

地域政策と人口計画

—四全総・首都圏基本計画を中心に—

若林敬子

I 地域政策における人口計画

地域政策の現段階的認識として、資本主義の展開過程で深化しつつある地域的不均等発展が、格差を是正すべく多方面にわたる施策を要請し続けてきたという前提が必要である。

地域政策は本来、産業振興施策を主としてきたが、必ずしもこれに限らず、市町村合併等の地域社会機構についての計画、さらには教育・文化・環境・福祉などの領域にも及ぶ。つまり産業基盤造成を主とした現状の変更を促進する地域開発から、次第に生活関連施設の整備、コミュニティ政策といった地域社会の統合や保全にかかわる領域も含まれるようになってきている。

こうした過程の中で、地域開発政策の中に登場する人口再配置、人口計画の考え方・位置づけも変貌をとげてきた。つまり産業基盤造成・地主導の地域開発期には、人口計画の用語こそ記されているが、生産効率主義の波及効果をテコとした有効性の乏しい不均等分布の軌道修正としての与件・枕詞にすぎなかった。それが昭和52年の第三次全国総合開発計画で初めて人口が第一義的に登場し、人口再分布と地方定着とを直接的・基本的に推進することによってこれまでの大都市人口集積を、生活環境・コミュニティ政策に立脚しつつ修正しようとする考え方を表示したのは、地域開発政策史上一つの画期を呈したといえよう。

しかしながらその内実と評価は、三全総が実質二・五全総ともよばれるように、単なるイメージ構想にすぎず、きめ手に欠くともいわれ、その後の実績が問題となる。さらには80年代に入り、四全総策定作業段階で人口等の東京圏集積が再び大きくなるとなり“東京圏一極集中構造”が議論沸騰している昨今である。

従来、人口移動をめぐる人口学者らの分析は、個々人間の移動行動結果を数量的に把握分析することは精密であっても、その決定要因分析にあたって、全体社会的視野での地域政策動向のサイドから人口現象を一度つき離して、国土政策との相互インパクトを射程距離に包めた分析は多くはなかったように思われる。本稿はやや間接的・周辺的アプローチで素材提供レベルに終わるかもしれないが、以下の諸動向を範疇にとりいれて、地域人口移動論を考えてみたい。

第1は通産省の行う産業・工場立地政策動向、第2は国土庁等の行う各種の国土・地域政策の網目配置、第3はテクノポリス構想で代表される大学設置・分散政策、第4は人口急増ないし、過疎の地方自治体が行う人口抑制・人口誘導の苦肉の条例や要綱。

さらに、重視すべき観点として、脱工業化・情報化社会の到来の中で、大都市人口研究にあたって“中枢管理機能論”、地域分布研究に“地帯構造論”がますます比重を重くしていることを再確認せざるをえない。最近の国土庁路線の中でも中枢管理機能分析をぬきにした東京論は骨格のぬけた軟体記述にすぎなくなっているところに、ここ数年の変化が読みとれよう。移動要因分析にあたっても同様である。

かつて“四大工業地帯”とよばれ、その後“三大都市圏”と位置づけられ、そして今“東京圏対その他”、と指摘される一方の大阪の地盤沈下はなんであるのか。東京が国内のみでなく国際拠点都市

として一躍抜きんでて、人口その他の集積の勢いを継続しているのは誰の目にも明らかとなってきた。ここに至り、もはや狭義の人口移動統計分析ではことたるまい。

II 新産都市・工特地域の人口計画と実績

戦後地域開発政策の出発は、昭和25年の「国土総合開発法」以降であり、電源開発のためのダムづくりに重点がおかれた“資源開発”に始まる。昭和30年代に入ると、工業化による地域開発へと転換され、“集中整備・既成地帯整備期”ともよばれるように既成工業地帯およびその周辺を中心に工業基盤づくりが進められた。つまり四大工業地帯を結ぶ太平洋ベルト地帯を中心とした臨海工業地帯が国の工場立地の地域的配置のあり方として示され、企業の経済合理性の尊重という大前提のもとに、行政投資と産業基盤整備のための社会資本の充実が大規模にふりむけながら産業の適正配置が推進されるというものであった。三大湾と瀬戸内海を中心とした埋立開発が戦後わが国港湾埋立面積の82%を占めていることはこのことを最も典型的に示す指標であるといえよう¹⁾。

ところが35年の「国民所得倍増計画」をまわった頃から地域格差が顕在化しはじめ、37年に「全国総合開発計画」が策定されるに至る。地域格差を是正し、過密都市の防止のため人口・産業の地方分散を進めるといふこの一全総理念は、その後三全総までの基本軌道となっていく。(この点四全総は東京集中の是認か否かで後述のように微妙な位置づけを含んでいる。)

この「地域格差是正のための工業分散を基軸とする地域政策」は、一方で大都市における工場、大学の新增設の制限(昭和34年「首都圏の既成市街地における工業等の制限に関する法律」、近畿圏も同様昭和39年制定)、他方で地方への分散促進という二つの方向で立法化された。後者はいうまでもなく、拠点開発方式としての37年の新産業都市と39年の工業整備特別地域に代表される。(低開発地域工業地区は36年に企業減税を手段として後進地域の工業開発を優遇しようとして制定)

猛烈な誘致合戦の結果、新産都市は、太平洋ベルト地帯を除く原則(岡山県南は例外)で後進地域の臨海部優先で15地区、さらに一全総で否定された太平洋ベルト地帯を対象とした工特地区6が加わり、実質計21を数えた。

それでは当初の課題どおり、これら拠点開発がどれ程の効果を果たしえたのか、人口の実績を中心にフォローしてみよう(表1・2参照)。新産都市は跛行性が顕著であり、全体としては工特地域の達成率の方が高い。つまり「地方への工業の分散は意図したほどには進展せず、太平洋ベルト地帯に位置する地域に基幹産業が立地したにとどまっている。人口の面では人口の大都市地域への集中が進み……対全国シェアもやや増加したにとどまり、基本計画で予定したほどの効果はあらわれていない」とは国土庁自らの点検である²⁾。

ちなみに全国平均の5年毎人口伸び率は、30-35年4.7%、35-40年5.2%であるから、7地区の人口絶対減も含め、45年までは全国平均をかなり下まわる。45-55年は全国平均の7.0%、4.6%を上まわるようになるが、55-60年はほぼ全国平均に低下する。問題は「特に50年前半を中心に、地方への人口のU・Jターンの受け皿として大きく機能した」³⁾か否かの評価であるが、少なくとも表2でみるように5年前策定された昭和65年人口目標値を第四次基本計画(61年1月)はのきなみ大幅ダウンさせた。(新産都市の60-65年は1.3%を0.7%へ、工特は1.1%を0.8%に縮小改訂)

1) 運輸省所管の公有水面、港湾内埋立面積(昭20~61年3月造成中を含む)67,440haの内、東京湾は16,709ha、24.8%、伊勢湾8,474ha、12.6%、大阪湾10,948ha、16.2%、瀬戸内海18,810ha、27.9%、計81.6%を占める。戦後地域開発の先導的役割を果たしたのがこの臨海コンビナート埋立である。

2) 国土庁計画・調整局編『第三次全国総合開発計画』第3巻。人と国土別冊。1978年8月、p749。

3) 国土庁地方振興局編『地方産業拠点の新たな発展を目指して——第四次新産・工特建設整備基本計画』、1987年1月、p1-2。

表1 新産業都市・工特地域の面積・人口の5年毎伸び率と対全道県比・工業出荷額の全道県比

道	市町村数	面積 対全道 県比%	人口の5年毎伸び率							人口の対全道県比						工業対全 道県比	
			30- 35年	35-40	40-45	45-50	50-55	55-60	30年	35	40	45	50	55	60	51年	59年
			16.2	20.6	15.8	16.8	13.9	6.7	23.3	25.6	30.1	34.8	39.5	41.2	43.8	48.1	47.5
八戸	9	5,157	6.2	20.6	15.8	16.8	13.9	6.7	23.3	25.6	30.1	34.8	39.5	41.2	43.8	48.1	47.5
仙台	3	1,088	12.1	4.0	6.2	5.8	10.6	2.2	21.2	22.8	23.9	25.1	25.9	26.4	26.9	57.6	58.2
秋田	6	1,063	14.6	8.3	10.5	10.7	11.5	4.4	43.2	45.9	49.4	52.6	54.1	53.6	54.4	66.9	61.2
磐前	2	842	7.2	2.7	5.4	7.5	9.7	2.7	21.2	22.3	23.9	26.0	28.1	29.6	30.5	41.3	32.4
新松	3	3,430	24.9	△1.6	0.1	2.6	6.3	3.0	39.5	40.1	40.8	41.7	42.2	42.6	43.0	49.5	45.8
富山	5	1,342	10.7	3.3	3.6	6.2	8.3	3.6	27.6	28.5	30.0	31.6	33.1	34.4	35.3	31.9	29.6
中岡	6	2,756	20.3	0.9	3.1	5.3	6.4	3.2	25.8	26.5	27.4	28.3	28.9	29.2	29.5	40.6	36.0
岡山	6	2,334	54.9	1.9	1.8	5.1	7.2	1.7	72.1	72.6	73.1	74.2	75.0	75.6	75.8	75.2	76.1
徳島	6	1,509	14.9	△1.1	1.2	4.2	6.0	2.7	35.4	36.3	38.3	40.4	41.9	42.9	43.3	45.2	45.2
東大	4	1,499	21.1	3.1	11.7	11.3	9.8	3.7	51.4	53.6	57.3	61.6	64.6	65.9	66.8	86.9	82.9
予分	4	795	19.2	0.6	1.4	2.5	7.7	2.8	51.4	53.5	56.4	59.6	62.3	63.9	65.0	82.2	79.8
岡山	6	1,440	25.4	0.0	△1.8	△0.1	3.8	5.1	31.5	32.4	33.0	33.7	33.8	33.5	33.4	56.5	63.3
日向	3	1,155	18.2	1.0	4.5	6.6	9.0	4.8	34.6	36.0	39.3	43.0	47.3	49.3	50.8	71.5	72.0
不知火	2	1,443	18.7	2.0	1.5	1.4	4.6	0.0	19.2	19.7	20.4	21.2	21.5	20.9	20.5	47.6	41.5
明大	9	2,043	16.5	0.2	△1.6	△1.2	2.3	7.0	25.6	25.2	25.3	25.1	24.4	24.3	24.2	19.8	21.2
(新産全地域)	74	72,741	(7.3) ¹⁾	3.5	4.0	5.4	8.0	9.1	31.6	32.6	34.4	36.5	37.0	39.0	39.4 ³⁾	51.7	50.7 ²⁾
鹿島	0	758	12.4	△3.7	8.6	15.5	28.5	5.4	9.6	9.3	8.8	9.2	9.7	9.3	9.2	27.0	23.1
東河	6	1,588	20.4	6.0	10.1	9.8	6.9	4.4	23.9	24.4	25.4	26.3	27.0	27.1	27.3	36.8	34.1
東三	4	777	15.1	2.9	6.6	8.4	11.7	4.4	12.6	11.6	11.0	10.4	10.3	10.3	10.4	7.4	8.1
播磨	11	1,929	23.0	4.0	11.3	12.1	8.1	4.0	28.2	27.2	26.8	27.6	28.9	30.3	30.6	40.9	42.9
備後	7	1,543	9.9	0.8	7.4	6.9	4.6	1.4	18.6	18.7	18.7	19.1	18.9	18.6	18.4	22.3	19.3
周南	6	1,057	17.3	△0.5	3.9	8.3	6.1	1.8	23.7	23.7	25.3	26.8	28.2	28.6	28.8	47.8	54.0
(工特全地域)	34	7,565	(2.0) ¹⁾	2.6	6.2	8.7	9.9	8.5	19.5	19.1	19.1	19.4	19.7	19.9	19.9 ⁴⁾	25.4	22.1 ²⁾
(新産・工特計)	108	80,306	(9.3) ¹⁾	4.5	6.3	8.5	8.9	3.4	27.6	27.6	29.4	29.5	30.4	30.9	31.2 ⁵⁾	35.8	33.1 ²⁾

注) 中海は鳥取・島根、不知火・有明・大牟田は福岡・熊本、備後は広島・岡山の各2県にまたぐ。市町村数は昭和62年1月現在。
出所) 国土庁地方振興局地方産業振興室資料より作成 ¹⁾面積の()は対全国比 ²⁾58年データ ³⁾全国人口比は新産10.8% ⁴⁾同工特4.0% ⁵⁾計14.8%。

表2 新産・工特各地域の人口目標とその実績

(単位:千人,%)

	第一次基本計画			第二次基本計画			第三次基本計画			第四次基本計画		(参考) 第三次 基本計画 65年 目標人口 (55年策定)	出荷額の実績年平均伸び率実績					
	35年実績 (A)	50年目標 (B)	50年実績 (C)	55年目標 (D)	55年実績 (E)	達成率(%) E-C D-C	60年目標 (F)	60年実績 (G)	達成率(%) G-E F-E	65年目標 人口	65年 目標人口 (55年策定)		40年 →45年	45年 →50年	50年 →55年	55年 →59年		
																	達成率(%) C-A B-A	
																	達成率(%) E-C D-C	
新産地域	1,292	2,069	2,107	2,400	2,330	76.1	2,642	2,486	50.0	2,627	3,000	11.9	7.2	3.6	△1.4			
道八	325	440	380	420	402	55.2	422	411	43.4	420	440	22.6	4.7	7.4	3.0			
仙台	800	1,050	1,058	1,180	1,134	61.9	1,221	1,184	57.8	1,225	1,320	14.3	11.6	5.3	3.3			
秋田	298	430	346	380	372	76.0	401	382	35.0	398	440	4.4	7.7	2.3	0.7			
常盤	823	1,011	832	884	868	69.3	916	894	53.6	921	970	16.9	8.3	6.4	7.6			
新産	697	900	792	858	844	78.8	896	874	58.0	906	960	17.9	4.8	3.6	△0.8			
松本	526	670	583	620	609	70.9	634	629	81.8	647	650	16.5	4.8	7.8	9.3			
富山	750	917	803	861	834	53.1	851	848	80.0	848	860	16.8	5.8	5.9	3.2			
高岡	540	605	565	599	595	88.1	628	611	49.4	628	660	16.5	3.8	7.8	3.5			
中野	896	1,385	1,171	1,286	1,234	54.3	1,315	1,280	57.5	1,335	1,390	22.2	5.8	4.8	1.3			
徳島	454	619	501	540	527	67.2	554	542	56.6	554	570	16.3	4.3	4.4	3.6			
東予	486	638	495	521	504	35.0	522	511	35.8	514	540	15.3	5.8	4.6	4.6			
大分	446	640	563	614	606	84.7	653	635	60.7	658	680	19.5	24.6	10.3	0.3			
日向	223	359	233	244	241	74.9	250	241	△1.9	250	260	13.5	3.7	5.5	0.6			
不知火有明大牟田	1,479	1,662	1,470	1,572	1,541	69.6	1,612	1,586	63.0	1,634	1,690	10.9	7.6	5.7	5.5			
新産地域小計	10,035	13,395	11,899	12,979	12,641	68.7	13,517	13,114	54.0	13,565	14,400	(40→50)	10.5	5.9	4.0			
工特地域	190	353	227	292	238	16.8	272	251	38.4	310	300	72.8	32.0	4.7	1.7			
鹿島	673	938	894	955	935	68.1	991	976	73.3	1,010	1,040	17.6	3.2	6.7	6.3			
河内	489	677	609	680	642	46.5	685	670	64.8	729	730	16.0	6.9	9.6	7.4			
三磨	1,060	1,552	1,443	1,560	1,554	94.9	1,650	1,616	64.4	1,649	1,740	15.6	8.0	4.8	4.2			
播磨	720	919	845	884	859	34.8	886	871	43.0	872	920	22.2	9.9	0.8	4.3			
備後	380	586	438	465	454	57.7	492	462	21.2	470	530	9.0	3.1	1.9	6.7			
南																		
工特地域小計	2,412	5,025	4,456	4,836	4,682	59.5	4,976	4,846	55.8	5,040	5,250	(40→50)	12.2	4.2	5.0			
新産・工特地域合計	12,447	18,420	16,355	17,815	17,323	66.3	18,493	17,960	54.4	18,605	19,630	"	11.3	5.2	4.4			
全国計	94,302	-	111,940	-	117,060	-	-	121,048	-	*124,244	-	"	9.6	5.9	4.2			

出所) 国土庁地方振興局編『地方産業拠点の新たな発展を目指して—第四次新産・工特建設整備基本計画』昭和62年1月, P346~7から作成 参考欄は同局の旧資料より追加。

この人口実績で注視したいのは、四全総中間報告にいつ「域内過疎・過密の進行」⁴⁾との関連である。もちろん国土庁はこの「域」の範囲を定かにせず、その後提起が消えかけているが、全国面積の9.3%、60年人口1,796万人、全国人口の14.8%、354市町村を占めるこれら21地区がいかなる役割を果たしたか。11年前筆者は「どこから移動してきた人々の人口増加かを考えると、指定地区内あるいは県内他地域との人口のひっぱりあいにすぎず、県内格差を一層増幅して新たな地域内矛盾を生じているという側面を無視できない」⁵⁾と記した。今日、60年実績も含めて、再評価してみると、確かに岡山県南・大分・鹿島といった優等生地区もあるが、大型市町村合併に伴う指定拡大が“U・Jターンの受け皿”というよりは、指定地域とそれ以外の地域との間で、なお一層の県内人口分布の不均衡を生じたのではないかと、つまり中間報告でいう地方中枢・中核都市への周辺小都市・農山漁村からの流入による穏やかな人口集中地区と、そこからはずれた範囲外の人口流出のすう勢という“域内過疎過密の進行”を開発が促進させたことを意味しないだろうか。しかしながら不知火・有明・大牟田、備後のように、これら中核的位置からもはずれてしまった地域があることを忘れてはならない。

Ⅲ 工場立地動向調査にみる集中と分散

通産省に工業立地指導室が新設されたのは昭和33年である。当時の企業立地は経済合理性に基づくものであり、四大工業地帯がいっぱいになればその隣接への拡大、つまり太平洋ベルト地帯への立地をその後10年間進める構想であった。

ところが既述した様に、地域格差是正が命題となった36年、通産省は工業適正配置構想を発表し、分散策へと軌道修正を行う。だが現実の立地動向でみれば、四大工業地帯から隣接へ、さらに外延への流れは依然継続し、40年代後半になってようやく地方への分散現象がではじめたといえよう（入浜権運動をはじめ環境問題が表面化した昭和52年7月の工業再配置計画では、基幹資源、工業の今後の立地のあり方は三大湾・瀬戸内海での立地を抑制することが打ちだされた。）その後は後述するように近年再び東京圏への集中に傾斜しはじめている点等、人口移動と工場立地との相関はかなり高いことが確認できる。

さて通産省立地公害局は、昭和42年以降毎年工場立地動向調査を行っている。「工場（研究所を含むがほぼ製造業を主）を建設する目的をもって1000㎡以上の用地（埋立予定地を含む）を取得（借地を含む）した者」で用地売買契約成立時点の調査である。

表3は、地域別立地件数と敷地面積の推移を示す。42年の5,853件、6,355haはオイルショック以降激減し、52年は1,278件、1,705haまで下がるが、59年から増勢に転じる。42年の時期には関東臨海、東海、関東内陸、山陽、北九州という太平洋ベルト地帯の立地が浮上するが、立地激減期に地方分散が同時並行する。近年は、関東内陸、南東北、東海といった東京から300キロ圏内の東京周辺集中が進行している。県別にみると、新潟、福島の一部は関東圏に入ったといってもよく、新幹線の影響がみうけられ、東京との結びつきの深さが地方経済の成長力を左右する。逆に、大都市を含む関東臨海、近畿臨海、遠隔地の北海道、北東北、南九州での立地は低迷している。

工場敷地面積の地域別シェアの変化をみたのが表4である。関東臨海、近畿臨海は昭和40年ストッ

4) 国土庁計画・調整局『四全総長期展望作業中間とりまとめ、日本21世紀への展望——国土空間の新しい未来像を求めて——』、1984年11月、p237。

5) 若林敬子「地域開発と人口移動—昭和40年代の開発と環境」『人口問題研究』第137号、1976年1月、p49。「実効性をもたなかった理由としては工業開発拠点以外に中枢管理機能を有する地方開発拠点の建設計画、および区分された過密、整備、開発の各3地域に対する強力な措置を講ずるなんらの具体的保証もなかった…。同時に進出企業の多くが……地元雇用は雑役・下請工ということになり、必ずしも誘致による急激な雇用増大や関連産業労働者の賃金水準の上昇には結びつかなかった…」

表3 工場立地動向一地域別件数と敷地面積の推移

(左列件数：右列 ha)

年	件数 (件)	敷地面積 (ha)	北海道	北東北	南東北	関東内陸	関東臨海	東海	北陸	近畿内陸	近畿臨海	山陰	山陽	四国	北九州	南九州														
42	4,432	4,315	114	124	100	392	283	445	543	731	728	804	928	239	106	243	199	276	283	93	62	353	357	126	228	347	224	145	77	
43	4,345	5,407	161	160	109	432	308	418	1,766	567	400	851	712	284	219	274	478	276	284	87	61	327	447	110	166	323	235	105	62	
44	5,853	6,355	115	234	173	169	528	856	590	756	903	793	1,357	1,583	387	284	333	373	363	222	72	37	392	376	137	150	353	354	150	150
45	5,129	6,160	139	433	184	287	462	554	509	699	586	526	1,080	984	362	300	326	647	335	307	95	46	376	433	155	104	314	475	206	365
46	3,303	3,581	99	172	160	134	327	268	333	495	325	357	506	415	272	236	234	284	193	173	56	32	273	390	124	95	214	308	187	219
47	3,730	4,556	160	232	178	174	547	542	421	532	320	347	472	607	262	149	189	253	116	194	85	77	273	303	129	106	296	262	282	777
48	5,088	6,241	264	481	277	415	838	852	675	1,016	413	368	597	897	359	275	213	275	171	172	137	71	267	429	208	187	429	564	240	240
49	2,415	3,776	142	224	141	169	394	637	317	518	175	154	279	592	120	129	93	101	113	90	48	42	152	247	117	171	194	290	130	415
50	1,487	1,655	74	109	63	57	176	151	152	218	144	108	179	223	103	72	48	56	111	104	57	26	108	77	41	93	139	197	92	166
51	1,528	2,443	93	74	60	167	160	137	194	169	175	708	209	285	70	205	55	65	100	163	24	13	82	64	77	109	136	152	93	133
52	1,278	1,705	91	93	61	151	126	509	173	199	126	156	129	152	57	68	43	41	94	45	17	11	145	83	58	27	94	113	64	57
53	1,353	1,210	84	98	74	55	139	133	206	241	136	90	170	151	49	43	48	42	76	56	15	16	65	45	86	71	113	89	92	83
54	1,959	2,026	183	263	96	116	234	165	256	303	179	153	223	286	84	65	54	70	141	177	49	34	105	87	88	87	159	114	108	105
55	2,097	3,302	145	198	115	111	233	236	308	439	242	230	272	485	74	69	85	109	148	518	34	32	100	124	100	60	143	292	98	129
56	2,091	2,552	116	304	139	296	287	226	308	379	227	227	227	289	98	106	60	74	139	100	35	20	109	188	100	77	159	176	87	89
57	1,882	2,109	84	112	106	88	206	177	283	283	191	181	204	337	124	240	57	67	146	114	28	22	114	94	109	98	128	186	102	114
58	1,856	2,242	97	318	111	109	223	359	322	311	150	147	197	213	114	105	62	62	109	67	37	55	98	116	95	53	114	224	127	102
59	2,364	2,969	109	107	155	160	338	433	404	451	198	212	273	326	131	186	75	123	137	177	35	39	109	148	72	118	164	322	164	166
60	2,537	2,992	110	143	180	241	356	386	425	587	195	175	266	429	155	190	69	87	151	103	38	31	193	221	94	120	164	187	141	92
61	2,524	3,897	113	106	112	803	366	453	479	549	176	184	334	738	136	174	92	180	120	103	24	27	147	124	122	96	179	159	124	203

注) 北東北(青森・岩手・秋田), 南東北(宮城・山形・福島・新潟), 関東内陸(茨城・栃木・群馬・山梨・長野), 関東臨海(埼玉・千葉・東京・神奈川), 東海(静岡・愛知・岐阜・三重), 北陸(富山・石川・福井), 近畿内陸(滋賀・京都・奈良), 近畿臨海(大阪・兵庫・和歌山), 山陰(鳥取・島根), 山陽(岡山・広島・山口), 四国(徳島・香川・愛媛・高知), 北九州(福岡・佐賀・長崎・大分), 南九州(熊本・宮崎・鹿児島・沖縄).
出所) 通産省立地公害局「工場立地動向調査結果集計表」各年より作成.

表4 工場敷地面積と工業出荷額の地域別シェアの推移 (%)

	工場敷地面積										工業出荷額			
	敷地面積										出荷額			
	昭和40年	42-44	45-47	48-50	51-53	54-56	57-59	60-61	30年	40年	50年	60年		
1 関東臨海	19.5	11.9	8.6	5.4	17.8	8.0	7.4	5.2	24.8	30.0	26.9	25.6		
2 近畿臨海	14.1	4.9	4.7	3.1	4.9	10.4	4.9	3.0	21.6	20.2	17.0	14.2		
3 東海	17.0	20.0	14.0	14.7	11.0	13.9	12.0	16.9	16.4	16.2	16.9	19.1		
4 山陽	9.4	7.3	7.9	6.4	3.6	5.3	4.9	5.0	6.0	6.7	7.9	6.9		
	(60.0)	(44.1)	(35.2)	(29.6)	(37.3)	(37.6)	(29.2)	(30.1)	(68.8)	(73.1)	(68.7)	(65.8)		
5 関東内陸	7.2	19.2	12.1	15.0	11.4	14.7	14.3	16.5	4.5	5.5	7.8	10.6		
6 南東北	5.1	9.0	9.5	14.0	14.5	8.2	13.2	12.2	3.7	3.4	4.1	4.6		
7 近畿内陸	3.1	6.5	8.3	3.7	2.8	3.3	3.4	3.9	3.5	3.3	3.7	4.2		
	(15.4)	(34.7)	(29.8)	(32.7)	(28.7)	(26.2)	(30.9)	(32.6)	(11.7)	(12.2)	(15.6)	(19.4)		
8 北海道	5.8	3.7	5.9	7.0	4.9	10.1	7.3	3.6	3.2	2.6	2.5	2.0		
9 北東北	3.1	2.4	4.2	5.5	6.9	6.9	4.9	15.2	1.6	1.2	1.3	1.3		
10 北陸	3.5	3.8	4.8	4.1	5.9	3.1	7.3	5.3	2.8	2.3	2.4	2.3		
11 山陰	0.7	1.0	1.1	1.2	0.7	1.1	1.6	0.8	0.6	0.4	0.5	0.6		
12 四国	3.2	3.4	2.1	3.9	3.9	2.9	3.7	3.1	2.7	2.4	2.9	2.6		
13 北九州	6.3	5.1	7.3	9.0	6.6	7.6	10.0	5.0	6.9	4.6	4.5	4.2		
14 南九州	2.0	1.8	9.5	7.0	5.1	4.3	5.2	4.3	1.9	1.2	1.7	1.9		
	(24.6)	(21.2)	(34.9)	(37.7)	(34.0)	(36.0)	(40.0)	(37.3)	(19.7)	(14.7)	(15.8)	(14.9)		

出所) 通産省立地動向調査および工業統計表より作成 40年の工場敷地面積はストック

クで33.6%、48-50年に8.5%まで低下するが、60・61年は8.2%、他方遠隔地7地区は分散の波が終わり、南東北、関東内陸に傾斜している。61年は400haの内2地域で全国の49.3%、業種別には、電気機械、一般機械などの輸出依存型産業の工場立地が減少する一方、食料品、紙パルプ・紙加工品などの円高差益享受、内需依存型産業の伸びが61年の傾向であり、円高の明暗が反映している。

工業出荷額の地域別シェアを同表4でみると、関東内陸の急上昇（昭和40年の5.5%が60年に10.6%に）、近畿臨海の相対的低下が顕著であり、ここでも三大都市圏から拡大した東京圏・東京300キロ圏集中への配置転換が確認でき、本稿の主テーマである東京一極集中化傾向の論証を裏づけする。

ところで工場立地の地帯構造を考える上で注意すべきは、技術先端型業種（電算機、電気計量器、電子機器部品、電子応用装置、医療用機器、光学機械、レンズ、医薬品、通信機器）が急速に伸びていること（53年に80件115ha、56年260件440ha、60年410件744ha、全業種件数比は53年5.9%、56年12.4%、60年16.2%——面積では24.9%）、その立地地域は関東内陸と南東北のみで計44.5%を占めていることである。

外資系企業（外資比率50%以上）は60・61年の2年間で52件、企業研究所は同66件と活発化しているが、関東圏（臨海と内陸）で前者が44.2%、後者が62.1%が集中している。又、東京都と神奈川県のみで光ファイバー、光通信関連機器は全国の59.1%、電子計算機関連装置51.6%、産業用ロボット40.3%、医用電子機器37%、が集中している。

以上の様に国際化傾向、研究者の東京圏への集中・誘引、先端技術産業という脱工業化社会の産業構造の転換に伴う先進部門になればなる程、東京圏集中が急速かつ明白であり、所得格差も再拡大の途にある。

ところで工業再配置法第2条は、移転促進地域（首都圏では、東京23区、武蔵野市全域、三鷹、横浜、川崎、川口市の一部、中部圏は名古屋旧市街地、近畿圏では、大阪市全域、堺、守口、東大阪、神戸、尼ヶ崎、西宮、芦屋市の一部）を指定し、過密地域に所在する工場の移転を促進するという追い出す側の工場再配置政策が並行する。通産省は昭和48年以降「大都市における工場の移転および実態に関する調査⁶⁾」を実施している。これで見ると立地地域選択理由は、遠隔地は「県・市町村等のあっせん」が多いのに大都市周辺県は「輸送の便」をあげ、近距離移転を望む。移転理由は「工場敷地の狭隘化」が8割をこえ、「工場等制限法等の規則のため生産設備の拡張・合理化が不可能」が続く。他方移転できない理由は、従業員問題、移転用地、資金調達などがネックとなっている。新幹線など全国的高速輸送のネットワークづくりが改善中とはいえ、よほどの誘致策が伴わない限り遠隔地への立地は困難が伴う。

参考までに雇用予定従事者数（用地買収時の予定）を表5で見ると42年26.6万人、44年37.2万人が、50年7.5万人、60年13.5万人、関東臨海は42年に19.2%、60年に9.9%、変って関東内陸は15.4%から21.3%に浮上した。

IV テクノポリス構想と大学配置

工場立地でみる先端技術産業の活発化は、同じく通産省によるはじめての地域開発＝テクノポリス構想においてより鮮明な姿を表わす。イメージ構想ともいわれた三全総を産業振興面で補完する意味をもち、極めて激しい地域間競争がくり広げられている。

この高度技術工業集積地域開発促進法＝いわゆるテクノポリス法は、昭和58年7月に施行され、産

6) 伊藤卓「大都市における最近の工場移転動向」『産業立地』1986年10月。昭和60年3月郵送調査、4,977対象、回収率48.8%、なお産業立地の動向については大藪英夫他『地方の時代と工業再配置』東洋経済新報社、1980年3月を参照。

表5 工場立地に伴う地域別雇用予定従事者数の推移（昭和42～60年）（人）

年	全国計	北海道	北東北	南東北	関東内陸	関東臨海	東海	北陸	近畿内陸	近畿臨海	山陰	山陽	四国	北九州	南九州
42	265,884	4,116	6,469	26,730	40,920	51,025	51,035	7,745	15,496	16,408	3,689	15,813	6,936	13,217	6,285
43	299,859	3,676	8,177	23,851	48,862	38,228	53,779	9,588	14,674	17,919	3,391	18,235	6,421	12,015	5,043
44	372,232	7,429	11,786	40,004	59,820	52,420	80,977	17,368	22,863	15,748	5,584	19,343	9,946	18,770	10,174
45	365,980	6,833	15,193	33,519	42,468	49,823	70,996	18,788	35,095	17,945	4,239	22,608	7,073	26,328	15,072
46	206,061	4,019	7,219	15,918	20,814	22,248	30,519	12,748	21,512	11,117	2,627	20,684	6,633	13,392	16,611
47	227,199	6,670	7,487	27,626	29,298	25,399	37,191	10,317	10,540	9,917	4,654	20,252	6,953	14,717	15,096
48	330,445	13,568	22,108	49,797	51,041	27,692	48,319	14,130	18,447	7,471	5,280	19,842	11,518	27,084	14,148
49	151,621	5,788	9,540	26,992	19,253	13,248	18,045	5,602	6,015	3,601	1,853	10,561	9,711	9,878	11,534
50	75,514	3,526	3,747	6,074	10,100	6,730	13,006	4,559	2,838	3,574	2,611	3,736	2,653	7,270	5,090
51	75,242	2,574	4,269	7,796	9,981	8,273	14,955	4,631	2,223	4,837	1,191	3,303	2,564	5,068	4,077
52	55,916	2,328	3,435	4,715	10,118	10,298	5,540	2,237	1,496	2,327	461	5,415	1,874	3,177	2,495
53	49,495	2,372	3,085	4,553	8,294	6,338	6,249	2,372	1,740	2,198	562	2,445	2,054	3,886	3,407
54	85,643	5,595	5,258	9,644	15,902	8,523	8,830	2,659	2,928	5,723	3,127	5,028	2,652	5,744	4,030
55	116,364	3,389	5,135	12,287	24,865	14,234	22,139	3,250	5,574	6,835	1,490	6,252	2,435	4,560	3,919
56	109,629	2,191	6,339	11,086	22,940	16,917	13,746	3,605	4,502	4,590	1,091	7,601	4,101	8,753	2,167
57	90,586	2,058	4,257	12,322	19,106	11,139	10,113	6,189	2,094	6,136	978	4,335	3,185	5,222	3,452
58	96,626	2,125	7,549	16,054	17,570	9,966	9,267	4,790	2,583	3,858	2,031	5,780	3,263	5,061	6,729
59	145,395	3,208	10,039	22,111	26,614	15,690	18,721	6,524	5,005	7,902	1,299	7,867	2,903	7,478	10,034
60	134,893	2,303	10,512	16,942	28,685	13,375	17,180	7,519	4,658	7,087	1,348	9,939	5,858	4,505	4,982

出所) 表3と同、用地を買いとった時点での予定労働力、48年の沖縄1,082人。

(先端技術産業群)・学(学術研究機関・研究所)・住(潤いのある快適な生活環境)の調和による産業・都市構想として示された。特色としては、1)「産学住」の機能三角論、2)一定の水準をもつ「母都市」を活用した都市開発方式、3)先端技術産業の強調、である。法3条に「30分以内地域に高度技術に係る教育及び研究を行う大学が存在すること」の項が入り、「通産型」大学誘致・拡充が指定地区18(62市町村、対全国人口7.3%、対全国面積4.2%)を駆け走っている。昭和59~63年度までに15の新設大学が開校予定であり、開発の先導的役割が期待されている。東広島の賀茂学園(広島大工学部)、いわきニュータウン(明星大)、宮崎学園などの都市開発整備事業はその代表である⁷⁾。

大学の地方誘致への促進は、昭和34年の「首都圏の既成市街地における工業等の制限に関する法律」(39年には近畿圏)で大学・高等専門学校の新・増設を制限、三全総でも大学等高等教育施設の適正配置がうたわれ、人口再配置策としての大学配置が注目されてきた。だがいかにせん18歳人口の居住地が大都市圏に集中しているが故に、文部省としても苦慮するところであり、59年には「高等教育機関の地域配置のあり方」⁸⁾が示された。67年に18歳人口がピークをむかえるにそい、61-67年度までの恒常的定員増が4.2万人、期限を限った定員増4.4万人、計8.6万人の地域別ふりわけである。東京圏(1都3県)は30.2%、近畿圏(2府4県)は15.1%とし、収容率格差の是正、自県内入学率の上昇を目的している。(地域別占有率、自圏内進学率、自圏内収容率については表6を参照)

表6 高等教育機関入学者における地域別占有率、自圏内進学率、自圏内収容率の推移(大学、短期大学)(%)

		北海道	東北	北関東	東京圏	名古屋圏	その他の中部	大阪圏	その他の近畿	中国	四国	九州	沖縄	全国
占有率	昭和50年	84.2	77.9	59.4	51.0	65.1	61.4	63.2	41.9	74.6	78.8	85.0	90.2	62.0
	55年	83.6	77.6	56.1	57.9	68.2	64.6	66.9	40.5	73.8	78.3	85.5	86.2	66.0
	59年	83.1	76.2	55.2	62.8	71.5	64.0	69.6	38.3	72.3	77.1	84.7	86.2	68.4
自圏内進学率	昭和50年	62.8	38.6	25.6	95.9	70.2	25.6	84.7	17.4	40.3	34.5	64.8	61.9	62.1
	55年	72.8	46.4	28.8	94.7	69.1	31.3	85.1	19.1	44.8	39.1	69.5	61.3	66.2
	59年	76.6	51.6	32.0	94.2	68.8	33.8	84.5	18.5	47.8	42.5	70.5	66.9	68.7
自圏内収容率	昭和50年	74.6	49.6	43.2	188.0	107.7	41.7	134.0	41.6	54.0	43.8	76.3	68.6	
	55年	87.1	59.7	51.4	163.6	101.3	48.4	127.1	47.3	60.7	49.9	81.3	71.1	
	59年	92.3	67.8	58.0	150.0	96.2	52.9	121.4	48.3	66.1	55.1	83.3	77.6	

$$\text{占有率} = \frac{\text{自圏内に所在する高等学校を卒業し、自圏内に所在する大学・短大に入学した者}}{\text{自圏内に所在する大学・短大に入学した者}} \times 100$$

$$\text{自圏内進学率} = \frac{\text{自圏内に所在する高等学校を卒業し、自圏内に所在する大学・短大に入学した者}}{\text{自圏内に所在する高等学校を卒業し、大学、短大に入学した者}} \times 100$$

$$\text{自圏内収容率} = \frac{\text{自圏内に所在する大学、短大に入学した者}}{\text{自圏内に所在する高等学校を卒業し、大学、短大に入学した者}} \times 100$$

出所) 文部省「学校基本調査報告書」による。

7) 通産省立地公署局「テクノポリスの建設状況」、1986年6月、福島県いわき市は、40haの大学用地を無償提供し、30年近く保ち続けた例である。

8) 文部省大学設置審議会大学設置計画分科会『昭和61年度以降の高等教育の計画的整備について一報告』1984年6月、p21。

他方国土庁は、昭和55年度から「学園計画地ライブラリー」を開設、現在415市町村が当録し、誘致を待っている。加えて最近、海外（アメリカ）の大学も国内の人口高齢化と日本の先端技術を誘い水に、進出企画中であり、すでに23地区が名のりである。

文部省路線からするならば、大学とは今後生涯教育の核となっていくべき役割をも果せられるであろうが、目下のところ国土庁型、通産省主導型のペースで誘致が進められている。つまり地域振興の核として、2) 大学をシンボルに文化の高い地方都市とし、若者層を地方に足止めさせる雇用吸収地として、3) 地域文化や地域産業の研究を通して住民の地域への関心を高めようとする。自治体の誘致合戦が過熱する中で、人口流動政策からしても重要性をましてきている。

V 地方自治体による人口抑制・人口誘導策

わが国の地域振興施策関連の法律は数多く、企業立地を規制したり誘導したりする法律措置が策定され、複雑な網の目がかぶせられてきた。他方、人口移動が基本的に自由ではない中国とちがって、わが国では人口の移動行動は基本的に憲法に保障された自由として、法規制の対象外になっている。

県や市町村が自治体としての長期開発構想を策定する時、人口計画は不可欠の基本数値であり、なんとか適正規模に方向性をもっていききたいと策をねる。しかしながら大都市周辺の人口急増地域では、都市の環境整備能力を超えて流入する人口変化に対し、なんとか独自の政策能力を発揮しようとするし、他方産業構造の変動に見舞われた人口激減町村では自治体の独力で政策的に人口を左右することは能力を超えた課題である。ここではそれら苦肉の人口抑制・開発抑制、人口誘導策の一端を紹介してみよう。

第1は国・建設省の都市計画法に基づく市街化区域と市街化調整区域の線引きである。昭和44年の制定後、土地買占めもからみ、自民党・経団連が市街化区域の拡大、線引き見直しを思惑する中で、畑崎玉県知事の“線引き凍結”の表明や、松戸市が市街化区域を縮小した（51年4月）こと等は、緑化保存のみならず、人口膨脹を抑えるための窮余の一策であったと評価できよう。

他方、昭和62年1月建設省は、1)人口減の地方都市で乱開発の乱れない地区は、地方自治体の発意で線引きを廃止できる。2)人口の少ない地区でも市街化区域に編入できるよう条件を緩和する（人口密度基準を現行の1haあたり60人から40人に、人口規模基準も5,000人以上を3,000人以上に下げる。これにより22府県66地区が新たに市街化区域の資格をもつことになる）一との調整区域の指定廃止通達を行った。人口の動きが停滞し、工場誘致などの振興策が必要なのに調整区域にあたるために開発が進まないといった地方での線引き制度の問題点を解消する狙いである。

第2は、人口急増自治体が独自の政策能力を発揮したと評判高い「宅地開発者負担金（指導要綱）」の実施である。現行の地方財政制度の前提では脱法的行為として批判されながらも、地方自治体が財政負担、都市計画、人口動態などをコントロールしうる要綱を制定し、都市を一定の方向とテンポに誘導しようとしたことは、政策的意義が大である。

つまり人口急増に悩む大都市周辺の市が、人口急増・乱開発を防ぎ、公園・道路・学校等が後おおい整備にならぬよう、条例（議会決定）ではなく、一行政指導として、法律に基づかない負担の協力を開発業者に求める。これは昭和40年に川崎市で萌芽し、43年に横浜市で制定開発され、45-49年に一挙に他市に拡大・定着する。50年代に入ると、ミニ開発、マンションによる人口急増抑制のために厳しい負担を求めるケースが増加し、53年11月には住宅地審議会も“行き過ぎ”是正を求めた。60年10月現在、東京圏の273市町村の内215、78.8%が要綱制定しており、三大都市圏では69.8%、全国では1,174市町村、35.8%に達する。各自治体が人口配分計画を策定し、例えば宅地開発事業面積500㎡以上のものについて1区画敷地面積を135㎡以上とする（船橋市）という等の既成であり、人

口抑制，生活環境整備，乱開発防止，ミニ開発防止，財政負担の軽減を大きな目的としている⁹⁾。

第3に「マイホーム負担金」として建築確認申請時に建設者から1戸あたり10万円の協力金を徴収するという「建築行為指導要綱（策）」を51年8月に作成させた我孫子市の事例がある。開発行為指導要綱に基づく開発者負担金制度（48年制定，1戸につき33.7万円の徴収）が効果が低いため，人口急増による財政負担公共施設整備基金として学校建設，下水道整備の財源にあてるというもの。（県から法的根拠なく実施まかりならんと行政指導され10月からの実施はみおくれた。）

以上の事例からわかるように，人口急増自治体は人口抑制対策のため大規模な宅地開発をいかに規制するかに法的裏づけの乏しい許容スレスレ策をこうじて苦慮してきた。その理論化と情報交換のために昭和48年畑崎玉県知事およびかけで人口増8%以上9県で「大都市圏における人口急増府県知事会議」を開催，又51年には長洲神奈川県知事が“自治体としての人口論の確立”をよびかけ学校用地債務等の諸策を国に働きかけた。

ところで以上の人口抑制・開発規制の流れから逆転して，最近の東京論の中で注視すべき2つの規制緩和がある。その1つは都心における建築物・容積緩和であり，地価高騰，JAPIC（日本プロジェクト産業協議会）等の民間ディベロッパーの都市再開発がまさに政治的争点となっていること。第2は東京湾論に関連して62年になり運輸省が臨海地区の建築規制緩和を行い，業務ビルを認める方針を打出したことである。つまり港湾後背地の建築物の種類を制限している臨海地区（全国1,094港湾，約5万ha）の既制を緩和し，港湾再開発熱に対応しようとしている。四全総における東京論は，これからの埋立てはしないと共通認識されていたはずの湾開発を再燃させ，新たな開発侵略の目に包囲され始めた感がある。横断橋建設をはじめ大プロジェクトが目じろおしである¹⁰⁾。

さて他方の，人口減少に悩む過疎自治体の人口誘導対策はより深刻である。富山県利賀村は「村内に住宅を建て定着・就業する入村世帯主に10万円（配偶者3万円，子に1万円，最高20万円）の準備金・住宅建築補助金を与える条例を制定し，51年度予算の過疎対策費の中に50万円を計上した。静岡県竜山村は50年5月，第3子以上に「出産祝金支給規定」（第3子に10万円，第4子に20万円）を，又長野県朝日村は58年度からの「出産祝金支給等条例」を制定した等のごく一例である。

VI 首都圏基本計画から四全総へ

昭和31年制定の首都圏整備法にもとづき，33，43，51年と首都圏基本計画が重ねられ，61年6月に今後15年間の第四次基本計画が，又61年12月に今後5年間の「首都圏整備計画」が策定された。この間，東京の爆発力をいかに抑えるかが一貫した計画課題であり，グリーンベルト，近郊整備地帯の策をこうじながらも，人口規模の改訂拡大をくりかえしてきた歴史でもあった。昭和30年代，複数の首都中枢移転案が錯綜した時期もあったが，その多くは消滅してきた。第四次基本計画では，核都市周辺部への移転（「展都」），大都市圏以外の地方への移転（「分都」），つまり一部政府機関，国会や他の政府機関との関連性が比較的少ないもの等の移転再配置計画が示されるにとどまっている。つまり従来の基本計画では，東京への人口・産業を抑制するということが中心になっていたが，今回はこれまでと違って首都圏を首都にふさわしい圏域として整備して，しかもそのことが我が国の発展に貢献するという位置づけをしている¹¹⁾。

9) 建設省・自治省「宅地開発等指導要綱実態調査結果について」（1986年5月1日），塩見譲「宅地開発指導要綱，何が問題か」『宅地開発』No.83. 1983. 特集を参照。

10) 若林敬子「東京湾埋め立ての歴史」神奈川県自治総合研究センター『季刊自治体学研究』31. 1986冬. 特集東京湾。

11) 国土庁『首都圏基本計画』1986年6月。および同『首都圏整備計画』1986年12月。国土審議会計画部会『第四次全国総合開発計画調査審議経過報告』1986年12月等を参照。

人口計画については、1)長男・長女型社会の定着、2)これまで移動の中心を支えてきた青年層の人口規模の減少、それ故今後再びかつてのような社会全体の流動が高まるとは考えられないとし、自然増を中心とした緩やかな人口増加との基調を踏まえている。(首都圏—関東に山梨をいれた8都県—の60年人口3,761.8万人から、75年には4,090万人程度と低めの人口想定がなされ、人口研の62年1月推計4,330.4万人と240.4万人もの差が生じている。)

ところで図1でみるように、確かに昭和35-50年の15年間は各5年間に300万人以上の増加が続いたが、50-55年は165.7万人、55-60年は157.3万人と減少してきている。だがここ10年間をみると自然増加率の相対的低下と社会増加率の再上昇を示し、両者が再交差する可能性があるかもしれないというのが東京圏の特色ではなかろうか。つまり第1に前計画で0-14歳人口を960万人(25%)とみこんだのが60年に790万人(21%)、65歳以上人口を290万人(8%)とみこんだのが330万人(9%)となり高齢化の予想外に速い進行、第2は首都圏を東京大都市圏(1都3県に茨城県南部、都の島を除く)と周辺(栃木—群馬—山梨に茨城県北部・都の島)にわけると、60年人口を前者2,850万人とみこんだのが3,027.3万人、後者を950万人が870万人と、周辺に比し東京圏内への集中と圏域拡大の勢いは依然おとろえていない。

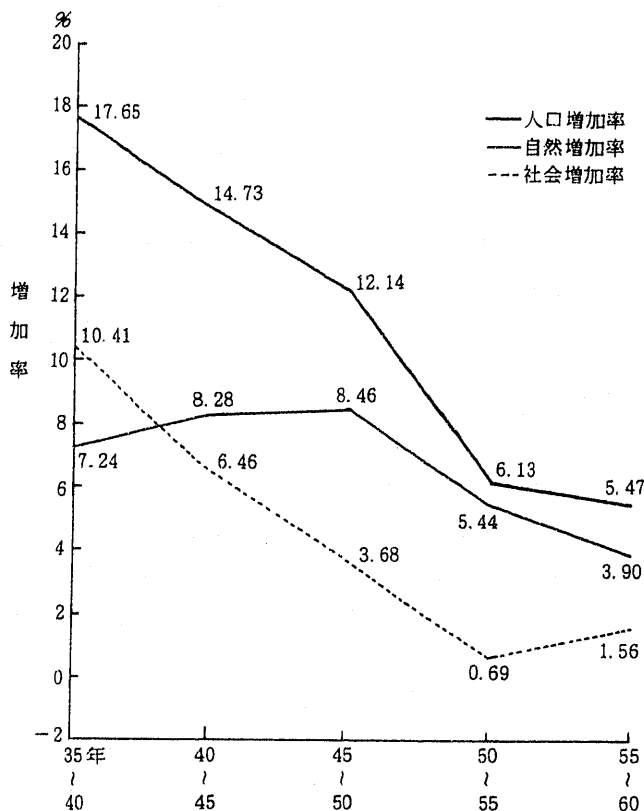
さてそれでは、三全総から四全総への点検と、策定上の課題と争点に目を転じよう。

昭和52年策定の第三次全国総合開発計画の挫折事情には、第1に出生率低下に伴う人口増勢の予測が過大であり、またそれと関連して高齢化のスピードが予測を上回ったこと、第2に産業構造の変化、特にサービス産業の増加、第3は国土の人口配置と地域格差の予測に問題、特に東京圏への人口集積が80年代半ばに始まったこと、等が指摘される¹²⁾。

ところで62年12月に公表された国土審議会計画部会『第四次全国総合開発計画調査審議経過報告』にみる四全総の政策構想図は以下の様に要約できよう。その第1は、東京圏を先端産業と情報の一大国際拠点とする。第2は、素材供給型産業による都市開発、大型公共事業の民営化と一村一品運動のような地域産業おこしによる補完。第3は、行政改革や教育改革による上部構造の再編成。第4は、総合交通体系やニューメディアによって新しい情報管理社会に再編成し、第三次産業の分散をできるだけ集中抑制する。

次に都市機能の配置状況を見ると、従来人口と物的生産力を中心に機能分散が論じられてきたが、最近の東京集中論をみる際、注視すべきは、情報・サービス・金融が重要なポイントとなり、物的生産力を基準にしては分散できないものが多くなってきた。このことは、(四全総策定の時代的背景と

図1 東京圏の人口・自然・社会増加率の推移
(東京・神奈川・埼玉・千葉)



資料)総務庁統計局「都道府県人口の推計(改訂)」
昭和55年~60年は昭和55年~59年についての人口増加率を5年間の増加率に換算している。

12) 広原盛明「八〇年代の地域開発政策の動向——四全総の性格づけとかかわって」地域社会研究会編『地域社会学会年報』第3集, 時潮社, 1985年9月も参照。

して)一〜三全総で貫かれてきた地方圏への人口・産業の分散という考え方,大都市圏と地方圏とを対立するものとの発想をやめ,すべての多極分散型の都市を活性化するための共通の基盤として東京圏を位置づけている。この「東京がよくなれば地方もよくなる」とみ,「集積が集積を生むメカニズム」の利益を追求する時,最も重視すべきは「中枢管理機能」論の分析である。経済的中枢管理機能の47.8% (区部では40.7%),行政的中枢管理機能の32.2% (同25.6%),文化的中枢管理機能の41.6% (同31.9%),総合的には40.6% (同32.7%)が東京圏に集中しているといわれる¹³⁾。

これに対する地方の反発は予想以上に強く,国土の均衡ある発展を表看板に掲げる国土庁が,東京一点集中の傾向を事実上認めるともうけとれる計画内容であり,地方に与えた衝撃は小さくはない。四全総の政策の骨格にかかわる重要な問題であるが,その後に建設省が行った『新時代に対応した都市政策に関する調査』(61年12月)でも東京一極集中に歯止めをかけるのは難しいとの調査結果が示されている。国際社会の中に課せられる外的要因変化の中で,国土計画のかじとりはますます難題と化しつつある。

Ⅶ 本社機能の東京集中と第一生命

中枢管理機能の東京集中の中でとりわけ注目すべきは本社機能である。関西系企業の大阪本社さえもが次第に東京移転を進行中である点は,今日の東京論の中で注視しなければならない動向である。

本社機能とは,1)企業戦略策定機能(政府・行政・業界・同業他者との接触,企画調査),2)本部オペレーション機能(財務・国際業務),3)内部調査・コントロール機能(営業上の拠点)があげられよう。特に東京に本社を置くメリットは「情報収集」「国など行政との接触」という第1の機能に関して集約され,デメリットとしての「高賃借料」「長い通勤時間」「狭い」等にかえられない。結果として,都心部のオフィス床需要の急増・地価高騰が著しい。他方「情報化の進展により本社から移転が可能になる部門」が全国オンライン化によって地域格差が消えた「電算センターシステム」であることが共通した企業間認識となってきた¹⁴⁾。

さて以下,神奈川県大井町に本社移転した第一生命を事例にして,東京本社とは何かを考えてみよう。非工業型大企業の東京脱出という開発の一典型として,世に注目された第一生命の大井町への移転は,昭和35年4月に正式決定,43年に移転を完了した。町の田園都市構想の名の基に,69.8haもの広大な土地を町を通じて一括購入し,44年に東名高速道路のインターチェンジが隣接して完成,都心から車で30分の距離に転じた。43年の移転では,東京日比谷本社機能の内,契約部,保全部,料金部,月掛保険部(事務),機械部といった部門を中心に移転した。この時の移転職員数は約1,650人で,本社職員約3,300人の半分に相当した。

当初の計画では大井本社は3,400人に増えるともみこんでいたところ,昭和53年に全国コンピューターオンライン化が完成し,大激変が生じた。この時,手作業でカードを検索する課130人が一拠に消失,今日も光ファイバー等の最先端技術の情報処理が導入されつつある。

昭和50年7月,東京日比谷本社1,600人,大井本社1,802人(大卒男子本社採用456人,高・短大卒女子地元採用1,312人)であったのが,57年に逆転が生じ,61年12月現在,東京本社1,700人,大井本社は1,100人(男子450人,女子は650人に半減)となる。つまり大井本社は昭和45年の1,889

13) 中枢管理機能の重要性については,かつてより強い指摘がありながらも,その数量的把握の難かしさに課題があった。国土庁の委託による三菱総合研究所『中枢管理機能等高次都市機能の地域的展開と,都市の広域的機能連関に関する調査』1983年3月や東京自治体問題研究所『中枢管理機能都市,東京』1986年7月等を参照。

14) 日本経済調査協議会『本社機能の集中と分散の相互に関する調査報告書』1984年3月。

人のピークが61年に1,100人に激減，他方東京本社は50年代初め頃から法人相手の企業年金・資金運用などのスタッフが増強され1,700人となり，20年前には予想もできなかった激変・逆転が生じたのである。つまり，ターゲットの企業の大半が東京集中している現状では，東京本社直轄の営業部隊こそ増強こそすれ，大井に移すことなど到底できない。しかも，1)官庁との接触，2)役員関係部門，3)資金運用部門，4)営業本部，経営企画，商品開発などの中枢部門はますます肥大化し，従来の建物で不足し，今後とも賃借してまでも拡大の途にある。他方18階建大井本社ビルの上層3階分は，工事の途中でストップした状態で空室がめだつ。

以上のことはなにを意味するのか。その第1は東京をあけはなしてもよい部門，移せる（東京になくてもよい）部門と移せない部門との区分が明らかとなったことである。つまり43・45年の大移転で契約保険，医事，電算機など事務管理部門を中心に，移転できる部門が選択されて移ったということである。第2は二本社制の評価であるが，正式な法律上は東京日比谷本社が変更されないまま，かつ計画当初より日比谷を処分・手離なすことは考えられていなかったのであるからして，これを東京脱出なり，本社移転とうけとめたのは本社拡張の早合点であった。第3に東京圏拡大の途にあって，都心から70km，車で30分の絶好地に約18万坪（69.8ha）の土地を25年前に安価で購入し，“地方分散”を先取りした第一生命は，二重・三重の意味でも，東京一極集中論のあるべき今日を予期した，先見性ある決断であったと評価できよう。最近の金融界はコンピューターシステム部門を都心から分離しようとしているが，その大幅先取りしたものといえよう。なお大井町は，約10億円（61年実績で町税収入の約4割）が第一生命による税収である¹⁵⁾。

VIII 人口移動からみた東京圏集中と，大阪地盤沈下の要因

明治5年，わが国の人口分布は，東京圏（1都3県）に352万人，わずか10.6%しか居住していなかった。それが昭和25年，1,305万人，15.5%，60年には3,027万人，25.0%へと，113年間に8.6倍，全国の実に4分の1が集中するに至った。（人口研の62年1月推計では2,025年に29.5%と推算）他方大阪圏（2府1県）は，明治5年，9.2%，昭和15年13.4%，戦後も50年に14.0%に達しながら60年には13.7%へと比率を低下しつつある。東海と北関東が（工場立地でみたと同様）一定比率を保持する一方，他はおしなべて比率低下を示し，人口分布の大都市一とりわけ東京大都市集中の歩みが指摘できる。

人口移動数の推移を表7，図2でみると，昭和45年までは地方人口を大量に吸収し続けてきたが，オイルショックを機にまず大阪圏が48年より，名古屋圏（愛知・三重の2県）が50年より，転出超過に転じた。その数は大阪圏で52年の6.3万人が60年に2.7万人へ若干鈍りながらも依然マイナスを継続，名古屋圏は60年に一抛に7.7万人の転出超過に復した。この間東京圏は，51年に4.4万人の転出超過にまで下がりつつもその後再増加し，60年に12.2万人へと吸収規模を拡大化し続けている。又名古屋圏は対大阪圏との関係を，45年まではマイナスであったのが46年よりプラスとなり，逆に転出先を東京圏へと転じてその吸引力の構造が東京圏の方をむいてしまった。つまりいわゆる従来の三大都市圏は，ここにきて人口移動の規模においても方向においても足なみの差が生じ，東京圏の特質した位置づけが明確化しつつある。

ところで東京一極集中の進行をテーマとすることは，裏をかえせばなぜ大阪がここまで地盤沈下しつつあるかの要因解明でもある。大阪の市域人口は，昭和35年に301万人（府人口の54.7%），40年

15) 昭和39年以降，福武直，蓮見音彦らによって大井町調査が継続されており，多くの報告書がまとめられている。筆者も昭和40年3月以降参加しているが，当面拙稿「企業進出に伴う首都圏農村人口の変動—神奈川県大井町」『人口問題研究』第144号，1977年10月を参照されたい。

表7 東京圏と大阪圏の人口移動数の推移

東京圏(埼玉・千葉・東京・神奈川)

大阪圏(京都・大阪・兵庫)

	東京圏(人)					大阪圏(人)					転入超過数	転入超過数 A以外	転入超過数 名古屋圏	転入超過数 三都市圏	転入者数	転出者数	(参考) 名古屋圏 (愛知・三重) 転入超過数		
	転入超過数		転入超過数			転入超過数		転入超過数										転入者数	転出者数
	総数	大阪圏	名古屋圏	A	以外	総数	東京圏	名古屋圏	A	以外									
昭和29年	275,341	8,622	6,151	260,568	535,902	260,561	31	100,244	-8,622	3,973	104,893	285,399	185,155	22,519					
30	251,944	8,948	5,493	237,503	501,214	249,270	32	92,053	-8,948	4,672	96,329	272,412	180,359	22,656					
31	263,567	8,369	5,465	249,733	495,422	231,855	33	110,509	-8,369	3,857	115,021	265,481	154,972	39,062					
32	310,114	7,315	5,544	297,255	549,896	239,782	33	168,684	-7,315	5,675	170,324	333,682	164,998	38,046					
33	293,660	11,663	6,550	275,447	551,611	257,951	34	117,246	-11,663	4,844	124,065	301,278	184,032	18,179					
34	322,291	12,195	6,484	303,612	582,913	260,622	35	139,240	-12,195	4,707	146,728	322,057	182,817	33,242					
35	355,266	12,451	6,956	335,859	631,361	276,095	36	179,579	-12,451	1,796	190,234	373,340	193,761	60,935					
36	377,110	10,999	3,966	362,145	679,055	301,945	37	214,108	-10,999	2,394	222,713	425,938	211,830	69,325					
37	387,874	15,270	5,318	367,286	739,853	351,979	38	199,604	-15,270	2,515	212,359	455,214	255,610	61,580					
38	377,663	14,294	6,139	357,230	760,172	382,509	39	173,356	-14,294	1,777	185,873	452,007	278,651	69,906					
39	355,705	16,442	8,793	330,470	770,720	415,015	40	162,522	-16,442	3,677	175,287	462,597	300,075	63,549					
40	323,881	15,031	8,681	300,169	779,315	455,434	41	121,451	-15,031	4,569	131,913	446,902	325,451	38,416					
41	292,759	14,960	8,897	268,902	764,219	471,460	42	92,878	-14,960	3,677	104,161	431,994	339,116	27,905					
42	280,403	13,838	8,617	257,948	771,496	491,093	43	97,736	-13,838	2,700	108,874	445,849	348,113	31,517					
43	284,741	13,895	9,156	261,690	808,536	523,795	44	102,340	-13,895	2,569	113,666	462,382	360,042	37,809					
44	269,796	12,426	4,895	252,475	831,910	562,114	45	111,407	-12,426	2,520	121,313	491,849	380,442	47,575					
45	270,130	14,924	5,479	249,727	858,462	588,332	46	77,835	-14,924	717	92,042	484,632	406,797	43,939					
46	232,415	18,892	6,563	206,960	846,693	614,278	47	27,419	-18,892	-	46,423	464,911	437,492	30,315					
47	180,529	15,670	4,474	160,385	798,375	617,846	48	9,108	-15,670	-	24,947	437,375	428,267	18,247					
48	115,200	13,267	3,286	98,647	779,156	663,956	49	-19,440	-13,267	-2,077	-4,096	423,252	442,692	17,791					
49	72,886	13,670	5,070	54,146	712,386	639,500	50	-36,451	-13,670	-2,337	-20,444	379,724	416,175	2,228					
50	65,848	14,563	5,659	45,626	676,460	610,612	51	-45,726	-14,563	-1,202	-29,961	349,486	395,212	-9,484					
51	44,443	12,562	5,121	26,760	640,084	595,641	52	-55,117	-12,562	-1,411	-41,144	326,517	381,634	-14,038					
52	56,797	15,307	4,749	36,741	649,987	593,190	53	-63,466	-15,307	-3,097	-45,062	322,317	385,783	-6,649					
53	69,737	18,165	5,739	45,833	637,920	568,183	54	-58,993	-18,165	-3,211	-37,617	311,380	370,373	-4,785					
54	53,143	15,843	5,971	31,329	626,971	573,828	55	-61,500	-15,843	-4,252	-41,405	301,654	363,154	-8,169					
55	51,050	13,552	5,445	32,053	608,579	557,529	56	-54,467	-13,552	-4,592	-36,323	293,138	347,605	-4,447					
56	74,891	14,567	6,171	54,153	621,572	546,681	57	-42,535	-14,567	-4,305	-23,663	294,402	336,937	-3,721					
57	89,579	15,995	7,175	66,409	629,890	540,311	58	-32,746	-15,995	-3,288	-13,463	294,756	327,502	-4,181					
58	109,209	16,853	7,857	84,499	628,407	519,198	59	-22,504	-16,853	-1,175	-4,476	288,844	311,348	-4,228					
59	112,611	17,341	7,811	87,459	621,340	508,729	60	-20,717	-17,340	-1,439	-1,937	284,003	304,712	-2,324					
60	122,645	20,141	6,289	96,215	626,612	503,967		-27,101	-20,141	-2,969	-3,991	275,904	303,005	-7,758					

出所、総務庁『住民基本台帳』より。

図2 東京圏・大阪圏の人口移動の推移

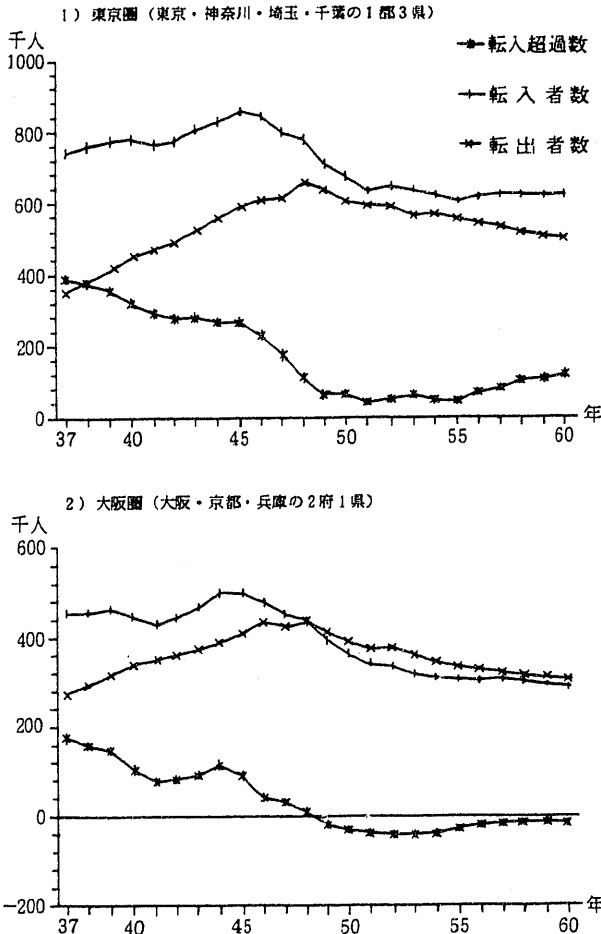
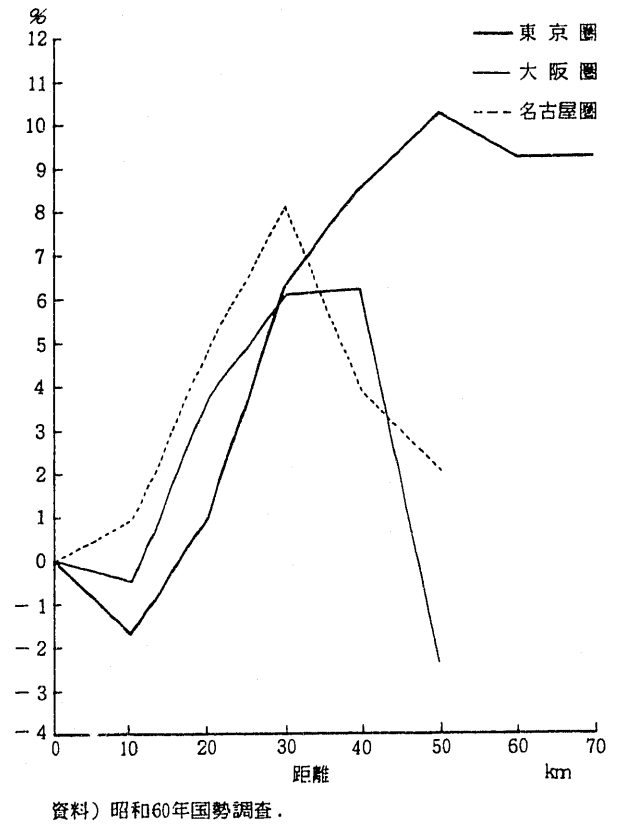


図3 距離帯別人口の推移（増加率-昭和60年）



に316万人、60年に264.8万人（同31.3%）と、典型的なドーナツ化現象を生じ、インナーシティ問題が顕在化しつつある。

人口規模で昭和40年に横浜市においぬかれて、50年以降昼間人口も減少しつつある。図3の都心からの距離別増加率でみて解せよように、東京は圏域勢力が拡張しつつあるのに（工場立地でみたようにもはや300キロ圏まで）、大阪圏は規模が小さく、しかも転出超過県が60年で32県にもおよび、大阪圏を離れて地方へ還流する傾向が明らかである。又県間転出者の移動後の住所地をみると、60年に東京が第1位を占めるのは22県、2位7県と全国的に広いのに比し、大阪は1位は周辺10県にすぎない。

大阪圏人口が昭和48年以降（大阪市は38年以降）転出超過を続け、他指標でものきなみ地盤沈下をしている要因は産業構造の転換期にあたり、ますますもってその変動にのりきれず東京にすいとられ、格差を拡大していることにある。つまり、1)本社機能等中枢管理機能の東京への移動、2)ハイテクノロジーの先端産業の立地が少ない、3)情報・文化面の決定的おくれ、4)国際化・国際施設の東京集中である。60～70年代を通じて続いてきた関西の地盤沈下は、80年代に入り脱工業化、新産革命、第三の波という現代技術の進歩で新たな東京集中を加速化させているのである。

この産業構造の急激な転換は人口へもインパクトを当然与えないはずはない。第1は大・中規模の工場が市内から流出して雇用の場が縮小したこと（特に職住近接のブルーカラー層は人口流出につながりやすい）、第2は脱工業化による就業構造の変化が、職住分離の傾向を強めてきたこと（特に昼間流入就業者はホワイトカラー層で占められ「非居住立地限定層」である）¹⁶⁾。

16) 宮本憲一「大阪の危機と再生をもとめて」、柴田徳衛編『21世紀への大都市像』東大出版会、1986年12月。p67～74。

このように脱工業化は工場流出という直接的な要因だけでなく、雇用吸収力を低下させ、それに起因する地域経済の活力低下をまねき、人口動態にインパクトを与える。さらには人口配置の逆転現象は、人口高齢化なども経由しつつ、インナーシティ問題や財政危機をも広域的に発生させることになっていく。この大阪へのテコ入れは、すでに通産省によって第三次産業面からなされようとしているともきくが、四全総策定ともからみ、今後の重要な政策課題となっていくであろう。

Regional Development Planning and Migration : The Fourth Comprehensive National Development Plan

Keiko WAKABAYASHI

In 1986, National Land Agency of Japan published the Development Plan for the National Capital Region and outline of the Fourth Comprehensive National Development Plan.

Ever since the First Comprehensive National Development Plan in 1962, basic objectives of the plan were well-balanced development of national land, adjustment of regional disparities and dissolution of overcongestion and depopulation.

Japan experienced rapid urbanization in the period from the war reconstruction of the 1940's through the high economic growth of the 1950's and 1960's. Particularly, during the high economic growth of the 1960's, concentration of population and industry was extremely notable in the three metropolitan regions centering around Tokyo, Osaka and Nagoya.

There are indications of increases in excess immigration to metropolitan regions once again, but this is due to increases of immigration only to the Tokyo Metropolitan Regions. No such indications are seen for the Nagoya and Osaka Metropolitan Regions.

Tokyo Metropolitan Regions is changing more and more, as a important international centre of banking and information in the world, on the other hand, Osaka areas is downing its sphere of influence. Particularly, from the 1980's, concentration of population and nucleus functional institutions is extremely notable in the Tokyo Metropolitan Regions.

The main objectives of this paper is to analyse Tokyo, New Industrial Cities and other depopulated areas, through over-concentration population and the location of industry.

ハザード関数の統計解析と生命表

松下敬一郎・稲葉 寿¹⁾

日常の生活において、非可逆的な事象は数多くみられる。ヒトの死やマウスの投薬実験はその典型的な例であるが、カメラを繰り返し落としてレンズを割ってみたり、電球のフィラメントが切れたり、金魚すくいの紙が破れるといった例があげられる。このように時間や試行回数に伴って発現する非可逆的な事象の背後に存在すると思われる確率法則を研究するために、ハザード関数を用いた統計解析が行われている²⁾。ハザード関数の定義については後述するが、生命表の諸変数はハザード関数（生命表の死力に対応する）によって書き表わされることができ、従って、ハザード関数の統計解析の手法の発展に呼応して、「死亡の秩序」に関する分析はより高度な手法により展開されるようになり、その応用範囲も拡張されたのである。とりわけデータの観察が部分的に中断された場合の分析には有用である³⁾。本論では、まずハザード関数の基礎理論を説明し生命表の諸変数とそれとの関係を明示する。次に人口学の分野でそれを応用するための基本理論を紹介する。

I ハザード関数の基礎理論と生命表の諸変数

1. 確率密度関数

まず、 $\{x$ 才で死亡する $\}$ という事象を X で表すことにする。 X は連続分布に従い、その定義域として0以上の実数を仮定する。さらに、事象 X ⁴⁾が時間 x と $x + \Delta x$ のあいだに生じる確率、つまり x 才から $x + \Delta x$ 才のあいだに死亡が発生する確率を、 $\Pr(x \leq X < x + \Delta x)$ と表す。そこで、 X に関する確率密度関数 f は式(1)のように表せる⁵⁾。

1) 本論は経済人口学および数理人口学の各分野を専門とする筆者等が互いに関連する領域であるハザード関数を用いる統計解析についてその方法論をサーベイする過程でまとめたものである。本稿を作成するにあたり小林和正、南条善治、五十嵐忠孝、河邊宏、廣嶋清志、伊藤達也の各氏から貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。

2) 修復可能な場合、つまり個体Iが状態A（健康）から状態B（病気）に推移する事象を分析する際に状態Bから状態Aに戻る（健康を回復した）個体を含めた場合、の分析も可能である。さらに推移前および推移後の状態が唯一ではない場合、例えば、個体Iが状態A（無配偶）から生涯を始めるものの明確に区別できる複数の状態（状態B（有配偶）、状態C（離別）、状態D（死別））の間を推移する場合、についても分析が可能である。F. J. Willemkens, I. Shah, J. M. Shah, and P. Ramachandran, "Multi-state Analysis of Marital Status Life Tables: Theory and Applications", *Population Studies*, Vol. 36, No. 1, 1982, pp. 129-144.

3) J. D. Kalbfleisch and R. L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, John Wiley and Sons 1980, および J. F. Lawless, *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, New York, John Wiley and Sons 1982, 等に数値計算例やより詳しい理論的展開が示されている。

4) 厳密には、事象 X ではなく確率変数 X あるいは確率事象 X とするべきであるが、誤解が生じると思われなにかぎり略している。

5) 従って、事象 X が時間 x と $x + \Delta x$ のあいだに生じる確率は f を用いて

$$\Pr(x \leq X < x + \Delta x) = \int_x^{x + \Delta x} f(w) dw$$

と表される。

$$f(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{\Pr(x \leq X < x + \Delta x)}{\Delta x} \dots\dots\dots (1)$$

これは x 才の瞬時に発生する死亡の確率密度を示しており、後述するとおり生命表関数の単位時間当たり死亡数の極限值、 $\lim_{n \rightarrow 0} n d_x / n$ に対応する。便宜上、生命表関数の数値は出生時人口 (l_0) を 100,000 人あるいは適当な数値に置き換えて表されているが、ハザード関数と対応させて考える場合、 l_0 を一定乗数あるいは 1 と考えればよい⁶⁾。

2. 生残確率関数

x 才まで生き残る確率 F は式(2)で示すように事象 X が x 時点以後に生じる (x 才以上で死亡する) 確率 F と同じであり、生命表関数の l_x に対応する。

$$F(x) = \Pr(x \leq X) \dots\dots\dots (2)$$

ここで、 F は連続関数で微分可能であると仮定する。確率密度関数 f と生残確率関数 F との関係は

$$f(x) = -\frac{dF(x)}{dx}$$

で示される⁷⁾。上式を F について解くと、式(3)に示すように、 F は 1 と X の累積確率との差に等しくなる。

$$F(x) = \int_x^{\infty} f(w) dw = 1 - \int_0^x f(w) dw \dots\dots\dots (3)$$

ここで、確率分布の定義上、 $F(0) = 1$ と $F(\infty) = 0$ が満たされている。つまり、出生時の生残確率は 1 であり、経過時間が十分に長ければその出生コーホートの人口はすべて死亡し、生残確率は 0 となる。

3. ハザード関数

ここで、時間 x まで生残するという条件のもとで事象 X が時間 x と $x + \Delta x$ のあいだに生じる条件

6) 本論では生命表をある個体があつた確率法則と考えてハザード関数と対応させている。ある人口が経験する確率過程としての生命表とハザード関数とをより厳密に対応させるため、コーホート生命表の生残数 l_x について考えよう。均質な人口の生残確率があるハザード関数で定まると仮定すると、実際の生残数 l_x は成功の確率が生残確率 $F(x)$ となる二項目分布に従う。まず、ここで l_x と $F(x)$ との対応関係がある。さらに、 l_x の確率分布は

$$\Pr(l_x = k) = \frac{l_0!}{k!(l_0 - k)!} F(x)^k (1 - F(x))^{l_0 - k}$$

となり、 l_x の期待値は $E[l_x] = l_0 \cdot F(x)$ となることから、生残数の期待値は、 l_0 と生残確率との積に等しい。ここで、 l_x は期待値関数 E をつうじて $F(x)$ と対応している。

7) x 才から $x + \Delta x$ 才のあいだに事象 X が生じる確率は、 x 才以上で X が生じる確率と $x + \Delta x$ 才以上で X が生じる確率の差として表すことができるから、 $F(x)$ と $F(x + \Delta x)$ の差に等しく、

$$\begin{aligned} \Pr(x \leq X < x + \Delta x) &= \Pr(x \leq X) - \Pr(x + \Delta x \leq X) \\ &= F(x) - F(x + \Delta x) \end{aligned}$$

と表せる。これを式(1)に代入すれば求まる。

付確率について考えよう。これは x 才まで生きた人間が次の Δx 年の間に死亡する確率である。この条件付確率は $\Pr(x \leq X < x + \Delta x \mid x \leq X)$ と表される。 X に関するハザード関数 λ は式(4)で定義される。

$$\lambda(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{\Pr(x \leq X < x + \Delta x \mid x \leq X)}{\Delta x} \dots\dots\dots (4)$$

これは x 才の瞬時に発生する死亡の条件付確率の密度を示しており、生命表関数の死力 μ_x に対応する。式(4)は次式のように確率密度関数 f と生残率関数 F の比に書き直すことができる⁸⁾。

$$\lambda(x) = \frac{f(x)}{F(x)} = -\frac{d}{dx} (\ln F(x))$$

両辺を 0 から x まで積分すると、生残率関数 F と確率密度関数 f は λ の関数として式(5)および式(6)のように表すことができる⁹⁾。

$$F(x) = \exp \left[-\int_0^x \lambda(w) dw \right] \dots\dots\dots (5)$$

$$f(x) = \lambda(x) \cdot \exp \left[-\int_0^x \lambda(w) dw \right] \dots\dots\dots (6)$$

従って、ハザード関数 $\lambda(x)$ を用いて X の分布を示すことができるのである。 λ は f や F と同等の役割を果たし、 λ の理論分布および λ に関する実験データや調査データから X の分布についての情報が得られる。

4. その他の関数

(1) 平均余命 (条件付期待値)

生命表関数の平均余命 e_x° は、 x 才に達した人 (x 才以上で死亡する場合) の残された人生の年月の条件付期待値を示すものである。それは、事象 X が x 時点以後に生じる場合の $X - x$ の条件付期待値であるから、 $r(x) = E[X - x \mid x \leq X]$ と表すことができる。部分積分を求めて r を λ の関数で表すと

8) ここで、 $\{x$ 才から $x + \Delta x$ 才のあいだに死亡する $\}$ という事象を A とし、 $\{x$ 才以上で死亡する $\}$ という事象を B とすると、ここで扱っている条件付確率は、

$$\Pr(A \mid B) = \frac{\Pr(A \cap B)}{\Pr(B)}$$

で表される。ところが $A \subset B$ であるから $A \cap B$ は A に等しくなり、

$$\Pr(A \mid B) = \frac{\Pr(A)}{\Pr(B)}$$

となる。従って、分子は

$$\Pr(x \leq X < x + \Delta x \mid x \leq X) = \frac{\Pr(x \leq X < x + \Delta x)}{\Pr(x \leq X)}$$

と書くことができる。これを式(4)に代入すれば求まる。

9) $\exp[\cdot]$ は指数関数を表す。

式(7)が求まる¹⁰⁾.

$$r(x) = \frac{1}{\exp \left[- \int_0^x \lambda(w) dw \right]} \cdot \int_x^\infty \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw \dots\dots\dots (7)$$

なお、 ${}^{\circ}e_x = T_x / l_x$ であり、生存延べ年数 T_x に対応する部分 \bar{T}_x は式(8)で表される。

$$\bar{T}_x = \int_x^\infty \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw \dots\dots\dots (8)$$

(2) 期間変数： ${}_n d_x, {}_n q_x, {}_n L_x$ について

生命表における死亡数 ${}_n d_x$ 、死亡確率 ${}_n q_x$ 、静止人口 ${}_n L_x$ に対応する変数は、それぞれ式(9)、(10)、(11)で示されるように λ の関数として表すことができる。死亡数 ${}_n d_x$ は x 才から $x+n$ 才のあいだに生じる生命表上の死亡数、あるいは出生時人口に等しい死亡数全体に占める該当年齢の死亡の割合である。これは、注4) に示されるように、時間 x から $x+n$ のあいだに事象 X が生じる確率、つまり密度関数を x から $x+n$ まで積分したものと対応する。

$${}_n \bar{d}_x = \int_x^{x+n} \lambda(w) \cdot \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw \dots\dots\dots (9)$$

生命表上の死亡確率 ${}_n q_x$ は x 才から $x+n$ 才のあいだに死亡する人口の x 才時人口に対する比である。これは事象 $\{x \leq X\}$ が生じる場合に $\{x \leq X < x+n\}$ が生じる条件付確率 $\Pr(x \leq X < x+n | x \leq X)$ と対応する。

$${}_n \bar{q}_x = \frac{\int_x^{x+n} \lambda(w) \cdot \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw}{\exp \left[- \int_0^x \lambda(w) dw \right]} \dots\dots\dots (10)$$

$$\begin{aligned} 10) \quad r(x) &= \int_x^\infty (w-x) \frac{f(w)}{F(x)} dw \\ &= \frac{1}{F(x)} \cdot \left\{ \left[- (w-x) F(w) \right]_x^\infty + \int_x^\infty F(w) dw \right\} \\ &= \frac{1}{F(x)} \cdot \int_x^\infty F(w) dw \\ &= \frac{1}{\exp \left[- \int_0^x \lambda(w) dw \right]} \cdot \int_x^\infty \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw \end{aligned}$$

となり、式(7)が導かれる。

表1 変数対照表

生命表関数表示	確率統計理論表示	λ による表示
死力 $\mu_x, \lim_{n \rightarrow 0} \frac{nq_x}{n}$	$\lambda(x)$	$\lambda(x)$
生存率 l_x	$F(x)$	$\exp \left[- \int_0^x \lambda(w) dw \right]$
(密度関数) $\lim_{n \rightarrow 0} \frac{n^d x}{n}$	$f(x)$	$\lambda(x) \exp \left[- \int_0^x \lambda(w) dw \right]$
平均余命 ${}^o e_x$	$r(x)$	$\frac{\int_0^\infty \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw}{\exp \left[- \int_0^x \lambda(w) dw \right]}$
生存延べ年数 T_x	$\int_x^\infty F(w) dw$	$\int_x^\infty \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw$
死亡数 $n^d x$	$\int_x^{x+n} f(w) dw$	$\int_x^{x+n} \lambda(w) \cdot \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw$
死亡確率 $nq_x, \frac{n^d x}{l_x}$	$\frac{\int_x^{x+n} f(w) dw}{F(x)}$	$\frac{\int_x^{x+n} \lambda(w) \cdot \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw}{\exp \left[- \int_0^x \lambda(w) dw \right]}$
静止人口 nL_x	$\int_x^{x+n} F(w) dw$	$\int_x^{x+n} \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw$

静止人口,あるいは x 才から $x+n$ 才のあいだの生存延べ人口 ${}_nL_x$ は生残確率を x から $x+n$ まで積分したものに对应する.

$${}_n\bar{L}_x = \int_x^{x+n} \exp \left[- \int_0^w \lambda(u) du \right] dw \dots\dots\dots (11)$$

なお, ${}_n\bar{q}_x$ と ${}_n\bar{d}_x$ の期間 n を 0 に近づけた場合における単位時間あたりの極限值はそれぞれ $\lambda(x)$ と $f(x)$ となる.

$$\lim_{n \rightarrow 0} \frac{{}_n\bar{q}_x}{n} = \lambda(x)$$

$$\lim_{n \rightarrow 0} \frac{{}_n\bar{d}_x}{n} = f(x) = \lambda(x) \cdot F(x)$$

5. 離散分布の場合

離散分布の場合についても連続分布の場合と同様に生命表関数をハザード関数に対応させることができる. 変数値が小さいものから順番に $x_1 < x_2 < \dots$ と並べてあるものとする. ここで, 分布確率関数と生残確率関数をそれぞれ式(12), 式(13)とする.

$$f(x_j) = \Pr(X = x_j) \dots\dots\dots (12)$$

$$F(x_t) = \Pr(x_t \leq X) = \sum_{j | x_t \leq x_j} f(x_j)^{11)} \dots\dots\dots (13)$$

この場合, ハザード関数は, 事象 X が時点 x_j 以後に生じる場合に事象 X がちょうど時点 x_j で生じる確率であるから, 式(14)で表される.

$$\lambda_j = \Pr(X = x_j | x_j \leq X) = \frac{f(x_j)}{F(x_j)} \quad (j = 1, 2, \dots) \dots\dots\dots (14)$$

ハザード関数を用いて生残関数および分布関数を表すと, 式(15), 式(16)のようになる¹²⁾.

$$F(x_t) = \prod_{j | x_t > x_j} (1 - \lambda_j)^{13)} \dots\dots\dots (15)$$

11) 右辺は j 番目の x の値が x_t の値以上のものについて $f(x_j)$ をたしあわせることを意味している.

12) F の定義より, $F(x_{t+1}) = F(x_t) - f(x_t)$ が成り立つ. さらに,

$$1 - \lambda_j = \frac{F(x_j) - f(x_j)}{F(x_j)} = \frac{F(x_{j+1})}{F(x_j)}$$

が成り立つ. ゆえに,

$$F(x_t) = \prod_{j=1}^{t-1} \frac{F(x_{j+1})}{F(x_j)} = \prod_{j | x_t > x_j} (1 - \lambda_j)$$

が示される.

13) 右辺は j 番目の x の値が x_t の値未満のものについて $1 - \lambda_j$ をかけあわせることを意味している.

$$f(x_j) = \lambda_j \cdot \prod_{i=1}^{j-1} (1 - \lambda_i) \dots\dots\dots (16)$$

実験や調査データから簡単に生存確率 $F(t)$ の推定値を直接求める Product Limit (あるいは Kaplan - Meier) 推定値は最尤法推定値と等しくなることが知られてる¹⁴⁾。Product Limit推定値 $\hat{F}(t)$ は式(17)で表される¹⁵⁾。

$$\hat{F}(t) = \prod_{j|t > t_j} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right) \dots\dots\dots (17)$$

ここでハザード率 λ_j は

$$\lambda_j = \frac{\Pr(T = t_j)}{\Pr(t_j \leq T)}$$

であるから、分母には j 期まで生き残っているサンプル n_j が対応し、分子には j 期で死亡したサンプル d_j が対応している。この場合、観察対象の脱落を考慮する上で、 d_j は一時点の死亡数を意味するものであり、ある期間の死亡数ではないことに注意する必要がある。

以上では、第一にハザード関数が生命表の死力と同一であることを述べた。第二に生命表の諸関数の確率表示を試みた。第三にハザード関数(死力)を用いて生命表の諸関数を導いた。これらの結果は対照表として表1に再掲してある。このように生命表と不可分の関係にあるハザード関数は、人口に関するデータの統計分析の際にどのように利用できるのでしょうか。次に、指数分布、正規分布、比例ハザードモデル、Multiple Decrement 生命表¹⁶⁾へ応用するための基本理論を紹介する。

II ハザード関数の応用理論

1. 指数分布

ここで、ハザード率が一定の場合の統計分析について考えよう。二つの仮設的な例をあげることができる。まず、つがいの形成が全く無作為で人口密度のみによって相手に出会う確率が定まるものと仮定する。実験的な状況下で性比1の無配偶個体群の人口密度が一定に保たれているとするならば、つがい形成の確率は一定となる。ある時点でこの空間に放出された無配偶個体群がつがいを形成する過程は一定ハザード率の分布に従う。

14) Lawless 前掲書(注3) 74-76 ページ参照。

15) $F(t)$ の分散の漸近推定値として次式が一般に用いられている。

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{F}(t)) = (\hat{F}(t))^2 \sum_{j|t > t_j} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)}$$

従って、95%の信頼区間は

$$\hat{F}(t) \pm 1.96 [\widehat{\text{Var}}(\hat{F}(t))]^{1/2}$$

で近似される。

16) 竹中規雄は Multiple Decrement Table を多重脱退残存表と訳している。新生命保険実務講座刊行会編、『新生命保険実務講座第7巻数理』46ページ参照。意識としては多死因生命表あるいは複合生命表が考えられる。

次に、ジョブサーチ理論を応用した Keeley (1977)¹⁷⁾ の結婚モデルを考えよう。結婚に伴う夫婦家計の総生産から配偶者候補の取り分を差し引いた部分がジョブサーチモデルの提示賃金にあたる。この賃金にあたる部分の分布が一定で、必ず提示賃金を得られるものとする、一回のサーチにおいてそれが一定の範囲内に入る確率も一定となる。このような結婚市場に参入した独身者が結婚していく過程も一定ハザード率の分布に従う。

このような場合、時間 t まで独身で時間 t で結婚するハザード率は時間にかかわらず一定で $\lambda(t) = \lambda$ となる。連続分布を仮定して式(5)に λ を代入して生残確率を求めると、 $F(t) = \exp[-\lambda t]$ となる。従って、確率密度関数および期待サーチ期間はそれぞれ $f(t) = \lambda \cdot \exp[-\lambda t]$ 、 $r(t) = 1/\lambda$ となる¹⁸⁾。これは T が指数分布に従うことを示している。なお、指数関数モデルが現実に適合するかどうかを経験的に確かめるためには、生残確率の推定値の対数値 $\ln \hat{F}(t)$ と時間 t とをプロットすればよい、もしも指数分布に従うならば、原点を通る直線で近似される。

後述の比例ハザードモデルとの類似性を考える上で、ここで、指数分布に対数変換をおこなってみよう。一般に分布 T を分布 Y に変換する場合 ($T \xrightarrow{g} Y$)、両者の確率密度分布の関係について、式(18)が成り立つ¹⁹⁾。

$$f_Y(y) = f_T(g^{-1}(y)) \cdot \frac{d}{dy}(g^{-1}(y)) \dots\dots\dots (18)$$

そこで、 $Y = g(T) = \ln T + \ln \lambda$ の変数変換をおこなうと、 Y の理論分布は式(19)で表されるように最小値の分布になる²⁰⁾。

$$f(y) = \exp[y - e^y], \quad y \in (-\infty, \infty) \dots\dots\dots (19)$$

次に、実験あるいは調査データから λ を推定する方法を考えよう、まず、サンプル数が n で結婚までの待ち時間 t をすべて記録したデータがあるとしよう。この場合、尤度関数は式(20)となる。

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n f(\lambda; t_i) = \lambda^n \cdot \exp\left[-\lambda \sum_{i=1}^n t_i\right] \dots\dots\dots (20)$$

従って、 L を最大にする λ の値 $\hat{\lambda}$ は式(21)で得られ、

$$\hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i} \dots\dots\dots (21)$$

17) M. C. Keeley, "The Economics of Family Formation", *Economic Inquiry*, Vol. 15, No. 2, 1977, pp. 238-250.

18) この場合、結婚市場に参入してから結婚するまでの待ち時間の平均は r 年となる。

19) P. J. Bickel and K. A. Doksum, *Mathematical Statistics*, Holden - Day, San Francisco 1977, pp. 9-12.

20) この変数変換の場合、

$$g^{-1}(y) = \frac{d}{dy}(g^{-1}(y)) = \exp[y - \ln \lambda]$$

を代入して $f_Y(y)$ が求まる。

待ち時間の期待値は $1/\hat{\lambda}$ となる²¹⁾。この結果、全サンプルが観測された場合には、待ち時間の期待値と単純平均とは等しくなる。

一方、 n サンプルのうち d 番目の結婚までの待ち時間 (t_d) が観測されたデータがあるとしよう。この場合 $n-d$ 個のサンプルはセンサーされており²²⁾、待ち時間が t_d 以上であることしかわかっていないため、このサンプルが尤度に与える貢献部分は $F(t_d)$ に等しく $\exp[-\lambda t_d]$ となる。さらに、待ち時間を観測した d 個のサンプルの尤度の貢献は各々の待ち時間 t_i について $f(t_i)$ に等しく $\lambda \exp[-\lambda t_i]$ となる。従って、尤度は式(22)となる²³⁾。

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n f(t_i)^{\delta_i} \cdot F(t_d)^{1-\delta_i} \\ = \lambda^d \cdot \exp \left[-\lambda \left(\sum_{i=1}^d t_i + (n-d)t_d \right) \right] \dots\dots\dots (22)$$

ただし、 δ_i はセンサーの有無を示す指標でデータが観測された場合は $\delta_i = 1$ であり、センサーされた場合は $\delta_i = 0$ である。ゆえに L を最大にする λ の値 $\tilde{\lambda}$ は式(23)で得られ、

$$\tilde{\lambda} = \frac{d}{\sum_{i=1}^d t_i + (n-d)t_d} \dots\dots\dots (23)$$

この不完全なサンプル観測の場合の待ち時間の期待値は $1/\tilde{\lambda}$ となる²⁴⁾。

2. 正規分布

初潮年齢が二つのパラメーター μ と σ^2 で決まる正規分布に従うことが認められている²⁵⁾。ここでは、部分的にセンサーされたサンプルデータから μ と σ^2 を推定する方法を考えよう。標準化した分布密度関数 $\phi(z)$ および生残確率関数 $Q(z)$ をそれぞれ

21) $T = \sum_{i=1}^n t_i$ とすると T/r はパラメーター n のガンマ分布を持つことが知られており、 $2T/r$ は自由度 $2n$ のカイ二乗分布 χ_{2n}^2 に従う。この性質を用いて r についての仮説検定や信頼区間の計算を行うことができる。この場合、 r の信頼区間は α の有意水準について

$$\frac{2T}{\chi_{2n, 1-\alpha/2}^2} \leq r \leq \frac{2T}{\chi_{2n, \alpha/2}^2}$$

となる。さらに、二種のサンプルデータから得られた r を比較するためには尤度比検定が利用できる。

22) この場合、“censor”とはサンプルの脱落や実験の打ち切りを意味するが、適訳がないため、本論ではそのまま使用している。例えば、一定期間についてのみ調査が行われた場合、調査以前および調査以後のデータを入手することはできず、センサーされたという。

23) 異なった方法でセンサーされたサンプルを含む場合の尤度関数の導き方については Lawless 前掲書(注3) 31-41ページを参照されたい。

24) この場合には

$$2 \left(\sum_{i=1}^d t_i + (n-d)t_d \right) / r \text{ がカイ二乗分布 } \chi_{2d}^2 \text{ に従う。}$$

25) D. C. Wilson and I. Sutherland, "Further Observations on the Age of the Menarche," British Medical Journal, Vol. 2, 1950, pp. 862-866. 箕輪真一, 平木陽一, 滝川弘志, 「最近の女子思春期の発育に関する研究」, 『民族衛生』37巻3号, 1971年, pp. 113-125 参照。

$$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{z^2}{2}\right]$$

$$Q(z) = \int_z^{\infty} \phi(x) dx$$

で示す。一般に、平均 μ と分散 σ^2 の正規分布を持つ確率事象 $T \sim N(\mu, \sigma^2)$ の確率密度関数と生残確率関数をそれぞれ式(24)、式(25)で表すことができる。

$$f(t) = \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right) \dots\dots\dots (24)$$

$$F(t) = Q\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right) \dots\dots\dots (25)$$

初潮が観測されたデータを集合 D 、そのサンプル数を d とし、センサーされたデータを集合を C とする。 t_i を初潮年齢あるいはセンサー時の年齢とする。尤度関数は式(26)で与えられる。

$$L(\mu, \sigma; t_i) = \prod_{i \in D} \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{t_i - \mu}{\sigma}\right) \cdot \prod_{i \in C} Q\left(\frac{t_i - \mu}{\sigma}\right) \dots\dots\dots (26)$$

両辺の対数をとると、対数尤度関数は定数項を省略して

$$\ln L = -d \ln \sigma - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i \in D} (t_i - \mu)^2 + \sum_{i \in C} \ln Q\left(\frac{t_i - \mu}{\sigma}\right)$$

となる。ここで、 $z_i = (t_i - \mu) / \sigma$ としてハザード関数を式(27)で表す。

$$\lambda(z) = -\frac{d}{dz} \ln Q(z) = \frac{\phi(z)}{Q(z)} \dots\dots\dots (27)$$

対数尤度関数を μ および σ について偏微分して 0 とおき $\lambda(z)$ を用いて表すと、式(28)、式(29)が導かれる。

$$\sum_{i \in D} z_i + \sum_{i \in C} \lambda(z_i) = 0 \dots\dots\dots (28)$$

$$-d + \sum_{i \in D} z_i^2 + \sum_{i \in C} z_i \lambda(z_i) = 0 \dots\dots\dots (29)$$

ニュートン・ラフソン法やその他の計算法を用いて推計値 $\hat{\mu}$ および $\hat{\sigma}^2$ を得ることができる。信頼区間については尤度比の分布から求めることができる²⁶⁾。

結婚市場参入の年齢 X が正規分布を持ち、参入後から結婚するまでの待ち時間 Y が指数分布を持つものと仮定した場合、結婚年齢 $X+Y$ の分布は X と Y との分布のたたみ込みで表される²⁷⁾。結婚年齢をすべてのサンプルについて観測できないデータについても同様の手続きで尤度関数を用いて λ, μ, σ を推定することが理論上可能である。

26) Lawless 前掲書 (注3) 233-237 ページ参照。

27) A. J. Coale and D. R. McNeil, "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriages in a Female Cohort", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 67, No. 340, 1972, pp. 743-749.

3. 比例ハザードモデル

ここではハザード率 $\lambda(t; \mathbf{x})$ が式(30)のように時間 t と説明変数 \mathbf{x} の関数で表されるものとする。

$$\lambda(t; \mathbf{x}) = \lambda_0(t) \cdot g(\mathbf{x}) \quad \dots\dots\dots (30)$$

$g(\mathbf{x}) = \exp[\mathbf{x}\beta]$ の場合、 λ を用いて生残関数と密度関数を表すとそれぞれ式(31)、式(32)となる²⁸⁾。

$$F(t; \mathbf{x}) = \exp \left[- \int_0^t \lambda_0(u) du \cdot \exp[\mathbf{x}\beta] \right] \quad \dots\dots\dots (31)$$

$$f(t; \mathbf{x}) = \lambda_0(t) \cdot \exp[\mathbf{x}\beta] \cdot F(t; \mathbf{x}) \quad \dots\dots\dots (32)$$

例えば、 T を結婚年齢、 X_1 を就学期間とし、回帰係数 β の推計値 $\hat{\beta}_1$ が統計的に有意で負であれば、教育水準が高ければ結婚年齢が高いことを示す。特性 \mathbf{X}_1 と特性 \mathbf{X}_2 を持つ二人の個人を較べた場合、両者のハザード比は

$$\frac{\lambda(t; \mathbf{x}_1)}{\lambda(t; \mathbf{x}_2)} = \frac{g(\mathbf{x}_1)}{g(\mathbf{x}_2)}$$

となり、 t にかかわらず一定である。この意味で式(30)のモデルは、通常、比例ハザードモデルとよばれる。式(30)において $\lambda_0(t)$ は β の推定において任意で特定される必要のない基準ハザード関数である。それは $\mathbf{x} = \mathbf{0}$ としたときのハザード率に等しい。関数 $g(\mathbf{x})$ には $\exp[\mathbf{x}\beta]$ が多く用いられる。特に、 $\lambda_0(t) = \lambda$ の場合には指数回帰モデル、 $\lambda_0(t) = \lambda p(\lambda t)^{p-1}$ の場合にはワイブル回帰モデルとよばれる。両モデルとも対数変換すると説明変数が線形関数で表され、最小値分布に従う誤差項を伴う対数線形モデルの形をしていることが示される。関数 λ_0 が指数回帰あるいはワイブル回帰モデルで与えられるものと仮定すると、尤度関数が定まり、回帰係数の最尤推計値が求まる。一方、 λ_0 が特定の関数で表されない場合においては、観察される結果が比例ハザードモデルに従う事象であってもそのデータから確率分布のパラメータを特定することができず、通常の尤度関数を求めることはできない。

通常の尤度関数を用いて回帰係数を推定するかわりに、それに代わる尤度関数がコックス等によって提唱されている²⁹⁾。それは式(33)で表される³⁰⁾。

28) ここでは、 $g(\mathbf{x}) = \exp[\mathbf{x}\beta]$ についてだけに限定している。さらに、

$$F = (F_0) \exp[\mathbf{x}\beta]$$

と表すと、 F の対数値の対数 $\ln(-\ln F)$ は

$$\ln(-\ln F) = \mathbf{x}\beta + \ln(-\ln F_0)$$

となる。生残確率の Product Limit 推定値と t とをプロットすると、 \mathbf{x} の値のグループによってほぼ平行な曲線となる。指数回帰モデルが該当する場合には平行な直線で近似される。

29) D. R. Cox, "Partial Likelihood", *Biometrika*, Vol. 62, 1975, pp. 269-276.

J. D. Kalbfleisch and R. L. Prentice, "Marginal Likelihoods based on Cox's Regression and Life Model", *Biometrika*, Vol. 60, 1973, pp. 267-279.

30) 式(33)では、時点において発生する事象(死亡)は一つに限られ、重複する場合(同時点における複数の死亡)を含まない。

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^k \frac{\exp[x_i \beta]}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp[x_l \beta]} \dots\dots\dots (33)$$

ここで、 $R(t_i)$ は時点 t_i のリスク集合（時点 t_i 直前まで生残し、時点 t_i までセンサーされないサンプルの集合）を示す。リスク集合 $R(t)$ が与えられ、死亡が時点 t で発生する場合にそれが i 番目の個人である確率は

$$\frac{\lambda(t | x_i)}{\sum_{l \in R(t)} \lambda(t | x_l)} = \frac{\exp[x_i \beta]}{\sum_{l \in R(t)} \exp[x_l \beta]}$$

与えられる。従って、式(33)は観察数 k の事象についてこのような確率の要素の積を求めた結果として「尤度」を規定している。

次に、より一般的に時点 t_i において発生する事象が重複する場合も含めた「尤度」関数は式(34)で近似される。

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^k \frac{\exp[S_i \beta]}{\left(\sum_{l \in R(t_i)} \exp[x_l \beta] \right)^{d_i}} \dots\dots\dots (34)$$

ここで、 d_i は時間 t_i における死亡数で、 S_i は d_i 人の個人の変数 x をたし合わせたものである。つまり、 D_i を時間 t_i で死亡する個人の集合とすると、 S_i は $S_i = \sum_{l \in D_i} x_l$ と表される。すべての d_i が1であれば、式(34)は式(33)に等しい。対数「尤度」関数は式(35)となり、この対数「尤度」を最大にする β を求めればよい。

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^k S_i \beta - \sum_{i=1}^k d_i \ln \left(\sum_{l \in R(t_i)} \exp[x_l \beta] \right) \dots\dots\dots (35)$$

各回帰係数についての偏微分は式(36)で与えられる。正規分布の場合と同様に推定値 $\hat{\beta}$ をニュートン・ラフソン法等で求めることができる³¹⁾。

$$\frac{d \ln L(\beta)}{d \beta_r} = \sum_{i=1}^k \left[S_{ir} - d_i \frac{\sum_{l \in R(t_i)} x_{lr} \exp[x_l \beta]}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp[x_l \beta]} \right] \dots\dots\dots (36)$$

4. 死因別ハザード関数 (Multiple Decrement 生命表の基礎)

最後に、事象が生じる原因（以下では死因と限定する）が複数存在する場合にハザード関数がどの

31) 推定値 β の標準誤差はフィッシャーの情報マトリックスから求められる。その他の β の仮説についての検定法も考案されている。注3) 前掲書および D. Clayton and J. Cuzick, "Multivariate Generalizations of the Proportional Hazards Model", *Journal of Royal Statistical Society, Series A*, Vol. 148, Part 2, 1985, pp. 82-117 参照。

ように応用できるかを考えよう。まず、死因 j のハザード関数を式(37)で示す。これは式(4)の確率をさらに限定して、死因が j であることを $J = j$ で表したものである³²⁾。

$$\lambda_j(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t, J = j | t \leq T)}{\Delta t} \dots\dots\dots (37)$$

死因が十分に区別できるものと仮定すると m の死因をもつ人口の全体のハザード率は次式のように個々のハザード率の和となる。二つの死因が重なる場合にはそれを新たに独立した死因と考える。

$$\lambda(t) = \sum_{j=1}^m \lambda_j(t)$$

全体の生残確率関数は

$$F(t) = \exp \left[- \int_0^t \lambda(u) du \right]$$

となり、各死因についての分布密度関数は

$$f_j(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t, J = j)}{\Delta t} = \lambda_j(t) \cdot F(t)$$

となる。この場合、尤度関数は比例ハザードモデルの場合と同様な手続きで

$$L = \prod_{i=1}^n \left\{ \lambda_{j_i}(t_i)^{\delta_i} \cdot \prod_{j=1}^m \exp \left[- \int_0^{t_i} \lambda_j(u) du \right] \right\}$$

に比例する。ここで j_i は i 番目の個人の死因を示しており、その他の死因による死亡をデータがセンサーされたものと同様に扱っている。

一方、Product Limit 推定値は

$$\begin{aligned} \hat{G}_j(t) &= \exp \left[- \int_0^t \lambda_j(u) du \right] \\ &= \prod_{i | t > t_i, J = j} \frac{n_i - d_{j_i}}{n_i} \end{aligned}$$

を与える。人口全体の生残確率の推定値は

$$\hat{F}(t) = \prod_{i | t > t_i} \frac{n_i - d_i}{n_i}$$

で与えられる。ここで死因 j についての生残確率は

32) より一般的に k の死因についてそれぞれ特定の生存期間 T_1, T_2, \dots, T_k があるとし、個人の生存期間がその最小値で定まる、つまり $T = \text{Min}(T_1, T_2, \dots, T_k)$ と仮定した分析も展開されている。この場合、現実に生じた死亡の死因についても確率分布を仮定するため、死亡年齢とセンサー時の年齢から死因別ハザード関数を特定することは困難となる。

$$\hat{F}_j(t) = \sum_{i | t \leq t_i, J=j} \frac{d_{ji}}{n_i} \hat{F}(t_i)$$

によって与えられる。ここで d_{ji} / n_i は、経験的ハザード率と考えることができる。これにより、 t 才以後に死因 j で死亡する確率

$$\Pr (J=j | t \leq T) = \frac{F_j(t)}{F(t)}$$

を計算したり、ハザード率のトレンドをグラフ化して $\lambda_j(t)$ に関するパラメトリックモデルの推定式を決定する方向性を摸索することができる³³⁾。

III 結びにかえて

近年、ハザード関数を用いた統計解析の例は文献のなかに数多く見うけられる。生命表を扱う人口学研究者にとってそれは対岸の火事のように感じられていたように思われる。しかし、人口事象が時間に依存する事象である以上、その分析がハザード関数を用いた統計解析からほど遠くない場所に位置することは当然のことである。さらにこれらと遠くない場所にマルコフ過程分析、Event History 分析、多次元人口理論が位置する。現在、人口学研究者に要求されている課題の一つである人口事象のタイミングの分析には、これらの理論や手法が不可欠となっている。

33) 競合する死因のなかで特定の死因がとり除かれた場合の生残確率を計算するためには、その特定の死因にあたるハザード率を 0 とし、その他の死因のハザード率を不変として計算されることが多い。しかし、より現実的な生残確率を求めるためには、死亡仮定に関する情報、特に死因間の関係や説明変数と死因との関係についての情報、が必要となる。

Hazard Function and Life Table : An Introduction to the Failure Time Analysis

Keiichiro MATSUSHITA and Hisashi INABA

Failure time analysis has become popular in demographic studies. It can be viewed as a part of regression analysis with limited dependent variables as well as a special case of event history analysis and multistate demography. The idea of hazard function and failure time analysis, however, is not properly introduced to nor commonly discussed by demographers in Japan.

The concept of hazard function in comparison with life tables is briefly described, where the force of mortality is interchangeable with the hazard rate. The basic idea of failure time analysis is summarized for the cases of exponential distribution, normal distribution, and proportional hazard models. Multiple decrement life table is also introduced as an example of lifetime data analysis with cause-specific hazard rates.

研究ノート

日本人の子供の性別選好について

坂井博通

はじめに

出生力に影響を及ぼす要因の1つとして子供の性別選好 (sex preference) の研究がある。発展途上国では強い男子選好が見られ、男子が生まれるまで子供を生み続けるというような現象が存在したし、今でも存在する。また、先進国でも男女同数ずつを欲するというバランス選好の存在が指摘されている¹⁾。

日本では、性別選好の研究は非常に少ない。しかし、人口動態社会経済面調査報告 (1965)²⁾では、現存子の性別パターン³⁾によって希望子供数が異なることが示されている。一人以上の追加出生を希望する割合は、夫は、mm型が54%、mf型が47%、fm型が45%、ff型が62%、妻の場合はmm型が44%、mf型が32%、fm型が28%、ff型が46%となっていて、夫の場合は男子選好とバランス選好、女子の場合はバランス選好のあることが示されている。

また、阿藤⁴⁾は現存の男女組み合わせ別に追加出生意欲を比較して、性別選好の出生力に及ぼす影響はほとんど無いことを見出している。

ところで、性別選好の研究は、子供の性別の希望や理想についての「態度」を示す指標と実際の出生という「行動」を示す指標を用いてなされているが、態度指標と行動指標で必ずしも同じ結果が得られているわけではない。たとえば、アメリカでは、態度指標によると男子選好が、行動指標によるとバランス選好が存在することが多く報告されている⁵⁾。

この態度指標と行動指標による結果の違いは、測定方法や測定対象の違いにもよるが、そもそも、態度指標の多くは妻による1個人の態度を示すものであるのに対して、行動指標は妻と夫の双方の意思決定の態度を示すものであることによるためと考えられる。

さて、日本では、研究自体が少ないこともさることながら、行動指標を用いた研究はほとんどなされていない。そこで、本研究は、日本人の性別選好の研究の一環として、行動指標を用いた検討を試みるものである。

1) Nancy Williamson, *Sons or Daughters : Cross-Cultural Survey of Parental Preference*, Sage Publications, 1976.

John Cleland et.al. "Preferences for the Sex of Children and Their Influences on Reproductive Behavior", *Comparative Studies Cross-National Summaries*, 27, 1983.

2) 厚生省大臣官房統計調査部、『人口動態社会経済面調査—出生—』, 1962.

3) 子供の男女児組み合わせを、出生の順に表記することにする。たとえば、第1子が男 (m)、第2子が女 (f)、第3子が男であるとmfm型と表す。

4) 阿藤 (『現代日本における出生予測の可能性』『人口問題研究』, 第149号, 1979年1月, pp.16-31.) は「結局、現代日本の夫婦については、少なくとも男児選好あるいは男女児混合選好は予定子供数に影響を与えるほどは強くはないと結論してよさそうである。」と述べ、また、阿藤 (『日本人の結婚と出産, 昭和57年, 第8次出産力調査, 第1報告書』1982, p14.) は「現存の男女児組み合わせ別に追加出生意欲を比べてもほとんど差がない。つまり、わが国の夫婦にとっては子供の数こそが問題であり、男女児の組み合わせはほとんど問題にされていないことが分かる。」と指摘している。

5) 注1の文献参照

1 方 法

行動指標による子供の性別選好研究は、パリティ拡大率の比較、出生性比から期待される男女児組合わせの期待値と実測値の比較、末子の性比と子供全体の性比の比較、男子出生後の出生間隔と女子出生後の出生間隔の比較などによって研究することができるとされる⁶⁾。本研究は、これまでもっとも多く用いられており、男子選好ばかりでなくバランス選好も確認できるパリティ拡大率を用いることにする。パリティ拡大率を用いて性別選好を解釈する際の仮定は、子供の性別パターンによって異なったパリティ拡大率が示されれば、夫婦に特徴的な性別選好があると考えられることである。たとえば、第1子性別パターン別パリティ拡大率について言えば、m型よりf型の率が大きければ、全体としては、女子選好よりは男子選好が多いと考えるということである⁷⁾。

データは、人口問題研究所が1985年に行った「家族ライフコースと世帯構造変化に関する調査」とし、すでに出生行動を終えていると考えられる40歳以上の妻がいる世帯の情報に関して分析を行う。世代により出生行動の違いが考えられるので、妻の年齢別に、子の性別パターンごとのパリティ拡大率の比較を用いて性別選好を検討する。

2 結 果

まず、第1子が男子であるか女子であるかによって、その後の出生行動に差があるか否かを見ると、60代は、第1子から第2、3、4子に進む確率はf型にやや多いものの、第2子を生む確率は、40代、50代、60代ともみな値はそれほど変わらない(表1)。これは第1子の性別によって出生行動は影響を受けることが少ないことを示すものと言えよう。これは、出生数の規範が性別選好より大きく効いているためであると思われる。

したがって、この結果だけから日本人の性別選好がないとは判断できない。むしろ、現在の出生規範と言われる時点(2子)までの子供の性別パターン別のパリティ拡大率の方が、性別選好の検討にはふさわしいかも知れない。そこで、2子のパリティ拡大率を計算した(表2)。

2子から3子に進む確率は、40代ではmm型が35%、mf型が30%、fm型が38%、ff型が39%となった。50代ではmm型が46%、mf型が41%、fm型が35%、ff型が49%と40代よりも大きな差が見られる。男子選好や女子選好というよりは、子供の性別が偏ると次の出生行動をとるバランス選好が多いことがうかがえる。しかし、60代ではmm型が73%、mf型が72%、fm型が77%、ff型が76%となっている。40代と50代より差が小さく、性別選好がないように見える。しかし、これは60代の出生規範が3人であったということが原因であるとも考えられる。したがって、60代に関しては、第3子までの出生子のパターンをつかって考察する必要がある。すると、第2子までが同じ条件であると、第3子が女子である場合は男子である場合よりも第3子を生む確率が大きいことがわかる($mmm=.47 < mmf=.65$, $mfm=.42 < mff=.55$, $fmm=.55 < fmf=.57$, $ffm=.60 < fff=.62$) (表3)。また、バランス選好を考察するために、男女子数別に集計すると、60代の場合には、バランス選好よりは、男子選好の方がより強いことが示唆された($3m=.47$, $2m1f=.53$, $1m2f=.58$, $3f=.62$) (表4)。

6) Gary McClelland, "Measuring Sex Preferences and Their Effects on Fertility", Bennett N.E. (ed.) *Sex Selection of Children*, Academic Press, 1983. pp.13-43.

7) Gary McClelland, "Determining the Impact of Sex Preferences on Fertility: A Consideration of Parity Progression Ratio, Dominance, and Stopping Rule Measures", *Demography* 16, 1979, pp.377-388. は、パリティ拡大率は、いろいろな性別選好があると性別パターンごとに差が検出されないことがあること。また、性別選好があるために産み止めてしまうことが検出されないことを欠点にもつという。

確かにその指摘は正しい。しかし、それは性別選好をパリティ拡大率のみで考えた場合に生じかねない弊害である。他の行動指標や態度指標と合わせ考えるならば、その欠点は補えるものであると考えられる。

表1 妻の年齢別第1子性別パターン別バリテイトイ拡大率

年齢	実数						累積実数					拡大率				
	1	2	3	4	5+	計	1+	2+	3+	4+	5+	1-2	1-3	1-4	1-5	
40-49	パターン	1	2	3	4	5+	計	816	707	230	35	6	0.87	0.28	0.04	0.01
	m	109	477	195	29	6	816	743	640	246	36	5	0.86	0.33	0.05	0.01
	f	103	394	210	31	5	743	1559	1347	476	71	11	0.86	0.31	0.05	0.01
	計	212	871	405	60	11	1559									
50-59	パターン	1	2	3	4	5+	計	672	577	251	58	17	0.86	0.37	0.09	0.03
	m	95	326	193	41	17	672	554	483	201	52	9	0.87	0.36	0.09	0.02
	f	71	282	149	43	9	554	1226	1060	452	110	26	0.86	0.37	0.09	0.02
	計	166	608	342	84	26	1226									
60-	パターン	1	2	3	4	5+	計	390	337	244	125	66	0.86	0.63	0.32	0.17
	m	53	93	119	59	66	390	353	318	244	141	74	0.90	0.69	0.40	0.21
	f	35	74	103	67	74	353	743	655	488	266	140	0.88	0.66	0.36	0.19
	計	88	167	222	126	140	743									

表2 妻の年齢別第2子性別パターン別パリティ拡大率

年齢	パターン	実数					累積実数				拡大率		
		2	3	4	5+	計	2+	3+	4+	5+	2-3	2-4	2-5+
40-49	mm	227	107	12	4	350	350	123	16	4	0.35	0.05	0.01
	mf	250	88	17	2	357	357	107	19	2	0.30	0.05	0.01
	fm	197	104	13	2	316	316	119	15	2	0.38	0.05	0.01
	ff	197	106	18	3	324	324	127	21	3	0.39	0.06	0.01
	計	871	405	60	11	1347	1347	476	71	11	0.35	0.05	0.01
50-59	mm	155	104	18	9	286	286	131	27	9	0.46	0.09	0.03
	mf	171	89	23	8	291	291	120	31	8	0.41	0.11	0.03
	fm	166	64	21	4	255	255	89	25	4	0.35	0.10	0.02
	ff	116	85	22	5	228	228	112	27	5	0.49	0.12	0.02
	計	608	342	84	26	1060	1060	452	110	26	0.43	0.10	0.02
60-	mm	49	60	33	40	182	182	133	73	40	0.73	0.40	0.22
	mf	44	59	26	26	155	155	111	52	26	0.72	0.34	0.17
	fm	41	61	36	40	178	178	137	76	40	0.77	0.43	0.22
	ff	33	42	31	34	140	140	107	65	34	0.76	0.46	0.24
	計	167	222	126	140	655	655	488	266	140	0.75	0.41	0.21

表3 妻の年齢60歳以上の世帯の第3子性別パターン別パリティ拡大率

パターン	実数				累積実数			拡大率	
	3	4	5+	計	3+	4+	5+	3-4	3-5
mmm	40	18	18	76	76	36	18	0.47	0.24
mmf	20	15	22	57	57	37	22	0.65	0.39
mfm	41	15	15	71	71	30	15	0.42	0.21
mff	18	11	11	40	40	22	11	0.55	0.28
fmm	35	21	21	77	77	42	21	0.55	0.27
mfm	26	15	19	60	60	34	19	0.57	0.32
ffm	24	17	19	60	60	36	19	0.60	0.32
fff	18	14	15	47	47	29	15	0.62	0.32
計	222	126	140	488	488	266	140	0.55	0.29

表4 妻の年齢60歳以上の世帯の男女子数別パリティ拡大率

男女子数	人 数				累 積 人 数			拡 大 率	
	3	4	5+	計	3+	4+	5+	3-4	3-5
3m	40	18	18	76	76	36	18	0.47	0.24
2m1f	96	51	58	205	205	109	58	0.53	0.28
1m2f	68	43	49	160	160	92	49	0.58	0.31
3f	18	14	15	47	47	29	15	0.62	0.32

3 考察と今後の課題

以上の結果は、日本の40代以上の夫婦には、出生に影響を及ぼす夫婦の性別選好が存在したことを示している⁸⁾。

では、現在、出産可能な夫婦が持つ、出生に影響を与えるような夫婦の性別選好は存在するのだろうか。阿藤の研究では存在しないとされる。しかし、その研究は妻の態度に基づいたものであるで、夫婦の態度までは推定できない。

一般に、夫の方が妻よりも多くの子供を希望し、理想とするということがあるので、夫に追加出生意欲を尋ねると性別選好の存在を確認できるかも知れない。また、子供数の希望が減少し、2人志向が強まったために、性別選好が追加予定子供数には表われにくくなっている可能性も考えられる。さらに、Coombs & Fernandez⁹⁾は、夫婦の性別選好の一致度は小さいと述べている。もしそれが正しいならば、その結論は、夫婦それぞれに性別選好を尋ねるばかりでなく、夫婦の性別選好を尋ねるという問いをなしてはじめて解決されると考えられる。

性別選好の直接的な態度測定ではないが、有効な情報を提供すると思われる統計数理研究所の調査¹⁰⁾を見てみよう。その調査の間「もういちど生まれ変わるとしたら、あなたは男と女の、どちらに、生まれてきたいと思いますか?」に対して、女子は1958年には、「男に生まれてたい」が64%、「女に生まれてたい」が27%であったのが、「男に生まれてたい」は徐々に減少し、他方、「女に生まれてたい」は徐々に増加し、1978年には「男に生まれてたい」が42%、「女に生まれてたい」が53%となっている。しかし、20代の女子は、一般的な女子の傾向とは異なり、1973年、1978年には「男に生まれてたい」とする者の割合が増加している。他方、男子の場合には、1958年から1978年まで変わらずにほとんど90%が「男に生まれてたい」と答えている。出生行動が夫婦の意思決定によるとするならば、以上のことから、夫婦の男子選好は減少しているが、依然として出生に影響を与えている可能性のあることが示唆される。

ところで、現在の研究は、男女の産み分けが不可能であることを前提になされているし、夫婦も可能でないとして子供数や性別選好の決定を行っている。しかし、産み分けが可能になり、性別を夫婦が自由にコントロールできるようになると、出生行動の意思決定過程は現在とは全く異なったものになる可能性は大きい。その際は、個人の態度が非常に大きな要因になると考えられ、性別選好研究の意義は大きくなると言える。その意味でも夫婦の性別選好の形成過程の研究が大きな課題と言えよう。

8) 夫の選好や妻の選好とは別の夫婦の選好も考慮する必要があると考えられる。

9) L. C. Coombs and D. Fernandez, "Husband-Wife Agreement About Reproductive Goals", *Demography* 15, 1978, pp.57-73.

10) 統計数理研究所国民性調査委員会『第4 日本人の国民性調査』, 出光書店, 1982, pp.104-115.

将来人口推計の推計精度について

阿藤 誠・池ノ上正子

1. はじめに

将来人口推計ないし人口予測の性格についてはいくつかの考え方がありうる。かりに推計をコーホート要因法で行うとすると、出生率、死亡率、人口移動率に関して何らかの仮定（将来の見通し）をたてる必要がある。推計の性格はその仮定のたて方で決まってくる。

まず仮定の設定に際して政策担当者の政策目標あるいは価値目標を含めるか否かにより、推計は計画推計（主観推計）と非計画推計（客観推計）とに分けられる。後者はさらに予測の要素がどの程度あるかによって延長投影（projection）と予報（forecast）に分られる。このうち延長投影は、過去の趨勢を機械的に将来に延長した推計であり、各要因について複数の分かれ道を想定するとき、シナリオ型推計とも呼ばれよう。一方、予報は各要素について、将来最も起こりうる状態を想定して仮定をたてる¹⁾。

具体的な将来人口推計（とくに公的な推計）は以上の分類軸に沿ったいずれかのタイプというよりも、多かれ少なかれ政策的ないし価値的要素ならびに予報的要素を含んだ混合物と考えられる。本研究所の最新の将来人口推計（昭和61年12月推計²⁾）を例にとれば、中位推計についてみても1985年の基準年次に近い程予報的要素が強いが、先になればなるほど予報的色彩が薄れ、延長投影的色彩が強くなるものと考えられる。また出生率については、高位、中位、低位の仮定を設定しており、この点ではシナリオ型推計の性格をもつ。さらにその推計で参考推計として扱われた2025～2085年については、出生率はその60年間で人口置き換え水準まで上昇すると仮定した推計となっており、この点では価値的要素を含めた推計といえなくもない。

さて、将来人口推計がたんなる計画推計でも延長投影でもなく、いささかでも予報的要素をもつものとする、それがどの程度当たるかということが問題となる。例えば前述の推計において、10年後の1995年について推計された総人口の推計精度（かりにそういうものが考えられるとすれば）はどの程度のものであろうか。言い換えると、そこで予測された1995年の総人口の推計誤差はどの程度といえるのであろうか。以下ではこの問題に対するキーフィッツ（N. Keyfits）の考え方³⁾を紹介し、それに依拠して本研究所の最新の将来人口推計（昭和61年12月推計）の推計精度というものを考えてみたい。

2. キーフィッツの考え方

人口予測は統計学における確率モデルに則して行われるものではない。したがって理論上は、予測の誤差を確率モデルに基づいて計算し、信頼区間を推定することは出来ない。しかしながら、人口予測においては、過去の推計の予測値（例えば1970年推計における1985年の人口予測値）と実績値

1) 将来人口推計の性格づけについては、浜英彦、「地域人口予測の性格と推計方法」、『人口問題研究』、第155号（昭55.7）、21～46頁。

2) 厚生省人口問題研究所『日本の将来推計人口—昭和60年～100年（101年～160年参考推計）—（昭和61年12月推計）』昭和62年2月。

3) Keyfitz, N., "The Limits of Population Forecasting", N. Keyfitz, Population Change and Social Policy, Abt Books, 1982, pp.184-200.

(1985年の人口センサスに基づく総人口)との対応関係を観察することができる。これを利用して、将来の予測値(1985年時点における2000年の人口)の精度を測定しようというのがキーフィッツの考え方である。

問題は「(例えば)1985年時点において、15年後の予測人口をどの程度の精度をもって予測できるか」ということであり、それを統計学における推定の問題と同様に「15年後の日本人口(真の値 P) が P_1 と P_2 の間に入る確率は $2/3$ 」という形で考えることが可能か否かということである。

そのために、まずある国について過去に行われた人口予測(例えば1970年推計)における基準年次の人口から x 年後の予測人口(例えば15年後の1985年推計人口)までの推計年平均人口増加率 (r_i) を計測する。つぎに1970~1985年の実際の年平均人口増加率 (R_i) を計測し、推計増加率と実際増加率の差 ($r_i - R_i$) を推計誤差 (d_i) とする。

1国についての1回の推計でも、現在までに複数時点の予測人口があれば、各々について推計誤差を計算できる。また1国について過去複数回の推計が行われていれば、各回の推計ごとに複数の推計誤差が計算できる。さらに複数の国を考えれば、さらに多くの推計誤差を計算できる。ここで、過去の推計の予測値と実績値の差 (d_i) に関する母集団を考える。そして、ある国の1回の推計における1期間の予測値と実績値の推計誤差 (d_i) をそのまま標本平均とみなす。過去の推計に基づいてこれらの標本を多数集めることによって、 d_i の標本分布が得られる。いま d_i の標本分布の平均が母集団の平均と一致するとすれば、標本分布の標準偏差、すなわち

$$SD = \sqrt{\text{Var}(\bar{d})} = \sqrt{\frac{\sum (d_i - \bar{d}_i)^2}{n}}$$

によって推計誤差のバラツキを表現できる。また d_i の標本分布の平均が母集団の平均と一致しない場合には、

$RMSE$ (root mean square error 平均2乗誤差の平方根)

$$\begin{aligned} &= \sqrt{\text{Var}(\bar{d}) + \text{Bias}^2} = \sqrt{\frac{\sum (d_i - \bar{d}_i)^2}{n} + (\bar{d}_i - 0)^2} \\ &= \frac{\sum d_i^2}{n} \end{aligned}$$

によって推計誤差のバラツキを表現できる⁴⁾。

キーフィッツは、推計誤差には標本誤差のみならず非標本誤差が伴うと考え、推計誤差のバラツキを表現するには $RMSE$ の方が望ましいと考える。このようにして過去の推計と実績との対応関係から計測される $RMSE$ を、かりに推計担当者がどのような努力をしても常に起こりうる推計誤差のバラツキの大きさと考え、現在から将来にかけての人口推計においても、その程度のズレは覚悟せざるをえないということになる。

かくして、過去の推計から計測された推計誤差を E 、1985年の人口を P_0 、15年後の2000年人口を P_{15} 、1985~2000年の推計年平均人口増加率を r とすると、「 P_{15} が $P_0 e^{15(r+E)}$ と $P_0 e^{15(r-E)}$ の間に入る確率は $2/3$ 、 $P_0 e^{15(r+2E)}$ と $P_0 e^{15(r-2E)}$ の間に入る確率は 95% 」という言い方が可能になる。

4) 標本分布の標準偏差ならびに $RMSE$ に関しては Leslie Kish, Survey Sampling, John Wiley and Sons, 1965.

3. 国連推計と米国の推計

キーフィッツは、国連が1958年、1963年、1968年に実施した世界各国の将来人口推計の中位推計値 (medium variant) に基づく推計誤差から *RMSE* を計測し表1の結果を得た。この表から国連による世界各国の将来人口推計について次のことが言える。

表1 三時点における、国連による各国の将来人口推計に基づく年平均人口増加率の *RMSE*

年次	推計期間	人口増加率の水準			
		緩	中	急	合計
1958年	1955～60年	0.320	0.555	0.793	0.589
	1955～65	0.338	0.545	0.713	0.553
	1955～70	0.323	0.534	0.698	0.541
	1955～75	0.310	0.538	0.691	0.536
	合計	0.323	0.543	0.725	0.555
1963	1960～65	0.236	0.421	0.527	0.413
	1960～70	0.248	0.447	0.487	0.408
	1960～75	0.250	0.481	0.596	0.465
	合計	0.245	0.450	0.539	0.429
1968	1965～70	0.298	0.359	0.398	0.354
	1965～75	0.245	0.418	0.390	0.359
	合計	0.273	0.390	0.394	0.357
合計		0.288	0.478	0.604	0.476

資料) Table 3 in Keyfitz, N., "The Limits of Population Forecasting," N. Keyfitz, *Population Change and Social Policy*, Abt Books, 1982, pp. 184-200.

- (1) 推計時点が新らしくなるほど *RMSE* が小さくなっているところからみて国連の人口推計の精度は最近になるほど向上している。
- (2) いつの時点でも、人口増加率の小さい諸国 (先進諸国) ほど *RMSE* が小さいところからみて、人口増加率が小さいほど推計の精度が良い。
- (3) 推計の時点、人口増加率の大きさに関わりなく、推計期間と *RMSE* との間には明瞭な関係がみられない。

一方、米国のセンサス局では、1983年の将来人口推計において、キーフィッツの方法を用いて、過去20年間の米国の将来人口推計の中位推計値に基づく *RMSE* を計測している (表2)⁵⁾。これによると、国連推計の場合とは異なり、推計期間が長くなるほど *RMSE* が大きくなり、推計の精度が低下する傾向がみられる。

また表2の(2)、(3)欄は、米国の1983年推計における推計期間別年平均人口増加率の高位推計と中位推計の差、中位推計と低位推計の差を示したものである。これらの値が推計期間別 *RMSE* の値に比較的近似しているところから、キーフィッツの考え方に従う限り、「将来人口が高位と低位の間に入る確率は2/3」という表現が一応可能である。

4. 日本の推計

厚生省人口問題研究所が過去に実施、公表した将来人口推計は、昭和30年12月推計から昭和56年11

5) U. S. Dept. of Commerce, Bureau of the Census, *Projections of the Population of the United States, by Age, Sex and Race: 1983 to 2080*, 1984.

月推計まで最新の推計を除いて8回にすぎない⁶⁾。標本としてはやや物足りないが、この8回の推計の推計期間1～10年各年と15年について計算された推計年平均増加率 (r_i)、対応する期間の実際の年平均増加率 (R_i)、両者の差 (d_i) を表3に示す。表4は、(1)欄に推計期間別の d_i の算術平均、(2)欄に $RMSE$ 、(5)欄には最新の推計(昭和61年12月推計)の高位と中位の年平均増加率の差、(6)欄には同じく中位と低位の年平均増加率の差を示してある。

表3の推計誤差 (d_i) のうち、第IV回の10年目(昭和37～47年)、15年目(昭和35～50年)と第V回の4～8年目(昭和43～47—51年)の d_i が他に比べて大きいのは、この推計期間内に沖縄の返還があったためである。そこで表4の(3)、(4)欄にはこの時期に沖縄返還がなかったと仮定した場合の d_i を別途計算し、これを表3の該当年次のデータと置き換えて計算した d_i の平均値と $RMSE$ を掲げてある。

表4の $RMSE$ をみると、全体として、キーフィッツが国連推計について計測した $RMSE$ はもちろん、米国の推計の $RMSE$ よりも小さい。このことから、わが国の将来人口推計の精度は国連推計あるいは米国の推計の精度よりも高いと言えそうである。

表4の $RMSE$ を推計期間別にみると、全体として推計期間が長いほど $RMSE$ が大きくなる傾向がある(とくに沖縄返還がなかったと仮定した場合の $RMSE$ の傾向は一貫している)。これは前述の米国の例と一致しており、推計期間が長くなるほど将来人口推計の精度が悪くなるものと解釈できる。

米国の場合とは異なり、表4の(5)、(6)欄の値(すなわち高位と中位の差、中位と低位の差)は(2)または(4)欄の $RMSE$ をかなり下回る。かりに最新の推計が過去8回の推計と同程度の推計誤差をもつとすると、将来人口が高位と低位に入る確率は2/3をかなり下回ることになる。したがって、純粋に過

表2 米国において過去20年間に実施された将来人口推計に基づく年平均人口増加率の $RMSE$ 、ならびに1983年推計における高位と中位、中位と低位の年平均人口増加率の差 (%)

推計期間	(1) $RMSE$	(2) 高位と 中位の差	(3) 中位と 低位の差
1年	0.10	0.17	0.12
2	0.12	0.18	0.15
3	0.16	0.20	0.17
4	0.21	0.22	0.19
5	0.21	0.24	0.21
6	0.26	0.25	0.23
7	0.28	0.25	0.26
15	*0.33	0.33	0.31
25	*0.33	0.34	0.41
50	*0.33	0.60	0.65
100	*0.33	0.66	0.71

注) *印は過去20年間に実施されたすべての推計から得られた全データに基づく $RMSE$ 。

資料) Table N in US. Bureau of the Census, *Projections of the United States: 1983 to 2080, 1984.*

6) 人口問題研究所は昭和30年以前にも何回かの将来人口推計を実施したようであるが、現在必ずしも公表資料として残っていない。そこでここでは公表資料として入手可能な昭和30年以降8回の将来推計人口を分析の対象としてとりあげた。各回の資料は以下の通りである。

第I回、上田正夫・山口喜一、「推計将来人口(昭和25～40年)」、『人口問題研究』、第62号(1955.12)

第II回、『男女年齢別推計人口(昭和32年5月1日推計)』、研究資料第118号(1959.2.10)

第III回、『男女年齢別推計人口(昭和35年6月1日推計)』、研究資料第138号(1960.8.1)

第IV回、『男女年齢別将来推計人口(昭和39年6月1日推計)』、研究資料第159号(1964.6.1)

第V回、『男女年齢別将来推計人口(昭和44年8月推計)』、研究資料第192号(1969.9.1)

第VI回、『日本の将来推計人口(昭和50年2月推計)』、研究資料第208号(1975.2.15)

第VII回、『日本の将来推計人口(昭和51年11月推計)』、研究資料第213号(1976.11.20)

第VIII回、『日本の将来推計人口(昭和56年11月推計)』、研究資料第227号(1982.4.1)

表3 人口問題研究所による第Ⅰ～Ⅷ回の将来人口推計に基づく推計期間別推計年平均人口増加率($r\%$), 同推計期間における実際の年平均人口増加率($R\%$), ならびに推計誤差($d=r-R$)

基準年次 からの年数	各 回 推 計 (カッコ内は基準年次)							
	第Ⅰ回 (昭25)	第Ⅱ回 (昭30)	第Ⅲ回 (昭33)	第Ⅳ回 (昭37)	第Ⅴ回 (昭43)	第Ⅵ回 (昭48)	第Ⅶ回 (昭50)	第Ⅷ回 (昭55)
(1)推計に基づく年平均人口増加率($r\%$)								
1年	1.6368	1.0895	1.0133	0.9659	1.1384	1.2687	1.0036	0.6853
2	1.5689	1.0277	1.0183	0.9638	1.1387	1.2670	0.9793	0.6522
3	1.5013	0.9812	1.0144	0.9584	1.1377	1.2627	0.9807	0.6225
4	1.4853	0.9377	1.0016	0.9514	1.1402	1.2472	0.9849	0.5954
5	1.4070	0.8972	0.9834	0.9501	1.1429	1.2249	0.9813	0.5708
6	1.3412	0.8604	0.9618	0.9542	1.1474	1.1987	0.9682	
7	1.2830	0.8269	0.9371	0.9624	1.1521	1.1729	0.9497	
8	1.2311	0.8015	0.9154	0.9697	1.1570	1.1482	0.9291	
9	1.1834	0.7826	0.8991	0.9737	1.1553	1.1232	0.9083	
10	1.1382	0.7676	0.8883	0.9763	1.1466	1.0979	0.8884	
15	0.9771	0.7282	0.9024	0.9729	1.0666			
(2)実際の年平均人口増加率($R\%$)								
1	1.5989	0.9986	0.9479	1.0192	1.1822	1.3374	1.0256	0.7014
2	1.5432	0.9168	0.8921	1.0403	1.1651	1.2831	0.9841	0.6927
3	1.4814	0.9173	0.9030	1.0663	1.2316	1.1973	0.9540	0.6829
4	1.4700	0.9250	0.9132	0.9926	1.4995	1.1336	0.9241	0.6690
5	1.4097	0.9072	0.9344	1.0270	1.4782	1.0856	0.8945	0.6698
6	1.3412	0.9102	0.9555	1.0435	1.4547	1.0437	0.8623	
7	1.2689	0.9150	0.9788	1.0633	1.4224	1.0055	0.8368	
8	1.2251	0.9280	0.9529	1.0739	1.3728	0.9675	0.8151	
9	1.1943	0.9428	0.9764	1.1062	1.3250	0.9360	0.7943	
10	1.1585	0.9604	0.9914	1.2259	1.2819	0.9087	0.7822	
15	1.1101	0.9997	0.9997	1.2058	1.0985			
(3)推計誤差($d=r-R$)								
1	0.0378	0.0909	0.0653	-0.0533	-0.0438	-0.0687	-0.0221	-0.0161
2	0.0256	0.1110	0.1262	-0.0764	-0.0264	-0.0160	-0.0048	-0.0405
3	0.0199	0.0639	0.1114	-0.1079	-0.0939	0.0654	0.0267	-0.0604
4	0.0153	0.0127	0.0884	-0.0411	-0.3594	0.1136	0.0609	-0.0736
5	-0.0027	-0.0101	0.0490	-0.0768	-0.3352	0.1393	0.0868	-0.0990
6	0.0000	-0.0497	0.0063	-0.0893	-0.3074	0.1550	0.1059	
7	0.0141	-0.0881	-0.0417	-0.1010	-0.2703	0.1674	0.1129	
8	0.0060	-0.1265	-0.0374	-0.1042	-0.2159	0.1807	0.1140	
9	-0.0109	-0.1602	-0.0773	-0.1325	-0.1697	0.1872	0.1141	
10	-0.0203	-0.1927	-0.1031	-0.2496	-0.1353	0.1892	0.1062	
15	-0.1331	-0.2715	-0.0974	-0.2329	-0.0319			

注) 1. 基準年次は、筆者の判断で実質的な基準年次を採用したため各回推計のそれとは必ずしも一致しない。
2. 推計期間の制約から、第Ⅲ回の15年目は昭和30～45年、第Ⅳ回の15年目は昭和35～50年について計測した。

資料) 注(6)文献。

去の推計の経験に基いて新しい推計を行うとすると、中位推計と高位推計あるいは低位推計との幅をRMSE程度になるようにすることが望ましいということになる。最新推計も含めてわが国の公式推計では、国連や米国などに比べて出生率の高位と低位の仮定の幅はかなり小さく、しかも生残率は一通りの仮定しか設定していない。キーフィットの論法に従って考えるならば、今後の推計にあたって、少なくとも生残率に高位、低位の仮定を設定し、出生率と生残率の仮定を組み合わせることによって、推計人口自体の高位と低位の幅を広げた方が望ましいということになる。

表4 推計誤差の算術平均と $RMSE$, ならびに最新推計 (昭和61年12月推計)
の高位と中位, 中位と低位の年平均人口増加率の差

推計期間	(1) 推計誤差 (d_i) の算術平均 (a)	(2) d_i の $RMSE$ (a)	(3) d_i の算術平均 (b)	(4) d_i の $RMSE$ (b)	(5) 高位と中位の 年平均人口 増加率の差	(6) 中位と低位の 年平均人口 増加率の差
1年	-0.0012	0.0550	-0.0012	0.0550	0.0197	0.0197
2	0.0123	0.0683	0.0123	0.0683	0.0229	0.0233
3	0.0031	0.0758	0.0031	0.0758	0.0260	0.0263
4	-0.0229	0.1419	0.0054	0.0788	0.0293	0.0293
5	-0.0311	0.1403	-0.0082	0.0924	0.0325	0.0327
6	-0.0256	0.1415	-0.0036	0.0994	0.0350	0.0319
7	-0.0295	0.1382	-0.0104	0.1064	0.0386	0.0323
8	-0.0262	0.1312	-0.0094	0.1093	0.0431	0.0338
9	-0.0356	0.1343	-0.0206	0.1205	0.0485	0.0361
10	-0.0579	0.1585	-0.0315	0.1321	0.0479	0.0482
15	-0.1534	0.1767	-0.1286	0.1618	0.0592	0.0598

注) (3), (4)欄は, 表3のデータ中, 第IV回の10, 15年目, 第V回の4~8年目について, 沖縄の人口を除いて計算された R_i を用いて d_i を求めた場合.

最近の世帯主率変動の要因

廣 嶋 清 志

I. はじめに

1. 意義・目的

1975年から1985年にかけてわが国の世帯形成の動向に大きな変化が現れた。従来、世帯の増加は人口増加によるだけでなく世帯形成の動向つまり性・年齢別世帯主率の上昇によって増加してきたが、1975年以後、世帯形成の動向はむしろ減少方向に転じ世帯増加はもっぱら人口増加によってもたらされたといえる(表1)¹⁾。こうした世帯形成の全般的な減退傾向の中心になっているのが男子20、30歳代の若年齢における世帯主率の低下である。逆に、男子60、70歳代の高年齢で世帯主率は上昇しているが若年層の傾向を打ち消すほど重み(人口)は持っていない。世帯主率のこの2つの傾向は1980年国勢調査の結果ですでに現れており今後も継続することが推定されていたが¹⁾、85年国勢調査の結果が昨年11月発表になり、よりはっきり確認された(表2)。この世帯主率の変動がどのようにしてもたらされているのか、したがって今後どの程度継続するものと考えられるのかを研究することは、世帯数の推計にとっても重要な課題といえよう²⁾。

1975年から1985年にかけてわが国の世帯形成の動向に大きな変化が現れた。従来、世帯の増加は人口増加によるだけでなく世帯形成の動向つまり性・年齢別世帯主率の上昇によって増加してきたが、1975年以後、世帯形成の動向はむしろ減少方向に転じ世帯増加はもっぱら人口増加によってもたらされたといえる(表1)¹⁾。こうした世帯形成の全般的な減退傾向の中心になっているのが男子20、30歳代の若年齢における世帯主率の低下である。逆に、男子60、70歳代の高年齢で世帯主率は上昇しているが若年層の傾向を打ち消す

表1 人口と世帯主率による普通世帯数の算出 (千世帯)

世帯主率	人 口		
	1975	1980	1985
前年次	(1970) 30,347	(1975) 34,134	(1980) 36,789
当年次	(1975) 31,311	(1980) 34,105	(1985) 36,493
次年次	(1980) 31,319	(1985) 33,756	(1990) -

() 内は世帯主率の年次、人口および世帯主率はそれぞれ性・年齢5歳階級別であって、世帯数はこれらの積和として算出される。なお、当年次のものは実績値と一致すべきであるが、年齢不詳人口などにより若干ずれ、実績値は各年、31,271、34,106、36,478千世帯。

1975年人口にあとの年次の世帯主率を適用すると世帯数はわずかに増加するのに対して、1980年人口、1985年人口についてはあとの年次の世帯主率ほど世帯数が減少する。つまり、おおむね1980年以後の世帯主率は、世帯数減少の効果をもつといえてよい。

資料) 各年国勢調査。

1975年人口にあとの年次の世帯主率を適用すると世帯数はわずかに増加するのに対して、1980年人口、1985年人口についてはあとの年次の世帯主率ほど世帯数が減少する。つまり、おおむね1980年以後の世帯主率は、世帯数減少の効果をもつといえてよい。

本稿は、1975、80、85年の厚生行政基礎調査原票テープの再集計を行い男子の世帯主率の変動を年齢、配偶関係、親と子の同居などの人口学的要因から分析したものである。

1) くわしくは、下記参照。

廣嶋清志・山本千鶴子、「世帯数推計の研究」、『人口問題研究』、第179号、1986年7月、p.60-70。

厚生省人口問題研究所、「世帯数推計の研究」、特別研究報告資料、1986年3月。

2) 元来、世帯主という状態は単に調査対象世帯の申告によるもので、通常的人口学的状態とはかなり性格が異なるが、その統計の安定性が知られていて主として世帯数推計のために利用されている。

表2 年齢、配偶関係別男子の普通世帯の世帯主率*

(%)

年齢	総数			有配偶			未婚			死離別		
	1975	1980	1985	1975	1980	1985	1975	1980	1985	1975	1980	1985
15 - 19	4.1	4.9	4.5	56.4	68.8	68.2	3.9	4.7	4.3	36.7	54.0	50.3
20 - 24	25.5	26.7	26.3	77.8	75.9	74.0	18.4	22.1	22.4	41.4	48.5	43.3
25 - 29	51.8	48.4	45.3	77.6	76.3	75.5	24.3	25.8	25.9	45.2	49.2	47.0
30 - 34	76.5	70.5	65.7	83.4	80.1	78.0	37.2	36.7	35.7	57.7	57.0	54.9
35 - 39	83.9	83.6	77.9	87.0	87.4	83.8	40.4	47.2	45.8	63.9	69.0	64.8
40 - 44	88.3	88.3	87.2	90.6	90.8	90.4	39.0	47.2	53.8	70.4	73.9	75.7
45 - 49	92.0	91.7	90.9	93.8	93.7	93.3	39.1	45.6	52.9	75.3	77.7	79.7
50 - 54	94.2	94.2	93.5	95.8	95.8	95.5	38.5	44.2	50.2	77.7	80.8	81.9
55 - 59	94.7	94.7	94.8	96.8	96.3	96.5	36.4	41.8	47.5	78.8	81.0	82.8
60 - 64	91.5	91.4	92.0	93.6	93.2	93.7	32.6	37.6	44.0	73.7	76.2	79.1
65 - 69	83.3	85.7	86.8	86.5	88.2	89.0	27.5	33.8	38.7	63.2	67.4	71.1
70 - 74	67.8	74.3	78.9	73.1	78.4	82.2	23.2	30.0	33.8	48.0	55.0	60.2
75 - 79	53.9	59.6	67.0	61.3	65.9	72.3	22.4	30.6	31.7	37.1	41.8	48.5
80 - 84	41.7	46.8	52.5	51.5	55.9	60.9	25.2	30.8	29.2	28.4	32.1	36.1
85以上	31.7	34.5	38.4	47.2	48.7	51.6	26.4	29.4	26.2	21.2	23.8	26.4

* 分母は各年齢・配偶関係別人口、分子はそのうち普通世帯の世帯主である人口。
資料) 各年国勢調査。

2. 資料

本研究で用いた厚生行政基礎調査は各年の標本数約30万人の全国調査であるが、国勢調査との間で対象とする世帯の範囲に若干のずれがある³⁾。すなわち、前者は施設に收容されている人口を調査対象に含んでおらず、逆に、国勢調査でいう普通世帯以外に一人の準世帯をその対象に含んでいる。したがって、厚生行政基礎調査では人口のうち世帯主である割合つまり世帯主率はその分母人口が小さく、かつその世帯主人口の分子が大きくなる分だけ国勢調査の普通世帯の世帯主率より高くなる。表3は厚生行政基礎調査による世帯主率である。国勢調査の結果と較べて、上記のように少々高く、とくに30歳未満の若年齢における世帯主率がやや高くなっている。これは1人の準世帯が若年で多いためであるといえる。しかし、1975-85年にかけて厚生行政基礎調査による世帯主率が男子20-39歳で低下、65歳以上で上昇している傾向は総数においても有配偶においても国勢調査と全く同様に観察できる。したがって、厚生行政基礎調査による世帯主率の動向を分析することは、国勢調査による世帯主率の動向の背景を知るためにも十分に有効であるといえる。

一般に、親と子の同居に関する統計は世帯の種類別の統計で代用されることが多く、それを直接に集計したものは全国的な大調査ではほとんどないといってよい⁴⁾。今回の研究では世帯内の各人の「世帯主との続き柄」によって逐一親子関係を判別した。したがって、この方法によれば親子関係は世帯類型によるよりはより完全に明らかにされるが、世帯主との続き柄のカテゴリー区分が粗く、世帯内の構成が複雑な場合、その続き柄によっては親子関係が明らかにならない場合もある。たとえば、1975年には「世帯主の兄弟姉妹」の区分がないので、それと世帯主の親が同居していた場合に親子関係として判別できない。

3) くわしくは、たとえば下記参照。

山本千鶴子、「わが国の世帯統計」、『人口問題研究』、第151号、1979年、p.63-72。

総理府統計局（伊藤達也）、『我が国の世帯構成とその変動』、(昭和55年国勢調査モノグラフシリーズ No. 9)、日本統計協会、1984年5月。

4) 厚生行政基礎調査で高齢者の子との同居率のみ1980年以後集計されている。

表3 年齢、配偶関係別男子の世帯主率

(%)

男子の 年 齢	総 数			有 配 偶			未婚(-49歳), 死離別(50歳-)		
	1975	1980	1985	1975	1980	1985	1975	1980	1985
15-19	11.7	12.4	7.9	63.9	76.2	(52.0)	11.6	12.3	7.8
20-24	37.0	33.7	30.0	75.1	72.6	72.6	31.6	30.6	26.5
25-29	56.4	51.6	49.9	74.6	73.5	73.3	35.5	33.3	34.3
30-34	76.9	72.1	67.4	81.4	79.4	76.8	43.5	42.5	41.7
35-39	84.1	84.2	79.5	86.1	86.5	84.1	47.1	54.5	48.8
40-44	89.1	90.1	88.9	90.2	91.2	90.5	51.6	63.4	62.5
45-49	93.3	93.6	93.1	94.0	94.4	94.0	60.5	62.1	66.4
50-54	96.5	96.2	95.8	97.1	96.9	96.5	92.3	88.9	94.9
55-59	97.1	96.7	96.6	97.7	97.2	97.1	90.0	92.6	93.7
60-64	94.2	94.3	94.6	95.4	95.3	95.5	81.6	82.3	87.8
65-69	85.4	88.4	89.4	87.8	90.0	90.3	70.0	73.3	79.9
70-74	71.2	77.0	83.2	75.1	80.1	86.3	55.1	60.0	64.1
75-79	58.3	63.1	72.0	64.5	68.6	76.2	42.4	47.7	54.8
80-84	45.8	52.2	55.0	56.2	62.4	60.1	28.9	35.9	43.8
85以上	34.3	37.3	47.8	48.3	49.1	58.8	22.9	27.4	37.4

世帯主率の分母はすべて100人を越える。ただし〔 〕は97人における世帯主率。
出所)厚生行政基礎調査原票による。以下すべて同じ。

3. 世帯主率の分解

従来、世帯主率は年齢別に加えて配偶関係別にも観察されてきた。子が結婚によって独立して世帯を構えたり、配偶者と死別した親が子と同居したりするように、世帯主率は配偶関係との関わりが強いからである。しかし、わが国においては結婚、即、親との別居を意味せず、少なからぬ若夫婦が親と同居する。その場合に子の世帯主率は当然低くなる。親から見てもほぼ同様である。そこで世帯主率は配偶関係別だけでなく、親や子との別居・同居の別に観察することが必要である。したがって、ここでは世帯主率を配偶者の有無、親または子との別居・同居の別を組み合わせて4つに区分して観察することにする。性・年齢別の世帯主率 h はこれによってつぎのように表わすことができる。

$$h = m(1 - c_m) h_{mn} + m c_m h_{mc} + (1 - m)(1 - c_u) h_{un} + (1 - m) c_u h_{uc} \dots\dots\dots [1]$$

ただし、 m は有配偶率、 c_m 、 c_u はそれぞれ有配偶および無配偶の者の親(子)との同居率、 h_{mn} 、 h_{mc} 、 h_{un} 、 h_{uc} は有配偶・別居、有配偶・同居、無配偶・別居、無配偶・同居の世帯主率である。なお、別居はここでは同居でないことを意味し、同居する相手の有無を問題にしていない。いわば非同居である。

ここで、親子同居に対し配偶関係が先行していることに注意されたい。なぜなら、親子同居が配偶関係に影響するというより、配偶関係が親子同居に影響する度合いの方がはるかに大きいといえるからである。(このことは別居・同居別有配偶率の差より配偶関係別同居率の差の方が大きいことによって確かめられる。)とはいえ、世帯主率に対しては配偶関係よりも親子同居か否かの方がより強い影響を及ぼすことは当然である(表7, 8参照)。以下では、世帯形成の主要傾向を決める男子世帯主率の動きを[1]式の流れにそって分析することにする。

II. 結果と考察

1. 有配偶率の動向

表4のように有配偶率は晩婚化により若年で低下する一方、高年齢で上昇している。高年齢における上昇は明らかに配偶者つまり女子の死亡率の低下によるものである。

2. 配偶関係別にみた親または子との同居率の動向

親との同居率は表5のように無配偶ではどの年齢でも上昇している。有配偶では20—24、30—34歳で上昇し、25—29、35—39歳でほぼ変わらず、40歳未満では親との同居率は安定、微増しているといえる。筆者は別のところで有配偶の若年齢での同居率のこの動きは親との同居を選好する傾向（同居実現率）の弱化があっても、兄弟数の減少にともなう親との同居可能率（人口のうち同居可能な人の割合）の上昇の結果生じることを予測した⁵⁾。つまり親との同居の選好傾向が強化されたり、維持されている結果ではなく、同居可能率という人口学的要因によって同居率が微増、安定しているといえる。無配偶における同居率の上昇は有配偶における同居率の動きと同様とみてよいであろう。

子との同居率は表6のように、60—69歳の比較的若い高齢者では配偶関係を問わず低下しているが、70歳以上では無配偶の同居率の低下の程度が年齢とともに弱まり、80歳以上の比較的高齢の高齢者は有配偶の同居率の低下が目立ち、無配偶ではあまり低下していない。したがって、1985年には80歳未満では有配偶の同居率はおしなべて55%程度で、無配偶では60—64歳の50%から年齢とともにしだいに上昇し80歳の80%まで到達するパターンとなっている。

表4 年齢別男子の有配偶率 (%)

男子の 年 齢	有配偶率	
	1975	1985
15-19	0.3	0.2
20-24	12.4	7.7
25-29	53.5	39.9
30-34	87.8	72.7
35-39	93.8	86.1
40-44	95.9	92.0
45-49	96.0	94.5
50-54	95.2	94.7
55-59	94.4	94.8
60-64	92.6	93.0
65-69	87.2	92.1
70-74	81.4	86.3
75-79	72.4	80.2
80-84	60.6	69.0
85以上	45.1	47.7

表5 年齢、配偶関係別男子の親との同居率* (%)

男子の 年 齢	有配偶同居率		無配偶同居率	
	1975	1985	1975	1985
15-19	—	—	86.0	91.3
20-24	26.2	29.6	66.0	72.7
25-29	30.5	30.1	63.0	66.5
30-34	29.5	31.5	58.0	63.1
35-39	29.6	29.6	48.2	57.0
40-44	30.0	26.2	38.2	43.3
45-49	28.8	24.2	28.7	32.1
50-54	24.2	22.9	22.0	24.6
55-59	15.7	17.4	11.2	16.5
60-64	7.2	10.9	6.2	8.8
65-69	3.4	4.7	1.0	2.1

* 父、母、義理の父、義理の母の少なくとも1人と同居する者の割合。

表6 年齢、配偶関係別男子の子との同居率* (%)

男子の 年 齢	有配偶同居率		無配偶同居率	
	1975	1985	1975	1985
50-54	81.2	81.4	41.7	32.1
55-59	73.9	67.8	51.8	40.4
60-64	69.2	56.6	60.8	48.6
65-69	66.6	54.4	72.4	54.4
70-74	67.6	54.5	76.9	65.9
75-79	67.1	55.6	84.1	73.2
80-84	70.1	65.9	84.2	81.9
85以上	76.1	62.2	86.7	84.0

* 実子および子の配偶者の少なくとも1人と同居する者の割合。

5) 廣嶋清志, 「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」, 『人口問題研究』, 第169号, 1984年, p.31-42.

子からみた親との同居率がややもちなおしているのに対し、親からみた子との同居率は低下している。このように親子同居では子から見る場合と親から見る場合で異なる動向が見られる。これは結婚において男女の結婚確率が異なることによる二性問題 (two-sex problem) と同じく、人口の分子的観察における「二者問題」(two-side problem)⁶⁾ の実例である。

3. 配偶関係別および親または子との別居同居の別にみた世帯主率の動向

表3のように配偶関係別にみても世帯主率は若年層では低下し高年層で上昇していることは確認した。これをさらに親との別居・同居の別にみると、表7のように、同居では有配偶、無配偶とも低下傾向が見られる。とくに、意外にも有配偶の30—34、35—39歳ではそれぞれ38.4%→26.6%、54.2%→46.6%と目立って低下している。親と別居のものでは有配偶はほとんど全く変化がないが、無配偶で逆に上昇している。子との別居・同居の別にみると、表8のように別居では有配偶、無配偶とも世帯主率はほとんど変化ないが、同居では有配偶の70歳未満を除いて概ね上昇している。結局、親と子が同居している場合、子の世帯主率が低下し逆に親の世帯主率が上昇しているといえるのである。

表7 配偶関係、親との別居同居の別男子の世帯主率 (%)

男子の年齢	有配偶別居		有配偶同居		無配偶別居		無配偶同居	
	1975	1985	1975	1985	1975	1985	1975	1985
15-19	-	-	-	-	82.4	89.0	0.0	0.0
20-24	98.5	99.2	9.6	9.3	90.6	95.5	1.3	0.5
25-29	99.2	99.5	18.4	12.4	87.2	96.7	5.3	3.1
30-34	99.4	99.7	38.4	26.6	84.9	96.3	15.9	10.6
35-39	99.5	99.7	54.2	46.6	80.5	94.0	25.7	19.2
40-44	99.4	99.8	68.7	64.5	77.3	94.8	43.2	38.5
45-49	99.3	99.6	80.8	76.3	85.6	93.6	58.7	43.9
50-54	99.2	99.5	90.5	86.3	85.1	91.9	-	58.1
55-59	98.2	98.8	94.7	88.9	89.0	90.3	-	-
60-64	95.3	96.0	95.6	91.5	80.8	83.6	-	-
65-69	87.8	90.2	86.4	91.6	69.0	78.1	-	-

-は、各区分の男子100人未満に対する率。

表8 配偶関係、子との別居同居の別男子の世帯主率 (%)

男子の年齢	有配偶別居		有配偶同居		無配偶別居		無配偶同居	
	1975	1985	1975	1985	1975	1985	1975	1985
50-54	96.3	96.9	97.3	96.4	75.5	77.8	97.4	96.9
55-59	97.8	98.4	97.6	96.5	83.9	83.8	90.4	91.2
60-64	99.1	99.1	93.7	92.7	87.2	83.2	75.5	82.6
65-69	98.1	99.4	82.6	82.7	90.0	88.4	61.6	70.4
70-74	98.2	98.9	64.0	75.8	87.5	91.2	45.0	50.2
75-79	96.1	99.0	49.0	58.0	-	91.8	33.8	41.5
80-84	97.5	96.9	38.6	41.0	-	-	22.6	33.3
85以上	88.4	94.9	35.8	37.0	-	-	16.9	28.1

-は、各区分の男子100人未満に対する率。

4. 世帯主率変動の要因分析

1975年から1985年の10年間に世帯主率の変動に対し有配偶率、同居率、配偶関係・同別居の別の世帯主率がどのように関与したかを要因分析法によって定量的に分析してみよう。これはある要因の値だけが変化し、他の要因の値が1975年の値で不変であったものと仮定して値(年齢別世帯主率)を計算し、その値ともとの値(1975年)の差をその要因の変化が寄与した大きさとしてみるものである⁷⁾。このとき仮設的な値を計算する式は[1]式が用いられる。

6) 個人(原子)にでなく人の集団(分子)に同時に生じる事象の観察における基本問題。

下記(p.47下)参照。

廣嶋清志、「分子的人口構造論にもとづく分子構造変動モデル—世帯・家族の構成員はたがいどのような人口学的関係をもっているか—」、『人口問題研究』, 第173号, 1985年, p.39-63。

7) この場合、各要因による変化の合計は1975年と1985年の世帯主率の差に等しくなるとは限らず、いわゆる残差が生じる。残差を生じない要因分析法としてLee-Jay Choらの方法(1955年)が使われることがある。これは地域間比較のように各要因の値が離散的な場合は適しているが、時点間の比較のように連続的な要因に対して適用するのはあまり意味がない。

(1) 若年層

男子の若年層についてみると表9のようにやはり世帯主率低下のもっとも大きな要因は有配偶率の低下であるといえる。親との同居率は概ね上昇し、したがって世帯主率低下の方向に働いているが、とくに有配偶の30—34歳における親との同居率の高まりの影響が目立つ。30歳未満では無配偶の同居率が上昇したことの影響も大きい。区分した世帯主率の影響をみると親と同居の世帯主率はどこでも低下に寄与している。とくに、30—34、35—39歳における親と同居する有配偶の世帯主率低下の影響は有配偶率低下とならぶくらい大きい。親と別居の世帯主率は逆に年齢別の世帯主率の低下を緩和するのにいくぶん寄与しており、無配偶・別居の世帯主率上昇は無配偶の兄弟で1つの世帯をもつなどの例が稀になったことによるとみられる⁸⁾。

表9 有配偶率、配偶関係別親との同居率、配偶関係・親との別居同居の別世帯率変動の男子世帯率変動に及ぼす影響

男子の 年齢(歳)	世帯主率(%)			世帯主率の差に及ぼす影響(%)							
	1975	1985	差	計*	有配偶率	有配偶同居率	無配偶同居率	世帯主率(%)			
								有配偶別居	有配偶同居	無配偶別居	無配偶同居
20—24	37.0	30.0	-7.0	-100.0	-29.3	-5.1	-74.2	0.9	-0.1	20.7	-6.4
25—29	56.4	49.9	-6.5	-100.0	-82.3	2.1	-19.7	1.7	-15.0	25.0	-9.9
30—34	76.9	67.4	-9.5	-100.0	-55.7	-11.6	-4.5	1.9	-31.7	6.0	-4.0
35—39	84.1	79.5	-4.6	-100.0	-50.7	-1.6	-6.5	2.9	-45.7	9.4	-4.2

*表中の7要因の影響以外に残差を含む。

(2) 高年層

表10のように、高齢男子の世帯主率の上昇に寄与しているのは、全般に①有配偶率の上昇とともに②有配偶者の子との同居率の低下および③子と同居の世帯主率上昇である。子との同居率の低下の影響は若年ほど大きいといえる。子と同居の世帯主率は有配偶では70—79歳で、無配偶では80歳以上で上昇したことの寄与が大きい。

表10 有配偶率、配偶関係別子との同居率、配偶関係、子との別居同居の別世帯主率変動の男子世帯主率変動に及ぼす影響

男子の 年齢(歳)	世帯主率(%)			世帯主率の差に及ぼす影響(%)							
	1975	1985	差	計*	有配偶率	**	**	世帯主率(%)			
						有配偶同居率	無配偶同居率	有配偶別居	有配偶同居	無配偶別居	無配偶同居
65—69	85.4	89.4	4.0	100.0	24.0	41.0	16.1	9.4	1.4	-1.4	20.1
70—74	71.2	83.2	12.0	100.0	8.7	30.3	7.2	1.5	54.0	1.3	6.2
75—79	58.3	72.0	13.7	100.0	12.7	28.9	11.9	5.1	32.1	(1.3)	13.1
80—84	45.8	55.0	9.2	100.0	23.9	16.7	4.7	-1.2	11.3	(14.3)	39.1
85以上	34.3	47.8	13.5	100.0	4.2	24.5	5.0	5.2	3.1	(14.8)	39.9

()内は、100人以下における世帯主率が用いられている。

* 表中の7要因の影響以外に残差を含む。

**同居率の低下(別居率の上昇)が世帯主率上昇をもたらすことをプラスに表示。

8) 1975年の親と別居の40歳未満無配偶男子の「世帯主との続柄」は「世帯主」以外は「その他」に区分されるものが多い(8—14%)。この多くは「世帯主の兄弟」と見られるが、若干は実際に親と同居しているものが誤って含まれているとみられる。I. 2の末尾参照。

5. 親と同居の子の世帯主率低下の要因

では、なぜ親と子が同居する場合子の世帯主率が低下し親の世帯主率が上昇したのか。親と同居している子において父、とくに有配偶の父と同居する割合が高くなったためではないかと考え、表11のように親と同居する有配偶の男子に対し父親との同居についてみた。40歳未満で第一にたしかに子の世帯主率の低い「有配偶の父との同居」の割合が増えたこと、第二には父親の同居の有無、父の配偶関係にかかわらず、子の世帯主率が低下していることが世帯主率の低下の原因となっている。第一の要因は死亡率低下によって生じた人口学的な要因といえるが、第二はむしろ同居に関する行動の変化である。親との同居を選ぶ者における相対的な地位の低下が何らかの原因で生じているものと考えられる。親と同居する無配偶の子についても以上のような状況とほぼ同じであると考えてよい。

表11 親と同居する*有配偶男子の世帯主率 (%)

有配偶男子の年齢	総数		同居する父が有配偶		同居する父が無配偶		父と同居しない	
	1975	1985	1975	1985	1975	1985	1975	1985
20—24	9.6(100.0)	9.3(100.0)	1.9(77.5)	0.6(71.6)	— (5.0)	— (5.6)	— (17.5)	— (22.8)
25—29	18.4(100.0)	12.4(100.0)	4.4(71.9)	4.0(72.7)	22.5(5.3)	— (2.3)	61.7(22.8)	37.5(25.0)
30—34	38.4(100.0)	26.6(100.0)	13.8(55.6)	10.8(64.2)	38.2(7.5)	(28.9)(4.1)	75.5(36.9)	58.4(31.7)
35—39	54.2(100.0)	46.6(100.0)	23.4(45.8)	22.3(51.9)	50.3(8.8)	47.9(6.2)	85.9(45.4)	76.4(42.0)
40—44	68.7(100.0)	64.5(100.0)	30.0(39.5)	34.3(35.1)	60.2(10.3)	51.4(8.1)	93.2(50.1)	85.0(56.8)
45—49	80.8(100.0)	76.3(100.0)	53.4(28.4)	48.2(28.2)	66.5(13.0)	57.6(8.6)	97.4(58.6)	91.3(63.2)
50—54	90.5(100.0)	86.3(100.0)	70.7(17.6)	59.4(18.0)	77.3(13.0)	71.4(10.2)	98.0(69.4)	95.1(71.8)
55—59	94.7(100.0)	88.9(100.0)	76.9(11.2)	64.2(12.5)	87.9(12.5)	70.1(10.4)	98.4(76.3)	95.4(77.2)
60—64	95.6(100.0)	91.5(100.0)	— (7.8)	— (8.0)	— (12.0)	— (9.6)	97.9(80.2)	94.0(82.4)
65—69	86.4(100.0)	91.6(100.0)	— (3.6)	— (1.1)	— (11.4)	— (6.1)	87.4(85.0)	93.4(92.7)

* 父、母、義理の父、義理の母の少なくとも1人と同居する。

— は、100人未満の有配偶男子に対する世帯主率、〔 〕のサンプル数は97

() は、親と同居する有配偶男子総数における割合。

III. むすび

1975-85年の若年男子における世帯主率の低下と高年男子における世帯主率の上昇が、それぞれの有配偶率の低下および上昇だけでなく、子から見た親との同居の進行、親から見た子との別居の進行によって説明されることは、筆者が別のところで予測していたとおり、厚生行政基礎調査の再集計結果により実証された。しかし、親と子が同居している場合の子の世帯主率の低下と親の世帯主率の上昇も予想外に大きな役割を果たしていることがわかった。この原因は親と同居する子の中で有配偶の父親と同居する割合（そこでの子の世帯主率はかなり低い）が増加したことだけでなく、同居する親が父であるかどうかにかかわらず子の世帯主率がかなり低下していることであることがわかった。したがって、親と同居を選ぶものにおける子の相対的な地位の低下が（世帯主というやや形式的な地位をめぐる変化の背景として）何らかの原因で生じているものとい

わざるを得ない。この現象はいわゆる子の親離れの遅れの現れとすると、子の晩婚化ともかかわっていると考えられる。あるいはまた、親がなんらかの点でたとえば住宅所有などで優位に立ちうるときに親子同居がより早くまたより多く成立するというように同居がしだいに変化しつつあるものとも考えられる⁹⁾。これは親子同居が義務的な同居から相互援助的な、いわば手段的な同居へと変化しつつあることを意味する¹⁰⁾。

したがって、1975年以後の世帯主率の変動は、配偶関係の変化とともに親子同居をめぐる構造的な変化にもとづいており、住宅事情や人口移動などの条件があまり変化しないものとする、今後比較的長期に2000年を越えて続くものと考えられる。

9) 親子同居世帯の宅地所有率、住宅所有率は「途中同居で子の方へ移動した場合」、生涯同居、「途中同居で親が子の方へ移動した場合」の順に、親の方が高いこと、また途中同居のうち親から子への移動によるものは相対的に形成時期が遅いことが報告されている。

清水浩昭、「三世代世帯の形成過程に関する研究(2)―総務庁老人対策室調査結果の分析」、『人口問題研究』、第177号、1986年1月、pp.1-13.

10) S. Philip Morgan and Kiyosi Hiroshima, "The Persistence of Extended Family Residence in Japan : Anachronism or Alternative Strategy ?" *American Sociological Review*, 48-2, 1983, pp. 269-281.

昭和55年～60年純移動率に基づく 都道府県別将来推計人口

—昭和60年～100年間毎5年—

昭和62年1月推計

金子武治・三田房美・稲葉 寿

I はじめに

地域別人口の将来の動向は、各地域の社会的・経済的活動に大きな影響を及ぼす。したがって、種々の行政的施策の基本となることは言うまでもなく、長期計画策定には、基本的フレームとしての将来人口の推計が重要な課題となるのが普通である。また、現在では、よりきめ細かい行政をという住民の要求も大きくなっており、そのために、地域の将来人口推計も、市町村別という小地域、あるいは総人口だけでなく、男女年齢別人口を推計する必要性がでてきている。

人口問題研究所においても、最近では、「昭和58年～60年特別研究 経済社会システムからみた人口問題の総合的研究」の一環として、地域人口推計の方法論的研究が行われるとともに、昭和55年の国勢調査結果を基礎人口とするコーホート要因法による男女・年齢別地域人口推計が行われた¹⁾。

今回、昭和60年国勢調査の確定人口が公表され、それに基づいた全国の将来人口が新たに推計されたことに伴い、全国将来推計人口²⁾に合わせた地域別人口の将来推計が行われた。

本報告は都道府県別の将来人口を推計するために今回採用した方法を解説することと、その推計結果の全貌を提示するとともに若干の分析を行ったものである³⁾。

II 推計方法

コーホート要因法による。すなわち、各都道府県ごとに、基準年次の男女・年齢（5歳階級）別人口を基礎として、これに仮定された将来のコーホートごとの女子の年齢（5歳階級）別出生率、男女・年齢（5歳階級）別死亡率（生残率）、および純移動率（流出入超過率）を各コーホートに適用することによって、将来人口を計算するというものである⁴⁾。

1) 厚生省人口問題研究所（河邊宏等）、『昭和58—60年度特別研究 経済社会システムからみた人口問題の総合的研究 第IV報告書 地域人口推計の研究』、1986年3月。

厚生省人口問題研究所（河邊宏等）、『人口問題研究』、「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」、第167号、1983年7月。

厚生省人口問題研究所（河邊宏等）、『人口問題研究』、「地域人口推計の仮定設定と人口増減との関係について」、第171号、1984年7月。

2) 厚生省人口問題研究所（阿藤誠等）、『日本の将来推計人口—昭和60～100年—（昭和101年～160年参考推計）昭和61年12月推計』（研究資料第244号）、1987年2月。

3) 詳しい結果は、厚生省人口問題研究所（河邊宏等）、『都道府県別将来推計人口—昭和60年～100年間毎5年—昭和62年1月推計』（研究資料第247号）、1987年3月を参照されたい。

4) 推計方法は、前掲（注1）、『昭和58—60年度特別研究 経済社会システムからみた人口問題の総合的研究 第IV報告書 地域人口推計の研究』、p.21に詳細に記してあるので、参照されたい。

なお、推計結果は別に推計されている全国人口推計の男女・年齢別人口数と一致するように調整されている。

計算式を示すと、

$M_i(a, t)$ = 第 i 地域の t 年における年齢階級 $(a, a+4)$ 歳の男子人口
ただし、 $a=0, 5, \dots, 80$ であり、 $M_i(85, t)$ は 85 歳以上の人口を示す。

$F_i(a, t)$ = 第 i 地域の t 年における年齢階級 $(a, a+4)$ 歳の女子人口

$B_i(t)$ = t 年から $t+5$ 年の間における第 i 地域の出生児数

$B_i^M(t)$ = t 年から $t+5$ 年の間における第 i 地域の男子出生児数

$B_i^F(t)$ = t 年から $t+5$ 年の間における第 i 地域の女子出生児数

$P_i^M(a, t)$ = t 年の第 i 地域の年齢階級 $(a-5, a-1)$ 歳の男子人口が $t+5$ 年に $(a, a+4)$ 歳に生残する率。ただし、 $P_i^M(0, t)$ は t 年における新生児が $t+5$ 年に $(0, 4)$ 歳階級に生残する率であり、 $P_i^M(85, t)$ は t 年において 80 歳以上の人口が $t+5$ 年に 85 歳以上で生残する率である。

$P_i^F(a, t)$ = t 年の第 i 地域の年齢階級 $(a-5, a-1)$ 歳の女子人口が $t+5$ 年に $(a, a+4)$ 歳に生残する率。

$b_i(a)$ = 第 i 地域の年齢階級 $(a, a+4)$ の女子の年齢別出生率

$m_i^M(a)$ = 第 i 地域の年齢階級 $(a-5, a-1)$ の男子の純移動率

$m_i^F(a)$ = 第 i 地域の年齢階級 $(a-5, a-1)$ の女子の純移動率

以上の定義のもとで $t+5$ 年における年齢別地域別人口は t 年の人口から以下の式で算出される。

$$M_i(a+5, t+5) = \left[P_i^M(a+5, t) + m_i^M(a+5) \right] M_i(a, t), \quad 0 \leq a \leq 75,$$

$$F_i(a+5, t+5) = \left[P_i^F(a+5, t) + m_i^F(a+5) \right] F_i(a, t), \quad 0 \leq a \leq 75,$$

$$B_i(t) = \sum_{a=15}^{45} \left[F_i(a, t) + P_i^F(a, t) F_i(a-5, t) \right] b_i(a) \times \frac{5}{2},$$

$$B_i^M(t) = \frac{106}{206} \times B_i(t), \quad B_i^F(t) = \frac{100}{206} \times B_i(t),$$

$$M_i(0, t+5) = \left[P_i^M(0, t) + m_i^M(0) \right] B_i^M(t),$$

$$F_i(0, t+5) = \left[P_i^F(0, t) + m_i^F(0) \right] B_i^F(t),$$

$$M_i(85, t+5) = \left[P_i^M(85, t) + m_i^M(85) \right] \left[M_i(80, t) + M_i(85, t) \right],$$

$$F_i(85, t+5) = \left[P_i^F(85, t) + m_i^F(85) \right] \left[F_i(80, t) + F_i(85, t) \right].$$

1 推計期間および対象

昭和65年～100年間毎5年、都道府県別、男女・年齢（5歳階級）別人口

2 基礎人口

昭和60年国勢調査による都道府県別、男女・年齢（5歳階級）別確定人口。ただし、都道府県別

口については年齢不詳分は除外されている。

3 男女・年齢別純移動率の仮定

コーホート要因法による地域人口推計には、まず地域別の男女・年齢別の純移動率の将来値が必要であるが、その設定のためにまず昭和55年～60年の純移動率を推計しなければならない。ところがその推計に必要な昭和60年の都道府県別生命表が厚生省統計情報部から公表されるのは来年以降になるので、とりあえず、昭和60年の都道府県別生命表を暫定的に作成し、それから求められる男女・年齢（5歳階級）別生残率と統計情報部作成の昭和55年都道府県別生命表の男女・年齢（5歳階級）別生残率の平均値をもって、昭和55年～60年都道府県別、男女・年齢（5歳階級）別生残率とし、コーホート生残率法の前進法によって、昭和55年～60年の都道府県別、男女・年齢（5歳階級）別純移動率を推計する⁵⁾。

推計された昭和55年～60年の年齢別純移動率と過去に推計された昭和50年～55年以前の年齢別純移動率を比較すると、年齢ごとの純移動率の水準の変化および年齢パターンの変化が、県によって著しく異なり、現在のところ、数期間の年齢別推計純移動率から将来の年齢別純移動率を仮定することは困難である。したがって、今回も将来の純移動率は変化しないという仮定を置くこととした。

実際の推計に当たっては、(1)今回推計された昭和55年～60年の都道府県別、男女・年齢（5歳階級）別純移動率がこのまま続くとした場合、(2)昭和50年～55年の都道府県別、男女・年齢（5歳階級）別純移動率が将来続くとした場合、(3)都道府県別、男女・年齢（5歳階級）別純移動率が0、すなわち、封鎖人口で将来人口移動が全く起こらないとした場合、の3種類の仮定値を設定した。

4 男女・年齢別生残率の仮定

男女・年齢別の生残率の将来の仮定値を設定する方法は、基本的には、各都道府県の生残率が現在の全国のそれとどのくらい差があるかを求め、将来、その差がどのように変化するかを仮定するというものである。

都道府県別の死亡動向を生命表の出生時の平均余命によってみると（表1）、都道府県間格差は男女とも年々縮小の傾向にある。ただし、年齢別生残率によってみると、必ずしも地域間格差は縮小していない。しかし、死亡の総合的指標である出生時の平均余命が縮小していることは、現在格差が拡大している年齢もいずれは縮小すると考えてよい。

表1 出生時の平均余命の都道府県間格差

	男			女		
	昭和50年	昭和55年	昭和60年	昭和50年	昭和55年	昭和60年
平均	71.46	73.36	74.87	76.89	78.98	80.75
標準偏差	0.75	0.68	0.62	0.57	0.58	0.57
変化係数	1.04	0.93	0.83	0.74	0.73	0.70

昭和50年、55年は厚生省統計情報部「地域別生命表」による。

そこで今回は、昭和55年～60年の全国レベルの男女・年齢別生残率と都道府県別生残率との相対的な格差が、昭和95～100年において、昭和55～60年における値の半分にまで直線的に減少すると仮定する。具体的な計算手順を以下に示す。

1. 別途に推計された昭和55～60年の全国男女・年齢（5歳階級）別生残率を P_i^{55-60} 、 i - 地域の男女・年齢（5歳階級）別生残率を P_{xi} とし、その相対的格差 $R_i(0)$ を

5) 推計方法は、前掲（注1）、『昭和58—60年度特別研究 経済社会システムからみた人口問題の総合的研究 第IV報告書 地域人口推計の研究』、p.24に詳細に記してあるので、参照されたい。

$$R_i(0) = \frac{P_x^{55-60} - P_{x_i}^{55-60}}{P_x^{55-60}}$$

として求める。

2. 第 t 期間 ($t = 1, 2, 3, \dots, 8$: 第 1 期は昭和60~65年, 第 8 期は昭和95~100年) の第 i 地域の相対的格差 $R_i(t)$ は

$$R_i(t+1) = R_i(t) - \frac{1}{16} R_i(0), \quad t = 0, 1, \dots, 7$$

によって計算する。

3. 別途推計されている各期間の中間年次の全国人口生残率を $P_x^{62}, P_x^{67}, \dots, P_x^{97}$ とすれば, 第 t 期の地域人口残率期の地域人口生残率 $P_{x_i}(t)$ は

$$P_{x_i}(t) = (1 - R_i(t)) P_x^{57+5t}$$

として計算される。以上の手順を各年齢階級において適用する。

5 女子の年齢別出生率の仮定

生残率と同じ考え方で仮定を設定してある。すなわち, 都道府県別の出生動向を合計特殊出生率によってみると, 都道府県格差は年々縮小の傾向にある(表2)。ただし, 生残率同様年齢によっては拡大しているものもあるが, 出生力の総合的指標である合計特殊出生率が縮小しているところから, いずれどの年齢の出生率格差も縮小するであろうと考えられる。

そこで今回は, 昭和60年の都道府県別, 女子の年齢(5歳階級)別出生率と全国との相対的格差が, 昭和95~100年において, 昭和60年の値の半分にまで直線的に減少すると仮定する。ただし, 昭和60年において出生力の低い東京都, 京都府, 大阪府については年齢別出生率が変化しない。つまり, 将来も昭和60年の女子の年齢(5歳階級)別出生率がそのまま続くと仮定する。

表2 都道府県別合計特殊出生率の格差

	昭和50年	昭和55年	昭和60年
平均	1.997	1.820	1.815
標準偏差	0.164	0.136	0.127
変化係数	8.198	7.468	7.002

III 結果の概要

昭和55年~60年の純移動率が将来も続くと仮定した場合の将来推計人口および人口分布を地方ブロック別にまとめたものと(表3), 昭和75年までは全てのブロックで人口は増加するが, その後は人口が減少するブロックがあり, 昭和100年まで人口が増加し続けるのは北関東, 東京圏, 東近畿のみである。北海道, 大阪圏, 四国は昭和80年, 北陸, 中国, 九州は昭和85年, 中部は昭和90年をピークにそれ以後減少に転じる。したがって, ブロック別の構成割合は, 東京圏は昭和60年の25.0%から昭和100年の29.5%へと上昇し, 大阪圏は逆に昭和60年の13.7%から昭和100年の12.5%へと低下する。

昭和55年~60年の純移動が将来も続くと仮定した場合を人口移動が全くないと仮定した場合および昭和50年~55年の純移動が将来も続くと仮定した場合と比較してみると(表4), 人口移動が全くないと仮定した場合の昭和75年の人口と基準年の昭和60年人口の差(欄(5)), すなわち, 人口増加数は昭和60年~75年の15年間における自然増加数によるものとみなされる。自然増加は全てのブロックで

表3 地方ブロック別推計将来人口（昭和55～60年純移動率一定）

	昭和60年	昭和65年	昭和70年	昭和75年	昭和80年	昭和85年	昭和90年	昭和95年	昭和100年
実数 (1,000人)									
全 国	121,049	124,225	127,565	131,192	134,247	135,823	135,938	135,304	134,642
北海道	5,679	5,731	5,779	5,831	5,852	5,808	5,697	5,549	5,397
東 北	12,209	12,276	12,295	12,303	12,254	12,089	11,800	11,444	11,086
北関東	7,345	7,622	7,906	8,235	8,548	8,774	8,902	8,975	9,049
東京圏	30,273	31,736	33,361	35,068	36,642	37,813	38,591	39,171	39,735
北 陸	3,088	3,131	3,173	3,230	3,274	3,279	3,246	3,195	3,148
中 部	15,943	16,385	16,858	17,391	17,834	18,052	18,057	17,960	17,860
東近畿	3,548	3,696	3,858	4,050	4,241	4,395	4,505	4,594	4,693
大阪圏	16,533	16,826	17,152	17,482	17,686	17,660	17,445	17,136	16,803
中 国	7,748	7,844	7,938	8,065	8,162	8,166	8,075	7,939	7,812
四 国	4,227	4,251	4,266	4,292	4,303	4,267	4,184	4,076	3,971
九 州	14,455	14,727	14,979	15,244	15,451	15,520	15,437	15,266	15,088
指数									
全 国	100.00	102.62	105.38	108.38	110.90	112.20	112.30	111.78	111.23
北海道	100.00	100.91	101.75	102.68	103.04	102.26	100.31	97.70	95.03
東 北	100.00	100.55	100.71	100.77	100.37	99.02	96.65	93.73	90.80
北関東	100.00	103.76	107.64	112.12	116.37	119.46	121.19	122.19	123.19
東京圏	100.00	104.83	110.20	115.84	121.04	124.90	127.48	129.39	131.25
北 陸	100.00	101.39	102.76	104.58	106.01	106.17	105.09	103.45	101.94
中 部	100.00	102.77	105.74	109.08	111.86	113.23	113.26	112.65	112.03
東近畿	100.00	104.18	108.74	114.14	119.53	123.88	126.97	129.50	132.29
大阪圏	100.00	101.77	103.74	105.74	106.98	106.82	105.52	103.65	101.63
中 国	100.00	101.23	102.44	104.09	105.34	105.39	104.21	102.46	100.83
四 国	100.00	100.55	100.91	101.54	101.79	100.95	98.97	96.41	93.93
九 州	100.00	101.88	103.62	105.46	106.89	107.36	106.79	105.61	104.38
構成比 (%)									
全 国	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
北海道	4.69	4.61	4.53	4.44	4.36	4.28	4.19	4.10	4.01
東 北	10.09	9.88	9.64	9.38	9.13	8.90	8.68	8.46	8.23
北関東	6.07	6.14	6.20	6.28	6.37	6.46	6.55	6.63	6.72
東京圏	25.00	25.55	26.15	26.73	27.29	27.84	28.39	28.95	29.51
北 陸	2.55	2.52	2.49	2.46	2.44	2.41	2.39	2.36	2.34
中 部	13.17	13.19	13.22	13.26	13.28	13.29	13.28	13.27	13.26
東近畿	2.93	2.98	3.02	3.09	3.16	3.24	3.31	3.40	3.49
大阪圏	13.65	13.54	13.45	13.33	13.17	13.00	12.83	12.66	12.48
中 国	6.40	6.31	6.22	6.15	6.08	6.01	5.94	5.87	5.80
四 国	3.49	3.42	3.34	3.27	3.21	3.14	3.08	3.01	2.95
九 州	11.94	11.85	11.74	11.62	11.51	11.43	11.36	11.28	11.21

注) 地方ブロック別区分は下記のとおり。

北海道：北海道

東 北：青森，岩手，宮城，秋田，山形，福島，新潟

北関東：茨城，栃木，群馬，山梨

東京圏：埼玉，千葉，東京，神奈川

北 陸：富山，石川，福井

中 部：長野，岐阜，静岡，愛知，三重

東近畿：滋賀，奈良，和歌山

大阪圏：京都，大阪，兵庫

中 国：鳥取，島根，岡山，広島，山口

四 国：徳島，香川，愛媛，高知

九 州：福岡，佐賀，長崎，熊本，大分，

宮崎，鹿児島，沖縄

プラスとなる。また、人口移動が全くないと仮定した場合と人口移動があると仮定した場合の人口差は純移動によるものとみることができる。したがって、昭和75年の人口差は昭和60年～75年の15年間の純移動数である。昭和55年～60年の純移動率を仮定した場合と人口移動が0の場合の差（欄(6)）がプラス、すなわち、転入超過を示しているブロックは北関東、東京圏、東近畿であり、その他のブロックは転出超過となっている。

これを昭和50年～55年の純移動率を仮定した場合と人口移動が0の場合の差（欄(7)）と比較してみ

表4 仮定の違いによる地方ブロック別人口の比較：昭和75年

(1,000人)

地方ブロック	昭和55～60年 純移動率の場 合 (1)	昭和50～55年 純移動率の場 合 (2)	純移動数0の 場合 (3)	昭和60年 基準人口 (4)	(3) - (4) (5)	(1) - (3) (6)	(2) - (3) (7)
北海道	5,831	5,973	6,133	5,679	454	-302	-160
東北	12,303	12,501	13,040	12,209	831	-737	-539
北関東	8,235	8,198	7,974	7,345	629	261	224
東京圏	35,068	35,065	33,167	30,273	2,894	1,901	1,898
北陸	3,230	3,181	3,291	3,088	203	-61	-110
中部	17,391	17,111	17,482	15,943	1,539	-91	-370
東近畿	4,050	4,194	3,832	3,548	284	218	362
大阪圏	17,482	17,022	17,883	16,533	1,350	-401	-861
中国	8,065	7,992	8,257	7,748	509	-192	-265
四国	4,292	4,336	4,437	4,227	210	-145	-101
九州	15,244	15,619	15,697	14,455	1,242	-453	-78

ると、転入超過のうち、北関東、東京圏は昭和55年～60年の純移動率を使用した場合の方が転入超過が大きくなっている。すなわち、東京圏を中心とする関東ブロックへの人口集中の度合いが以前より増したことになる。逆に、転出超過となっているブロックのうち、北海道、東北、四国、九州と日本の両端のブロックが転出超過の度合いが大きくなり、北陸、中部、大阪圏、中国は転出超過の度合いが小さくなっている。

都道府県別に詳細にみることは省略するが、昭和55年～60年の純移動率を仮定した場合の総人口の変化だけをみると（表6）、すぐに人口が減少する県がある。それは、青森、岩手、秋田、山形の東北の4県、そして、和歌山、山口、長崎の計7県である。逆に昭和100年まで一貫して増加する県は茨城、埼玉、千葉、神奈川、山梨、滋賀、奈良の大都市の周辺県と宮城、福岡の地方中枢都市をもつ県、そして沖縄の10県である。そのうち、人口増加が最も大きいのは神奈川で、次いで、奈良、埼玉が大きい。

次に、昭和55年～60年の純移動率を仮定した場合に年齢構成がどのように変化するかを最も問題となる65歳以上人口割合でみると（表5）、昭和60年に10%をしたまわっているブロックが北海道、東京圏、大阪圏と3ブロックあるが、昭和65年には東京圏のみになり、昭和70年には全てのブロックが

表5 地方ブロック別65歳以上人口割合の推移

(%)

ブロック	基準人口 昭和60年	昭和55年～60年純移動率一定				人口移動率0			
		昭和65年	昭和70年	昭和75年	昭和100年	昭和65年	昭和70年	昭和75年	昭和100年
全 国	10.30	11.93	14.12	16.26	23.37	11.93	14.12	16.26	23.37
北海道	9.68	11.72	14.29	16.87	25.57	11.57	13.97	16.36	24.09
東北	11.77	13.98	16.91	19.45	26.35	13.80	16.41	18.52	22.62
北関東	10.86	12.42	14.43	15.97	22.20	12.55	14.68	16.32	22.21
東京圏	8.06	9.43	11.32	13.56	21.70	9.55	11.65	14.19	25.09
北陸	12.47	14.24	16.49	18.32	24.41	14.19	16.36	18.08	22.93
中部	10.27	11.83	14.02	16.11	23.04	11.82	13.98	16.02	22.50
東近畿	11.28	12.65	14.64	16.38	21.86	12.73	14.78	16.56	22.09
大阪圏	9.39	10.78	12.81	15.12	23.33	10.72	12.73	15.05	23.76
中国	12.80	14.69	17.11	19.18	24.94	14.62	16.90	18.80	23.09
四国	13.40	15.48	18.27	20.52	26.64	15.37	17.92	19.87	23.76
九州	11.85	13.68	16.03	18.13	24.49	13.57	15.73	17.55	21.82

表6 都道府県別推計将来人口数 (昭和55~60年純移動率一定)

(1,000人)

都道府県	昭和60年	昭和65年	昭和70年	昭和75年	昭和80年	昭和85年	昭和90年	昭和95年	昭和100年
全 国	121,049	124,225	127,565	131,192	134,247	135,823	135,938	135,304	134,642
北海道	5,679	5,731	5,779	5,831	5,852	5,808	5,697	5,549	5,397
青森県	1,524	1,513	1,496	1,479	1,451	1,409	1,351	1,285	1,219
岩手県	1,434	1,431	1,422	1,412	1,393	1,359	1,311	1,253	1,196
宮城県	2,176	2,251	2,324	2,399	2,466	2,512	2,534	2,543	2,549
秋田県	1,254	1,237	1,211	1,180	1,143	1,096	1,039	976	913
山形県	1,262	1,259	1,248	1,234	1,215	1,185	1,144	1,097	1,052
福島県	2,080	2,106	2,121	2,133	2,134	2,116	2,077	2,027	1,975
茨城県	2,725	2,866	3,013	3,182	3,352	3,492	3,594	3,674	3,753
栃木県	1,866	1,922	1,975	2,037	2,092	2,126	2,135	2,130	2,123
群馬県	1,921	1,976	2,034	2,103	2,166	2,204	2,214	2,211	2,208
埼玉県	5,864	6,273	6,746	7,302	7,862	8,325	8,676	8,970	9,275
千葉県	5,148	5,530	5,970	6,487	7,015	7,469	7,830	8,141	8,467
東京都	11,829	12,004	12,138	12,153	12,062	11,855	11,560	11,202	10,784
神奈川県	7,432	7,931	8,507	9,127	9,704	10,164	10,526	10,857	11,209
新潟県	2,478	2,479	2,472	2,467	2,453	2,412	2,344	2,263	2,182
富山県	1,118	1,122	1,123	1,131	1,133	1,121	1,095	1,063	1,033
石川県	1,152	1,175	1,199	1,228	1,254	1,266	1,262	1,251	1,242
福井県	818	835	852	871	886	892	888	880	873
山梨県	833	858	884	913	938	952	959	961	964
長野県	2,137	2,171	2,206	2,250	2,286	2,295	2,276	2,245	2,218
岐阜県	2,029	2,084	2,139	2,204	2,259	2,287	2,287	2,273	2,260
静岡県	3,575	3,672	3,773	3,891	3,991	4,039	4,034	4,001	3,966
愛知県	6,455	6,663	6,896	7,145	7,348	7,454	7,478	7,465	7,447
三重県	1,747	1,795	1,844	1,901	1,950	1,978	1,982	1,975	1,969
滋賀県	1,156	1,224	1,297	1,382	1,470	1,546	1,607	1,660	1,718
京都府	2,587	2,630	2,671	2,706	2,729	2,724	2,693	2,646	2,591
大阪府	8,668	8,817	8,981	9,132	9,198	9,134	8,975	8,766	8,535
兵庫県	5,278	5,380	5,500	5,644	5,759	5,802	5,777	5,724	5,676
奈良県	1,305	1,393	1,490	1,600	1,713	1,813	1,896	1,969	2,046
和歌山県	1,087	1,079	1,072	1,068	1,058	1,036	1,003	965	930
鳥取県	616	621	623	626	627	623	612	598	584
島根県	795	796	794	793	789	778	757	733	709
岡山県	1,917	1,949	1,980	2,022	2,057	2,068	2,056	2,033	2,013
広島県	2,819	2,877	2,942	3,026	3,098	3,130	3,125	3,103	3,086
山口県	1,602	1,601	1,597	1,597	1,591	1,567	1,524	1,471	1,420
徳島県	835	838	837	837	833	821	801	776	752
香川県	1,023	1,035	1,046	1,061	1,073	1,073	1,060	1,040	1,021
愛媛県	1,530	1,539	1,544	1,554	1,557	1,543	1,511	1,469	1,428
高知県	840	839	838	840	839	830	812	790	769
福岡県	4,719	4,850	4,985	5,131	5,263	5,350	5,384	5,387	5,389
佐賀県	880	889	895	901	903	897	883	864	846
長崎県	1,594	1,583	1,569	1,555	1,532	1,494	1,440	1,379	1,319
熊本県	1,838	1,872	1,900	1,925	1,941	1,940	1,922	1,893	1,862
大分県	1,250	1,259	1,264	1,271	1,274	1,264	1,240	1,208	1,176
宮崎県	1,176	1,184	1,187	1,191	1,192	1,182	1,158	1,125	1,091
鹿児島県	1,819	1,840	1,854	1,864	1,863	1,849	1,819	1,781	1,743
沖縄県	1,179	1,248	1,324	1,407	1,483	1,544	1,590	1,627	1,662

表7 都道府県別人口の65歳以上比率の推移(昭和55年~60年純移動率一定)

(%)

都道府県	昭和60年	昭和65年	昭和70年	昭和75年	昭和80年	昭和85年	昭和90年	昭和95年	昭和100年
全 国	10.30	11.93	14.12	16.26	18.02	19.96	22.54	23.56	23.37
北海道	9.68	11.72	14.29	16.87	18.92	20.85	23.79	25.47	25.57
青森県	10.40	12.54	15.48	18.63	20.93	22.74	25.72	27.88	28.79
岩手県	11.89	14.25	17.54	20.58	22.64	24.01	26.27	28.04	28.65
宮城県	9.91	11.73	14.13	16.22	17.56	18.58	20.49	21.75	21.89
秋田県	12.61	15.34	19.16	22.70	25.00	26.35	29.13	31.39	32.43
山形県	13.44	15.96	19.25	21.80	23.16	23.81	25.69	27.29	27.83
福島県	11.92	14.09	16.94	19.19	20.36	21.11	22.99	24.71	25.40
茨城県	10.22	11.65	13.48	14.88	16.04	17.55	19.90	21.27	21.26
栃木県	10.52	12.24	14.44	16.14	17.27	18.66	21.29	22.93	23.13
群馬県	11.18	12.80	14.93	16.60	17.77	19.35	21.94	23.10	22.85
埼玉県	7.17	8.41	10.12	12.22	14.72	17.73	20.80	21.69	20.99
千葉県	7.91	9.17	10.97	13.04	15.24	17.90	20.82	21.73	21.16
東京都	8.93	10.48	12.60	15.20	17.66	20.29	23.23	24.34	24.68
神奈川県	7.48	8.84	10.71	12.83	14.96	17.39	19.87	20.40	19.85
新潟県	12.80	14.97	17.70	19.93	21.36	22.47	24.89	26.40	26.55
富山県	12.84	14.81	17.31	19.44	20.81	22.64	25.80	26.71	26.23
石川県	11.87	13.51	15.48	17.08	18.04	19.68	22.67	23.58	23.41
福井県	12.82	14.49	16.82	18.61	19.46	20.52	22.67	23.62	23.69
山梨県	12.93	14.55	16.53	17.95	18.77	19.72	21.44	22.30	22.28
長野県	13.65	15.77	18.31	20.00	20.86	21.98	23.82	24.45	24.19
岐阜県	10.87	12.50	14.84	16.93	18.59	20.39	22.96	23.84	23.53
静岡県	10.27	11.98	14.35	16.59	18.45	20.52	23.19	24.35	24.25
愛知県	8.48	9.81	11.72	13.89	16.07	18.62	21.44	22.16	21.75
三重県	12.07	13.47	15.84	17.88	19.34	20.96	23.24	23.93	23.60
滋賀県	10.79	11.86	13.60	14.96	15.86	17.23	19.48	20.26	19.94
京都府	11.20	12.43	14.28	16.30	18.11	20.46	23.63	24.42	24.09
大阪府	8.27	9.62	11.62	14.12	16.77	19.85	23.02	23.87	23.46
兵庫県	10.34	11.88	14.03	16.17	17.91	20.03	22.64	23.33	22.79
奈良県	10.13	11.37	13.21	15.00	16.63	18.73	21.26	21.93	21.29
和歌山県	13.20	15.18	17.89	20.28	21.83	23.62	26.11	26.93	26.63
鳥取県	13.74	15.90	18.61	20.68	21.56	22.24	24.20	25.35	25.52
島根県	15.32	17.68	20.62	23.05	23.91	24.46	26.59	27.68	27.81
岡山県	13.02	14.60	16.89	18.92	20.07	21.66	24.01	24.61	24.25
広島県	11.48	13.23	15.36	17.18	18.48	20.34	22.97	23.76	23.32
山口県	13.25	15.49	18.26	20.79	22.33	24.07	26.91	28.05	27.78
徳島県	13.29	15.24	18.16	20.60	21.87	22.89	25.41	26.84	27.03
香川県	13.27	15.21	17.81	19.93	21.03	22.33	25.19	26.08	25.83
愛媛県	12.94	15.08	17.87	20.14	21.48	22.81	25.44	26.70	26.80
高知県	14.52	16.77	19.67	21.89	22.86	23.94	26.33	27.22	27.02
福岡県	10.58	12.31	14.49	16.54	18.00	19.46	21.89	23.04	22.91
佐賀県	12.99	14.79	17.17	19.15	20.17	20.90	22.86	24.47	24.98
長崎県	12.15	14.32	17.02	19.41	20.91	22.01	24.55	26.70	27.66
熊本県	13.16	15.17	17.76	20.04	21.28	22.07	24.08	25.60	26.17
大分県	13.10	15.14	17.85	20.17	21.40	22.56	24.94	26.31	26.57
宮崎県	11.97	13.99	16.83	19.40	20.89	21.98	24.50	26.43	27.20
鹿児島県	14.16	16.16	18.69	20.72	21.56	21.84	23.41	25.12	26.07
沖縄県	8.65	9.69	11.17	12.91	14.46	15.23	16.85	18.96	20.03

10%以上の高齢人口割合となる。そして、昭和75年には四国が20%を超え、次いで、昭和80年には東北、中国が20%を超え、昭和90年には全てのブロックが20%を超える。昭和100年には北海道、東北、四国では4人に1人は65歳以上の高齢者となる。

将来の高齢化の速度の点からみると、昭和60年～75年間は北海道が最も早く、次いで、東京圏、東北の順になり、昭和75年～100年では東京圏の速度が最も早く、次いで、大阪圏、北海道の順となる。

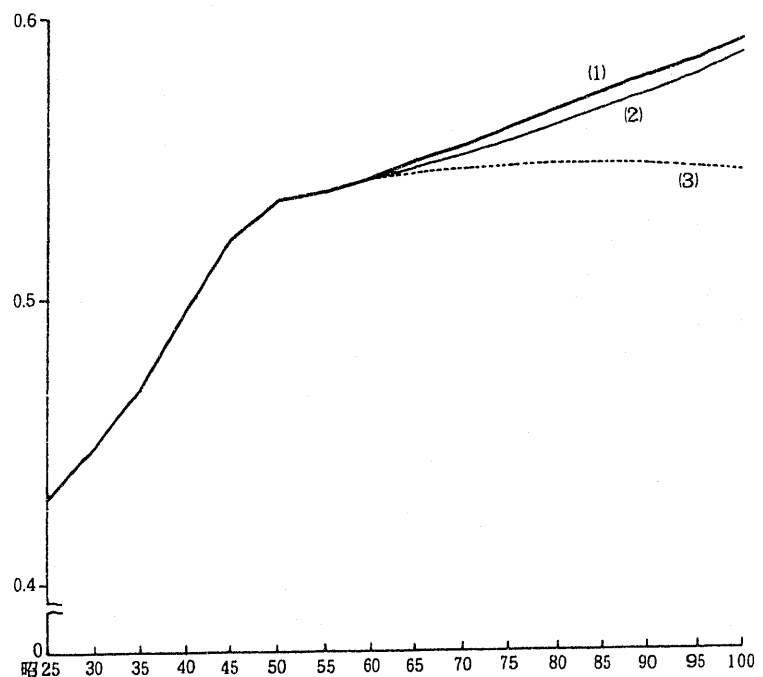
昭和100年の65歳以上人口を移動がない場合と比較すると、東北、北関東、大阪圏、東近畿のブロックで移動がない場合の方が低く、これらのブロック以外は移動が高齢化の速度をはやめたことになる。

都道府県の結果についてみると（表7）、昭和60年で最も高齢化しているのは、島根の15%であるが、各県とも高齢化は進み、昭和70年には島根は20%を超え、昭和75年にはさらに13の県が20%を超える。そして、昭和100年には滋賀と神奈川を除いて20%を超える。昭和100年で25%以上、すなわち、約4人に1人は高齢者である県は21県もあり、なかでも秋田は32%と約3人に1人は65歳以上の高齢者となる。

これもブロック別と同じように、高齢化の速度の点からみると、昭和60年～75年間は秋田が最も早く、その他に、北海道、青森、岩手、東京周辺の埼玉、千葉、神奈川、そして大阪圏の京都、大阪、兵庫の高齢化の速度が早い。昭和75年～100年では埼玉の速度が最も早く、その他に、青森、東京とその周辺県の千葉、神奈川、そして、愛知、大阪の大都市をもつ県、さらに、沖縄の速度が早くなっている。

最後に、都道府県の人口総数によって求められたジニの集中係数⁶⁾をみると（図1）、昭和55年～60年の純移動率が続くとした場合、係数は上昇し、将来の人口分布がより不均等になる。しかも、昭和50年～55年の純移動率が続くとした場合より高くなるということは、大都市（特に東京圏）への人口集中が最近再び大きくなったことを示している。なお、人口移動がない場合のジニの集中係数は、将来もほぼ現在と同水準で、人口の自然増が人口分布にほとんど影響がないことを示している。

図1 ジニの集中係数の推移



- 注 (1) 昭和55～60年移動率の場合。
 (2) 昭和50～55年純移動率の場合。
 (3) 移動率0の場合。

6) ジニの集中係数の計算方法については、人口問題協議会編、『人口事典』, p.75 を参照されたい。

書評・紹介

G. マズニック, M. ベイン著 (井手生監修, 青木久男・久門道利訳)

『アメリカの家族 1960—1990』

多賀出版, 1986年, 242pp.

本書は近年アメリカの家族に生じた変化の動向とその要因の解明のために書かれMITとハーバード両大学の都市研究合同センターより1980年に刊行された『The Nation's Families: 1960—1990』の翻訳である。

目次を掲げれば、第一章「序論」、第二章「人口、世帯、家族」、第三章「女性の仕事と家族収入」、第四章「変わりゆく家族、変わりゆく時代」、そして巻末に付録として関連文献と各章の原データの統計表が収められている。各章のテーマをみれば判かるように、本書ではアメリカの家族の変化を主として二つの側面から考察する。一つは人口と世帯の動向の側面からの解明であり、もう一つは女性の就業動向の側面からの解明である。これらの側面を解明するための方法はコウホート分析であり、本書の分析ではアメリカの人口を大きく三つのコウホートすなわち、1920年以前生まれ（高年世代）、1920～40年生まれ（中年世代）、1940年以降生まれ（若年世代）に分けて分析する。

人口と世帯の動向を左右しているのは主として二つの要素、すなわちコウホート規模の変化と各コウホートの世帯形成にみられる特徴的なパターンの変化であるとする。コウホート規模変化の影響については、若年世代のベビーブーム・コウホートが現在と今後の年齢構成と世帯の構成に与える影響が大きいことを指摘する。世帯形成パターンについては、高年世代は晩婚で結婚後も親と同居するなどのケースも多く両親世帯と密接な結びつきがあったという。中年世代は、経済の好況期にめぐまれ若くして結婚し両親から独立して世帯を持ち子供数も比較的多かったが、近年になって離婚が増加しているという。またベビーブームを含む若年世代では結婚に関し高年世代と同じパターン戻り、晩婚で未婚のまま過ごすものも多くなり、離婚がかなり多いという。近年における夫婦世帯割合の減少、片親と子供の世帯の増加、女性が世帯主の世帯の増加、男女を問わない1人世帯の増加といった世帯類型の多様化と世帯規模の縮小傾向の要因は、高年世代では子供の巣立ちと配偶者との死別などにより、中年世代では子供の巣立ちと配偶者との死別、離別と別居などにより、さらに若年世代では子供数が少ないことや離別と別居の他に未婚のまま家族と離れて過ごすものが近年になって増加していることなどによるという。

女性の就業では近年における女子労働力率の上昇と離婚の増加や女性世帯主の増加、世帯類型の多様化など近年の世帯動向との関連を指摘する。女性の就業については三つの側面に注目する。第一は女子労働力率の動向であり、これは中年世代、若年世代と次第に高くなっており既に男性にかなり近い水準に達している。第二は、女性の就業への関わりの深さ就業意欲の強さである。本書ではこれを労働へのアタッチメントと呼ぶが、端的に言えば、労働力としての参加の実態がパートタイムかフルタイムか、就業が年間の一部かそれとも通年か、勤続年数の長さといったことである。この側面について中年世代まではパートなどの比重が大きく必ずしもアタッチメントが大きくはないが、若年世代ではフルタイムの女性が増えるなどの動きが進行し、将来のアタッチメントはかなり大きくなるとみる。第三は女性の就業の家族収入への貢献度である。この面に関して現状は賃金の安いパートの比重が大きだけでなくフルタイムでも男女の賃金格差があり家計に対しては補助的役割にとどまり、女性の収入が今後どの程度まで伸びるかはかなり問題だという。

本書の特色はアメリカの家族の変化の解明に人口学的方法の一つであるコウホート分析を用いたことにあり、成功しているといえる。使われた人口のデータには、続柄別の世帯員の集計や所属世帯の類型別世帯員の集計など日本の世帯統計などにおいても集計が望まれるものがある。訳は比較的平明であり読みやすいが、訳語の中で婚姻状態、世帯関係などはそれぞれ配偶関係、続柄などの慣用的表現にすべきではないだろうか。

(渡邊吉利)

K. Mahadevan (ed.)
Fertility and Mortality
Theory, Methodology and Empirical Issues

New Delhi: Sage Publication, 1986, 351pp.

本書は、世界的に活躍しているインドの人口学者C. Chandrasekaran を祝い1984年にインドで開催された「社会と人口の変動」と題するセミナーで発表された論文をまとめたものである。低開発地域の人口増加が社会経済の発展に大きな影響を及ぼしていることから、セミナーでは、出生と死亡に関する諸理論と、インドのデータを用いた出生と死亡の低下についての実証分析が報告され、その中から18の報告が本書に収録されている。

第一部「出生力の理論」では、はじめにデービスとバンデンオェバーンが、出生率と死亡率の低下をもたらす男女間の関係の変化とくに性役割への影響を検討している。すなわち、再生産年齢では男子超過・60歳以上では女子超過となること、特に再生産年齢の独身者では男性過剰がより大きくなり結婚市場に影響すること、また子供の独立後の夫婦のみの期間が長期化し離婚の可能性が高まるので生活安定のために婦人の就労意欲が高まることなどから、出生率は長期的低下傾向となるものと結論している。フリードマンは、数十年に渡る研究にもかかわらず出生力の決定因についてよくわかっていないと述べている。なぜなら、低開発地域における最近の出生率低下は急速な社会経済的発展なしに実現されているし、世界出産力調査の結果は出生力と社会経済的要因との関連性が小さく、地域社会構造に関する諸要因と関連が深いことを示しているからである。ナンボディリは、社会開発と人口変動に関する諸理論のポイントを紹介し、これらが統一された理論となっていないこと、ヘルマリンは、出生力の水準・パターン・その調節の方法についての考え方を紹介し、フォーセットは子供の価値と費用の理論と実証分析の成果をまとめている。

第二部は、「文化と出生力」に関するインドにおける6つの実証的研究が収録されている。チャンドラセカランは、人口変動と社会経済変化についての古典的調査となった1951年のマイソール人口調査においても出生力にたいする文化的要因が重要であったこと、マハデバンとクリシュナンはともに、文化的要因としての宗教とカーストの影響を報告している。ラニは、子供の直接的・間接的費用と出生力について報告し、ナイデュは、労働に季節性のある農家よりも自営業の方が子供の労働需要が大きいため出生力水準の高いことを示している。またナヤールは、ケララ州の出生率が極めて低い理由として女子の地位が高いこと、すなわちキリスト教の影響下による女子の高い教育水準と女性の権利を尊重した相続制度、高い初婚年齢、衛生環境、そしてこれらが家族計画を受け入れる素地となっているとしている。

第三部の「社会変化と出生力」では、はじめにスリニバサンが近代化と出生変動に関する理論的整理を行い、クルブがケララ州では資料の制約もあって教育以外の要因との関連性がみつけだすことができなかつたと報告している。ハルは、インドネシアの出生低下について国際比較を念頭において分析を行い、独立などの政治制度の改革と教育制度の改革などインドネシア特有の歴史的要因も重要であるとしている。レディは、ハイデラバード市で相対的に高出生率のスラム居住者と低出生率の一般居住者を比較し、居住者の出生力水準が結婚年数・出生間隔などの人口学的要因と同時に息子の価値などの要因が影響していることを示している。

第四部は死亡についての3つの論文を収録している。マハデバンは、乳幼児死亡の分析枠組みの整理を行い、ナムとハリントン、これまで相関分析が中心となっていた疾病死亡研究に個人の若年期の生活歴をも要因とするマイクロ分析の枠組みといくつかの実例を報告している。最後にマハディバランは、インドの3つの民族の乳児と幼児の死亡率を比較することによって乳児死亡率は生物学的要因、幼児死亡率は環境要因が重要な役割を果たしていることを報告している。最後の第5部は、チャンドラセカランの略歴と研究業績がまとめられている。

本書は、論文集の形式を取っているが、既存の理論を再整理すると共にインドにおける説明力を実際のデータを基に検討している。日本においてもこのような視点に基づく比較研究が必要であると思われる。

(伊藤達也)

統 計

都道府県別人口再生産率：昭和60年

1 使用した資料

- (1) 人口（日本人）：総務庁統計局『昭和60年国勢調査報告 第2巻 第1次基本集計結果 その2 都道府県市区町村編』昭和61年11月
- (2) 出生数（日本人のみ）：厚生省大臣官房統計情報部『昭和60年人口動態統計 中巻』昭和61年12月
- (3) 生残率：国勢調査結果および人口動態統計によって、暫定的に人口問題研究所で算定した昭和60年度の結果

なお、年齢別出生数の母の年齢が15歳未満は15～19歳に、50歳以上は45～49歳に含まれている。また、年齢不詳がある場合は、既知の年齢別出生数をウェイトとして案分、各年齢に配分してある。

2 結果の概要

合計特殊出生率の最も高いのは沖縄で2.31とかなり高い率を示している。これは日本の昭和25年の水準である。次いで、島根が2.01で、この2県だけが2を超える県である。逆に最も低いのは、東京で1.44と沖縄とは0.87もの差がある。次いで、北海道、京都、神奈川、奈良、大阪、秋田の順で、これらの県が1.6台の低い水準を示している。また、純再生産率が1を超えているのは、沖縄のみで、その他の県は1以下で縮小再生産である。

人口再生産率の基礎となる年齢別出生率をみると、合計特殊出生率の最も高い沖縄が全年齢で出生率が高いとは限らず、25～29歳を除いては、最も高い出生率を示すが、25～29歳は全国値よりも低い出生率である。因みに、25～29歳で最も高い出生率を示すのは滋賀である。逆に、最も合計特殊出生率の低い東京も全年齢で出生率が低いとは限らず、20歳代では、最も低い30歳代になると、全国より高い出生率を示す。つまり、高年齢ではかなり出生していることになる。30歳代で最も低い出生率を示すのは、富山である。

年齢別出生率の都道府県格差をみると、25～29歳で全出生の50%以上を占めるが、この年齢の都道府県格差が最も小さく、次いで、30～34、20～24、35～39、15～19というように、25～29歳から年齢が離れていくにしたがって、格差が広がっていく。

（金子武治・三田房美）

参考表 年齢別出生率および人口再生産率の都道府県格差

	最 大	最 小	差	平 均	標準偏差	変化係数
年齢別出生率(%)						
15～19歳	11.19 (沖縄)	1.69 (長野)	9.50	4.13	1.38	33.29
20～24	104.07 (沖縄)	32.97 (東京)	71.10	71.41	12.73	17.82
25～29	217.39 (滋賀)	132.88 (東京)	84.51	187.21	14.56	7.78
30～34	118.22 (沖縄)	65.28 (富山)	52.94	83.68	10.27	12.28
35～39	45.70 (沖縄)	9.96 (富山)	35.74	16.68	5.18	31.03
40～44	7.37 (沖縄)	0.93 (秋田)	6.44	1.76	0.92	52.11
合計特殊出生率	2.31 (沖縄)	1.44 (東京)	0.87	1.82	0.12	6.81
総再生産率	1.12 (沖縄)	0.70 (東京)	0.42	0.89	0.06	6.81
純再生産率	1.11 (沖縄)	0.69 (東京)	0.43	0.88	0.06	6.77

表1 都道府県別人口再生産率

都道府県	人口再生産率			指数 ¹⁾		
	合計特殊出生率	総再生産率	純再生産率	合計特殊出生率	総再生産率	純再生産率
全国	1.74	0.85	0.84	100.00	100.00	100.00
北海道	1.61	0.79	0.78	92.54	93.39	93.23
青森	1.80	0.88	0.87	103.24	103.30	103.27
岩手	1.88	0.91	0.90	107.52	107.80	107.82
宮城	1.80	0.87	0.86	103.14	102.40	102.42
秋田	1.69	0.82	0.80	96.95	96.09	96.01
山形	1.87	0.90	0.89	106.97	106.28	106.35
福島	1.98	0.96	0.95	113.28	113.22	113.02
茨城	1.86	0.91	0.90	106.53	107.10	106.96
栃木	1.90	0.93	0.92	108.96	110.04	110.17
群馬	1.85	0.90	0.88	105.82	105.54	105.59
埼玉	1.72	0.84	0.83	98.77	98.55	98.63
千葉	1.75	0.85	0.84	100.17	100.03	100.14
東京都	1.44	0.70	0.69	82.33	82.31	82.36
神奈川県	1.68	0.82	0.81	96.56	96.71	96.81
新潟	1.88	0.91	0.90	107.73	107.53	107.44
富山	1.79	0.89	0.88	102.86	105.29	105.32
石川	1.79	0.86	0.85	102.45	101.13	101.46
福井	1.93	0.94	0.93	110.89	110.49	110.57
山梨	1.85	0.90	0.89	105.82	106.43	106.34
長野	1.85	0.90	0.89	105.80	106.06	105.77
岐阜	1.81	0.89	0.87	104.06	104.49	104.37
静岡県	1.85	0.89	0.88	105.87	105.35	105.52
愛知県	1.82	0.89	0.88	104.26	104.44	104.55
三重	1.80	0.88	0.87	103.06	103.74	103.71
滋賀	1.97	0.95	0.94	112.76	111.98	111.96
京都	1.68	0.80	0.80	96.19	94.90	94.93
大阪	1.69	0.82	0.81	96.93	97.16	97.11
兵庫県	1.75	0.85	0.84	100.25	100.77	100.79
奈良	1.69	0.82	0.81	96.87	96.52	96.62
和歌山	1.79	0.86	0.85	102.72	101.79	101.47
鳥取	1.93	0.93	0.91	110.91	109.33	109.13
島根	2.01	0.99	0.97	115.18	116.21	116.04
岡山	1.89	0.91	0.90	108.35	107.11	107.11
広島	1.83	0.89	0.88	105.06	104.71	104.69
山口	1.82	0.89	0.88	104.60	104.66	104.56
徳島	1.80	0.89	0.88	103.33	105.00	104.72
香川	1.81	0.87	0.86	103.73	102.90	103.06
愛媛	1.78	0.88	0.87	101.84	103.71	103.61
高知	1.81	0.89	0.87	103.59	104.65	104.41
福岡	1.75	0.84	0.83	100.44	99.52	99.56
佐賀	1.95	0.95	0.93	112.02	111.42	111.50
長崎	1.87	0.91	0.90	107.49	107.58	107.74
熊本	1.85	0.89	0.88	106.01	105.46	105.36
大宮	1.78	0.86	0.85	102.05	101.67	101.74
宮崎	1.90	0.92	0.90	108.71	107.93	107.94
鹿児島	1.93	0.94	0.92	110.53	110.74	110.35
沖縄	2.31	1.12	1.11	132.64	132.44	132.24

1) 全国を100.00とした指数。

表2 都道府県別出生率および合計特殊出生率

都道府県	女子の年齢別出生率(%)							合計特殊出生率
	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
全 国	4.11	61.84	177.85	85.51	17.61	1.80	0.06	1.74
北海道	4.87	62.31	157.48	78.91	17.34	1.80	0.07	1.61
青森	5.39	86.43	172.10	77.44	16.47	2.26	0.02	1.80
岩手	4.04	84.67	181.12	85.90	17.62	1.55	0.10	1.88
宮城	4.12	70.67	181.71	85.37	16.38	1.47	0.03	1.80
秋田	2.37	75.08	178.26	69.80	11.67	0.93	0.04	1.69
山形	2.18	79.09	196.09	80.48	14.05	1.20	0.02	1.87
福島	4.38	88.85	194.54	88.65	16.62	1.99	0.07	1.98
茨城	5.03	74.65	188.72	85.62	15.67	1.73	0.15	1.86
栃木	5.04	78.09	191.24	87.84	15.55	2.27	0.02	1.90
群馬	4.21	70.96	183.59	90.74	17.80	1.74	0.07	1.85
埼玉	4.01	55.93	173.17	90.89	18.62	1.82	0.05	1.72
千葉県	4.01	59.43	175.37	89.80	18.84	1.86	0.06	1.75
東京都	2.84	32.97	132.88	92.15	23.80	2.42	0.07	1.44
神奈川県	3.40	49.58	165.78	95.15	20.88	1.93	0.06	1.68
新潟	2.64	73.46	194.10	88.62	15.45	1.43	0.04	1.88
富山	2.65	83.51	196.25	65.28	9.96	1.05	0.05	1.79
石川	2.94	79.36	194.67	68.01	11.35	0.97	0.03	1.79
福井	3.47	81.68	214.88	73.02	12.24	1.45	0.04	1.93
山梨	3.23	51.46	193.32	101.69	17.64	1.66	0.08	1.85
長野	1.69	51.89	191.49	103.01	19.29	1.58	0.07	1.85
岐阜	2.91	68.01	205.67	72.45	12.43	1.36	0.09	1.81
静岡県	3.71	70.05	194.78	84.78	14.60	1.32	0.02	1.85
愛知県	4.33	68.58	198.21	77.42	13.68	1.38	0.04	1.82
三重	4.18	81.15	192.82	69.19	10.90	1.19	0.02	1.80
滋賀	3.94	71.01	217.39	84.95	14.67	1.29	0.03	1.97
京都	3.46	47.69	173.77	89.90	18.94	1.69	0.04	1.68
大阪	5.24	56.42	172.36	84.27	17.79	1.96	0.05	1.69
兵庫県	4.63	59.22	183.43	83.73	16.96	1.62	0.04	1.75
奈良	3.81	53.39	185.99	78.69	14.69	1.26	0.02	1.69
和歌山	5.78	81.83	184.32	70.71	14.34	1.28	0.00	1.79
鳥取	3.61	79.75	203.14	83.91	14.68	1.71	0.05	1.93
島根	4.10	82.01	208.56	88.09	17.10	1.79	0.08	2.01
岡山	4.82	78.73	203.81	75.62	13.72	1.10	0.11	1.89
広島	4.35	71.19	196.92	78.43	14.10	1.41	0.04	1.83
山口	4.65	74.02	190.88	79.19	14.65	1.39	0.04	1.82
徳島	4.57	78.95	191.20	71.14	13.11	1.44	0.00	1.80
香川	4.38	77.70	197.63	67.80	12.91	1.26	0.09	1.81
愛媛	4.22	73.40	185.64	75.37	15.12	1.38	0.06	1.78
高知	5.78	81.07	171.61	81.94	18.60	2.28	0.04	1.81
福岡	5.33	61.37	173.49	88.08	19.81	2.13	0.10	1.75
佐賀	4.08	76.27	194.85	95.00	18.21	2.17	0.14	1.95
長崎	3.71	68.63	183.23	95.59	21.18	2.51	0.08	1.87
熊本	4.14	77.28	186.29	83.74	16.56	1.68	0.06	1.85
大分	3.57	72.57	187.10	77.10	14.17	1.37	0.05	1.78
宮崎	3.90	81.59	190.32	84.44	16.90	1.94	0.08	1.90
鹿児島	3.34	70.44	192.87	95.09	21.21	2.50	0.05	1.93
沖縄	11.19	104.07	175.82	118.22	45.70	7.37	0.25	2.31

表1に掲げた合計特殊出生率算出に用いたもの。ここでは年齢5歳階級別出生率を用いているので、合計特殊出生率は、合計の5倍として算出してある。

表3 都道府県別女児出生率および総再生産率

都道府県	女子の年齢別女児出生率 (%)							総再生産率
	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	
全国	2.00	30.04	86.47	41.71	8.52	0.88	0.03	0.85
北海道	2.37	30.87	77.17	38.54	8.56	0.87	0.05	0.79
青森	2.69	42.21	83.92	37.31	8.00	1.10	0.00	0.88
岩手	1.78	41.58	87.93	42.34	8.45	0.75	0.04	0.91
宮城	1.95	33.64	87.87	41.72	7.79	0.73	0.00	0.87
秋田	1.20	35.55	87.17	32.93	5.65	0.50	0.02	0.82
山形	1.11	37.67	96.04	38.18	6.69	0.59	0.02	0.90
福島	2.19	42.68	95.05	43.63	7.68	0.82	0.01	0.96
茨城	2.48	36.37	92.30	42.18	7.41	0.85	0.11	0.91
栃木	2.50	38.46	93.49	43.91	7.35	0.95	0.02	0.93
群馬	2.05	34.85	88.14	44.12	8.82	0.99	0.07	0.90
埼玉	2.04	26.63	84.20	44.51	8.93	0.86	0.01	0.84
千葉	2.05	28.89	85.16	43.59	9.11	0.87	0.02	0.85
東京都	1.33	16.24	64.65	44.81	11.32	1.25	0.03	0.70
神奈川県	1.65	23.92	80.70	46.65	10.11	1.01	0.03	0.82
新潟	1.20	35.28	94.74	42.76	7.76	0.67	0.01	0.91
富山	1.50	41.72	96.69	32.88	5.26	0.52	0.03	0.89
石川	1.55	38.74	92.86	32.49	5.47	0.43	0.03	0.86
福井	1.72	39.00	104.30	35.73	5.97	0.69	0.04	0.94
山梨	1.86	24.07	94.49	50.76	8.59	0.78	0.00	0.90
長野	0.78	24.91	93.05	50.93	9.45	0.79	0.01	0.90
岐阜	1.43	33.63	100.13	35.30	6.17	0.53	0.09	0.89
静岡県	1.83	33.67	95.04	40.81	6.81	0.54	0.01	0.89
愛知県	2.14	33.43	96.82	37.39	6.71	0.67	0.02	0.89
三重	2.05	39.71	95.06	33.47	5.08	0.62	0.00	0.88
滋賀	2.17	34.92	104.02	41.28	6.96	0.63	0.00	0.95
京都	1.52	22.57	83.27	43.82	9.17	0.64	0.00	0.80
大阪	2.51	27.30	83.93	41.55	8.59	0.94	0.02	0.82
兵庫県	2.09	28.77	89.80	41.01	8.46	0.82	0.01	0.85
奈良	1.72	26.67	88.86	38.28	7.54	0.64	0.02	0.82
和歌山	2.84	40.09	88.55	33.50	7.08	0.62	0.00	0.86
鳥取	1.75	39.72	97.46	38.81	6.97	0.71	0.05	0.93
島根	1.88	40.10	102.83	42.81	8.60	0.84	0.08	0.99
岡山	2.27	37.94	97.35	36.98	6.61	0.49	0.06	0.91
広島	2.17	34.76	95.36	37.66	6.96	0.69	0.03	0.89
山口	2.23	36.38	92.48	38.96	6.85	0.63	0.02	0.89
徳島	2.27	40.40	93.30	35.01	6.28	0.87	0.00	0.89
香川	2.01	38.31	94.13	32.68	6.72	0.64	0.06	0.87
愛媛	2.31	36.83	92.25	36.39	7.39	0.71	0.06	0.88
高知	2.63	39.33	85.34	39.90	9.12	1.23	0.00	0.89
福岡	2.52	29.57	83.39	42.74	9.59	1.00	0.02	0.84
佐賀	2.09	35.37	93.85	47.91	8.87	0.85	0.07	0.95
長崎	1.90	33.13	89.30	46.59	10.49	1.08	0.02	0.91
熊本	2.05	35.63	91.16	41.33	7.91	0.84	0.00	0.89
大分	1.80	35.52	88.98	38.78	6.72	0.66	0.00	0.86
宮崎	1.90	39.42	91.28	40.65	8.74	1.11	0.00	0.92
鹿児島	1.44	34.50	93.38	46.84	10.36	1.31	0.03	0.94
沖縄	5.59	50.97	85.97	57.30	20.90	3.81	0.14	1.12

表1に掲げた人口再生産率算出に用いたもの。

第46回人口問題審議会総会

人口問題審議会の第46回総会が、昭和62年1月27日（火）午後2時から4時まで、中央合同庁舎第5号館共用第9会議室で開催された。今回の会議においては、まず次の3題の報告（カッコ内は報告者）とそれをめぐっての質疑討論が行われた。

1. 日本の将来人口新推計（昭和61年12月推計）について（阿藤誠専門委員）
2. 昭和60年国勢調査結果にもとづく地域人口の将来推計について（河邊宏専門委員）
3. 地域別世帯状況について（内野澄子専門委員）

今回の総会では、次に「人口と家族に関する特別委員会」の設置が決まったが、その趣旨、スケジュール等は次のとおりである。

「人口と家族に関する特別委員会」の設置について

（昭62. 1）

1. 趣 旨

高度経済成長に伴う若年人口の急激な都市集中化、扶養意識の変化等により、核家族世帯や高齢者世帯が増加するなど、我が国の家族形態は大きく変容した。また、家族形態の変容及び女性特に主婦の就業の増大は、育児や老人の介護等の家庭機能の面に大きな影響を及ぼしつつある。しかも、生活水準の向上は、個性に応じた多様なライフスタイルを追求できる状況を作り出している。さらに、高齢化や家庭基盤の脆弱化は、地域によって、その進展に差異があり、地域によっては大変深刻な問題となる可能性がある。

このような経済社会の現状を踏まえ、21世紀初頭の日本社会における家族形態を展望し、子供や老親の扶養、個々人や家族と地域社会との係わり等家族をめぐる問題に焦点をあて、長寿社会において家庭が健全に機能し、老若ともども明るく豊かに暮らしていけるための諸方策について論じ、提言を行う。

2. スケジュール

昭和62年春より審議を開始し、昭和63年春を目途に報告書を取りまとめ、大臣に提出する。（特別委員会は2か月に1回程度、計6回程度開催の予定。）

3. 特別委員会メンバー

委 員

福 武 直（社会 保障 研究所 顧問）	伊 藤 善 市（東京女子大学教授）
伊 部 英 男（年金制度研究開発基金理事長）	岡 崎 陽 一（日 本 大 学 教 授）
河 野 稔 果（人 口 問 題 研 究 所 長）	

専門委員

大 森 彌（東京大学教授）	小此木 啓 吾（慶応義塾大学助教授）
高 原 須美子（評 論 家）	藤 原 房 子（ジャーナリスト）
河 邊 宏（人口問題研究所人口政策研究部長）	内 野 澄 子（人口問題研究所人口構造研究部長）
阿 藤 誠（人口問題研究所人口動向研究部長）	山 口 喜 一（人口問題研究所人口情報部長）

なお、この特別委員会の第1回会議が3月16日（月）10時30分から12時30分すぎまで、厚生省特別第一会議室において開催されたが、出席委員の互選によって特別委員会委員長に福武直氏が選出されている。

第24回国際連合人口委員会

標記の委員会 (The Twenty-fourth Session of Population Commission) が、1987年1月28日から2月6日までニューヨークの国連本部で開催された。わが国は、1959年の第10回人口委員会に初めて参加して以来、毎回代表を出席させていたが、前回委員会の後、メンバー国から外れたため、残念ながら今回の委員会に代表を出席させることができなかった。

なお、当所が得た情報による本委員会の予定された議題は次のようなものであった。

Agenda

1. Election of officers.
2. Adoption of the agenda and other organizational matters.
3. Action by the United Nations to implement the recommendations of the World Population Conference, 1974 : monitoring of population trends and policies and review and appraisal of progress towards the implementation of the World Population Plan of Action.
4. Programme of work in the field of population for the biennium 1988-1989 and implementation of the programme budget for 1986-1987.
5. Follow-up on the recommendations of the International Conference on Population, 1984.
6. Provisional agenda for the twenty-fifth session of the Commission.
7. Adoption of the report of the Commission on its twenty-fourth session.

老人と子供の福利に関する国際会議

標記の会議が1987年2月12~13日に米国のワシントン市の Urban Institute で開催された。会議の原名は Workshop on The Well-being of the Aged and Children in the United States : Intertemporal and Intergenerational Perspectives. である。

この会議は Alfred P. Sloan スローン財団、ユタ大学、Urban Institute の共催で行われた。組織者はユタ大学社会科学部 Timothy Smeeding 教授、Urban Institute 上級研究員 John Palmer 博士、米国センサス局 Barbara B. Torrey 女史の3人で、出席者は35人であり、ハーバート大学の Sheldon Danziger 経済学教授、Lee Rainwater 経済学教授、Sloan 財団の人口担当者で The Fear of Declining Fertility の共著者である Michael P. Teitelbaum 博士、筆者(河野)と日本についての論文を共同執筆した Samuel H. Preston ペンシルバニア大学教授等の名前が見られる。

会議の目的は1984年米国人口学会で前記の Preston 教授が会長演説を行った The Elderly and Youth のテーマをさらに発展させ、老人と青少年の生活の質、生活水準の比較、それらが人口学的、社会経済的要因あるいは行政的・文化的要因にいかに関与されているかを分析評価することであり、歴史的次元と国際的次元からもこれらのテーマを押し広げようとするものである。当人口研からは所長の河野稠果が出席し、前記の Samuel H. Preston 教授と共著で "Trends in Well-being among Children and the Elderly in Japan" という論文を提出した。

なお、河野はその次の週にニューヨークの国連本部人口部を訪門し、1986年9月東京で開催した International Symposium on Population Structure and Development に提出したペーパーの国連 UN Bulletin of Population による発刊について協議した。
(河野稠果記)

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS

(JINKO MONDAI KENKYU)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Shigemi KONO *Managing Editor:* Kiichi YAMAGUCHI
Associate Editors: Hiroshi KAWABE Hiroaki SHIMIZU Yoko IMAIZUMI
 Michiko YAMAMOTO

CONTENTS

Articles

- Factors Influencing the Frequency of Consanguineous
 Marriages in Japan Yoko IMAIZUMI ... 1~17
- Regional Development Planning and Migration :
 The Fourth Comprehensive National Development Plan
 Keiko WAKABAYASHI ...18~35
- Hazard Function and Life Table :
 An Introduction to the Failure Time Analysis
 Keiichiro MATSUSHITA and Hisashi INABA ...36~50

Notes

- On Preferences for Sex of Children Among the Japanese Hiromichi SAKAI ...51~55
- On the Reliability of Population Projections
 Makoto ATOH and Masako IKENOUE ...56~61

Materials

- Factors Affecting the Recent Change in Headship Rate in Japan
 Kiyosi HIROSIMA ...62~69
- The Population Projections by Prefectures : 1985-2025.
 Takeharu KANEKO, Fusami MITA and Hisashi INABA ...70~78

Book Reviews

- George Masnick and Mary Jo Bane (translated by S. Ide et. al.),
America no Kazoku (The Nations Families) : 1960-1990 (Y. WATANABE)79
- K. Mahadevan (ed.), *Fertility and Mortality* (T. ITOH)80

Statistics

- Population Reproduction Rates by Prefectures : 198581~84

- Miscellaneous News85~88