

$$\begin{aligned}
\Delta\bar{Y} &= \Delta\alpha + \sum_j \Delta\beta_j p_j^{T=0} + \sum_j \beta_j^{T=0} \Delta p_j + \sum_j \Delta\beta_j \Delta p_j \\
&= \Delta\alpha + \left\{ \sum_j \Delta\beta_j p_j^{T=0} + \frac{\sum_j \Delta\beta_j \Delta p_j}{2} \right\} + \left\{ \sum_j \beta_j^{T=0} \Delta p_j + \frac{\sum_j \Delta\beta_j \Delta p_j}{2} \right\} \\
&= \Delta\alpha + \sum_j \Delta\beta_j p_j^* + \sum_j \beta_j^* \Delta p_j
\end{aligned}$$

ここに、 $\beta_j^* = (\beta_j^{T=0} + \beta_j^{T=1})/2$ 、 $p_j^* = (p_j^{T=0} + p_j^{T=1})/2$  である。

すなわち、二つのコーホート平均値の差 $\Delta\bar{Y}$ は、最終的に三つの項に分解され、第一項 $\Delta\alpha$ は上述の要因効果の議論における1)の変化、第二項 $\sum_j \Delta\beta_j p_j^*$ は2)の変化、そして第三項 $\sum_j \beta_j^* \Delta p_j$ は3)の変化に対応すると考えることができる。本分析では、

このモデルに従って、初婚過程事象の平均値変化を各種要因構成変化の寄与に分解する。ただし、第二項と第三項にはともに係数変化と構成変化の交互作用 $\Delta\beta\Delta p$ を含んでおり、これらは第二項と第三項に均等に配分されることになる。この交互作用は要因分解を攪乱する要素であり、小さいことが望ましい。構成変化 $\Delta p$ の効果を測定する観点からは、対象とする二つのコーホート間で $\beta$ の格差が大きいほどこの交互作用は大きくなる。したがって、比較する二つのコーホートはできるだけ近い方が望ましく、今回の分析では隣接する単年コーホートの比較を基にして、離れたコーホート間の比較ではその間の効果の累積値を用いることにした。これによって離れたコーホート間でも、比較的交互作用の影響を少なくして観察することができるのと同時に、細かな年次変動を捉えることができると考えられる。

また、1)、2)に該当する部分、すなわち上式最下行の第一項と第二項は、実際の分析においては必ずしも安定的に分離しないことが先行研究(金子、1995)において認められているが、今回の分析においてもほぼ同様のことが見られた。その理由としては、これらの項がもともと回帰モデルにおける係数(切片と傾き)の変化を表す部分であり、その増減が互いに相補的に生じているということが考えられる。いずれにしろ、社会経済要因変化による晩婚化のメカニズムを明らかにするという観点からは、われわれの関心は3)、すなわち第3項(たとえば高学歴化の効果)にあり、第一項、二項は敢えて分離する必要はないと考えられる。したがって、本分析ではこれらは残差としてまとめて取り扱われる。

なお、以上の要因分解は、初婚過程における平均出会い年齢の変化( $\Delta\bar{M}$ )、および平均交際期間の変化( $\Delta\bar{D}$ )についても同様に成り立ち、平均初婚年齢の変化( $\Delta\bar{Y}$ )との間には、

$$\Delta\bar{Y} = \Delta\bar{M} + \Delta\bar{D}$$

という関係がある。したがって、平均初婚年齢の変化は、平均出会い年齢変化と平均交際期間変化に分解され、さらにその各々について各種の要因構成変化の効果に分解されることになる。

## 2. 分析対象データについて

本分析が対象とするのは、国立社会保障・人口問題研究所が5年ごとに行っている全国標本調査、「出生動向基本調査－夫婦調査」のうち、第9回調査(1987年6月実施)、第10回調査(1992年6月実施)、第11回調査(1997年6月実施)によって捉えられた1937～59年生まれ有配偶女子(夫妻とも初婚)の初婚過程データである<sup>4</sup>。

表2に調査別、出生年別の標本数を示した。

複数回の調査をまとめて対象とするため、各出生年に対応するコーホートの標本比率は実際とは異なっている。すなわち分析対象には、ただ1回の調査からしか標本が得られないコーホート(1937-42年、1955-59年)、2回の調査から得られるコーホート(1943-47年、1950-54年)、3回の調査から得られるコーホート(1948-49年)が混在する。これによりコーホートごとの平均値、回帰係数の信頼度には違いが生ずる。しかし、回帰モデルの推定は単年ごとに独立して行っているため、回帰係数の推定値そのものが偏ることはない。複数回調査を用いて標本を増すことによって、先行研究においては難しかった単年コーホートごとの分析が可能となり、行動変化の時点をより明確にできることが期待される。

なお、コーホート間で初婚タイミングの正確な比較を行うため、対象を初婚年齢が37.42歳以下の標本に限定している。これは、分析対象における最も若いコーホートの調査時点の年齢に相当し、すべてのコーホートの初婚事象をこの年齢以下に生じたものに統一するためである。

金子(1995)は、第10回出生動向調査データを用いて、(A)1945-49年～1950-54年生まれコーホート、および(B)1950-54年～1955-59年生まれコーホートについて、平均初婚年齢変化の初婚過程変化内訳、およびそれらに占める各種要因構成変化の

表2 出生年別標本数

出生年	総数	第9回	第10回	第11回
		夫婦調査	夫婦調査	夫婦調査
1937	115	115	-	-
1938	240	240	-	-
1939	267	267	-	-
1940	324	324	-	-
1941	316	316	-	-
1942	328	328	-	-
1943	689	338	351	-
1944	657	346	311	-
1945	545	274	271	-
1946	611	303	308	-
1947	863	424	439	-
1948	1,280	437	495	348
1949	1,330	454	453	423
1950	797	-	444	353
1951	773	-	430	343
1952	721	-	375	346
1953	684	-	350	334
1954	669	-	368	301
1955	298	-	-	298
1956	287	-	-	287
1957	277	-	-	277
1958	283	-	-	283
1959	259	-	-	259
Total	12,613	4,166	4,595	3,852

<sup>4</sup> 1937年出生コーホートとしたものは、1937年6～12月出生の者に限られる。

寄与を特定している。しかし、標本数、手法の制約から恣意的に区切られた5年幅コーホートが用いられており、特に前者(A)の分析においては、行動パターンに大きな違いが想定される終戦期とベビーブーム期のコーホートが混在するため、不安定な結果となっている可能性がある。また、同じ理由で晩婚化傾向の変異が生ずる時点(コーホート)を正確に特定するに至っていない。さらに晩婚化が本格化すると見られる後者(B)の時期の分析において、対象コーホートが初婚過程途上であるために初婚年齢 32.46 歳以下の標本に限定して比較が行われており、過程完了時の状態に対しどの程度の近似になっているかは不明である。これらは主にコーホート分析におけるデータの制約(過程完了コーホートの古さと少なさ)に起因する問題であり、最新データの補充と標本数の増大が望まれる。

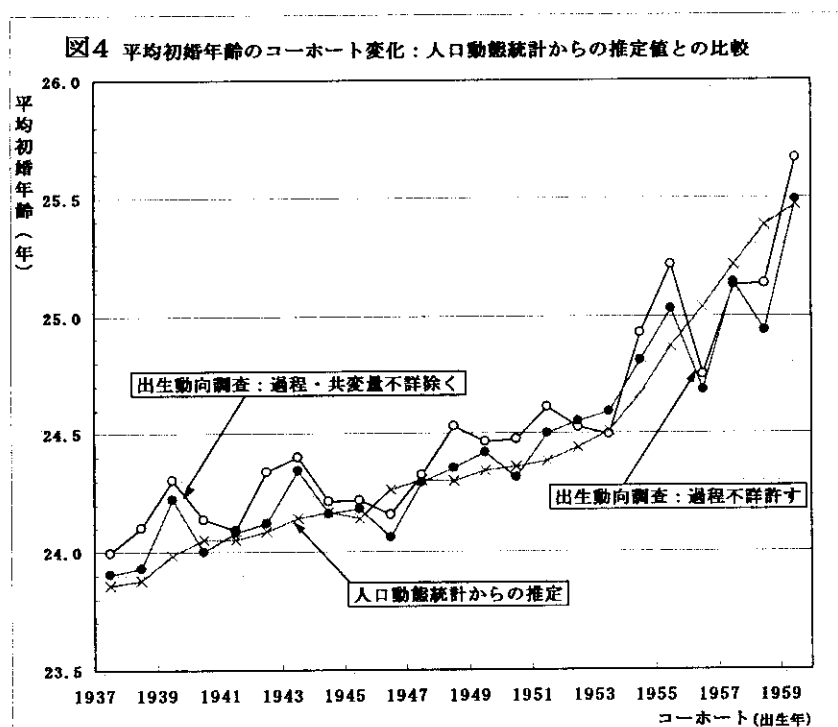
本分析においては、新たな調査データの追加を行うとともに上述のように複数調査データの利用を行った。すなわち、初婚過程について情報の得られる第9～11回調査を融合的に用いることで、上記先行研究における標本数の制約を弱めた。ただし、複数調査データの分析では、使用可能な変数は全調査に共通なもののみとなるため、単一調査における分析に比べて変数選択上の制約が強くなる。共通に得られない変数については、対象を一つあるいは二つの調査結果に限定することで分析が可能であるから、必要に応じて複数の異なる分析を行って、これらを総合的に考察することにした。後述の分析結果の報告においては、3調査を用いた分析として「出会いのきっかけ」「学歴」「結婚前の親との同別居」など9要因について、1937～59年コーホートを対象に行ったもの(分析Ⅰ)、2調査(第10、11回)を用いた分析として、上記要因に「結婚前の職業」を加えたもの(分析Ⅱ)、さらに同2調査を用いて結婚・家族に関する意識要因を加えた分析(分析Ⅲ)をそれぞれ行っている。

また、コーホートの晩婚化傾向を子細に捉えるため、今回の分析では複数調査使用の利点を活かして単年コーホートごとに過程・要因分解を試みた。ただし、今回においても単年ごとの結果は標本誤差の影響により不安定なため、要因分解法の分解結果の相加性を活かして、それらの時系列的累積値を観察するものとした。

本手法において、不詳の扱い方は重要である。たとえば、初婚年齢既知かつ出会い年齢不詳の標本が一定数存在するため、平均初婚年齢と平均出会い年齢および平均交際期間の計算対象が異なることになり正しい分解とならない。金子(1995)では、按分調整(平均出会い年齢と平均交際期間の自比率による拡張投影)を行っている。また、各種要因の不詳についても個別に同様の調整を行った。これは他の変数の不詳によって別の変数の情報が犠牲とされないようにするための手続きであり、不詳が各初婚過程変数と独立に生じている限り有効である。しかし、按分の手続きは要素が多くなると煩雑である上に、標本の少ないカテゴリーを含む変数などに対しては必ずしもこの前提が保たれず、誤差が大きくなることがある。とくに今回の分析では単年コーホート間の変化を対象とするため、このおそれが大きい。したがって、本分析では対象とする変数について不詳である標本をすべて除いて推定を行うこととした。

ここで分析対象として用いる調査は標本調査であるため、目的変数である平均初婚年齢などを全数調査(人口動態統計)と比較して、その妥当性を確かめておきたい。

しかし、現在 1950 年頃以降に生まれたコーホートでは初婚過程を完了していないため、人口動態統計によって平均初婚年齢を計算することはできない。ただし、1960 年生まれまでのコーホートはすでに 30 歳台後半を過ぎているので、年齢別初婚率に対して適切なモデルを用いることによって比較的正確に平均初婚年齢を推定することができる。ここでは金子(1993)において出生率将来推計に用いられた補整型 Coale-McNeil モデルを人口動態統計の年齢別初婚率(届け出遅れ補正)に当てはめて推定したコーホート平均初婚年齢と、今回出生動向基本調査データから算出した同指標(初婚過程・共変量の不詳を含めたケースと除いたケース 2 種)を比較した(図 4)。



出生動向調査からの初婚過程・共変量の不詳を含めた平均初婚年齢(●)は、人口動態統計からの推定値(×)と概ね一致した動向を示している。今回の分析に用いられる初婚過程・共変量の不詳を除いた平均初婚年齢(○)は前二者に比べてわずかに高めに推移している。しかしこの傾向は一貫しているため、分析対象となるコーホート間の格差にははっきりした偏りは認められない。ただ全体に古いコーホートほど実地調査からの値が動態推定値に比べて高い傾向が認められ、わずかながら晩婚の標本に偏っている可能性が示唆される<sup>5</sup>。

これらによれば、女子出生コーホートは戦前生まれからすでに晩婚化を開始していたと見られるが、1945～6年(終戦コーホート)から1947～8年(ベビーブームコーホート)にかけてやや加速した後一旦緩み、1953年以降コーホートではそれまでにな

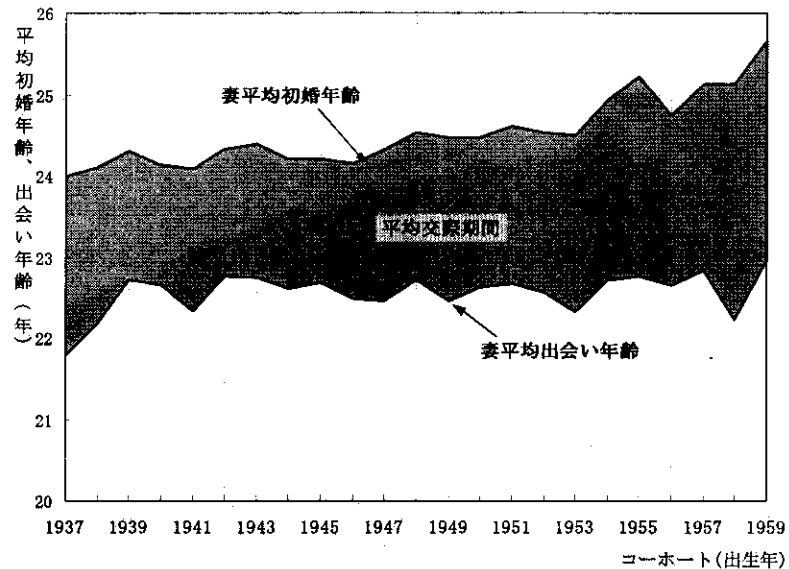
<sup>5</sup> 今回分析に用いる調査では事実婚を対象としており、法律婚を対象とする人口動態統計とは対象の定義が異なる。また人口動態統計では古いコーホートほど届け出遅れが多いため、その推定誤差が大きくなっている可能性がある。

い急速な晩婚化が進展したと見られる。

### 3. 要因構成のコーホート変化

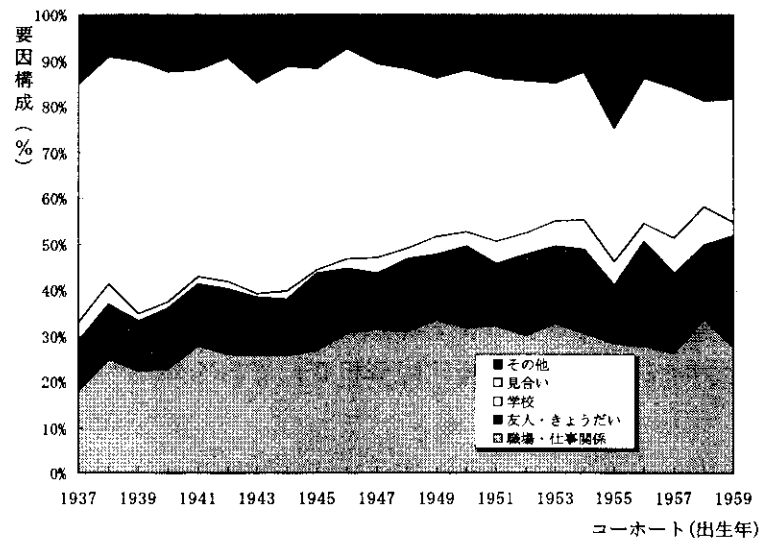
調査データから観察される初婚過程変数、すなわち平均初婚年齢、平均出会い年齢、および平均交際期間のコーホート変化を図に示した(図5)。先に述べたとおり平均初婚年齢は戦後生まれコーホートで上昇を示すのに対し、平均出会い年齢ははっきりとした上昇傾向が認められず、結果として平均交際期間の延長が目立つ。

図5 初婚過程平均像のコーホート変化



本分析で、こうした初婚過程変化の背景としてとり上げる各種要因の構成にもこの時期のコーホートでは大きな変化が認められるものが多い。このうち特に初婚過程のタイミングに影響の大きいものは、出会いのきっかけと学歴である。

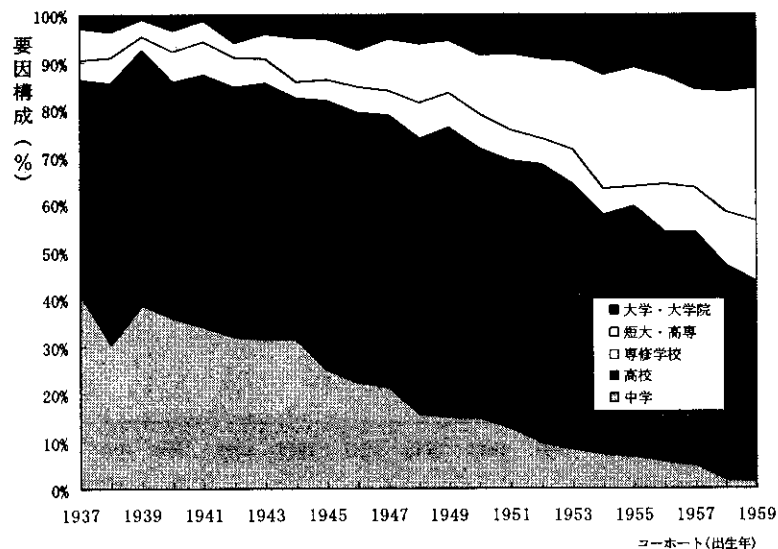
図6 要因構成のコーホート変化 — 出会いのきっかけ —



夫婦の出会いのきっかけは若いコーホートほど「見合い」が減り、代わって職場、友人・きょうだいの仲介、学校での出会いが増える(図6)。中でも見合いの割合の変化は大きい。また、学校での出会いは、構成比は小さいものの変化の幅が大きく、また後述するように他のきっかけに比べて極端に出会いが早く、また交際期間が長いことから平均初婚年齢変化に対する影響力は大きい。

学歴構成の変化についてみると、初等教育(中卒)の急速減少に対して高等教育(短大・高専、4年制大学以上)が交代する形で増加しており、コーホートごとに著しい高学歴化が進行していたことがわかる(図7)。

図7 要因構成のコーホート変化 - 学歴 -

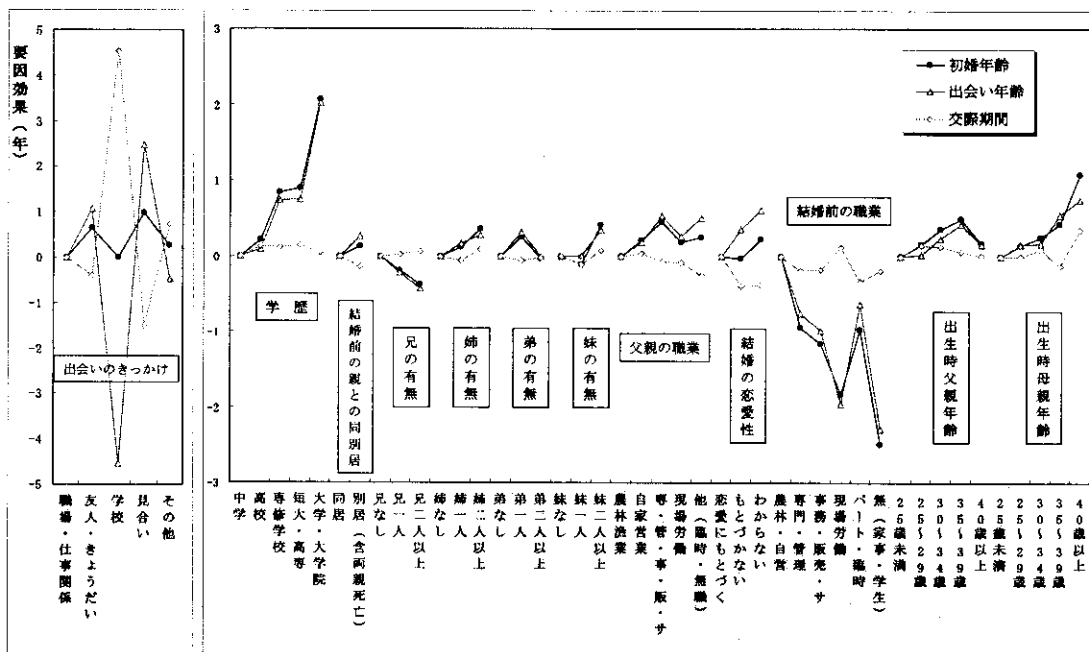


その他の要因についても大きな構成変化を示すものが多い(付属資料)。今回とり上げた変数では唯一「結婚前の親との同別居」の構成が、同居70~75%付近で比較的安定的な推移が見られた。これら要因の構成変化は、その変化の幅とカテゴリ間の平均初婚年齢格差の大きさに従って晩婚化に寄与したことになる。そこで次に、各要因の初婚過程タイミングに対する格差について見ておく。

#### 4. 初婚過程タイミング特性に対する要因効果

各要因のカテゴリ間の平均初婚年齢、平均出会い年齢、および平均交際期間の格差は、それらに対する重回帰分析の結果として得られる回帰係数として求まる。本分析では、単年コーホートごとに重回帰分析を行っているが、対象とした全コーホートについて各回帰係数を平均した結果を図8として示した。ただし、ここに示したのは、結婚前の職業を観察に含めるため、第10、11回調査による1943~59年コーホートに対する分析結果(後述の分析II)である。

図8 平均初婚年齢に対する各要因の平均的効果 (β : 1943~59年コーホートの平均)



注：出会いのきっかけの категория「学校」は単独で大きな効果を示すため、この要因のみ縦軸（要因効果）のスケールを他と変えている。

図では平均初婚年齢、平均出会い年齢、および平均交際期間それぞれのカテゴリー間格差を示している。各要因の最も左に置いたカテゴリーは回帰分析の規準カテゴリーであり、回帰係数は0である。また、平均出会い年齢と平均交際期間に対する効果の和は平均初婚年齢に対する効果に等しい。この図によれば、出会いのきっかけ、学歴、結婚前の職業などが初婚過程タイミングに対して大きな格差をもたらしていることがわかる。ただし、それら格差のパターンはかなり異なっている。すなわち、出会いのきっかけでは「学校」「見合い」の場合に、出会い年齢と交際期間に対して他のきっかけと比べて著しい格差をもたらしているが、いずれも出会い年齢と交際期間への効果が互いに逆方向であるため、結果としての初婚年齢への効果は小さいものになっている。これは、それらのきっかけに特有の出会いタイミングの他からの”はずれ”を、交際期間の調節を通して解消している可能性を示唆するものである。これに対して、学歴、結婚前の職業をはじめ多くの要因では初婚年齢の格差はもっぱら出会い年齢の格差によってもたらされており、交際期間の格差は一律に小さい。こうした特徴は、初婚年齢の格差がどのような理由で形成されているかについて知るための手がかりを与える。たとえば、高学歴者で初婚年齢高い理由について考えると、一般に(1)卒業年齢上昇による結婚年齢の押し上げ効果、(2)就業率上昇に伴う職業と結婚との競合、および経済的自立、社会的地位向上の効果、(3)個人主義的意識など先進的意識獲得の効果、(4)上方婚志向および結婚相手に対する期待水準上昇による結婚相手減少（結婚難）の効果などが候補に挙げられる(金子、1995)。(1)(4)は最終的に結婚に至る相手との出会いを妨げる効果を持つのに対し、(2)(3)は必ずしも出会いは妨げず、代わりに交際期間を延長する効果を持つで

あろうことを考えると、図9に示された初婚過程(出会い年齢、交際期間)の格差のあり方は、高学歴者の晩婚傾向が(1)(4)によって形成されていることを支持している<sup>6</sup>。なお、要因の中で結婚前の親との同別居の結婚年齢に対する効果を見ると、同居している場合に出会いが早くなっており、同居者の増加は晩婚化に寄与し得ず、また前節に見たように同別居の構成も変化していないことから、少なくともこれらコーホートが関与した1970～80年代前半の全国レベルの晩婚化にパラサイトシングル仮説<sup>7</sup>は当てはまらないと思われる。

以上は、各要因のカテゴリー格差の平均的なパターンについて見たが、それらはコーホートごとに少なからず変動している。各単年コーホートごとに観察した結果を付属資料に示した。

### III. 分析結果

本研究では、複数の調査から得られたデータを用いているが、調査によって調べられている変数は必ずしもすべてが同一ではない。このため分析対象に含めたい説明変数がすべてのコーホートについて得られるわけではない。この制約を補うため、ここでは変数、コーホートの対象を変えた複数の分析を行った。まず、第9～11回調査データを用いて、できるだけ多くのコーホート(1937～59年コーホート)に対し、基本的な要因の効果の分析を行った(分析I)。次に、結婚前の就業状態および職種の効果を調べるために、第10、11回調査データによって1943～59年コーホートを対象とした分析を行った(分析II)。最後に、分析IIと同じ対象に対して、結婚・家族に関する意識変化の分析を行った(分析III)。

#### 1. 分析I－基本要因の効果の観察：1937～59年コーホート(第9～11回調査)

第9～11回調査データをもとに、1937～59年出生コーホートを対象として、平均初婚年齢変化の過程・要因分解分析を行った。三回にわたる調査結果を用いることで、対象コーホートの範囲を広げることができるとともに、重複して捉えられるコーホートについては、標本規模が増すことで結果の信頼性を高めることができる。その反面、分析に用いる説明変数は、すべての調査で共通に調べられている必要があり、基本的なものに限定される。本分析で用いることができた変数は、表3(表側)にみられるとおり、出会いのきっかけ、学歴、結婚前の親との同別居、きょうだい構成(兄弟姉妹それぞれの有無)、父親の職業、交際の恋愛性である。

前節、平均初婚年齢の観察で見られたように、晩婚化のペースは時期によって異なる。表3においては、このペースの違いによって3つの時期、1937～46年、～53年、～59年に分けて観察した。同表では、各時期の平均初婚年齢変化を平均出会い年齢の変化と平均交際期間の変化に分解し、さらにそれぞれの変化に対する上記各要因の構成変化の寄与を示している(同表下段には平均初婚年齢変化を100%とした

<sup>6</sup> ただし、ここでの議論は平均値の格差に限定したものであることに注意が必要で、初婚タイミングの格差には生涯未婚や結婚のペース(速度)といった行動パターンの違いも重要である可能性がある。

<sup>7</sup> 学卒後もなお親と同居し、基礎的生活条件を親に依存している未婚者が増加したことによって、消費の低迷や晩婚化が生じたとする山田昌弘氏(東京学芸大学)の提唱する説。



表3 平均初婚年齢コーホート変化量の初婚過程・要因分解 (分析I: 1937~59年コーホート: 第9~11回調査)

要因	期間 初婚過程	1937年生れコーホート → 1948年生れコーホート			1948年生れコーホート → 1953年生れコーホート			1953年生れコーホート → 1959年生れコーホート		
		平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長
全タイミング変化 (1年当たり増加)		0.16年 (0.02年)	0.70 (0.08年)	-0.54 (-0.06年)	0.34年 (0.05年)	-0.17 (-0.02年)	0.51 (0.07年)	1.17年 (0.20年)	0.63 (0.10年)	0.54 (0.09年)
要因変化の効果		0.49	0.56	-0.07	0.19	-0.29	0.48	0.25	0.34	-0.09
出会いのきっかけ		0.04	0.06	-0.02	-0.15	-0.54	0.40	-0.04	0.07	-0.11
学歴		0.14	0.17	-0.03	0.29	0.26	0.03	0.25	0.26	-0.00
結婚前の親との同別居		0.05	0.01	0.03	0.01	0.02	-0.01	0.02	0.04	-0.02
きょうだい構成(兄)		0.05	0.04	0.01	0.03	0.01	0.02	0.03	0.02	0.01
きょうだい構成(姉)		-0.04	-0.00	-0.04	-0.02	-0.02	0.00	-0.04	-0.02	-0.02
きょうだい構成(弟)		-0.03	-0.04	0.01	0.00	0.01	-0.00	0.01	0.02	-0.00
きょうだい構成(妹)		0.08	0.16	-0.08	-0.00	-0.01	0.00	0.04	0.02	0.02
父親の職業		0.14	0.13	0.01	0.03	0.04	-0.02	0.01	-0.00	0.02
交際の恋愛性		0.07	0.03	0.04	-0.00	-0.06	0.05	-0.05	-0.06	0.02
残差		-0.33	0.14	-0.47	0.15	0.12	0.02	0.92	0.29	0.64

要因	期間 初婚過程	1937年生れコーホート → 1948年生れコーホート			1948年生れコーホート → 1953年生れコーホート			1953年生れコーホート → 1959年生れコーホート		
		平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長
全タイミング変化		100.0%	435.9	-335.8	100.0%	-48.5	148.4	100.0%	53.7	46.3
要因変化の効果		305.8	348.1	-42.3	57.0	-85.1	142.0	21.3	29.3	-8.0
出会いのきっかけ		22.6	35.1	-12.5	-43.1	-159.5	116.4	-3.2	6.4	-9.6
学歴		85.4	103.2	-17.8	85.6	76.0	9.6	21.7	22.0	-0.3
結婚前の親との同別居		29.8	8.9	21.0	3.5	5.0	-1.5	1.6	3.6	-2.0
きょうだい構成(兄)		30.5	22.3	8.2	9.3	3.7	5.6	2.7	2.0	0.7
きょうだい構成(姉)		-25.6	-0.1	-25.6	-6.2	-7.3	1.1	-3.1	-1.8	-1.3
きょうだい構成(弟)		-16.0	-22.0	6.0	1.2	2.0	-0.9	1.0	1.4	-0.4
きょうだい構成(妹)		48.8	99.7	-50.9	-1.3	-1.9	0.6	3.3	1.4	1.9
父親の職業		86.8	83.0	3.8	8.6	13.1	-4.5	1.2	-0.2	1.4
交際の恋愛性		43.5	18.1	25.4	-0.7	-16.3	15.5	-3.9	-5.5	1.6
残差		-205.8	87.8	-293.5	43.0	36.6	6.4	78.7	24.4	54.3

平均初婚年齢の変化 人口動態統計からの推定値 (1年当たり増加)	0.41年 (0.05年)	0.25年 (0.04年)	0.96年 (0.16年)
--	------------------	------------------	------------------

要因	期間 初婚過程	1948年生れコーホート → 1959年生れコーホート		
		平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長
全タイミング変化 (1年当たり増加)		1.51年 (0.12年)	0.46 (0.04年)	1.05 (0.08年)
要因変化の効果		0.44	0.05	0.39
出会いのきっかけ		-0.18	-0.47	0.28
学歴		0.55	0.52	0.03
結婚前の親との同別居		0.03	0.06	-0.03
きょうだい構成(兄)		0.06	0.04	0.03
きょうだい構成(姉)		-0.06	-0.05	-0.01
きょうだい構成(弟)		0.02	0.02	-0.01
きょうだい構成(妹)		0.03	0.01	0.02
父親の職業		0.04	0.04	0.00
交際の恋愛性		-0.05	-0.12	0.07
残差		1.07	0.41	0.66

要因	期間 初婚過程	1948年生れコーホート → 1959年生れコーホート		
		平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長
全タイミング変化		100.0%	30.7	69.3
要因変化の効果		29.4	3.5	25.8
出会いのきっかけ		-12.2	-31.1	18.8
学歴		36.1	34.2	1.9
結婚前の親との同別居		2.0	3.9	-1.9
きょうだい構成(兄)		4.2	2.4	1.8
きょうだい構成(姉)		-3.8	-3.0	-0.8
きょうだい構成(弟)		1.1	1.6	-0.5
きょうだい構成(妹)		2.3	0.6	1.6
父親の職業		2.9	2.8	0.1
交際の恋愛性		-3.2	-8.0	4.8
残差		70.6	27.1	43.5

平均初婚年齢の変化 人口動態統計からの推定値 (1年当たり増加)	1.21年 (0.09年)
--	------------------

図9 1946年コーホートを起点とした要因構成変化の平均初婚年齢に対する累積効果(分析I:第9~11回調査)

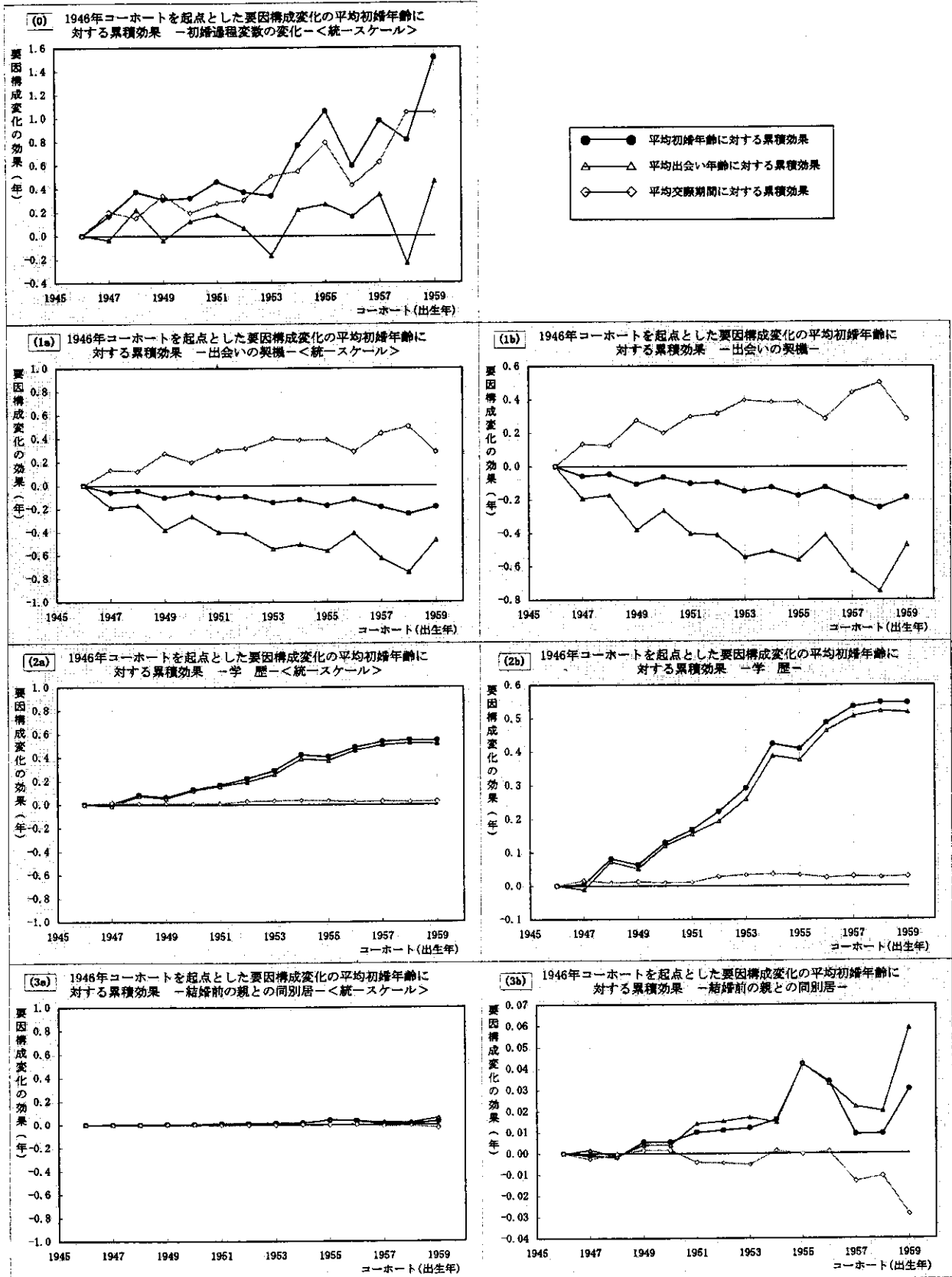


図9 1946年コホートを起点とした要因構成変化の平均初婚年齢に対する累積効果(分析I:第9~11回調査つづき)

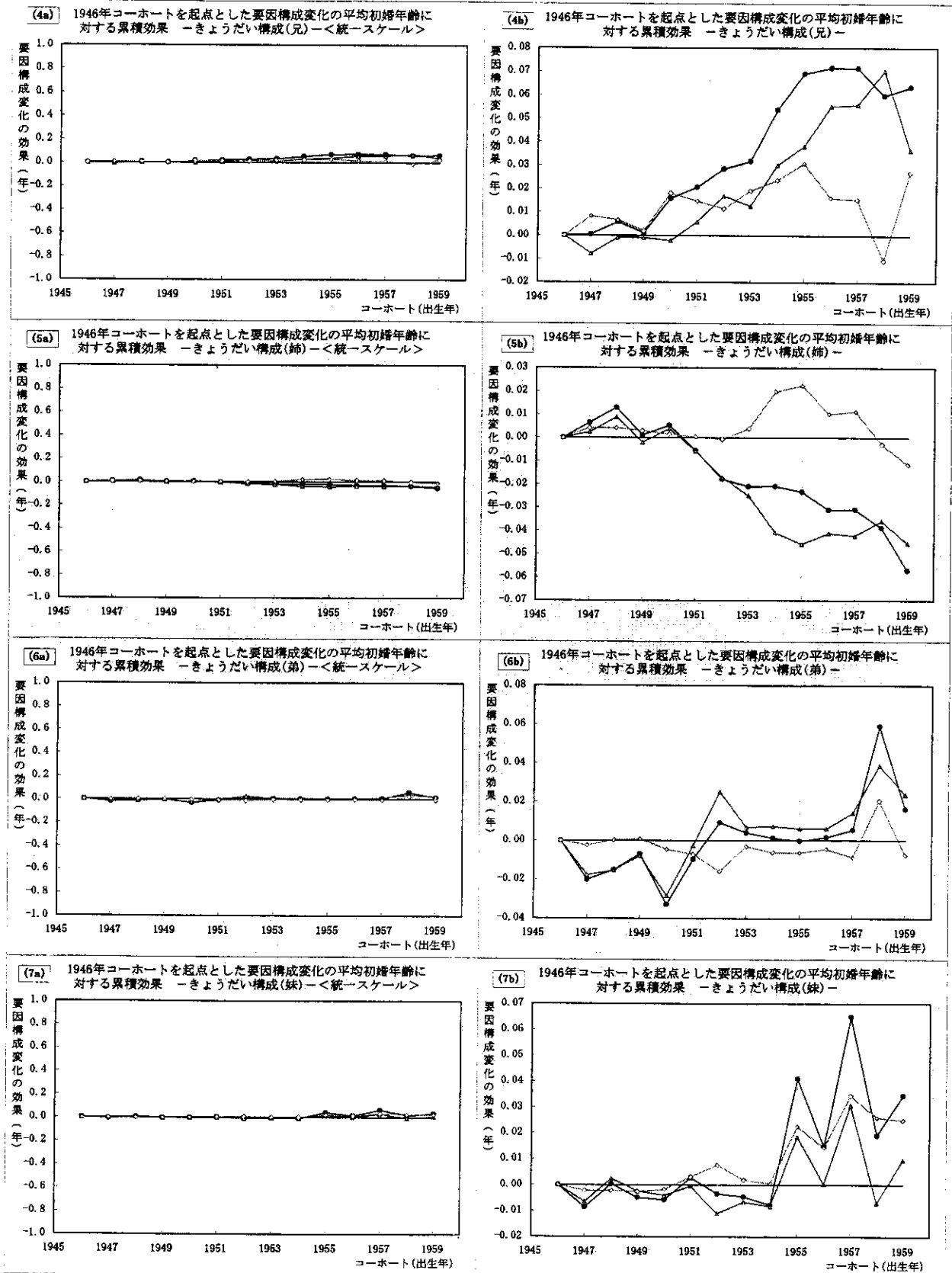
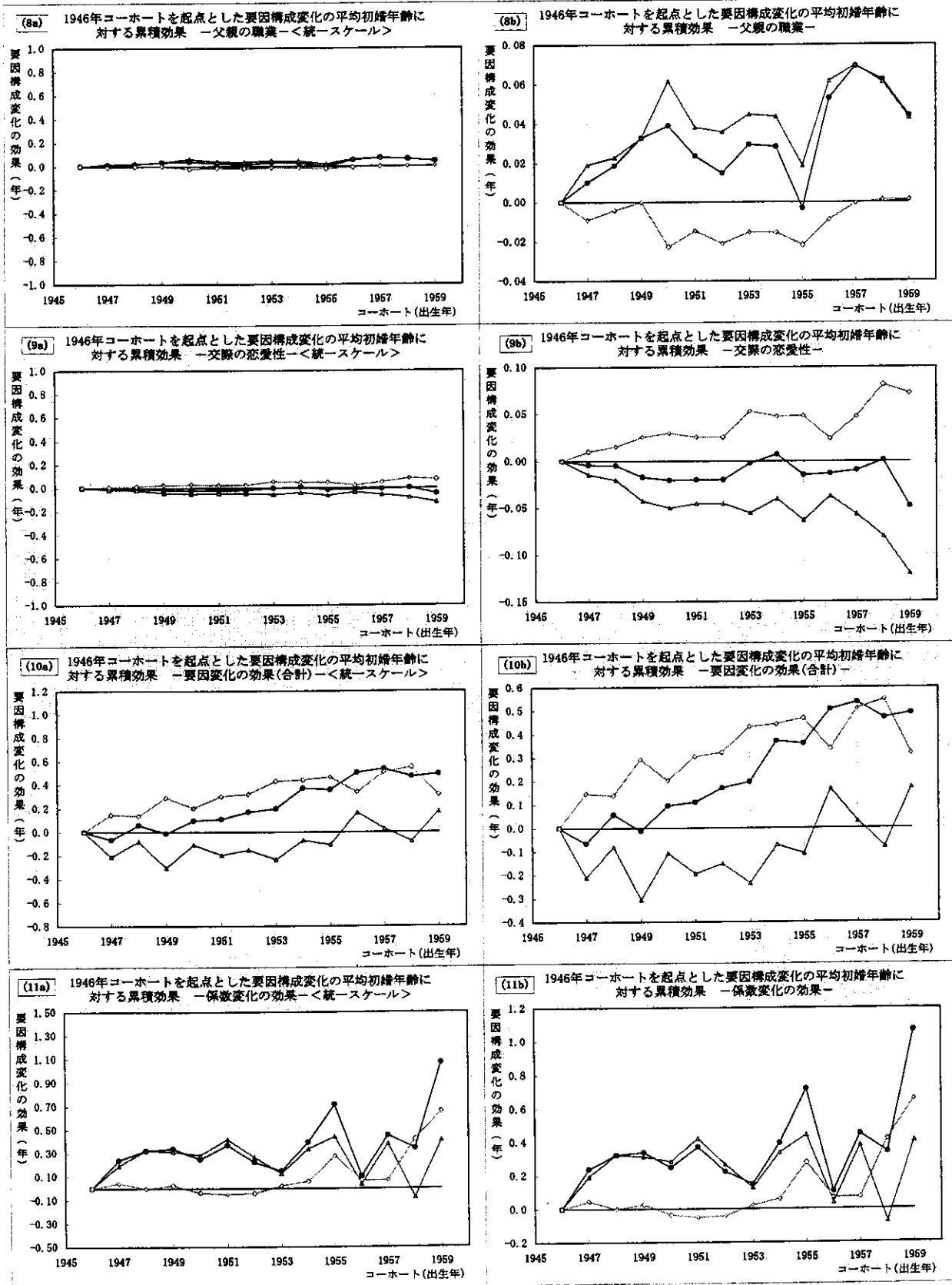


図9 1946年コホートを起点とした要因構成変化の平均初婚年齢に対する累積効果(分析I:第9~11回調査-つづき)



寄与率を示している)。

これによれば、1937～46年コーホート、すなわち戦時～終戦期生まれのコーホートの間では、平均初婚年齢に0.16年の上昇が見られ、これは平均出会い年齢0.70年の上昇と平均交際期間0.54年の減少が、同時に生じた結果であることが示されている。この時期の平均初婚年齢の変化は小さいが、これをもたらした過程、すなわち出会い年齢と交際期間には比較的大きな(反対方向への)変化が認められる。したがってこの結果には、平均初婚年齢が安定的に推移している時期(コーホート)であっても、その水面下の初婚過程には大きな変動が生じている可能性があることが示されている<sup>8</sup>。

次の区分である1946～53年の7年幅のコーホート間では、晩婚化のペースは上昇している(平均初婚年齢差0.34年、単位年当たり平均0.05年)。しかし、平均出会い年齢を見るとわずかに早まっており(-0.17年)、また交際期間はかなり長くなっている(0.51年)。これらは前の期間の変化と逆となっており、この間に初婚過程が大きく変容したことを示唆する。

さらに次の時期、1953～59年コーホート間の平均初婚年齢変化(年次的にみた少子化の開始・進行期-1970年代後半～80年代始め-に対応すると考えられる)について見ると、わずか6年間に1.17年(単位年当たり0.2年)という急速な晩婚化が認められる。これに対する平均出会い年齢と平均交際期間の変化の寄与はそれぞれ0.63年(53.7%)、0.54年(46.3%)となっており、この時期の晩婚化は、この両者が同時に変化したことによって顕著なものになったと言える。

表3では、晩婚化が比較的顕著な上記二期を合わせた1946～59年コーホートについての計算結果を示している(この間の平均値変化、および寄与度はすべて二期の効果の和となる)。この全期にわたる平均初婚年齢変化は、1.51年、うち平均出会い年齢0.46年(30.7%)、平均交際期間1.05年(69.3%)となっている。この期間の晩婚化に対するいくつかの要因に対する効果を見よう。まず、出会いのきっかけの変化(見合いの減少など)の効果を見ると-0.18年となっており、やや早婚化に働いたことになるが、その絶対値はさほど大きいものではない。しかし、その効果の内訳(経路)を見ると、平均出会い年齢に対して-0.47年(-31.1%)、平均交際期間に対して0.28年(18.8%)となっており、効果の方向が反対であるが、双方ともかなり大きな効果を示している。それらが相殺することで結果的に晩婚化に対する効果が小さいものとなっている。つぎに、高学歴化の効果は0.55年(36.1%)とかなり顕著だが、そのうち出会い年齢への効果は0.52年(34.2%)、交際期間への効果は0.03年(1.9%)となっていて、その効果のほとんどが出会い年齢を遅らせるものであったことがわかる。それ以外の要因の効果は個別では、出会いのきっかけ、学歴の効果に比べると小さいものであることがわかる。

さて、上記では期間を区分して、それぞれについて晩婚化とその要因の特徴を調べたが、より詳細な年次傾向はどうなっているであろうか。たとえば、第二の期間

<sup>8</sup> 寄与率は平均初婚年齢変化を分母としているため、こうした時期、とりわけ変化が0に近い時期については、非常に不安定な数値になりやすいと考えられるので、注意を要する。寄与率は変化の大きい時期についてのみ意味のある指標であると考えらるべきであろう。

には47～49年ベビーブームコーホートを含んでいるが、この世代において特別な行動変化は見られないだろうか。今回の分析では、そのような細かな変化が捉えられるように、単年ごとの効果を累積することによって上記各期間の寄与を求めている。図9(0)、(1a)、(1b)、(2a)・・・、(11b)－巻末－には、1946年以降のコーホートについて、平均初婚年齢、平均出会い年齢、平均交際期間それぞれに対する各種要因の46年コーホート起点とした累積的效果を図示している。この図では46年コーホートから横軸に示したコーホートまでの単年ごと変化の累積値が示されており、標本誤差による変動を含みながらも大まかな傾向を読みとることができる。図では変化がない時期にはグラフが水平に、変化一定の時期には右上がりの直線になっている。これによって1946～59年コーホートについて、まず平均初婚年齢の累積変化を見ると(図9(0))、46～48年にかけて急に上昇した後53年までは一旦停滞し、その後大きく変動しながらも59年までにかなり急な晩婚化が生じたことが示されている。その間、平均出会い年齢はあまり変化しなかったが、平均交際期間は全期間に渡ってほぼ一定のペースで増加したようである(もちろん、平均出会い年齢と平均交際期間の変化の和は平均初婚年齢の変化に一致する)。つまり、ベビーブーム世代はその前の世代に比べて交際期間の延長により急な晩婚化を示し、その後の世代は53年コーホートまでベビーブーム世代の水準を維持したように見える。

この初婚過程変化に対する各種要因の効果も図9によって時系列的に比較することができる。図6では、(1a)～(11a)は縦軸が要因間で統一されたスケール、(1b)～(11b)は要因によって拡大されたスケールによって描かれている。(1a)(1b)出会い契機の構成が変化したことによるコーホート晩婚化への効果を見ると、それは全期間を通してわずかに早婚化に働いており、それは平均出会い年齢を早める効果と平均交際期間を延長する効果が互いに打ち消し合うことで維持されていたことがわかる。この出会い契機の効果は全期間を通してかなり安定的に働いていた。(2a)(2b)高学歴化の効果では、50年から57年コーホートで晩婚化に対して大きな効果を発揮していたが、57～59年では効果の消失が見られる。高学歴化の晩婚化に対する効果の特徴は、それが一貫して出会い年齢を引き上げる効果のみによっていることで、平均交際期間への効果は全期間を通じて非常に小さい。その他の要因変化の効果(3a)～(9a)は、上記2要因に比べると小さいが、スケールを拡大した図(3b)～(9b)によれば1953年前後ではっきりと傾向が変わるなどの共通したパターンが見られる。

## 2. 分析Ⅱ－結婚前の職業の追加：1943～59年コーホート(第10、11回調査)

第9回夫婦調査では、妻の結婚前の職業を尋ねていないため、分析Ⅰではこの効果を調べることができなかった。ここでは第10、11回調査のみを用いることによって、これを加えて同様の分析を行った。また、合わせて第10、11回調査のみで得られる両親の年齢構成変化の効果も調べた。対象は1943～59年コーホートである(表4、および図10－巻末)。

その結果によれば、1946～59年コーホートについて職業構造の変化(就業割合上昇、職種のホワイト化、専門化)の晩婚化への寄与は、1951年コーホート以降で出会い年齢上昇を介してしだいに大きくなる。しかし、全体として出会い契機や学歴変化の

表4 平均初婚年齢コーホート変化量の初婚過程・要因分解 (分析Ⅱ: 1946~59年コーホート: 第10・11回調査)

要因	期間 初婚過程	1946年生れコーホート → 1953年生れコーホート			1953年生れコーホート → 1959年生れコーホート			1946年生れコーホート → 1959年生れコーホート		
		平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長
全タイミング変化 (1年当たり増加)		0.28年 (0.04年)	-0.34 (-0.05年)	0.62 (0.09年)	1.11年 (0.19年)	0.57 (0.09年)	0.55 (0.09年)	1.40年 (0.11年)	0.23 (0.02年)	1.17 (0.09年)
要因変化の効果		0.12	-0.42	0.54	0.23	0.19	0.04	0.35	-0.23	0.58
出会いのきっかけ		-0.16	-0.64	0.48	-0.05	0.05	-0.10	-0.21	-0.58	0.37
学歴		0.17	0.13	0.04	0.24	0.26	-0.02	0.41	0.39	0.02
結婚前の親との同別居		0.01	0.01	0.01	0.02	0.04	-0.01	0.04	0.05	-0.01
きょうだい構成(兄)		0.02	0.01	0.00	0.04	0.03	0.00	0.05	0.05	0.01
きょうだい構成(姉)		-0.03	-0.03	0.01	-0.04	-0.04	-0.00	-0.07	-0.07	0.00
きょうだい構成(弟)		0.05	0.05	0.00	0.00	0.00	-0.00	0.05	0.05	0.00
きょうだい構成(妹)		-0.04	-0.03	-0.01	0.04	0.01	0.03	-0.00	-0.02	0.02
父親の職業		0.01	0.03	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.01	-0.01
交際の恋愛性		0.02	-0.04	0.06	-0.06	-0.08	0.02	-0.04	-0.12	0.08
結婚前の職業		0.06	0.09	-0.03	0.05	-0.07	0.13	0.12	0.02	0.10
残差		0.17	0.08	0.08	0.89	0.38	0.50	1.05	0.46	0.59

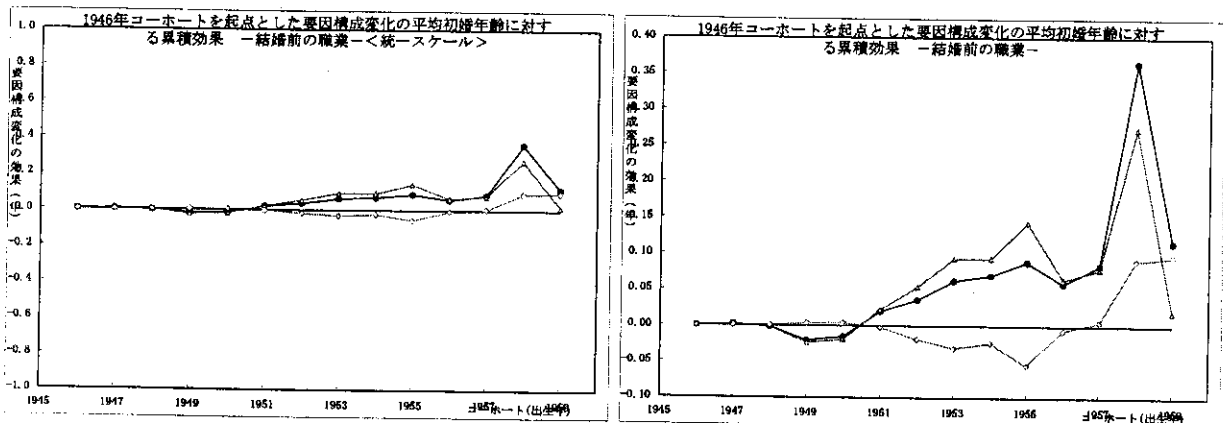
  

要因	期間 初婚過程	1946年生れコーホート → 1953年生れコーホート			1953年生れコーホート → 1959年生れコーホート			1946年生れコーホート → 1959年生れコーホート		
		平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長
全タイミング変化		100.0%	-119.0	219.0	100.0%	51.0	49.0	100.0%	16.5	83.5
要因変化の効果		41.6	-147.8	189.4	20.6	16.8	3.8	24.8	-16.7	41.5
出会いのきっかけ		-55.5	-223.7	168.2	-4.6	4.7	-9.4	-15.0	-41.6	26.7
学歴		59.5	46.6	12.9	21.5	23.0	-1.6	29.2	27.8	1.4
結婚前の親との同別居		5.2	2.8	2.4	2.1	3.4	-1.3	2.7	3.3	-0.6
きょうだい構成(兄)		6.1	5.0	1.1	3.2	2.9	0.3	3.8	3.3	0.5
きょうだい構成(姉)		-10.0	-12.2	2.2	-3.7	-3.5	-0.1	-4.9	-5.3	0.3
きょうだい構成(弟)		17.3	16.0	1.3	0.1	0.4	-0.2	3.6	3.5	0.1
きょうだい構成(妹)		-13.8	-10.3	-3.5	3.4	1.0	2.4	-0.1	-1.3	1.2
父親の職業		4.9	9.0	-4.1	-0.8	-1.2	0.4	0.3	0.9	-0.5
交際の恋愛性		5.7	-14.0	19.7	-5.4	-7.3	1.9	-3.1	-8.6	5.5
結婚前の職業		22.2	33.1	-10.9	4.8	-6.7	11.5	8.3	1.4	7.0
残差		58.4	28.8	29.6	79.4	34.2	45.2	75.2	33.1	42.0

平均初婚年齢の変化 人口動態統計からの推定値 (1年当たり増加)	0.25年 (0.04年)	0.96年 (0.16年)	1.21年 (0.09年)
--	------------------	------------------	------------------

図10 1946年コーホートを起点とした要因構成変化の平均初婚年齢に対する累積効果(分析Ⅱ: 第10,11回調査)



効果に比べると小さい。

### 3. 分析Ⅲ－結婚・家族意識の追加：1943～59年コーホート(第10、11回調査)

第10、11回調査では、結婚の属性、個人の社会経済属性に加えて下記の結婚・家族意識について調べている。上記分析Ⅱで用いた変数(両親の年齢を除く)にこの意識変数を加えて1943～59年コーホートに対する分析を行った(表5、および図11-巻末)。これにより、分析Ⅱまでで見た個人属性変化によって説明されない晩婚化の部分について、意識の領域からの説明を試みる。

#### 結婚・家族に関する意識：設問(第10、11回調査共通)

a	生涯を独身で過ごすというのは、望ましい生き方ではない
b	男女が一緒に暮らすなら結婚すべきである
c	結婚前の男女でも愛情があるなら性交渉をもってかまわない
d	結婚しても、人生には結婚相手や家族とは別の自分だけの目標をもつべきである
e	結婚したら、家庭のためには自分の個性や生き方を半分犠牲にするのは当然だ
f	結婚後は、夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ
g	結婚したら、子供はもつべきだ
h	いったん結婚したら、性格の不一致くらいで別れるべきではない

設問(第11回調査) 次のような考え方に対して、あなたはどのようにお考えでしょうか。下のa～iのそれぞれについて、あてはまる番号に○をつけて下さい。  
 回答 1 まったく賛成、2 どちらかといえば賛成、3 どちらかといえば反対、4 まったく反対  
 (iは、本稿で使用しないため省略)

分析結果によれば、1946～59年コーホート晩婚化についてここで用いた全意識変数の寄与(0.35年)は、他の個人属性変数寄与の総和(0.31年)と同程度であり、コーホート間の意識の変容が晩婚化に寄与していたことがわかる。また、意識変数の投入によって個人属性変数の寄与にはほとんど変化がなく(分析Ⅱ図4と比較)、このことは意識変化の効果が、高学歴化、出会い契機の変化、就業・職業の変化などとは独立に働いていたことを示す。寄与の時期による違いを見ると、表5によってその大部分が1946～53年出生コーホート間のもの(0.30年)であることがわかるが、図11によってより細かく見ると実は1946～49年コーホートで寄与が大きく、その後ペースダウンしながら寄与が続いたことがわかる。つぎに寄与のプロセスをみると、ほとんどが出会い年齢を遅らせることによる効果であることがわかる。これら時期、効果プロセスのパターンは高学歴化の寄与によく似ている。ここでは高学歴化も他の属性変数同様コントロールした上での結果であるから、学歴カテゴリーに関わりなく一様に意識変化が進んで晩婚化をもたらしたことになるが、高学歴化の寄与とパターンが似ている理由としては、もともと高学歴層の意識が時代を先取りしたものであって、人口全体の意識変化の方向が従来の高学歴者の持っていた意識の方向に生じていたのではないかとということが考えられる。

個別の意識変化について晩婚化への寄与は、互いをコントロールした上での効果であるため数値が小さく、そのパターンからそれぞれに結論を引き出すのは難しい。



表5 平均初婚年齢コーホート変化量の初婚過程・要因分解 (分析Ⅲ: 1946~59年コーホート: 第10・11回調査-価値観の追加)

要因	期間 初婚過程	1946年生れコーホート → 1953年生れコーホート			1953年生れコーホート → 1959年生れコーホート			1946年生れコーホート → 1959年生れコーホート		
		平均初婚年齢 の上昇	平均出会い年 齢の上昇	平均交際期間 の延長	平均初婚年齢 の上昇	平均出会い年 齢の上昇	平均交際期間 の延長	平均初婚年齢 の上昇	平均出会い年 齢の上昇	平均交際期間 の延長
全タイミング変化 (1年当たり増加)		0.27年 (0.04年)	-0.37 (-0.05年)	0.65 (0.09年)	1.17年 (0.20年)	0.70 (0.12年)	0.48 (0.08年)	1.45年 (0.11年)	0.32 (0.02年)	1.13 (0.09年)
属性変化の効果		0.09	-0.51	0.61	0.22	0.25	-0.03	0.31	-0.27	0.58
出会いのきっかけ		-0.17	-0.69	0.52	-0.05	0.07	-0.12	-0.22	-0.62	0.40
学歴		0.16	0.12	0.04	0.21	0.21	0.00	0.37	0.33	0.04
結婚前の親との同別居		0.01	-0.01	0.01	0.08	0.08	-0.00	0.08	0.07	0.01
きょうだい構成(兄)		0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	-0.01	0.02	0.02	0.00
きょうだい構成(姉)		-0.02	-0.03	0.01	-0.04	-0.03	-0.01	-0.07	-0.07	-0.00
きょうだい構成(弟)		0.05	0.04	0.01	-0.00	0.01	-0.02	0.04	0.05	-0.01
きょうだい構成(妹)		-0.03	-0.02	-0.01	0.06	0.05	0.01	0.03	0.03	0.00
父親の職業		0.01	0.02	-0.00	-0.05	-0.04	-0.00	-0.03	-0.02	-0.01
交際の恋愛性		0.02	-0.04	0.06	-0.02	-0.04	0.03	0.01	-0.08	0.09
結婚前の職業		0.05	0.10	-0.05	0.03	-0.07	0.09	0.08	0.03	0.05
意識変化の効果		0.30	0.32	-0.02	0.04	0.09	-0.04	0.35	0.41	-0.06
a 生涯独身望ましくない		0.04	0.06	-0.02	-0.01	-0.06	0.04	0.02	0.00	0.02
b 同棲せず結婚すべき		0.11	0.10	0.02	0.00	0.12	-0.12	0.11	0.22	-0.10
c 愛情あれば婚前交渉可		0.04	0.05	-0.01	-0.03	-0.01	-0.03	0.01	0.05	-0.04
d 家族と別の自分の目標		-0.00	-0.00	-0.00	0.11	0.11	0.01	0.11	0.11	0.00
e 家庭で個性の個性当然		0.02	0.04	-0.02	-0.01	-0.09	0.09	0.01	-0.05	0.06
f 夫は仕事、妻は家庭		0.01	-0.00	0.01	-0.03	-0.01	-0.02	-0.03	-0.01	-0.01
g 子どもは持つべき		0.03	0.02	0.01	0.03	-0.01	0.04	0.06	0.01	0.05
h 性格不一致の離婚不可		0.06	0.05	0.01	-0.01	0.04	-0.05	0.05	0.09	-0.04
残差		-0.12	-0.18	0.06	0.91	0.36	0.55	0.79	0.18	0.61

要因	期間 初婚過程	1946年生れコーホート → 1953年生れコーホート			1953年生れコーホート → 1959年生れコーホート			1946年生れコーホート → 1959年生れコーホート		
		平均初婚年齢 の上昇	平均出会い年 齢の上昇	平均交際期間 の延長	平均初婚年齢 の上昇	平均出会い年 齢の上昇	平均交際期間 の延長	平均初婚年齢 の上昇	平均出会い年 齢の上昇	平均交際期間 の延長
全タイミング変化		100.0%	-137.5	237.6	100.0%	59.2	40.8	100.0%	22.2	77.8
属性変化の効果		34.8	-189.2	224.0	18.5	20.9	-2.5	21.5	-18.6	40.1
出会いのきっかけ		-63.1	-254.2	191.1	-4.5	5.8	-10.3	-15.5	-43.1	27.6
学歴		58.3	42.3	15.9	18.2	18.1	0.1	25.7	22.7	3.1
結婚前の親との同別居		2.5	-2.9	5.4	6.4	6.6	-0.1	5.7	4.8	0.9
きょうだい構成(兄)		5.2	1.8	3.4	0.5	1.0	-0.5	1.4	1.1	0.2
きょうだい構成(姉)		-9.0	-12.2	3.2	-3.8	-2.8	-1.0	-4.8	-4.5	-0.2
きょうだい構成(弟)		17.1	13.7	3.3	-0.1	1.2	-1.3	3.1	3.6	-0.5
きょうだい構成(妹)		-9.4	-7.3	-2.1	5.1	4.3	0.8	2.4	2.1	0.2
父親の職業		5.2	7.0	-1.8	-4.1	-3.7	-0.4	-2.3	-1.7	-0.7
交際の恋愛性		8.7	-13.4	22.1	-1.5	-3.8	2.3	0.4	-5.6	6.0
結婚前の職業		19.5	36.0	-16.6	2.3	-5.8	8.1	5.5	2.1	3.4
意識変化の効果		110.9	117.7	-6.8	3.8	7.6	-3.8	23.9	28.3	-4.4
a 生涯独身望ましくない		13.4	21.4	-7.9	-1.2	-4.9	3.7	1.6	0.0	1.5
b 同棲せず結婚すべき		40.7	34.9	5.8	0.2	10.5	-10.3	7.8	15.1	-7.2
c 愛情あれば婚前交渉可		15.2	19.9	-4.7	-2.8	-0.6	-2.2	0.6	3.2	-2.7
d 家族と別の自分の目標		-1.7	-0.6	-1.1	9.7	9.2	0.4	7.5	7.4	0.1
e 家庭で個性の個性当然		7.7	16.1	-8.4	-0.7	-8.0	7.3	0.9	-3.4	4.4
f 夫は仕事、妻は家庭		2.0	-0.8	2.8	-2.7	-0.9	-1.8	-1.8	-0.8	-0.9
g 子どもは持つべき		11.2	7.9	3.4	2.2	-1.1	3.3	3.9	0.6	3.3
h 性格不一致の離婚不可		22.3	18.8	3.4	-0.9	3.4	-4.3	3.4	6.3	-2.9
残差		-45.7	-66.0	20.4	77.7	30.6	47.1	54.5	12.4	42.1

平均初婚年齢の変化 人口動態統計からの推定値 (1年当たり増加)	0.25年 (0.04年)	0.96年 (0.16年)	1.21年 (0.09年)
--	------------------	------------------	------------------

図11 1946年コーホートを起点とした要因構成変化の平均初婚年齢に対する累積効果（分析Ⅲ：第10,11回調査）  
 —結婚・家族に関する意識要因—

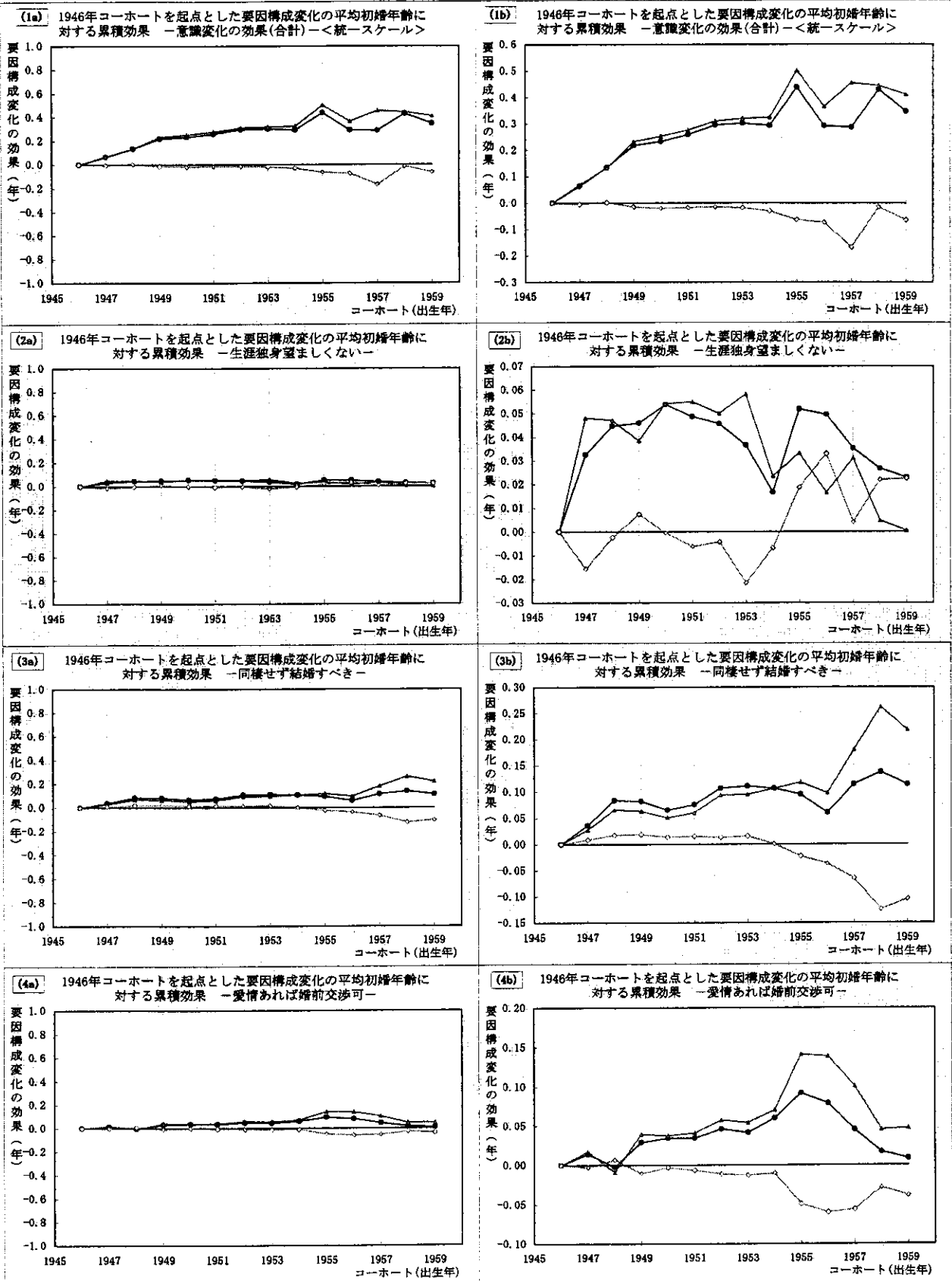
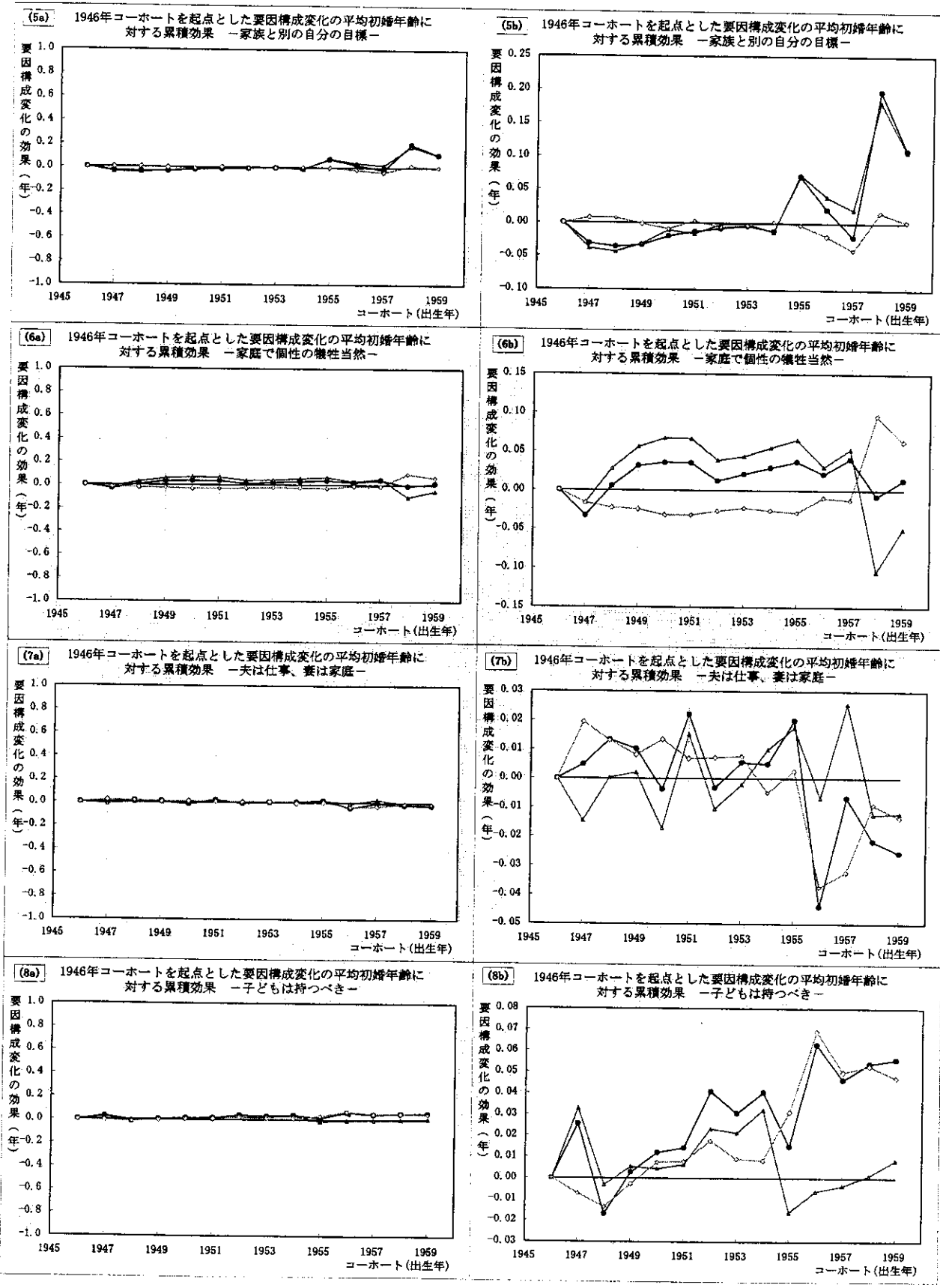


図11 1946年コーホートを起点とした要因構成変化の平均初婚年齢に対する累積効果（分析Ⅲ：第10,11回調査）  
 —結婚・家族に関する意識要因—（つづき）



単一の意識としては同棲に対する許容的意識の増加が最も晩婚化に寄与している。

#### IV. 考察

##### 1. 女子出生コーホートにおける晩婚化とその要因

分析対象としたコーホートの晩婚化のペースは、時期によりかなり異なる。まず、1937～46年出生コーホートでは平均初婚年齢の変化は小さい。しかし、平均出会い年齢、平均交際期間は大きく動いており、それらの方向が反対であるために初婚タイミングへの効果が相殺された形になっている。続く1946～53年出生コーホートでも同様に平均出会い年齢と平均交際期間が反対方向に変動して効果を相殺しているが、それぞれ変動方向が前の期間と逆になっている。次の1953～59年出生コーホートに至って初めて平均出会い年齢と平均交際期間がともに増加し、ともに晩婚化に寄与した。

これらの結果を見ると、コーホートの出会い年齢、交際期間は変動しやすいのに対し、初婚年齢は比較的安定していることがわかる。それは初婚年齢に対する種々の要因効果の働き方を見ても同様である。たとえば、最初の出会いが「学校」の場合、出会い年齢は著しく早いですが交際期間が著しく長いために初婚年齢は他のグループと大きく異なることはない。また、「見合い」では逆に出会いが著しく遅く、交際期間が短いので、やはり初婚年齢は出会い年齢の差ほど違わない。このように見ると、コーホート間やグループ間で出会い年齢は大きく変動しているものの、交際期間を調節することによって初婚年齢は安定化されており、いわば交際期間は出会い年齢の変動を吸収する緩衝装置の役割を果たしている。

さて、分析対象コーホートの中で晩婚化傾向が顕著な1946～59年出生コーホートについて詳しく見ると、すでに述べたように表面上は交際期間の延長の寄与が6～8割(分析Ⅰ69.3%、Ⅱ83.5%、Ⅲ77.8%)を占めているが、これに働いているのは「見合い」の減少を主とする出会い契機の変化のみであり、高学歴化、有業化、職種のホワイト化、および結婚・家族意識変化など他の主要な属性変化は出会い年齢上昇を通して晩婚化に寄与している。しかし、後者は出会い契機変化(見合い減少)の著しい出会い年齢減少効果によって相殺された形になっている。高学歴化、結婚・家族意識の変化の晩婚化への効果はほとんどすべてが出会い年齢上昇を通じた効果であり、職業変化の効果もこれに準ずる。したがってこれらの変化は、初婚過程全体をそのまま高年齢側へシフトさせている。これらは先行研究においても確認されていることであるが、今回は単年コーホートを対象にすることにより、それら効果の時期による微妙な違いを見ることができると。たとえば、高学歴化は1947～57年の10年間に出生したコーホートで晩婚化に対する効果が著しいが、57～59年コーホート間では急速に効果を失っている(図9(2a)または(2B))。これは年次的に見た1960年代半ばから1976年までの女子短大・大学進学率の急速な上昇とその後の停滞(文部省「学校基本調査」)に対応していると考えられるが、わずかに数年でコーホートの行動パターンの傾向が大きく変わることを示している。

1946～59年コーホート間の晩婚化のうち、出会い契機や個人属性の寄与として捉えられたのは、1/4程度である(分析Ⅰ29.4%、分析Ⅱ24.8%)。しかし、これに結婚・