

人口問題研究所
研究資料第136号
昭和35年5月10日

貸
出
用

日本人男子の簡速労働力生命表

昭和30年・昭和25年・昭和5年

ABRIDGED WORKING LIFE TABLES FOR JAPANESE MALES

1930, 1950 AND 1955

厚生省人口問題研究所

INSTITUTE OF POPULATION PROBLEMS
MINISTRY OF HEALTH AND WELFARE
JAPAN

は し が き

戦後におけるわが国死亡率の低下にともなう平均余命の延長は著しいが、これに対応する労働力人口の平均労働余命は、その死亡と引退による離脱によつてどのように変化してきているのであるか。これを明らかにするものが「労働力生命表」であつて、労働力人口の加入、離脱による変動を分析すべきデモグラフィックな方法として最も有用な一つの方法と考えられる。

生産年齢人口の拡大と前後して、老年人口の増大も予想される近い将来において、わが国労働力人口が、どのような規模と過程において加入し離脱していくか、引退後死亡までの年数の確率はどのように変化するかは、直接的には雇用の問題として、さらには経済社会に関連する問題としてきわめて重要な意味をもっている。

本稿はこのような意義にかえりみて、日本人男子に関する労働力生命表を、戦前1930年、戦後1950年、1955年の3年次について作成し、その作成方法と結果の大要を印刷に附したものである。なお、女子人口においては労働力への加入、離脱が男子に比べて複雑で、その作製については、来るべき1960年センサスによる労働力人口の新らしい動向をとり入れたものとともに、次の機会に譲ることとする。

本資料の作成は、人口問題研究所厚生技官河野樹果がこれに当つた。

1960年5月10日

厚生省人口問題研究所長

館 長

FOREWORD

The table of working life provides a most effective summary of the pattern of labor force participation in relation to the life span. It gives not only a measure of the average length of working life but is also the measure of the conditions of entrance to and exit from labor force activity. It will be well taken as one of the most useful demographic tools for analyzing the dynamics of the labor force.

The abridged working life tables shown in this monograph are for the Japanese males in 1930, 1950 and 1955. The greater technical difficulties are involved in the case of female workers partly due to the paucity of necessary data, so that successful work for the construction of the female table in Japan is as yet to be seen in the future. The major technical procedures for the construction of the present tables are fundamentally the same as those in the Wolfbein-Wool monograph, "Tables of Working Life: Length of Working Life for Men," U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Bulletin 1001.

This monograph was prepared by Dr. Shigemi Keno, a staff member of the Institute of Population Problems, Ministry of Health and Welfare.

May 10, 1960

Minoru Tachi, Director
Institute of Population Problems
Ministry of Health and Welfare

目 次

はしがき	頁
1. 労働力生命表とは何か	5
2. 労働力生命表作製の方法：Wolfbein-Wool の方法の紹介	8
a. 平均労働余命の計算方法	9
b. 労働力への加入率、および労働力から の離脱率の計算方法	12
3. 日本人男子簡速労働力生命表作製のための 資料上の整備	16
4. 昭和5年、昭和25年、昭和30年における 日本人男子の簡速労働力生命表	26
a. 静止労働力人口	30
b. 労働力への加入	30
c. 労働力からの離脱	32
d. 平均労働余命	34
 参考文献	
表目次	
表 1. 15歳以上日本人男子一般および就 業者の年齢階級別死亡率	15
表 2. 日本人男子に関する簡速生命表： 1929年4月—1932年3月	26
表 3. 日本人男子に関する簡速労働力生 命表、1930年	27
表 4. 日本人男子に関する簡速労働力生 命表、1950年	28
表 5. 日本人男子に関する簡速労働力生	

命表、1955年	29
表6. 死亡と引退両方による総離脱率の うちそれぞれ死亡と引退による離 脱率の割合：1930年、1950年 および1955年	33
表7. 日本人男子の平均労働余命および それと平均余命との差：1930年、 1950年および1955年（要約表）	35

図目次

図1. アメリカ合衆国男子の年齢各歳別勞 働力率：1940年、1950年	10
図2. 日本人男子の年齢5歳階級別労働力 率：1930年、1950年および1955年	11
図3. ロジステック曲線による労働力率 の補外において高年齢部分の補整のウ ェイトを定める方法の図解	19
図4. 日本人男子に関する静止人口と静止 労働力人口：1930年、1950年 および1955年	31
図5. 日本人男子の平均労働余命：1930 年、1950年および1955年	36

1 労働力生命表とは何か

生命表は1年またはそれに準ずる短期間の人口の死亡経験を要約する統計的方法であることはいうまでもない。そこにおいて、同年に生まれたと仮定される通常100,000の人口が考えられ、それがその経験する死亡秩序にしたがい(もとよりその死亡秩序はcross-sectionalなものでlongitudinalなcohort的なものではない)しだいに減少し、ついに最後の1人が死亡し去るまでの経過を示すものである。この仮設的人口を静止人口(stationary population)と呼ぶ。というのは毎年のお出生数が総死亡数に等しくかつ人口移動による変化はないものとされているからである。この静止人口から生命表上重要な数値が得られるが、わけても有名なのは周知のごとく平均余命である。一般の生命表におけるのと類似の考え方を労働力に対して当てはめたのがここにおいて述べようとする労働力生命表(working life table)であり、そこにおける一連の数値である。

労働力生命表においても、始めに一般生命表と同じく通常100,000の出生コウホートが考えられるが、その中のいくつかは労働力に加入する以前に死ぬとしても大部分は労働力に加入して行き(ただしこれは男子の場合である)、年齢が進むにしたがい今度は逆に死亡と引退によつてそれから離脱し、ついに最後の1人が労働力人口から姿を消すに至る経過を示す。この仮設的労働力人口を一般生命表の静止人口と対応させて「静止労働力人口」(stationary labor force)と呼ぶ。実際の計算においては、それは、労働力人口の各年齢階級別死亡確率が労働力人口と非労働力人口の和である全体人口のそれと同じと仮定して一般生命表の静止人口とそれに年齢階級的に対応する労働力率を掛けた積である。この静止労働力人口を基にして、平均労働余命(average number of years in labor force remaining)、さらに労働力への加入率、労働力からの離脱率が計算される。

労働力生命表を一般生命表との関連において作製し、平均労働余命を平均余命との対比において測定することは多くの意味において重要であるが、それは

大体次のようなことであると考えられる。

わが国において最近起つた出生率の急速な減退によつてもたらされた老年人口の占める割合の増加、すなわち老年化の現象は、将来出生率がふたたび戦前の水準に反騰することはないという見透しのもとに、今後将来にかけて急ピツチで進行してゆくものと考えられる。また、死亡率全般の低下は、幼少年期、あるいは青壮年期におけるとの比較して少ないとはいへ、老年期における平均余命の増加をもたらしているのであつて、このことは人口の老年化とともに老年人口がより長く生存する確率を示す。しかしながら、他方においては、日本の工業化と都市化、およびそれに関連した社会的、経済的趨勢は、先進欧米諸国が経験したと同じように徐々に老年期における就業の可能性を制限して来ているように思われる。²⁾

1) 厚生省人口問題研究所、第12回簡速静止人口表(生命表)(昭和33年4月1日-34年3月31日)付第4回、第6回-第9回完全生命表、第1回-第12回人口問題研究所簡速静止人口表比較、人口問題研究所研究資料第133号昭和34年10月1日、第5表、pp.48-55参照。

2) このlong-rangeな傾向としての老年期における就業可能性の制限は、下表に見られるように老年人口の労働力率の低下によつて表現されると考えられるが、ただひとつこれに関連して説明を加える必要があるのを以下述べる。それは、昭和25年から昭和30年のあいだで、14-19歳、20-24歳の場合を除く男子の年齢階級別労働力率全般にかけての増加がみられ、老年期の労働力率もしたがって上昇しているという事実に関してである。

日本人男子年齢階級別労働力率の推移
(パーセント)

年 階	大 正 9 年	昭 和 5 年	昭和15年 銃後人口	昭 和 2 5 年	昭 和 3 0 年
総 数	60.6	58.5	56.7	55.2	55.6
14-19	78.7	72.7	70.2	53.0	44.9
20-24	93.7	91.8	88.9	90.5	88.1
25-29	97.1	96.7	96.5	95.5	96.2
30-39	98.1	98.1	97.9	97.1	97.1
40-49	98.0	97.5	97.7	97.0	97.2
50-59	96.0	93.8	93.3	92.4	93.5
60+	75.3	71.5	70.8	65.2	66.2

出所: 大正9年、昭和5年、昭和15年(銃後人口)、および昭和25年は(つづ)

この2つの相反する傾向からして、労働力から自発的もしくはなかなば強制的に引退した老人の老後の社会保障の問題、彼等の社会的適応の問題がようやくにして脚光を浴び始めて来たように思われる。この意味において、平均余命と平均労働余命の差、つまり労働力から引退して死ぬまでの年数の確率を測定し、その時代的变化と関連して知ることは、それが老人の老後の生活を保障するための国家、社会、および個々人の家庭の担わねばならない社会福祉的負担の重みの程度を知ることであり、適切な老年人口対策を練り上げるべき1つの科学的基礎材料を提供するという意味において重要なものと考えられる。

2) つづき)

厚生省人口問題研究所、最近の人口に関する統計資料(第1分冊)増補改訂第8版、人口問題研究所研究資料第123号昭和32年12月1日、pp. 3-54。第24表および第27表。昭和30年は総理府統計局国勢調査報告第2巻1%抽出集計結果その2昭和32年3月、pp. 38-39。摘要表4。

これに関しては、いろいろの見方もあるが、ここでは、それはあくまで一時的な現象であり、日本経済における急速な景気変動、労働力に対する需要の変化の特殊事情が主としてそれに関係していたものとみたい。昭和25年の数字は朝鮮事変の特需ブームがまだ関与していない前の不景気であった経済・労働情勢を表わし、昭和30年のそれは“数量景気”といわれたわが国経済の繁栄を反映するものであつたらう。現に総理府統計局労働力調査報告によれば、下に示されるように、昭和30年以降15歳以上人口の労働力率は減少の兆しを示し始め、はなはだラフではあるが総合生産指数の伸び悩みと対応しているようにみえる。

年次	15歳以上 労働力率	総合生 産指数 (1955=100)	総合生産 指数の伸び (%)
昭和28年	69.5	86.2	
29	69.4	93.0	7.9
30	70.4	100.0	7.5
31	70.1	123.3	23.3
32	70.2	143.3	16.2
33	69.3	144.8	1.0

出所：総理府統計局、労働力調査報告。
昭和34年8月 pp. 7-5。

昭和25年から昭和30年にかけて、たしかに老年人口の労働力率は増加したが、これが、ただちに、この期間を通じて起つた老年人口の平均余命延長の影響の表現であると考えるのは早計である。

二の
外

さらにまた、それは、平均余命が延長されたとき企業体の経営者が被雇用者の労働ポテンシャルの増加、労働に対する年齢的限界の延長という事実に即応して何等かの経営政策、雇用計画の再編成を行うものとするれば、そのための有力な一つのデモグラフィックな資料を準備することにもなる。「定年」という制度慣習的な労働年齢の限界点と、平均余命の延長によつて少くともある程度延長されたと考えられる実際の肉体的、精神的労働限界年齢とのギャップの再検討も、以上のことに関連して、単に個々の企業体のみには留まらない大きな問題を投げかけるのである。

さらに労働力生命表は、各年齢階級において次の年齢階級との間における労働力人口への加入率、および労働力人口からの死亡、引退による離脱率を同時に表章し得るのであつて、加入率はどの年齢階級において大はばな労働力への加入が行われるかということを示し、離脱率はすでに述べたように企業体が新しい情勢に対処して雇用計画を再検討する場合の基礎材料となり得る点に意義あるものである。

2 労働力生命表作製の方法 : Wolfbohn-Wool

の方法の紹介

ここでは労働力生命表は昭和5年、25年、および30年の日本人男子に対して作製された。⁵⁾ 女子に対する労働力生命表は、女子の労働力参加 labor

3) これは1957年5月すでに完成されていた執筆著作による日本人男子の簡略労働力生命表1930年および1955年(Shigemi Kono, "The Japanese Work Force: A Demographic Analysis," microfilmed Ph. D. dissertation, June 1958, Brown University, U.S.A., pp. 188-194に所載)の経験に基き、資料・方法上さらに elaborate し、1950年に対するものを新しく附加してここに作製されたものである。日本人男子に対する労働力生命表はほかに、上田耕三氏およびBureau of Applied Social Research, Columbia University の安積孝也氏によつて、それぞれ独自に作製されている。上田耕三 "労働力としての平均余命," 厚生統計協会、厚生指図、第5巻、第8号(昭和33年7月), pp. 25-32 Koya Anzumi "The Length of Working Life for Japanese Male 1930 and 1955," Monthly Labor Review, Revow, September 1958 参照。

労働
力
参
加

force participation の情況が男子の場合と比較してはるかに複雑な労働力加入、離脱の型を示しているので、ここでは作製されていない。

さて労働力生命表作製のためには資料的に2種のものが必要とされる。第1は作製しようとする年次に対する年齢階級別労働力率であり、第2は生命表上の静止人口 (nL_x) である。これら2種の資料が整備されたあとの実際の労働力生命表作製の手続きは、U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics の Seymour L. Wolfbein によつて計画指導され、同じ Bureau の Harold Wood 氏によつて執筆された "Tables of Working Life: Length of Working Life for Men," U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Bulletin 1001, July 1950 の方法に準じて行つた。詳細はこの Bulletin にゆづつて、以下その大略を紹介することとする。

a. 平均労働余命の計算方法

Wolfbein-Wood の労働力生命表作製の主要な手続きは、すでに前節において触れたように、静止人口 nL_x と年齢階級別労働力率 nW_x を組み合わせて静止労働力人口 nLW_x を作り、それから普通の生命表と同じように平均労働余命 "average number of years in the labor force remaining" を計算することである。平均労働余命

$\bar{e}w_x$ の具体的な計算は

$$\bar{e}w_x = \frac{\sum_x^{\infty} (nL_x \cdot nW_x)}{lw_x} = \frac{\sum_x^{\infty} (nLW_x)}{lw_x} \quad (1)$$

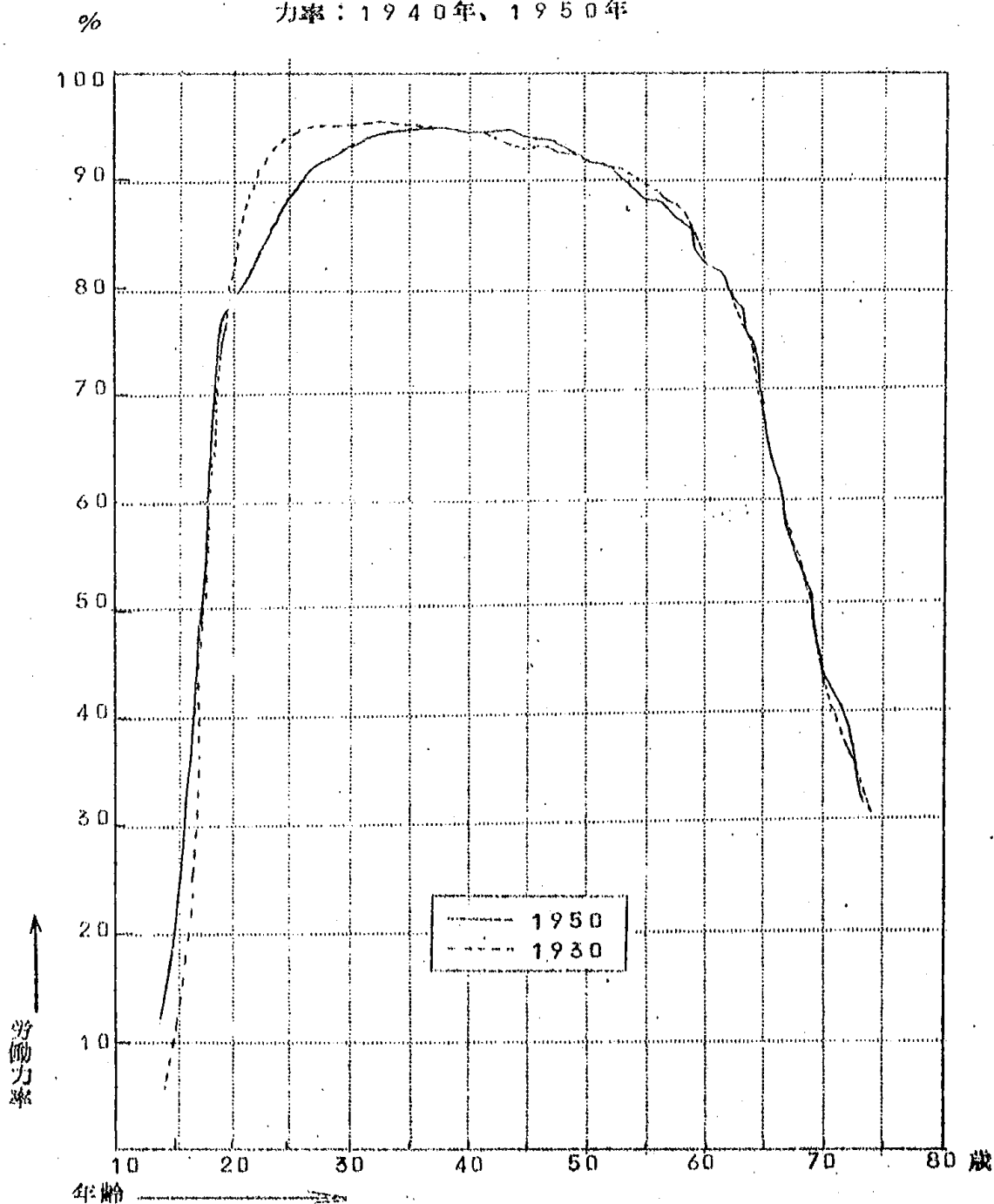
であり、そこで nW_x は年齢階級別労働力率である。この場合、分子となるものはある年齢階級において死亡と引退によつて労働力から離脱するまで労働力として残る総延年数

$$\left(\sum_x^{\infty} nLW_x = TW_x \right)$$

であり、分母は lw_x 、すなわち 100,000 の出生コウホートで始まり、それぞれの年齢階級の当初において労働力として残存している数である。

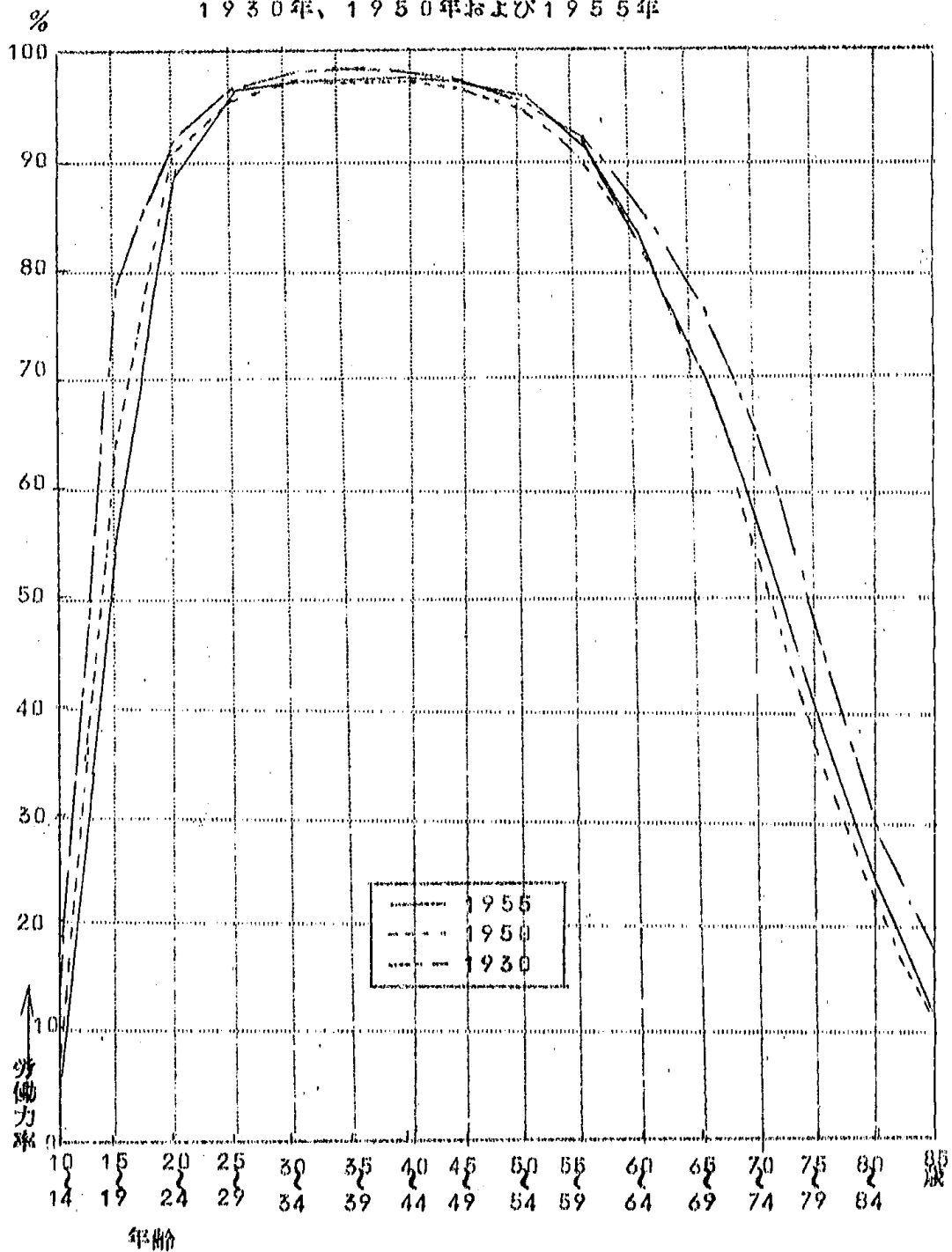
さてアメリカ合衆国および日本人男子の労働力率に関して青壮年期における年齢的推移を見ると、15歳以下では労働力率はきわめて低く、15歳が

図1. アメリカ合衆国男子の年齢各職別労働力率：1940年、1950年



出所：U.S. Department of Commerce, Bureau of Census, Employment and Personal Characteristics, 1950 United States Census of Population, Special Report P-III No. 1A, 1953.
Table 2.

図2. 日本人男子の年齢5歳階級別労働力率：
1930年、1950年および1955年



出所：内閣統計局および総理府統計局の国勢調査報告に基づく、ただし、
1930年70歳以上、1950年60歳以上、1955年65歳以
上は補外された推計値。表3, 4, 5に労働力率が掲げられているので参照
のこと。

ら年齢の増加にともなつて急速に上昇し、20歳をすぎるに至つてほとんど90%を越える高さに達し、それから最高水準を示す年齢を過ぎてふたたび急速に低下するに至る。(図1および図2を参照のこと。ただし図2の場合、1930年は70歳以上、1950年は60歳以上、1955年は65歳以上の部分はいずれも extrapolation による推計値である。)

このように、年齢階級別労働力率を表わす線は中央が高く、両端が低い曲線であるために、その最高水準を示す年齢階級より若い年齢において、静止人口と年齢階級別労働力率との積である静止労働力人口の値をそのまま平均労働余命の計算に用いるときは、それらの年齢階級と最高水準の年齢階級との間で労働力へ加入して来るものを当然除外しており、普通の生命表の平均余命に対応する平均労働余命を求めることは出来ない。実際の計算上、最高水準階級より若い年齢階級の静止労働力人口の値をそのままとり、それらを普通生命表の場合の T_x と同じように高年齢の方から積和して来た TW_x の一環として加え、それらの年齢階級における LW_x [近似的に $\frac{1}{2}(nLW_x + nLW_{x+n})$ で求められる] で割つても、若い年齢において静止労働力人口の値が小さいため LW_x の値も小さくなり、このような LW_x で割つて求められた平均労働余命は非現実的に大きいものとなつて現われる。したがつて、労働力率が最高に達しない以前の若い年齢にあつては、最高の労働力率の水準を一定に保つという假定によつて平均労働余命を計算するのである。

この考え方は、こと男子に関する限り、労働力率が最高水準に達していない若い年齢層に対し、それがそこまで将来達するという労働力ポテンシアルとしての性格を持たせ、そのようなポテンシアルが労働力として経験すると假定され得る最大の年数を、労働力率が最高を示す年齢以上で労働力人口が実際に経験した労働力参加の年数の積和にくり入れて、そこから平均労働余命を削り出しているのであるが、平均労働余命がかかる労働力としてのポテンシアルなものを含めて「労働力から」離脱するまでの期間の確率であるとする場合、充分意味のあるものであると考えられる。

D. 労働力への加入率、および労働力からの離脱率の計算方法

普通生命表の死亡確率 nq_x はある年齢階級の当初における生存者数 L_x

から次の年齢階級の当初における生存者数 l_{x+n} を引き、その差 $n^d x$ を l_x で割ったものであるが、ここで問題となる死亡確率は静止人口に関するものであつて、それは

$$n^d x = \frac{nL_x - nL_{x+n}}{nL_x} \quad (2)$$

で表わされる。これは静止人口に関する生残率 (survival ratio) の余数 (obverse) である。この静止人口の年齢階級別死亡確率 $n^d x$ を用いた場合、ある年齢階級と次の年齢階級との間に静止労働力人口に加入した net としての数、つまりその年齢階級と次の年齢階級との間に加入しながら次の年齢階級の当初年齢に達することなしに死んで行つたものの数も含めての加入者数は、労働力率が実際に最高を示すその1つ手前の年齢階級まで計算され、そのための式は次のようである。

$$n^a x = n^L W_{x+n} - n^L W_x + n^L W_x (n^d x) \quad (3)$$

$n^a x$ は x から $x+n$ までの年齢階級の静止人口が $x+n$ から $x+2n$ までの年齢階級に移行する途中労働力へ加入するものの net としての数である。これは労働力率が最高を示す年齢階級より上の年齢階級に対しては計算されない。労働力への加入率 (rate of accession to the labor force) $n^a x$ は、この、ある年齢階級から次の年齢階級に至る間に労働力へ加入した net としての数 $n^a x$ をはじめの方の年齢階級の静止人口の値で割った商である。

$$1000n^a x = \frac{1000n^a x}{nL_x} \quad (4)$$

次に静止労働力人口からの net としての離脱者数および離脱率の計算であるが、離脱者数は労働力率が最高を示す年齢階級以上においては次の式で求められる。

$$n^s x = n^L W_x - n^L W_{x+n} \quad (5)$$

離脱率 (rate of labor force separation) は

$$1000Q_x^s = \frac{1000n^s x}{n^{LW} x} \quad (6)$$

である。労働力率が最高を示す年齢階級以下の年齢階級では労働力からの離脱はすべて死亡によるものとみなされ、したがって

$$n^s Q_x = n^d Q_x$$

$$n^s x = n^{LW} x (n^d Q_x) \quad (7)$$

である。

さらに労働力からの離脱を死亡によるものと引退によるものとの2つの原因によるものとして、それぞれの率を計算する手続きをも掲げる。詳しくは Wolfbein-Wool の前掲書にゆずりここでは最終の計算式だけを記すると、死亡による離脱率は

$$n^d Q_x = \frac{n^d Q_x (2 - n^d Q_x)}{2 - n^d Q_x} \quad (8)$$

であり、引退による離脱率は全体の離脱率から死亡による離脱率を引いた差

$$n^r Q_x = n^s Q_x - n^d Q_x \quad (9)$$

である。

以上の Wolfbein-Wool の方法は種々の仮定を前提としており、それによつて計算が行われているということ指摘しなければならない。その中主要なものを挙げると、第1は労働力人口の年齢階級別死亡率が一般人口のそれと等しいと考えることである。労働力人口の年齢階級別死亡率が一般人口のそれと比較して全般的に備かであるが低いことは周知のとおりであつて、今厚生省大臣官房統計調査部昭和29年～昭和31年職業別・産業別死亡統計（人口動態特殊報告）に記載されてある昭和29年～31年平均の15歳以上の就業者の年齢階級別死亡率を一般人口のそれと対比したのが表1である。であるから、 $n^{LW} x$ は実際には underestimated となつているわけである。労働力人口あるいは就業人口だけに対する生命表（ここでいう労働力生命表

Working life table ではなく life table for working force
 あるいは life table for gainfully occupied の方である)

表1 15歳以上日本人男子一般および
 就業者の年齢階級別死亡率

年齢階級	総数	就業者
総数	10.8	7.5
15-19	1.5	1.4
20-24	2.8	2.3
25-29	2.9	2.3
30-34	3.0	2.4
35-39	3.5	2.9
40-44	4.8	4.0
45-49	7.3	6.2
50-54	11.2	9.6
55-59	17.7	14.7
60-64	28.0	22.7
65+	74.8	56.1

出所：厚生省大臣官房統計調査部昭和29年～昭和31年職
 業別・産業別死亡統計人口動態統計特殊報告、p. 53、
 第2・1表。

があれば、それを部分的に用いて精度を上げられると思うが、
 しかしそのようなものは資料的に作製がきわめてこんなんであ
 る。

次に Wolfbein Wool によつて発表された方法は主として各歳に対する
 完全労働力生命表に関するものであり、その方法を5歳階級別の簡速労働力
 生命表に応用するとき、各歳間に引退数の差が相当ある高年齢において、
 引退による離脱率の計算に関し離点が生ずるのであり、厳密に言えば修正
 がほどこされねばならないわけであるが、その修正係数は完全労働力生命

表の数値との対応によつて得られるものであり、日本人男子に關しての完全労働力生命表の作製は全く不可能ではないにしても資料的に困難なために、ここでの計算に対して available ではない。したがつて、ここにおいて掲げられる簡速労働力生命表はこの点について特別の修正を行わず、Wolfbein-Wool が完全労働力生命表について行つた方法に準じて計算を行つている。

3 日本人男子簡速労働力生命表作製のための 資料上の整備

前にも述べたように、労働力生命表作製における資料面の2つの柱は、一方において興えられた年齢階級別労働力率であり、他方において生命表（ここでは簡速労働力生命表の作製が目的であるので簡速生命表）の静止人口の値である。したがつて、資料の availability という観点からして、まず國勢調査が行われ、労働力率が得られる年次で、かつその年次に相当する生命表が available である場合にのみ可能である。かくして昭和5年、昭和25年、および昭和30年に対する男子簡速労働力生命表が作製された。

まず労働力率について述べるならば、この3つの國勢調査年次（昭和5年、昭和25年、昭和30年）のいずれの場合も最高70歳以上の労働力率は5歳階級毎に衰微されていない。すなわち、昭和5年において70歳まで、昭和25年において60歳まで、昭和30年において、65歳までとなつており、それ以上は、open-ended である。したがつて、これらのあたえられた統計数値をそのまま使用して労働力生命表を作製するときには、老年期においてもなお非常に高い労働力率を示す日本人男子の労働力参加状態を適確に把握することは困難であると考えられるのである。國勢調査による労働力率は、60-64歳において昭和5年86.4%、昭和30年82.4%であり、65-69歳において昭和5年76.3%である。昭和30年の65歳以上の労働力率は56.4%といへんとして50%を上廻わり、昭和5年の70歳以上の率も52.6%で非常に高い。かようにいへんとし

て非常に高い率を維持する老年階層のまん中で5歳階級区分を打ちきり、それ以上はopen-endedとなる労働力生命表を作るとは、これらの年齢の周辺で魚角度の変容をみせる労働力からの離脱のパターンを全く看過することになり、重要な人口統計学のおよび老年学的考察の根拠を失うことになる。

このような意味において、上記のように国勢調査に集計、発表されていないそれぞれの年次の高年齢部分の5歳階級別労働力率を、われわれとしては、たとえそれが"guesstimation"であろうとも、40歳以上の労働力率の下降傾向を使用しているの逆ロジスティック曲線を当てはめ補外を行い、その中から最適と判断される数値を採用した。いろいろの逆ロジスティック曲線というのは、それぞれの年次の40歳以上の年齢階級別労働力率から3つのお互いに等間隔であるものを任意にとり、それに逆ロジスティック曲線を当てはめ(curve-fit)で補外を行うわけであるが、その基本となるべき3個の数値をそれぞれの年次において試験的にいろいろ変えて、そこから異つたcurve-fittingを行つたものである。たとえば40-44歳、50-54歳、60-64歳のセット、40-44歳、45-49歳、50-54歳のセット、45-49歳、50-54歳、55-59歳のセット等である。

この場合「最適と判断される数値」というのは、次のようなものである。少くとも日本人男子年齢階級別労働力率のロジスティック補外に関する限り、どの年次に関してもまたどのような基本点をとるうとも、その補外された高年齢部分の労働力率は全体的に過少となつてくる。どうして過少となつていのがわかるかといえは、open-endedの階級に対する労働力人口数は与えられているので、補外された年齢階級別労働力率にそれと対応する人口数を積和したものととの比較によつて明らかとなるのである。であるから「最適と判断される」という1つの条件は、まずいろいろの補外された労働力率と対応人口との積和が実際に與えられたopen-endedの階級の値に近いものであることが1つの条件となる。第2の条件は、補外された労働力率と人口数との積和がopen-endedの労働力人口数に等しいように補整したとき、その補整された結果がよりよくexternal checkに附え得るといふ条件である。

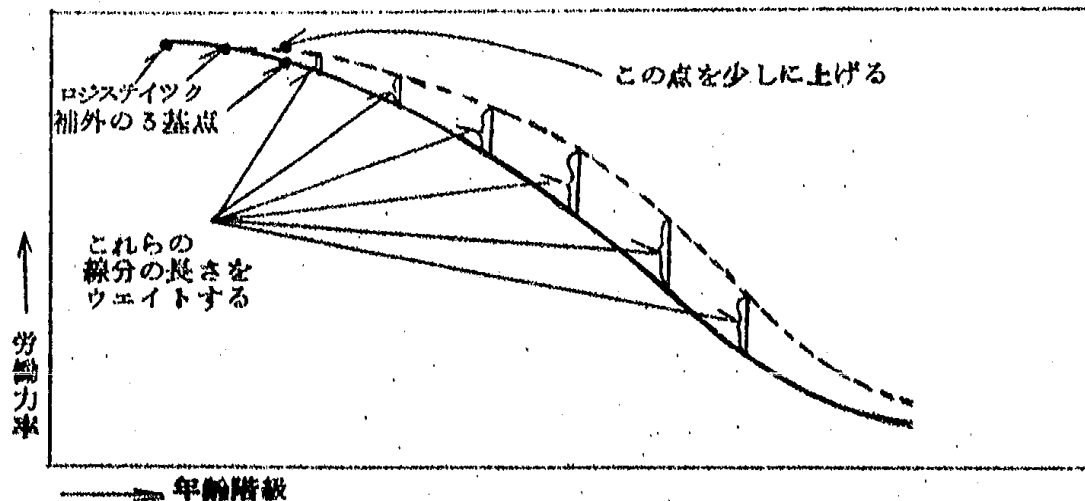
External check の standard としては、昭和19年における人口調査の集計結果として116歳までの各歳別の有業者数が発表されており、⁴⁾ これを使用した。昭和19年は太平洋戦争も末期に近く、その当時行われた戦時動員の影響からして、かかる年次の有業人口統計を external check の standard として使用することには一見難点が多々あるように感じられるが、しかし、昭和19年の年齢階級別有業率と昭和5年のそれとを比較した場合、60歳以下ではたしかに昭和19年の方が高いが、60歳以上の高年齢においてはその有業率が昭和5年のものよりも一様に低いところから戦時の動員の影響は及んでいないと判断され、この60歳以上の年齢階級別有業率は少くとも昭和5年の推計に対して guiding standard を興えることになり、また昭和25年、30年の年齢階級別労働力率の推計に対してもある程度の external check を可能とするのである。

今述べたように、いろいろな logistic extrapolation の結果は、総じて年齢階級別労働力率と人口数との積和が興えられた open-end の年齢階級の労働力率に比して過少となるので、計算された数値を inflate し、補整しなければならない。しかしながら、その inflation のウエイトをその補外された年齢階級別労働力人口数のサイズに応じて、proportionately distribute することは、open-ended の階級の中の最初の方にウエイトが不当に大きくかかってきて、補外されていない部分との接続がうまくいかなくなる。たとえば、65歳以上が open-ended である場合、60-64歳に対する労働力率よりも補外された65-69歳のそれが大きくなるという不都合なことが起る結果となる。それであるから、この補整のときのウエイトを求めるためには、以上述べたような条件に適うそれぞれの補外値のセットについて、補外の基点となつたる点の中の最後の点、すなわち一番高年齢に近い年齢階級の労働力率の値を実験的に少し上げて（実際には昭和5年、0.3、昭和25年

4) 総理府統計局、昭和15年國勢調査、昭和19年人口調査、昭和20年人口調査、昭和21年人口調査結果報告摘要(昭和24年8月刊) pp. 106-109。

0.2、昭和30年0.3程余計にリフトし)新らしくlogistic extrapolationした年齢階級別労働力率と人口との積和が興えられたopen-endedの階級の労働力人口数と等しいか、あるいは僅かにオーバーする程度にし、3個のロジスティック補外の基本点の最後のものをリフトしたものとそうでないものとの差をウェイトとしたのである。こうすることによつて、それぞれの年次においてウェイトは補外された5歳階級の中最初の階級に最大のウェイトがかかることなく、むしろ、70-74歳、75-79歳、80-84歳というopen-endの階級を5歳階級に区切つて行つた場合、最初から3番目ないし4番目あたりの年齢階級に最大のウェイトがかかり、open-endであつた階級の中で今新らしく5歳階級に区分されたものの両端部分、あるいは両端に近い部分の階級にかかるウェイトが比較的少いという形の補整を行い得ることになる。したがつて、補整された部分と補整されていない部分とのironingは完全なものとはいへなくても、まずtentativelyには満足の出来るものと考えられる。

図3. ロジスティック曲線による労働力率の補外において高年齢部分の補整のウェイトを定める方法の図解



次に問題となるのは昭和25年国勢調査における労働力率が大体において5歳階級区のものではなく、10歳階級区分のものであるということである。すなわち、昭和25年においては、5歳階級区分のものは30歳未満のものだけであつた。それ以上の年齢は10歳階級区分でそれも60歳までであるにすぎない。今日の簡速労働力生命表は5歳区分のものなので、interpolationによつて5歳階級別労働力率を求め、60歳以上はopen-endedの年齢階級は先にも述べたように補外して高年齢の数値を推定したわけである。

5歳階級毎のinterpolationを行うには、まず10歳階級毎の労働力人口をG. G. YuleとMaurice G. Kendallのhalvingの方法⁵⁾によつて5歳階級毎の労働力人口数を求め(一番最後の50-59歳に対する数字を5歳階級に分けるためには60-69歳の労働力人口に関する数字が必要であるが際には興えられていないので、30-39、40-49、50-59歳に対する労働力人口数を基にして逆ロジスティック曲線を使うcurve-fittingを行い、それによつて60-69歳に対する数字を出し、50-59歳の労働力人口数を推定した)、それと、この際別個に計算された昭和30年のそれぞれの10歳階級における労働力人口数に対するそれぞれ2つの5歳階級の労働力人口数の割合を昭和25年に対し適用して得た労働力人口数とを、加半し求めた。

次に料面でのもう一つの大きな柱である生命表について述べる。昭和25年と昭和30年に関しては、人口問題研究所作製の第4回および第9回簡速静止人口(それぞれ昭和25年4月1日から昭和26年3月31日および昭和30年月1日から昭和31年3月31日までの期間に対するもの)があるの(問題はないが、昭和5年に対しては、これと正確に対応する既成の生命表はない。前内閣統計局作製の第5回完全生命表がほぼ昭和5年に対応するもの

5 G. G. Yule and Maurice G. Kendall, An Introduction to the Theory of Statistics (New York: Hafner Publishing Company, 1955), 4th edition, revised and enlarged, pp. 573-574. halvingの公式は $w_2 = \frac{1}{2}(\omega_1 + \frac{1}{8}(\omega_0 - \omega_2))$ であつて、 ω_1 がhalveしようとする階級の労働力人口数、 ω_0 、 ω_2 と同じ階級中をもち ω_1 の前後にある階級の数。

といえるかも知れぬが、これは大正15年から昭和5年の間の死亡に基づいて計算が行われており、昭和5年を中心としたものでなく、大体昭和3年を中心として2年ほど古い年次の方にずれているものである。大正15年から昭和7年あたりの年齢階級別死亡率は、1年1年を比較した場合多少の変動はあるにしても、大勢は低下しており、昭和3年の男子5歳階級別死亡率を昭和5年のそれと比較してみても例外なく昭和5年の方が昭和3年よりも低いことが判る。⁶⁾したがって、第5回完全生命表の数値をそのまま昭和5年に対するものとして採用するとき、静止人口の値、そしてさらには静止労働力人口の値を underestimate することになる。⁷⁾

このような underestimate を避けるため、ここでは、面倒ではあるがまず昭和5年を中心とする死亡秩序と正しく対応する簡速生命表を作製した。それは昭和4年4月から昭和7年3月までの満3ヶ年の死亡数の $\frac{1}{3}$ に対し昭和5年10月1日の国勢調査人口を分母とした年齢階級別死亡率を基本データとし、T.N.M. Greville の簡速生命表の作製方式によつて計算したものである。Greville の簡速生命表作製の第1歩は他の多くの生命表と同じく n^m_x (人口動態統計から得られる現実の年齢階級別死亡率、すなわち年齢階級別死亡数をそれと対応する人口数で割つた商) から n^q_x (生命表の死亡確率、これは周知のごとく各年齢階級当初における死亡確率である) への置換によつて始まる。この作業は多くの生命表作製において中心的重要な持つものであるが、その置換式は a_n と a_1 に対するものを除いて一般に次のような関

6) たとえば厚生省人口問題研究所、昭和5年以降男女年齢別主要死因別死亡率に関する調査、人口問題資料第2輯(昭和17年3月)、附録第3表、pp. 196-219 参照。

7) 実際は、第5回完全生命表から計算された5歳階級別静止人口の値は、どの階級においても昭和5年を中心とする死亡データを用いてことあたりに計算された静止人口の値よりも小さい。

館森・河野綱泉、「わが国における労働力生命表—方法論からみた比較、検討」第3回寿命学研究会年報、1958、pp. 73-75およびp. 73 参照。

係で興えられる。8)

$$n^q_x = \frac{n^m_x}{\frac{1}{n} + n^m_x \left\{ \frac{1}{2} + \frac{n}{12} (n^m_x - k) \right\}} \quad (10)$$

n は年齢階級の巾 (年数) であるのはいうまでもないが、 k は経験的常数である。

k の値は、米國においては普通 0.09 が使用されているが、わが國では、それをそのまま 0.09 とおいて使用することに対してももちろん疑問がある。それで、この k に関し、日本の死亡経験に応じて独自のものを得る必要があると考えた。そのためには、本来ならば第 5 回生命表 (大正 15 - 昭和 5 年) が作製されたときに使用された n^m_x とそこで計算された n^q_x とを、Greville の式を変形して k イコールとおいた次の式

$$k = n^m_x - \frac{\frac{n^m_x}{n^q_x} - \frac{1}{n} - \frac{1}{2} n^m_x}{\frac{n}{12 n^m_x}} \quad (11)$$

にあつては、各年齢階級の k の値を定めればよいのであるが、この第 5 回生命表は、大正 15 年から昭和 5 年まで各年の死亡数を加えそれを 5 で割つたもの (5 ケ年間の平均死亡数) を、5 ケ年間の中央人口で割り n^m_x を算出したというのではなく、5 カ年間の死亡数を人口の「延年数」で割つて得たものであつて、これらの n^m_x の数値を使つて k を計算しても、それが昭和 4 年 4 月から昭和 7 年 3 月までの満 3 ケ年の死亡数の 3 分の 1 を昭和 5 年の國勢調査人口数で割つた数値に応用し、簡速生命表を作製し得るかどうかに疑問がある。したがつて、ここでは、第 6 回生命表が昭和 10 年 4 月 - 昭和 11 年 3 月と丁度 1 年間をカバーし、第 5 回生命表に基づいて k を計算しようとするときのよりの難点がないので、この生命表の数値および基礎データを使つて k を計算

8) 例へば T. N. M. Greville, "Short Methods of Constructing Abridged Life Tables" The Record of the American Institute of Actuaries, vol. xxxii, Part One, NO. 65 (June 1943), pp. 29-38 を参照。

し、各年齢階級における k の値を昭和4年4月から昭和7年3月までの3ヶ年の1年あたり平均死亡率（この場合4月から翌年3月までの1年となる）に応用し簡速生命表を作製したものである。

q_0 と q_1 の値は、Greville 法においては格別簡単な置換式はなく、separation factor（分離係数）を用いる次の式によつて計算される。9)

$$q_0 = 1 - \frac{P_0^{x+1}}{M_0^x} \times \frac{M_1^x}{P_0^x} \quad (12)$$

この場合

$$P_0^{x+1} = M_0^x - (1 - f_0^x) D_0^x$$

$$P_0^x = M_0^{x-1} - (1 - f_0^{x-1}) D_0^{x-1}$$

$$M_1^x = P_0^x - f_0^x D_0^x$$

$$q_1 = 1 - \frac{P_1^{x+1}}{M_1^x} \times \frac{M_2^x}{P_1^x} \quad (13)$$

この場合

M_1^x は上と同じ。

$$P_1^{x+1} = M_1^x - (1 - f_1^x) D_1^x$$

$$P_1^x = M_1^{x-1} - (1 - f_1^{x-1}) D_1^{x-1}$$

$$P_0^{x-1} = f_0^{x-1} D_0^{x-1} - (1 - f_1^{x-1}) D_1^{x-1}$$

9) Population Research and Training Center of the University of Chicago, Techniques of Population Research—First Draft, chapter xx, p. 12 参照。

$$M_0^{z-1} = f_0^{z-1} D_0^{z-1} - (1 - f_1^{z-1}) D_1^{z-1}$$

$$M_0^{z-2} = (1 - f_0^{z-2}) D_0^{z-2} - f_0^{z-1} D_0^{z-1} - (1 - f_1^{z-1}) D_1^{z-1}$$

$$M_2^z = P_1^z = f_1^z D_1^z$$

$M_0^z, M_0^{z-1}, M_0^{z-2}$ それぞれ z 年、 $z-1$ 年、 $z-2$ 年における出生数。

$D_0^z, D_0^{z-1}, D_0^{z-2}$ それぞれ z 年、 $z-1$ 年、 $z-2$ 年における乳児死亡数。

$f_0^z, f_0^{z-1}, f_0^{z-2}$ それぞれ z 年、 $z-1$ 年、 $z-2$ 年における 1 歳未満人口に対する separation factor。Separation factor (分離係数) とは、たとえば f_0^z とは z 年に起つた総乳児死亡の中その前の年 $z-1$ 年に生まれて z 年中に 1 歳未満で死んだ乳児の割合を云う。

D_1^z, D_1^{z-1} それぞれ z 年、 $z-1$ 年に 1 歳以上 2 歳未満で死んだものの数。

f_1^z, f_1^{z-1} それぞれ z 年、 $z-1$ 年における 1 歳以上 2 歳未満人口に対する separation factor。具体的にいえば、たとえば f_1^z は z 年に起つた 1 歳以上 2 歳未満人口の総死亡数の中その前の年 $z-1$ 年にすでに満 1 歳に達し z 年中に 2 歳未満で死んだものの数の割合を云う。

さて以上の式によつて計算された n^4x は、しかしながら、高年齢においてやや高い値を示し過ぎるようである。このことは、第 5 回完全生命表および第 6 回完全生命表との比較において明らかとなる。すなわち、65—69 歳まで、それはおおむね良好といえる数値を示すが、

それ以上の年齢階級において高くなり過ぎる。このため45歳以上の l_x の数値に Gompertz-Markham 曲線

$$y = k s^x g e^x \quad (14)$$

をあてはめて補正した。 n^q_x から n^d_x あるいは l_x, n^d_x と n^m_x から n^L_x , n^L_x から $T_x l_x$ と T_x から θ_x に至る計算方法はここでは省略する。¹⁰⁾ Greville の方法では、ただ n^L_x が

$$n^L_x = \frac{nd_x}{n^m_x} \quad (15)$$

の式で與えられるということを指摘しておく。

かくして求められた昭和5年(正確に云うと昭和4年4月から同7年3月までの期間に対する)男子の簡速生命表諸函数は表2に記載されてある。

10) Population Research and Training Center of the University of Chicagoの前提書chapter xx, pp. 11-15を参照のこと。あるいは Louis J. Dublin, Alfred J. Lotka and Mortimer Spiegelman, Length of Life (New York: The Ronald Press Company, 1949), revised edition, pp. 312-316, Mortimer Spiegelman, Introduction to Demography (Chicago: The Society of Actuaries, 1955), pp. 88-90, George W. Barclay, Techniques of Population Analysis (New York: John Wiley & Sons, Inc., 1958), pp. 287-288を参照。

表2 日本人男子に関する簡速生命表：1929年4月

— 1932年3月

年 階	年齢	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x
0		0.13996	100,000	13,996	90,010	4,511,443	45.11
1		0.04279	86,004	3,680	83,904	4,421,433	51.41
2-4		0.04460	82,324	3,672	240,763	4,337,529	52.69
5-9		0.02094	78,652	1,647	389,140	4,096,766	52.09
10-14		0.01354	77,005	1,043	382,420	3,707,626	48.15
15-19		0.03706	75,962	2,815	372,770	3,325,206	43.77
20-24		0.04572	73,147	3,344	357,375	2,952,436	40.36
25-29		0.03855	69,803	2,691	342,290	2,595,061	37.18
30-34		0.03570	67,112	2,396	329,570	2,252,771	33.57
35-39		0.03977	64,716	2,574	317,145	1,923,201	29.72
40-44		0.05111	62,142	3,176	302,770	1,606,056	25.84
45-49		0.06907	58,966	4,073	284,650	1,303,286	22.10
50-54		0.09715	54,893	5,333	261,130	1,018,636	18.56
55-59		0.13791	49,560	6,835	230,710	757,506	15.28
60-64		0.19668	42,725	8,403	193,200	526,796	12.33
65-69		0.27796	34,322	9,540	148,045	333,596	9.72
70-74		0.38572	24,782	9,559	99,706	185,551	7.49
75-79		0.51908	15,223	7,902	55,355	85,845	5.64
80-84		0.66821	7,321	4,892	23,165	30,490	4.16
85-89		0.81062	2,429	1,969	6,332	7,325	3.02
90-94		0.91913	460	822.8	933	993	2.16
95-99		0.97312	372	36.2	59	60	1.61
100-104		1.00000	1.0	1.0	1.0	1	1.08

4. 昭和5年、昭和25年、昭和30年における日本人男子の簡速労働力生命表

表3、表4、表5はそれぞれ昭和5年、昭和25年、昭和30年男子に対する簡速労働力生命表である。この章ではこれらの表に基づき、静止労働力人口、労働

表 5. 日本人男子に関する簡速労働力生命表、1930年

(1) 年齢階級	(2) 1年に100,000人生まれたものの中の数		(3) 労働力		(5) 労働力への加入率 (1,000につき)	(6) 労働力からの離脱率 (1,000人の労働力につき)		(7) 死亡によるもの	(8) 引退によるもの	(9) 平均余命 (単位:年)		(11) 平均余命と平均労働余命との差
	人口	労働力	数	%		1000人	1000人			1000人	一般	
から	人口	労働力	数	%	1000人	1000人	1000人	1000人	1000人	一般	労働力	1000人
まで	年齢階級内における				次の年齢階級との間における				年齢階級の最初における			
10-14	382,420	53,539	14.0	648.2	25.2	25.2	—	—	—	—	—	—
15-19	372,770	292,624	78.5	127.5	41.3	41.3	—	—	—	43.77	41.75	2.02
20-24	357,375	328,970	91.8	46.9	42.2	42.2	—	—	—	40.36	38.08	2.28
25-29	342,290	335,994	96.7	12.6	37.2	37.2	—	—	—	37.18	34.63	2.55
30-34	329,570	322,979	98.0	1.9	37.7	37.7	—	—	—	33.57	30.97	2.60
35-39	317,145	311,436	98.2	—	48.2	48.2	3.0	3.0	29.72	27.08	2.64	
40-44	302,770	296,412	97.9	—	68.5	68.5	9.0	9.0	25.84	23.17	2.67	
45-49	284,656	276,111	97.0	—	98.7	98.7	16.8	16.8	22.10	19.42	2.68	
50-54	261,130	248,857	95.3	—	148.0	148.0	33.4	33.4	18.56	15.92	2.64	
55-59	233,710	212,022	91.9	—	222.7	222.7	65.4	65.4	15.28	12.73	2.55	
60-64	193,230	164,830	85.3	—	314.6	314.6	91.6	91.6	12.33	9.95	2.38	
65-69	148,045	112,958	74.3	—	439.5	439.5	135.0	135.0	9.72	7.56	2.16	
70-74	99,706	63,313	63.5	—	590.8	590.8	187.8	187.8	7.49	5.50	1.99	
75-79	53,356	25,906	46.8	—	746.0	746.0	231.9	231.9	5.64	3.78	1.86	
80-84	23,165	6,579	28.4	—	811.8	811.8	194.5	194.5	4.16	2.41	1.75	
85+	7,325	1,238	16.9	—	—	—	—	—	3.02	1.58	1.44	

資料：基本資料は内閣統計局の昭和5年国勢調査報告から、生命表は昭和5年に対しとくに作製されたものに基づく(表4)。

表 4. 日本人男子に関する簡便労働力生命表、1950年

(1) 年齢階級	(2) 1年に100000人 人口	(3) 労働者数	(4) 労働力への加入率 (1000人につき)	(5) 労働力からの離脱率 (1000人の労働力につき)	(6) 労働力からの離脱率 (1000人の労働力につき)		(7) 死亡による引退によるもの	(8) 引退によるもの	(9) 平均余命		(11) 平均余命と平均労働余命との差
					すべての原因によるもの	1000人の労働力につき			一般労働力	平均労働余命 (単位:年)	
から	L_x	L^w_x	$\frac{L^w_x}{L_x} \times 100$	$\frac{A_x}{L_x}$	$\frac{S_x}{L_x}$	$\frac{D_x}{L_x}$	$\frac{R_x}{L_x}$	$\frac{I_x}{L_x}$	$\frac{e_x}{L_x}$	$\frac{e^w_x}{L_x}$	$\frac{e_x - e^w_x}{L_x}$
まで	年齢階級内における 次の年齢階級との間における										
10-14	448461	21975	4.9	574.0	8.5	8.5	-	-	-	-	-
15-19	444829	280116	63.0	270.1	17.8	17.8	-	-	49.52	45.65	3.87
20-24	436704	395217	90.5	48.7	25.8	25.8	-	-	45.10	41.21	3.89
25-29	425423	406279	95.5	14.6	26.4	26.4	-	-	41.11	37.07	4.04
30-34	414196	401773	97.0	2.0	26.7	26.7	-	-	37.19	32.99	4.20
35-39	403157	394869	97.2	1.0	30.8	30.8	-	-	33.10	28.83	4.27
40-44	390752	380200	97.3	-	46.6	39.5	7.1	7.1	28.99	24.60	4.39
45-49	375255	362424	96.6	-	74.3	54.2	20.1	20.1	24.92	20.47	4.45
50-54	354704	335553	94.6	-	122.4	77.8	44.6	44.6	21.00	16.58	4.42
55-59	326476	294421	90.2	-	208.1	120.2	87.9	87.9	17.28	13.05	4.23
60-64	285432	235490	81.7	-	423.3	181.5	141.8	141.8	13.87	10.00	3.87
65-69	229495	157530	68.7	-	453.6	251.2	202.4	202.4	10.99	7.53	3.46
70-74	165498	86224	52.1	-	572.5	330.6	241.9	241.9	8.60	5.59	3.01
75-79	103247	34859	35.7	-	702.5	447.4	255.1	255.1	6.59	4.08	2.51
80-84	50297	10965	21.8	-	780.9	476.3	304.6	304.6	4.87	2.80	2.07
85	22453	2452	10.9	-	-	-	-	-	3.69	1.80	1.89

資料：基本資料は、労働力率は総務府統計局昭和25年国勢調査報告から、生命表は厚生省人口問題研究所簡便生命表、第4回に基づく。

表5 日本人男子に関する賃金労働力生命表、1955年

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
年齢階級	1年に1000人 に生まれたもの の中の数	労働力 の人数 (1000人 につき)	労働力 への 参加率 (%)	労働力からの離脱率(1000人の労働力につき)		平均余命 (単位:年)	平均労働余 命との差	平均賃金	平均労働力 賃金との差	平均労働余 命との差
				死によるもの の数	引退によるもの の数					
10-14	466576	531.3	0.9	5.1	5.1	—	—	—	—	—
15-19	464211	334.8	5.43	9.7	9.7	—	—	53.7	4874	4.43
20-24	459727	79.9	8.81	13.5	13.5	—	—	48.53	4497	4.46
25-29	453536	7.8	9.62	14.6	14.6	—	—	44.09	3955	4.54
30-34	446894	3.0	9.70	15.9	15.9	—	—	39.70	3508	4.62
35-39	439792	1.0	9.73	20.1	20.1	—	—	35.26	3058	4.68
40-44	432975	—	9.74	32.7	32.7	4.0	—	30.84	2609	4.75
45-49	418617	—	9.70	58.6	58.6	15.1	—	26.51	2171	4.80
50-54	40264	—	9.55	111.3	111.3	44.4	—	22.38	1760	4.78
55-59	372902	—	9.11	190.8	190.8	90.1	—	18.51	1392	4.59
60-64	333616	—	8.24	276.8	276.8	127.4	—	14.98	1082	4.16
65-69	283593	—	7.09	406.8	406.8	191.5	—	11.82	824	3.58
70-74	213626	—	5.52	541.4	541.4	234.6	—	9.06	605	3.01
75-79	139578	—	3.88	697.1	697.1	265.3	—	6.71	428	2.43
80-84	6894	—	2.34	810.1	810.1	500.8	—	4.77	277	2.09
85+	28331	—	1.11	—	—	—	—	3.34	160	1.74

資料：基本資料は、労働力率は総理府統計長昭和30年国勢調査報告から、生命表は厚生省人口問題研究所賃金調査人口表、第9回に基づく。

働力への加入、労働力からの離脱、および平均労働余命の時代的变化について簡単に述べる。

0. 静止労働力人口

図4は昭和5年、昭和25年、および昭和30年における男子静止人口 (stationary population) n^L_x と静止労働力人口 (stationary labor force) n^{LW}_x の年齢階級別にみたグラフである。表3, 4, 5, および図4を一見して明らかであるように、静止労働力人口の数値は昭和5年から昭和25年、昭和25年から昭和30年へと20歳以上において非常に増大している。たとえば、労働力人口からの離脱がよりやくにして大規模に行われようとする年齢50-54、55-59、および60-64歳において、昭和5年のそれぞれの値を100として昭和25年と昭和30年に対し指数を計算してみると、50-54歳では昭和25年138、昭和30年154、55-59歳では昭和25年139、昭和30年160、そして60-64歳では昭和25年142、昭和30年167である。労働力率自身は昭和5年と比較して昭和25年、昭和30年に相当程度の減少が見られるのにもかかわらず、これら静止労働力人口の値の増加は、明らかに、戦後日本の経験した死亡率の急速な低下による静止人口の値の増大が他方における労働力率減少のウエイトを相殺してなお余りあるものであったと考えられる。昭和25年から昭和30年にかけての静止労働力人口の増加は、死亡率改善の影響のほか、昭和25年と昭和30年を比較した場合、昭和30年で青年期年齢層を除き、一般の年齢階級別労働力率が僅かながら上昇しているという事実も一枚加わっている。さて今これら3つの年次における満数100,000のウエイトによって経験された労働力生存総延年数 (total man-years in the labor force) (普通生命表の $T_x, x=0$ に当るもの、ここでは $T^W_x, x=10$) を計算すると、昭和5年は3,047,838、昭和25年は3,797,401、昭和30年4,171,972としたいに増大していることがわかる。

1. 労働力への加入

表3, 4, 5の第(5)欄を一見して明らかであるように、労働力加入率 (rate of accession to the labor force) は3つの年次の比較を行った

表 6. 死亡と引退両方による総離脱率のうちそれぞれ死亡と引退
による離脱率の割合：1930年, 1950年および1955年

年 齢 階 級	1930年			1950年			1955年		
	すべての原 因によるもの	死亡によるもの	引退によるもの	すべての原 因によるもの	死亡によるもの	引退によるもの	すべての原 因によるもの	死亡によるもの	引退によるもの
35-39	100	94	6	100	100	-	100	100	-
40-44	100	87	13	100	85	15	100	88	12
45-49	100	83	17	100	73	27	100	74	26
50-54	100	77	23	100	64	36	100	59	41
55-59	100	69	31	100	58	42	100	56	44
60-64	100	71	29	100	56	44	100	54	46
65-69	100	69	31	100	55	45	100	53	47
70-74	100	68	32	100	59	41	100	57	43
75-79	100	69	31	100	63	37	100	62	38
80-84	100	76	24	100	61	39	100	63	37
85+	-	-	-	-	-	-	-	-	-

資料：政府統計局

階級によつて示したものである)、昭和5年の場合は死亡による割合が大きいのに反し、昭和25年と30年の場合は引退による割合が大きい。これは、戦後みられたこれらの年齢における死亡率の低下とそれによる平均余命の増大、および労働力率の低下によるものであることはいふまでもない。ただし、昭和25年と30年との間にはあまり差異は認められない。

d. 平均労働余命

日本人男子の平均労働余命は、表7および図5に昭和5年、昭和25年、および昭和30年における数字を比較のため掲げてあるように、昭和5年から昭和25年、昭和25年から昭和30年へと明きらかに増加して行つた。ただし、昭和25年と昭和30年を比較した場合、高年齢80歳以上について僅かばかりの減少が見られる。このことは、この年齢期において、人口問題研究所で作製された簡遼静止人口表の昭和25年の $8x$ よりも昭和30年のそれらが低く現われているという事実に呼応する。たとえば20歳における平均労働余命をとるならば、昭和5年のそれは38.08年であるに対し、昭和25年は41.21年であり、昭和30年は44.07年である。このことはいふまでもなく、一方において労働力からの引退が早くなつてきているという一般的傾向にもかかわらず、それを補つてなおあまりあるものとしての各年齢階級の死亡率の低下、すなわち一般平均余命の増加をもたらす各年齢階級の静止人口の数値の増加がその原因である。

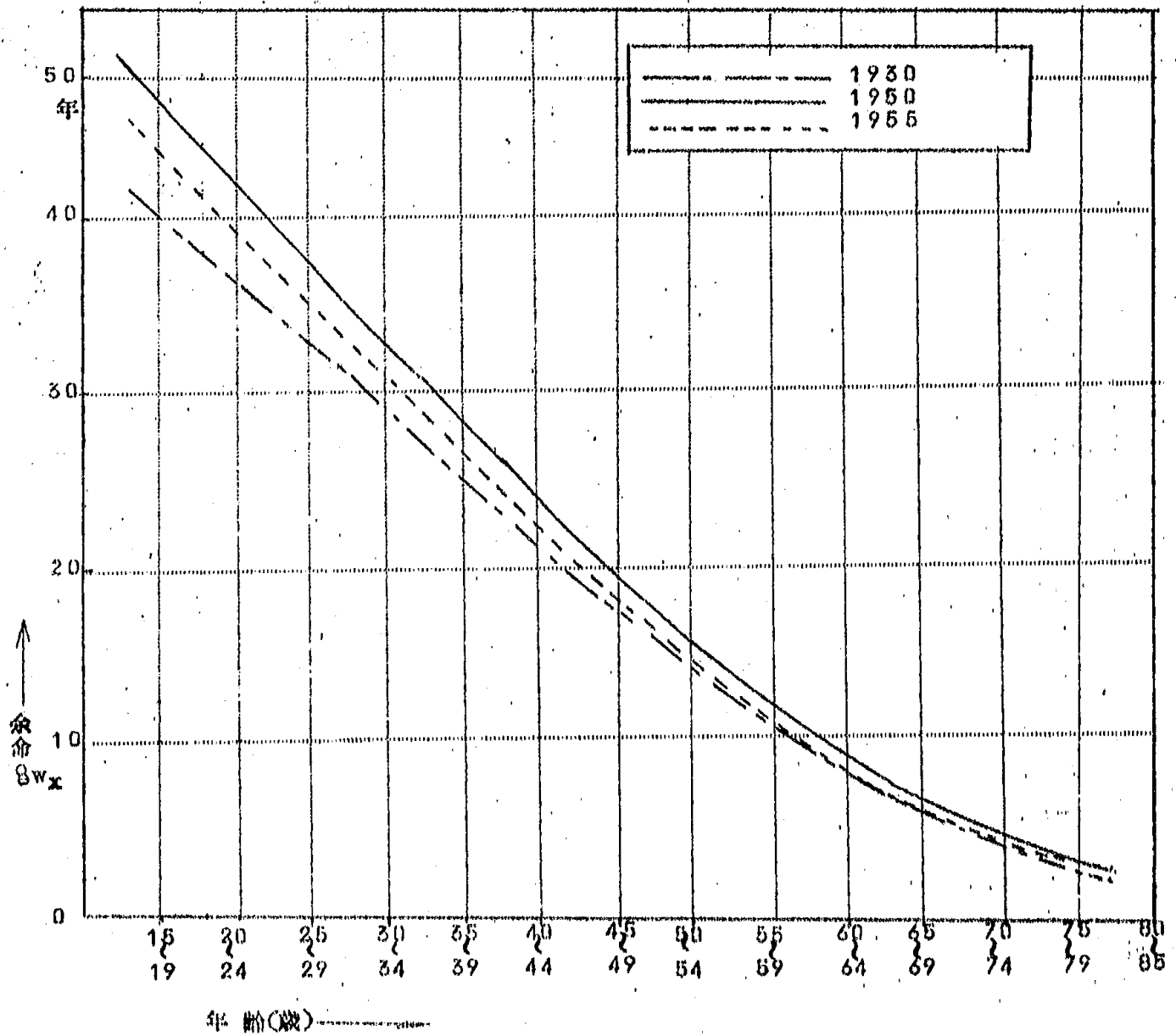
次にこの平均労働余命に関して非常に重要なことは、平均労働余命とそれに対応する平均余命との差が年次を経るにしたがい段々と大きくなつていくという傾向である。もつとも上に述べたのに関連して、昭和25年と昭和30年の高年齢においてはちよつとそうでもない点があるが、この2つの年次を比較する際にのみ見出されるが、前の例の20歳をふたたび例にとるならば、昭和5年においてそれは2.28年であつたが、昭和25年は3.89年であり、昭和30年は4.46年である。この数字は、昭和5年に20歳に達した青年が労働力へ加入し、そこで人生の最盛期を過し、いつの日かそれから引退するわけであるが、将来引退して死ぬまでの確率が2.28年であるということである。昭和30年の4.46年という意味は、その確率が4.46年に延

表7. 日本人男子の平均労働余命およびそれと平均余命との差：1930年、1950年および1955年(要約表)

年 齢 階 級	平 均 勞 働 余 命			平均余命と労働余命との差		
	\bar{w}_x			$\bar{x} - \bar{w}_x$		
	1930	1950	1955	1930	1950	1955
10-14	—	—	—	—	—	—
15-19	41.75	45.65	48.74	2.02	3.87	4.43
20-24	38.08	41.21	44.07	2.28	3.89	4.46
25-29	34.63	37.07	39.55	2.55	4.04	4.54
30-34	30.97	32.99	35.08	2.60	4.20	4.62
35-39	27.08	28.83	30.58	2.64	4.27	4.68
40-44	23.17	24.60	26.09	2.67	4.39	4.75
45-49	19.42	20.47	21.71	2.68	4.45	4.80
50-54	15.92	16.58	17.60	2.64	4.42	4.78
55-59	12.73	13.05	13.92	2.55	4.23	4.59
60-64	9.95	10.00	10.82	2.38	3.87	4.16
65-69	7.56	7.53	8.24	2.16	3.46	3.58
70-74	5.50	5.59	6.05	1.99	3.01	3.01
75-79	3.78	4.08	4.28	1.86	2.51	2.43
80-84	2.41	2.80	2.77	1.75	2.07	2.00
85 +	1.58	1.80	1.60	1.44	1.89	1.74

出所：表3，表4，表5。

図5. 日本人男子の平均労働余命：1930年、1950年および
1955年



出所：表 3, 4, 5.

びたということを表わす。また初老の55歳のところをみると、昭和5年2.55年、昭和25年4.23年、昭和30年4.59年であり、昭和25年から昭和30年にかけての平均余命と平均労働余命の差の年次的変化は僅少であるが、昭和5年から昭和25年あるいは昭和30年にかけての変化は一目瞭然である。

University of Chicago の Philip M. Hauser 教授(社会学部長)は米國における同様な傾向について次のように述べている。"これらの数字は単に寿命に関連した労働力参加(Labor Force participation)の変化を効果的に要約するのみならず、引退後における経済的および他の形の適応の必要性に直面した老年人口の問題の重さの数量化を行うものである。"11)

日本の工業化と都市化が進み、企業がますます大規模化していくとき、将来の生産年齢人口の増大から人事に関する諸事情は制度化を一層強め、「定年制」という社会制度的制約は決して容易に取り払われるどころかむしろ強化されることも考えられるのであつて、平均余命と平均労働余命の格差は今後決して縮小されるとは考えられないであろう。この格差の増大は、日本の将来の gerontological な問題の中とくに考えねばならぬものを示唆しているように思われる。

11) Philip M. Hauser, "Mobility in Labor Force Participation," in W. Wight Bakke, et al., Labor Mobility and Economic Opportunity (Cambridge and New York: The Technology Press of Massachusetts Institute of Technology and John Wiley and Sons, Inc., 1954), pp. 40-41.

参 考 文 献 (年 代 順)

経済企画庁編、昭和31年度経済白書。至誠堂、1956。

館 稔、人口老年化の将来、寿命学研究会、第2回寿命学研究会年報、1957、
PP、7—11。

上田耕三、労働力としての平均余命、厚生統計協会、厚生^の指標、第5巻、第
8号(1958年7月)、PP、25—32。

渡辺定、あなたの寿命革命、朗らかな老年。朝日新聞社、第1刷、1959。

館 稔・河野朔果、わが国における労働力生命表—方法論からみた比較、検討、
第3回寿命学研究会年報、1958、(1959年発行)、PP.69—79。

Durand, John D. The Labor Force in the United States, 1890—
1960. New York: Social Science Research Council, 1948.

Wolfbein, Seymour L. "The Length of Working Life," Population
Studies, Vol. 11, No. 3 (December 1949), Reprinted in A.

J. Jaffe, Handbook of Statistical Methods for Demographers,
PP. 80—84.

U. S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, "Tables
of Working Life: Length of Working Life for Men,"
Bulletin No. 1001, August 1950.

U. S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Employment
and Personal Characteristics, 1950 United States Census
of Population, Special Report P-III No. 1A, 1953.

Hauser, Phillip M. "Mobility in Labor Force Participation," in
M. Wight Bakke, et al, Labor Mobility and Economic Oppor-
tunity, Cambridge and New York: The Technology Press of
Massachusetts Institute of Technology and John Wiley
and Sons, Inc., 1954, PP. 3—46.

U. S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, "Tables
of Working Life for Women, 1950," Bulletin No. 1204.

1957.

Kono, Shigemi, "The Japanese Work Force: A Demographic Analysis," Microfilmed Ph.D. dissertation, June 1958 (Brown University).

Azumi, Koya, "The Length of Working Life for Japanese Males, 1930 and 1955," Monthly Labor Review, September 1958.

Long, Clarence D., The Labor Force under Changing Income and Employment, Princeton: Princeton University Press, 1958.