

調 査 研 究

結婚パターンの変動とその出生力に及ぼす影響の人口学的分析

——出生力決定要因研究プログラムの一環として——

黒 田 俊 夫

- 第1節 序 論
- 第2節 結婚頻度分析における「独身残率」テクニクの意義
- 第3節 日本人の結婚年齢
- 第4節 結婚パターンの変動とその出生力に及ぼす影響の測定
- 第5節 若干の結論

第1節 序 論

結婚現象や結婚制度の問題は、従来もつぱら社会学の領域に属する重要な研究対象の一つとしてとりあつかわれてきた。結婚という現象は、それがいわゆる合法・非合法のいずれであるかを問わず、社会を構成する重要な基本単位としての家族形成への人間の本質的なものに根差している以上、社会学の重要な研究対象となつてきたことは当然といえよう。結婚、家族の歴史的研究としての L. M. Morgan¹⁾ や、そのマルクス主義的批判研究の F. Engels²⁾ の著作は古典的なものとして注目に値しようし、またアメリカ社会学におけるこの特殊社会学的研究の占めているウエイトの大きさや³⁾、また H. W. Odum 教授⁴⁾ が「家族と結婚が組みあわさつて、社会諸制度の研究の手引きとしても役立つことは、ちょうど初期の農村共同体の研究が、全体の社会の研究に対する基本的な制度的近づき方としての共同体社会を予測したのとおなじである。」といつているのは、この研究の社会学的地位とその性格の一端を示しているものといえよう。

といつて、結婚に関する人口学的研究や経済的研究がないわけではない。たとえば、人口学的研究の代表的なものとしては、R. R. Kuczynski⁵⁾ や S. D. Wicksell⁶⁾ の著作をあげることができる

- 1) Ancient Society, or Researches in the Lines of Human Progress from Savagery, through Barbarism, to Civilization, by Lewis H. Morgan, London Macmillan & Co., 1877.
- 2) Der Ursprung der Familie, des Privateigentums und des Staates, by Friedrich Engels, 1884. 西雅雄訳, 家族, 私有財産及び国家の起源, 岩波文庫, 昭和4年6月.
- 3) Howard W. Odum, American Sociology, N. Y., London, Toronto, Longmans, Green and Co., 1951. 横越英一訳, アメリカ社会学, 法政大学出版局, 昭和30. 9.10. pp. 456—459.
- 4) 前掲書, 邦訳 450頁.
- 5) R. R. Kuczynski: Fertility and Reproduction; Methods of Measuring the Balance of Births and Deaths, New York, 1932.
- 6) S. D. Wicksell: Nuptiality, Fertility, and Reproductivity, Extract from the Skandinavisk Aktualitidskrift, 1931.

し、また D. S. Thomas⁷⁾ や H. B. Hexter⁸⁾ の研究は、たとえ純然たる経済学的研究でないにしても景気変動という経済学上の核心的課題との関連において結婚をとりあげた特異の研究として注目に値するであろう。

しかし、このような結婚の人口学的研究や経済的研究が特に人口学者によつて一般的な関心の対象としてとりあげられるに至つたのはごく最近のこと、今次戦後のことであるといわねばならない。というのは、従来人口学者は、結婚の変動たとえば結婚率というものは一般的に著しく安定しており、経済変動に対しても顕著な反応を示すものでないことを明らかにし、従つてまた人口変動に重大な影響を及ぼすものでないと確信してきたからである。このようにして、結婚パターンの変動に対する深い関心は、かなり長期にわたつて人口学者から忘却されてきたのである。

しかしながら、近代社会においては、結婚の頻度や年齢等についてのいろいろなパターンが、社会、経済の構造的変動や或は結婚その他の立法上の改変によつて、著しい影響をうけることは、少くとも原理的にいつて否定できないであろう。特に、今次戦後において極めて活潑な動きをみせてきている世界的な福祉国家的活動は、結婚や家族の福祉に関する立法と深い関係をもっているだけに、その影響は以前に比較して著しいものがあるといわねばならないであろう。⁹⁾

このような結婚の本質的な人口学的影響についての研究を再生せしめるに至つた重大な契機がある。それは第2次大戦後における一部先進諸国の高出生率の、未経験的な持続性という新事実である。戦後における高出生率の持続は *frontier countries* と称せられるアメリカ、カナダ、ニュージーランド、オーストラリアのみならず、フランスにおいてさえおきている。第1次大戦後における各国の一時的出生増加が殆んど例外なく短期間に消滅して、戦前水準に復帰し、或はそれ以下に低下したという経験に奮馳するこのような現象は、人口学者の著しい注目を惹き、出生力に及ぼす基本的要因の一つとしての結婚の人口学的研究の促進に拍車をかけるに至つたのである。¹⁰⁾

少くとも理論的な観点からする限りにおいて、出生力の決定要因としては2箇の範疇の基本的なエレメントに區別することができるであろう。第1は、出生の始点となるべき結婚自体に関連する事象の動向であり、第2はその後におけるいわゆる *ever-married* の状態にある夫婦の *reproductive behavior* の動向である。今日の段階における出生力研究の到達点は、後者に結集していわゆる *family size* の研究にあるといつても過言ではないであろう。これは、いわばすでに形成された領域、すなわち出生可能の場を対象とする直接的、内部構造的分析で、出生力研究のもつとも重要な中心領域であることはいふまでもない。しかし、このような出生という点からみる限り、その発生の必然的地盤ともいふべき事後的領域に加えて、このような場の形成そのもの、いわば事前的

7) Dorothy Swaine Thomas: *Social Aspects of the Business Cycles*, 1925.

8) M. B. Hexter: *Social Consequences of Business Cycles*, Boston and New York, Houghton Mifflin Co., 1925, pp. 65--85.

尚 Thomas や Hexter と同様な角度から結婚を研究したものとして前掲、荒尾博正両氏の研究による「婚姻及離婚と景気変動」(人口問題, 第1巻第2号, 昭和10.10.)がある。

9) 結婚に関する立法の影響に関しては、*Survey of Legislation on Marriage, Divorce and Related Topics Relevant to Population, United Nations, Bureau of Social Affairs, Population Branch, New York, ST/SOA/29, March 1956*, 参照。

10) このような地域における戦後出生力の研究活動については、John Blacker のアメリカ及びフランスにおける研究及びその比較についての下記の論文参照。

John Blacker: *Post-War Fertility in France and the United States*, *the Eugenics Review*, Vol. 46, No. 4, Jan. 1955.

領域の動向の分析は、間接的ないし要因分析的であるとはいえ、——長期的に観察するばあい、或は著しい結婚現象の変動が予測されるばあい、或はまた時处的に結婚現象の偏差が推定されるばあい——出生力研究において無視しえないであろう。

出生に影響を与えるべき広汎な要因を考慮するに当つては、理論的には少なくともこの2箇の基本的な場に等しいウエイトがあたえられなければならないであろう。しかし、現実においては、特に結婚現象の変動という要因は別個の取扱いを受けることが多い。この点について John Hajnal 氏も「人口増加の長期的見透しについての適切な判断をくださうる唯一の途は、結婚の動向と結婚当りの子供総数の動向を注意深く分析することである。」¹¹⁾ (アンダーラインは筆者)と指摘している。

いずれにしても、人口学からの観点からする限りさして長くない結婚研究の歴史においてその最終目的は、出生力のより詳細な分析にあつたと思われる。そしてこのような結婚の人口学的研究は、主として頻度・年齢・結婚持続期間等について行われてきた。また結婚の頻度の研究は、生命表の概念に基礎をおいた結婚表の作成にその重点をおいて行われてきた。¹²⁾ 他方において結婚年齢や結婚持続期間は出生順位、出生間隔その他の要素と組み合わせられて出生力測定の研究が行われてきた。

以上のようなもろもろの研究は、すべて広義における結婚パターンの研究といえるであろう。この結婚パターンが時や処により異なることはいうまでもないし、またたとえ特殊出生率が同水準にあつて変化がなくても結婚パターンが変化することによつて出生率を変化せしめることも可能である。しかし、結婚パターン変化の出生力に及ぼす影響は常に必ずしも著しいものとは限らない。時には、結婚パターンが著しく変動しても、出生率には殆んど変化が生じないということもありうる。また、他方において、アイルランドの経験のように、結婚パターンの激しい変化が出生率を完全に変動せしめたようなばあいもある。一般的にいつて、出生力が変化するばあいには通常結婚パターンのなんらかの変化を随伴している。従つて、結婚パターンの変化が出生力の変化に及ぼす範囲の研究は、出生力分析の必要にして有能な一つの手段といえよう。

本研究においては、ただ、一つの結婚パターンとしての結婚年齢をとりあげ、その再計算を日本について行い、統一的な基礎の下に戦前戦後の結婚年齢変動の比較を可能ならしめるという補助的な計算作業結果を示し、他方において、結婚率或は未婚率の変動分析によつてその出生力に及ぼす影響の度合を測定するという試論的研究を行つた。もちろん、前者はここでは附随的な役割しかもつていないが、次段の結婚年齢の出生力に及ぼす影響の測定研究のための布石となるという意味において筆者自身にとつては重要な意義をもつている。

第2節 結婚頻度分析における「独身残率」 テクニクの意義

本稿における第2目的である結婚年齢の算定にあつては、いわゆる “proportions remaining

11) John Hajnal, The Analysis of Birth Statistics in the Light of the Recent International Recovery of the Birth-Rate, Population Studies, Vol. 1, No. 2, Sept. 1947, p. 162.

12) 日本における結婚表研究については、岡崎文規、「婚姻表について」、人口問題研究、第1巻第1号、昭和15年4月、pp. 47—54. 館棧・川上光雄、「結婚の生命表」、厚生省人口問題研究所。(第6回、日本人口学界研究発表会、昭27. 10. 28.)

single” に基礎をおいたのであるが、この technique は従来主として、結婚に関する登録記録に欠陥があるばあい、結婚年齢の算定に利用された。このことは、特にこの方法が内在的にすぐれた特徴をもっているからというわけではない。むしろ、この方法によつてえられた結果は、独身割合の bias にもとづく誤差は別として、多くの orthodox techniques による結果と実質的に等しいはずだという暗黙の仮定が考えられていたことさえある。といつても、この方法が結婚研究の唯一の正しい方法であるというわけのものではなくて、ただこの「独身残率」概念使用の technique は他の方法とは異なつた独自の長所ももっているという点に着目されねばならない。それぞれの国が適切な data をもっているばあいにしても、かなり長期にわたつての詳細な結婚 data の蒐集、整理を行つて、国際比較をやることは大変な労働を必要とするであろうし、また一国についてもかなりの長期観察を行おうとするばあい、結婚 data の変更や結婚年齢算定の基礎に変化があるばあい、これらを統一再編することは極めて困難であることが多い。このようなばあい、「独身残率」概念の利用によつて、比較的のように結婚年齢の国際的比較や長期にわたる時系列的比較を行うことができる。

一般に、粗平均結婚年齢 (crude mean age at marriage—全婚平均年齢) の変化は微少であり、「独身残率」の方法によるばあいとかなり大きな開きがみられる。それには 2 箇の理由が考えられる。第 1 は、再婚効果の混入であり、第 2 は Cohort experience の無視ということである。この 2 箇の点が、粗平均結婚年齢の欠陥であるといえよう。まず第 1 の点についてみよう。「独身残率」の方法によつて計算された平均結婚年齢とそれに対応する年次の全婚平均年齢を示すと次の如く、男女共に著しい差がみられる。

第 1 表 日本における全婚平均結婚年齢と平均結婚年齢 (Hajnal method) との比較

年次	男			女		
	全婚平均年齢	平均結婚年齢 (Hajnal method)	差	全婚平均年齢	平均結婚年齢 (Hajnal method)	差
1920	29.2	25.0	4.2	24.2	21.2	3.0
1925	28.8	25.1	3.7	24.0	21.2	2.8
1930	28.9	25.8	3.1	24.1	21.8	2.3
1935	29.0	26.4	2.8	24.6	22.5	2.1
1940	30.0	27.2	2.8	24.9	23.3	1.6
1950	—	26.2	—	—	23.6	—
1955	27.7	27.0	0.7	24.3	24.6	-0.3

備考 Hajnal の「独身残率」にもとづく平均結婚年齢については次節参照。全婚平均年齢については昭和30年人口動態統計，上巻，厚生省大臣官房統計調査部。昭和31年12月，133頁参照。

戦前において 1920 年から 1940 年までの間において、全婚平均年齢は、男においてわずかに 2.7%，女において 2.9% の上昇にすぎなかつたのに対して、平均結婚年齢 (Hajnal method) の方は、男において 8.8%，女において 9.9% という上昇率で極端な差異がみられる。戦後もつとも新しい 1955 年に至ると、この両者の年齢差は著しく減少するに至つている。この原因については必ずしも明確でないがおそらく次の 2 箇の理由によるものであろう。第 1 は戦前に比較して夫妻共初婚の全結婚に占める割合が著しく増加するに至り (1935 年のそれが 84.6% であるのに対して 1955 年のそれは 87.3%)、従つて再婚の割合が減少するに至つたことである。第 2 の理由は、おそらく再婚全体の中で比較的若い年齢における再婚が戦後において増加したため、(たとえば

1955 年における妻の再婚の中で 25—29 歳のものの占める割合が 32.4%でもつとも高く、ついで 30—34 歳における再婚の割合が高く 24.4%でこの両階級の再婚だけで 56.8%を占めている。戦前についての統計を欠いているため、比較検討は困難である。) 結婚年齢算定における再婚の影響が著しく弱められたものと予想される。(以上 2 箇の統計については、昭和 30 年人口動態統計、上巻, pp. 139—140. 参照)。

第 2 の Cohort 効果の重要性について、日本とは著しく異なつた西欧型の 1 として Sweden の事例についてみよう。1940 年から 1945 年の期間における Sweden の女子の独身残率についてその Cohort 効果は次表によつて示される。

第 2 表 Cohort 効果の事例 (Sweden)

(1) 年齢階級	(2) 1940年における 独身残率 (1000につき)	(3) 1945年における 独身残率 (1000につき)	(4) 5年間に おける 各 Cohort の 変化*	(5) 第(4)欄の下部 数字からの累加 合計
10—14	1000	1000	30	1136
15—19	981	970	345	1106
20—24	716	636	412	761
25—29	394	304	190	349
30—34	272	204	82	159
35—39	248	190	44	77
40—44	231	204	21	33
45—49	222	210	12	12
50—54	222	210	—	—

備考 J. Hajnal “Age at Marriage……”, p. 124. (8 頁注 3 参照)

* この欄の数字は 1940 年の Cohort の年齢に対応する行に示された。

同じ Cohort の独身残率の変化は、その Cohort の 1940 年の独身残率から 1945 年の 5 年上の階級 (1940 年に 10—14 歳の Cohort は 1945 年の 15—19 歳の Cohort にあたる) の独身残率を差引くことによつてえられる。この結果は第 4 欄に示されている。この表では、毎年 10 歳に達する女子 200 人 (10—14 歳の 5 歳階級であるから 1000 人の女子となる) が満 50 歳になるまでに死亡しないという仮定の下における人口の結婚変動を示しているものといえる。第 4 欄は各 Cohort の結婚数を示すことになるが、この合計 1136 は、各 5 年の期間に結婚可能年齢に到達する女子 1000 人よりも多くなつている。この現象は、いわゆる粗再生産率の計算において出生順位別の構成に分類したばあい、1000 人の女子について 1000 人以上の第一位出生者数がでてくるという既知の経験結果に類似している。¹⁾ さらにまた、この Sweden のばあいにおける結婚の年齢分布は特殊的である。1945 年において 25—29 歳以上の Cohort において生ずる結婚比率は $349 \div 1136 = 0.31$ である。ところが、1940 年の独身残率秩序の下に Cohort が生涯を通じて結婚していくとしたばあいに、前記に対応する比率は、 $(394 - 222) \div (1000 - 222) = 0.22$ となる。このような結果は次のように解釈されるであろう。若い年齢に向つての結婚の促進の傾向は、高年齢における結婚の割合を一時的に増加せしめることがあるという、矛盾した結果がでてくるということである。

1) Whelpton, P. K., “Cohort Analysis of Fertility”, American Sociological Review, Vol. 14, No. 6, Dec. 1949, pp. 735—749.

粗平均結婚年齢は、たとえば、毎年の結婚発生の実事からあらわされたなまのものとしての真価をもっているとはいえ、出生力に及ぼす影響を測定するというような正確性が要求されるばあいや或は結婚年齢変動の真の動向を把握するためには、上述のような欠陥をもっている以上、使用にたえがたいといわねばならない。特に、文明諸国における今日の死亡率の如くその変化がきわめてかんまんなものとなり、結婚ははるかに短期間に変動し易い性質をもっていることに注目すべきであろう。

更に参考のため、日本の事例として、著しい変動過渡期と考えられる 1950 年から 1955 年までの 5 年間に於ける日本人女子の独身残率を両年次の census からとつて考察してみよう。

第 3 表 Cohort 効果の事例 (日本)

(1) 年齢階級	(2) 1950年における 独身残率 (1000につき)	(3) 1955年における 独身残率 (1000につき)	(4) 5年間に於ける 各 Cohort の変化	(5) 第 4 欄の下部 数字からの累 加合計
10—14	1000	1000	18	774
15—19	966	982	305	756
20—24	553	661	351	451
25—29	152	202	72	100
30—34	57	80	17	28
35—39	30	40	6	11
40—44	20	24	3	5
45—49	15	17	2	2
50—54	12	13	—	

備考 1950年は「昭和25年国勢調査報告、第 8 巻最終報告書」、1955年は「昭和30年国勢調査報告」(1%抽出) 第 2 巻その一、年齢、配偶関係及び国籍」昭和32年 3 月。による。

前表によつて、Cohort 考慮の意義の一端をみてみよう。Sweden のような西欧社会の独身残率秩序と日本のそれがいかに異なつてゐるかは、上掲 2 表によつてよいに看取できるであろう。この 5 年間に於ける独身残率秩序によつてみられる結婚性向の著しい変化は、一般的な結婚性向の減退傾向特に 25—29 歳階級と 30—34 歳階級におけるその著減である。しかしながら終局における ever married の割合がいぜんとして極めて高率であることは Sweden のばあいとは根本的に異なつてゐる。そこで 1955 年の 25—29 歳以上の Cohort において生ずる結婚比率は $100 \div 774 = 0.129$ であるが、1950 年の各年齢における独身残率が 1 つの Cohort の生涯 (ここでは 50 歳を終局の年齢とみなす) の結婚秩序をあらわすものとしたばあいにおける 25—29 歳以上の結婚比率は $(152 - 12) \div (1000 - 12) = 0.142$ となり、高年齢における結婚増加の傾向を示している。

次に、一考を要するのはいわゆる結婚表 (nuptiality table or marriage table) との関連性の問題である。結婚に関する data を処理するに當つて一般に用いられるもつとも洗練されたテクニックはこの結婚表であろう。死亡率や人口移動の独身残率に及ぼす影響がないような人口についてのこのような独身の割合は、粗世代結婚表 (generation gross nuptiality table) における独身の数に対応するという関連性がある。しかし、既述の如く、結婚率は死亡率とは異なり、年々著しい変化を示すので、1 年または短い年数について作製された通常の結婚表からえられた結果もまた相互間に著しい変差を、またいわゆる独身残率との間においても開差を示すこととなる。たとえば、

アメリカの Massachusetts 州について Thomas P. Monahan が 1890 年から 1940 年までのセンサス年次について行つた粗結婚表における生涯未婚者の割合は、年次によつて著しい差異がある。1920年の男子においてはわずか 7.2 であつたが、1930 年には 15.7 と 2 倍以上に増大しているが、女子のばあいも同様である。これに対して 45—54 歳階級の独身残率（センサス）はそれほどの激しい変化を示していない。参考のためこの比較を示しておこう。

第4表 粗結婚表とセンサスにおける独身残率の比較

年次	男 子		女 子	
	センサス (45—54歳階級 の独身率)	粗結婚表 (生涯未婚者率)	センサス (45—54歳階級 の独身率)	粗結婚表 (生涯未婚者率)
1890	9.7	12.3	12.2	17.3
1900	11.5	13.6	14.2	19.0
1910	12.7	11.3	16.0	15.6
1920	13.9	7.2	17.3	9.9
1930	13.4	15.7	16.6	21.9
1940	12.9	5.3	14.9	8.5

備考 Thomas P. Monahan, "One Hundred Years of Marriages in Massachusetts", American Journal of Sociology, Vol. LVI, No. 6, May 1951. pp. 534—545.

結婚表自体はすぐれた結婚分析の技術でありながらも上述の如き欠陥をもっている。しかし、結婚表作成を少くとも 5 年毎に行うならばこのような欠点の相当部分を相殺することもできるであろう。

第3節 日本人の結婚年齢

日本の動態統計における結婚年齢については、1899 年以来公表されてきている全結婚についての平均結婚年齢と、1908 年以来公表されている初婚者の平均年齢の 2 種類がある。しかし、今次戦後においては当初初婚者のみについての結婚年齢しか発表されていなかったが、1952 年以来再び全結婚についても集計公表されるに至つた。

しかし、厳密にいうと、結婚年齢の戦前、戦後比較という観点がある限り重大な欠陥がある。というのは、結婚年齢算定の基礎が戦前と戦後では根本的に異なつてゐるからである。戦前における結婚年齢算定は届出期日を基礎にしておるのに対して、戦後のそれは事実上の挙式期日を基礎にしてゐる。もちろん、このような両時期における算定方法の差異についても一応の調整は可能である。たとえば、戦前の届出期日と挙式期日の間隔についての調査¹⁾によると平均約 1 年の差があるとい

1) 岡崎文規, 根村三郎, 「結婚挙式日と婚姻届出日との間隔」, 人口問題研究, 第 2 巻第 9 号, 昭和 16 年 9 月。この研究は「初婚者の結婚費用調査」において加えられた結婚挙式の年月日と婚姻届出の年月日とに関する調査項目について東京市の調査客体(総数 673)から集計されたものである。この両期日における間隔は全体で 6,639 月で、その平均は 9.86 月となつてゐる。尚結婚挙式後 1 年以内の婚姻届は全体の 77% に達している。なお、厚生省統計調査部が昭和 30 年の結婚年齢を戦前の方法によつて改算しているが、それによると初婚者の夫、妻いずれのばあいにおいても 0.7 年の差がみられ、それだけ戦前の方法

によるばあいが高く表章されていることになる。この数値は、戦時中に実施された前記調査結果と著しい差を示していない。

う結果を適用して、戦前の結婚年齢から1年差引けば、おおむね挙式期日主義による結婚年齢が算定され、戦後の結婚年齢と比較することが可能となる。しかし、このような調査はごく一部の地域についてのものであり、従つて必ずしも信頼しがたいという点において重大な欠点がある。

さらに、もう一つ考慮にいれねばならない技術的な問題がある。それは、戦後の結婚年齢は、上述の如く挙式期日に基づいて算定されてはいるが、その特定の暦年内に挙式した初婚者がすべてその暦年度内に登録していないという点である。結婚年齢の算定方法自体にはなんらの影響もないが、当然集計されねばならないものの一部は翌年またはそれ以後の年に登録されるため、完全に正確な結婚件数をとらえるためには、少なくとも数年後に改算を必要とするということになる。²⁾ もつともこのような届出の遅延の割合は比較的lowく、かつ年々の変化も少くかなり著しく安定しているため、継続的に観察するばあいその誤差はかなり相殺されて、実際に近い計算がえられるものとも思われるが、それにしても厳密にいうと、このような技術的な欠陥は正確な結婚年齢の算定を困難ならしめることはあきらかである。

いずれにしても、以上のような結婚年齢算定の方法はその性質上、「動態統計的方法」或は「直接法」と呼ぶことができる。しかし、日本のばあいこの方法によつては上述のような欠陥のために厳密な結婚年齢は算定しがたい。

「センサスによる方法」ともよびうる第2の算定方法が考えられる。Hajnal³⁾ 氏が行つた方法の適用によつてセンサスのデータから間接に結婚年齢を算定することができる。この方法の一大特徴は、同じ方法的基礎の下に、1920年以降戦後の今日に至るまでを通じて結婚年齢の推移を観察することができるということである。

この方法の基本的特徴は、前節において詳細にのべた如く再婚の影響を排除し、かつCohortの経験を考慮に入れた「独身残率」(proportions remaining single) という基本概念を基礎としている点にあるといえよう。彼がその方法を適用したのは一般にこの独身残率が著しく高い西欧諸国

2) 婚姻届出期日の分布は実際問題としてはかなり高い安定度を示している。たとえば、挙式後1年未満に届出た者の割合を戦後についてみると次表の如くであつて、殆んど80%を占めている。しかし、尚約20%、最近では約13%が1年以上2年未満後において届出ている。

第7表 挙式から届出までの期間別婚姻件数分布

間 隔	1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955
1 年 未 満	77.7	71.7	73.0	73.5	75.3	77.0	78.7	79.9	80.8
1 年 以 上 2 年 未 満	16.2	20.2	17.8	17.8	15.9	14.1	13.4	12.8	12.3
2 年 以 上 3 年 未 満	2.3	3.3	3.8	3.6	3.5	3.2	2.8	2.7	2.6
3 年 以 上	3.8	4.8	5.3	5.0	5.2	5.7	5.1	4.6	4.3
不 詳	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0	0	0
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

備考 昭和30年人口動態統計，上巻，厚生省大臣官房統計調査部，昭和31年12月，145頁。

3) John Hajnal, "Age at Marriage and Proportions Marrying," Population Studies, Vol. VIII, No. 2, Nov. 1953 pp. 111—136.

であつて、たとえば、45—49歳階級の女子の独身残率は最低 10% である。⁴⁾ しかし、日本におけるこの独身残率は常に著しく低率でかつ安定している。35—39歳階級という若い年齢階層においても3%ないし4%という低水準を示している。西欧諸国ではこれよりはるかに高い割合の婦人が生涯結婚しないであるが、日本では35歳位において或は少くとも40歳以前において殆んどすべての婦人が結婚してしまう。このような点を考慮に入れると、50歳までにおける独身残率に基礎をおいたHajnalの方法は、かえつて西欧諸国についてよりも日本についてより正確な結果をもたらすように思われる。

更にまた、Hajnal氏が慎重な検討を加えた人口移動及び死亡率の全人口或は有配偶者と独身者との間における選択的移動率や差別的死亡率の影響は、日本のばあいもこれを無視することは結婚年齢の算定にたいした支障はないと考えられる。日本の対外人口移動は戦時中の数年間を除きほとんど無視しうる。

ところで、独身者と有配偶者との間における差別死亡率はどうかという点、西欧諸国においては一般的にいえば高年齢に進むに従い多少の差別化がでてくるが、それも著しいものではない。また、特に30歳頃までにおいては男女共ほとんど差がみられない。ただ高年齢の男子についてのみ多少の高い差別死亡率がみられるにすぎない。日本については、このような特殊生命表の作製は少いが、1935年について行われた舘稔氏の「結婚の生命表」⁵⁾ 附表の配偶関係別生命表がある。多少古い年次のものについてはあるが、これによつてその差別化の程度的一端を推測しうるであろう。同表における特定年齢における有配偶者の生残数に対する独身者の生存数の割合を算定してみると次表の如くである。

第5表 有配偶者の生存数に対する独身者の生存数の割合

年 齢	男	女
25	0.965	0.967
30	0.923	0.918
35	0.868	0.855
40	0.803	0.770
45	0.709	0.668
50	0.573	0.542

日本のばあいにおいても、男女共30歳頃までは独身者と有配偶者との間における差別死亡率も極めてわずかであり、それ以上の高年齢に進むに従い、かなり著しい開きをみせている。男と女のそれぞれの独身者、有配偶者死亡率は、西欧のばあいとは反対に女において差別死亡率が著しい。しかし、結婚年齢の算定の観察からする限り、日本のばあいにおいては30歳頃までの結婚率が極めて多く独身率が著しく低いため、上述のような高年齢における著しい差別死亡率の影響も著しく緩和されるものと予想できる。なおまたこの配偶関係別生命表の対象年次が1935年であることに注目を要しよう。というのは、この年次をふくむ第4回生命表(1935—39)にみられる如く、各回生命表中この生命表時期の平均寿命が最短(男、42.06歳、女43.20歳)であつて、もつとも劣つた死亡秩序を示しているのである。従つて、特に戦後における如く、一般死亡率の驚くべき低下改

4) John Hajnal, "The Marriage Boom", *Population Index*, Vol. 19, No. 2, April 1953. p. 83.

5) 第1節注12参照。

善を示すに至ると、上述の差別死亡率も著しく低減し、少くとも平均結婚年齢算定に対する影響は、西欧のそれと同様ほとんど無視しうるかと考えられる。

注) この差別死亡率が平均結婚年齢の算定にどの程度の影響を与えるかについての1つのテスト方法は、前掲の有配偶者に対する独身者の生残率の逆数を独身残率に乗じて、この調整独身残率から、平均結婚年齢を再計算して比較してみることである。試みに、差別死亡率のもつとも著しいと思われる前記 1935 年の配偶関係別死亡率にもとづいて作製された独身者、配偶者の生残率の割合の逆数によつて 1935 年及び 1955 年の平均結婚年齢を算定してみるとその結果は次の如くであつて、その差は極めて少い。従つて日

1935年		1955年	
未調整結婚年齢	調整結婚年齢	未調整結婚年齢	調整結婚年齢
22.88	22.82	24.74	24.79

本のばあいにおいてもこの差別死亡率の影響は無視して差支えないであらう。なお、本計算においては資料及び計算の便宜上、独身残率は 20 歳以上 5 歳階級について調整を加え、それぞれの年齢階級に対しては 25 歳、30 歳、35 歳、40 歳、45 歳、50 歳の生存率の割合の逆数を使用した。

そこで、次に Hajnal の方法に基づいて行つた日本人の平均結婚年齢 (Hajnal 氏はこれを *singulate mean age at marriage* とよんでいる) の計算結果を示してみよう⁶⁾ (次表ならびに第 1 図参照)。

6) 独身残率から平均結婚年齢を算出する方法は概念的にはきわめてかんたんである。生命表概念における「出生時における平均余命」と同様に、独身者の独身状態における生存年数の平均を求めればよい。参考事例によつてその方法を示しておこう。日本の 1955 年センサスから次表の如き 5 歳階級別の女子の独身残率がえられる。

年齢階級	独身率
15—19	98.2
20—24	66.1
25—29	20.2
30—34	8.0
35—39	4.0
40—44	2.4
45—49	1.7
50—54	1.3

100 人の女子 Cohort が各年齢において本表に示された独身割合で 50 歳に到達するものとする。第 2 の仮設は、15 歳と 50 歳の間に於いてこの Cohort の女子は一人も死亡しないということである。そこで問題は、この Cohort が 50 歳に達するまでに結婚する女子の平均初婚年齢を算定するということになる。それは次のようにして行われる。

(1) 45—49 歳までの独身残率を合計し、それを 5 倍する。

$$200.6 \times 5 = 1003$$

(2) 1500 を加える $+1500$

$$2503$$

(3) 45—49 及び 50—54 の独身残率の平均をとる。

$$\frac{1}{2} (1.7 + 1.3) = 1.5$$

(4) (3)の結果を 5 倍して (2) から差引く $1.5 \times 50 = 75$ $2503 - 75 = 2428$

(5) 100 から (3)の結果を差引く $100 - 1.5 = 98.5$

(6) (4)の結果を (5) で除する $2428 \div 98.5 = 24.65$ (歳)

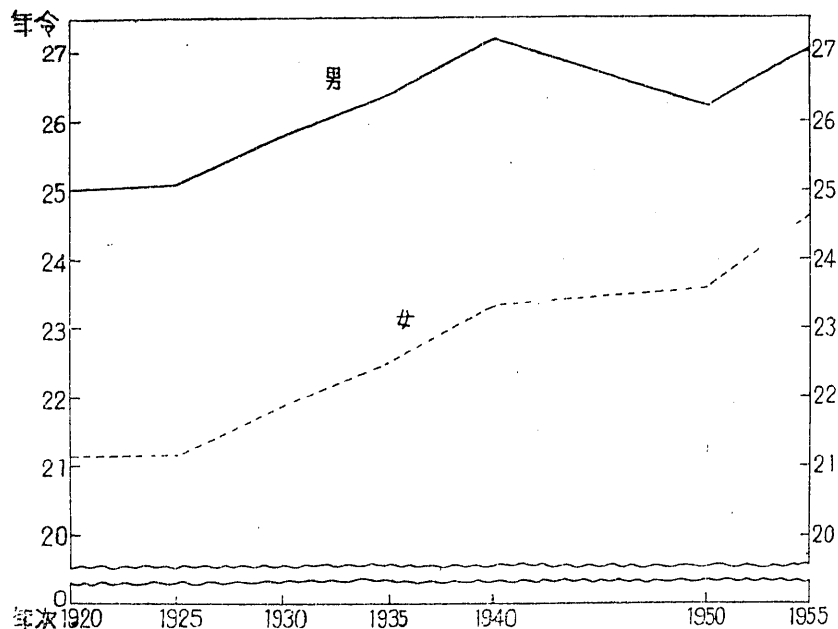
この方法の数学的 formula については、既掲、Hajnal 論文 131 頁参照。

第6表 日本における平均結婚年齢 1920—1955

性別	1920	1925	1930	1935	1940	1950	1955
男	25.04	25.10	25.79	26.39	27.20	26.23	27.02
百分比	100.00	100.24	103.00	105.39	108.63	104.75	107.91
女	21.17	21.18	21.82	22.51	23.33	23.61	24.65
百分比	100.00	100.05	103.07	106.33	110.20	111.53	116.44
年齢差	3.87	3.92	3.97	3.88	3.87	2.62	2.37
百分比	100.00	101.29	102.58	100.26	100.00	67.70	61.24

備考 独身残率は昭和 25 年国勢調査報告, 第 8 巻最終報告書ならびに昭和 30 年国勢調査報告書第 2 巻その一による。

第一図 Hajnal method による日本の平均結婚年齢 大正 9 年—昭和 30 年



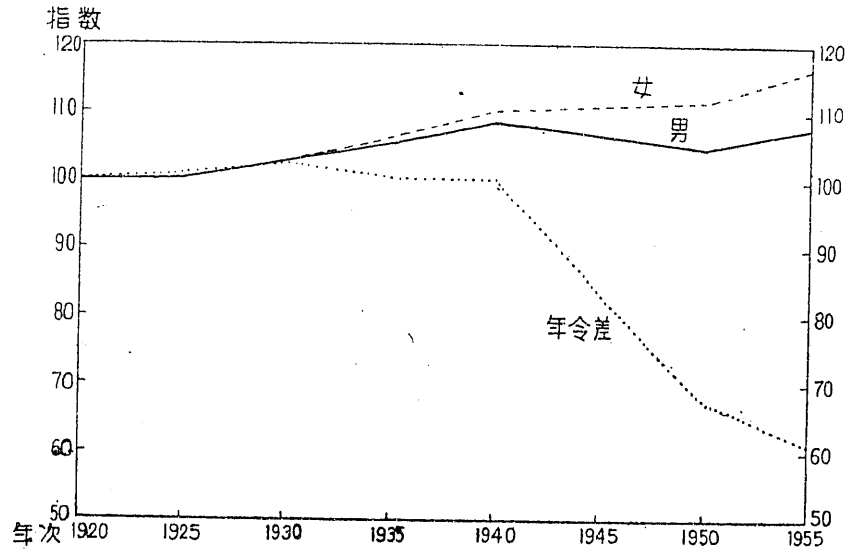
Hajnal 氏の計算方法については 前述同氏の “Age at Marriage……”, appendix III, Computation of Singulate Mean Age at Marriage, pp. 129—131. 参照.

本計算結果における 1 つの著しい事実は、女子の平均結婚年齢が 1920 年以来絶えず上昇を続け、戦後においても低下していないということである。ところが、他方において男子のそれは、戦前においては女子のばあいと同様上昇傾向を示していたが、戦後 1950 年において急激に低下している。しかし、もつとも、この男子の結婚年齢はその後 1955 年に至つてほとんど戦前の最高水準に回復を示している。

1920 年頃から始つたと思われる日本のいわゆる出生率の「近代的低下」は、またこのような女子の結婚年齢の不断の上昇という事実によつて部分的ではあるが説明されうるであろう。更にまた、戦争終了直後における日本の「結婚ブーム」が、男子の高い結婚年齢と女子の低い結婚年齢の組合せの下に進行していつたということに注目すべきであろう。

次に興味深い事実は、夫と妻の結婚年齢差の多少の縮少傾向が既に 1930 年においてみられたが、特に戦後において激しく縮少するに至つたということである。以上のような事実から、日本人の結

第2図 平均結婚年齢と夫妻年齢差の変動 大正9年—昭和30年基礎年次大正9年=100

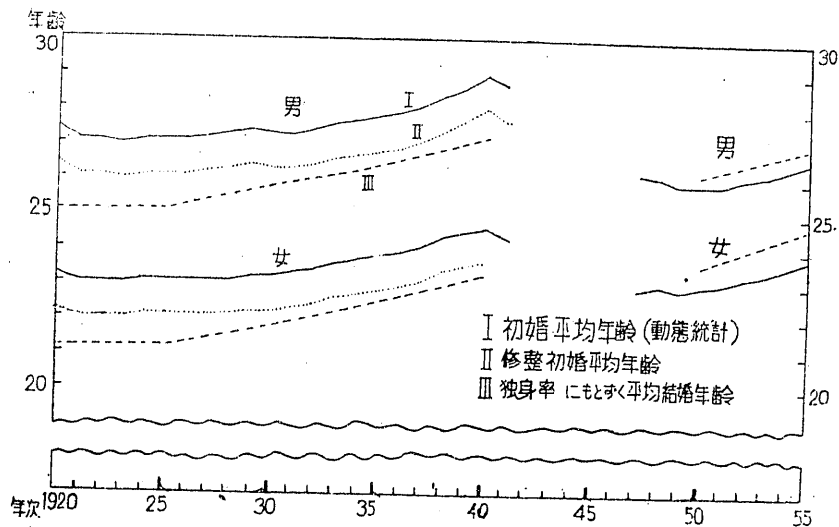


婚パターンに顕著な変化がおきつつあることを看取することができるのである。(第2図参照)

上述したような女子の結婚年齢上昇の原因の1つとして可婚年齢人口の性比のアンバランス⁷⁾をあげることができるであろう。しかし、基本的には日本のいわゆる近代化がその推進力であると思われるのであつて、特に戦後における精神的思想的基調の変化がこのような短期間における激しい変化を惹起せしめたと考えられる。今後において予想される近代化の前進は、このような結婚年齢の上昇傾向を緩慢な速度をもつて推進せしめていくことと思われる。

次の問題は、この新しい方法にもとづく結婚年齢と従来の動態統計における結婚年齢との間にどのような格差ないしは偏差が存在するかということである。第3図においては、動態統計上の結婚年齢と修整結婚年齢(戦前と戦後における結婚年齢算定方法の差異を考慮して修正したもの)をもあわせ示した。本図においてまず気付かれることは、戦前における動態統計の結婚年齢が常に新方

第3図 初婚平均年齢その修整結婚年齢と独身率にもとづく平均結婚年齢の比較 大正9年—昭和30年



註7) 拙著「日本の人口問題」, 東京, 厚文社, 昭和30年5月, 264—271頁参照。

式による結婚年齢よりも高いということである。修整結婚年齢も同様に新方式結婚年齢よりも高い。しかし、戦前の末期に接近するに従つてこの開差は著しく縮小するに至つている。以上の各種結婚年齢の比較から推測しうることは、Hajnal method による結婚年齢が予想外に事実に近いと思われることである。

ところが、戦後たとえば 1950 年においては反対に、Hajnal method による結婚年齢は動態統計の結婚年齢よりも高くなつてゐる。前にものべた如く、特定の年に挙式をしてその年に届出をした夫婦の結婚に関する限り、結婚年齢計算結果自体は正しいといえとしても、挙式した年に届出をしなかつた結婚がその年の結婚年齢の計算から除外され、全結婚数を包含していないという意味において不完全であるといわねばならないであろう。しかし、挙式年次以後の年次に届出された結婚数がどの程度結婚年齢に影響を及ぼすかはあきらかでない。

このような事情の一端を示すために、たとえば 1950 年における結婚届出の内容を示すと、総届出結婚数 715,081 件のうちこの年次に挙式をした結婚件数は 346,044 件で 48.4% を占め、前年の 1949 年に挙式をした結婚数は 275,374 件で 38.5%、1948 年の挙式は 47,091 件で 6.6% となつてゐる。総届出結婚件数の約 50% は 1950 年以前の年次の挙式であつて、それぞれの当該年次の結婚年齢の計算の対象から除外されていることになる。このような届出分布がノーマルであるとする、動態統計における結婚年齢の計算の対象となる結婚件数は実数より著しく少いものとなり、結婚年齢の計算になにほどこかの影響があるものと予想される。特に結婚頻度が短期間に著しく変動するというようなばあいにおいてそうである。戦争直後の数年間はこのような時期であつた。このような動態統計上の技術的欠陥を補整するためには、特定の年次に挙式をしたが、その年次に届出をせずその年次以降に届出をしたものをすべて包含して、現実にその特定年次に挙式をしたすべての結婚についての結婚年齢を再計算することが必要となるであろう。このことは、Hajnal 方式の結婚年齢の正確度を検証するに役立つであろう。

いずれにしても、日本の現状においては、このような統一方式による結婚年齢の算定は、その数値の正確度は一応別としても、少くとも日本の戦前戦後を通ずる結婚年齢変動の推移を観察するには好都合であろう。

女子の結婚年齢が次第に晩婚化の傾向を強め、25歳に接近しつつあることは、特に出生力の観点から重要な意義をもつものと考えられる。というのは、25歳というのは日本の年齢別特殊出生率においてもつとも高い出生力層の末端にあり、それ以降において低下を開始する年齢点であるからである。

第 4 節 結婚パターンの変動とその出生力に及ぼす影響の測定

前節において観測した平均結婚年齢の変化は当然に配偶関係別ならびにその年齢別構造にあらわれ、出生力に影響を及ぼす。Colin Clark と John Hajnal の両氏は、このような結婚年齢の出生力に及ぼす影響を測定しようとした。¹⁾ この研究は出生力を決定する有力な外的要因の研究として重要な意義をもつており、これまた筆者の出生力研究計画の一部を構成するものであるが、ここでは省略し、ただ結婚パターンの変化の出生力に及ぼす影響の測定に限定する。しかし、本研究の目的は、結婚パターンの変化の出生力に及ぼす影響についての試論的分析を行うことにあり、最終的な結論を出すことを目的とするものではない。

結婚パターンの変動はそれ自身また結婚年齢の変化の中に表現されるというように両者は相関的

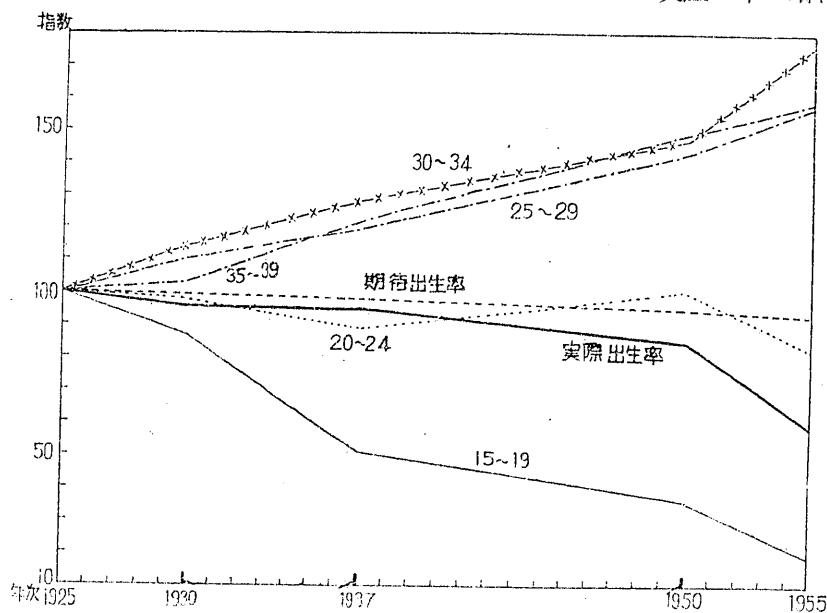
な関係にある。しかし、一般的にいつて結婚年齢の年次的変化はきわめてかんまんである。ところが、結婚パターンの構造的変化、たとえば有配偶人口の割合の変化は通常、より敏感により強度に表現される。この意味において、結婚パターンの出生力に及ぼす影響の測定は結婚年齢によるよりも容易であろう。

ここでまず必要とされる重要な仮設は、年齢別有配偶人口（特に女子）の絶対数ならびに有配偶人口（特に女子）の年齢構造の2箇の要素が出生力と密接な相関々係があるということである。更に必要な仮設は出生力自体が不変であるということ、いいかえれば妊孕能力という生物学的条件と産児調節という意識的コントロールの水準とが一定不変であるということである。便宜上ここでは1925年の母の年齢別特殊出生率を基準として採用し、これが不変であるとした。1920年のそれを採らず1925年をとつたのは、単純に後者の方がより正確であろうという想定による便宜上の理由によるものである。

以上のような前提条件の下に、まず総出生数を有配偶女子人口によつて除した特殊出生率—ここでは便宜上「**実際出生率**」と呼ぶ—、更に不変と前提された出生力の下に有配偶女子人口がもつと予想される総子供数を算定して、これを有配偶女子人口によつて除して「**期待出生率**」を算出す

第4図 5歳階級別有配偶女子人口の変動と「**実際出生率**」「**期待出生率**」の動向。

大正14年—昭和30年



る。計算の便宜上、有配偶女子人口の5歳階級別分類をもつて計算を行つた。これらの計算結果は第2表から第5表に示されている。第4図は、「**実際出生率**」及び「**期待出生率**」ならびに5歳階級別有配偶女子人口の百分比を示したものである。

有配偶女子人口の絶対数は、もつとも若い年齢階級である15—19、20—24才群を除いたすべての年齢階級において1925年以降増加し続けてきている。いいかえると、通常、出生力の低い高年齢の有配偶女子人口が著しく増加したということである。特に、30—34歳及び25—29歳階級の増加は著しく、それぞれ30年間に70%、50%の増加率を示している。この事実、は有配偶総女子人口に占める高年齢の有配偶女子人口の割合が増加し、また有配偶女子人口の平均年齢が上昇したことを示している。（第11表及び第12表参照）。

第8表 1925年の年齢別特殊出生率不変の仮定の下における有配偶女子人口の出生力に及ぼす影響

年齢階級	1925年特殊出生率	1930年			1937年		
		有配偶女子人口(1)	実際出生数(2)	期待出生数(3)	(1)	(2)	(3)
15—19	0.32544	329,232	101,501	107,145	194,326	64,031	63,241
20—24	0.34028	1,618,913	544,784	550,884	1,474,594	537,391	501,775
25—24	0.29658	2,045,609	586,533	606,687	2,222,568	670,671	659,169
30—34	0.25306	1,834,344	443,182	464,199	2,067,483	466,806	523,197
35—39	0.19609	1,527,012	282,329	299,432	1,082,873	315,956	353,525
40—44	0.08825	1,352,926	114,704	119,355	1,473,771	113,963	130,060
45—49	0.01258	1,194,731	12,068	15,030	1,212,397	11,916	15,252
合計		9,902,767	2,085,101	2,162,732	10,448,012	2,180,754	2,246,219

年齢群	1950			1955		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
15—19	138,174	56,339	44,967	74,000	25,213	24,083
20—24	1,660,651	625,056	565,086	1,373,900	469,067	467,511
25—29	2,660,382	794,569	789,016	2,929,900	691,407	868,950
30—34	2,368,007	496,445	599,248	2,831,400	372,205	716,514
35—39	2,208,120	278,897	432,990	2,349,100	138,170	460,635
40—44	1,874,062	31,987	165,386	2,107,000	33,056	185,943
45—49	1,558,743	4,214	1,961	1,736,300	1,572	21,843
合計	12,468,139	2,337,507	2,598,654	13,401,600	1,730,690	2,745,479

備考 有配偶女子人口は、昭和25年国勢調査報告第8巻最終報告書及び昭和30年国勢調査報告第2巻その一による。但し1937年は1935年及び1940年の平均をとつた。母の年齢別出生数及び年齢別特殊出生率は厚生省人口問題研究所「最近の人口に関する統計資料」昭和29.2.10.による。但し1955年は「昭和30年動態統計」第1巻による。

第9表 「実際出生率」と「期待出生率」

年次	実際出生率		期待出生率	
	出生率	百分比	出生率	百分比
1925	21.94	100.00	21.94	100.00
1930	21.05	95.94	21.84	99.54
1937	20.87	95.12	21.50	97.99
1950	18.75	85.46	20.84	94.99
1955	12.91	58.84	20.49	93.39

備考 第8表より算定。1925年の期待出生率は出発点として同年の実際出生率をとつた。

第10表 5歳階級別有配偶女子人口の推移(基礎年次1925年=100)

年齢階級	1925	1930	1937	1950	1955
15—19	100.0	86.5	51.1	36.3	19.4
20—24	100.0	97.9	89.2	100.4	83.1
25—29	100.0	110.2	119.7	143.3	157.8
30—34	100.0	114.1	123.6	147.3	176.1
35—39	100.0	103.1	121.7	149.1	158.6
40—44	100.0	100.7	109.6	139.4	156.8
45—49	100.0	100.7	102.2	131.4	149.0

備考 第2表より算定。

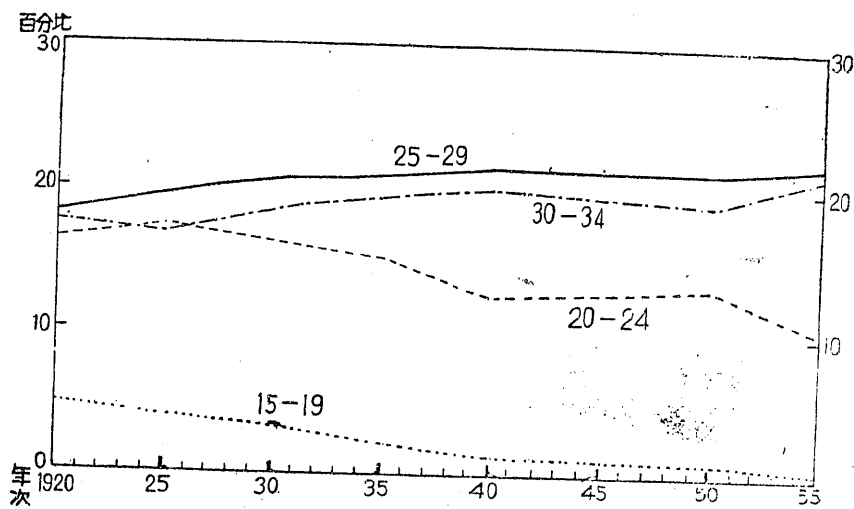
第11表 有配偶総女子人口（15—49）における5歳階級別百分比

年齢階級	1920	1925	1930	1935	1940	1950	1955
15—19	4.88	4.00	3.32	2.28	1.44	1.10	0.55
20—24	16.43	17.39	16.35	15.55	12.72	13.32	10.25
25—29	18.11	19.52	20.66	20.96	21.57	21.34	21.86
30—34	17.54	16.91	18.52	19.48	20.08	18.99	21.13
35—39	16.57	15.57	15.42	16.70	17.80	17.71	17.53
40—44	14.97	14.13	13.66	13.42	14.77	15.03	15.72
45—49	11.49	12.47	12.06	11.61	11.59	12.50	12.96
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

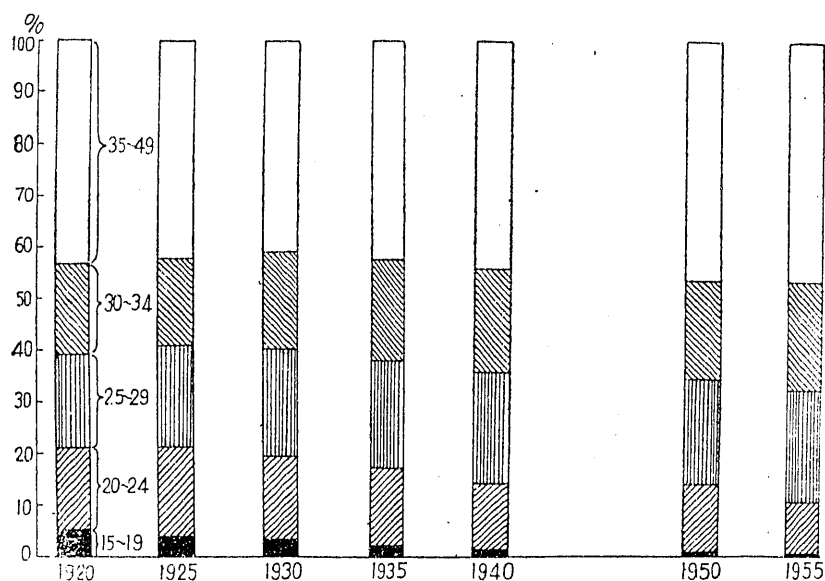
第12表 有配偶女子人口の平均年齢

年次	平均年齢	年増減率（年）
1920	33.27	
1925	33.25	-0.004
1930	33.28	+0.006
1937	33.76	+0.068
1950	34.20	+0.034
1955	34.69	+0.098

第5図 有配偶女子人口に占める特定5歳階級有配偶女子人口の百分比
大正9年—昭和30年



第7図 5歳階級別有配偶女子人口百分比. 大正9年—昭和30年



備考 平均年齢は、単純に5歳階級人口に中間年齢を乗じてその計を人口数によつて除してえたものである（たとえば、(15—19有配偶女子人口数) × 17.5 ÷ (15—19有配偶女子人口数) = 平均年齢）。1937年の有配偶女子人口は1935年と1940年の平均である。

他方において、20—24歳階級女子有配偶人口数は1950年において著しく増加したが、5年後には著しく減少した。従つて、この階級人口の顕著な減少は出生率の減退に貢献したように思われる。

第5図及び第6図ならびに第11表の示しているように、25—29歳階級の有配偶女子人口の占める割合はいずれのcensus年次においても最高比率を示している。しかし、増加率の点からみると、30—34歳階級が常に最高率を示しており、特に最後の5年間に、第4表の示している如く著しかった。また、35—39歳の高年齢階級は特に1937年以降著しい増加—25—29歳階級のそれより高率—を示しているが、この事実は最後の20年間における出生率低下の加速化を説明するにたるものと思われる。

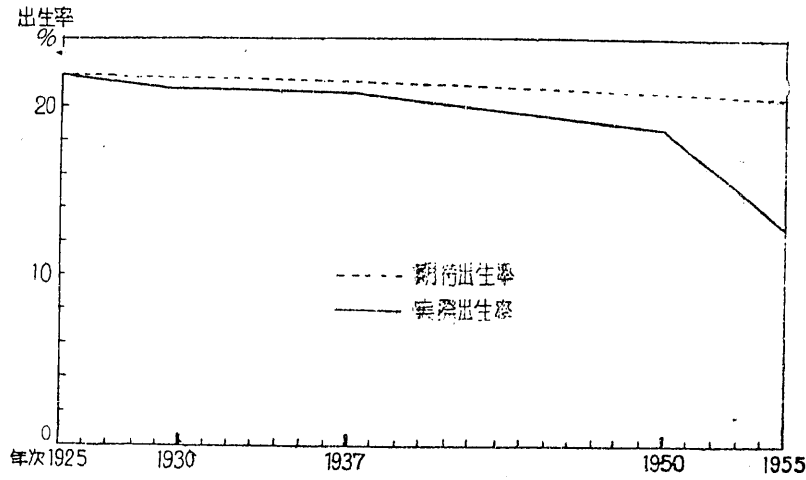
さて、上述の諸計算によつて、有配偶関係の変化の結果として「期待出生率」は、1937年から1950年の期間に3%低下し、また1950年から1955年の5年間約2%の低下を示している。正確にいうと、この低下率はそれぞれ年0.24%、0.34%となる。

このような「期待出生率」の低下傾向にほぼ順応して有配偶女子人口の平均年齢は上昇している。いかえるならば、女子の有配偶構造は、平均年齢をかんまん上昇せしめ、また出生率の低下をもたらすような方向に推移していつたといふことができるであろう（第12表参照）。

しかし、このような有配偶の構造的変化が出生力に及ぼす影響は、予想外に小さいように思われる。第7図が示している如く、「実際出生率」は1937年以降、そして特に最後の5年間に激しい低下を示している。低下の割合は、1937年から1950年までの期間は10%余、1950年から1955年の5年間においては32%という高率を示している。従つて、一応次のように結論するであろう。有配偶女子人口という範疇内で表現された結婚形態の変化が出生力に及ぼす影響は極めて小さい。しかし、他方において、有配偶女子人口の性格を想起すべき必要があるであろう。というのは、この人口集団には非常に多くの異なつた世代の集団を包含しており、また初婚及び再婚を含んでいるからである。たとえ結婚パターンが変動したとしてもその出生力に及ぼす影響は通常著しく少いと

第7図 「実際出生率」と「期待出生率」の推移比較

—大正14年—昭和30年—



第13表 有配偶女子の年齢別出生力不変の仮定の下における結婚リスク変動 (synthetic cohort における独身残率より算定) の出生力に及ぼす影響

年齢階級	1925年母の年齢別特殊出生率 (1)	1925年		1930年		1935年	
		前5年間に於ける結婚risk (2)	(1)×(2) (3)	(2)	(3)	(2)	(3)
15—19	0.32544	14.1	4.58870	10.7	3.48221	7.5	2.44080
20—24	0.34028	52.7	17.93276	48.2	16.40150	44.5	15.14246
25—29	0.29658	23.6	6.99929	21.2	6.28750	26.6	7.88903
30—34	0.25306	5.7	1.44244	4.1	1.03755	4.4	1.11346
35—39	0.19609	1.8	0.35296	1.1	0.21570	1.3	0.25492
40—44	0.08825	0.8	0.07060	0.5	0.04413	0.6	0.05275
45—49	0.01258	0.3	0.00377	0.3	0.00377	0.3	0.00377
合計			31.39052 = 100		27.47236 = 87.52		26.89739 = 85.69

年齢階級	1940		1945		1950		1955	
	(2)	(3)	(2)	(3)	(2)	(3)	(2)	(3)
15—19	4.3	1.39939	3.8	1.23667	3.4	1.10650	1.8	0.58579
20—24	39.0	13.27092	41.3	14.05356	40.9	13.91745	30.5	10.37854
25—29	31.3	9.28295	39.1	11.59628	39.2	11.62594	35.1	10.40996
30—34	5.9	1.49305	8.0	2.02448	8.7	2.20162	7.2	1.82203
35—39	1.1	0.21570	2.2	0.43140	2.5	0.49023	1.7	0.33335
40—44	0.4	0.03530	0.9	0.07943	1.0	0.08825	0.6	0.05295
45—49	0.2	0.00252	0.4	0.00503	0.5	0.00629	0.3	0.00377
合計		25.69983 = 81.87		29.42685 = 93.74		29.43628 = 93.77		23.58639 = 75.14

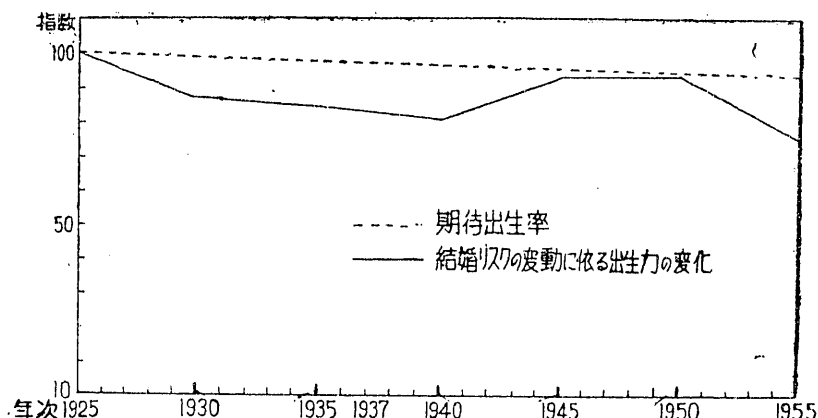
備考 1945年及び1950年における結婚 Risk の算定に必要な1945年の5歳階級独身残率は次の formula によつて推計した。

$${}_5S_{5x}(t+5) = 0.5 [{}_5S_{5x}(t) + {}_5S_{5x}(t+10)]$$

予想され、またその影響はかなり長い期間を通じて漸次的に稀釋化されていくと考えられる。

一般に、いわゆる有配偶人口は、それが多くの異なつた結婚パターンの類型、たとえば結婚年次を等しくない集団や出生に対して異なつた behavioral attitude をもつた集団或は初婚や再婚を

第8図 有配偶女子人口と結婚リスクの出生力に及ぼす影響の比較
(基準年次 1925年=100)



備考 第9表及び第13表より作製

含んでいるという非常に複雑な集団であつて、殆んど単一の同質的な結婚パターンをもつていてと考えられる特定年次の均質的初婚集団と対照して、複数の異質集団とすることができよう。

これらの両集団が我々の作業にとつてどのようなちがひをもつていのかについて素描を加えてみよう。初婚のパターンの変動は、それぞれの synthetic cohort における独身の割合にもとづく結婚の risk としてあらわすことが可能である(第7, 9, 10及び11表参照)。第8図は明瞭に、初婚の頻度は有配偶女子人口の変動よりもはるかに強い影響を与えることを示している。

第14表 15—49歳の有配偶女子人口の平均年齢と平均結婚年齢(Hajnal方式)

	1920	25	30	35	37	40	50	55
平均結婚年齢	21.17	21.18	21.82	22.51	—	23.33	23.61	24.65
指数	100.00	100.06	103.07	106.34	—	110.24	111.54	116.46
平均年齢	33.27	33.25	33.28	—	33.76	—	34.20	34.69
指数	100.00	99.99	100.03	—	101.47	—	102.80	104.27

上述のような2箇の範疇の結婚集団が出生力に及ぼす影響の異なつた特質は、第7表にみられる如く、年齢のパターンの中にもみられる。有配偶女子人口からえられる平均年齢の上昇は、Hajnal method によつてえられる平均結婚年齢よりもはるかにかんまんである。

第5節 若干の結論

有配偶女子人口の見地から出生力に及ぼす影響を観察する限り、その影響は極めてかんまんであり、微弱であるように思われる。しかし、このばあい見逃してはならない1つの重要な事実がある。それは、結婚のリスクやまた平均初婚年齢に結婚パターンの急激な変化があらわれ始めたということと、それは、加速化されて有配偶女子人口の中に蓄積されることが予想されるという点である。このような変動の結果として、出生力に及ぼす影響は、有配偶女子人口が、今日までにみられた結婚パターンとは異なつた新しいパターンで満されるに至つた時において、大きくあらわれてくることが予想される。

他方において、日本の結婚パターンの出生力に及ぼす影響の分析に際して特に考慮を要すべき点

が2つある。第1点は25—29歳の女子人口の独身残率が西欧諸国にみられる40%ないしは50%というような高水準に達することは殆んど予期しがたいということである。30—34歳階級の独身残率でさえ、1955年においてもなお10%以下であり、35—39歳階級のそれは西欧諸国の10%余に比較してわずかに3%ないし4%にすぎない。

第2の点は、女子の結婚年齢（我々の計算によるものであることはいままでもない）は上昇しつづけて、すでにほとんど西欧水準に到達しているということである。すなわち、女子の平均結婚年齢は1955年において24.6年であり、これは1935年および1945年のLuxemburgのそれに等しいし、また1946年のNetherlandsやNorwayのそれに非常に接近している。さらにまた、1945年のCzechoslovakiaやDenmarkのそれよりも高い。¹⁾従つて、女子の結婚年齢がこの水準を超えて著しく上昇するとは考えられがたい。

さらにまた、結婚のriskにおける年齢構造は次の2点をあきらかにしているように思われる。第1は20—24歳階級のそれが1955年において、1925年以降の最低水準に到達したということであり、第2は25—29歳及び30—34歳階級のそれが戦前における最高水準よりも高い水準を示し始めるに至つたということである。しかし、戦争直後の数年間においてみられた結婚ブームを反映していると思われる1950年の水準よりは低い（第8表参照）。

他方において20—24歳及び25—29歳階級の結婚のriskは、結婚ブームがすでに過ぎ去つた1955年には急激な低下を示した。20—29歳の期間に女子人口の70%以上が結婚してしまうという強力な伝統をもつている日本の結婚慣習が急激に構造的な変動を示すことは期待しがたい。このように、外見的には可能性のないにもかかわらず、1955年の数字は極めて低い結婚頻度水準を示している。もし、大部分の女子が20歳ないし29歳の間—このことはもつとも可能性のある傾向とみられる、というのはそれより高い年齢階級、たとえば30歳ないし34歳階級になるとその結婚のリスクは1955年においてさえもわずか7%にすぎない—において結婚し、それが約60%—1955年の割合—の水準を維持していくものと想定すると、結婚riskの増加は、25歳ないし29歳階級の結婚リスクの増大と、20歳ないし24歳階級のその減少という相反的な形態をもつて行われるものと予想される。このような結果として、当然に、平均結婚年齢は上昇して出生力の低下に貢献することとなるであろう。

第15表 Synthetic cohort における独身残率による結婚のrisk

年齢階級	1925	30	35	40	45*	50*	55
15—19	14.1	10.7	7.5	4.3	3.8	3.4	1.8
20—24	52.7	48.2	44.5	39.0	41.3	40.9	30.5
25—29	23.6	21.2	26.6	31.3	39.1	39.2	35.1
30—34	5.7	4.1	4.4	5.9	8.0	8.7	7.2
35—39	1.8	1.1	1.3	1.1	2.2	2.5	1.7
40—44	0.8	0.5	0.6	0.4	0.9	1.0	0.6
45—49	0.3	0.3	0.3	0.2	0.4	0.5	0.3

備考 センサス資料より算定。数字は、10—14歳の年齢階級の100のcohortのうち各5年間に結婚していく者の数を示したものである。

* 1945年及び1950年の数字は1945年の独身残率を推計してえたものである。

以上のような結婚パターンの変動が出生力に及ぼす影響の度合は、今日においては過去における

1) Hajnal, J., "Age at marriage……", *Population Studies*, Vol. VII, No. 2, Nov. 1953, p. 119.

よりも大きいことが予想されるところでも、現実的には比較的小さいようである。

このような事態を1つの単純な例証によつて示してみよう(第16表)。たとえば、20—24歳階級の結婚 risk が3分の1に減少し、25—29歳階級のそれが60%増加したとするならば、そのばあい両年齢階級の結婚 risk の合計は、1955年と同じ水準の65%にとどまる。このばあい、結婚パターンの変化の出生力に及ぼす影響の度合はわずかに10%余である。ところが、他方において、両年齢階級の結婚 risk が半分に減少したばあい—これは実現の可能性のあまり予想されないばあいである—、たとえ出生力自体がなんら低減しなくても、結婚 risk の変動のみの結果として、出生力は約半分に低下することとなる(これは仮設第2のばあいである)。

第16表 結婚 risk 変動が出生力に及ぼす仮設例

年齢階級	1955年の結婚 risk	基準出生率	仮設第1		仮設第2	
			結婚 risk	特殊出生率	結婚 risk	特殊出生率
20—24	30.5	10.37785	10	3.40280	15	5.10420
25—29	35.1	10.40996	55	14.82900	17.5	5.19015
合計	65.6	20.78850	65	18.23180	32.5	10.29435
指数		100.00		87.70		49.52

備考 仮設第1は、この人口階級の結婚 risk の合計が1955年と同水準にあつて変化しないが、それぞれの階級の結婚 risk のみを変動するとしたばあいである。仮設第2は、それぞれの年齢階級の結婚 risk が1955年の半分に低減したばあいである。基準出生率としては、1925年の母の年齢別特殊出生率を採つた。

第17表 「実際出生率」と「期待出生率」の低下率比較

	1930	1937	1950	1955
実際出生率(a)	4.01	4.88	14.54	41.16
期待出生率(b)	4.56	2.01	5.01	6.61
(b) ÷ (a)	11.5	41.2	34.5	16.1

備考 各出生率の値はそれぞれ1925年に対する低下割合を示す。

「実際出生率」の低下がそんなにはげしくない時期においては、結婚パターン変動の出生率に対する役割は比較的大きいと考えられる。しかし、「実際出生率」自体が出生率の低下に対して著しい貢献をしてきている今日の日本においては、結婚パターンの出生率低下に対する貢献は著しくない。といつて、このことは、日本における結婚パターンの変動が出生率低下の一因として効果をもっていないということではなくて、むしろ「実際出生率」の低下があまりにもはげしいため、結婚パターンの影響度を稀薄化してしまつていゝことを意味する。日本のような、短期間に出生率がこれ程激しく変動したという経験は世界に類例がほとんどみられないのである。

戦争による経済的破壊、そして全国民的な極端な生活の窮乏は一所得や富の不平等化が近年において再び顕現し始めたが一不可避的に社会構造の drastic な変動をもたらし、それは出生に対する態度の変化—避妊手段の急激な普及や驚くべき多数の墮胎—やまた結婚に対する態度に典型的にあらわれるに至つたように思われる。

出生力に関する限り、結婚パターン変動の貢献は、いわゆる産児調節ほどには効果的ではない。しかし、産児調節による出生率低下は停滞状態を示し始め、ある意味で限度に接近しつつあると思

われる若干の節がある。極めて低いコンスタントな出生水準が達成されるに至つたとき、結婚パターンの変動は、従来にみられなかつた重要な役割を演ずるに至ることが予想される。しかし、このような結婚パターンの強力な新しい役割が近い将来において始まるとは予想しがたい。この点に関しては、2箇の理由をあげることができるであろう。第1の理由は、有配偶女子人口の大部分が、西欧水準の高独身残率や晩婚という新しいパターンの結婚で構成されるに至るまでにはなお相当の期間を必要とするであろうということである。第2の理由は、少くとも当分の間は、20—24歳の期間における結婚の減少と他方においては25—29歳の年齢における結婚の増加という過渡期的な結婚パターンが行われていくであろうということである。

最後に、単に、20—24歳階級及び25—29歳階級の2箇の5歳階級における独身残率の観点から、西欧ならびに欧洲系諸国との関連において日本の結婚パターンの現段階について言及しておこう。

1950年頃における若干の一部欧洲諸国の女子の独身残率は、20—24歳階級では約60%、25—29歳階級では約30%であつた。Australia, New Zealand及び合衆国の平均独身残率はそれぞれ50, 20であつた。1950年における日本のそれは、欧洲諸国のそれよりもなお低水準にあり、特に25—29歳階級のそれは欧洲諸国の水準の2倍の高さにあつた。1955年には、この日本の独身残率は急激に上昇し、1950年の欧洲諸国の独身残率構造にほとんど到達するに至つた(第18表参照)。

しかし、銘記すべき1つの事実は、欧洲諸国に一般にみられる高年齢階級の高い独身残率水準は、日本では少くとも近い将来においては実現の見込が極めて薄いということである。

第18表 日本ならびに若干の諸国における20—24, 25—29歳階級の女子人口の独身残率

年齢階級	欧洲諸国 *	オーストラリア, ニュー ジーランド, 合衆国 **	日 本 ***	
			1950	1955
20—24	63	49	55	66
25—29	29	20	15	20

備考

* デンマーク (1945), フランス (1949), グレート・ブリテン (1951), オランダ (1951), ノールウェー (1946), スイス (1950), スウェーデン (1945) の欧洲7ヶ国の平均独身残率。

** オーストラリア (1947), ニュージーランド (1945), 合衆国 (1951) の3ヶ国の平均独身残率。

*** 各センサス報告による。但し1955年は1%抽出センサス報告第2巻その一。

* 及び ** については Hajnal, "The Marriage Boom", The Population Index 19(2), April 1953, p. 83. 参照。

日本の社会構造の著しい変革は、特に戦争終了以降進行してきており、その不可避結果の1つとして結婚パターンもまた変化してきている。しかし、生涯結婚しないものの割合が、欧洲諸国にみられるような高水準に達することは期待しがたい。ここに、日本の社会構造にあまりにも深く根をおろした結婚慣習の性格認識の必要性をみいだすのである。

参考文献

Whelpton, P. K.

- 1) "Birth Rate Trends and Child Welfare", Annals of the American Academy of Politics and Social Science, Nov. 1940, pp. 24—31.
- 2) "Reproductive Rates Adjusted for Age, Parity, Fecundity, and Marriage", Journal of the American Statistical Association, 41 (236), Dec. 1946, pp. 501—516.

- 3) Cohort Fertility: Native White Women in the United States, Princeton, N. J., Princeton University Press, 1954.

Hajnal, J.

- 4) "Aspects of Recent Trends in Marriage in England and Wales", Population Studies, 1 (1), June 1947, pp. 72—98.
- 5) "The Analysis of Birth Statistics in the Light of the Recent International Recovery of the Birth Rate", Population Studies, 1 (2), Sept. 1947, pp. 137—164.
- 6) "The Estimation of Total Family Size of Occupation Groups from the Distribution of Birth by Order and Duration of Marriage", Population Studies, 2 (3), Dec. 1948, pp. 305—317.
- 7) "The Analysis of Birth Statistics, 1939—1943", in Great Britain. Royal Commission on Population. Reports and Selected Papers of the Statistics Committee. Papers of the Royal Commission on Population, Vol. II. London, H. M. Stationery Office, 1950, pp. 134—137.
- 8) "Births, Marriages, and Reproductivity, England and Wales, 1938—1947"; Notes on Computation. pp. 303—422. in the preceding Papers of the Royal Commission on Population.
- 9) "Rates of Dissolution of Marriages in England and Wales, 1938—1939", pp.178—187. in the preceding Papers of the Royal Commission on Population."
- 10) "The Marriage Boom", Population Index, 19 (2), April 1953. pp. 80—101.
- 11) "Differential Changes in Marriage Patterns", American Sociological Review, 19 (2), April 1954, pp. 148—154.
- 12) "Analysis of Changes in the Marriage Pattern by Economic Groups", American Sociological Review, 19 (3), pp. 295—302. June 1954.

Clark, C.,

- 13) "Age at Marriage and Marital Fertility", Population Studies, Vol. II, No. 4, March 1949, pp. 413—426.

Henry, L.,

- 14) Fécondité des mariages.—Nouvelle méthode de mesure, L' I. N. E. D., 1953, 180 p.

Szulc, S.,

- 15) L' Influence de l'age des femmes au moment de la conclusion du mariage sur la fertilité et la natalité", Congrès International de la Population, 5, Paris 1937, pp. 133—147.

Agarwala, S. N.,

- 16) "The Age at Marriage in India", Population Index, Vol. 23, No. 2, April 1957, pp. 96—107.