慶應義塾大学学術情報リポジトリ

Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	国内純移動人口の検討
Sub Title	Internal population migration, 1950-65 correction and comparisons
Author	西川, 俊作
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1970
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.63, No.3 (1970. 3) ,p.255(37)- 266(48)
JaLC DOI	10.14991/001.19700301-0037
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19700301-0037

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって 保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

1860年代におけるイギリス労働運動と労使関係

ASCJ をはじめ、その他の合同組合の全部を合せても、組合員数は50,000名にも満たないものであったと考えられるとすれば、この合同組合が仮に有力であったとしても、それはきわめて限られたものであったといわざるをえない。いわんやこの二大組合のほかに、炭鉱、綿業およびその他の繊維産業、印刷、製本、馬車製造、鉄鋼、ガラス、仕立および製靴業などのさまざまの組合があり、これは合同組合とは組織原則において異なるところの一般組合および小規模のクラフト・ユニオンであり、合同主義が浸透しえない組合であったのである。とくに炭鉱労働者と綿業労働者は、いわゆる一般組合どして、実に ASE や ASCJ とはその政策および組織方針においてきわ立った対照を示していたのであって、この両者の比較は、この時期の労働組合構造の特殊性を理解するのに絶対に必要となる。機械工、建築労働者、炭鉱労働者および綿業労働者の4大組合とこれらの周辺に散在する数多のクラフト・ユニオンとが、それぞれ相互にどのように関連し合っているか、を明らかにすることが必要となる。そのためには、職能別の合同組合の典型ともいうべき ASE と ASCJに、炭鉱労働組合および綿業をはじめ繊維産業を中心とする一般組合を対置し、そのなかではじめて全体としての60年代の労働運動の全体像に焦点をあてることができるのではなかろうか。

(未完)

国内純移動人口の検討*

西川俊作

は し が き

この論文は,前稿「国内純移動人口の性・年齢階層別推計」(本誌62巻8号,昭和44年8月) において, CSR—センサス生残率の前進法から導いた昭和25—40年の性・年齢別推計値を, 2, 3の関連資料に照らして吟味するのを,その目的としている。

まず、前回報告した推計値、とくに年齢階層合計値には計算プログラム上のスリップによる誤りのあることがわかったので、その訂正をおこなったのち、年齢階層別に――これに誤りはない―― 若干の再説をおこなう。

ついで「住民登録人口移動報告」、および「就業構造基本調査」によって、昭和35—40年についてCSR推計値を検討する。ただし、前者には年齢別数字がないし、後者には性別数字がない。また、ともにいわゆる年間移動の記録であって、CSR推計値のように5年間のものではない。

観察の単位期間 5年の別途推計としては、都道府県別生命表生残率 (LSR) による推計値がよう やく利用可能となったので、このLSR推計とCSR推計との相互チェックをすることができる。 以上がこの続稿の扱う問題だが、最後に全体を通観して得られる暫定的結論を添える。

1. CSR 法による推計結果: 訂正と再説

CSRは国調生残率の略称である。昭和25,30,35,40年の国勢調査5歳階級別人口から計算される全国平均生残率を,各都道府県の5歳階級別人口に適用すれば,いわゆる封鎖人口が推計される。これを対応する現在人口より差引けば,該当期間中の純移動人口が求められる。

CSRを当該期間の期首人口に掛ければ前進法、期末人口をCSRで割れば逆進法である。表1

^{*} 資料収集,計算プログラム,結果整理については、加国雄、常木英子、小林一、羽野素子の皆さんに御苦労をかけた。深く感謝する。

はこの両方法によって導いた純移動人口の合計数字一覧である。ただし、任意の府県からの流出は他の府県への流入となるはずだから(国外流出入なしと仮定)、都道府県別純移動の全国合計は計算誤差を除きゼロとなる。表1には、流出(または流入でもよい)の全国合計を掲げてある。

ただしこれは期末年齢表示で 10/69 歳の純移動人口である。 5/9 歳人口の移動は自発的というより随伴的なものであるし,70歳以上人口の移動はきわめて少数なので,省いた。これによってみると,男子・女子ともにその純移動は25-30年,30-35年,35-40年と順次その規模が拡大し,対前期比(パネル(2))でみれば加速化の傾向にある。

他方パネル(3)だが、ここには逆進推計値と前進推計値とのギャップが掲げてある。いま任意の年齢階層の生残率を $\sigma=1-\delta$ とし(δ は死亡率である)、特定地域の期首、期末人口を P_{t} , $P_{t+\delta}$ とする(ただし θ は期間で、ここでは5年である)と、前進推計では

 $\mathbf{M}^{\mathbf{F}} = \mathbf{P}_{t+\sigma} - \sigma \mathbf{P}_{t}$

M^F は純移動の前進推計値である。

逆進推計値 M^B はこれに対して,

 $M^R = P_{t+o}/\sigma - P_t$

であるから、両者の関係はつぎのようになる。

 $M^F = \sigma M^R$

したがって、 σ <1 であるかぎり、 M^R は M^F よりも大きいのがふつうである。 σ が 1 を離れるほど、 この差は大きくなるであろう。

そこで一般に若年層ほど差は小さく、老齢層ほど大きくなるものと、見込まれる。幼児層についても死亡率は高いから、この差は小さくないが、表 1 ではこの両端階層を除いているので、ギャップは $1\sim3$ %の範囲にとどまっている。観察 3 期中では、30-35年が男女とも比較的大きい。これに対し、35-40年は第 1 次報告でも指摘したように、若干の階層で $\sigma>1$ となるものがあるため、ギャップ率は縮小している。

前進、逆進いずれによるにせよ、生残率を用いるかぎりなにがしかの誤差が発生することは避け

表1 純移動人口の総数

	25-30年	30-35年	35—40年
(1)前 進 推 計			
男 子	1,251	1, 494	1,838
女 子	1,062	1, 176	1,475
<u>ā</u> l·	2, 313	2, 670	3, 313
(2)同上対前期比			
男 子	-	1, 194	1, 236
女子	_	1, 105	1, 250
計	-	1, 154	1, 232
(3)逆 進一前 進		÷	
男子	29	55	42
女 子	15	23	12
시한, 영화 計 , 기	44	78	54

⁽注) パネル(1), (2)は 1,000 人単位, パネル(3) は倍率表示である。

国内純移動人口の検討

られない。なぜなら,該当地域における期間中の死亡者は,他地域に流出せず滞留していたものの死亡 D_{NM} ,および他地域から流入してきて死亡したもの D_I との和でなければならないが,前進法では他地域へ流出したものがあたかも当該地域に留まり,所定率 σ で死亡したもの D_0 と評価してしまう。したがって,実際の死亡 $D_{NM}+D_I$ と推定死亡 $D_{NM}+D_0$ とでは誤差 D_0-D_I がかならず発生するであろう。

逆進法のばあいにも事情はほぼおなじである。すなわち、期末までの流入者はすべて則首人口として再生されるので、かれらの死亡数 D_I は誇張され、反対に期末までに死亡してしまった滞留者 D_0 がまったく考慮されなくなってしまう。したがって誤差は $D_I - D_0$ となるであろう。(前進法にくらべ D_I , D_0 の正負が逆になっていることに注意)

それで CSR 推計にあたって、しばしば前進・逆進推計値の平均をもって、純移動人口の推計値とすることがあるが、所詮それは誤差の平均化にすぎないし、以上にみたかぎりでいえば、前進推計値をたかだか 0.5~1.5% 程度上廻わる、あるいはおなじことだが、逆進推計値をいくぶん低目、せいぜい 0.3~1.0% ほど 下廻わるだけであるから、以下ではもっぱら 前進推計値によるものとし、逆進推計値は考慮外におくこととしよう。

さて表 2 は、表側の 20 地域別に 10/69 歳の純移動をみたものである。この表はすでに第 1 次報告に表 8 として収録されていたものと同形式だが、やはり計算プログラム上のスリップのため、今回大幅に改訂されている。誤りの源泉は、5 歳階級別の推計値を 2 階層ずつ、つまり10歳階級に合算した際、とくべつに 15/24 歳階級の合算をおこなったが、さらに 10/69 歳の合計々算のプロセスで、この 15/24 歳階級が二重に加算されていたことによる。

表 3 にみるとおり、15/24 歳階級はもっとも流動的な年齢階層で、全国計でいえばほぼ全移動数の50%余を占めるので、この二重計算によって第 1 次報告・表 8 の数字は著しく――ただし絶対値で、過大になっている。おなじことは表 1 についてもあてはまるので、それに対応する第 1 次報告注 1 の附表 6 はやはり過大な数字になっている。いいかえると表 2 と表 3 との合計が、第 1 次報告に表 8 として与えられているわけである。

表2と表3を比較すれば、純移動人口の大勢が15/24 歳層の動向によって支配されることがよくわかる。京浜、愛知、阪神への純流入の大部分はこの若年層によって占められている。おもしろい

注(1) のちに本文で触れるように、この表1は第1次報告・注16 附表の訂正増補表に相当するものである。

⁽²⁾ 第1次報告・表2でみると、35-40年の CSR は、男子3階層、女子3階層で1を超えている。そのため、35-40年の逆進・前進差は相対的に小さいのかもしれない。

注(3) 念のため,われわれの地域区分を書いておけば,つぎのとおりである。(1)北海道,(2)青森・岩手・秋田,(3) 宮城・山形,(4)福島・新潟,(5)茨城・栃木・群馬,(6)埼玉・千葉,(7)東京・神奈川,(8)山梨・静岡,(9)長野・ 岐阜,(6)愛知,(11)宮山・石川・福井,(2)三重・滋賀・京都,(3)奈良・和歌山,(4)大阪・兵庫,(5)島取・島根, (6)岡山・広島・山口,(7)徳島・香川・愛媛・高知,(8)福岡・佐賀・長崎,(9)大分・熊本,(3)宮崎・鹿児島。

⁽⁴⁾ ほかに第1次報告・表6の15/69 歳欄,および表9の合計欄にやはり,15/24 歳階級の二重計算の影響が及んでいる。表6.は該当欄より左方の諸数字――ただしむろん15/24 歳階級をのぞいて――を合計すれば、訂正可能である。また表9の合計欄に入るべき順位相関係数(r)とその検定統計量は、上から順に、.621(3.80)、.705(4.31)、.421(2.56)、.463(2.82)、.737(4.51)、.337(2.05)が正しい。

(単位1,000人 ▲は練流入)

地 域		男				了	3	t	子。			
 73,	1.6		实	25-	-30年	30-35年	35-40年	25-40年	25-30年	30-35年	35—40年	25-40年
1.	北	海	道	A	43	22	104	83	3	0	61	64
2.	東	北	上		93	116	165	375	56	79	145	279
3.	東	北	下		108	92	81	280	64	74	92	230
4.	新	•	福		158	152	135	445	130	134	150	414
5.	北	関	東		159	154	73	386	150	149	100	399
6.	南	関	東		44	▲ 36	▲ 323	▲ 315	53	▲ 11	▲ 247	▲ 205
7.	京		浜	•	786	▲ 857	▲ 644	▲ 2, 287	▲ 635	▲ 687	▲ 597	▲ 1,919
8.	Щ	•	静	1	27	39	25	92	35	44	20	99
9.	中	部山	赿		101	60	60	221	82	48	42	172
10.	愛		知		68	▲ 143	▲ 166	▲ 377	▲ 84	▲ 106	▲ 117	▲ 308
11.	北		陸	-	65	40	54	159	53	31	45	129
12.	近	•	畿		37	38	12	87	41	36	10	87
13.	紀	•	伊		20	27	6	52	30	26	▲ 1 1	55
14.	阪		神	•	261	▲ 402	▲ 441	▲ , 1, 104	▲ 253	▲ 325	▲ 402	▲ 980
15.	Щ		陰	•	25	57	64	146	31	45	54	130
16.	Щ		陽	- 7	70	101	94	265	53	65	77	· 195
17.	四		国		109	145	138	392	101	109	117	327
18.	北	九	州		62	130	281	474	20	83	216	319
19.	中	九	州		64	121	128	313	1 9	89	110	261
20.	南	儿	H.		16	144	153	313	8	117	125	250

表 3 性別・地域別 15/24 歳移動人口

(単位1,000人,▲は純流入)

地		域		ì	男	-	f .	3	女				
<u>.</u>		坝		25-30年	30—35年	35-40年	25—40年	25-30年	30-35年	35—40年	25-40年		
1.	北	海	ř	▲ 37	A 1	5 5	17	▲ ⁽¹⁾ 5 5	A 3	30	22		
2.	東	北上	- 1	60	92	115	267	31	56	97	184		
3.		北二	F	58	72	59	189	33	51	60	144		
4.	新	· . ?	闘	106	122	106	334	71	92	97	260		
5.	北	图 〕	Į	106	118	79	303	74	93	71	237		
6.	南		ŧ	27	5	▲ 98	▲ 66	23	13	▲ 56	▲ 20		
7.	京	ì	Ę	▲ 543	▲ 710	▲ 651	1 ,903	▲ 310	▲ 427	▲ 449	▲ 1, 186		
8.	Щ		ø	30	33	23	. 86	14	22	10	47		
9.		部山日	ĺ	72	62	57	191	44	28	20	92		
10.	愛	9	31	▲ 39	▲ 91	▲ 105	▲ 234	▲ 69	▲ 91	▲ 83	A 243		
11.	北	β	- 1	44	38	44	126	27	15	27	69		
12.	近	É	É	8	10.	1 0	8	7	2	▲ 12	4		
13.		1	}†	14	15	7	36	12	10	1	21		
14.	阪	1	iji	▲ 160	▲ 277	▲ 273	▲ 710	▲ 127	▲ 203	▲ 224	▲ 553		
15.	川	B.	衾	22	42	` 48	112	20	34	36	90		
16.	Щ	F	5	52	80	83	216	24	36	49	109		
17.	74	1	E	74	110	112	295	56	74	74	204		
18.		九力	H	18	77	139	234	6	46	97	149		
19.	s‡s	九力	H	43	89	96	228	28	56	69	153		
20.	帕	ルり	H	43	114	111	268	43	95	87	225		

---- 40 (258) ----

国内純移動人口の検討

ことに、北海道のばあい 10/69 歳合計でゆくと、男子 25-30 年を除けば純流出となっているが、15/24 歳階級では男女子とも 35 年まで、ごくわずかながら純流入が記録されていることである。

また南関東は 10/69 歳では 30 年以降純流入を記録しているが、15/24 歳が純流入に転化したのは 35 年以降である。いうまでもなくこれは、「高度成長」期におけるその地域発展に完全に照応しているのであって、年齢別純移動人口推計の必要性を端的に物語るものである。もうひとつ南関東については 35—40 年の数字が注目に値する。

すなわち 10/69 歳でみるかぎり, 男子 32.3万, 女子 24.7万の純流入だが, そのうち 15/24 歳は男子 9.8万, 女子 5.6万を占めるにすぎず相対的にみれば 25 歳以上, とくに 40 歳未満の壮年人口の増加が大きい――男女とも 15万余に達すること である。また 10/14 歳の純流入も比較的大きく(男女約 1.6万), 京浜への純流入をわずかにせよとにかく上廻っているのである。

2. 「住民登録人口移動報告」との対応

現在人口移動データとして、しばしば利用されるのは「住民登録人口移動報告」(各年) に収録されたものである。これは各暦年度中の住民登録から、県内および県外移動人口を集計したものである。

表章は各都道府県別に域内市町村間の転出入、および域外への転出入となっている。したがって域外あるいは都道府県間移動については、粗移動と純移動の双方が利用できる。ただし地域間相互の移動マトリクスは作成されていない。また35年以前については性別集計がなくて、男女計=総数のみがわかるだけであり、年齢階層の区分は35年以降についても与えられていない。

そこで、われわれの推計値と比較するにあたっては、つぎのような点に留意が必要である。①まずそれが全年齢に関する数字であること、②また暦年度間の純移動であること。とりわけ問題なのは②であるが、われわれの推計値はいわば国調年度で10月1日より翌年9月30日をもって推計の単位期間としているので、この間の対応をつけるため、たとえば30年度については、住登純移動29年の(2/12)と30年の(10/12)を加えて(按分比例)処理した。

その結果,表4にみるような推計値(上段)が導かれた。もちろん,純移動人口の全国計はゼロとなるので,これは流出(もしくは流入)分の合計数字である。中段に掲げたのはわれわれの CSR 推

注(5) 南関東と京浜における人口構成変化,および人口流動については、東京都総務局統計部『首都圏将来人口の 推計』(昭和39年3月, 謄写刷),pp. 20-53 参照。

⁽⁶⁾ 同報告・29-39年の11年分については、つぎの論文が手際のよい整理を与えている。山口・山本「都道府県別人口移動率」厚生省人口問題研究所・研究資料 168 号)謄写刷、41年 2 月)

⁽⁷⁾ これらの純流出(または純流入)総数累計は、まず都道府県別にその値を算出、これを流出(ないし流入)府県にわたって合計したのち、5か年分累計したものである。

表 4 住登純移動人口累計との比較 (単位 1,000人)

期 間	男女計	男 子	女 子
30-35年 (1)	2, 493	7. 1 N <u>11</u>	_
(2)	2, 684	1,513	1, 193
(3)	. 929	<u></u>	
35-40年 (1)	3, 100	1,656	1, 444
(2)	3, 285	1,854	1,476
(3)	. 944	. 893	. 978

注 (1) 住登推計 (2) CSR 推計 (3)=(1)/(2)

計値であるが、ただし表1の数字に5/9歳および70/84歳分を加算したものである。85歳以上についてはCSR推計では脱落するが、その数はわずかだから、①に関してはまず問題はないものと、おもわれる。

- 下段は住登推計値の CSR 推計値に対する比であるが、4つとも1より小さく、ほぼ 0.9~0.98 の範囲内にある。双方の推計値の精度からすれば、実際はほぼ1に近いとみてよいだろう。それにしてもこれは意外

な一致というほかはない。なぜなら、住登推計値は各年度内の純移動累計であるのに対し、CSR推計値は5ヵ年内の純移動だからである。両者の比が1に近く、大体同数だということは、都道府県間純移動でみるかぎり、再移動が少なくとも流入後5年以上を経過しない限り起らないこと、あるいは5年を超える滞留ののち流出するということを意味している。

もしも特定府県における平均滞留期間がこれら移動人口において 5年以内であれば、再移動が起るはずであるから、住登推計値はもっと大きくなり、CSR 推計値に対する比は 1を超えるであろう。これから、すくなくとも都道府県の境を超える(純)移動は、おおむねかなり長期的かつ定住的な移動であって、すぐさま再移動するような仮住的かつ短期的なものではないと、いえるであろう。

この事実から推すと、すくなくとも都道府県間の純移動にかんするかぎり、住民登録台帳より得られる情報は、5年毎の国勢調査の中間年度における推移を知る上で、かなり有益だということになる。ただしここで強調しておかねばならないことは、以上が府県間純移動にかんする立論であって、粗移動や県内移動にかんするものではないという点である。

3. 「就業構造基本調査」との比較

年齢階層別の移動人口については、「就業構造基本調査」が情報を与えてくれる。周知のように、(8) この調査は3年おきに実施されるもので、いまのところ37,40,43年の調査が利用できる。ただし、37年と40,43年分では年齢区分に変更があるので、継続性という点では難があるし、また性別がない。調査は調査日(各年々央)より過去1年間の移動人口、ただし15歳以上(生産年齢)人口を把握している。

これら人口移動はフロム・ツー・マトリクスで表示されているけれども、表頭つまり流入先は46 都道府県別に表章されているが、表側つまり流出地域は13区分にくくられてしまっている。した

国内純移動人口の検討

がって、フロム・ツー・マトリクスは (13×46) の短形行列となって与えられているので、もしも ・ ・ ・ ・ が移動に執着すると、われわれは表側を統合して、13の流入地域にしなければならない。

しかも 比較検討さるべき CSR 推計値の地域区分は 20 地域であって, 就調の 13 地域とは合致していない。(13×13) の正方行列への統合, および 13 地域別・年齢階層別の純移動の算出は後日に期すこととして, ここではとりあえず, 調査報告にしたがって県外からの流入者の全国合計の段階でみておくに止めよう。表 5 がその表である。

表5 就調粗流入人口との比較

(単位 1,000人)

	15/19歲	20/39歳	40/64歳	65歳以上	計	
37年						
有業者	299	482	75	2*	856*	
無業者	96	265	46	14	422	
計	395	747	121	16	1, 278	
1.3.11	15/24歳	25/34歳	35/54歳	54歳以上	計	
40年				in i		
有業者	567	254	130	10	961	
無業者	259	169	76	34	538	
計	826	423	206	44	1, 499	
43年						
有業者	636	342	202	18	1, 198	
無業者	335	220	107	53	715	
計	971	562	309	71	1,914	

* 休業者1を含む

ここには、有業無業別の数字が掲げてあるが、全体としてみるなら(最終欄参照)、無業者は有業者の約50~60%程度を占めているが、無業者の相当部分は女子によって占められているのではないかと、おもわれる。(なお有業者は継続就業者、転職者、新規就業者よりなり、無業者とは離職者と継続非就業者の合計である)

表 5 でもっとも目をひく傾向は, この粗移動人口が 31 年 1,300 万,40 年 1,500 万,41 年 1,900 万というふうに, しだいに増大する傾向をみせているこ

とであって、表1を顧りみれば、これは CSR 推計値にみられる純移動人口の推移とも軌を一にしているのである。むろん、これだけをもって、40年以降もひきつづき人口移動が加速化の方向を辿っていると結論することは速断にすぎようが、しかし CSR 推計でわれわれの得た傾向がなお継続中との印象をもつことは避けられない。

4. LSR 推計の結果

CSR 法における基本的な仮定は、各年齢階層の死亡率 (=1-生残率) が各地域とも国民全体のものとおなじと前提するところにある。日本のばあいは比較的等質的な単一民族といってよいから、 異民族国民のばあいにくらべれば、この仮定の妥当性は高いものとおもわれる。しかしそれでも、

注(8) ほかに 31,34 年調査があるが、人口移動の調査を欠くので利用できない。

注(9) 北海道,東北,関東I,関東II,北陸,東海,近畿I,近畿I,山陰,山陽,四国,北九州,南九州の13地域がそれである。

⁽¹⁰⁾ 各年の「調査報告」所収の総計数値は表5と若干異なる。ここでは府県別数値の合計を掲げた。標本設計, 母数推定上の問題があるものとおもわれる。

水島治夫教授の研究によれば、任意特定の年齢階層に限ってみても、その生残率ないし死亡率は地域間でなお相違している。

したがって、よりよい純人口移動推計値を導くためには、CSR 推計とならんで LSR 推計をおこなってみる必要がある。幸い都道府県別生命表は水島教授等の努力によって利用可能なので、その25、30、35 年表から生命表生残率 (LSR) を採ることができる。これを用いて LSR (詳しくいえば、その前進法) 推計をおこなってみよう。表 6、7 が推計結果の一覧である。

表6 LSR 推計結果:男子

(单位 1,000人)

			12.2	· ·	<u> </u>			(1)	-, 000/(/
		15/19歳	20/24歳	15/24歳	25/29歳	30/39歳	40/49歳	50/59歳	60/69歳
25-30年	OL S R	412	469	881	110	57	46	33	52
	②純流出入差	34	68	101	- 32	- 75	- 33	- 7	41
	③C S R	390	423	812	129	101	67	38	22
	@LSR - CSR	22	46	69	- 19	- 26	- 21	- 5	30
30—35年	①L S R	697	618	1, 315	150	85	57	57	71
	②純流出入差	120	184	304	44	36	16	38	71
	3C S R	609	501	1, 107	128	110	49	32	16
	4) LSR - CSR	88	117	208	22	- 25	8	25	55
35-40年	①L S R	714	615	1, 327	168	162	79	63	78
	②純流出入差	125	151	277	- 76	-145	4	22	71
	③C S R	629	531	1, 160	210	251	82	48	24
	4LSR - CSR	85	74	167	- 52	- 89	- 3	15	54

表7 LSR 推計結果:女子

(単位 1,000人)

	A Marketta	15/19歳	20/24歳	15/24歳	25/29歳	30/39歳	40/49歳	50/59歳	60/69歳
25-30年	①L S R	293	238	530	135	86	55	33	49
	②純流出入差	- 11	- 10	- 20	- 25	- 63	- 34	- 21	25
	③C S R	301	243	543	151	128	80	49	31
	@LSR - CSR	- 8	- 5	- 13	_ 16	- 42	- 25	– 1 6	18
30-35年	①L S R	479	353	826	199	110	63	49	51
	②純流出入差	46	76	122	48	13	19	18	40
	3C S R	. 450	301	746	168	103	51	37	21
	4LSR - CSR	24	42	80	31	7	8	12	30
35-40年	①L S R	529	371	870	181	162	· 82	77	76
	②純流出入差	12	40	52	- 42	- 42	13	, 36	66
	3C S R	522	346	842	209	190	73	51	25
	4LSR - CSR	7	25	28	- 28	- 28	9	26	51

どちらの表についても、(1)LSR とある行は、都道府県別にその LSR を期首の 5 歳階級別国調人 (12) ・・・・ ロに乗じ、期末人口との差をとる形で導いた純移動人口のうちで、純流出を合計した数字である。

---- 44 (262) **----**

国内純移動人口の検討

CSR 推計のばあいだと、純流入の合計は計算誤差をのぞけば、まったく純流出の合計に一致する。 しかしながら、LSR 推計のばあいには、このような恒等関係の存在は保証されない。別途純流入 合計を求めると、それは過大であったり、過小であったりするのが、ふつうである。この差分が(2) 行に記入されている。

さらに(3) CSR はいうまでもなく、CSR 推計における純流出=純流入の全国計数字である。これの LSR との開きは(4)行に記入されている。それによってみると、いくつか顕著な事実が見出される。第 1 におよそ 24 歳以下の年齢階層においては、LSR 推計が CSR 推計を上廻っており、逆の関係が現われるのは 25 歳以上の年齢階層においてである。第 2 に、CSR 推計の方が過大となるケースは、25—30 年にもっとも多く、25/59 歳層がすべてそうなっている。これに対し 30—35 年は男子のばあい 30/39 歳層がマイナスであるだけ、女子については全階層がことごとくプラスとなり、35—40年においては男子 25/49 歳、女子 25/39 歳がマイナスで、他はプラスとなっている。第 3 に全期間を通じて、また男女の別なく 60/69 歳層はおしなべてプラスであり、しかもこの差幅が著しく大きい。

限を(2)行に移せば、LSR 推計値における (純流出-純流入) の正負は、完全に(4)行における (LSR -CSR) の正負に照応している。これは第4の発見事実といってよいだろう。さらにその絶対値に注目すれば、(2)の値はつねに(4)より大きく、例外はひとつもない。いいかえると LSR 推計内部における不突合は、CSR との不突合よりも相対的に大きいのである。

もちろん, (1)行の LSR 推計に純流出数ではなく純流入数をとれば, (2)行の諸数字の正負は逆転するし, (4)行の CSR 推計との開差は絶対値において縮まるであろう。だが, そうしても LSR 推計内部の不突合ないし矛盾は残るわけであるから, そのかぎりでいうなら LSR 法はいささか適格(13)

一般に生命表はセンサス時の前後1~3年の情報にもとづいて作成され、センサス期間全部をカバーしていない。さらに死亡報告における誤記、届洩、あるいは一時的、特殊的な死亡率変動などを調整するため、なんらかの修正や平滑化がおこなわれている。ここの都道府県別生命表でも、例外ではない。かてて加えて、これは5歳階級別のいわゆる簡連生命表であるから、近似誤差もかなり含まれている。

60/69 歳層にみられる LSR 推計の過大推計は、それを端的に物語るものであろう。なぜなら概して生命表の近似度は年齢分布の両端でわるくなるからである。 表 6,7 には掲げてないが、10/14 歳階級でもすべてにわたって、大幅な流出入ギャップが観察されるのである。ただしその絶対値は60/69 歳層のように、CSR 推計値を超えるほど大きくはない。

注(11) 水島治夫『生命表の研究』(生保文化研究所, 昭和38年)。

⁽¹²⁾ これは前出の CSR 諸推計値にも共通なことだが,10 歳階級への集計段階で,正負の数字があれば,双方相 激されている。ここでいう全年齢合計は,このような 10 歳階級の正数 (または負数) の合計である。

注(13) とりわけ将来数値の予測にあたってはこのような内部的不一致の処理は大変処理のむずかしいものである。 「ハウタッカー/ティラー・消費需要の予測」(黒田・西川・辻村訳, 勁草書房, 43年) pp. 77ff. 参照。

年度別についていえば、25—30年では流入過大、30—35年では流出過大の傾向がはっきりうかがわれるが、それが一体なにによるものか、はっきりしない。35—40年についてはそうした一方的傾向は認められないか、25/49 歳の中堅・壮年層で(純流出-純流入)が過大となっており、しかもその絶対値が LSR 推計値の50%を超えるものがある。とりわけ 30/39 歳層を追ってみると、それがはっきりする。

LSR 推計において純流入が純流出を大幅に超えるということは、結局のところ流入府県における死亡率が過大に見積られるか、流出府県の死亡率が過小評価になっているか、あるいはその双方である。いま 30/39 歳階級を例につぎのような試算をしてみる。つまり、LSR 推計の純流出計・純流入計——この両者にはギャップがあるが、それは死亡率または生残率評価の誤差によるものとみなし——両者の平均をもって純移動人口の推計値と考える。

表8 LSR 平均推計: 30/39 歳階級

(単位 1,000人)

	25 — 30 年				30 —	35 年	35 - 40 年		
		男	子	女	子	男 子	女 子	男 子	女 子
(1) LS	R純流出		57	100	86	85	110	162	162
(2) LS	R純流入		132	11	149	121	97	307	204
(3) $=$ (1)	+(2)		189		235	206	207	469	366
(4) = (3)	2		94. 5		117. 5	103. 5	103, 5	234	183. 0
(5) CS	R推計		101		128	110	103	.251	190

(注) (2)LSR純流入は, 表 6, 7該当階層の[(1)-(2)] に等しい。

表9 LSR 平均推計: 15/24 歳階級

(単位 1,000人)

	25 — 30 年					30 — 35 年				35 — 40 年		
	男	子	女	子	男	子	女	子	男	子	女 子	
(1) LSR純流出 (2) LSR純流入		881 780		530 550		1, 315 1, 011		826 704		1, 327 1, 100	870 818	
(3) =(1)+(2) (4) =(3)/2 (5) CSR推計		1, 661 830. 5 812		1,080 540 543		2, 326 1, 163. 5 1, 107		1,530 765.0 746	A.	2, 427 1, 213. 5 1, 160	1, 688 844. 0 842	

(注) 表8におなじ。

表8がその試算結果である。おもしろいことに、このようにして求められた純移動人口の(LSR)推計値は、CSR 推計にほぼ一致しており、著しくかけ隔ったものはないのである。30—35 年女子のケースは、純流出〉純流入となって、他とは反対になっているが、これについても CSR 推計との一致は顕著であるが、念のため移動数の大きい 15/24 歳階級について、おなじ計算をしておくのが、よいだろう。

表9によってみても CSR 推計との一致はあきらかで、LSR 平均はおおむね CSR 推計の上下に収まっている。以上からいえることは、全国合計の推計数字についてみるかぎり、CSR、LSR いず

---- 46 (264) ----

国内純移動人口の検討

れも、ほぼ一致した結果をもたらすということであろう。ただし都道府県別の段階では、このよう な平均の手続きをとることはできないから、CSR、LSR法の評価にあたっては、別の規準によらな くてはならない。

別の規準とはいうまでもない,既述の内部的無矛盾性である。CSRによれば許容しうる計算誤差の範囲内で,純流入計=純流出計となるが,LSRではこの恒等関係が成り立たない。したがって全国計のレベルで純流出入の平均を作ることによって,純流出入のギャップを消すことはできるが,個別府県についてはそのような誤差配分をおこなえない。

われわれの直観的な判断では、死亡率したがって生残率の府県間格差――それが有意であるとすれば――を重視して LSR 法を採用するよりは、CSR 法によって上記無矛盾性を生かす方が、便宜かつ有益だとおもわれる。府県別の死亡率格差は、年齢構成の相違を調整すれば、各地の都市化の関数ではなかろうか。もしそうだとすると、人口移動そのものも都市化の関数であるから――都市への人口集中、ときにその方向は逆転する可能性もなくはない――LSR 法によって人口移動を推計することは、好ましくないのである。

5. 暫定的な要約と結論

昭和25-40年の15年間における国内人口移動にかんする,以上の推計・検討作業——それはまだ十分とはいえないが——から、つぎのような中間的な結論が導かれる。

- (1) 25-30年,30-35年,35-40年にかけて,純移動人口はしだいに増加・拡大し,加速化する 傾向すらみえる。
- (2) 人口移動はあきらかに年齢に依存し、幼少年を除けば、年齢の逆関数だといってよい。とく に 15/24 歳層の移動人口は全体の過半に達している。
- (3) 地域別では、京浜、阪神、および愛知の3大都市圏への集中傾向が顕著であるが、観察期間中目立った変化は南関東および北海道に現われている。
- (4) 以上の観察事実は CSR 前進推計値によるものだが、CSR 逆進推計値によってみても、また「住民登録人口移動報告」の県間純移動、「就業構造基本調査」の県間組流入によってみても変わらない。
- (5) 「住民登録人口移動報告」との対応に誤りがなければ、都道府県間純移動者の平均滞留期間 は少なくとも5年以上である。
- (6)「就業構造基本調査」の40,43年の数字によれば、男女ともその規模は一層拡大する傾向にある。

注(14) これは全国生命表の生残率によっても、やはりあてはまるであろう。

- (7) 水島・都道府県別生命表より得られる LSR 推計の推計結果は、純流出と純流入との差を無視すれば、すなわち両者の平均を作れば、ほぼ CSR 推計の結果に一致するとみてよい。
- (8) 全国合計の段階で、国際移動を無視すれば純流出=純流入が成立しなければならないという 無矛盾性の要請からすれば、LSR 法よりは CSR 法の方が便宜、かつ有用である。

以上はすべて純移動人口,あるいは人数にもとづいて導かれたものである。期首人口に対する比率——つまり移動率の次元による考察が加わらねばならない。次稿の課題である。そのほか,第3次報告以下に残された諸点を列挙すれば,つぎのとおりである。作業の進行とともに順次報告の機会を持ちたいと考える。

- (1) 「住民登録人口移動報告」との関連では、移動率のディメンションでの比較、および 41 年以降の住登純移動人口の推移を考察しなければならない。
- (2) これは就調移動人口(43年)との対応をつける意味でも欠かせない。「就業構造基本調査」そのものについては、13地域間のフロム・ツー・マトリクス、つまり地域流動表の作成が急がれる。
- (3) CSR 推計と LSR 推計との比較については,若干の典型府県——たとえば,東京,大阪のような流入地域,岩手,熊本,長野,新潟のような流出地域,さらに南関東,北海道のような転換地域等に,もっと詳細かつ直接的な推計をおこなうことが望ましい。

最後に、以上から CSR 前進法によって、大正9年以降昭和15年に至る20年間の純移動人口推計が比較的成功裡におこなえる見込が強くなった。周知のとおりこの時期については、関連の傍証資料が乏しいので、CSR推計だけではその妥当性に疑問の余地が少なくないのだが、以上戦後期にかんする検討から、大勢としてはほぼ妥当との印象を得た。なお戦前、戦後比較の作業としては現在、5年、25年国調の本籍地(または出生地)・現住地別人口表の分析が進行中であることを、付記しておく。

研究ノート

アメリカ西漸運動

中村勝己

1

「アメリカ史における辺境の意義」を初めてF・J・ ターナーがとりあげて以来既に四分の三世紀を関する が、この間のターナー説 "The Turner Thesis" をめぐる論争は、優に一つの研究史を形成する程である。ターナー説は元来アダムズ (H. B. Adams) らの「ゲルマン起原説」の国民主義的表現であり、ゲルマンの森ならぬ西部の自由な土地に民主主義の起原を求めようと

- 注(1) Turner, F. J., The Significance of Frontier in American History. (in The Frontier in American History. N. Y., 1920); The Rise of Middle West, 1819-1829. (The American Nation: A Series, Vol. XIV.) 中屋健一「アメリカ史研究入門」(創元社刊)第2章「フロンティア学説とその批判」, 高木八尺「米国政治史の研究」(岩波書店刊)第3章「米国政治史に於ける土地の意義」,高村象平「アメリカのフロンティア」(「人文」第3号,のち高村象平「経済史随想」塙書房刊,所収),高村象平「ホームステッド法制定前」(「三田学会雑誌」第40巻第7・8・9合併号)
- (2) ターナーにはじまる「フロンティア学説」「ターナー学説」の研究史の回顧と展望については、さしあたり Gressley、G. M., "The Turner Thesis—A Problem in Historiography" (Agricultural History、Vol. XXXII, No. 4. Oct., 1958. pp. 227-249; Simler, Norman J., "The Safety-Valve Doctrine Re-Evaluated" (Agricultural History、Vol. XXXII, No. 4. Oct., 1958, pp. 250-257. 田島恵児「アメリカ西部における土地投機の歴史的意義」(「青山経済論集」第 11 巻第 2・3 合併号、岡田泰男「アメリカ公有地史研究の動向」(「社会経済史学」第 30 巻第 2 号)、同「アメリカ公有地と資本主義」(「三田学会雑誌」第 58 巻第 5 号)、同「アメリカ公有地史研究の史料について」(三田学会雑誌」第 61 巻第 6 号)、同「アメリカ四部公有地処分の実態」(「三田学会雑誌」第 62 巻第 3 号);公有地政策史に関する諸研究、たとえば Treat、Payson Jackson、The National Land System、1785-1820、N.Y., 1910; Hibbard、Benjamin Horace、A History of the Public Land Policies、N.Y., 1924; Robbins、Roy M., Our Landed Heritage: The Public Domain、1776-1936、Princeton、1942;および公有地政策研究の集大成たる Gates、Paul Wallace、History of Public Land Law Development、Washington、D. C., 1968、や西南運動についての最も包括的研究 Billington、Ray Allen、Westward Expansion: A History of the American Frontier、2nd ed., N.Y., 1964、などは何れも多かれ少かれターナーの伝統に立っている。詳細には、Gates および Billington の巻末の Bibliography を参照せよ。
- (3) Adams, H. B., "The Germanic Origins of New England Towns." (Johns Hopkins University, Studies in History and Political Science, Vol. I, No. 2.) Baltimore 1882, pp. 5~38; "Village Community of Cape Ann and Salem." (Johns Hopkins University, Studies in History and Political Science, Vol. I, No. IX-X) Baltimore, 1883. pp. 3-81.
- (4) Ostrander, Gilman M., "Turner and the Germ Theory." (Agricultural History, Vol. XXXII, No. 4, Oct., 1958. pp. 258-261.); Gressley, Gene M., "The Turner Thesis" Agricultural History, Vol. XXXII, No. 4, pp.227-249. Curti, Merle, "The Section and the Frontier in American History: The Methodological Concepts of Frederick Jackson Turner." (Stuart A. Rice, ed., Methods in Social Science. Chicago, 1931. pp. 353-367); 上一下の2 論文 Mood, Fulmer, "Turner's Formative Period." (Early Writings of Frederick Jackson Turner. Madison. 1938. pp. 3-39); Do., "The Development of Frederick Jackson Turner as a Historical Thinker." (Proceedings