慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	わが国1890-1920の出生数と総出生率（General Fertility Rate）の推計：『人口転換』法則との関連によせて
Sub Title	Estimates of annual births and of the general fertility rate in Japan, 1890-1920 : derived by projecting the census population of 1920 backwords
Author	安川, 正彬
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1962
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.55, No.5 (1962. 5) ,p.433(1)- 462(30)
JaLC DOI	10.14991/001.19620501-0001
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19620501-0001

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.

わが国一八九〇―一九二〇年の出生数と総出生率（General Fertility Rate）の推計

――『人口転換』法則との関連によせて――

安川正彬

一、問題の所在

人口と経済のあいだには、人口が経済を、逆にまた、経済が人口を刺激する面とがあるが、先進諸国が過去に経験した経済の発展過程を考察するとき、経済進歩が人口成長を促した局面のあることが理解される。

経済発展にともなう人口の進化過程は、すでにタムスン（Thompson, W.S.）、ノートスタイン（Notestein, F.W.）、ブラッカー（Blacker, C.P.）、ランドリー（Landry, A.）、その他の人口学者（demographers）のあいだで研究が進められ、人口動態変化のパターンをつくるのに成功した。[1]『人口転換』（demographic transition）として知られる経験法則がそれである。ここではブラッカーの分類にしたがってしめしたレイベンステイン（Leibenstein, H.）の模型図[2]を引用して、その概略を説明しよう。

ブラッカーは人口の進化過程をつぎの5段階に区分する。すなわち高位静止（high stationary）、初期拡張（early expanding）、後期拡張（late expanding）、低位静止（low stationary）、減退（diminishing）である。これを図示すると第1・1図のようにしめされる（5段階は、それぞれの名称のイニシアルをとって、HS・EE・LE・LS・Dでしめされている）。まずHS（高位静止）は出生率・死亡

わが国一八九〇―一九二〇年の出生数と総出生率の推計

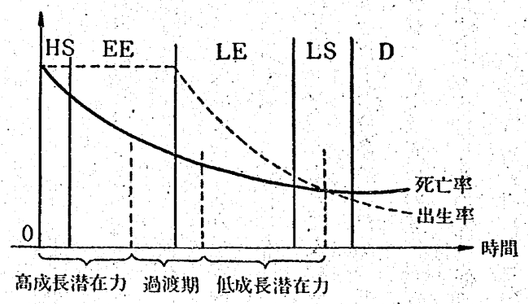
新刊紹介

篠原三代平・舟橋尚道編『日本型賃金構造の研究』……井村喜代子 92

清水義弘著『二〇年後の教育と経済』……佐藤保 93

岸本英太郎編『現代のホワイトカラー』……白井厚 94
――その地位と労働と生活――

第1・1図



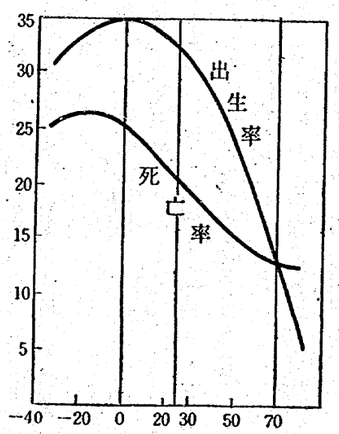
率がともに高い水準で均衡しており、人口増加のない静止人口の状態にある。EE（初期拡張）では経済発展にむかうある必要な刺激が加えられると、死亡率は減少しはじめるが、出生率は依然として、これまでの高い水準を維持しているから、人口は増加しはじめ、やがて最高の人口成長率に達する。LE（後期拡張）では、さらにいっそう経済が発展すると、死亡率は可能な最低限に接近し、出生率はそのあとを追い、ラグをもって急速に減退しはじめる。したがって、人口成長率が緩慢になり、やがて人口とともに経済も停滞状態に突入する。LS（低位静止）はその極値であり、D（減退）は出生率・死亡率が交差して人口が絶対的に減退する状態をしめす。

タムスンやノートスタインはこのパターンを3段階にまとめた（第1・1図下部）。すなわち、ブラッカーの第1段階と第2段階のはじめの部分がまとめられて、高成長潜在力の国とされた。他の端は低成長潜在力をもった国とされた。最初の段階では出生率はまったくコントロールされていない。終りの段階の低成長潜在力の国では、それはかなりコントロールされている。中間の過渡期においては、あるタイプから他のタイプに変化する過程をしめしている。このような分類の基礎のうえにたてば、世界の諸国をこの人口の型にわけることは可能であろう。[3]

先進諸国のデータに基礎をおく、この人口の進化過程は、しかし世界の諸国を分類することに困難がともなう。まず死亡率低下について歴史のかたるところによれば、その原因にも種々の変遷があったが、一般的には技術進歩が労働生産性を高めるとともに、他方には医薬衛生の進歩をもたらして、死亡率引き下げの積極的効果としてはたらく、したがって経済の発展とともに死亡率は即時的に低下しはじめる。しかしこんにちの後進諸国にみられる死亡率低下は、かつて先進国諸国が経験した過程を経ず、国外から導入された医薬衛生によるものであった。この現象をコール＝フーバーは「持続的な経済の改善は死亡率低下の充分条件でありうるが、こんにち必要条件ではない」[4]と述べている。

出生率の変化については、レイベンステインは批判的につぎのように推論する。すなわち、出生力減退と経済発展との関係は、歴史的経験事実に立脚しては完全には推論しえないとの理由から、「出生力減退は経済成長への必要条件ではあるが、充分条件ではない。持続する発展は出生力減退の着手に依存するが、他面持続する出生力減退は同じく持続する発展に依存している。それゆえ、通常のばあいは、双方ともにおこるか、双方ともにおこらないかのいずれかである」[5]と述べている。

第1・2図



わが国でも、館稔博士は、イングランドおよびウェールス、スウェーデン、フランス、イタリーとドイツについて、一九三八年以前過去一五〇年間の出生率と死亡率を、出生率が減退傾向に転換する時点を中心に重ねあわせて第1・2図のような模型図を完成した。[6] これによると、経済発展の初期には、出生率も死亡率も、ともに高まっている。他の期間については、欧米人口学者の模型図と同じであるが、発展初期に関しては、出生率・死亡率の動向にくい違いを生じている。館博士はこのことに関して「これは統計がしだいに完全に近づいたためで、実体的に、出生率の上昇がおこったとはみられない」[7]すなわち「それらは出生や死亡の登記が正確になったことによることが多いとみられる。」[8]と述べておられる。しかし、もし統計に不備がなくとも、発展の初期段階に入る以前の経済・社会の状態と人口動向の如何によっては、発展の初期に、死亡率は増加しなくとも、出生率が増加することはありえないことではないとおもう。

これらの諸点について、明治以来のわが国の経済発展が、先進諸国の経済とひとしく、人口動向に作用をおよぼしたとするならば、人口増加は出生率の増加によるものでなく、死亡率の減退によってひきおこされたものでなければならない。この問題に関しては先人森田優三教授の研究がすでに公にされているが、[9] 森田教授の研究とは別の立場から、分析の一つを加えてみようとするのが本稿の目的である。

(1) Thompson, W. S., Plenty of People, 1948, Chap. 6..
Notestein, F. W., "The Population of the World in the Year 2000", Journal of the American Statistical Association, Sept. 1950, pp. 335-45.
Blacker, "Stages in Population Growth", Eugenics Review, 1947; United Nations, The Determinants and Consequences of Population Trends, 1953, p. 44.
(2) Landry, A., La Révolution Démographique, 1934, pp. 44-55.
(3) Leibenstein, H., Economic Backwardness and Economic Growth, 1957, p. 156.
(4) Leibgnstein, H., ibid., p.156.
(5) Coale, A. J. and Hoover, E. M., Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries, 1958, p. 14.
(6) Leibenstein, H., op. cit., p. 168.
(7) 館稔『戦後の日本人口』毎日新聞社人口問題調査会編「日本の人口問題」（一九五〇）所収、九頁。
(8) 人口大事典（一九五七）二六〇頁。
(9) 前掲「日本の人口問題」一〇頁。
森田優三「人口増加の分析」（一九四四）第八章。

二、出生数推計の方法

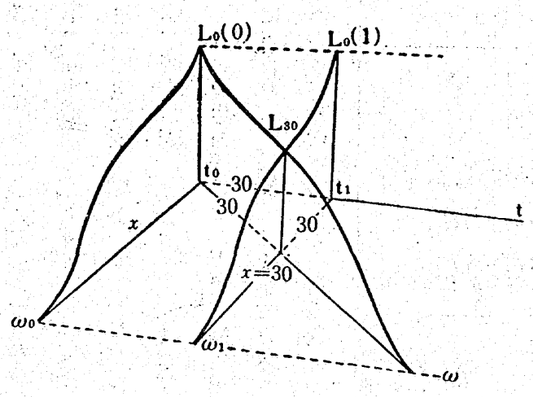
第一回センサスがおこなわれた一九二〇年以前の出生数の年次系列は、当時の届出に多くの不備が認められるので、ここに、届出数からまったく離れて出生数を推計する方法として、基本的につぎのような構造変化が考えられる。

人口の静態（構造）と動態（変化）の基本の姿を第1・3図に立体図でしめそう。三つの軸はそれぞれに、年齢x、生存数L_0、時間tとする。いま人口を女子だけにかぎるとすれば、一八九〇年（t_0）の年齢分布は平面（$t_0, L_0(0), \omega_0$）であり、一九二〇年（t_1）の年齢分布は平面（$t_1, L_0(1), \omega_1$）にしめされている。したがって、この二つの平面は、二つの年次において観察されたそれぞれの年齢分布をしめしている。そしていま時点t_0における出生数$L_0(0)$（零歳人口）は三〇年後の時点t_1においてはL_{30}（三〇歳人口）になっているはずであるから、一九二〇年に三〇歳の人口は、一八九〇年の出生集団に属している人口である。コーホート Cohort という用語はこの同時出生集団という意味である。したがって、平面（$t_0, L_0(0), \omega$）は一八九〇年（t_0）に生まれた出生集団の人生行路をしめすコーホート年齢分布をあらわしている。各年齢分布が曲線でしめされており、高年齢にむかって生存数が減少するの理は、この曲線が生存数曲線（裏に返せば死亡数曲線）をあらわしていることからも知られる。

このことから、たとえば一九二〇年で三〇歳の人口と、コーホート生存数曲線があたえられるならば、時間の順序を逆にもどって一八九〇年の出生数を算出することが可能である。

このように、逆もどりして各年次ごとの出生数を男女別に算出するとき、この推計結果をチェックする好ましい方法は、出生時の男女性比を調べてみることである。出生時の性比はほぼ安定した比率をしめすからである。

第1・3図



さて、以上の基本原理を土台にして、これから実際の作業を進めるためには、正確なセンサス年齢分布とコーホート生命表を用意しなければならない。その準備として、まずわれわれの目的に必要な公表生命表をつぎにしめそう。

第一回生命表　（一八九一―一八九八）
第二回生命表　（一八九九―一九〇三）
第三回生命表　（一九〇九―一九一三）
第四回生命表　（一九一一―一九二五）

これらの生命表のうち、第一回―第三回生命表については一九三〇年以前の死亡数に過少届のおそれが著しいので、この点に着目して、松浦公一氏が改算された5歳階級別の簡速生命表[10]を使用することにした。しかし、5歳以上50歳未満の年齢について、死亡率は公表生命表をそのまま用いておられるので、各歳別に使用する算出過程の正確さを重んずるため、作業は0歳死亡率を除いては公表生命表をそのまま用いて結果をもとめ、のちに5歳以下の年齢については（50歳以上の年齢は、ここでは関係がない）、公表生命表と改作生命表（松浦氏作成のもの）とをつなぐ、ある乗数をもとめて、改算するという手続きをとった。

そこで、公表生命表から、要求される 1891―1920 年間のコーホート生命表を上のように作成する。

コーホート生命表	関係期間	公表生命表のセット
(A)	1891―1898	第1回生命表
(B)	1898―1902	第2回生命表
(C)	1902―1908	第2回生命表と第3回生命表の平均
(D)	1908―1913	第3回生命表
(E)	1913―1920	第3回生命表と第4回生命表の平均

これによって、コーホート生命表がえられたから、たとえば 1889.10.1.―1890.10.1. の一年間に生れた出生数はつぎの式で推計される。

$$B_{1890}=({}_1P_{30})_{1920}\times\left(\frac{{}_1L_{23}}{{}_1L_{30}}\right)_E\times\left(\frac{{}_1L_{18}}{{}_1L_{23}}\right)_D\times\left(\frac{{}_1L_{12}}{{}_1L_{18}}\right)_C\times\left(\frac{{}_1L_8}{{}_1L_{12}}\right)_B\times\left(\frac{l_1}{{}_1L_8}\right)_A\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1890}$$

ここで

B_{1890} は 1889.10.1.～1890.10.1. の出生数

$({}_1P_{30})_{1920}$ は 1920.10.1. の 30 歳人口

$\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1890}$ は 1890 年 0 歳生存率の逆数

l_1 は生命表の 1 歳生存数

$\left(\frac{{}_1L_{23}}{{}_1L_{30}}\right)_E$ はコーホート生命表 E における 23 歳と 30 歳との生残率の逆数，以下同様

$L_x=.5l_x+.5l_{x+1}$〔ただし $L_0=.3l_0+.7l_1$，$L_1=.4l_1+.6l_2$〕

さらに

p_0 は 0 歳の生存率であるから，$p_0=\frac{l_1}{l_0}$　〔ただし $l_0=100{,}000$〕

$p_0=[1-({}_1q_0)]$

${}_1q_0$ は生命表の 0 歳死亡率である。

さてここで、0歳死亡率（乳児死亡率）については、松浦氏の改作生命表の0歳死亡率と公表乳児死亡率を組合せ、調整をはかって ${}_1q_0$ をもとめた。具体的には、公表乳児死亡率の5ケ年移動平均系列を基準とし、実際値との比率をもとめて、松浦氏作成の直線傾向値 $({}_1q_0)'_t$ のうえに乗せることによってもとめた。すなわち、公表乳児死亡率は男女の別がない

1890―1920 の年次別出生数の推計方式

	E 1913―20	D 1908―13	C 1902―08	B 1898―1902	A 1891―1898	
$B_{1890}=({}_1P_{30})_{1920}\times$	$\left(\frac{{}_1L_{23}}{{}_1L_{30}}\right)_E$	$\times\left(\frac{{}_1L_{18}}{{}_1L_{23}}\right)_D$	$\times\left(\frac{{}_1L_{12}}{{}_1L_{18}}\right)_C$	$\times\left(\frac{{}_1L_8}{{}_1L_{12}}\right)_B$	$\times\left(\frac{l_1}{{}_1L_8}\right)_A$	$\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1890}$
$B_{1891}=({}_1P_{29})_{1920}\times$	$\left(\frac{{}_1L_{22}}{{}_1L_{29}}\right)_E$	$\times\left(\frac{{}_1L_{17}}{{}_1L_{22}}\right)_D$	$\times\left(\frac{{}_1L_{11}}{{}_1L_{17}}\right)_C$	$\times\left(\frac{{}_1L_7}{{}_1L_{11}}\right)_B$	$\times\left(\frac{l_1}{{}_1L_7}\right)_A$	$\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1891}$
……						
$B_{1900}=({}_1P_{20})_{1920}\times$	$\left(\frac{{}_1L_{13}}{{}_1L_{20}}\right)_E$	$\times\left(\frac{{}_1L_8}{{}_1L_{13}}\right)_D$	$\times\left(\frac{{}_1L_2}{{}_1L_8}\right)_C$	$\times\left(\frac{l_1}{{}_1L_2}\right)_B$		$\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1900}$
$B_{1901}=({}_1P_{19})_{1920}\times$	$\left(\frac{{}_1L_{12}}{{}_1L_{19}}\right)_E$	$\times\left(\frac{{}_1L_7}{{}_1L_{12}}\right)_D$	$\times\left(\frac{{}_1L_1}{{}_1L_7}\right)_C$	$\times\left(\frac{l_1}{{}_1L_1}\right)_B$		$\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1901}$
$B_{1902}=({}_1P_{18})_{1920}\times$	$\left(\frac{{}_1L_{11}}{{}_1L_{18}}\right)_E$	$\times\left(\frac{{}_1L_6}{{}_1L_{11}}\right)_D$	$\times\left(\frac{l_1}{{}_1L_6}\right)_C$			$\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1902}$
……						
$B_{1918}=({}_1P_2)_{1920}\times$	$\left(\frac{l_1}{{}_1L_2}\right)_E$					$\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1918}$
$B_{1919}=({}_1P_1)_{1920}\times$	$\left(\frac{l_1}{{}_1L_1}\right)_E$					$\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1919}$
$B_{1920}=({}_1P_0)_{1920}\times$	$\left(\frac{l_0}{{}_1L_0}\right)_E$					

わが国一八九〇―一九二〇年の出生数と総出生率の推計

ので、右のような移動平均からの比率によってもとめたバリエイションを男女別傾向値のまわりに配分するという便法を講じた。

いま

$({}_1q_0)_t$ は時点 t の公表乳児死亡率

$({}_1q_0)'_t$ は時点 t の0歳死亡率傾向値（松浦氏作成のもの）

とすれば、推計に用いる0歳生存率は次式でしめされる。

$$({}_1p_0)_t = 1 - \kappa \cdot ({}_1q_0)'_t \qquad \left[\text{ただし } \kappa = ({}_1q_0)_t / \frac{1}{5} \cdot \sum_{t-2}^{t+2} ({}_1q_0)_t\right]$$

(10) Matsuura, K., "Reformation of Japanese Pre-census Life Tables," Kyushu J. Med. Sci. 9, 1958, pp. 70-85.

三、出生数推計の実際

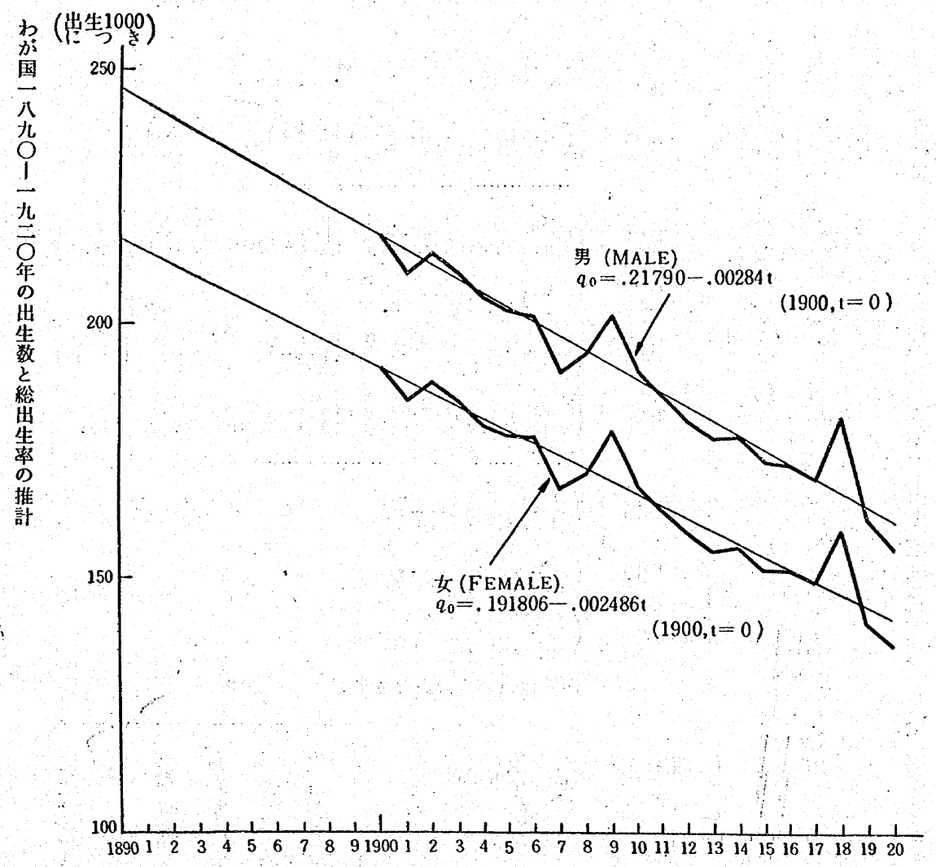
以上で本推計に必要な方法論の説明を終えたので、つぎに推計過程をしめさなければならないが、紙数節約のために、ここでは、その最終段階のものだけにとどめ、心要な若干の説明を加えながら、推計結果をまとめることにしよう。

第1・1表は男子について、第1・2表は女子について、一九二〇年センサス人口 $({}_1P_a)_{1920}$ を基礎とし、5つのコーホート生命表（A・B・C・D・E）と各年次の0歳生存率の逆数 $\left(\frac{1}{p_0}\right)_t$ をもとめ、前出の推計方式にしたがって出生数を算出したものである。$({}_1p_0)_t$ の計算過程は第1・3 1・4表にそれぞれ男女別にしめした。また、乳児死亡率の推計を図示したのが第1・4図である。

5歳未満の年齢については、公表生命表と改作生命表をつなぐ乗数をもとめて修正しなければならない。乗数の公式をつぎにしめし、その数値を第2・1表にもとめた。したがって、推計の最終結果は第2・2表の(K)(Q)にあるように、第1・1 1・2表の(I)(J)と

第1・4図　乳児死亡率の推計

Estimated Infant Mortality



第1・2表の乗数値 (G)(H) とのそれぞれの積 (K)＝(I)・(G) と (Q)＝(J)・(H) でもとめられる。この推計結果の適否を検定するために出生性比を同じく第2・2表にしめした。

この表によって出生性比をみると、一八九八年と一八九九年は一〇〇を割っており、その前後の年も低い値をしめしている。これは基礎人口の調査時であった一九二〇年には年齢21 22歳とその前後の年齢にあたっている。このことは、まさしく、徴兵年齢にあって、一九二〇年センサスの調査時には軍務に服して外地にあった男子によって影響をうけたことが考えられる。そこで、このことを補足し、さらにチェックする方法を考

公表生命表と改作生命表をつなぐ乗数（1～5 歳）

1890 … 1893 $\left(\frac{l_1}{l_5}\right)_{A(R)} \Big/ \left(\frac{l_1}{l_5}\right)_{A}$

1894 $\left[\left(\frac{{}_1L_4}{l_5}\right)_{B(R)} \Big/ \left(\frac{{}_1L_4}{l_5}\right)_{B}\right] \cdot \left[\left(\frac{l_1}{{}_1L_4}\right)_{A(R)} \Big/ \left(\frac{l_1}{{}_1L_4}\right)_{A}\right]$

……

1901 $\left[\left(\frac{{}_1L_1}{l_5}\right)_{C(R)} \Big/ \left(\frac{{}_1L_1}{l_5}\right)_{C}\right] \cdot \left[\left(\frac{l_1}{{}_1L_1}\right)_{B(R)} \Big/ \left(\frac{l_1}{{}_1L_1}\right)_{B}\right]$

1902 … 1903 $\left(\frac{l_1}{l_5}\right)_{C(R)} \Big/ \left(\frac{l_1}{l_5}\right)_{C}$

1904 $\left[\left(\frac{{}_1L_4}{l_5}\right)_{D(R)} \Big/ \left(\frac{{}_1L_4}{l_5}\right)_{D}\right] \cdot \left[\left(\frac{l_1}{{}_1L_4}\right)_{C(R)} \Big/ \left(\frac{l_1}{{}_1L_4}\right)_{C}\right]$

1905 $\left[\left(\frac{{}_1L_3}{l_5}\right)_{D(R)} \Big/ \left(\frac{{}_1L_3}{l_5}\right)_{D}\right] \cdot \left[\left(\frac{l_1}{{}_1L_3}\right)_{C(R)} \Big/ \left(\frac{l_1}{{}_1L_3}\right)_{C}\right]$

……

1918 $\left(\frac{l_1}{{}_1L_2}\right)_{E(R)} \Big/ \left(\frac{l_1}{{}_1L_2}\right)_{E}$

1919 $\left(\frac{l_1}{{}_1L_1}\right)_{E(R)} \Big/ \left(\frac{l_1}{{}_1L_1}\right)_{E}$

1920 $\left(\frac{1}{{}_1L_0}\right)_{E(R)} \Big/ \left(\frac{1}{{}_1L_0}\right)_{E}$

(R) は改作生命表をさす

えなければならない。本稿の推計方式にしたがえば、これを満足する方法は、一九二五年（第二回）センサス人口と一九二〇—二五年のコーホート生命表を作成し、これまでの推計結果に加えてチェックしてみることである。そこで、第四回の公表生命表（一九二一—二五）を一九二〇—二五年のコーホート生命表にしたてて、まず前推計の公表生命表との組合せによる結果 (M)(N)（第3・1 3・2表）を算出し、さらに、さきの乗数(G)(H)との積 (S)(T) とその出生性比をしめしたのが第3・3表である。この結果によって、さきの一八九八年と一八九九年およびその前後の年についてみると、やはり、安定した出生性比一〇五に近い値を示しており、そして一九二五年に徴兵適齢期にあった年齢から推計されるる一九〇三—五年の出生性比は一九二〇年センサスからの推計のものよりもかえって低くあらわれたことは興味あることである。なお、これら一九二〇年と一九二五年の二つのセンサス人口から算出した最終結果第2・2 3・3表の推計出生数を図示したのが第2・1 2・2図である。

これらの2種類の推計結果から結論として選ぶ出生数は各年次ごとに、男女ともに出生数が高くしめされた推計値を選ぶ

第 1・1 表

1920 年センサス人口からの出生数推計（男）

Estimated Annual Births from the 1920 Census Population, 1890—1920. (Male)

	$\left({}_1P_a\right)_{1920}$	$\left(\frac{{}_1L_{a-7}}{{}_1L_a}\right)_E$	$\left(\frac{{}_1L_{b-5}}{{}_1L_b}\right)_D$	$\left(\frac{{}_1L_{c-6}}{{}_1L_c}\right)_C$	$\left(\frac{{}_1L_{d-4}}{{}_1L_d}\right)_B$	$\left(\frac{l_1}{{}_1L_{d-4}}\right)_A$	$\left(\frac{1}{p_0}\right)_t$	推計出生数 Est.Births (1)
B(1890)	= 376, 298 ×	1. 0627 ×	1. 0450 ×	1. 0307 ×	1. 0139 ×	1. 1468 ×	1. 3268	= 664, 476
B(1891)	= 356, 110	1. 0645	1. 0431	1. 0267	1. 0152	1. 1400	1. 3222	= 621, 230
B(1892)	= 394, 576	1. 0662	1. 0402	1. 0237	1. 0173	1. 1320	1. 3169	= 679, 370
B(1893)	= 394, 788	1. 0679	1. 0365	1. 0218	1. 0208	1. 1219	1. 3120	= 670, 899
B(1894)	= 414, 570	1. 0691	1. 0323	1. 0210	1. 0266	1. 1085	1. 3071	= 694, 854
B(1895)	= 435, 036	1. 0696	1. 0281	1. 0215	1. 0367	1. 0897	1. 3023	= 718, 937
B(1896)	= 437, 874	1. 0688	1. 0240	1. 0233	1. 0538	1. 0625	1. 2975	= 712, 431
B(1897)	= 444, 738	1. 0666	1. 0207	1. 0268	1. 0766	1. 0276	1. 2927	= 710, 994
B(1898)	= 461, 097	1. 0628	1. 0183	1. 0330	1. 0904		1. 2880	= 723, 972
B(1899)	= 451, 400	1. 0576	1. 0170	1. 0433	1. 0750		1. 2833	= 698, 797
B(1900)	= 504, 665	1. 0514	1. 0168	1. 0610	1. 0519		1. 2786	= 769, 895
B(1901)	= 540, 206	1. 0447	1. 0177	1. 0877	1. 0226		1. 2670	= 809, 398
B(1902)	= 551, 297	1. 0382	1. 0196	1. 1090			1. 2725	= 823, 543
B(1903)	= 560, 403	1. 0326	1. 0228	1. 1018			1. 2658	= 825, 451
B(1904)	= 541, 472	1. 0284	1. 0283	1. 0917			1. 2587	= 786, 835
B(1905)	= 547, 194	1. 0259	1. 0375	1. 0772			1. 2548	= 787, 236
B(1906)	= 542, 715	1. 0252	1. 0533	1. 0552			1. 2520	= 774, 233
B(1907)	= 611, 024	1. 0261	1. 0802	1. 0249			1. 2371	= 858, 695
B(1908)	= 632, 892	1. 0291	1. 1026				1. 2419	= 891, 849
B(1909)	= 652, 451	1. 0350	1. 0930				1. 2534	= 925, 121
B(1910)	= 647, 588	1. 0453	1. 0793				1. 2364	= 903, 319
B(1911)	= 666, 528	1. 0635	1. 0586				1. 2289	= 922, 157
B(1912)	= 695, 972	1. 0937	1. 0272				1. 2206	= 954, 374
B(1913)	= 699, 656	1. 1202					1. 2132	= 950, 852
B(1914)	= 710, 539	1. 1146					1. 2157	= 962, 794
B(1915)	= 692, 744	1. 1077					1. 2087	= 927, 500
B(1916)	= 710, 398	1. 0980					1. 2084	= 942, 573
B(1917)	= 699, 956	1. 0837					1. 2048	= 913, 891
B(1918)	= 696, 348	1. 0617					1. 2214	= 902, 997
B(1919)	= 699, 325	1. 0286					1. 1928	= 858, 012
B(1920)	= 944, 552	1. 1273						=1,064,793
		E	D	C	B	A	$\left(\frac{1}{p_0}\right)$	

ここで、b=a-7　c=b-5　d=c-6

第 1・3 表

乳児死亡率の推計と $({}_1p_0)_t$ の計算（男）

Estimates of $({}_1p_0)_t$ Values, from q_0 Values for the Reformed Life Tables and Official Infant Mortality Rates, 1890–1920. (Male)

年次 Year t	$k=\frac{5({}_1q_0)t}{\sum_{t-2}^{t+1}({}_1q_0)_t}$ (1)	$({}_1q_0)'_t$ (2)	推計乳児死亡率 Adjusted Infant Mortality Rate (1)・(2)	$({}_1p_0)_t$ 〔=1−(1)・(2)〕
1890	1.000	.24630	.24630	.75370
91	〃	.24346	.24346	.75634
92	〃	.24062	.24062	.75938
93	〃	.23778	.23778	.76222
94	〃	.23494	.23494	.76506
1895	〃	.23210	.23210	.76790
96	〃	.22926	.22926	.77074
97	〃	.22642	.22642	.77358
98	〃	.22358	.22358	.77642
99	〃	.22074	.22074	.77926
1900	〃	.21790	.21790	.78210
01	.980	.21506	.21076	.78924
02	1.009	.21222	.21413	.78587
03	1.003	.20938	.21001	.78999
04	.995	.20654	.20551	.79449
1905	.997	.20370	.20309	.79691
06	1.002	.20086	.20126	.79874
07	.968	.19802	.19168	.80832
08	.998	.19518	.19479	.80521
09	1.051	.19234	.20215	.79785
1910	1.009	.18950	.19121	.80879
11	.998	.18666	.18629	.81371
12	.983	.18382	.18070	.81930
13	.971	.18098	.17573	.82427
14	.996	.17814	.17743	.82257
1915	.985	.17530	.17267	.82733
16	1.000	.17246	.17246	.82754
17	1.002	.16962	.16996	.83004
18	1.087	.16678	.18129	.81871
19	.986	.16394	.16164	.83836
1920	.963	.16110	.15514	.84486

(1) 欄　第 3・5 表の公表乳児死亡率から計算した

(2) 欄　$({}_1q_0)'_t=.21790-.00284\,t$　$(1900, t=0)$

〔改作生命表の q_0 から計算〕

第 1・2 表

1920 年センサス人口からの出生数推計（女）

Estimated Annual Births from the 1920 Census Population, 1890—1920. (Female)

	$({}_1P_a)_{1920}$	$\left(\frac{{}_1L_{a-7}}{{}_1L_a}\right)_E$	$\left(\frac{{}_1L_{b-5}}{{}_1L_b}\right)_D$	$\left(\frac{{}_1L_{c-6}}{{}_1L_c}\right)_C$	$\left(\frac{{}_1L_{d-4}}{{}_1L_d}\right)_B$	$\left(\frac{l_1}{{}_1L_{d-4}}\right)_A$	$\left(\frac{1}{p_0}\right)_t$	推計出生数 Est. Births (J)
B(1890) =	360,749 ×	1.0770 ×	1.0551 ×	1.0428 ×	1.0159 ×	1.1393 ×	1.2766 =	631,626
B(1891) =	344,438	1.0782	1.0541	1.0378	1.0164	1.1329	1.2726 =	595,325
B(1892) =	378,403	1.0796	1.0522	1.0332	1.0180	1.1253	1.2685 =	645,367
B(1893) =	377,847	1.0808	1.0493	1.0296	1.0213	1.1156	1.2646 =	635,688
B(1894) =	397,327	1.0818	1.0454	1.0271	1.0273	1.1025	1.2606 =	658,935
B(1895) =	416,191	1.0822	1.0409	1.0260	1.0378	1.0843	1.2567 =	680,222
B(1896) =	427,718	1.0819	1.0361	1.0265	1.0551	1.0584	1.2527 =	688,488
B(1897) =	434,397	1.0806	1.0314	1.0292	1.0773	1.0256	1.2488 =	687,519
B(1898) =	473,159	1.0779	1.0272	1.0350	1.0902		1.2450 =	735,963
B(1899) =	460,955	1.0737	1.0241	1.0451	1.0743		1.2411 =	706,336
B(1900) =	494,726	1.0681	1.0221	1.0626	1.0510		1.2373 =	746,307
B(1901) =	524,268	1.0613	1.0216	1.0889	1.0221		1.2278 =	776,750
B(1902) =	539,048	1.0541	1.0225	1.1096			1.2323 =	794,429
B(1903) =	545,265	1.0470	1.0252	1.1020			1.2268 =	791,257
B(1904) =	526,333	1.0408	1.0303	1.0916			1.2209 =	752,204
B(1905) =	533,459	1.0358	1.0391	1.0768			1.2178 =	752,915
B(1906) =	525,475	1.0326	1.0547	1.0546			1.2154 =	733,533
B(1907) =	597,303	1.0317	1.0812	1.0245			1.2031 =	821,237
B(1908) =	616,988	1.0334	1.1028				1.2071 =	848,760
B(1909) =	636,364	1.0386	1.0929				1.2166 =	878,784
B(1910) =	634,672	1.0487	1.0792				1.2026 =	863,822
B(1911) =	652,979	1.0666	1.0583				1.1964 =	881,832
B(1912) =	681,165	1.0964	1.0269				1.1894 =	912,173
B(1913) =	681,852	1.1221					1.1832 =	905,273
B(1914) =	692,745	1.1161					1.1854 =	916,519
B(1915) =	679,547	1.1086					1.1795 =	888,572
B(1916) =	696,898	1.0983					1.1793 =	902,640
B(1917) =	690,824	1.0834					1.1762 =	880,314
B(1918) =	690,678	1.0611					1.1903 =	872,345
B(1919) =	692,891	1.0281					1.1662 =	830,755
B(1920) =	932,043	1.1125						=1,036,898
		E・	D・	C・	B・	A・	$\left(\frac{1}{p_0}\right)$	

ここで、b=a-7　c=b-5　d=c-6

第 2・2 表

1920 年センサス人口からの改算推計出生数とその性比

Refitted Births and the Sex Ratio Computed from the 1920 Census Population, 1890—1920

1920年の年齢 Age in 1920	年次 Year	推計出生数(男) Estimated Male Births (K) = (I)・(G)	推計出生数(女) Estimated Female Births (Q) = (J)・(H)	性比 Sex Ratio
30	1890	690,258	647,164	106.7
29	91	645,334	609,970	105.8
28	92	705,730	661,243	106.7
27	93	696,930	651,326	107.0
26	94	710,349	675,804	105.1
25	1895	735,904	699,404	105.2
24	96	727,321	707,077	102.9
23	97	728,271	706,838	103.0
22	98	743,374	757,159	98.2
21	99	717,385	726,396	98.8
20	1900	790,682	767,875	103.0
19	01	829,147	797,334	104.0
18	02	840,426	812,304	103.5
17	03	842,373	809,060	104.1
16	04	802,886	768,752	104.4
15	1905	803,217	769,027	104.4
14	06	790,182	749,671	105.4
13	07	874,237	837,251	104.4
12	08	904,602	862,086	104.9
11	09	936,130	890,296	105.1
10	1910	910,907	871,337	104.5
9	11	929,811	888,798	104.6
8	12	961,055	918,741	104.6
7	13	955,226	909,890	105.0
6	14	967,223	921,193	105.0
5	1915	931,767	893,104	104.3
4	16	944,929	905,077	104.4
3	17	913,525	879,962	103.8
2	18	903,448	872,607	103.5
1	19	858,956	831,337	103.3
0	1920	1,078,316	1,047,371	103.0

第 2・1 表

公表生命表と改作生命表をつなぐ乗数値

Multipliers by Sex for Refitting the Estimated Births, 1890-1920

年次 Year	乗数値(男) Male (G)	乗数値(女) Female (H)
1890	1.0388	1.0246
91	1.0388	1.0246
92	1.0388	1.0246
93	1.0388	1.0246
94	1.0223	1.0256
1895	1.0236	1.0282
96	1.0209	1.0270
97	1.0243	1.0281
98	1.0268	1.0288
99	1.0266	1.0284
1900	1.0270	1.0289
01	1.0244	1.0265
02	1.0205	1.0225
03	1.0205	1.0225
04	1.0204	1.0220
1905	1.0203	1.0214
06	1.0206	1.0220
07	1.0181	1.0195
08	1.0143	1.0157
09	1.0119	1.0131
1910	1.0084	1.0087
11	1.0083	1.0079
12	1.0070	1.0072
13	1.0046	1.0051
14	1.0046	1.0051
1915	1.0046	1.0051
16	1.0025	1.0027
17	.9996	.9996
18	1.0005	1.0003
19	1.0011	1.0007
1920	1.0127	1.0101

第 1・4 表

乳児死亡率の推計と $({}_1p_0)_t$ の計算 (女)

Estimates of $({}_1p_0)_t$ Values, from q_0 Values for the Reformed Life Tables and Official Infant Mortality Rates, 1890-1920. (Female)

年次 Year t	$k=\frac{5({}_1q_0)_t}{\sum_{t-2}^{t+2}({}_1q_0)_t}$ (1)	$({}_1q_0)'_t$ (2)	推計乳児死亡率 Adjusted Infant Mortality Rate (1)・(2)	$({}_1p_0)_t$ 〔=1−(1)・(2)〕
1890	1.000	.21667	.21667	.78333
91	〃	.21418	.21418	.78582
92	〃	.21169	.21169	.78831
93	〃	.20921	.20921	.79079
94	〃	.20672	.20672	.79328
1895	〃	.20424	.20424	.79576
96	〃	.20175	.20175	.79825
97	〃	.19926	.19926	.80074
98	〃	.19678	.19678	.80322
99	〃	.19429	.19429	.80571
1900	〃	.19181	.19181	.80819
01	.980	.18932	.18553	.81447
02	1.009	.18683	.18851	.81149
03	1.003	.18435	.18490	.81510
04	.995	.18186	.18095	.81905
1905	.997	.17938	.17884	.82116
06	1.002	.17689	.17724	.82276
07	.968	.17440	.16882	.83118
08	.998	.17192	.17158	.82842
09	1.051	.16943	.17807	.82193
1910	1.009	.16695	.16845	.83155
11	.998	.16446	.16413	.83587
12	.983	.16197	.15922	.84078
13	.971	.15949	.15486	.84514
14	.996	.15700	.15637	.84363
1915	.985	.15452	.15220	.84780
16	1.000	.15203	.15203	.84797
17	1.002	.14954	.14984	.85016
18	1.087	.14706	.15985	.84015
19	.986	.14457	.14255	.85745
1920	.963	.14209	.13683	.86317

(1) 欄　第 3・5 表の公表乳児死亡率から計算した

(2) 欄　$({}_1q_0)'_t = .191806 - .002486\,t$　(1900, $t=0$)

〔改作生命表の q_0 から計算〕

第 3・1 表

1925 年センサス人口からの出生数推計（男）

Estimates of Births from the 1925 Census Population, 1890—1920. (Male)

1925年の年齢 Age in 1925 (a+5)	$({}_1P_{a+5})_{1925}$		$\left(\frac{{}_1L_a}{{}_1L_{a+5}}\right)_F$ 〔1920−25 L.T.〕		$\frac{E.B.^*}{({}_1P_d)_{1920}}$ 〔=E・D・C・B・A・$\left(\frac{1}{p_0}\right)$〕		推計出生数 Est. Births (M)	出生年次 Year of Birth
35	364,269	×	1.0427	×	1,7658	=	670,691	1890
34	342,781		1.0424		1.7445	=	623,336	91
33	380,942		1.0425		1.7218	=	683,782	92
32	377,039		1.0429		1.6994	=	668,228	93
31	395,616		1.0436		1.6761	=	692,003	94
30	415,297		1.0448		1.6526	=	717,066	1895
29	421,859		1.0463		1.6270	=	718,143	96
28	431,547		1.0480		1.5987	=	723,030	97
27	459,219		1.0498		1.5701	=	756,926	98
26	449,831		1,0514		1,5481	=	732,177	99
25	479,526		1.0529		1.5256	=	770,265	1900
24	508,530		1.0540		1.4983	=	803,075	01
23	515,339		1.0546		1.4958	=	811,846	02
22	514,323		1.0540		1.4730	=	798,507	03
21	498,870		1.0518		1.4531	=	762,458	04
20	519,085		1.0477		1.4387	=	782,430	1905
19	517,171		1.0419		1.4266	=	768,709	06
18	587,050		1.0350		1.4053	=	853,856	07
17	607,544		1.0284		1.4092	=	880,465	08
16	635,207		1.0229		1.4179	=	921,285	09
15	632,445		1.0191		1.3949	=	899,048	1910
14	651,919		1.0171		1.3835	=	917,353	11
13	686,823		1.0167		1.3713	=	957,569	12
12	694,200		1.0176		1.3590	=	960,022	13
11	698,851		1.0195		1.3550	=	965,409	14
10	676,325		1.0227		1.3389	=	926,088	1915
9	688,302		1.0283		1.3268	=	939,084	16
8	674,815		1.0386		1.3056	=	915,047	17
7	665,110		1.0568		1.2968	=	911,505	18
6	655,459		1.0872		1.2269	=	874,307	19
5	805,751		1.1128		1.1836	=	1,061,263**	1920

* E.B. は 1920 年センサス人口からの推計出生数 (Estimated Births)

** $({}_1P_5)\times\left(\frac{{}_1L_5}{{}_1L_{a+5}}\right)_F\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1920}=805,751\times\frac{83,796}{75,301}\times\frac{1}{.84486}=1,061,263$

第 3・2 表

1925 年センサス人口からの出生数推計（女）

Estimated of Births from the 1925 Census Population, 1890—1920. (Female)

1925年の年齢 Age in 1925 (a+5)	$({}_1P_{a+5})_{1925}$		$\left(\frac{{}_1L_a}{{}_1L_{a+5}}\right)_F$ 〔1920−25 L.T.〕		$\frac{E.B.^*}{({}_1P_a)_{1920}}$ 〔=E.D.C.B.A.$\left(\frac{1}{p_0}\right)$〕		推計出生数 Est. Births (N)	出生年次 Year of Births
35	343,525	×	1.0542	×	1.7509	=	634,078	1890
34	324,235		1.0541		1.7284	=	590,726	91
33	360,022		1.0541		1.7055	=	647,236	92
32	354,071		1.0544		1.6824	=	628,094	93
31	367,777		1.1549		1.6584	=	643,406	94
30	388,314		1.0555		1.6344	=	669,883	1895
29	402,986		1.0564		1.6097	=	685,272	96
28	405,246		1.0575		1.5827	=	678,263	97
27	437,606		1.0588		1.5554	=	720,674	98
26	427,382		1.0601		1.5323	=	694,236	99
25	461,805		1.0612		1.5085	=	739,266	1900
24	485,371		1.0620		1.4816	=	763,711	01
23	499,614		1.0622		1.4738	=	782,131	02
22	506,536		1.0617		1.4511	=	780,386	03
21	485,635		1.0602		1.4291	=	735,801	04
20	506,535		1.0575		1.4114	=	756,032	1905
19	491,157		1.0534		1.3959	=	722,218	06
18	568,317		1.0476		1.3749	=	818,573	07
17	591,664		1.0409		1.3757	=	847,243	08
16	624,557		1.0340		1.3809	=	891,774	09
15	619,409		1.0279		1.3611	=	866,600	1910
14	638,412		1.0234		1.3505	=	882,351	11
13	671,923		1.0208		1.3391	=	918,487	12
12	674,500		1.0204		1.3277	=	913,803	13
11	677,636		1.0216		1.3230	=	915,877	14
10	659,848		1.0247		1.3076	=	884,129	1915
9	671,914		1.0307		1.2952	=	896,980	16
8	661,532		1.0417		1.2743	=	878,143	17
7	657,864		1.0602		1.2630	=	880,901	18
6	647,460		1.0900		1.1990	=	846,171	19
5	792,998		1.1144		1.1585	=	1,023,786**	1920

* E.B. は 1920 年センサス人口からの推計出生数 (Estimated Births)

** $({}_1P_5)\times\left(\frac{l_1}{{}_1L_5}\right)_F\times\left(\frac{1}{p_0}\right)_{1920}=792,998\times\frac{85,600}{76,811}\times\frac{1}{.86317}=1,023,786$

第 3・5 表

出生数と乳児死亡率（公表数字）とその性比

Annual Births and Infant Mortality Rates for Japan, 1894—1920. (Official Figures)

年次 Year	乳児死亡率 Infant Mortality	総出生数 Births Total	出生数(男) Births Male	出生数(女) Births Female	性比 Sex Ratio
1894	……	1,208,983	620,844	588,139	105.6
1895	……	1,246,427	638,895	607,532	105.2
96	……	1,282,178	651,468	630,710	103.3
97	……	1,334,125	683,941	650,184	105.2
98	……	1,369,638	696,137	673,501	103.4
99	153.8	1,386,981	713,442	673.539	105.9
1900	155.0	1,420,534	727,916	692,618	105.1
01	149.9	1,501,591	769,494	732,097	105.1
02	154.0	1,510,835	773,296	737,539	104.8
03	152.4	1,489,816	763,806	726,010	105.2
04	151.9	1,440,371	738,230	702,141	105.1
1905	151.7	1,452,770	735,948	716,822	102.7
06	153.6	1,394,295	726,155	668,140	108.7
07	151.3	1,614,472	818,114	796,358	102.7
			(2,280,217)	(2,181,320)	(104.5)
08	158.0	1,662,815	850,209	812,606	104.6
09	167.3	1,693,850	863,855	829,995	104.1
1910	161.2	1,712,857	872,779	840,078	103.9
11	158.4	1,747,803	891,049	856,754	104.0
12	154.2	1,737,674	886,449	851,225	104.1
13	152.1	1,757,441	897,824	859,617	104.4
14	158.5	1,808,402	925,855	882,547	104.9
1915	160.4	1,799,326	918,296	881,030	104.2
16	170.3	1,804,822	921,347	883,475	104.3
17	173.2	1,812,413	924,953	887,460	104.2
18	189.0	1,791,992	914,685	877,307	104.3
19	171.0	1,778,685	910,400	868,285	104.9
1920	165.7	2,025,564	1,035,134	990,430	104.5
21	168.3				
22	166.4				

第 3・4 表

最終推計出生数とその性比

Final Estimated Births and the Sex Ratio, 1890—1920.

年次 Yaer	男 Male	女 Female	性比 Sex Ratio
1890	696,714	649,676	107.2
91	647,521	609,970	106.2
92	710,313	663,158	107.1
93	696,930	651,326	107.0
94	710,349	675,804	105.1
1895	735,904	699,404	105.2
96	733,152	707,077	103.7
97	740,600	706,838	104.8
98	777,212	757,159	102.6
99	751,652	726,396	103.5
1900	791,062	767,875	103.0
01	829,147	797,334	104.0
02	840,426	812,304	103.5
03	842,373	809,060	104.1
04	802,886	768,752	104.4
1905	803,217	772,211	104.0
06	790,182	749,671	105.4
07	874,237	837,251	104.4
08	904,602	862,086	104.9
09	936,130	903,456	103.6
1910	910,907	874,139	104.2
11	929,811	889,322	104.6
12	964,272	925,100	104.2
13	964,438	918,463	105.0
14	969,850	921,193	105.3
1915	931,767	893,104	104.3
16	944,929	905,077	104.4
17	914,681	879,962	103.9
18	911,961	881,165	103.5
19	875,269	846,763	103.4
1920	1,078,316	1,047,371	103.0

第 3・3 表

1925 年センサス人口からの改算推計出生数とその性比

Refitted Births and the Sex Ratio Computed from the 1925 Census Population, 1890—1920.

1925年の年齢 Age in 1925	年次 Year	推計出生数(男) Estimated Male Births (S)=(M)・(G)	推計出生数(女) Estimated Famale Births (T)=(N)・(H)	性比 Sex Ratio
35	1890	696,714	649,676	107.2
34	91	647,521	605,258	107.0
33	92	710,313	663,158	107.1
32	93	694,155	643,545	107.9
31	94	707,435	659,877	107.2
30	1895	733,989	688,774	106.6
29	96	733,152	703,774	104.2
28	97	740,600	697,322	106.2
27	98	777,212	741,429	104.8
26	99	751,652	713,952	105.3
25	1900	791,062	760,631	104.0
24	01	822,670	783,949	104.9
23	02	828,489	799,729	103.6
22	03	814,876	797,945	102.1
21	04	778,012	751,989	103.5
20	1905	798,313	772,211	103.4
19	06	784,544	738,107	106.3
18	07	869,311	834,535	104.2
17	08	893,056	860,545	103.8
16	09	932,248	903,456	103.2
15	1910	906,600	874,139	103.7
14	11	924,967	889,322	104.0
13	12	964,272	925,100	104.2
12	13	964,438	918,463	105.0
11	14	969,850	920,548	105.4
10	1915	930,348	888,638	104.7
9	16	941,432	899,402	104.7
8	17	914,681	877,792	104.2
7	18	911,961	881,165	103.5
6	19	875,269	846,763	103.4
5	1920	1,074,741	1,034,126	103.9

べきであろう。第3・4表にそれをしめし、出生性比をも掲載した。また比較とともに参考のために公表出生数とそれからもとめられる出生性比、それに、乳児死亡率として本作業に使用した原資料を第3・5表にしめした。公表出生数から計算した出生性比のうち、一九〇六年は〝ヒノエウマ〟の年に当るので、その前後の年とともに性比は異常な値をしめしている。

四、総出生率（General Fertility Rate）の推計

以上の作業を通じて、一八九〇—一九二〇年までの三〇年間の出生数を推計したので、つぎの関心事は、出生数を人口で除した出生率をもとめてみることである。そして、この期間の出生率の動向を探ることにある。もちろん公表された内地人口の統計は容易にえられるが、本稿で提起した基本問題は、一九二〇年以前の人口統計には不備のあることをたてまえとしていることと、一九二〇年センサスと生命表を駆使して推計することにあったので、あくまでも既存の内地人口系列を使用せず、これも推計によってもとめなければならない。そこで出生率を算出するのに分母となる人口は、ここに用意した資料の制約から総人口をもとめることは不可能なので、一五—四四歳までの婦人数を推計することにした。この婦人数で出生数を除した商が総出生率（General Fertility Rate）である。一五—四四歳の婦人数を推計する方法も、一九二〇年センサスとコーホート生命表を用いる同様の方法をとった。一九二五年センサスからの再推計を試みなかったのは、女子出生数推計の最終結果をみると、ほとんど一九二〇年センサスをもとにした推計値が使用されたという理由によるものである。

そこで、必要なコーホート生命表をまえの例にならって作成するのであるが、改作生命表は5歳階級にわかれているので、改めてつぎのように作成した（21頁上段の表）。ただし第四回生命表（一九二一—二五）は公表生命表である。

第4・1表に各コーホート生命表の${}_5L_x$の値をしめし、第4・2表で${}_5P_x$ $_{1920}$は一九二〇年センサスの一五—七四歳（5歳階級別）婦人数であり、$\left(\frac{{}_5L_x}{{}_5L_{x+5}}\right)$は5歳別生存率の逆数である。そして、一九二〇年に七〇—七四歳の婦人は三〇年前の一八九〇年には四

コーホート生命表の関係期間	改作生命表のセット
1890—1895	第1回(1891—98)……(A)
1895—1900	第1回と第2回の平均
1900—1905	第2回(1899—1903)……(B)
1905—1910	第2回と第3回の平均
1910—1915	第3回(1909—13)……(D)
1915—1920	第3回と第4回の平均
ただし，第4回(1921—25)〔公表生命表〕……(F)	

第 4・1 表

コーホート生命表の ${}_5L_x$

${}_5L_x$ Values for Estimating the Number of Women Aged 15—44.
Copied from the Reformed Life Tables
and the 1921-1925 Official Life Table.

$l_0=10,000$

年齢 Age x	$({}_5L_x)_F$ 〔1921—1903〕	Sum of F & D	$({}_5L_x)_D$ 〔1909—13〕	Sum of D & B	$({}_5L_x)_B$ 〔1899—1903〕	Sum of B & A	$({}_5L_x)_A$ 〔1891—98〕
15—19	35,704	70,483	34,779	68,321	33,542	65,978	32,436
20—24	33,661	66,705	33,044	65,097	32,053	63,140	31,087
25—29	31,790	63,142	31,352	61,837	30,485	60,085	29,600
30—34	30,144	59,973	29,829	58,817	28,988	57,112	28,124
35—39	28,563	56,908	28,345	55,828	27,483	54,107	26,624
40—44	26,996	53,880	26,884	52,860	25,976	51,086	25,110
45—49	25,489	50,944	25,455	49,960	24,505	48,119	23,614
50—54	23,813	47,595	23,782	46,573	22,791	44,677	21,886
55—59	21,745	43,402	21,657	42,291	20,634		
60—64	19,084	38,122	19,038	37,062	18,024		
65—69	15,684	31,364	15,680				
70—74	11,569	23,132	11,563				
		$2({}_5L_x)$ 〔1915—20〕	$({}_5L_x)$ 〔1910—15〕	$2({}_5L_x)$ 〔1905—10〕	$({}_5L_x)$ 〔1900—05〕	$2({}_5L_x)$ 〔1895—1900〕	$({}_5L_x)$ 〔1890—95〕

第 4・4 表

総 出 生 率

General Fertility Rate, 1890—1920.

年 次 Year	出生総数 Estimated Total Births	婦人数 (年齢15—44) Women 15—44	総出生率 (1000につき) G. F. R.
1890	1,346,390	8,509,496	158.2
91	1,257,491	8,612,575	146.0
92	1,373,471	8,715,654	157.6
93	1,348,256	8,818,734	152.9
94	1,386,153	8,921,813	155.4
1895	1,435,308	9,024,892	159.0
96	1,440,229	9,120,957	157.9
97	1,447,438	9,217,023	157.0
98	1,534,371	9,313,088	164.8
99	1,478,048	9,409,154	157.1
1900	1,558,937	9,505,219	164.0
01	1,626,481	9,594,535	169.5
02	1,652,730	9,683,851	170.7
03	1,651,433	9,773,166	169.0
04	1,571,638	9,862,482	159.4
1905	1,575,428	9,951,798	158.3
06	1,539,853	10,059,591	153.1
07	1,711,488	10,167,384	168.3
08	1,766,688	10,275,178	171.9
09	1,839,586	10,382,971	177.2
1910	1,785,046	10,490,764	170.2
11	1,819,133	10,630,822	171.1
12	1,889,372	10,770,880	175.4
13	1,882,901	10,910,937	172.6
14	1,891,043	11,050,995	171.1
1915	1,824,871	11,191,053	163.1
16	1,850,006	11,343,401	163.1
17	1,794,643	11,495,748	156.1
18	1,793,126	11,648,096	153.9
19	1,722,032	11,800,443	145.9
1920	2,125,687	11,952,791	177.8

第 4・2 表

1920年センサス人口(15—74歳)と各コーホート生命表からの $\left(\frac{{}_5L_x}{{}_5L_{x+5}}\right)$

Women 15—44 in 1890, 1895, 1900, 1905, 1910, and 1915,

Estimated from the 1920 Census Population

and the Reformed Life Tables. (1)

年齢 Age x	$({}_5P_x)$ 1920	$\left(\frac{{}_5L_x}{{}_5L_{x+5}}\right)$ 〔1915—20〕	$\left(\frac{{}_5L_x}{{}_5L_{x+5}}\right)$ 〔1910—15〕	$\left(\frac{{}_5L_x}{{}_5L_{x+5}}\right)$ 〔1905—10〕	$\left(\frac{{}_5L_x}{{}_5L_{x+5}}\right)$ 〔1900—05〕	$\left(\frac{{}_5L_x}{{}_5L_{x+5}}\right)$ 〔1895—1900〕	$\left(\frac{{}_5L_x}{{}_5L_{x+5}}\right)$ 〔1890—95〕
70—74	497,015						
65—69	697,943	1.3559					
60—64	852,598	1.2155	1.2142				
55—59	927,720	1.1385	1.1376	1.1411			
50—54	1,112,174	1.0966	1.0981	1.1013	1.1045		
45—49	1,317,606	1.0704	1.0703	1.0727	1.0752	1.0770	
40—44	1,602,802	1.0576	1.0561	1.0580	1.0600	1.0617	1.0634
35—39	1,701,921	1.0562	1.0543	1.0561	1.0580	1.0591	1.0603
30—34	1,774,534	1.0539	1.0524	1.0535	1.0548	1.0555	1.0563
25—29	1,914,206	1.0528	1.0511	1.0513	1.0516	1.0521	1.0525
20—24	2,290,955	1.0564	1.0540	1.0527	1.0514	1.0508	1.0502
15—19	2,668,373	1.0566	1.0525	1.0495	1.0465	1.0449	1.0434

第 4・3 表

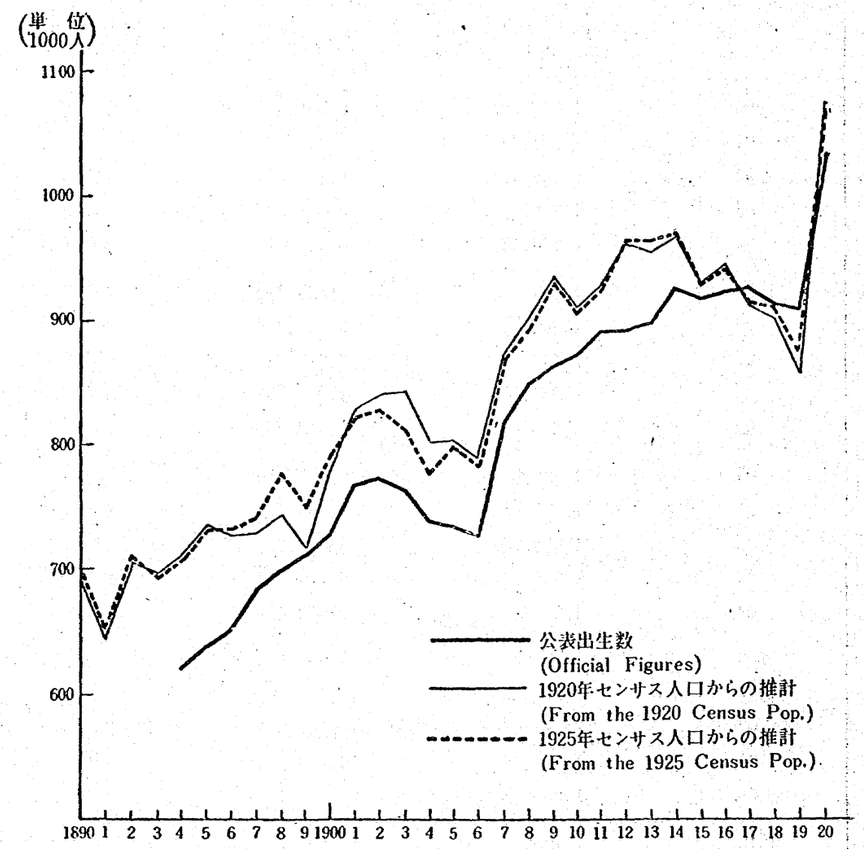
1920年センサス人口から推計された15—44歳婦人数 (1890—1915)

Women 15—44 in 1890, 1895, 1900, 1905, 1910, and 1915,

Estimated from the 1920 Census Population and the Reformed Life Tables.(2)

年齢 age	1920	1915	1910	1905	1900	1895	1890
70—74	497,015						
65—69	697,943	673,903					
60—64	852,598	848,350	818,253				
55—59	927,720	970,683	965,083	933,708			
50—54	1,112,174	1,017,338	1,065,907	1,062,846	1,031,280		
45—49	1,317,606	1,190,471	1,088,857	1,143,398	1,142,772	1,110,689	
40—44	1,602,802	1,393,500	1,257,256	1,152,011	1,212,002	1,213,281	1,181,107
35—39	1,701,921	1,692,879	1,469,167	1,327,788	1,218,828	1,283,631	1,286,442
30—34	1,774,534	1,793,655	1,781,586	1,547,767	1,400,551	1,286,473	1,355,899
25—29	1,914,206	1,868,229	1,885,311	1,872,981	1,627,632	1,473,520	1,354,013
20—24	2,290,955	2,022,167	1,969,113	1,984,667	1,969,252	1,710,316	1,547,491
15—19	2,668,373	2,420,623	2,128,331	2,066,584	2,076,954	2,057,671	1,784,544
Women 15—44	11,952,791	11,191,053	10,490,764	9,951,798	9,505,219	9,024,892	8,509,496

第 2・1 図　推計出生数（男）
Estimated Births, 1890—1920. (Male)

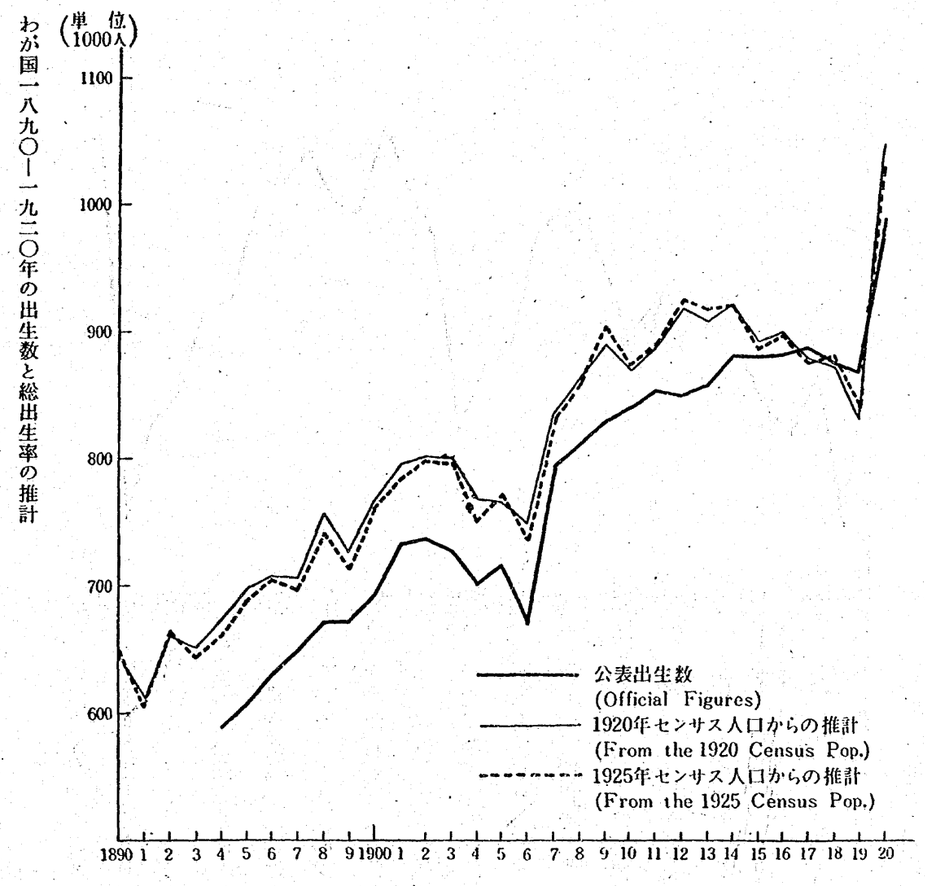


○—四四歳であったという理にしたがい、一八九○—一九二○年まで5年ごとの一五—四四歳までの婦人数は第4・3表の計算によってもとめることができる。各年次の婦人数をもとめるのは、5ケ年ごとに直線補間によった。さらに第3・4表の推計出生数の総計をもとめて第4・4表で総出生率を算出した。これを図示したのが第3・1図である。

五、若干のコメント

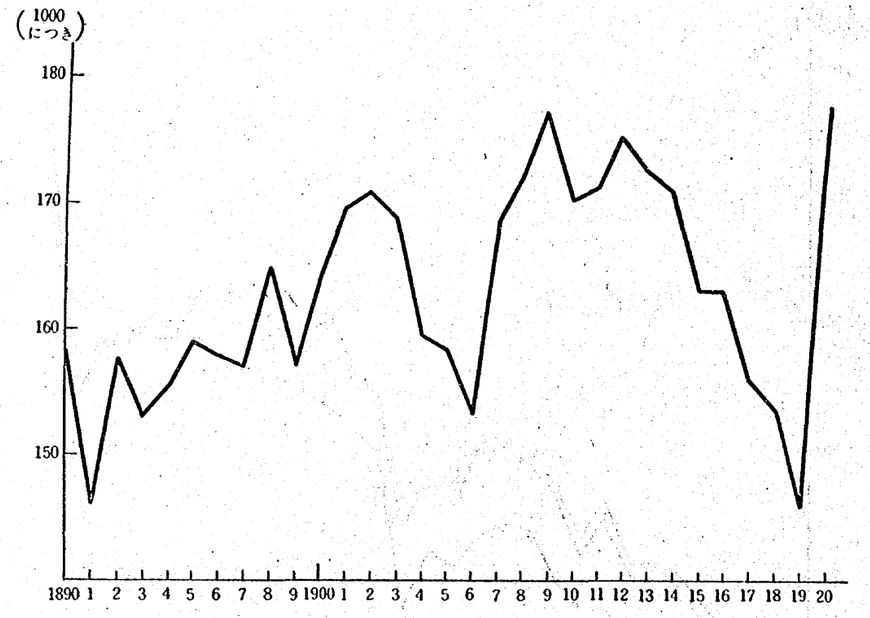
一八九○—一九二○年の男女別出生数と総出生率の推計作業を以上で一応終えるが、これらの結果を綜合してみると、一八九○年（明治中期）から一九二○年（大正九年）まで、出生数は、第2・1 2・2図に

第 2・2 図　推計出生数（女）
Estimated Births, 1890—1920. (Female)



みるように、公表のものより、はるかに高い数字をしめしており、そして上昇傾向をたどってきた。そして、出生数のレベルでは、はっきりとした相違があらわれたが、その傾向については、男女ともに公表数字と比較して平行して上昇していることは興味深い。本推計では松浦氏の生命表を使用したので死亡率については減退傾向をたどってきたことが前提とされている。したがって、この推計結果から、これを先進諸国の経験法則として知られた『人口転換』のパターンにあわせてみるとき、経済の発展とともに死亡率の減退傾向についてかたることはできない。すなわち、人口増加は死亡率

第3・1図　総出生率
General Fertility Rate



の減退によってひきおこされたものであるか否かを検討する余地は与えられていない。

そこで、ここでの問題は、死亡率の減退が持続的におこってきたことを所与のものとしたとき、出生率がある水準を維持していたか、または、下降に向きを変えたかということに関心がむけられてくる。総出生率の推計結果のかたるところにしたがえば、なめらかな線は描かなかったけれど、大雑把には、大勢として一八九〇―一九一〇年の二〇年間は、なお上昇傾向をたどってきたことがみとめられる。そして下降に向きを変えたのは一九一〇―二〇年間でおこったとみることができよう。しかし、このことは関係期間について実際の年齢構造の変化を検討してみなければ、総出生率の動向が、そのまま出生率の動向にひとしいか否かをかたることはできないが、当時の年齢構造が急激に変化していたとは想像しがたいので、総出生率の動向は、ある程度、出生率の動向をも物語っているものと考えたい。このように考えてみると、明治以来わが国の経済発展がもたらしたといわれ

る人口増加の経過は死亡率の減退によってひきおこされたものであることにはちがいないであろうが、他方に、先進諸国の経験とは異って、出生率の増加によってもひきおこされた特殊の事情があったと考えないわけにはいかないとおもう。徳川時代の三〇〇〇万の人口停滞は、先進諸国が近代的な発展を開始する以前の状態とは著しく異っていたとみなければならないであろう。しかし、明治以来の急速な日本経済の発展という大きな問題にかかわる特殊の謎を説明するための発言は、この際の研究からは、固く慎まなければならない。

なお、この推計作業では移住（Migration）については考慮しなかった。それは推計が複雑になるからではなく、わが国の国外移住者数は、この種の推計からは無視しうる程度のものであると考えられたからである。また、関係する三〇年の推計期間には一九一八年と一九二〇年のインフルエンザの二つの年がふくまれ、そして基礎となった生命表の作成期間には、これら二つの年はふくまれていないから、（第三回＝一九〇九―一三、第四回＝一九二一―二五）、センサス（一九二〇年）の年齢分布を推計の基礎に使用するうえからは、インフルエンザによる死亡数を当然に考慮しなければならない。この要因を考慮すれば、推計出生数はより大きな数字になるはずである。しかし、その作業は基礎データが非常に限定されているから、推計モデルを組むのになお多くの時間と労力を必要とするので、この際の作業からは除外せざるをえなかった。他日発表の機会をもちたいとおもう。

また、最近、水島治夫教授は、本推計に用いた松浦氏の生命表を改めて新たに改作生命表を発表された。[11] この生命表を使用するには作業をすべてやり直さなければならないので、本稿の作業には間に合わなかったことを付記しておこう。

(11)　水島治夫「わが国初期（統計局第1～4回）生命表の改作」民族衛生第二八巻第一号、一九六二年一月、六四―七四頁。

あとがき

本稿は一九六〇―六一年の一年間、プリンストン大学人口研究所（Office of Population Research, Princeton University）にあった当時、所長コール（Ansley J. Coale）教授の発案・指導のもとにおこなった作業であって、英文で提出したリポート（Estimates of Annual Births and of the General Fertility Rate in Japan, 1890―1920.――Derived by Projecting the Census Population of 1920 Backwards――）を、ここに書き改めたものである。

コール教授は人口学（Demography）に関するセミナー Research Methods in Demography で、人口分析の基本である生命表・安定人口構造の分析に力をそそぎ、これらの体系を駆使したリサーチ・プロジェクトをセミナリストたちにあたえた。直接にセミナーで講じ、討議してきた内容をそのまま応用できるもののなかから、とくに先人未踏の作業として今後の研究にまたなければならぬプロジェクトを各自のテーマにあたえた。ここに披露したわたくしのプロジェクトについても、わが国の第一回センサス（一九二〇年）以前の人口動態統計が不備であったこと、またわが国明治以来の経済の急速な発展に多大の関心をよせるとき、そこには『人口転換』が生じて人口動態に強い影響をもつはずであるという、この二つの重要な事がらに着目して、センサス人口とコーホート生命表を基礎に一八九〇―一九二〇年まで三〇年間の出生数と総出生率の推計作業があたえられた。

他に四人の留学生、インド、エジプト、シンガポール、トルコからの出身者があったが、たとえばトルコ出身の一留学生（イスタンブール大学経済学部助教授）のばあいには、トルコには今日でも人口動態統計はなく、人口に関して知りうる統計は5年毎のセンサスだけであるという特殊事情から、センサス人口を所与データとし、モデルとしてはトルコが低開発国にあることをたてまえとして、人口動態は安定人口の構造にしたがっているとの仮定のもとに、国連作成の低開発国の〝モデル安定人口構造〟を用いて、出生・死亡などの動態統計を、逆に算出しようとするプロジェクトがあたえられた。

外国からの留学生の各自に、彼等の出身国の事情について、最新のメソドロジイを用いて分析させるという態度は、斯学に関するアメリカの学者が各国の事情をあらたに知るうえにも、また各留学生がそれぞれに特殊の社会環境のなかにあって、すでに肌に触れて育った母国のことについて深く掘り下げるということからも、双方ともに利益をうることは、学問研究の分業の利益を考えるとき明白なことである。

たとえば、わが国のばあい、一例として、本文にも触れた一九〇六年が〝ヒノエウマ〟の年にあたり、その年の女児出生数が過少に登録されたという事実は、公表数字をみて、その過少には不審の念を抱いたとしても、理由を理解することは困難であろう。日本人なら誰でも知っている〝ヒノエウマ〟の迷信も、外国人であるアメリカの人口学者はおそらく知らなかったであろう。私はリポートをコール教授に提出するとき、とくにこの迷信を英文にまとめて付録に加えた。コッピーが手許にあるので、稿外にそれを紹介し、コール教授に感謝しつつ、筆を擱きたいとおもう。

（一九六二・三・一〇）

APPENDIX

IMPACT OF THE SUPERSTITION ATTACHED TO THE "HI-NO-E U-MA" YEAR ON THE SEX RATIO AT BIRTH IN 1906

Japan has been under the influence of the Chinese culture since well over 1000 years ago. It is but natural, therefore, that the Japanese people should adopt the Chinese calendar in their day-to-day life. This calendar is evolved from various combinations of the five elements, wood, fire, earth, metal and water, with the twelve animals, mouse, cow, tiger, rabbit, dragon, snake, horse, sheep, monkey, hen, dog and boar. To provide a large number of combinations each element has also been sub-divided into two parts, the upper and the lower.

The year 1906 is represented by the combination the "upper part of the fire" (Hi-no-e) and the "horse" (U-ma) and is hence called "Hi-no-e U-ma". For generations there has been a widely prevalent superstition in Japan that a woman born in that year is bound to kill her husband when married. It is well known that in order to circumvent the impact of this superstition a large number of female births during January-February and November-December, 1906 were, for example, registered by the parents in December, 1905 and January, 1907 respectively. This accounts for the high sex-ratio at birth of 108.7 in 1906 flanked by a low figure of 102.7 in both the years 1905 and 1907. Incidentally it may be mentioned here that the "Hi-no-e U-ma" year comes once every 60 years. Of late it is observed that this superstition attached to the "Hi-no-e U-ma" combination is weakening gradually.

県別の労働力流出入と賃金・所得*

西川俊作

まえがき

われわれの主題は、府県別の労働力の（粗）流出入に対して、賃金・所得などの経済的要因がどのような作用を及ぼしているかを、利用可能な労働力の地域間移動資料にもとづき、戦前・戦後にわたる期間について、量的にあきらかにすることである。

同様の問題は、労働力の産業間移動として、また人口の地域間移動として、先学によって分析が進められている。とくに前者[1]では、（明治期をも含めて）その長期変化に分析の重点がおかれ、他方後者[2]では（昭和戦後期の）やや短期的な変動に分析の焦点があわされている。これに対し、われわれの研究は労働力の地域間移動という分析視角をもち、さらに観察期間が昭和戦前・戦後期にわたるものであって、右の諸研究の中間を扱うものと考えられる。

すでにわれわれは、労働の地域移動に関する一連の研究結果を報告しているが[3]、いずれも次のような点で《部分的》なものであって、《全般的》な分析ではない。すなわち、報告〔1〕では紡績労働者の地域間移動の機構が、報告〔2〕では紡