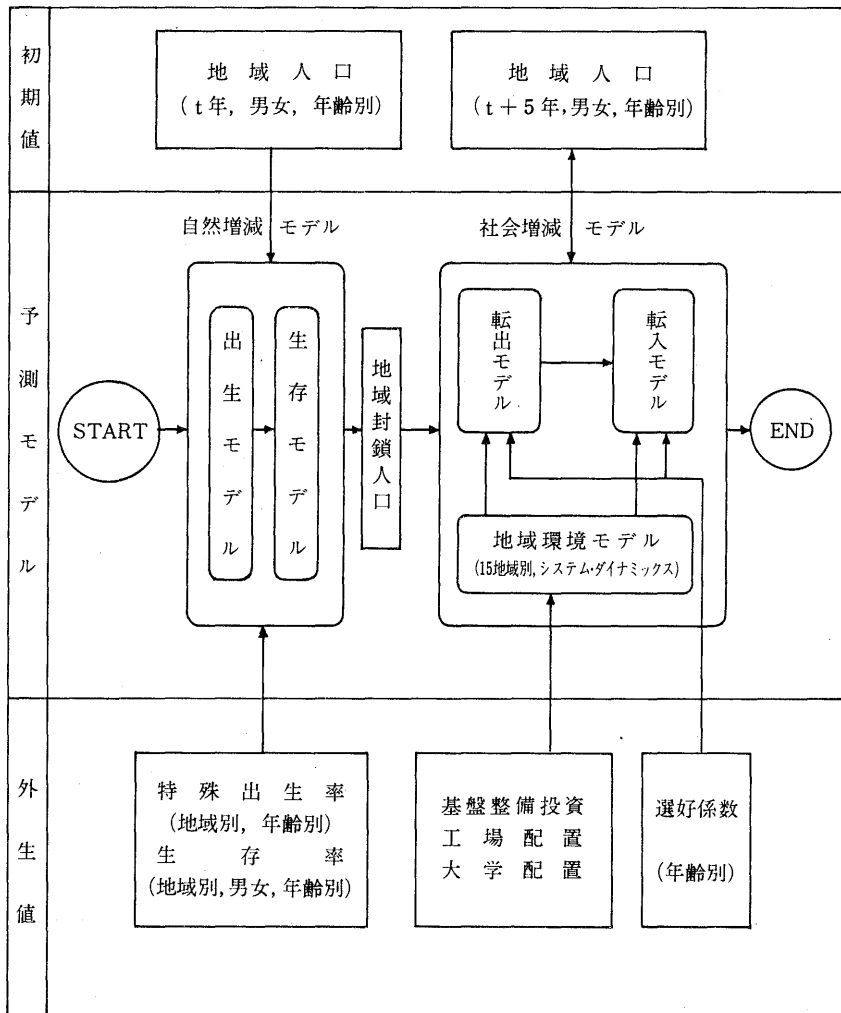
12) (I-h) 1頁。

13) (I-h) 4頁。

14) (I-h) 4頁。

15) ただし予測モデルの現実的妥当性を検証するために昭和35年国調人口を基準に，40，45年の数値が算出されている。

図3 社工研の予測モデルの構造

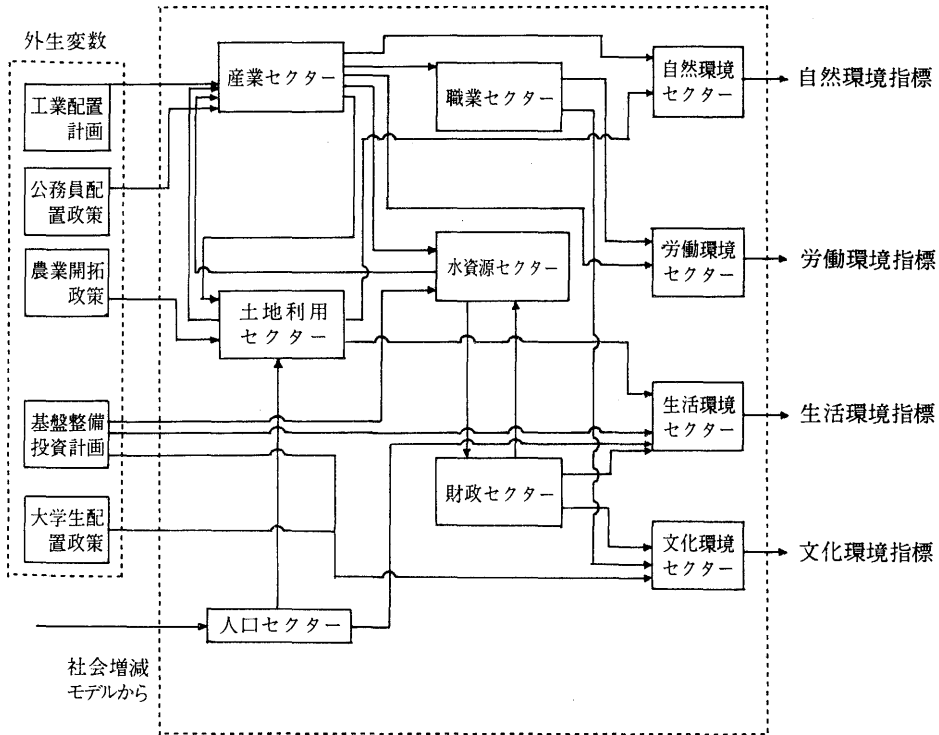


出所、(I-h)10頁。

時から15年後（昭和60年）に、全国の目標値と等しくなり以降一定と想定されている。出生性比は、全国の実績値が固定される。(3)社会増減モデル（広義）では、まず地域環境モデルによって、人口の地域間移動の原因となる地域内諸要因の動的変動を得るために、政策変数値等を外生的に与えて、地域環境指標（自然、労働、生活、文化）が算出される。このモデルは、システムダイナミックスモデルを利用したもので

あって、地域別に同じ構造をもち、その内部システムは図4のようである。なお、シミュレーションの前提条件については後述する。つぎに転出モデルでは、地域封鎖人口と年齢別選好係数（環境指標に対する人間の好みを表わす）によって加重された地域環境指標とに基づいて、各地域の転出人口を算出する。さらに転入モデルでは、年齢別選好係数乗算済みの地域環境指標の格差に基づいて、転出人口の全国総数を各

図4 地域環境モデルの内部システム



出所、(I-h)14頁。

地域に配分する。

ところで、この予測のシミュレーションの前提条件をみると、シミュレーションは、社会増減モデル（広義）のみにかわり、基本外挿と条件付外挿（9ケース）にわかれる（表3，4参照）。基準となるのが基本外挿であって、条件付外挿は、「基本外挿のそれぞれの条件が人口分布に及ぼす影響を把握するため、個々の条件に一定の変化を与え寄与率分析¹⁶⁾を行うための基礎データを得ることを目的とする。ここでは、外生変数のうち政策変数として、工業配置計画に関する工場床面積投資計画、大学生配置政策に関する大学生収容数、国の基盤整備

投資に関する水資源投資額、同じく国の厚生福祉額、同じく国の文教施設投資額、および選好係数（年齢別）が設定される。ただし、これらのなかで、基本外挿においては工業配置と大学生配置にかんする変数とその他の変数は性格が異なることに留意すべきである。すなわち、前二者は目標値として与えられ、後者は過去・現在の延長線上でとらえられるものである。

16) (I-h) 65頁。

表3 基 本 外 挿 の 前 提 条 件

工 業 分 散	(1) 2000年における工場床面積の設定は、工業出荷額を214兆円(1970年価格)と仮定し、用地生産性を3,300百万円/haとして6,400haを算出。 (2) 2000年の地域別工場延面積は通産省産業構造審議会報告における1985年の地域別工業用地予定量と同比率になるように、同報告の面積シェアに基づいて算出。
大 学 分 散	(1) 全国の大学生収容数は、2000年時点の大学進学率を75%と想定して算出。 (2) その地域分布は、可住地面積当りの大学生収容数の地域格差が、現在と比べ50%平準化されることを前提。
国 の 基 盤 整 備 投 資	(イ) 国の水資源投資 (1) 国の水資源投資総額は予測した GNP (年率5%の伸びを仮定) に占める構成比を求めることによって推計。 (2) GNP に占める国の水資源投資の比率は過去3時点(1960, 65, 70年)の平均値を2000年まで利用。 (3) その地域別構成比は、工業配置の地域別構成比と等しいと仮定。 (ロ) 国の厚生福祉投資 (1) GNP に占める国の厚生福祉投資の比率は、今後福祉政策に対する要求の強まることを考え、1960, 65, 70年の構成比が直線的に伸びていくものと想定。 (2) その地域構成は、15地域を3群に分け、そのうち2群については、1960~70年の国の投資比率(群合計)のトレンドをとり、それに直線をそれぞれ適用し、将来の比率を予測。この2つの群の将来比率の残余として、他の群の比率を算出。 (ハ) 国の文教施設投資 (1) GNP に占める国の文教施設投資の比率は、今後高等教育に対する国民の強い要望を考え過去のトレンドを直線的に伸ばして推計。 (2) その地域構成は(ロ)に準じた。
選 好 係 数	国勢調査報告における1965~70年の年齢別社会移動数の各地域への転入比率を被説明変数とし、1970年の自然環境指標、労働環境指標、生活環境指標、文化環境指標を説明変数とし、重回帰分析を行い、それぞれの環境指標に対する係数を求め、それらを百分率に換算。予測では1965~70年の数値を固定して利用。
公配 務 員 置	各地域とも公務員増減政策値は0である。
農拓 業政 開策	各地域の農業開拓面積は、1970年の値に固定される。農業用地の確保から、農業用地に下限地(1970年の5割)を与えて、その値以下となる転用は認めない。

出所、(I-h) 26頁, 57~64頁, および社工研『人口分布変動のインパクト・アナリシス』昭和52年5月, 503頁, を参考に作成。

表4 条件外付挿の前提条件

(1) 政策変数の地域差が多少縮少される場合 可住地面積で標準化した値の地域間の分散が基本外挿と比較して80% (2000年時点) に縮少した場合である。 (ケース1) 工場配置の地域格差を基本外挿より80%に縮少。 (ケース2) 大学配置の地域格差を基本外挿の80%に縮少。 (ケース3) 基盤整備投資を基本外挿の80%に縮少。 (ケース4) 選好係数に関しては、基本外挿で用いた年齢別選好係数の分散が2000年時点で80%に縮少 なお、1970～2000年の間の変化は、それぞれ直線的に推移すると仮定。
(2) 政策変数の地域差が大幅に縮少される場合 可住地面積で標準化した値の地域間分散が基本外挿と比較して50% (2000年時点) に縮少した場合である。 (ケース5) 工場配置の地域格差を基本外挿より50%に縮少。 (ケース6) 大学配置の地域格差を基本外挿の50%に縮少。 (ケース7) 基盤整備投資を基本外挿の50%に縮少。 (ケース8) 選好係数に関しては、2000年時点で年齢に関係なく自然、労働、生活及び文化の各環境指標 に対して同一の価値観を有するという前提を設定。 なお、1970～2000年の間の変化は、それぞれ直線的に推移すると仮定。
(3) 水資源不足の場合 (ケース9) 地域別の2000年の水資源開発量を建設省「広域利水調査第2次報告書」における昭和60年の 最大供給量の1.2倍とした場合を制約条件とした。

出所、(I-h) 64頁、2頁、4頁より作成。

第2節 地方自治体による予測例

(1) 福岡県の予測¹⁷⁾ (II-b)

この予測の目的は、「長期展望作業の量的目安として、経済・産業活動、生活水準、流通活動、土地利用等について、昭和50、60年を目標とする主要フレームを設定する」¹⁸⁾ ことである。そのために人口予測は、県の将来経済フレームを措定し、それを枠組とするもので、いわば県レベルでの計画的予測の例といえる。

図5は、そのフレームのチャートを示したものである。そこでは、(1)人口サイドから、県人口(男女別年齢5歳階級別)→労働力人口の

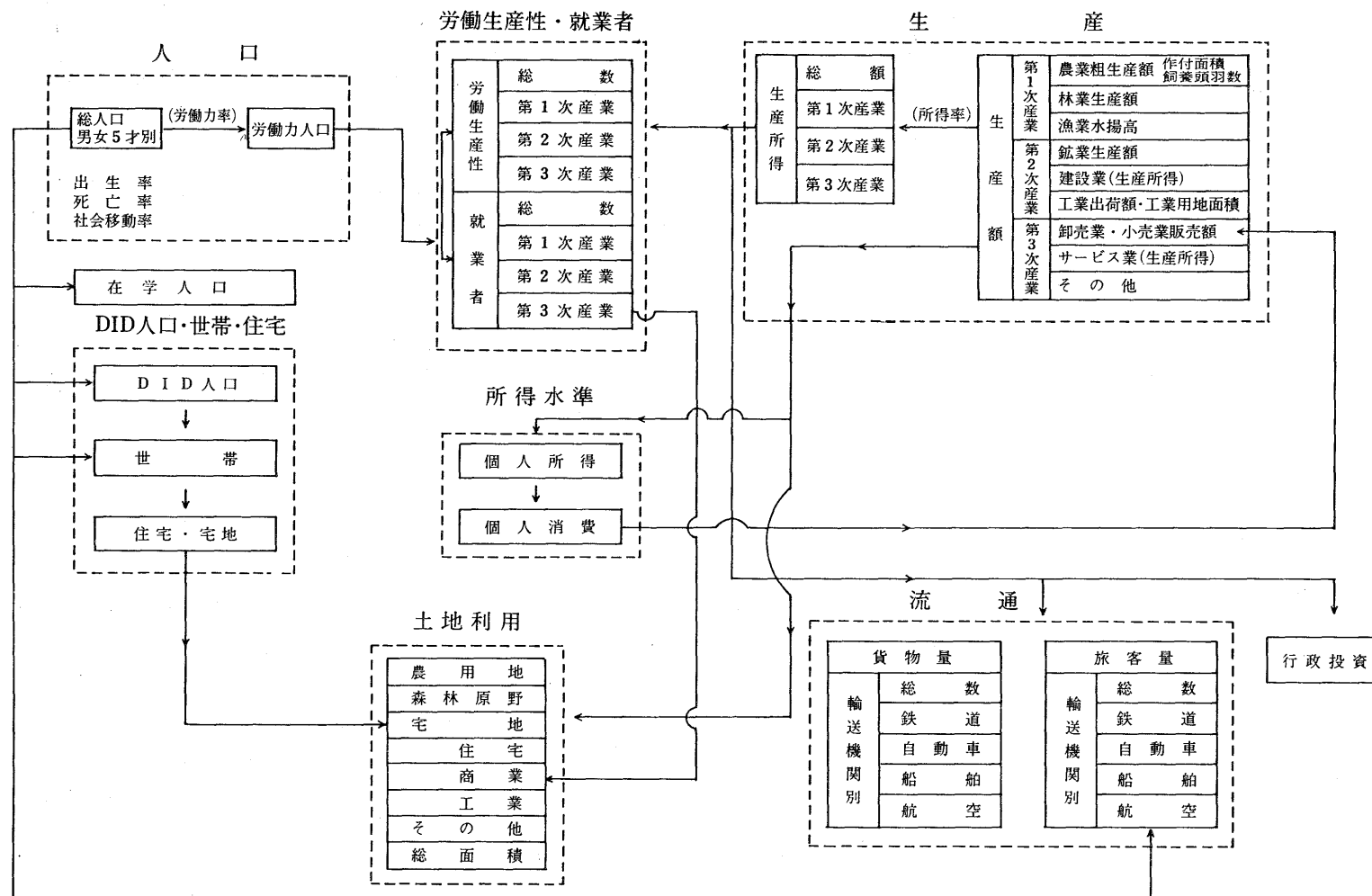
予測、(2)生産サイドから、産業別生産規模→生産額→生産所得→就業者数および労働生産性の予測、という順に推計作業がすすめられ、両サイドからの予測値が労働生産性と就業者数の領域で、チェック、整合化される。この結果に基づいて他の諸指標が算出される。したがって全体の推計方法は積上げ方式といえる。

そのために人口予測は、技術的にみればコーホート要因法によるが、それだけにとどまらない。次のような制約条件がある。すなわち、基準時から20年後(昭和60年)に、県人口の予測値を基に得られた労働力人口の予測値が、生産サイドから求められた就業者人口の予測値を上回る必要があることである。したがって、この人口予測では、労働力人口の予測値を得るのに必要な労働力人口の比率と就業者人口の予測の前提となる各産業の将来規模を先決する必要がある。

17) 本小節では、福岡県企画開発部企画調整課『県勢将来指標試算過程参考資料』昭和46年1月、を同時に参照した。

18) (II-b) 1頁。

図5 フレームのチャート



出所, (II-d) 2~3頁。

表5 労働力人口の比率と各産業の生産規模の想定

労働力人口の比率	現状をみると国平均に比較して若干下回っているが、将来は国の水準まで高めるという意図で、本推計では経済審議会労働力研究委員会の想定数値を使用。	
第1次産業	農業生産	○米；水稻の作付面積×ha当収量。作付面積は、昭和45年田面積を基礎とし、米生産調整面積および転用面積を考慮。ha当収量は、昭和40年4.4トン（実績）から50年5トン、60年5.56トンと想定。 ○小麦およびその他の雑穀；ともに生産量減少、全国の将来動向に準じる。 ○野菜、花き、観賞樹、茶、いぐさ；実績傾向と全国の長期見通しを考慮したが、これらは、かなり意欲的に生産規模を高めた。
	林業生産	○福岡県林政課の民有林の木材生産予測を基礎に推計。
	水産業生産	○第4次漁港整備計画沿岸漁業構造改善基本構想を参考に水揚高を仮定。
第2次産業	工業出荷額	○通産省工業配置構想の福岡県分を採用（昭和60年）。
	鉱業生産	○石炭業は、将来、有明海地域のみとし、50年、60年の出炭規模を900万トンと想定。

出所、(Ⅱ-b) 16頁、28～36頁より作成。

(注) 建設業と第3次産業は、第1次産業と鉱工業の生産額を前提として、直接、生産所得を推計するので省略した。

表6 人口予測の仮定条件

出生率 (純再生産率)*	B ₁	昭和60年	1.02
	B ₂	60年	1.21
死亡率	D		
転出超過	N ₁	60年	0
	N ₂	50年	0

出所(Ⅱ-b) 10頁。ただし一部変更。

(注) この予測では、(B₂, D, N₂)の組が選択されている。

*純再生産率=(合計特殊出生率)×(出生女兒比)×(出生女兒が母親になるまでの生存確率)で定義される。昭和60年の純再生産率1.21は、合計特殊出生率に換算すると2.53になる。

ある。しかも、労働力人口の比率、一次産業および二次産業の鉱工業の規模は、期待度込みの政策目標的なものである(表5参照)。

こうした制約条件下での人口予測は、当初、想定された出生、死亡、社会移動水準のなかで、最大の予測値を得るような条件を選択するという結果となる(表6参照)。また、出生率(女子年齢5歳階級別)、生存率(男女別年齢5歳階級別)および出生性比にかんする将来仮定の設定方式は、基本的に、新全国総合開発計画

における経済企画庁推計による全国人口予測のそれを踏襲している。社会移動については、その当時、「県の転出超過は、昭和35年から急激に高まり、40年、41年若干減少したが、43年では3万人台となっている。この社会減の主要因となった石炭産業の撤退、北九州地区大手企業の配転等を考慮しても、なお、転出超過となっている。この過去の実績を単純に延長すると、昭和60年で12,000人～82,000人程度の転出超過となる」¹⁹⁾。それにもかかわらず、「県の将来成長を期待して」²⁰⁾昭和50年までに転出超過を0とし、以降、転入超過するとの想定がなされている²¹⁾。

19) (Ⅱ-b) 12～13頁。

20) (Ⅱ-b) 13頁。

21) ここでは、純社会移動率の代りに、社会移動残存率が用いられている。これは、実際の次期期首人口を次期期首封鎖人口で除して求め、その結果を予測に利用する。社会移動残存率を用いると、図2に示したコーホート要因法による基本的な予測過程がやや変化する。すなわち、封鎖人口に、社会移動残存率を乗じることになる。

(2) 東京都の予測 (II-d)

この予測の目的は、前回の予測値の公表から、「5年経過し、一部、地域によっては予測人口と現在の人口との間に乖離を生じて」²²⁾ いるので、最新のデータを基に予測値の改算を行うことである。予測の型は単純予測であって、昭和50年国調人口を基準に、70年まで、5年毎に東京都区市町村別総人口の予測値が求められる。

予測方法の作成にあたっては、区部に就業機会を得た人々の行動の動機あるいはその動機を規制する要因が重視された。それらは、区部と市郡部では異なるために、予測方式もまた異なることになる。

たとえ区部に就業機会を得ても、区部には、これ以上の人口が住める余地はきわめて少なく、新たな居住はかなり困難である。そのために、区別人口の予測方式は、人口を吸収できる物理的大きさ、換言すれば、「物理的人口吸収能力」²³⁾ という視角から具体化される。すなわち、①可住面積比率、②宅地面積比率、③総床面積比率、④居住密度、が人口変動の基本的要

因として提示される。また持家と非持家（公営・民営の借家、給与住宅等）では、前者よりも後者が面積当りの人口吸収能力がずっと大きいので、さらに居住密度が細分化される（表7参照）。

予測にあたっては、各々の要因について、最も適合的な傾向線を将来延長し、各々の要因の相乗積として人口の予測値が求められる。なお、この予測値は、住宅統計調査をベースとするので、国勢調査ベースに転換される必要がある²⁴⁾。

他方、区部に就業機会を得ても、区部内に居住できずに都下の市郡部に居住する人口については、「区部においてますます高まる人口圧力は、周辺地域の人口を増加させるのであるが、この人口は、あくまでも通勤時間に対するある関係をもって地域的に分布する」²⁵⁾ という視角から接近される。しかし、人口がある水準以上になると物理的人口吸収能力という規制要因が作用するので、「直接に人口増加率または人口密度等を通勤時間の関数として計測し、この関数を使用して予測を行うという方法には危険が

表7 東京都の予測、区別人口の予測方式

$$\begin{array}{c}
 \text{①} \quad \text{②} \quad \text{③} \quad \text{④} \quad \text{⑤} \\
 \text{人口} = \frac{\text{可住面積}}{\text{面積}} \times \frac{\text{宅地面積}}{\text{可住面積}} \times \frac{\text{総床面積}}{\text{宅地面積}} \times \frac{\text{人口}}{\text{総床面積}} \times \text{面積} \\
 (\text{この式は右辺の各項の分子、分母が互いに消去し合って、最終的には人口となる。}) \\
 \text{実際の予測作業にあたっては、④をさらにこまかく分解して、下記の方法によって予測。} \\
 \begin{array}{c}
 \text{①} \quad \text{②} \quad \text{③} \quad \text{④-1} \quad \text{④-2} \quad \text{④-3} \\
 \text{人口} = \frac{\text{可住面積}}{\text{総面積}} \times \frac{\text{宅地面積}}{\text{可住面積}} \times \frac{\text{総床面積}}{\text{宅地面積}} \times \left[\frac{\text{持家床面積}}{\text{総床面積}} \times \frac{\text{持家戸数}}{\text{持家床面積}} \times \frac{\text{持家世帯数}}{\text{持家戸数}} \right. \\
 \left. \times \frac{\text{持家世帯人員}}{\text{持家世帯数}} + \frac{\text{非持家床面積}}{\text{総床面積}} \times \frac{\text{非持家戸数}}{\text{非持家床面積}} \times \frac{\text{非持家世帯数}}{\text{非持家戸数}} \times \frac{\text{非持家世帯人員}}{\text{非持家世帯数}} \right] \times \text{⑤}
 \end{array}
 \end{array}$$

出所 (II-d) 18頁。

22) (II-d) まえがき。

23) (II-d) 18頁。

24) (II-d) 21～22頁参照。

25) (II-d) 16頁。

表8 東京都の予測, 市町村別人口の予測方式

- (1) 人口集中地区面積比率の推定式と昭和35,40,45年のクロスセクションデータに基づくパラメータ推定結果式。

$$C_t = \alpha S^\beta T^\gamma X^\epsilon \quad C_t: t \text{ 期の人口集中地区面積比率}$$

S: 都心からの通勤時間

T: 年次 (= シフト項)

X: 地域ダミー

$$\log C_t = 61.8233 - 1.9598 \log S + 26.2855 \log T - 2.2737 \log X$$

T: 昭和35年 = 1, 40年 = 2, 45年 = 3, とする。

この式から C_t を予測。S の将来値は, 過去の通勤時間の短縮傾向および都心から遠距離ほど, 通勤状況の改善が大きいことを見込み別途算定。T は, 昭和50年 = 4, 55年 = 5, 60年 = 6, 65年 = 7, 70年 = 8 を仮定。なお, 地域特性係数として, 昭和45年の実際値/理論値を予測値の修正に利用。

- (2) 人口増加率の推定式と昭和40,45,50年のデータによるパラメータ推定結果式。

$$r_t = \alpha \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^\beta D_{t-1}^\gamma T^\epsilon \quad r: \text{人口増加率} = P_t / P_{t-1} (P \text{ は人口})$$

D: 人口密度

$$\log r_t = 1.3696 + 0.0398 \log (C_t / C_{t-1}) - 0.1251 \log D_{t-1} - 0.1091 \log T$$

T: 昭和40年 = 1, 45年 = 2, 50年 = 3。

ここで r_t の予測値は, 予測単位期間ごとに逐次求められ, 地域特性係数によって修正される。

- (3) r_t の予測値を用いて, 次式で人口予測を行う。

$$P_t = P_{t-1} \cdot r_t$$

この式で得られた t 期の予測値をもとに, 人口密度を計算し,

再度, 上式にもどり, 次期の人口増加率を求める。

出所, (II-d)23~25頁より作成。

ある」²⁶⁾。そこで, 第1に, 「各地域の人口面での発展を人口集中地区面積の拡大としてとらえる」²⁷⁾。第2に, 人口増加率を人口集中地区面積増加率との関係でとらえる。第3に, 同じ人口集中地区といっても, 人口密度に差があるので, 人口密度をもう一つの要因として導入する²⁸⁾

こうして, 都下の市町村別人口の予測方式が表8のように具体化される。それは, 「人口集

中地区面積の拡大化から接近する方法」²⁹⁾ と呼ばれ, 過去3時点のクロスセクションデータによってパラメータを推定し, その結果を基に予測を行う点に一つの特徴がある。

(3) 福岡市の予測 (II-i)

この予測の目的は, 福岡市経済の将来的な発展動向を分析するために, 福岡地区計量経済モ

29) この予測方法では, 人口集中地区面積が, 少くとも, 2時点以上存在することが必要であるので, 他に, 「人口密度を分析する方法」と「タイム・トレンド型外挿法」が補完・併用される。前者は, コーリン・クラークの都市人口密度の法則を応用したものである (II-d, 25~27頁参照)。後者については, 修正指数曲線の適用結果のみが一部の町村の予測値として採用されている (II-d, 28頁参照)。

26) (II-d) 16頁。

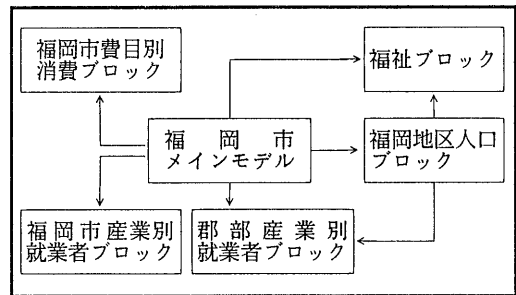
27) (II-d) 16頁。

28) このような立論では, 区部に就業機会を得た人々と異なる行動パターンの人々をとらえることはできない。そのために, ある時点の実際値とそれに対応する理論値との比率を地域特性係数として求め, それが予測値の修正に用いられる。

デルの開発とそれによる将来フレームを予測することである³⁰⁾。人口予測の型は単純予測であって、昭和50年国調人口を基準に、65年まで、各年毎に³¹⁾福岡地区（福岡市およびその周辺旧4郡）の区郡別総人口の予測値が求められる。

人口予測式として用いられる単一方程式モデルは、福岡市計量経済モデル（メインモデル）とこれに規定される福岡市費目別消費ブロック（サブモデル）および福岡市産業別就業者数ブロック（サブモデル）とは無関係に定式化されている。しかし、人口予測式のなかに、福岡市第2・3次産業就業者数を説明変数とする方程式が存在し、メインモデルとサブモデルのシミュレーション結果から得られた就業者数の予測値が人口予測のための与件となることによって計量モデルと人口予測式が結びつけられる（図

図6 福岡地区産業経済モデルの構図



出所、(Ⅱ-i) 1頁。

6参照)。

予測の考え方は、福岡地区が福岡市を中心とする都市圏を形成しているので、地区全体の人口をまずおさえて、それを区郡別に配分するというものである。すなわち、「福岡地区の人口は、中心都市福岡の就業機会に直接規定されると同時に、人口集中が人口を呼ぶという構

表9 パラメータ推定済みの人口予測式

○福岡地区人口 (P☆)		
$\ln P^\star = 0.398329 + 0.869864 \ln P^{\star-1} + 0.092354 \ln E^f$	——①	
$R = 0.984$		(E ^f : 福岡市第2・3次産業就業者数)
○福岡市 東区、南区、西区及び周辺旧4郡の人口 (P ⁱ)		
$\ln P^i = 0.566589 + 0.614479 \ln \frac{P_{-1}^i \cdot E^f}{Dfi}$	——②	
○中央区人口 (P ^c)		
$\ln P^c = 5.606640 - 0.015422t$	——③	
		(t: 昭和t年)
○博多区人口 (P ^h)		
$\ln P^h = 5.488537 - 0.007792t$	——④	
○福岡市人口 (P ^f)		
$\ln P^f = 2.674461 + 0.459797 \ln Lh_1^f + 0.035054 \ln E^f$	——⑤	
$R = 0.994$		
○福岡市宅地面積 (Lh ^f)		
$\ln Lh^f = -5.065043 + 2.003625 \ln P^f$	——⑥	
$R = 0.985$		
ただし、P☆, P ⁱ , P ^c , P ^h , P ^f : 人口千人, Lh: 宅地面積ha, t: t年, Dfi: 都心からの距離(分)		

出所、(Ⅱ-i) 12～13頁。

30) (Ⅱ-i) 1頁。

31) ただし、公表値は5年ごとである。

造」³²⁾を考慮し、当年の福岡市第2・3次産業就業者数と1年前の福岡地区人口を説明変数とする(表9—①式)。地区人口を区郡別に配分するモデルは、「グラヴィティ型」すなわち「各区郡の人口は都心からの(時間的)距離に反比例するが、他方で中心都市福岡の就業者の増加が各区郡(へ)の人口圧力として作用し、また現実の流入は一定の人口集積があるところにおいて生じる」³³⁾という考え方に基づいている(表9—②式)。ただし、中央区と博多区は、人口減少地区なので、タイム・トレンド型外挿法が適用される(表9—③、④式)。なお、福岡市人口については、福岡市第2・3次産業就業者数と宅地面積を説明変数とする方程式によって、トータル・チェックが行なわれる(表9—⑤、⑥式)。以上の予測式は、対象地域の過去の時系列データによってパラメータが推定された。

人口予測にあたっては、既述のように福岡市第2・3次産業就業者数と、都心からの各区郡への時間的距離が与件となる。後者については、都心から各区郡への時間的距離の短縮が交通網の整備によって実現することが考慮され、その将来値が設定される。

第3節 個人研究者による予測例

(1) 木村・大藪氏の予測(Ⅲ—a)

これは旧予測値の³⁴⁾公表後に、次のような新しい状況が出現したために試みられるに至った。
(1)人口研による新しい全国人口の予測値(昭和51年11月推計)の公表、(2)昭和50年国勢調査結

果(香川県分、20%抽出)の公表、(3)旧予測の転入・転出率にかんする計算上の誤りの発見と、他の方法による転入・転出率の推計が考案されたこと、がそれである。したがって予測の目的は旧予測値の改算である。

予測の型は単純予測であって、昭和50年国調人口を基準に、125年まで、各年毎に香川県男女別年齢各歳別人口が求められる³⁵⁾。予測方法として、コーホート要因法が用いられる。しかしこの予測では、1年毎に、各歳別人口を求めるので、5年毎に、5歳階級別人口を求める場合よりも、当然、細かい演算を行うことになる。たとえば、予測単位期間内に出生し次期期首に0歳となる社会移動のない場合の人口が、次式のように、当年10～12月の出生数と次年1～9月の出生数の和に次年の10月1日に0歳として生存する人口の平均生存率(=「0歳到達生存率」³⁶⁾と呼ぶ)を乗じて求められている。

$(t+1)$ 年10月1日0歳男女別人口 = $\{[t$ 年10月1日～ t 年12月31日]出生数 + $\{[t+1)$ 年1月1日～ $(t+1)$ 年9月30日]出生数 $\} \times$ (出生性比) $\times$ (男女別0歳到達生存率)。

ここで、 $(t$ 年10月1日～ t 年12月31日)出生数 = $\left(\begin{matrix} t \text{ 年女子の年齢} 5 \\ \text{歳階級別出生率} \end{matrix} \right) \times \left(\begin{matrix} t \text{ 年10月1日女子} 15 \sim \\ 49 \text{ 歳} 5 \text{ 歳階級別人口} \end{matrix} \right) \times$
係数

*年間出生児配分係数 =

$\frac{(t \text{ 年10月1日} \sim 12 \text{ 月31日)出生数}}{t \text{ 年1年間出生数}}$

また、この予測では、国調結果を基に純社会移動率を計算するのではなくて、『香川県人口社会移動調査報告』(昭和47、48、49年集計分)を主たるデータ、昭和50年国調結果と住民基本

32) (Ⅱ-i) 12頁。

33) (Ⅱ-i) 12頁。

34) 香川県地域経済研究会『香川県の人口推計』昭和50年12月。

35) ただし、公表値は、5年毎である。また、この予測では、昭和25～50年までの補間推計が試みられている。これには言及しない。

36) (Ⅲ-a) 3頁。

台帳人口移動報告年報を副次的データとして、3か年（昭和47～49年）平均の転入・転出率が男女別年齢5歳階級別に求められる。その具体的な手続きは次のとおりである。

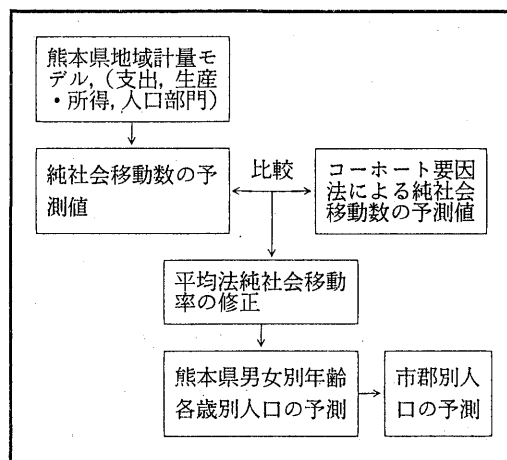
(1)転入・転出率の分母となる昭和47、48、49年10月1日現在の男女別年齢5歳階級別人口(A)を、いわゆる死亡数法の逆進法を用いて推計。これは昭和50年国調結果から出発して、死亡数と転出者数を加算し、転入者数を除くという手法である。②転入・転出率の分子となる男女別年齢5歳階級別転入・転出者数(B)をつぎのようにして求める。(i)香川県社会移動調査の結果から年齢5歳階級別転入・転出者数を得る。これを住民移動報告年報の総転入・総転出者数をトータル・コントロールとして修正する。(ii)上記の香川県社会移動調査の結果は男女別に集計されていないので、(i)の結果を、昭和45年国調の前住地の結果をもちいて男女別にふりわけると。(iii)再度、住民移動報告年報の男女別転入・転出者数をトータル・コントロールとして(ii)の結果を修正する。(iv) B/A より、昭和47～49年各年別転入・転出率を得る。

予測にあたっては、こうして得られた転入・転出率の3か年平均値が、将来値として固定される。そのために将来転入・転出者総数が、別途、設定されねばならなくなる。なお各歳別人口を求める必要上、同一年齢階級内の各歳別人口については、同一の転入・転出率がそれぞれ仮定される。

(2) 田中氏の予測 (Ⅲ-b)

この予測の目的は、今後、地方にたいして特別な政策をとらなかった場合、地域人口がどのように変化してゆくかを熊本県を例にとり、「経済成長の制約と人口高齢化の下で、生きが

図7 田中氏の予測の基本構成



出所, (Ⅲ-b) より作成。

表10 変数一覧表
内生変数

記号	変数名	単位
C	個人消費支出	十億円
IH	民間住宅投資	"
IP	民間設備投資	"
J	在庫投資	"
EX	移輪出	"
IM	移輪入	"
X	県内総支出	"
O	鉱工業生産指数	-
Y	県内純生産	十億円
YW	県民所得	"
YC	法人所得	"
YD	可処分所得	"
NN	自然増加人口	千人
NSI	転入人口*	"
NSO	転出人口*	"
DNS	社会増加人口	"
N	人口	"

*変数名を変更。

外 生 変 数

記 号	変 数 名	単 位
CG	財 政 消 費 支 出	十億円
IG	公 共 投 資	〃
IPJ	全 国 民 間 設 備 投 資	千億円
YWJ	国 民 所 得	〃
NJ	全 国 人 口	百万人
D7	昭 和 41 年 ダ ミ ー (ひのえうま)	—
D2	昭 和 46 年 ダ ミ ー (ドルショック・ 農業純生産減少)	—
D45	昭 和 48・49 年 ダ ミ ー (二桁インフレ)	—
D567	昭 和 49・50・51 年 ダ ミ ー (不 況)	—
D67	昭 和 50・51 年 ダ ミ ー (法人留保減少)	—

出所 (Ⅲ-b), 115頁。

いのある地域社会を形成するにあたって必要な基礎的指標を得る」³⁷⁾ ことである。予測の型は、単純予測であって、昭和50年国調人口を基準に、65年まで、各年毎に熊本県男女別年齢各歳別人口が求められる。さらに、県人口の予測値をもとに、5年毎に市郡別男女別年齢各歳別人口が求められる³⁸⁾。

図7は、この予測の全体的構成を示したものである。熊本県経済の地域計量モデルは、内生変数17個、外生変数10個からなり、人口に関する変数が内生変数化されている (表10参照)。構造方程式は、支出、生産・所得、人口の3部門からなる (表11参照)。人口部門をみると、自然増加人口 (NN) は、前期人口と昭和41年ひのえうまによる出生率低下にたいするダミー変数で説明される。転入人口 (NSI) は、行動

37) (Ⅲ-b) 116頁。

38) 公表値は5年毎である。この他に、労働力人口、就業者人口、失業者数が予測対象となっているが、これには言及しない。

表11 構造方程式一覧表

支出部門

$$\begin{aligned}
 C &= 8.1599 + 0.2886YD + 0.6428C_{-1} + 25.8612\overline{D2} \\
 &\quad - 28.9685\overline{D567} \\
 IH &= -21.6838 + 0.1008YD \\
 IP &= 0.6990 + 1.2138YC + 0.7389\overline{IPJ} \\
 J &= -9.8739 + 0.0468X - 25.3098\overline{D2} + 27.3020\overline{D45} \\
 EX &= -9.9524 + 0.2698(Y - Y_{-1}) + 0.1232\overline{YWJ} \\
 &\quad + 0.8385EX_{-1} \\
 IM &= 10.5161 + 0.3220(X + IM) \\
 X &= C + \overline{CG} + IH + IP + \overline{IG} + J + EX - IM
 \end{aligned}$$

生産・所得部門

$$\begin{aligned}
 O &= 32.8544 + 0.1851(IP + \overline{IG}) + 0.0348(X \\
 &\quad + IM - IP - \overline{IG}) \\
 Y &= 11.8931 + 0.8334X \\
 YW &= 30.3127 + 0.8093X \\
 YC &= -46.4896 + 0.8621O \\
 YD &= 50.9019 + 0.8510YW + 41.6029\overline{D67}
 \end{aligned}$$

人口部門

$$\begin{aligned}
 NN &= -39.2707 + 0.0299N_{-1} - 4.4251\overline{D7} \\
 NSI &= 97.6101 + 23.3403\left(\frac{10YW/N}{YWJ/NJ}\right)_{-1} - 3.6374\left(\frac{N}{NJ}\right)_{-1} \\
 NSO &= 149.5521 - 72.7936\left(\frac{10YW/N}{YWJ/NJ}\right)_{-1} - 419.7318 \\
 &\quad \times \left(\frac{IP/N}{IPJ/NJ}\right)_{-1}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 DNS &= NSI - NSO \\
 N &= N_{-1} + NN + DNS
 \end{aligned}$$

出所, (Ⅲ-b), 116~118頁。

(注) t値, 決定係数, 自由度修正決定係数, ダービン・ワトソン比, 標準誤差は省略。

決定要因である1人当り所得格差と供給要因である全国人口に占める熊本県人口の比率で説明される。転入人口 (NSO) は、行動決定要因である1人当り所得格差と需要要因である1人当りの民間設備投資格差で説明される。社会増加人口 (DNS) は、転入人口と転入人口の差で示される。県人口 (N) は、前期人口に自然増加人口と社会増加人口を加算したものである。

表12 シミュレーションの前提条件

財 政 消 費 支 出	昭和35～51年度の実績を延長（伸び率年5.5%）
県 公 共 投 資	熊本県の公共投資の約30%は、事業主体が国であるので、国の動向にかなり影響されるとみることができる。そこで、『新経済社会7か年計画の基本構想』（昭和54年1月）における昭和54～60年度の公的資本形成の伸び率と同様に、年6.5%とする。
国 民 所 得 お よ び 全 国 民 間 設 備 投 資	『新経済社会7か年計画の基本構想』における昭和54～60年度の伸び率と同様に、国民所得、全国民間設備投資の伸び率を、それぞれ、年6%、7%とする。

出所、(Ⅲ-b)、120頁より作成。

このモデルのシミュレーション（その前提条件については表12参照）結果から得られた純社会移動総数の予測値（5年分）が、コーホート要因法によって得られた純社会移動総数とほぼ等しくなるように、後者を求めるさいに設定されていた平均法による純社会移動率が修正される。これは、次式で示される³⁹⁾。

$$\text{純社会移動率} \quad (\pm) \left\{ \left\{ (R^i_B - R^i_A) + (R^i_C - R^i_B) \right\} \times \frac{(B-A)}{(C-B)} \right\} \times \frac{1}{2} \times \alpha$$

ただし、 R^i_A, R^i_B, R^i_C …昭和35～40年、40～45年、45～50年 i 年齢階級純社会移動率。

A, B, C …昭和35～40年、40～45年、45～50年における純社会移動総数。

α ……2種類の純社会移動総数を一致させることが可能な純社会移動率を変化させる変動幅。

ここでは、61歳以上の純社会移動率は R^i_A, R^i_B, R^i_C の平均値に固定され、純社会移動率の初期値として R^i_C が用いられる。

この修正方法は、過去の熊本県の純社会移動率が、最近時ほど、プラス（流入超過）方向にシフトしていることを踏まえたものであって、「（純）社会移動総数の変化分に対する平均（法による）社会移動率の変化分の平均値に従って

将来の平均（法による純）社会移動率は変化していくものと⁴⁰⁾と想定されている。こうして、修正済みの純社会移動率に基づいて熊本県人口の予測値が決定される。2つの純社会移動総数の相互チェックは5年単位なので、これに応じて純社会移動率も変化することになる。

市郡別人口の予測については、まず昭和55年の市郡別男女別各歳別人口の予測値が、昭和45～50年実績の前進法純社会移動率を用いて、コーホート要因法によって暫定的に求められる。つぎに男女別年齢各歳毎の全県加算値が、これに対応する県全体の予測値と一致するように修正され、市郡別人口の予測値が最終的に決定される。したがって純社会移動率は、該当する予測単位期間より前期の数値が逐次用いられるので、予測単位期間毎に異なる。かつそれは、県全体の人口予測値の動きに規定される。

(3) 川嶋氏らの予測（Ⅲ-c）

この予測の目的は、「ロジャーズ=ウィルキンス・モデル（以下「R・W モデル」と呼ぶ）の有用性と限界とを具体的に探る目的で、同モデルをわが国のデータに応用し、予め設定した数種類のシナリオに対して、地域別年齢階級別人

39) (Ⅲ-b) 122頁。

40) (Ⅲ-b) 132頁。

口の超長期的な将来予測を試み」⁴¹⁾ ることである。

R・W モデルは、コーホート要因法による全国人口の予測を、「人口を居住地によって細分割したうえで、移動の概念を導入することによって多地域の場合に拡大した」⁴²⁾ ものであって、「地域別人口の合計が全国人口に一致するという整合性が、各年齢階級毎に自動的に確保されている点」⁴³⁾ が、従来の全国的規模の地域別人口予測へのコーホート要因法の適用（例、人口研の予測 2）と異なるところである。

R・W モデルでは、 $(t+1)$ 時点の地域別年齢階級別人口の分布ベクトル $\{K^{(t+1)}\}$ を、一般化レスリー行列 G と t 時点の人口分布ベクトル $\{K^{(t)}\}$ との積で表わす。すなわち、

$$\{K^{(t+1)}\} = G\{K^{(t)}\} \quad (\text{表13—①, ②参照}).$$

G は、小行列 $S(x)$, $B(x)$ および零行列からなる。 $S(x)$ は、生存に関する行列であり、 $B(x)$ は、出生と生存に関する行列である（表13—③, ④参照）。この 2つの小行列 $S(x)$ と $B(x)$ は、多地域生命表の理論を援用して、実測可能な行列、すなわち死亡率・移動率行列 $M(x)$ と出生率行列 $F(x)$ から導出できる（表13—⑤, ⑥参照）。こうして、 $S(x)$ と $B(x)$ は、ひとたび

表13 行列の定義

① 地域別年齢階級別人口の分布ベクトル $\{K^{(t)}\}$

$$\{K^{(t)}\} = \begin{Bmatrix} \{K^{(t)}(0)\} \\ \{K^{(t)}(5)\} \\ \vdots \\ \{K^{(t)}(z)\} \end{Bmatrix} \quad \text{ただし,} \quad \{K^{(t)}(x)\} = \begin{Bmatrix} K_1^{(t)}(x) \\ K_2^{(t)}(x) \\ \vdots \\ K_n^{(t)}(x) \end{Bmatrix}$$

$\{K^{(t)}(x)\}$: t 時点における、 $(x, x+4)$ 歳階級の地域別人口。ただし、 $x=0, 5, \dots, z$ 。 $K_i^{(t)}(x)$: t 時点における、 i 地域の $(x, x+4)$ 歳階級の人口。ただし、 $i=1, \dots, n$

② 一般化レスリー行列 G

$$G = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 & B(\alpha-5) & B(\beta-5) & 0 & 0 & 0 \\ S(0) & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & S(5) & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

ここで、 α と β は、各々、出産可能な年齢階級の下限と上限である。

③ 生存に関する行列 $S(x)$

$$S(x) = \begin{pmatrix} s_{11}(x) & s_{21}(x) & \cdots & s_{n1}(x) \\ s_{12}(x) & s_{22}(x) & \cdots & s_{n2}(x) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ s_{1n}(x) & s_{2n}(x) & \cdots & s_{nn}(x) \end{pmatrix}$$

$s_{ij}(x)$: 単位期間の期首に $(x, x+4)$ 歳年齢階級に属する i 地域 ($i=1, \dots, n$) の居住者が、5年後に $(x+5, x+9)$ 歳年齢階級で j 地域 ($j=1, \dots, n$) に生存する割合。

$S(x)$ は $s_{ij}(x)$ を転置した形に配列した行列。

41) (Ⅲ-c) 4 頁。

42) (Ⅲ-c) 43 頁。

43) (Ⅲ-c) 4 頁。

④ 出生と生存に関する行列 $B(x)$

$$B(x) = \begin{pmatrix} b_{11}(x) & b_{21}(x) & \cdots & b_{n1}(x) \\ b_{21}(x) & b_{22}(x) & \cdots & b_{n2}(x) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n1}(x) & b_{2n}(x) & \cdots & b_{nn}(x) \end{pmatrix}$$

$b_{ij}(x)$: 単位期間の期首に $(x, x+4)$ 歳年齢階級に属する i 地域の居住者一人当たりがその期間内に出生した子供のうち、期末に j 地域で生存する子供の平均人数をあらわす。

⑤ 死亡率・移動率行列 $M(x)$

$$M(x) = \begin{pmatrix} [M_{1s}(x) + \sum_{j \neq 1} M_{1j}(x)] & -M_{21}(x) & \cdots & -M_{n1}(x) \\ -M_{12}(x) & [M_{2s}(x) + \sum_{j \neq 2} M_{2j}(x)] & \cdots & -M_{n2}(x) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -M_{1n}(x) & -M_{2n}(x) & \cdots & [M_{ns}(x) + \sum_{j \neq n} M_{nj}(x)] \end{pmatrix}$$

$M_{is}(x)$: i 地域における $(x, x+4)$ 歳年齢階級の死亡率。

$M_{ij}(x)$: i 地域から j 地域への $(x, x+4)$ 歳年齢階級人口移動率 ($i, j=1, \dots, n$)。

⑥ 出生率行列 $F(x)$

$$F(x) = \begin{pmatrix} F_1(0) & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & F_n(0) \end{pmatrix}$$

$F_i(x)$ は i 地域における $(x, x+4)$ 歳年齢階級に関する 1 年間の出生率。

出所、(Ⅲ-c)43~47頁より作成。

地域別年齢階級別の出生率、死亡率および地域間人口移動率が与えられると、それから自動的に求めることが可能であり、その結果、一般化レスリー行列 G を決定することができる。

ところで、R・W モデルは、一般化レスリー行列が固定成分行列の形をとるために、年齢階級別の出生率、死亡率、地域間人口移動率が、全予測期間にわたって初期時点の値に固定されるので、この予測では、 $S(x)$ と $B(x)$ が時間

t の関数 f として、

$$S^{(t)}(x) = f(M^{(t)}(x))$$

$$B^{(t)}(x) = f\{M^{(t)}(x), F^{(t)}(x)\}$$

の形で与えられるように修正されている。したがって、 G が時間に関する変動成分行列すなわち、 $\{K^{(t+1)}\} = G^{(t)} \{K^{(t)}\}$ の形をとることになる。この修正されたモデルの適用が 4 ケース (表14—ケース①~④)、当初の R・W モデルの適用が 1 ケース (表14—ケース⑤) 設定され、昭和45年国調人口を基準に、145年まで、5 年毎に 9 地域別年齢 5 歳階級別人口の予測が試みられる。

むすびにかえて

われわれは、本稿で、わが国の地域人口予測にかんする、いくつかの事例を検討した。ま

地域人口予測にかんする一考察

表14 予測の対象として設定されたシナリオ

予 測 対 象 時 点	地域別年齢階級別 人口変動要因パラ メーター	シ ナ リ オ					
		ケ ー ス ① ～ ケ ー ス ④				ケ ー ス ⑤	
1975年	出 生 率	1971～75年の5か年平均値（全国TFR＝2.07）				1970年値（全国TFR＝2.06）	
	死 亡 率	1970年と75年の平均値（全国平均総死亡率＝6.551‰）				1970年値（全国平均総死亡率＝6.800‰）	
	地域間人口移動率 マトリックス(a)	住民移動報告のデータを利用して、1970年国調の移動率マトリックスを75年のそれに変換。そして、両者の平均移動率マトリックスを作成し、これを75年移動率マトリックスとして使用。				1970年マトリックス	
1980年	出 生 率	1976～79年の4か年平均値（全国TFR＝1.77）				同 上	
	死 亡 率	1975年と79年の平均値（全国平均総死亡率＝6.092‰）					
	地域間人口移動率 マトリックス(b)	(a)と同様な方法で、1970年移動率マトリックスを79年のそれに変換。そして、(a)の75年移動率マトリックスと79年のそれとの平均移動率マトリックスを作成し、これを80年移動率マトリックスとして使用。					
1985年 ） 2070年	出 生 率	ケース	①	②	③	④	同 上
			現状－1979年－維持型	出生率低下型	出生率上昇型	出生率急低下型	
	全 国 TFR	1.74	1.58	1.87	1.48		
	死 亡 率 地域間人口移動率 マトリックス(c)	1979年値（全国平均総死亡率＝5.925‰） (b)の1979年移動率マトリックスを使用。					

出所、(Ⅲ－c) 6, 7頁より作成。

(注) TFR＝合計特殊出生率 なお、地域別年齢階級別出生率、死亡率、および地域間人口移動率が、人口変動要因パラメーターと呼ばれている。

ず、それらにたいして、若干の私見を述べておこう。

政府の研究機関あるいはその委託による予測例として、人口研と 社工研の予測をとりあげた。人口研による都道府県別人口予測は、こんにち人口研の地域人口予測を代表するものとして知られている。いうまでもなく人口研は、そ

の社会的地位からして、予測結果の公表や予測方法の例示を通じて、大きな社会的影響を及ぼしうる。

ところで、人口研の予測1では、次のような主張がみられる。「人口増加地域におけるマキシマム値および人口減少地域におけるミニマム値は、過去から現在までの変化をすう勢的に将

来に延長した性格のものであり、メディアム値は将来において実現の可能性のある計画値として考えており、人口増加地域のミニマム値および人口減少地域のマキシマム値は、むしろ現状までの動向からは、かなり非連続的に飛躍した開発目標値とみられる」⁴⁴⁾ と。しかしながら、この予測値の性格規定は、具体的な社会経済的要因との関連なしに付与されたものである。この予測だけでなく人口研による予測は、人口学的要因のみを量的に対象とする方法に限定されてきた。ここに、人口と社会経済的要因との量的関係の解明を課題とする計画的予測が、社工研のような人口研とは異なる主体で、試みられるに至る余地がある。

つぎに、地方自治体による予測例として、福岡県、東京都 および 福岡市の 予測をとりあげた。これらのほかに地方自治体による予測は、自治体策定の総合開発計画書に多数の例をみることができる。しかしそれらは、予測の説明がきわめて不十分なものが多く、予測の全般を記述し、一つの資料集として刊行している自治体は比較的少いようである。

東京都の予測は、推計人口資料の一つとして公表されたものである。この予測の区別人口の予測方式は、タイム・トレンド型外挿法の機械的適用を否定し、経済発展の要素まで「人口」概念を分解することによって区部の人口変動をより正確にとらえんとしたものである。たしかに、その予測結果を実績値と比較すると、昭和50～55年の期間において、人口の変化方向の予測に失敗したのは23区のうち3区にすぎず、かなり良く変化方向をとらえているといえる。しかし、同期間で、誤差率のバラツキがみられ、

それが5%にのぼる区もあり、なお改良の余地が残っているように思われる（表15参照）。しかしこの予測方式が、数次にわたる改良をすでにうけていることを考慮すれば、同一予測式で多数地域を予測することの限界があらわれているともいえよう。

また、地方自治体による予測は、その結果が自治体の行政施策や経済・社会計画策定の基礎資料として利用される可能性が強い。その典型例として、福岡市の予測は、市の総合計画の改訂を機に改算され、予測結果が市の将来フレーム等に利用されている。われわれは、都市類型と人口予測との関係および人口予測値の利用方向を探究するために、次の機会に福岡市の人口予測と総合計画を考察の素材としてとりあげる予定である。

つぎに、個人研究者による予測例として、木村・大藪氏、田中氏および川嶋氏らの予測をとりあげた。個人研究者による予測は、行政と直接関係しないために、予測結果の利用がきわめて不確定である。ゆえに、新しい方法の開発等の面で予測の意義が明確であることが必要であろう。

木村・大藪氏の予測は、旧予測値の公表後にいくつかの新しい状況が出現したために行われるに至った。その意義は、転入・転出率を国勢調査以外に2種類の移動統計を利用して求められた点にあると思われる。しかし、その反面、『香川県人口社会移動調査報告』は、その当時、3ヶ年分のデータしかなかったこと、男女別集計がなされていないこと、転入・転出時の年齢別集計であることなど、きわめて制約の多いデータが利用されたことに、疑問を抱かざるをえない。

田中氏の予測は、活力ある地方の時代が到来

44) (I-b) 3頁。

表15 東京都区別人口予測の結果

区	①55年予測値	②55年実績	③変化方向の一致性	④誤差率(%)
千代田区	54,000	54,801	○	-1.5
中央区	82,000	82,700	○	-0.9
港区	200,000	201,257	○	-0.6
新宿区	352,000	343,928	○	2.4
文京区	208,000	202,351	○	2.8
台東区	190,000	186,048	○	2.1
墨田区	234,000	232,796	○	0.5
江東区	347,000	362,270	×	-4.2
品川区	349,000	346,247	○	0.8
目黒区	276,000	273,791	○	0.8
大田区	668,000	661,147	○	1.0
世田谷区	820,000	797,292	×	2.9
渋谷区	253,000	247,035	○	2.4
中野区	360,000	345,733	○	4.1
杉並区	554,000	542,449	○	2.1
豊島区	303,000	288,626	×	5.0
北区	407,000	387,458	○	5.0
荒川区	204,000	198,126	○	3.0
板橋区	489,000	498,266	○	-1.9
練馬区	578,000	564,156	○	2.5
足立区	633,000	619,961	○	2.1
葛飾区	430,000	420,187	○	2.3
江戸川区	488,000	495,231	○	-1.5

出所、(Ⅱ-d) 3頁、国勢調査より作成。

(注) 変化方向の一致性

50年実績→55年予測値と50年実績→55年実績の増減変動が一致するものを○、一致しないものを×で示した。

誤差率 $=((①-②)/②) \times 100$ 。

するには、人口の老齢化が大きな障害になるという観点⁴⁵⁾から行なわれた。その意義は、計量経済モデルを利用し、その予測シミュレーション結果から得られた純社会移動総数を基準に、コーホート要因法による純社会移動総数との整合を図るために、後者を求めるさいに用いられた純社会移動率を調整する点にあると思われる。換言すれば、コーホート要因法と計量経済学的方法の具体的な接合例として評価できる。

川嶋氏らの予測の意義は、形式人口学におけ

45) (Ⅲ-b) 114頁。

る最新の成果たる多地域人口予測方法の紹介と応用にある。この方法は、わが国へ紹介されてから⁴⁶⁾日が浅く、今後、応用的研究がもっと積み重ねられる必要があろう。

最後に、単純予測と計画的予測との関係について述べておこう。既述のように、地域人口予測は、単純予測と計画的予測に分類される。計

46) わが国人口への最初の適用例は、黒田俊夫・岡崎陽一・南条善治・鈴木啓祐・大塚友美「ロジャーズモデルとその日本人口への適用」、『日本統計学会誌』第10巻1号、1980年、73～83頁、である。

画的予測は、人口変動を規定する社会経済的要因のなかに、政策的に操作可能な要因を政策変数として含む。そこでは、人口と政策変数の数量的関係に基づいて、将来計画人口を実現するために必要な政策変数の規模を確定することに、予測の一つのねらいがある。

これにたいして、単純予測は、現在の政策は不変であるとし、将来人口が、過去の人口変動の延長線上においてとらえられる。この場合にも、人口量を規定する社会経済的要因の精確な把握が必要であり、それが計画的予測の基礎とならなければならない。この意味では、計画的予測は単純予測ぬきには成立しえない。

また、単純予測の場合、人口変動を規定する社会経済的要因が、構造的に不変と前提できるか否かが重要な問題である。地域人口予測にかんする単純予測をみると、人口学的要因を量的に対象とする方法では、社会経済的要因の構造的変化が暗黙のうちに不変と前提されている。

人口学的要因の大幅な変化が仮定される場合でも、社会経済的要因との関係は不十分な説明に終わっていることが多い。また社会経済的要因をも含めた予測方法であっても、人口と人口の説明要因との関係は将来的に不変であって、社会経済的要因の構造不変が前提されているのが実情だといえる。

単純予測の方法が、このような状況にあることを反映してか、計画的予測においても、社工研、福岡県の予測にみられるように、予測モデルの構造を不変として政策変数となる特定の社会経済的要因のみを外生的に大きく変化させるか、または特定の社会経済的要因の規模をはじめに設定し、将来目標人口が算定される。したがって、単純予測にせよ計画的予測にせよ、人口変動の社会科学的解明にもとづく、人口の説明要因の精確な量化が、今後、どのようにすすめられるかが基本課題として残っているように考えられる。