

調 査 研 究

結婚と妊娠にいたる過程に含まれる いくつかの時間分布について

大 谷 憲 司

I. はじめに

日本においては、毎年その年に結婚した者について人口動態統計から計算されている平均結婚年齢が男女ともに年々上昇を示しており、なぜそのような上昇が生ずるのかということが問題となっている¹⁾。ある年の平均結婚年齢は、各出生コウホートの大きさによっても影響される。このようなコウホートサイズに基づくバイアスに対しては、いくつかの対処方法²⁾があるが、ここでは出生コウホートごとに結婚の動向を観察することにする³⁾。本研究では、単に結婚の時期のみならず、結婚にいたる過程のタイミングについても考察する。人は、いろいろな人々との出会いの中から、結婚の決意(婚約)を経て結婚にいたる。結婚が成立するまでの過程において、それぞれの事象の間には時間の経過がある。出生から結婚相手との出会いまでの時間、出会いから婚約(結婚の決意)までの時間、婚約から結婚までの時間、それぞれの要素を出生コウホートごとに検討することによって、出生コウホートの結婚年齢の推移をよりの確に把握できるであろう。本研究においては、まず、1987年に厚生省人口問題研究所によって実施された第9次出産力調査夫婦調査⁴⁾のデータによって、50歳未満の有配偶女子の結婚年齢、現在の夫と知り合った時の年齢(以後、知り合い年齢と呼ぶ)、知り合ってから婚約までに経過した時間(以後、婚約前交際期間と呼ぶ)および婚約から結婚までの期間(以後、婚約期間と呼ぶ)について単変量的および多変量的に検討する。

周知のように、日本では結婚後短い期間に2人程度の小数のこどもを生んで生み終えるという bunched birth pattern が定着してきたが、こどもを全くもたないものは現在でも小数である⁵⁾。したがって、妊娠の時期に関しては、ほとんどの夫婦においてすでに結婚以前からある程度のプランが

1) 人口問題審議会編、『日本の人口・日本の家族』、東洋経済新報社、1988年、pp.26-28 参照。

2) 小林和正、「わが国戦後の初婚率と初婚年齢」、『人口学研究』、第2号、1979年、pp.11-17、伊藤達也・山本千鶴子、「結婚数の将来推計(試算)、附、日本人女子の初婚表:1970」、『人口問題研究』、第141号、1977年、pp.40-52 など参照。

3) 渡邊吉利、「日本人女子コウホートのライフコース——結婚年齢と出産年齢の差異を中心に——」、『人口問題研究』、第183号、1987年、pp.23-33 は、日本人女子について、1900年頃および1930年頃の出生コウホートに関してその結婚年齢分布を検討している。

4) 第9次出産力調査夫婦調査については、厚生省人口問題研究所(阿藤誠、中野英子、大谷憲司、金子隆一、三田房美)、『昭和62年 第9次出産力調査(結婚と出産に関する全国調査) 第1報告書 日本人の結婚と出産』、調査研究報告資料、1988年、参照。

5) 第9次出産力調査夫婦調査の結果によれば、結婚持続期間15-19年の夫婦の中で子供がいらないのは3%にすぎない。

存在するものと予想される。また、最近の結婚コウホートにおいては、結婚前の妊娠が増加していることが、同じ第9次出産力調査の結果において報告されている⁶⁾。そこで、本稿では、婚約から最初の妊娠までの期間（以後、第1妊娠待ち時間と呼ぶ）についても検討する。

結婚および妊娠にいたる過程に存在する諸事象間の時間分布を多変量的に比較した後で、最後の部分においては、結婚年齢、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間などのそれぞれ分布について具体的な曲線のあてはめを試みる。前半部分において、それぞれの分布に対して大きな影響力を持つと判断された要因の差に起因する分布の変化が、小数のパラメータによってどの様に効率的に記述されうるかが検討される。

II. 分析結果

1. データ

第9次出産力調査は、50歳未満の有配偶女子を対象とする夫婦調査と18歳以上35歳未満の独身男女を対象とする独身者調査から成り立っている。本来、結婚およびそれに関連する事象のタイミングの研究においては、それらの事象を経験していない者を含んだサンプルによって行うことが望ましい。筆者は、夫婦調査と独身者調査のデータから、18歳から34歳の独身者を含む男女について結婚確率に関する分析を行ったことがある⁷⁾。ここでの報告では、古い出生コウホートを分析対象とするため、また、知り合い年齢、婚約時期などに関する情報が独身者調査に含まれていないこともあって、分析対象は夫婦調査で対象となっている50歳未満の有配偶女子（再婚者を除く）に限られている。未婚者が除かれているばかりでなく、本人の死亡、離死別などによって情報の得られない者についても除かれているので注意が必要である。

2. 出生コウホート別の結婚年齢：見合い・恋愛を中心とした単変量的比較

結婚した者に限った場合にも出生コウホートによる結婚年齢の顕著な上昇は見られるのであろうか？1955年までに生まれた調査対象者を出生年によって6グループ（1937～40年，1941～43年，1944～46年，1947～49年，1950～52年，1953～55年）に分類し、それぞれの結婚年齢の四分位数、四分位偏差およびMantel-Haenszel推定値⁸⁾を見てみよう（表1）。センサリングのないデータではあるが、年齢上の結婚累積分布の比較を

表1：出生コウホート別結婚年齢四分位数，四分位偏差とMantel-Haenszel推定値，1937～1955：9 N F S

出生年	標本数	第1四分位	中位数	第3四分位	四分位偏差	Mantel-Haenszel推定値
1937～1940	1,007	22.01	23.89	25.70	3.69	1.00
1941～1943	1,026	22.32	24.07	25.97	3.65	0.90
1944～1946	951	22.22	24.06	25.83	3.61	0.96
1947～1949	1,362	22.51	24.14	26.01	3.50	0.89
1950～1952	1,273	22.46	24.13	26.07	3.61	0.94
1953～1955	1,082	22.47	24.20	26.10	3.64	0.95

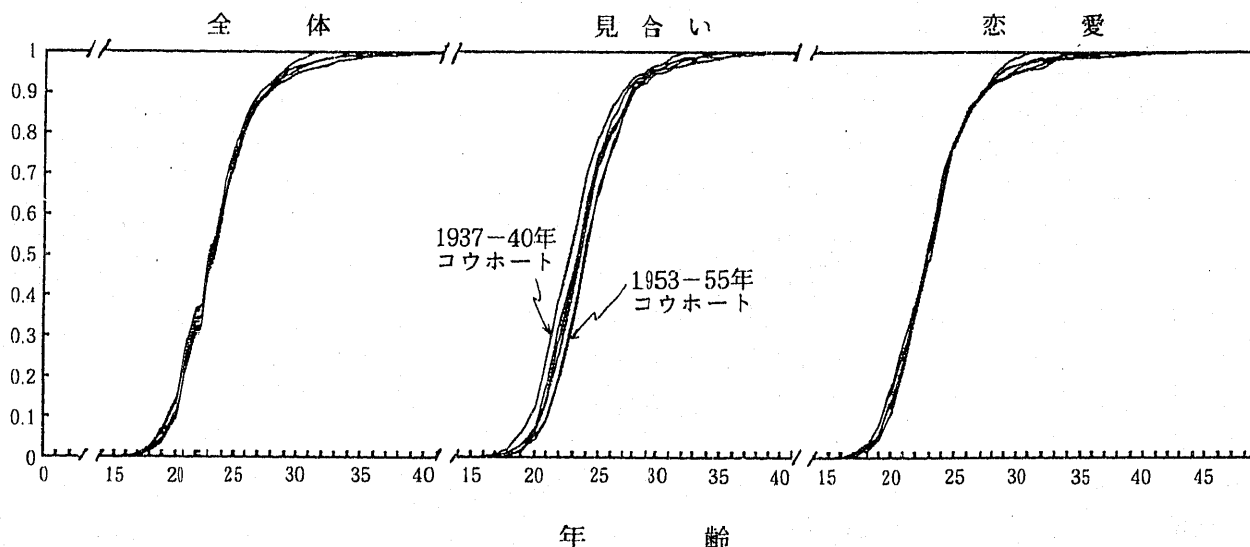
log rank test $\chi^2(5) = 9.95, p = 0.0768$

6) 厚生省人口問題研究所，前掲（注4），「日本人の結婚と出産」，p.51.

7) 大谷憲司，「初婚確率と第1子出生確率のProportional Hazards Model分析」，『人口問題研究』，第45巻第2号，1989年，pp.46-50.

8) Mantel-Haenszel推定値は，各時点における事象生起の相対危険率を代表するひとつの指標である。N. Mantel and W. Haenszel, "Statistical Aspects of the Analysis of Data from Retrospective Disease", *Journal of the National Cancer Institute*, Vol.22, No.4, 1959, pp.719-748 参照.

図1 出生コウホート別結婚年齢累積分布：第9次出産力調査（9 NFS）



log rank test⁹⁾によって行くと、これらのコウホート間に結婚スケジュールの差のないことがわかる（図1）。しかし、この比較を見合い結婚と恋愛結婚についてそれぞれ行くと（表2および図1）、見合い結婚では、コウホートが新しくなることに伴う結婚遅れの進行が観察されるのに対して、恋愛結婚では、コウホートに関する限り系統的な変化は見られない。

この見合い結婚と恋愛結婚におけるコウホートによる結婚年齢の変化の違いの背景には、結婚に対する意識の変化が存在すると考えられる。すなわち、結婚する意志のある者のなかでも次の3種類の考えがありうる。

1. ある年齢（世間一般で適齢期といわれる年齢）を過ぎるまでには、見合いであれ、恋愛であれ結婚したい。
2. 恋愛であるならば早く結婚

表2：出生コウホート別結婚年齢四分位数，四分位偏差と Mantel-Haenszel 推定値，1937～1955：見合いと恋愛について，9 NFS

出生年	標本数	第1四分位	中位数	第3四分位	四分位偏差	Mantel-Haenszel 推定値
見合い						
1937～1940	490	22.05	23.72	25.53	3.48	1.00
1941～1943	434	22.51	24.26	26.14	3.63	0.83
1944～1946	363	22.74	24.31	26.01	3.27	0.88
1947～1949	443	23.00	24.51	26.36	3.37	0.78
1950～1952	387	23.35	24.77	26.80	3.45	0.74
1953～1955	302	23.43	24.91	26.87	3.44	0.74
log rank test		$\chi^2(5) = 28.57, p = 0.0000$				
恋愛						
1937～1940	495	21.98	24.11	25.85	3.87	1.00
1941～1943	569	22.18	23.93	25.84	3.65	0.97
1944～1946	565	21.76	23.85	25.68	3.92	1.05
1947～1949	886	22.31	23.94	25.82	3.51	0.99
1950～1952	860	22.16	23.80	25.67	3.52	1.07
1953～1955	758	22.18	23.89	25.85	3.67	1.08
log rank test		$\chi^2(5) = 6.96, p = 0.2240$				

9) 複数の事象生起危険率分布を比較して、その間に統計的な有意差があるかどうかを判断するひとつの方法。R. G. Miller, *Survival Analysis*, New York, John Wiley and Sons, pp.114-117 参照。ここでの計算は、SAS の SURVDIFF が用いられた。

してもよいが、恋愛でなければ無理に結婚を急ぐ必要はない。

3. たとえ恋愛関係が生じたとしても、自分のキャリアなどをつけることがまず大切であるから、いづれ結婚するものの早く結婚するつもりはない。

最初の考えが広範に持たれている場合には、当然結婚年齢中位数は低く、また、見合いに対する許容度も高いために、見合いの割合も相対的に高いであろうと予想される。1の考えに変わって、2の考えが支持を得るようになれば、無理に見合いによって適齢期までに結婚する傾向が弱くなり、見合いの割合が次第に減少するようになる。また、その結果、従来、多くの見合い選好者が適齢期までに結婚していたのに対し、見合いの時期がそれまでより遅くなり、見合い結婚者が相手と知り合ったときの年齢も従来より高くなる。それに対し、恋愛結婚では知り合い年齢や結婚年齢にあまり大きな変化は生じないと考えられる。さらに、3の考えを持つ者が増えると、恋愛結婚においても結婚年齢が上昇することは明かである。この場合に、恋愛結婚の知り合い年齢も上昇するか否かはいくつかの要素に依存するであろう。もし、知り合い年齢に変化があまりないとすれば、当然、知り合ってから結婚するまでの期間が増大することが予想される。また、知り合ってから結婚までの期間が長くなると、その間にその恋愛関係が崩れて結婚にいたる前に解消する確率も高くなるであろう。その場合、再び新たな恋愛関係が待たれることになるので、多くの場合、知り合い年齢も上昇することになるであろう。積極的に恋愛関係を求めた活動が行われなければ、知り合う時の年齢が上昇することはあきらかである。すなわち、3の場合には、知り合い年齢も知り合いから結婚までの期間も増大することが予想されるのである。

3. 出生コウホート別の知り合い年齢、婚約前交際期間、婚約期間：見合い・恋愛を

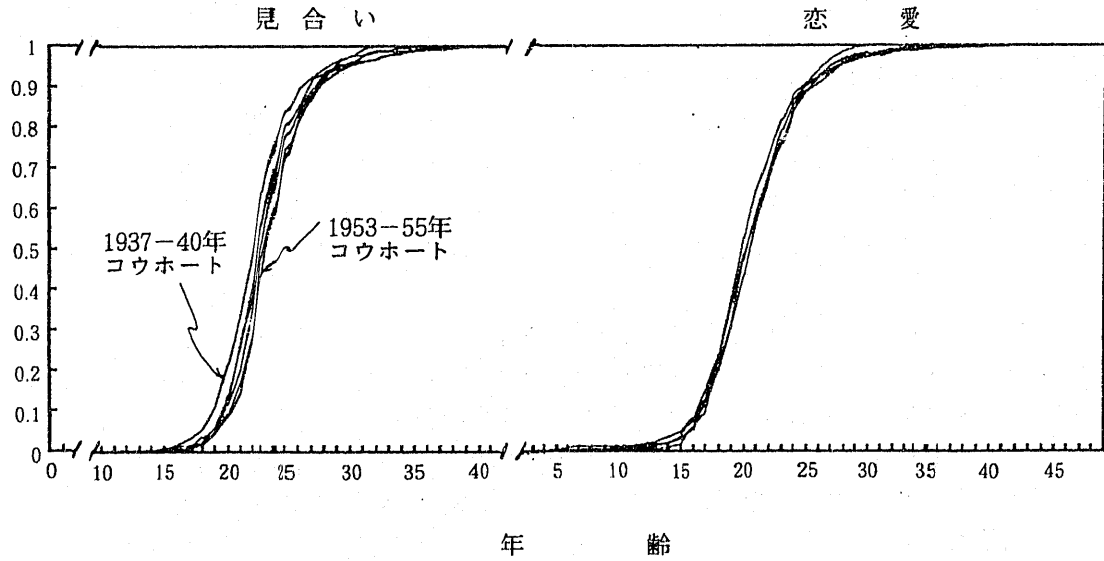
中心とした単変量的比較

見合い結婚の割合は、1940年以前に生まれた者の50%強から、1953~55年に生まれた者の30%弱へと単調に減少し続けた。前記のように、見合い結婚では、統計的に有意な結婚の遅れがこの期間に観察されている。一方、恋愛結婚では、これらの出生コウホート間に結婚タイミングの変化はあまりなかった。それでは、知り合い年齢、婚約前交際期間、婚約期間には出生コウホートによってどのような変動があるのでしょうか？それぞれ見合い恋愛別に見てみよう。知り合い年齢四分位数、四分位偏差およびMantel-Haenszel推定値を表3に、また、その累積割合を図2に示す。結婚年齢の場合とほぼ同様に、見合いでは出生コウホートに伴って知り合い年齢の上昇が統計的にも明かであるが、恋愛では、1953~55年コウホートでの低下が目立つ（そ

表3：出生コウホート別知り合い年齢四分位数、四分位偏差とMantel-Haenszel推定値、1937~1955：見合いと恋愛について、9NFS

出生年	標本数	第1四分位	中位数	第3四分位	四分位偏差	Mantel-Haenszel推定値
見合い						
1937~1940	463	21.27	22.99	24.77	3.51	1.00
1941~1943	407	21.81	23.56	25.40	3.58	0.83
1944~1946	353	21.89	23.62	25.30	3.41	0.87
1947~1949	431	22.28	23.92	25.67	3.39	0.78
1950~1952	377	22.67	24.14	26.17	3.51	0.74
1953~1955	291	22.72	24.34	25.98	3.26	0.74
log rank test			$\chi^2(5) = 28.11, p = 0.0000$			
恋愛						
1937~1940	461	19.10	21.14	23.85	4.75	1.00
1941~1943	536	19.48	21.51	23.87	4.39	0.94
1944~1946	537	19.21	21.21	23.76	4.55	0.99
1947~1949	843	19.18	21.23	23.75	4.57	0.99
1950~1952	825	19.41	21.18	23.54	4.14	1.04
1953~1955	740	19.08	20.82	23.19	4.12	1.16
log rank test			$\chi^2(5) = 17.85, p = 0.0031$			

図2 出生コウホート別知り合い年齢累積分布：9 NFS



のためlog rank testは有意となっている)ものの、この期間に系統的な変化は見られない。

知り合い年齢と婚約前交際期間の間には、 -0.57 というかなり高い逆相関が存在する。つまり、知り合い年齢が高くなるほど婚約前交際期間は短くなる。そこで、知り合い年齢23歳以下と24歳以上の2区分についてそれぞれ見合い恋愛別の婚約前交際期間中位数を示す(図3)。ここで、コウホート間に統計的有意な差があるのは、知り合い年齢が23歳以下の恋愛の場合だけであり、その変動も必ずしも系統的なものではない。また、婚約期間についても変動はきわめて小さくコウホートによる差はないといえる(図4)。このように、知り合いから結婚までの交際期間については、出生コウホートによる系統的な差はなく、見合い結婚において見られた結婚年齢の系統的な上昇推移は、知り合い年齢における上昇を反映している。

図3 婚約前交際期間中位数：9 NFS

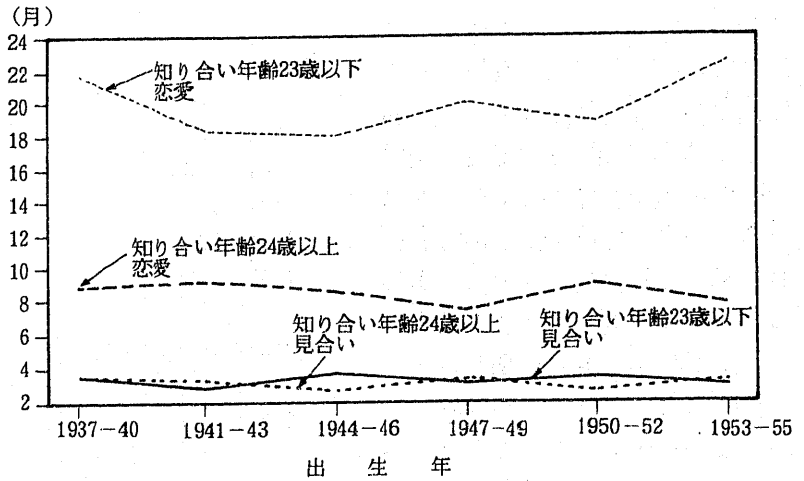
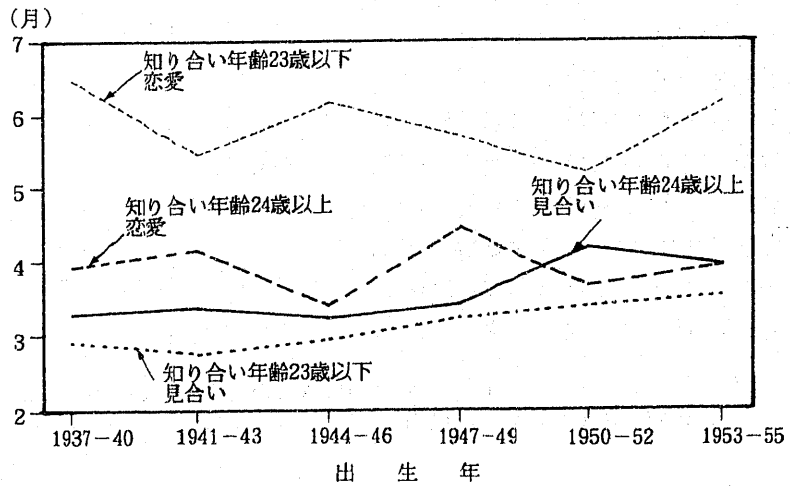


図4 婚約期間中位数：9 NFS



4. 見合い・恋愛結婚確率, 結婚年齢, 知り合い年齢, 婚約前交際期間, 婚約期間,
第1 妊娠待ち時間: 社会経済的要因に関する予想と多変量解析による検証

戦後の日本の状況においては, 見合いを行ってもいわゆる適齢期までに結婚するという特定の結婚年齢への執着がやや弱まって, 上記2の考えを支持する者が増加してきたものの, 恋愛結婚における知り合い年齢あるいは交際期間の増大をとまなうと予想される第3の考えの全体的な拡大にはまだ至っていないと思われる。とはいえ, 結婚に対する考え方の移行は, 居住地, 学歴などの社会経済的属性によってそのテンポが異なりうる。学歴が高いほど, あるいは都市部に居住する者において2および3の考えがより広く支持されているとすれば, たとえば, 次のようなことが考えられる。

1. 低学歴の者や農村部に居住する者においては, 結婚年齢が低い場合でも見合い結婚の確率が高いであろう。
2. 高学歴の者や都市部に居住する者においては, 恋愛結婚に関しても知り合い年齢が高く, また, 知り合い年齢を統制した場合には, 婚約前交際期間がそれ以外の者よりも長くなるであろう。

まず, 最初の予想を検証するために, 見合い結婚であるか否かを従属変数とするlogistic regression分析¹⁰⁾を行った。独立変数は, 出生コウホート, 結婚前に親と同居していたか否か, 結婚年齢2区分(24歳以下と25歳以上), 学歴(中学校・高校と短大・高専・専修以上), 結婚前居住地(都市部, 農村部)の各主効果項ならびに結婚年齢2区分と学歴, 結婚年齢2区分と結婚前居住地の各交互作用項である(表4)。その結果, 予想に反して, 学歴は主効果も結婚年齢との交互作用も持たず, 結婚年齢の高低に関わらず見合い結婚の確率に影響していないことがわかる。一方, 結婚前居住地は, 結婚年齢と交互作用を持たないものの, かなりの大きさの主効果を持ち, 結婚年齢の高低に関わらず, 農村部において見合いの確率の高いことがわかる。このことは, 出生コウホート間に変化のあることを考慮しても, なお農村部において結婚に対する第1の考えを支持する者が都市部よりも多いことを示している。結婚前に同居していない者においては見合い結婚の確率が低くなっている。この原因としては, 親と別居している場合に恋愛の契機が多く恋愛結婚の確率が高いこと, または, 親と同居している場合に, 第1の考えを持つ

表4: 見合い結婚であるか否かに関する
logistic regression分析: 9 NFS

変数	odds ratio	
出生年		
1937~1940	1.00	
1941~1943	0.81	
1944~1946	0.69**	
1947~1949	0.53**	
1950~1952	0.47**	
1953~1955	0.41**	
結婚前親との同居		
同居した	1.00	
同居しなかった	0.68**	
学歴	結婚年齢	
	24歳以下	25歳以上
高校以下	1.00	1.47**
短大・高専・専修以上	1.16	1.60**
結婚前居住地	結婚年齢	
	24歳以下	25歳以上
都市部	1.00	1.47**
農村部	2.00**	2.47**
N = 6,701 (見合い人数 = 2,419)		$\chi^2(11) = 359.82^{**}$

** $p < 0.001$

10) ここでのlogistic regression分析は, SASのLOGISTによって行われた。なお, 本研究の計算はすべて東大計算機センターの682Hによって行われた。

親の影響で見合いの確率が高くなっていることなどが考えられる。

第2の予想を検討するために、恋愛結婚について知り合い年齢の分析と婚約前交際期間分布の多変量的な比較をproportional hazards model分析¹¹⁾によって行うことにした(表5と表6)。両者共通の独立変数は、出生コウホート、結婚前の親との同居、学歴、結婚前居住地、である。婚約前交際期間に関しては、知り合い年齢を統制した。その結果によれば、予想されたように、恋愛結婚に限っても高学歴において知り合いの確率が低い、すなわち知り合い年齢は高くなっている。また、1%水準で有意とはなっていないが、都市部においてやはり知り合い年齢上昇の傾向が見られる。一方、恋愛結婚について知り合い年齢を統制した場合、予想されたように、高学歴および結婚前の居住地が都市部である場合に婚約の確率の低下、すなわち婚約前交際期間の増大が確認された。このように、都市部に居住する者や高学歴者においては、結婚と競合する自己実現手段に恵まれていることもあって、恋愛結婚を望む場合にも結婚に対する第3の考えがより広範に普及していることがうかがわれる。

学歴が高い場合や都市部に居住する場合に、結婚に対する第3の考えが、より広範に普及しているとするならば、それは婚約後の妊娠の時期にも影響を与えるものと考えられる。家庭外の活動にとって大きな制約となる妊娠の到来を引き延ばそうとする努力のあとが、これらの場合において見いだされる可能性がある。この傾向は、恋愛結婚の者において特に顕著に見いだされるであろう。一般的に

表5：恋愛結婚における知り合い年齢の
proportional hazards model分析：
9 NFS

変 数	PH係数の指数変換値
出生年	
1937~1940	1.00
1941~1943	0.94
1944~1946	0.98
1947~1949	1.00
1950~1952	1.09
1953~1955	1.22**
結婚前親との同居	
同居していた	1.00
同居していなかった	0.97
学 歴	
高校以下	1.00
短大・高専・専修以上	0.78**
結婚前居住地	
都市部	0.91
農村部	1.10
$N = 4,056$	$\chi^2(8) = 69.38^{**}$

** $p < 0.001$

表6：恋愛結婚における婚約前交際期間の
proportional hazards model分析：
知り合い年齢を統制した場合、9 NFS

変 数	PH係数の指数変換値
出生年	
1937~1940	1.00
1941~1943	0.95
1944~1946	1.05
1947~1949	1.02
1950~1952	1.09
1953~1955	1.00
結婚前親との同居	
同居していた	1.00
同居していなかった	1.07
学 歴	
高校以下	1.00
短大・高専・専修以上	0.78**
結婚前居住地	
都市部	0.85**
農村部	1.00
$N = 3,976$	$\chi^2(8) = 70.75^{**}$

** $p < 0.001$

11) ここでの proportional hazards model 分析は、SAS の PHGLM によって行われた。

は、年齢を統制した場合においても、子供を持ちたいというより強い動機付けが見合いにおいて存在し、その結果見合いにおける婚約後の妊娠確率はより高くなるものと考えられる。もしそうであるとすれば、婚約後の妊娠確率に関して、学歴や居住地と結婚形態の間に交互作用が存在するであろう。

これらの予想を検証するために、婚約から最初の妊娠までの時間の経過（第1妊娠待ち時間）について、それに対する諸要因の影響を見てみよう。婚約年齢が高い場合、子供を安全に生む時間が限られているなどのために行動の変化が生じて、婚約後の妊娠の確率が高くなることなどが考えられる。そこで、婚約年齢を統制して、婚約後の時間経過に伴う妊娠確率分布に関してproportional hazards model分析を行い、その比較を行った（表7）。独立変数は、出生コウホート、結婚前に親と同居していたか否か、最初の妊娠の前の就業状態、学歴、結婚前居住地、および、学歴、結婚前居住地のそれぞれと結婚形態の交互作用項である。

その結果、婚約年齢を統制しても、なお結婚形態はきわめて大きな効果を婚約後の妊娠確率に与えている。

すなわち、恋愛においては見合いよりも婚約後の妊娠確率が相対的に低く、したがって第1妊娠待ち時間がより長くなりがちであることを示している。学歴と結婚形態の間には、期待されたような交互作用は見られない。一方、結婚前居住地と結婚形態の間には1%水準で有意な交互作用効果が存在し、見合いの場合には、結婚前居住地が市部であっても郡部であっても、両者の間には統計的に有意な差はないのに対し、恋愛の場合には、市部に居住していた者の方が郡部に居住していた者に比べてより低い婚約後の妊娠確率を示している。この結果は、先述のような結婚に対する考えの帰結として現れたと考えることも可能だが、市部における住宅問題や物価高が特に恋愛の場合の妊娠時期に影響していると考えられることもできる。

無職である場合に比べて、雇用者である場合に第1妊娠待ち時間は相対的に長くなる。結婚前に親と同居していない場合には、性行動の制約の少なさなどのためか妊娠確率が高まっている。一方、こ

表7：婚約年齢を統制した場合における第1妊娠待ち時間のproportional hazards model分析：9 NFS

変 教	PH係数の指数変換値	
出生年		
1937~1940	1.00	
1941~1943	1.11	
1944~1946	1.11	
1947~1949	1.19**	
1950~1952	1.23**	
1953~1955	1.23**	
結婚前親との同居		
同居してした	1.00	
同居していなかった	1.08	
第1妊娠の前の就業状態†		
正社員	0.89**	
パート	0.84**	
家族従業・内職	0.95	
無 職	1.00	
		結婚形態
学 歴	見 合 い	恋 愛
高校以下	1.00	0.69**
短大・高専・専修以上	0.89	0.65**
		結婚形態
結婚前の居住地	見 合 い	恋 愛
都市部	1.00	0.69**
農村部	1.08	0.89
N = 5,717		$\chi^2(14) = 213.40**$

** $p < 0.001$

†第1妊娠前の就業状態は、結婚後のデータしか得られないことに注意する必要がある。

これらの要因を統制した場合でも、ベビーブーム以降のコウホートにおいて妊娠確率の高まり、言い替えば第1妊娠待ち時間の短縮が存在する。

5. 結婚年齢、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間などの分布に対する曲線のあてはめ

本節では、結婚年齢分布、婚約前交際期間分布、婚約期間分布、第1妊娠待ち時間分布などに対する具体的な曲線のあてはめを行い、これらの分布を少数のパラメータによって記述することを試みる。初婚年齢の分布に対する曲線あてはめの研究は、いわゆる結婚のモデルスケジュールとしてCoaleらによって顕著な貢献がなされた¹²⁾。たとえば、Coale and McNeilは結婚した者に関する初婚年齢の頻度分布が

$$\bar{g}(x) = \frac{\lambda}{\Gamma(\alpha/\lambda)} \exp(-\alpha(x-\mu) - \exp(-\lambda(x-\mu)))$$

のように表せると報告した。ここで、 α 、 λ 、 μ はパラメータである。 μ は、 α と λ および a によって

$$\mu = a + \frac{1}{\lambda} \psi\left(\frac{\alpha}{\lambda}\right) \text{ と表される } (\psi = \Gamma'/\Gamma).$$

Coaleらは、1860年代のスウェーデンの初婚スケジュールを記述するパラメータを推定し、 $a=11.36$ 、 $\alpha=0.174$ 、 $\lambda=0.288$ とした。このパラメータ値を出発点として、このモデルが日本の初婚モデルスケジュールとして妥当であるかどうかを検討した研究も行われている¹³⁾。Coaleらの提示したモデルスケジュールは、彼ら自身が明示しているように、ある正規分布に近い分布

$g_m(x) = \frac{\lambda}{\Gamma(m+\alpha/\lambda)} \exp(-(\alpha+m\lambda)(x-\mu) - \exp(-\lambda(x-\mu)))$ と平均の逆数が等差級数的に増大する m 個の指数分布 $(\alpha e^{-\alpha x}, (\alpha+\lambda)e^{-(\alpha+\lambda)x}, \dots, (\alpha+(m-1)\lambda)e^{-(\alpha+(m-1)\lambda)x})$ のたたみこみである。Coaleらは、 m を3とすることを提案し、結婚可能となる年齢の分布が $g_3(x)$ によって、また、結婚可能年齢から将来の配偶者と知り合いになるまでの時間が $\alpha e^{-\alpha x}$ 、知り合いになってから婚約までの時間が $(\alpha+\lambda)e^{-(\alpha+\lambda)x}$ 、婚約から結婚までの時間が $(\alpha+2\lambda)e^{-(\alpha+2\lambda)x}$ 、によって近似されると考えた。そして、1959年にフランスにおいて行われた夫婦に関する調査のデータを用いて、知り合いから結婚までの時間の実際の分布と後2者のたたみこみの分布関数

12) A. J. Coale, "Age Pattern of Marriage", *Population Studies*, Vol.25, No.2, 1971, pp.193-214., A. J. Coale and D. R. McNeil, "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", *Journal of American Statistical Association*, Vol.67, No.4, 1972, pp.743-749., G. Rodriguez and J. Trussell, *Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of Coale's Model Nuptiality Schedule from Survey Data*, (WFS Technical Bulletin No.7), 1980., G. M. Feeney, *A Model for the Age Distribution of First Marriage*, East-West Population Institute Paper No.23, 1972., M. C. Keeley, "An Analysis of the Age Pattern of First Marriage", *International Economic Review*, Vol.20, No.2, 1979, pp.527-544., M. Montgomery and J. Trussell, "Models of Marital Status and Childbearing", In O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics Vol.1*, Amsterdam, North Holland, 1986, pp.205-266., C. T. Malaker, "On Recent Developments of Marriage Models and their Applications to Indian Nuptiality", *Genus*, Vol.43, No.1-2, 1987, pp.93-102 など参照。

13) 高橋眞一, 「結婚モデルスケジュールの日本への適用について——年齢別・結婚持続期間別有配偶女子特殊出生率を求める——」, 『国民経済雑誌』, 第138巻第6号, 1978年, pp.80-95, Kazumasa Kobayashi, "Fertility Implications of Nuptiality Trends in Japan". In L. T. Ruzicka (ed.), *Nuptiality and Fertility*, Liege, Ordina Edition, 1982, pp.29-41., 松下敬一郎・坪内良博, 「ナプシャリティ」, 『医学のあゆみ』, 第132巻第13号, 1985年, pp.944-948, 厚生省人口問題研究所(阿藤誠, 伊藤達也, 小島宏, 池ノ上正子), 『昭和58-60年度特別研究 経済社会システムからみた人口問題の総合的研究 第2報告書 マクロ・シミュレーション・モデルによる結婚と出生力の分析』, 特別研究報告資料, 1986年。

$$F(x) = 1 + \left(\frac{\alpha + \lambda}{\lambda}\right) e^{-(\alpha + 2\lambda)x} - \left(\frac{\alpha + 2\lambda}{\lambda}\right) e^{-(\alpha + \lambda)x}$$

の比較を行い両者がきわめて近いことを報告している¹⁴⁾。

そこで、まず、1955年までに生まれた第9次出産力調査対象者の有配偶女子に関して、結婚年齢分布に対する曲線のあてはめを行った。あてはめた曲線は、Coale-McNeil分布($\bar{g}(x)$)とガンマ分布

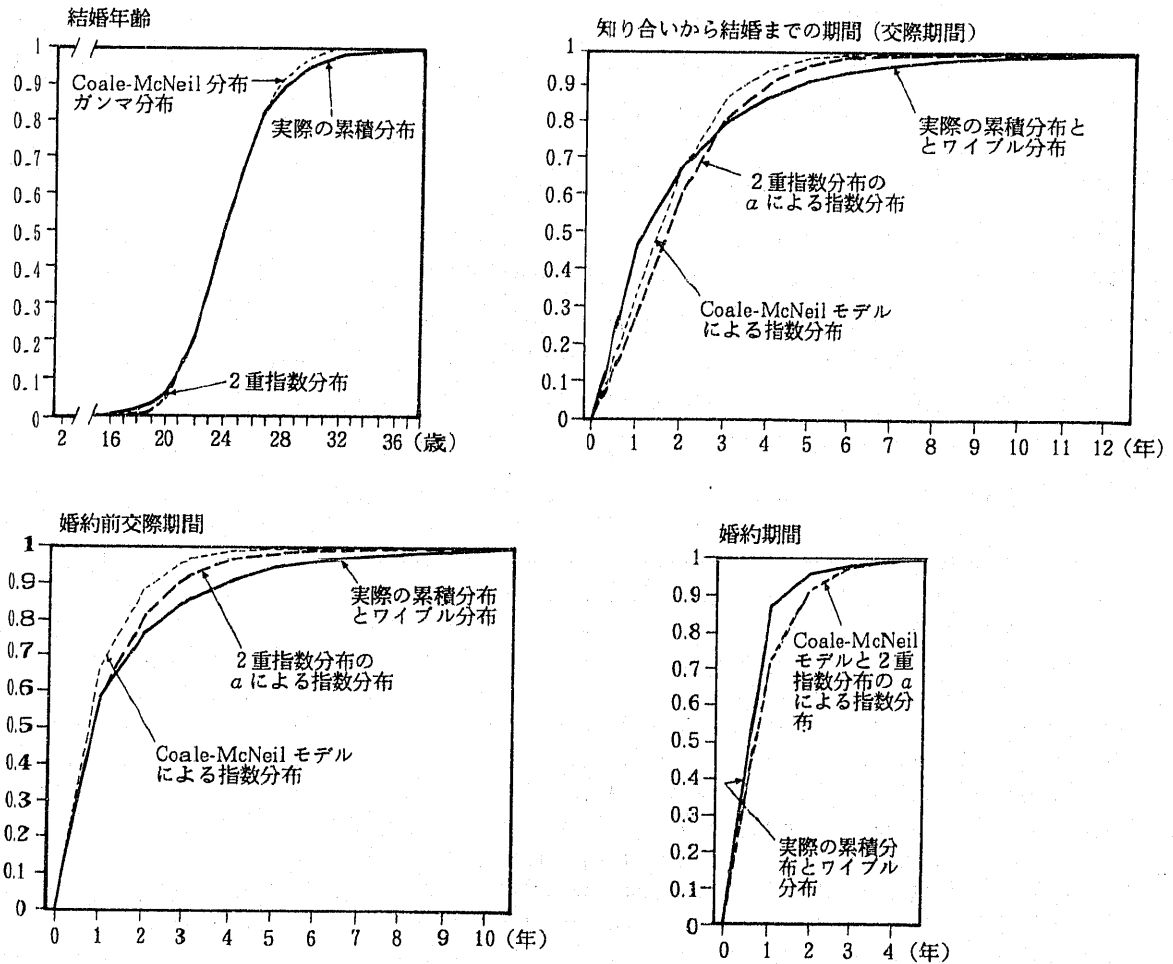
$$r(x) = l(lx)^{k-1} e^{-lx} / \Gamma(k)$$

そして、2重指数分布の一種

$$h(x) = a \exp(-a(x-\theta) - \exp(-a(x-\theta)))$$

である。Coale-McNeil分布のパラメータ α 、 λ 、 μ は、Coaleらによって提唱され従来用いら

図5 1937~55年生まれの有配偶女子に関する結婚年齢、交際期間、婚約前交際期間、婚約期間の累積分布：9 NFS



14) A. J. Coale and D. R. McNeil, 前掲 (注12), "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", pp.746-747.

れたスウェーデンのモデルに基づくことなく、非線形最小2乗法によって直接推定した¹⁵⁾。ガンマ分布のパラメータ l, k , 2重指数分布のパラメータ a, θ についても同様である。図5に示されているように、Coale-McNeil分布のガンマ分布は同じ程度の精度で近似を行っている。それに対し、 $h(x)$ の残差平方和はかなり小さくなっておりあてはめのよさを示している。それぞれの、パラメータ間の相関をみると(表8)、Coale-McNeil分布とガンマ分布において相関がかなり高くなっているのに対し、2重指数分布では相関が相対的に低い。パラメータ間の相関が高い場合には、一方のパラメータのわずかな変化が他方のパラメータの一定方向への変化を伴い、パラメータが安定しない。そのため、パラメータの標準誤差が大きくなってしまっている。それに対し、2重指数分布においては、パラメータの標準誤差も小さく安定した推定となっている。

表8：結婚年齢，知り合いから結婚までの期間，婚約前交際期間，婚約期間，それぞれの分布に対する曲線のあてはめ，1937～55年生まれの有配偶女子：9NFS

変数 あてはめ分布	推定された パラメータ	パラメータ の標準誤差	パラメータ間 の相関	残差平方和†
結婚年齢				
Coale-McNeil分布	$\alpha = 0.925$	0.256	$r_{\alpha, \lambda} = -0.990$	0.0053
	$\lambda = 0.164$	0.048	$r_{\lambda, \mu} = -0.999$	
	$\mu = 19.690$	6.642	$r_{\alpha, \mu} = 0.994$	
ガンマ分布	$l = 1.343$	0.058	$r_{l, k} = 0.986$	0.0042
	$k = 13.194$	0.554		
2重指数分布	$a = 0.419$	0.006	$r_{a, \theta} = 0.319$	0.0026
	$\theta = 9.089$	0.029		
知り合いから結婚までの期間				
ワイブル分布	$u = 0.614$	0.005	$r_{u, v} = -0.832$	0.0001
	$v = 0.865$	0.007		
婚約前交際期間				
ワイブル分布	$u = 0.893$	0.004	$r_{u, v} = -0.777$	0.0000
	$v = 0.715$	0.004		
婚約期間				
ワイブル分布	$u = 2.120$	0.011	$r_{u, v} = -0.455$	0.0000
	$v = 0.650$	0.014		

† 累積分布の残差平方和

Coale-McNeil分布，2重指数分布の結婚年齢へのあてはめにおいては，年齢 x とした場合， $x' = x - 14$ として， x' について $\bar{g}(x')$, $r(x')$, $h(x')$ のあてはめが行なわれた。
 $x \leq 14$ については，頻度ゼロと仮定された。

15) 実際の年齢を α とした場合， $x = \frac{\alpha - a_0}{k}$ が， $\bar{g}(x)$ にしたがうとし， a_0, k を調整することによって実際の結婚年齢分布をあてはめようというのが，Coaleらの考えであった。これは， a の頻度分布を $\hat{g}(a)$ で表した場合， $\hat{g}(a) = \frac{\lambda/k}{\Gamma(a/\lambda)} \exp(-\frac{\alpha}{k}(a - (a_0 + k\mu)) - \exp(-\frac{\lambda}{k}(a - (a_0 + k\mu))))$ となり， α, λ を等しく $\frac{1}{k}$ 倍し， μ を k 倍して a_0 をたすことを意味する。ここでは，あてはめに関してこのような特殊な制約を課さず， α, λ, μ を直接推定した。ここで，用いられた非線形最小2乗法は，SASのNLINによって行われた。非線形最小2乗法については，中川徹・小柳義夫，『最小二乗法による実験データ解析』，東京大学出版会，1982年など参照。

2重指数分布のパラメータ α は正となっているが、これは、多くの部品（それぞれの寿命が独立に分布し、指数分布やガンマ分布などの指数系の等しい分布 $f(x)$ によって表せるとする）が並列的に結合し、それらの部品の寿命の最大値がその寿命となるような製品の寿命の分布として知られている¹⁶⁾。結婚年齢も結婚に必要な要件の成立する年齢の最大値であると考えられないこともない。自分の性的成熟性を自ら認識し、性行動に対するためらいが払拭されること、主観的に結婚に適した年齢に達したと感ずること、結婚するに適切な相手に巡り会ったと判断すること、などの諸要素が全部成立した時に結婚が成立するとすれば、それらの要素の完成する最大の年齢において結婚が生ずることになる。2重指数分布の適合の背景には、このような結婚成立要件の年齢分布の影響があるのかも知れない。

次に、Coaleらが主張するように、知り合いから婚約までの婚約前交際期間分布、婚約から結婚までの婚約期間分布、知り合いから結婚までの時間分布などがそれぞれ指数分布、および指数分布のたたみこみとして近似されるかどうかを検討してみよう。それらの累積分布の実際の値と結婚年齢にあてはめられたCoale-McNeil分布のパラメータから計算された値を図5で比較して見よう。これらの累積分布は、確かに実際の値とやや近い形態とはなっているように見えるが、両者の間の差は大きく、Coale-McNeil分布から推測されるパラメータを持った指数分布の関係が婚約前交際期間、婚約期間の分布にあたるとは思えない。また、2重指数分布はCoale-McNeil分布で、 $\alpha = \lambda$ の時に相当する。したがって、2重指数分布についても、その α を用いて、婚約前交際期間、婚約期間、交際期間の分布を指数分布であらわすことができる。その結果も図示してある。婚約前交際期間についてCoale-McNeil分布よりも若干あてはめがよくなっている¹⁷⁾。同じ図に、指数分布を一般化したワイブル分布 $w(x) = uvx^{v-1} \exp(-ux^v)$ 、 u, v は、パラメータ¹⁸⁾をあてはめた結果も示した(表8)。この場合、知り合いから結婚までの期間、婚約前交際期間、婚約期間のそれぞれの分布を記述するには、ワイブル分布の方が明らかに近似の程度がよい。

結婚年齢、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間（婚約から最初の妊娠までの期間）などは、前半部において述べたように、見合い恋愛の別によって大きく影響される。また、結婚年齢は、見合いの場合に出生コウホートによってやや異なっている。第1妊娠待ち時間もベビーブーム以降の出生コウホートとそれ以前のコウホートにおいて差が見られた。そこで、結婚年齢では、恋愛、見合い/1936~46年生まれ、見合い/1947~55年生まれ、の3種類について、婚約前交際期間と婚約期間は、恋愛、見合いの2種類について、第1妊娠待ち時間は、見合い/1937~46年生まれ、見合い/1947~55年生まれ、恋愛/1937~46年生まれ、恋愛/1947~55年生まれ、の4種類について曲線をあてはめを行った。婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間（妊娠に関してのみセンサリングのあるデータを含むため、最終的な累積妊娠率を1に規格化した分布を対象とした）については1年単位ではなく3カ月単位で分布をあてはめを行った。上述の結果を考慮して、結婚年齢については、2重指数分布、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間についてはワイブル分布をあてはめた(表9)。

16) このような分布を極値分布と称する。極値分布に関しては、E. J. Gumbel 著、河田竜夫・岩井重久・加藤滋男監訳、『極値統計学』、廣川書店、1963年、参照。

17) 2重指数分布の α から計算された婚約前交際期間、婚約期間、交際期間のそれぞれの累積分布 $(1 - e^{-2\alpha x}, 1 - e^{-3\alpha x}, \text{そして } 1 + 2e^{-3\alpha x} - 3e^{-2\alpha x})$ と実際の値の差の平方和は、0.042, 0.030, 0.046 であり、Coale-McNeil 分布のパラメータから計算されたそれに対応する値は、順番に、0.014, 0.030, 0.036 であった。

18) ワイブル分布は極値分布の第3の型であり、最小値の分布をあらわす。E. J. Gumbel, 前掲(注16), 『極値統計学』, pp.295-296 参照。したがって、以下のあてはめ結果からわかるように、知り合い後の婚約、婚約後の結婚、婚約後の妊娠などは、何らかの少数の条件が満たされればすぐに成立すると解釈することができる。

表9：結婚年齢，婚約前交際期間，婚約期間，第1妊娠待ち時間，それぞれの分布に対する曲線のあてはめ，1937～55年生まれ有配偶女子のいくつかのグループに対して：9 NFS

変数：対象集団 あてはめ分布	推定された パラメータ	パラメータ の標準誤差	パラメータ間 の相関	残差平方和†
結婚年齢：恋愛 2重指数分布	$a = 0.416$ $\theta = 8.883$	0.006 0.030	$r_{a,\theta} = 0.319$	0.0028
結婚年齢：見合い／1937～46年生まれ 2重指数分布	$a = 0.434$ $\theta = 9.130$	0.006 0.025	$r_{a,\theta} = 0.319$	0.0021
結婚年齢：見合い／1947～55年生まれ 2重指数分布	$a = 0.443$ $\theta = 9.885$	0.005 0.023	$r_{a,\theta} = 0.319$	0.0017
婚約前交際期間：恋愛 ワイブル分布	$u = 0.126$ $v = 0.996$	0.004 0.013	$r_{u,v} = -0.965$	0.0030
婚約前交際期間：見合い ワイブル分布	$u = 0.679$ $v = 0.961$	0.015 0.025	$r_{u,v} = -0.787$	0.0029
婚約期間：恋愛 ワイブル分布	$u = 0.386$ $v = 1.059$	0.012 0.025	$r_{u,v} = -0.886$	0.0048
婚約期間：見合い ワイブル分布	$u = 0.619$ $v = 1.232$	0.006 0.013	$r_{u,v} = -0.754$	0.0004
第1妊娠待ち時間：恋愛／1937～46年生まれ ワイブル分布	$u = 0.153$ $v = 1.063$	0.007 0.023	$r_{u,v} = -0.957$	0.0099
第1妊娠待ち時間：恋愛／1947～55年生まれ ワイブル分布	$u = 0.169$ $v = 1.049$	0.007 0.021	$r_{u,v} = -0.953$	0.0081
第1妊娠待ち時間：見合い／1937～46年生まれ ワイブル分布	$u = 0.236$ $v = 1.129$	0.009 0.026	$r_{u,v} = -0.931$	0.0064
第1妊娠待ち時間：見合い／1947～55年生まれ ワイブル分布	$u = 0.243$ $v = 1.156$	0.011 0.030	$r_{u,v} = -0.928$	0.0078

† 累積分布の残差平方和

2重指数分布の結婚年齢へのあてはめにおいては，年齢 x とした場合， $x' = x - 14$ として， x' についてあてはめが行なわれた。 $x \leq 14$ については，頻度ゼロと仮定された。その他の従属変数に対するワイブル分布のあてはめにおいては， $3n$ ($n = 0, 1, 2, \dots, 40$) の各月数時点について $w(n)$ によるあてはめを行なった。

結婚年齢については、3グループ間における尺度パラメータ θ の変動が顕著であり、これは言うまでもなく前に見た結婚年齢の差を示している。特に、見合いにおける出生コウホート間の差が大きい。形状パラメータ α にはそれほど差がなく、前に見た四分位偏差にあまり差のなかったことを反映している。婚約前交際期間については、ワイブル分布の形状パラメータである ν の大きさが1に近いことからわかるように、その分布は指数分布にかなり近似しており、知り合い後の時点における婚約の危険率がほぼ一定の値 u であることがわかる。当然のことながら見合いと恋愛の間には u に大きな相違が存在する。一方、婚約期間については、特に見合いの場合に ν の値が1よりかなり高くなっており、婚約後のある時点における結婚の危険率は、時間の経過とともに増大（時点 x における結婚の危険率は、 $uvx^{\nu-1}$ ）していく。見合いの場合ほどではないが、恋愛の場合においても ν は1を上回っており、結婚の危険率が時間によって増大することを示している。また、 u の値は、やはり見合いにおいて高くなっており、結婚の危険率が恋愛に比べて全体的に高くなっている。

婚約後の第1妊娠待ち時間に関しては、見合いと恋愛の間に u, ν ともに差が存在し、見合いにおいて婚約後の時間にとまなう妊娠の危険率の増大がより著しく、全体として危険率が高くなっている。また、見合いの場合には古い出生コウホートよりも新しい出生コウホートにおいて、危険率の時間にとまなう増大加速度が若干大きくなっている（つまり婚約後の妊娠時期が早くなっている）が、恋愛の場合には ν に関してはコウホートによる差のほとんどないことがわかる。しかし、 u については新しいコウホートにおいて若干の増大が観察されており恋愛の場合にも新しいコウホートにおいて全体的な妊娠危険率の高まり、すなわち第1妊娠待ち時間の短縮が示されている。このように、少数のパラメータにより曲線をあてはめることによって、多変量解析で確認された時間分布の偏差を、パラメータの変化としてコンパクトに表現することができる。

III. おわりに

本研究においては、第9次出産力調査のデータを用いて結婚および妊娠にいたる過程に存在する諸事象（出生、結婚相手とのめぐりあい、婚約、結婚、妊娠）の間の時間分布について検討した。出生コウホートによる結婚の遅れの現象は、見合いで著しく、結婚に対する態度の変化がその背景にある。適齢期という概念が衰退するにつれて、恋愛結婚においても知り合い年齢の上昇、婚約前交際期間の増大が観察された。さらに、これらの時間分布の変動においても知り合い年齢の上昇、婚約前交際期間の増大が観察された。さらに、これらの時間分布の変動あるいは集団間の相違は、少数のパラメータを持った既成の曲線をあてはめることによって、より明瞭に表現することができた。知り合いから婚約、婚約から結婚、また、知り合いから結婚までの時間分布は、必ずしもCoaleらが主張した指数分布モデルによって適切に記述されるものではないことが示された。本稿では、結婚年齢ばかりでなく、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間などについても極値分布のあてはめのよさが示され、これらの過程について新たなモデルの可能性が示唆された。

Selected Time Distributions in the Process to Marriage and Pregnancy in Japan

Kenji OTANI

This study examined time distributions between selected events (birth, encounter with the eventual husband, engagement, marriage and the first conception) on the basis of the data of the Ninth Japanese National Fertility Survey carried out by the Institute of Population Problems in 1987. As far as currently married women born in 1937-1955 are concerned, the phenomenon of marriage delay along birth cohort was very salient among arranged marriages, while that was not observed in love match couples. It is probable that a change in women's attitudes towards marriage brought this shift in marriage age.

Even when we limit our discussion to those who intend to marry eventually sometime in the future, there are three kinds of attitudes towards marriage as follows :

1. I want to marry by the end of a specified age range (so called the prime ages for marriage) even having recourse to an arranged marriage.
2. I want to marry on a love-match basis by the end of the prime ages, but if I cannot find an appropriate lover by the age, I do not mind marrying later.
3. It is more important to pursue one's career than to marry early. Although I will marry sometime in the future, I do not intend to get married early at the prime ages.

When the first attitude is prevalent, the median of marriage age is likely to be low and the proportion of arranged marriages tends to be high because of a low threshold for resorting to an arranged marriage. Once the second attitude gains ground instead of the first one, the intention to marry by all means by the end of the prime ages for marriage would be weakened, in a sharp contrast with the fact that before this change a large part of arranged marriage seekers married by the end of the prime ages. On the other hand, the shift from the first to second attitude may not necessarily affect age at encounter nor marriage age for love-match couples. On the basis of our data we confirmed that a large part of women in Japan moved from the first to second attitude and those who endorse the third one are still restricted to a part of women.

We also tried to estimate parametric functions which can approximate marriage age, time from encounter to engagement, time from engagement to marriage and time from engagement to the first conception. It was shown that the Coale-McNeil model did not satisfactorily approximate the distributions of marriage age, time from encounter to engagement, time from engagement to marriage and time from encounter to marriage. Instead we proposed to estimate a marriage-age distribution with the double exponential function and other distributions with the Weibull function. We obtained satisfactory results with our data and suggested a possi-

bility of a fruitful model of marriage and conception based on the limit law distributions.