

母の年齢別・コーホート別の 地域出生数の推計に関する一方法

伊藤達也

はじめに

I 推計方法

- 1 方法の特徴
- 2 基本構造
- 3 方法1
- 4 方法2

II 方法の有効性の検討

- 1 地域と時期
- 2 推定精度の検討
- 3 他の推計方法との差異

III 要約と結論

はじめに

地域の出生力に関する研究は、地域の年齢別人口構造が死亡だけでなく移動によっても変化するために、人口移動によって地域の出生力がどう変化するのかという視点¹⁾と、移動者集団の出生力が人口移動をする前後で関係している地域や経済的社会的集団との関連でどのように変化するのか²⁾、またその結果として地域の出生力にどのような影響を与えているかという視点と、2つの視点が成立つ。

この研究は前者の視点から地域の出生力に与える要因である人口移動を含む年齢別人口の変化、出生率または有配偶出生率、および有配偶率によって、母の年齢別・コーホート別の地域別出生数の推計モデルを考え、地域の出生力と人口学的諸要因との関係を計量化することを最終的な目的としている。本稿は、推計方法を明らかにし、その有効性について報告する。

I 推計方法

1 方法の特徴

この目的については、上田正夫の一連の研究がある(上田正夫1-4)。その基本的な方法は、「考察期間に各府県の再生産年齢(15~49歳)の女子について移動が全くなかった場合の(封鎖)人口を人口問題研究所の簡速静止人口表による生残率を用いて推計し、これより発生すべき期待出生数を第一仮定とする。次に1960年、65年国勢調査の各歳別人口を(直線一筆者注)補間推計した女子人口に、同じく国勢調査の5歳階級別有配偶率を補間推計して適用した有配偶女子人口についての出生率を算定する。前記の封鎖人口としての年齢別女子人口と1960年の年齢別有配偶率を不変として適用した有配偶女子人口に、これら各年の有配偶女子の年齢別有配偶出生率を適用した期待出生数を第2

1) 上田正夫「都道府県別出生と人口移動に関する研究」、『人口問題研究』第92号、1~22ページ、1964年9月。

2) 黒田俊夫「人口移動と出生力」、『人口問題研究所年報』第7号、36~40ページ、1962年9月。

仮定とする。さらに同じく有配偶女子人口に、1960年の有配偶女子の年齢別出生率を不変として適用した期待出生数を第3仮定とする。(上田正夫4)』

上田の方法は、いいかえると5年間の年齢別人口と年齢別有配偶率については直線補間をし、年齢別出生率と年齢別有配偶出生率は中間年次ごとに直線補間して得た年齢別の推計人口に対する登録出生数の比率である。また5年間の実際の地域別出生数は、考察期間より3ヵ月おくれた1961年から1965年までの登録出生数の合計を採用している³⁾。

ところで、年齢別人口はコーホートの的に変化する。年齢別出生率、年齢別有配偶出生率および年齢別有配偶率は、同じ年齢階級での年次的変化の方がコーホートの変化よりも短期間では安定性が高い。そこで、直線補間と仮定する変数の範囲を拡げ、次のように仮定する。期間内の人口の変化はコーホートの的に一次変化するものとし、またそれぞれの年齢階級内の人口は誕生日が一様分布と仮定する。他の変数は同じ年齢階級間で、期首と期末の間は一次変化と仮定する。ただし、計算が国勢調査間であるので年齢区分も5歳とする。

以上の仮定から、国勢調査間の出生の母体となる年齢別およびコーホート別の年人 person-year または生命表でいう生存延年数と、母の年齢別およびコーホート別の出生数とを得ることができる。また5年間の変数の変化が地域の出生力に与える影響の大きさを計量的に測定することができる。

しかし、この方法はつぎの2点について問題がある。第1に直線補間をすべての変数に適用したために、期間におこる特別な変化、たとえば“ひのえうま”のような現象など、についてはフォローすることができない。第2にこの方法は年齢階級の区分が5歳区分であり、小さな地域でみられるような特定年齢への集中があるような場合には、出生総数の誤差は少ないが、結果に偏りをもたらす。この2点のうち、第1の点については全国の普通出生率等の外部資料より期間の出生率を曲線とすることによって、第2の点については各年各歳のモデルを作成することによって、それぞれ解決されるであろう。

2 基本構造

この方法の仮定のあつまりを、ここでは基本構造という。その具体例として、1965年10月1日に20~24歳のコーホート人口をとりあげて、1970年10月1日までの動きを図に示した。

まず x 軸方向に時間の経過を、 y 軸方向に年齢を、 z 軸方向に人口をとった。1965年に20~24歳のコーホート人口は $ABDC$ であり、年齢区分内は均等分布と仮定しているので、高さ AB と CD は等しく、 BD は AC に平行である。また時間の経過にともない。このコーホートは \rightarrow の方向に進み時点 t の人口 P_t は $IJNM$ で、5年後の1970年に25~29歳を表わす $EFHG$ となる。

しかし20~24歳の出生率と有配偶出生率と有配偶率は $\sim\sim\rightarrow$ の方向に変化するために、コーホート人口を20~24歳の部分 $IJKL$ と、つぎの年齢階級である25~29歳の部分 $KLNM$ とに分けて考えなければならない。ところで $IJKL$ の人口は、 IJ と IK の積であり、 IJ と IK が一次式であるから、結局2次式であらわすことができる。

また時点 t の出生率と有配偶率も仮定によりそれぞれ1次式で表わすことができるため、 t の出生数は人口と出生率または有配偶率と有配偶出生率の積として t の3次式または4次式であらわすことができる。したがって、この式を t に関して5年間を積分して、1965年の20~24歳のコーホート人口のうち母が20~24歳での出生数と、25~29歳での出生数とに分けて得ることができる。

これまでこの方法を図で説明してきたが、これからその数学的表現をおこなう。方法には、女子の

3) 注1, 11ページ, 表3.

図1 基本構造

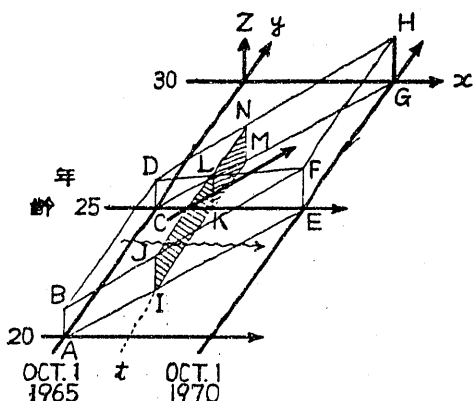
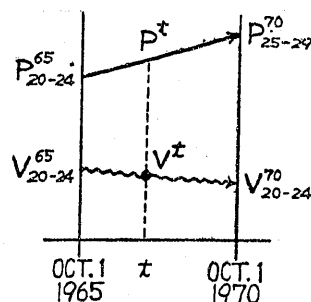


図2 変数の変化の仮定



年齢的人口と年齢的出生率との組合せによる方法と、女子の年齢別有配偶人口（それは女子の年齢的人口と、年齢別有配偶率によって得られる。）と年齢別有配偶出生率の組合せによる方法と、2つの方法がある。そこで本稿では、前者を方法1、後者を方法2とよぶ。

3 方法1

1965年の20~24歳の人口を P_{20-24}^{65} （図1の $ABDC$ ，一以下同じ），1970年の25~29歳の人口を P_{25-29}^{70} （ $EFHGG$ ）とすると， t における人口 P_{20-24}^t （ $IJJNM$ ）のうち20~24歳の年齢別出生率に対応する人口 δP_{20-24}^t （ $IJJLK$ ），25~29歳の年齢別出生率に対応する人口 αP_{25-29}^t （ $KLNM$ ）は仮定により，つぎの式で表わせる。

$$P_{20-24}^t = P_{20-24}^{65} + \frac{t}{5} \times (P_{25-29}^{70} - P_{20-24}^{65}) \quad \dots\dots\dots(1)$$

$$P_{20-24}^t = \delta P_{20-24}^t + \alpha P_{25-29}^t \quad \dots\dots\dots(2)$$

$$\delta P_{20-24}^t = \frac{1}{5} P_{20-24}^t \times (5 - t) \quad \dots\dots\dots(3)$$

$$\alpha P_{25-29}^t = \frac{1}{5} P_{20-24}^t \times t \quad \dots\dots\dots(4)$$

したがって，5年間のこのコーホートの20~24歳の生存延年数 δA_{20-24}^{65} （ $ABCDEF$ の部分の体積）と，25~29歳の生存延年数 αA_{25-29}^{65} （ $CDEFGH$ の部分の体積）は，つぎの式に与えられる。

$$\begin{aligned} \delta A_{20-24}^{65} &= \int_0^5 \delta P_{20-24}^t dt \\ &= \int \frac{1}{5} \left\{ P_{20-24}^{65} + \frac{t}{5} (P_{25-29}^{70} - P_{20-24}^{65}) \right\} (5 - t) dt \\ &= \frac{5}{6} (2 \times P_{20-24}^{65} + P_{25-29}^{70}) \quad \dots\dots\dots(5) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \alpha A_{25-29}^{65} &= \int_0^5 \alpha P_{25-29}^t dt \\ &= \int \frac{1}{5} \left\{ P_{20-24}^{65} + \frac{t}{5} (P_{25-29}^{70} - P_{20-24}^{65}) \right\} t dt \end{aligned}$$

図 3 a 式の記号 (方法 1, 方法 2)

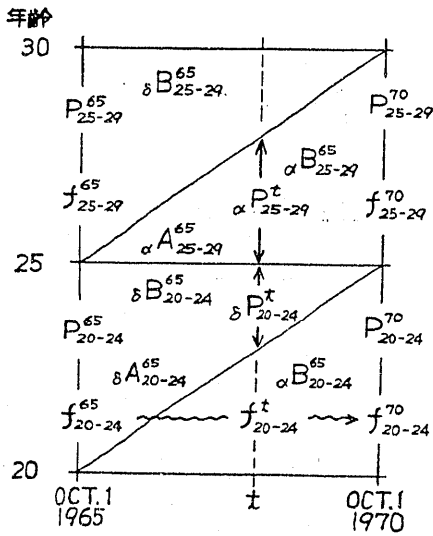
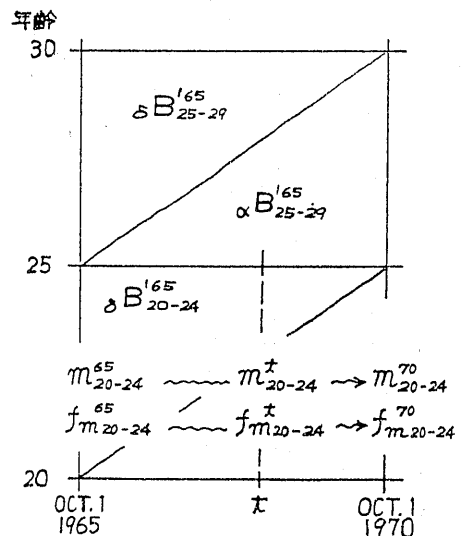


図 3 b 式の記号 (方法 2)



$$= \frac{5}{6} (P_{20-24}^{65} + 2 \times P_{25-29}^{70}) \dots\dots\dots (6)$$

また、1965年の20~24歳と25~29歳の出生率を f_{20-24}^{65} と f_{25-29}^{65} 、1970年の20~24歳と25~29歳の出生率を f_{20-24}^{70} 、 f_{25-29}^{70} とすると、時点 t における20~24歳と25~29歳の出生率 f_{20-24}^t と f_{25-29}^t は、次の式で与えられる。

$$f_{20-24}^t = f_{20-24}^{65} + \frac{t}{5} (f_{20-24}^{70} - f_{20-24}^{65}) \dots\dots\dots (7)$$

$$f_{25-29}^t = f_{25-29}^{65} + \frac{t}{5} (f_{25-29}^{70} - f_{25-29}^{65}) \dots\dots\dots (8)$$

したがって、1965年から1970年の5年間の出生数 δB_{20-24}^{65} と αB_{25-29}^{65} は、次の式で与えられる。

$$\delta B_{20-24}^{65} = \int_0^5 \delta P_{20-24}^t \times f_{20-24}^t dt \dots\dots\dots (9)$$

$$\alpha B_{25-29}^{65} = \int_0^5 \alpha P_{25-29}^t \times f_{25-29}^t dt \dots\dots\dots (10)$$

一般的に表わすと、 t_1 から5年後の t_2 の間に、 i 番目の年齢階級から $i+1$ 番目の年齢階級へと変化するとき、 i 番目と $i+1$ 番目の年齢階級における生存延年数 $\delta A_i^{t_1}$ 、 $\alpha A_{i+1}^{t_1}$ 、および出生数 $\delta B_i^{t_1}$ 、 $\alpha B_{i+1}^{t_1}$ は、次のように与えられる。ただし、出生数 B については t の3次式の積分であり、定義式のみを記す。

$$\begin{aligned} \delta A_i^{t_1} &= \int_{t_1}^{t_2} \delta P_i^t dt \\ &= \frac{5}{6} (2 \times P_i^{t_1} + P_{i+1}^{t_2}) \dots\dots\dots (11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \alpha A_{i+1}^{t_1} &= \int_{t_1}^{t_2} \alpha P_{i+1}^t dt \\ &= \frac{5}{6} (P_i^{t_1} + 2 \times P_{i+1}^{t_2}) \dots\dots\dots (12) \end{aligned}$$

$$\delta B_i^{t_1} = \int_{t_1}^{t_2} \delta P_i^t \times f_i^t dt \quad \dots\dots\dots(13)$$

$$\alpha B_{i+1}^{t_1} = \int_{t_1}^{t_2} \alpha P_{i+1}^t \times f_{i+1}^t dt \quad \dots\dots\dots(14)$$

t_1 から t_2 までの 5 年間の母の年齢別出生数は $\alpha B_i^{t_1}$ と $\delta B_i^{t_1}$ の和であり、また t_1 の i 年齢階級のコーホート別出生数は $\delta B_i^{t_1}$ と $\alpha B_{i+1}^{t_1}$ の和である。地域の出生総数は、年齢別またはコーホート別出生数の総和である。

4 方法 2

年齢別有配偶人口と年齢別有配偶出生率による 2 方法は、方法 1 に有配偶率を加えた式であらわす。まず、方法 1 と同様に仮定より、時点 t の 20~24 歳と 25~29 歳の有配偶率 $m_{20\sim24}^t$, $m_{25\sim29}^t$, および有配偶出生率 $f_{m20\sim24}^t$, $f_{m25\sim29}^t$ は、次の式で与えられる。

$$m_{20\sim24}^t = m_{20\sim24}^{65} + \frac{t}{5} (m_{20\sim24}^{70} - m_{20\sim24}^{65}) \quad \dots\dots\dots(15)$$

$$m_{25\sim29}^t = m_{25\sim29}^{65} + \frac{t}{5} (m_{25\sim29}^{70} - m_{25\sim29}^{65}) \quad \dots\dots\dots(16)$$

$$f_{m20\sim24}^t = f_{m20\sim24}^{65} + \frac{t}{5} (f_{m20\sim24}^{70} - f_{m20\sim24}^{65}) \quad \dots\dots\dots(17)$$

$$f_{m25\sim29}^t = f_{m25\sim29}^{65} + \frac{t}{5} (f_{m25\sim29}^{70} - f_{m25\sim29}^{65}) \quad \dots\dots\dots(18)$$

ただし、有配偶出生率 f_{mi} は出生率 f_i を有配偶率 m_i で割った数値である。

年齢別有配偶人口は、年齢別人口と年齢別有配偶率の積である。したがって、このコーホートの 1965 年から 1970 年までの 20~24 歳と 25~29 歳の出生数 $\delta B_{20\sim24}^{65}$ と $\alpha B_{25\sim29}^{65}$ は、次の式で与えられる。

$$\delta B_{20\sim24}^{65} = \int_0^5 \delta P_{20\sim24}^t \times m_{20\sim24}^t \times f_{m20\sim24}^t dt \quad \dots\dots\dots(19)$$

$$\alpha B_{25\sim29}^{65} = \int_0^5 \alpha P_{25\sim29}^t \times m_{25\sim29}^t \times f_{m25\sim29}^t dt \quad \dots\dots\dots(20)$$

方法 2 は、時点 t_1 で i 番目の年齢階級の人口が、5 年間に i 番目の年齢で生む子供の数 $B_i^{t_1}$ と、 $i+1$ 番目の年齢で生む子供の数 $\alpha B_{i+1}^{t_1}$ は、人口が t の 2 次式、有配偶率と有配偶出生率が t の 1 次式であり、その積としてあらわされるため、 t に関する 4 次式となる。方法 1 と同様、 t_1 で i 番目の年齢人口が t_2 までの間での、 i 番目の年齢と $i+1$ 番目の年齢で生む子供の数 $B_i^{t_1}$, $\alpha B_{i+1}^{t_1}$ は、次のように表わす。

$$\delta B_i^{t_1} = \int_{t_1}^{t_2} \delta P_i^t \times m_i^t \times f_{mi}^t dt \quad \dots\dots\dots(21)$$

$$\alpha B_{i+1}^{t_1} = \int_{t_1}^{t_2} \alpha P_{i+1}^t \times m_{i+1}^t \times f_{mi+1}^t dt \quad \dots\dots\dots(22)$$

この式から有配偶の母の年齢別およびコーホート別出生数が得られる。

II 方法の有効性の検討

方法の有効性は、方法の単純性と推定精度とに求められる。単純性とは、一次変化という単純な仮定をもうけることによって、5年間の期首と期末の年齢別人口、年齢別出生率または有配偶出生率、および年齢別有配偶率のデータから5年間の年齢別とコーホート別の生存延年数と出生数が得られることといえよう。

しかしこの利点は、同時に十分な精度によって裏付けされることが必要である。モデルの精度を確かめる一つの方法は、実際の登録出生数と推計出生数との間の誤差を検討する方法である。ここでは相対誤差によってモデルの精度を検討するが、まず以下に選択した地域の概況を表1でみることにする。

1 地域と時期

1965年10月1日から1970年9月30日までの5年間の登録総出生数を得るためには、地域別の月別出生数が必要である。月別出生数は都道府県別ならびに大都市（1970年で7地域）では、人口動態統計年報から得られるので、地域

表1 対象地域の人口、人口増加率および普通出生率

地 域	人 口 (万人)	人 口 増 加 率 (%)		普 通 出 生 率 (人口 1000対)		
	1970	1965~1970	1960~1965	1970	1965	
人 口 増 加 地 域						
埼 玉 県	387	28.2	24.0	23.7	22.1	
千 葉 県	337	24.6	17.2	21.8	20.0	
神 奈 川 県	547	23.5	28.7	23.1	22.0	
大 阪 府	762	14.5	20.9	22.9	22.1	
奈 良 県	93	12.6	5.7	19.0	17.6	
愛 知 県	539	12.2	14.1	21.8	21.2	
人 口 減 少 地 域						
鹿 児 島 県	173	△ 6.7	△ 5.6	14.0	15.8	
島 根 県	77	△ 5.8	△ 7.6	13.6	14.4	
長 崎 県	157	△ 4.3	△ 6.8	17.0	18.4	
熊 本 県	170	△ 4.0	△ 4.6	14.7	16.3	
佐 賀 県	84	△ 3.8	△ 7.5	15.8	16.6	
高 知 県	79	△ 3.2	△ 4.9	15.0	14.8	
全 国		5.7	5.3	18.8	18.6	

△：減少

人口増加地域は、1965年から1970年までに人口増加率が最高28%の埼玉県から、最低12%の愛知県まで、大都市をもった府県とその隣接した県である。1960年から1965年までの5年間も、それらの地域はかなりの人口増加率を示している。人口規模は奈良県を除いて300万人以上である。

他方人口減少地域は、西日本の県で、この10年間人口流出を続け、人口規模も100万人台が3県、100万人以下が3県である。

人口1,000人当りの出生数である普通出生率をみると、人口増加地域は奈良県以外は20‰台であり、1965年に比べ1970年の出生率は6地域とも高くなっている。また人口減少の6地域の普通出生率は20‰未満であり、最近5年間にもその率は減少をしている。全国46都道府県のうち1970年に普通出

4) 上田正夫 4, 23ページ。

表 2 普通出生率および出生数の推移：
全国

年次	普通出生率 (人口1000対)	出生数 (1000)
1963	17.3	1,660
1964	17.7	1,717
1965	18.6	1,824
1966	13.7	1,361
1967	19.4	1,936
1968	18.6	1,872
1969	18.5	1,890
1970	18.8	1,934
1971	19.2	2,001
1972	19.3	2,057

(出所) 人口動態統計年報

生率が20%以上の地域は6地域、16%未満の地域は13地域であることから、人口増加地域は普通出生率が高い地域、人口減少地域は反対に低い地域といえよう。

1966年は“ひのえうま”の年にあたり、出生率は前後の年次の19%から14%と5%の低下を示した。5年間の出生数に対する落ちこみをみるために、対象とする1965年から1970年をはさんだ1963年から1972年までの10年間について、年平均出生数を計算すると183万となる。これを用いると1966年の減少は、46万と推定することができる。5年間の期待出生数915万に対して、この46万は5%にあたる。

したがって、1965年から1970年までの出生率の動きを一次変化と仮定しているために、推計出生数は、実際の出生数に対して約5%の過大推計と考えられる。

2 推定精度の検討

方法の精度は、ここでは実際に登録された出生数と推計値との相対誤差によって検討をする。また、誤差の方向性と地域性は、地域別の相対誤差の平均と、相対誤差の標準偏差によってみることにする。前に述べたように、計算した期間に“ひのえうま”の年が含まれており、平均して約5%の過大誤差が予想される。

地域別出生数の推計は、2つの方法について、県別の出生率、有配偶率と全国のそれと2つの数値によって計4個の推計値を得たので、方法1と方法2による誤差の大きさと、県別の数値と全国の数値とを用いた場合の誤差について検討をする。

表 3 登録出生数と推計値：1965.10.1～1970.9.30 (1000)

地 域	登 録 出生数	県別数値使用		全国数値使用	
		方法 1	方法 2	方法 1	方法 2
人口増加地域					
埼 玉 県	381.7	390.7	390.7	351.0	350.9
千 葉 県	298.3	314.5	314.5	290.8	290.8
神 奈 川 県	533.8	545.5	545.4	523.4	523.3
大 阪 府	758.8	784.5	784.5	773.5	773.4
奈 良 県	75.2	80.3	80.3	81.2	81.2
愛 知 県	515.4	547.3	547.2	521.2	521.1
人口減少地域					
鹿 児 島 県	131.3	135.4	135.3	123.7	123.6
島 根 県	53.4	56.6	56.6	58.4	58.4
長 崎 県	138.5	143.2	143.2	124.2	124.2
熊 本 県	131.1	136.5	136.5	137.8	137.8
佐 賀 県	66.7	70.0	70.0	67.2	67.2
高 知 県	54.6	60.3	60.3	63.3	63.3

(1) 推計値の登録出生数に対する誤差
相対誤差率は、推計値の登録数に対する誤差が、登録数に対する割合を計算したものである。その誤差の大きい県は、12地域のうち

高知県が最大で県別数値で10%プラス、全国数値で16%プラスであった。つぎに、奈良県が県別数値で7%、全国数値で8%ともにプラスとなっている。長崎県は、県別数値ではプラスに対して、全国数値ではがに10%マイナスとなっている。このように、地域によって計算に用いた出生率や有配偶率のちがいで、大きな差があらわれてくる。

そこで、人口増加と人口減少の各6地域と計12地域について、誤差の平均とその標準偏差によって、人口増減による差と共通性をみることにする。

(2) 平均誤差と誤差の標準偏差

方法1と方法2による結果のちがいは、1%のオーダーでしか表われず、同値とみることができるので、以下県別の数値による結果と全国数値による結果の2つに分けてみることにする。県別の出生率と有配偶率による推計値は、人口増加地域で平均4.4%、人口減少地域で平均5.3%、12地域で4.9%のプラスとなっている。

表4 推計値の登録出生数に対する誤差 (%)

地 域	県別数値使用		全国数値使用	
	方法1	方法2	方法1	方法2
人口増加地域				
埼玉 県	2.35	2.37	- 8.05	- 8.07
千葉 県	5.43	5.42	- 2.51	- 2.53
神奈川 県	2.19	2.17	- 1.94	- 1.96
大阪 府	3.39	3.39	1.95	1.93
奈良 県	6.81	6.74	8.04	8.02
愛知 県	6.17	6.15	1.11	1.09
人口減少地域				
鹿児島 県	3.11	3.11	- 5.79	- 5.81
島根 県	6.12	6.14	9.52	9.50
長崎 県	3.38	3.39	- 10.36	- 10.36
熊本 県	4.12	4.11	5.16	5.15
佐賀 県	4.83	4.85	0.65	0.63
高知 県	10.32	10.37	15.81	15.80

この数値は、“ひのえうま”による落ちこんだ数字と対応している。しかし、全国の数値による推計では、人口増加地域でマイナス0.3%、人口減少地域で2.5%のプラスとなり、12地域では1.1%のちがいとなっており県別数値よりも登録数に近かった。

しかし、誤差の地域的な変動を標準偏差でみると、県別の数値による推計値の誤差よりも、全国数値による推計値の地域差が2~4倍大きく、最大9%の標準偏差であった。また、人口増加地域の標準偏差が、人口減少地域の標準偏差よりも少ない。

表5 平均誤差と誤差の標準偏差 (%)

地 域	県別数値使用		全国数値使用	
	方法1	方法2	方法1	方法2
人口増加地域				
平均誤差	4.39	4.38	- 0.24	- 0.25
標準偏差	1.83	1.81	4.90	4.90
人口減少地域				
平均誤差	5.31	5.33	2.50	2.49
標準偏差	2.45	2.46	8.86	8.86
12地域				
平均誤差	4.85	4.85	1.13	1.12
標準偏差	2.21	2.22	7.29	7.27

いいかえると、誤差の平均は県別の数値を用いた推計値の方が、全国の数値による推計値より大きい。しかし、その平均のまわりのちらばりは、県別数値の方がきわめて少ない。またそのちらばりは人口増加地域の方が人口減少地域よりも少なく、人口減少地域での出生数の推計については注意する必要がある。

3 他の推計方法との差異

推計精度を検討するために、一般的に用いられている期首と期末における年齢別人口、年齢別出生率と有配偶出生率、有配偶率による期待出生数の5倍と、期首と期末の期待出生数の平均の5倍した

表 6 期首と期末の期待出生数と登録出生数の平均誤差と誤差の標準偏差

(%)

地 域	県別数値使用			全国数値使用		
	期 首	期 末	平 均	首 期	期 末	平 均
人口増加地域						
平均誤差	- 6.33	16.31	4.99	- 9.68	10.24	0.28
標準偏差	4.17	3.36	1.30	7.08	3.42	4.65
人口減少地域						
平均誤差	9.91	- 1.56	4.18	5.08	- 2.28	1.40
標準偏差	1.05	4.92	2.40	8.61	9.26	8.81
12 地域						
平均誤差	1.79	7.38	4.58	- 2.30	3.98	0.84
標準偏差	8.67	9.88	1.97	10.80	9.37	7.06

出生数も、同様に平均誤差と誤差の標準偏差を計算した。

誤差の方向は、きわめて明瞭である。人口増加地域の期首における出生数は転入者の出生数だけ過少に計算しているためマイナスを示し、期末の時点では、逆に過大推計を示している。反対に人口減少地域の期首における出生数はプラスに、期末では転出した人口の出生数の部分がマイナスを示している。両者の平均値は、今回の方法の結果ときわめて類似している。平均誤差は、県別の数値では4～5%、全国の数値では約1%の誤差であり、誤差の標準偏差も県別数値では約2%、全国数値では5～9%の誤差である。

したがって、地域別の出生数を得る場合には、期首期末の期待出生数の平均によって推計しても充分であることがわかった。これは、今回の推計方法が、期間の数値が一次的に変化することを仮定していることと考え方の上で一致するためであろう。

III 要約と結論

この報告では、母の年齢別とコーホート別の出生数についての検討をせずに、総数としての出生数についてその精度を検討するにとどまったが、これまでに検討してきたことを要約してみよう。

この方法は、5年間の期首と期末における年齢別人口と年齢別出生率または年齢別の有配偶出生率と有配偶率が得られる地域について用いることができる。年齢別人口は、誕生日が年齢階級ごとに一様分布とし、人口数の5年間の変化は、コーホートの方向に一次式で表わせると仮定する。また、年齢別特殊出生率と年齢別有配偶特殊出生率、年齢別有配偶率は、同じ年齢階級について一次変化をするものと仮定した。

以上の仮定から、5年間の年齢別とコーホート別の生存延年数を算定することができ、かつ母の年齢別およびコーホート別の出生数が得られる。また、変数の期末における数値について、いろいろな仮定値を想定することによって地域の出生力に与える変数の影響力の大きさを計量的に測定することが可能となった。

この方法の有効性をみるために、1965年から1970年までの人口増加率と減少率の大きい方からそれぞれ6県を選び、出生率と有配偶率について県別の数値と全国の数値を用いて、方法1と方法2によって地域別出生数を計算した。この推計出生数と1965年10月1日から1970年9月30日までの登録出生数との誤差を比較検討した。

その結果、方法1と方法2、つまり年齢別人口と年齢別出生率による推計結果と、年齢別人口と年齢別有配偶率、年齢別有配偶出生率による推計結果との差は1%台であり、無視しうるほど小さかった。また、県別の出生率と有配偶率によって計算した結果の方が、全国数値を用いて計算した結果より、誤差のちらばりが少なかった。人口増加地域と人口減少地域での誤差の標準偏差をみると、人口減少地域の誤差がいずれの結果でも大きく、減少地域内の地域差の大きいことが明らかとなった。

また、期首と期末における出生数の平均値の5倍したものは、地域別出生数の数値としては、以上の方法の結果とほとんど同じ精度であった。しかしこの方法では、コーホート別の出生数を得ることはできない。

しかし、これまでに明らかにしてきた方法は、期間の変化を一次変化と仮定しているために“ひのえうま”のような急激な出生率の低下等については、全国データ等からの補正を必要としている。

したがって、各年各歳モデルと、出生率と有配偶率の時点 t における年齢に関する連続関数化が、今後の課題として残された。

なお、人口学的変数の地域出生力に与える影響力と年齢別コーホート別出生数については別の機会にふれることにする。

文 献

上田正夫1, 「国内移動と移動人口の年齢構造に関する研究」, 『日本人口学会記要(和文版)』第4号, 75~91ページ, 1963年.

上田正夫2, 注1.

上田正夫3, 「人口移動と人口学的基本構造, 再生産力との関係」, 『昭和43年度日本人口学会会報』, 44~46ページ, 1968年.

上田正夫4, 「地域別出生数と女子の年齢別有配偶率・出生率・移動率との関係」, 『人口問題研究所年報』第15号, 20~25ページ, 1970年.

Intercensal Estimation of Births Occurring in Female Census Cohorts Taking Account of Migration: Methodology and Application

Tatsuya ITOH

1 Outline of this thesis.

The purposes of this thesis are firstly to estimate for actual population age x to $x+4$ during five years in a open area taking account of migration (in Section 2); secondly to discuss a method for estimation of births in the area where data are available on the population in five-year age groups (P_i), the age-specific fertility rates (f_i) and the female age-specific percentage married (m_i) at both the census year n (t_1) and $n+5$ (t_2) (in Section 3). And lastly, in Section 4, models are applied to the actual data of 12 prefectures in Japan from 1965 to 1970. Error between the adjusted births and the registered births from October 1, 1965 to September 30, 1970, is at most a few per cent.

2 Actual number of population

The change of quinquennial generation groups taking account of migration is linear during a census period. For example, the change of population at age 20-24 in 1965 (P_{20-24}^{65}) is obtained by the equation (1), where t is parameter ($t_1 \rightarrow t \rightarrow t_2$, $0 \leq t \leq 5$). At time t , this quinquennial generation groups at actual ages 20-24 (${}_t P_{20-24}^t$) and 25-29 (${}_t P_{25-29}^t$) are expressed in the equations (2), (3) and (4). Under the above assumptions, the number of actual population between ages 20 and 24 (${}_t A_{20-24}^{65}$) and between ages 25 and 29 (${}_t A_{25-29}^{65}$) of this cohort during 1965-70, which is also the person-years, are obtained by the equations (5) and (6).

In general, the actual number of population in five-year age groups during five years are given by the equations (11) and (12), where the symbols in these equations are shown in (Fig 3a) and are defined as follows: P_i^t is the number of population in five-year age groups i at time t , ${}_t A_i^t$ is total years lived between ages $5(i-1)$ and $5i-1$ of P_i^t , and ${}_t A_{i+1}^t$ total years lived between ages $5i$ and $5i+4$ of P_i^t .

3 The method for estimation of births

There are many ways of estimation for the number of births during five years. In this thesis, we discuss the two methods; (i) births by the cohorts of total females (B) and (ii) births by cohorts of married females (B').

In general, the number of births by cohorts of total females is obtained by the equations (13) and (14), and the number of births by cohorts of married females is given by the equations (19) and (20), where the symbols in these equations are shown in (Fig 3a and b) and defined as follows: P_i^t is the number of females population, P_{fi}^t is the number of married females population which is given by $P_i^t \times m_i^t$, and f_{mi}^t is the age-specific fertility rate of married females which is given by f_i^t / m_i^t .

4 Application and Result

We calculated to the adjusted births by model I and II. The parameters of f_i , f_{mi} , and m_i , are used the values of (1) All Japan and (2) each areas, both time 1965 and 1970. The object areas are 12 prefectures; 6 prefectures as the examples of higher rate of in-migration prefectures and 6 prefectures as the examples of population decreasing areas from 1965 to 1970. We obtain the fourth data.

Error between the estimated births and the registered births is at most a few per cent, and the difference between the adjusted births by model I and the adjusted births by model II is negligible. The standard deviation of the errors of the adjusted births by each regional values is less than the other, and at most a few percent, about 1.8 percent in the population growth area and about 2.5 percent in the population decreasing areas.