

にしたものである。それによれば、期首コーホート C が時間軸に沿って 0 時点から始まり t_1 年後にそれらがどのような状態にあるのか、さらに t_2 年後、 t_3 年後、 t_4 年後… というように調べる。すなわちどの矢印を通るのかということ調べるのであるが、その際、どのような要因によってその状態へと移行したのかということが因子分析によって調べることになる。

具体的には、まず最も簡単な方法としては、5 年ごとの出生コーホートが次の t_x までに、無配偶であるか、有配偶であるか、また有配偶であっても、すでに第 1 子、第 2 子、第 3 子… が産まれているかという状態別（図中の各矢印）に分類し、それぞれの割合を求める。それらが基礎的な確率となる。その割合の時代効果をみることで、最も基本的な時系列のハザード分析につなげることができる。問題は、結婚ハザードは結婚後、離死別を経て再婚する可能性があるため、無配偶のグループへ戻ることも考慮しなければならないので、出生ハザードとは区別して分析することになるであろう。このようにして、最初のコーホートがどの時点で、結婚や出生といった事象へ落ちるのかということが分かれば、逆に各事象がどの時点でどの程度の確率で発生するのかということが予測できるはずである。

例示しながら説明しよう。例えば、時点 t_1 で有配偶・無子状態（2 行目）であり、時点 t_2 、時点 t_3 で第 1 子出生済状態（3 行目）、時点 t_4 で第 2 子出生済状態（4 行目）という経路をたどるといふことの確率的な意味を考えよう。そのためには、時間の流れを逆向きにして考えなければならない。なぜなら、時点 t_4 における事象の発生はその前の時点 t_3 において発生した事象の種類に依存し、また、時点 t_3 における事象の発生はその前の時点 t_2 において発生した事象の種類に依存するというように、時系列で並べられた事象発生の確率は、それぞれの前の時点に必要な事象が発生していることを前提とする、いわゆる条件付確率過程によって表現されなければならない。したがって、先の例のような経路を辿るのであれば、時点 t_4 において F_2^4 である前提として時点 t_3 では F_1^3 であるという条件が必要である。そして、時点 t_1 では M_1 であるという条件が必要である。このように、前の条件に依存する確率の時系列は確率過程として表現される。

2-2. 結婚のハザード・チャート

次に、図 2 は最初のハザード・チャートの結婚行動だけを分離したものである。『調査』との関係からいえば独身票の調査に対応する。そのコーホートに含まれる総数を C とし、次の時点 t^1 までに結婚した人の数を M^1 とすると、図 2 のような経路をたどって分かれることになる。したがって、期間 0 から t^1 までに結婚する確率は M^1/C であり、一方、独身のままである確率は $(C - M^1)/C$ ということになる。次に、時点 t^1 から時点 t^2 までの間に、最初のコーホートの中から m^2 人が結婚し、 r^1 人が離死別したとしよう。この場合はやや複雑となる。なぜなら、上述のように、時系列的に前の時点においてどの状態であったかということ前提とする確率となるために、この段階以降、一種の確率過程で表現されなければならない。図 2 に従って説明すれば、期間 t^1 から t^2 までに結婚した m^2 人は時点 t^1 においては、無配偶サンプル $C - M^1$ に含まれていなければならない。同様に、期間 t^1 から t^2 までに離死別した m^2 人は時点 t^1 においては、有配偶サンプル M^1 に含まれていなければならない。したがって、例えば、時点 t^2 において

無配偶であるということは、時点 t^1 においても無配偶であった N^1 のうちの $N^1 - m^1$ 人の確率

$$(N^1 - m^1) / N^1 ; N^1 / C | t^1$$

と時点 t^1 においては有配偶であった M^1 のうちの r^1 人の確率

$$r^1 / M^1 ; M^1 / C | t^1$$

が合わせられ、これら二つの条件付確率の合成によって表現される。同様に、時点 t^2 において有配偶であるということは、時点 t^1 においては無配偶であった N^1 のうちの m^1 人の確率

$$m^1 / N^1 ; N^1 / C | t^1$$

と時点 t^1 においても有配偶であった M^1 のうちの $M^1 - r^1$ 人の確率

$$(M^1 - r^1) / M^1 ; M^1 / C | t^1$$

が合わせられ、これら二つの条件付確率の合成によって表現される。この関係は、これ以降の例えば時点 t^3 においては時点 t^2 における状態に依存し、時点 t^4 においては時点 t^3 における状態に依存するというように、理論的にはこの出生コーホートが完全に死亡して消滅するまで続く。このモデルを実際の数値によって計算すれば、どの時点においてこのコーホートのどの割合が有配偶となるかということが確率的に予想される。言い換えれば、このコーホートの代表的な個人が各時点において結婚する確率が時系列的に予想される。

2-3. 出生のハザード・チャート

図3のチャートは図1のハザード・チャートの出生行動だけを分離したものである。調査との関係からいえば夫婦票の調査に対応する。図3に従って説明すると、期首のコーホートは結婚コーホートであり、調査に従って5年コーホートである。そのコーホートに含まれる総数を M^1 とし、次の時点 t^2 までに第1子を出産した人の数を F^1 、第2子を出産した人の数を F^2 、第3子を出産した人の数を F^3 とすると、図3のような経路をたどって分かれることになる。したがって、期間 t^1 から t^2 までに第1子、第2子、第3子を出産する確率はそれぞれ、 F^1 / M^1 、 F^2 / M^1 、 F^3 / M^1 であり、出産しない確率は $(M^1 - F^1 - F^2 - F^3) / M^1$ ということになる。次に、時点 t^2 までの間にどのような経路をとどるかによって図3のように表現されるであろう。これを代数的に表現するとかなり複雑となるし、確率的な考え方については前述の結婚行動を例に説明したため、ここでは、記述的に説明する。基本的には前述の結婚行動と同様に、時系列的に前の時点においてどの状態であったかということをも前提とする確率という一種の確率過程で表現される。つまり時点 t^3 においてどのブロックに落ちるかという確率は、時点 t^2 においてどのブロックにあったかということに依存するということである。但し、結婚行動と本質的に異なる点は、下のブロック、すなわち出生数の多いブロックに落ちれば、上のブロックには戻らないという点である。これらのブロックは、現在の子供数ではなくて、これまでのどのような出産歴をたどったのかということを示すものである。もちろん、既存子供数たるパリティの時系列的経路を分析する場合、より子供数の少ないブロックへ戻ることも理論的には想定可能である。しかし、本研究の目的である出生のタイミングおよび出生間隔を分析するというのであれば、第一次接近としては、出生行動に関してこのような不可逆的なモデル

によっても十分分析可能であると考えらる。

チャート上には、かえって煩雑となるため、割愛したが、もちろん第4子以降、ならびに、 t^5 以降の想定は理論的にも実証的に考慮すべきであろう。そして、この結婚コーホートが完全に死亡して消滅するまで続く。このモデルを実際の数値によって計算すれば、どの時点において、すなわちどのようなタイミングで、何番目の子供を出産するのかと確率的に予想されるはずである。

2-4. 要因分析

ハザード・モデルの流れは以上ようになるが、問題はそのように状態が移行する要因である。このような因果関係の主なものについては、図4のようなチャートによって示されるであろう。これは図1から図3までのチャートでいえば、矢印の1本1本に含まれる各要因ということになる。もちろん、それらの要因が重複することも十分考えられるが、実際には因子分析によってウェイト付けする。そのウェイトについて、後続するコーホートではどのように変化していくか、その過程を分析することによって、各要因の時代効果がどのように作用しているのかということがある程度分かり、その後の要因のシミュレーション分析に応用できよう。

3. 実証分析

次に、実際にハザード分析を用いて、結婚と出生のタイミングについて実証的に分析する。通常、ハザード分析には、ノン・パラメトリック推定としてのカプラン・マイヤ生命表分析、セミ・パラメトリック推定としてのコックス比例ハザード分析、パラメトリック推定としての指数モデル、ワイブルモデル、ログ・ロジスティックモデル、一般化ガンマモデルなどの各種分析方法がある。

これまでに、出生力を扱ったハザード分析には、ワイブルモデル（パラメトリック推定）やコックス比例ハザードモデル（セミ・パラメトリック推定）が用いられる場合が多い（和田 1999b）が、ここでは、それぞれの分析手法の特性を生かして、結婚および出生のタイミングについてはカプラン・マイヤ生命表分析による推定量の累積残存率による推定を行い、それらがどのような要因によってもたらされるのかということに関しては、各要因の寄与度が推計できるコックス比例ハザードモデルによって分析する。

具体的にコックス比例ハザードモデルにおけるハザード関数 $\lambda(t)$ は次のように定義される。

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp [a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n]$$

但し、 t は時間、 x_1, x_2, \dots, x_n は各説明変数、 a_1, a_2, \dots, a_n は各説明変数のパラメーター（偏回帰係数）、 $\lambda_0(t)$ は説明変数が平均値をとったときのハザード率である。コックス比例ハザードモデルは残存関数（累積生存率）が推定できるだけでなく、各人口事象の発生タイミングに対する各説明変数の影響度が推定されるのが特徴である。

説明変数の値に対する生存関数 $s(t)$ を推定する場合、次式によって求めることができる。

$$s(t) = \gamma \alpha_j^{\exp [a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n]}$$

但し、 γ は形状母数、 α は尺度母数であり、 $\alpha_j^{\exp [a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n]}$ は時点 j における残存

率である。

3-1. 結婚タイミング（初婚年齢）のハザード分析（第10回『調査』）

通常、ハザード分析を用いる場合、例えば何らかの治療を受けている患者の生存曲線を推計することが一般的であるが、今回のように結婚や出産を扱う場合では、何らかの社会・経済的属性をもった個人（この場合、『調査』に従えば、50歳未満の女性）が、どれだけの確率で、結婚しない状態あるいは何番目かの出産をしない状態に残存するかという残存率を累積する関数すなわち生存関数、その意味では未婚残存関数を推計することになる。

なお、『調査』には独身女性のみを対象としたいいわゆる「独身者票」と、有配偶女性を対象としたいいわゆる「夫婦票」とがあるが、例えば、独身者にあつては結婚しないことへの積極的な正当化をするのに対して、有配偶者にあつては逆に結婚した積極的な正当化をする傾向にあるという多少のバイアスの発生する恐れがあるだろうし、またそもそも、無配偶あるいは有配偶という時点でサンプル選抜の恐れがあるなど、これらを分離して分析することの問題点がすでに多く指摘されている。そこで、今回は、基本的にこれら「独身者票」と「夫婦票」と合わせて分析することにした。その際、「独身者票」の調査対象者にあつてすでに結婚経験のある者については、結婚年齢をその者の結婚のタイミングとし、特に初婚年齢に注目して推計した。一方、「夫婦票」にあつては、調査時点現在の有配偶関係についての結婚年齢ということであるから、必ずしも初婚再婚の区別をしなかったため、この点では、厳密にはデータの整合性がとれなかった。

さて、実際に推計された結婚のタイミングは図5に示した通りである。グラフに描かれているのは、結婚せずにいる者の確率的な割合、すなわち未婚の残存関数（太い実線）を示すものであるから、言いかえれば、100%、すなわち1からそれを減じたものが各年齢の条件付き結婚確率すなわち結婚ハザード（細い実線）ということになる。例えば、20歳時点の結婚ハザード（20歳のときに結婚した女性の割合）は3.2%であるのに対して、20歳時点までの結婚ハザード（調査対象者15歳以上50歳未満の女性のなかで20歳までに結婚した者の割合）ということになると、グラフに示されるように2.6%である。同様に、30歳時点までの結婚ハザードは60.6%、40歳時点までの結婚ハザードは76.1%、49歳時点までの結婚ハザードは88.7%である。

結婚のタイミングを説明する社会・経済的変数としては次のような諸変数を選択した。いずれも調査対象女性自身の社会・経済的属性である。まず、労働の観点から関係する変数として、「学歴」、「現在の職業」、「労働時間」、「年収」である。学歴は分類整理上、コード番号の若い方から次第に高くなるように配列してあるので、符号が負となっているということは学歴が高いほど結婚ハザードを低下させ、結婚年齢は高くなるということである。また労働時間は番号の若い方から次第に長くなるように配列してあるので、符号が負となっているということは労働時間が長いほど、これもまた結婚ハザードを低下させ、結婚年齢は高くなる。年収も番号の若い方から次第に多くなるように配列してあるので、符号が負となっているということは年収が多いほど結婚年齢は高くなる。

また結婚を決定づける社会的環境として、自分の親との同居関係、居住地が人口DID地区であるかどうかという説明変数を加えた。コード番号の若い方から非DID、以下順に人口の少ないDIDから人口の多いDIDというように配列してあるので、符号が負とな

っているということは人口集中地区、それも人口の多いほど結婚ハザードを低下させ、結婚年齢は高いということである。同居関係に関して、無配偶者については調査時点での同居関係であり、また有配偶者については結婚時点の同居関係に関する変数である。コード番号の若い方が同居状態であるため、符号が正となっているということは同居状態よりも別居状態の方が結婚ハザードは高く、結婚年齢は低いということである。

結婚形態に関しては、無配偶者の場合、希望する結婚形態について、また有配偶者については実際に結婚したときの結婚形態についての変数を用いた。番号の若い方が見合いであり、もう一方が恋愛であるため、符号が負となっているということは見合いよりも恋愛で結婚したり、あるいはそう希望している方が結婚ハザードは低下し、結婚年齢は高くなるということである。

最後の希望子ども数の変数は、結婚行動が子供をほしいという希望とセットになっているのかということを確認する意味もある重要な変数である。番号が若いほど希望する子供数が 0 から順に多くなるので、符号が正となっているということは子供を多くもちたいと考えている方が結婚ハザードは高く、結婚年齢は低くなるというようにこれまで想定されてきた通常の見方と合致する。

それぞれの t 値により、すべての説明変数に有意性があることがわかるし、それぞれの変数が目的変数に対してどれほどの統計的な重要性をもっているのかを示す F 値も十分に大きく、また、 P 値も通常の判定基準である 0.05 よりもはるかに小さい（なお計算ソフトの演算処理上、計算結果が極めて 0 に近い場合は、必ずしも 0 でなくとも計算結果は 0 と表示されている）。

3-2. 各出生のハザード分析（第 10 回「調査」）

次に、第 1 子、第 2 子、…、第 n 子をまだ出生していない者の累積残存率の関数、すなわち第 n 子出生残存関数（図 6 から 8、10 から 12 の太い実線）をそれぞれ推計した。結婚ハザードの推計と同様に、そこから 100% すなわち 1 から第 n 子出生残存関数を除することによって、それぞれの条件付き出生確率、すなわち出生ハザード（図 6 から 8、10 から 12 の細い実線）が推計できる。その結果、それぞれの出生がどのようなタイミングによって発生するのか、またそれらはどのような要因によって影響されるのかということが分析される。この分野の日本における先駆的研究としては、大谷 1993 があり、過去の『調査』に基づいて同様のハザード分析を行っているので、基本的には彼の研究に沿って分析を進めることとする。なお、先の第 n 子出生残存関数を 1 から減じたものが第 n 子の出生関数ということになる。大谷はこれを第 n 出生関数と呼び、彼はむしろこの出生関数のハザード分析を研究の主目的としていた（大谷 1993）。

ところで、この出生ハザード分析に当たっても結婚ハザード分析と同様に、『調査』の「独身者票」および「夫婦票」の両方を合わせて分析するべきであろうが、この第 10 回の『調査』では「独身者票」について、各出生順位の出生時における母親の年齢が把握できないため、「夫婦票」のみの分析にとどまった。したがって、厳密に言えば、結婚のハザード分析によって推計された未婚残存関数と、以降の第 1 子出生残存関数、第 2 子出生残存関数…というようには、必ずしも接続しているとはいえない。このことは今後の改善点である。また、第 4 子以上の出生の割合はわずか数パーセントであるので、ここでは

第3子の出生残存関数まで推計した。

まず、カプラン・マイヤ推定量による第1子生存関数の推計結果は図6に示した通りである。このような出生のタイミングに影響すると考えられる要因を研究したのものとしては、Cigno, A.による理論的考察とそれに基づいた大谷の実証分析がある (Cigno 1991, 大谷 1993)。ここではそれらの研究により得られた含意を Cigno=大谷予想として、その考えに基づき、さらに最近の『調査』により新たに実施された調査項目を利用してコックス比例ハザード分析により要因分析を行った。第1子生存関数の推計に際して選択された説明変数は、調査対象女子に関わる属性として、「学歴」、「結婚前から第1子を出生するまでの就業状態」、「年収」、「労働時間」、「結婚時の部屋数」、「結婚時の妻の親との同居」、「結婚形態（見合いか恋愛か）」、「結婚年齢」、「居住地の DID 区分」、「理想子供数」である。

Cigno=大谷予想によれば、妻の学歴が高くなれば、出生のタイミングが遅れると考えられた。今回の推計でも確かに符号が負となり学歴が高いことは出生のタイミングを遅らせることが分かった。しかし妻の学歴は、結婚ハザードの分析のときとは異なり、出生のタイミングには統計的に有意ではない。このことは、第1子に限らず、第2子以降についても同様である。

結婚前から第1子を出生するまでの就業状態に関する Cigno=大谷予想によれば、一般に賃金の高い就業状態、例えば、不就業よりパート、パートより常勤の方が、出生のテンポを遅らせるため出生ハザードを低下させるという。今回の推計でも、予想された符号条件通り負となり、不就業よりも就業状態にある方が、出生ハザードを低下させ、出生年齢を遅らせることが確かめられた。

年収および労働時間に関する Cigno=大谷予想によれば、いずれも所得を引き上げる効果のあるものについては、出生タイミングを遅らせると予想されるが、今回の推計によっても妻の年収が高いほど、また妻の労働時間が長いほど出生タイミングが遅れることが確認された。このことは、結婚ハザードと同様の結果であり、妻の労働時間の長いことおよび年収の高いことは晩婚化と晩産化の両方に効果のあるということが分かった。

結婚時の部屋数については、所有資産の一部である住居の資産効果により、子供の消費を促進させるため、部屋数の多いと出生年齢を低下させることが分かった。もっとも、過去の研究成果によれば、家族数が増加したために、結果的に部屋数を多くせざるを得なかったというように因果関係が逆ではないかという考え方もある。

結婚時の妻の親との同居関係については、Cigno=大谷予想によれば、「別居」に比べて「同居」している方が、はるかに高い出生力が示されたが、ここでは統計的に有意な結果を得られなかった。

結婚の形態が「見合い」であるか「恋愛」であるかということについては、「恋愛」よりも「見合い」という形態をとって結婚した方が、出生力を高めることが確認された。このことは Cigno=大谷予想と同様である。やはり、「見合い」の形態をとって結婚することは、結婚という目的とともに出生という目的がセットになっていることの表れであろう。

結婚年齢の説明変数については、今回の推計で F 値も t 値も最も高く、パラメータの値も顕著に高い。当然のことながら、Cigno=大谷予想と同様、結婚年齢が高いほど、出生時の年齢が高くなるということが確認された。

居住地の DID 区分については、DID 地域であって、特に人口規模が大きいほど出生の妨げとなっていることも確認された。

理想子供数については、これも当然のことながら、理想とする子供数が多ければ多いほど、出生のインセンティブになっていることが確認された。

同様に、第 2 子の出生に関しても図 7 に示した通りコックス比例ハザード分析によって推計を試みた。その結果、第 1 子出生の推計と比較すると、まず、説明変数として、「妻の学歴」と「結婚形態」が統計的に有意ではなくなった。また、「部屋数」については、統計的に有意ではなくなっただけでなく符号も逆転してしまった。その他については第 1 子出生と同様の結果であるので説明は省略する。

第 3 子出生の推計に至っては、第 1 子出生の推計以来統計的に有意な説明変数として、「就業状態」、「年収」、「結婚年齢」、「居住地 DID 区分」、「理想子供数」である（図 8）。符号については第 1 子と同様であるので説明は省略する。但し、「部屋数」については、第 2 子出生の推計では統計的に有意ではなかったが、第 3 子出生の推計では有意な結果となったけれども符号が逆転している。過去の研究成果によれば、家族数が増加したために、結果的に部屋数を多くせざるを得なかったというように部屋数が多いから子供数が多いのではなくて、子供数が多いために結果、部屋数が多いというように因果関係が逆ではないかという考え方もあるため、この相関関係についてははっきりしたことは言えない。

3-3. 第 9 回「調査」の分析

比較のために、同じく『調査』の第 9 回調査のデータを用いて同様の推計を試みた（図 10 から 12）。但し、調査項目が同一でなかったり、類似している調査項目があっても項目内の分類コードが必ずしも一致していないが、できるだけ同じようになるよう努めた。またそれだけでなく、第 9 回『調査』の主要な特徴として、避妊の実行に関する説明変数を追加した。

推計の結果、結婚ハザードについては、「学歴」、「親との同居」、「居住地の DID 区分」、「結婚形態」、「希望子供数」が説明変数である。第 10 回『調査』と同様、いずれも統計的に有意な結果であった。

第 1 子出生については、第 10 回『調査』では有意であった「学歴」、「結婚時の部屋数」、「結婚形態」の説明変数が、第 9 回『調査』では有意ではなかったのに対して、「妻の就業状態」、「親との同居関係」、「結婚年齢」、「居住地の DID 区分」、「理想子供数」の説明変数は有意であった。また、この第 1 子出生に関わる避妊を実行したかどうかということでは、もちろん、避妊をしたことで出生の妨げとなったということが統計的で有意であると確認された。

第 2 子出生についても推計したが、「親との同居関係」および「避妊の実行」の説明変数が有意ではなくなった。その他の説明変数については第 1 子出生と同様であった。さらに、第 3 子出生については「親との同居関係」は有意であったが、「避妊の実行」については、依然、有意ではなかった。したがって、「避妊の実行」については、第 1 子出生しか、有意な要因にならなかったが、この結果はこれまでのハザード分析の研究成果からするとやや考えにくく、詳細な分析の余地がまだ残されているものと思われる。

4. 今後の課題

なお、大谷によるハザード分析は、今回の推計で用いた説明変数の他に、「夫の学歴」、「社会移動」、「きょうだい数」、「結婚から前子出生までの期間」、「コーホート」を用いている。特に「結婚から前子出生までの期間」、「コーホート」を取り入れた分析については、出生のテンポについて人口統計学的に分析するためにも、さらに過去の『調査』をつなげる形にして、これから試みるべきものであろう。今後の課題としたい。

今回の分析により、結婚時点において結婚および最終子までの意思決定がなされるという Cigno モデルの限界がある程度確かめられたとともに、結婚も、各出生順位の出生の意思決定も、それぞれの事象ごとに、それぞれの環境および条件により意思決定がなされるという、いわゆるドリフト仮説の重要性も確かめられた。

やはり、特に女性の労働条件、および育児環境の属性が、結婚および出生に対して大きな要因として影響していることが分かった。この点についてもさらなる研究を進める必要がある。

参考文献

- Cigno, A. 1991. *Economics of Family*. Clarendon Press. (田中敬文・駒村康平訳『家族の経済学』多賀出版)
- Day, L. H. 1985. Illustrating Behavioral Principles with Examples from Demography: The Causal Analysis of Difference in Fertility, *Journal of the Theory of Social Behaviour*, vol.15.
- Klein, J. P. and M. L. Moeschberger 1997. *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer-Verlag.
- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』, 関西大学出版部。
- 和田光平 (1999a) 「出生力の構造形動学モデル — 出生力の動学理論と計量分析のための基礎研究 (I) —」, 『経済学論纂 (中央大学)』, 第 39 号。
- _____ (1999a) 「出生力の誘導形動学モデル — 出生力の動学理論と計量分析のための基礎研究 (II) —」, 『中央大学経済研究所年報』, 第 29 号。

図1 ライフ・サイクルのハザード・チャート

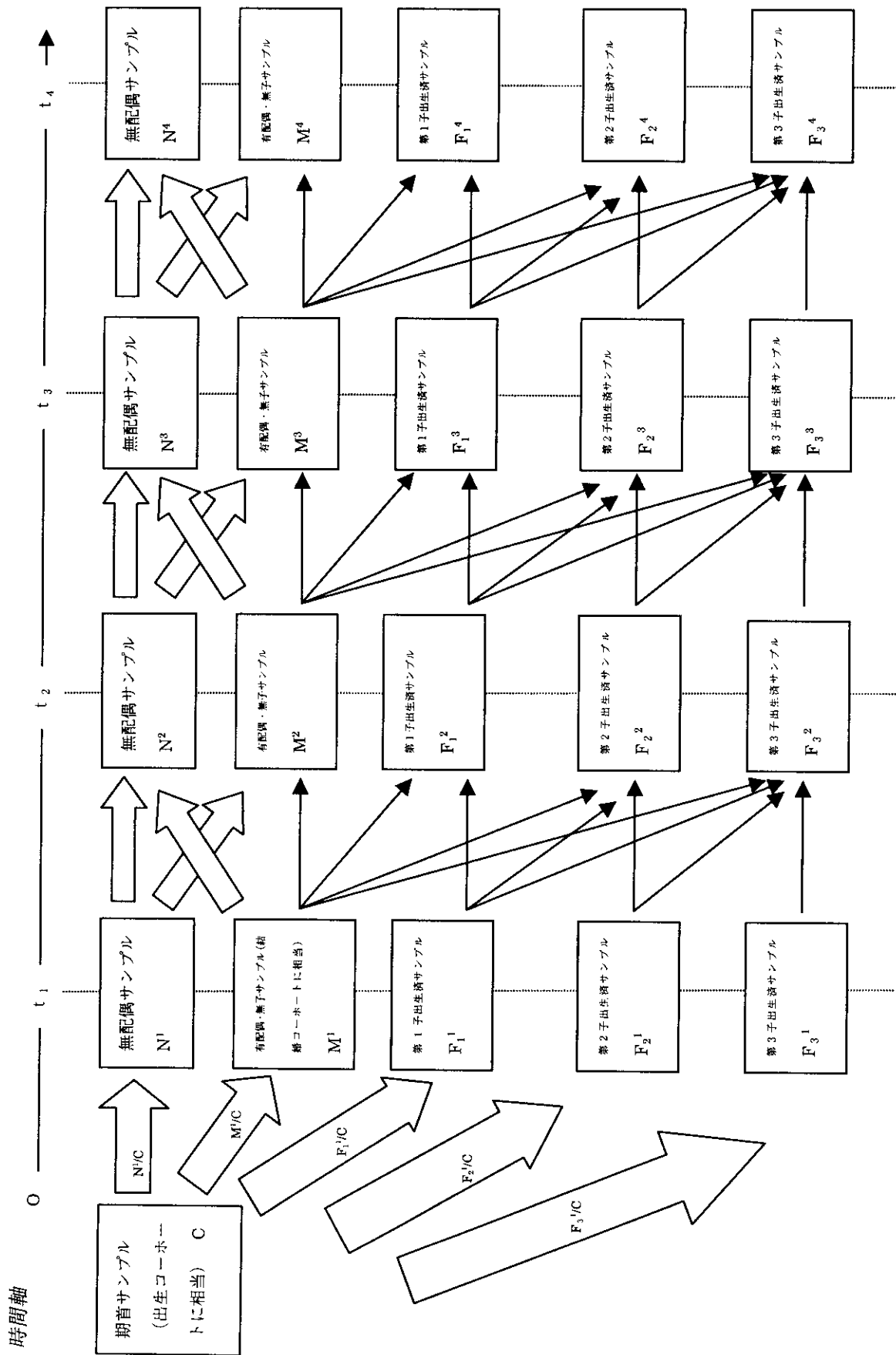


図2 結婚行動のハザード・チャート

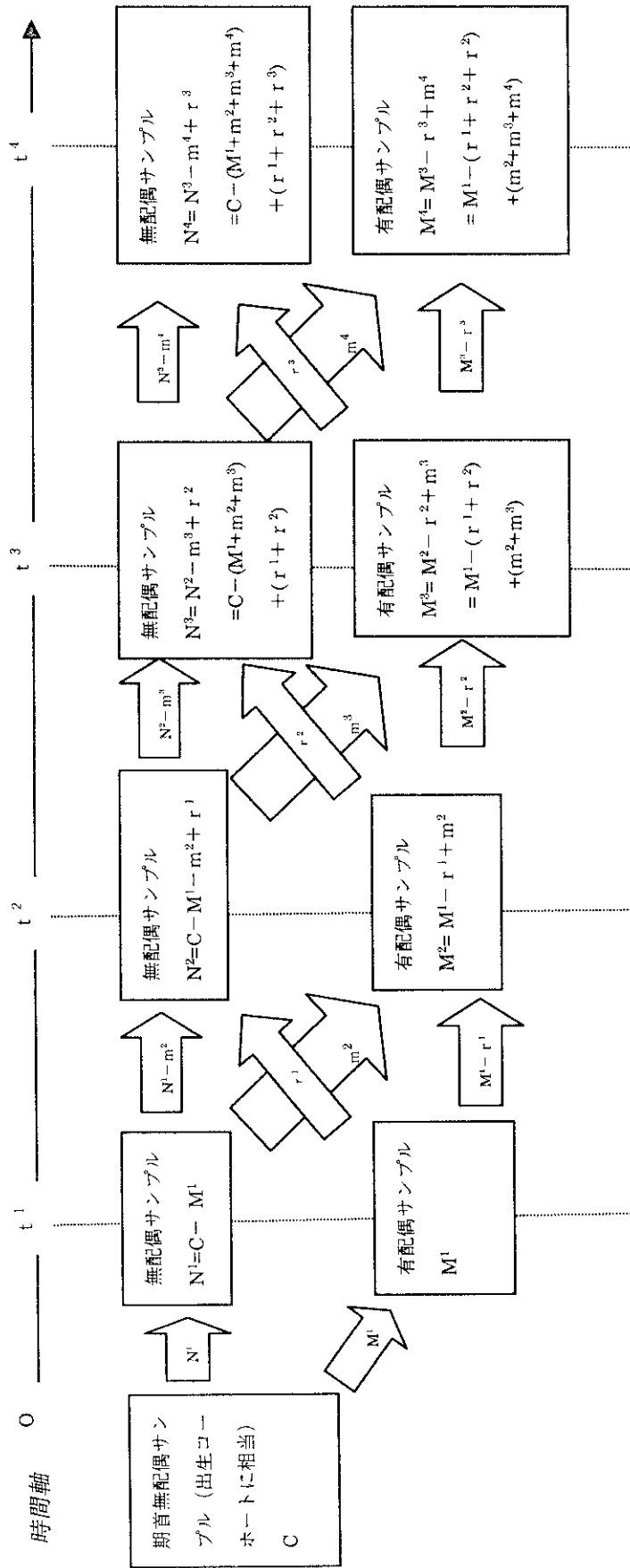


図3 出生行動のハザード・チャート

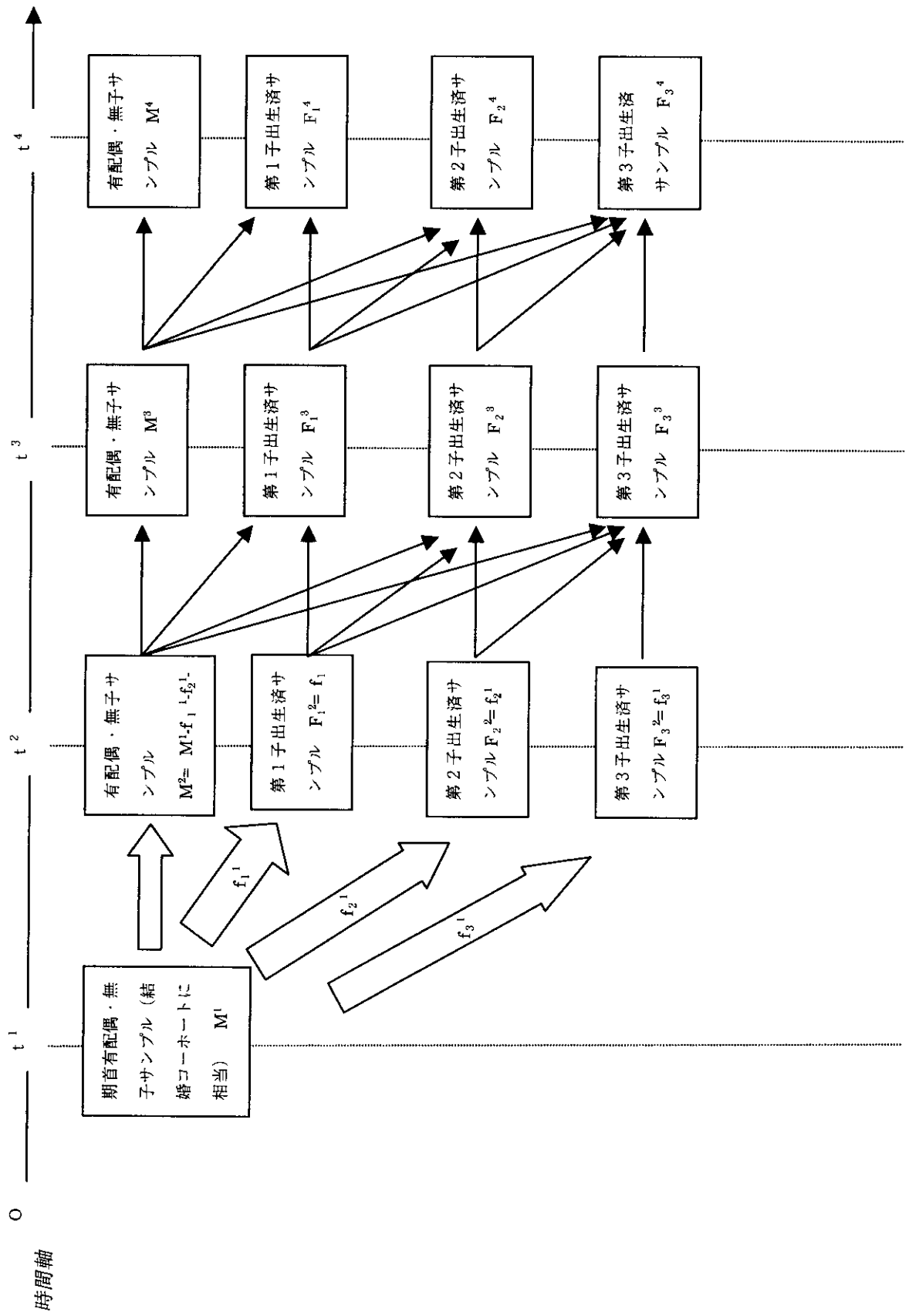
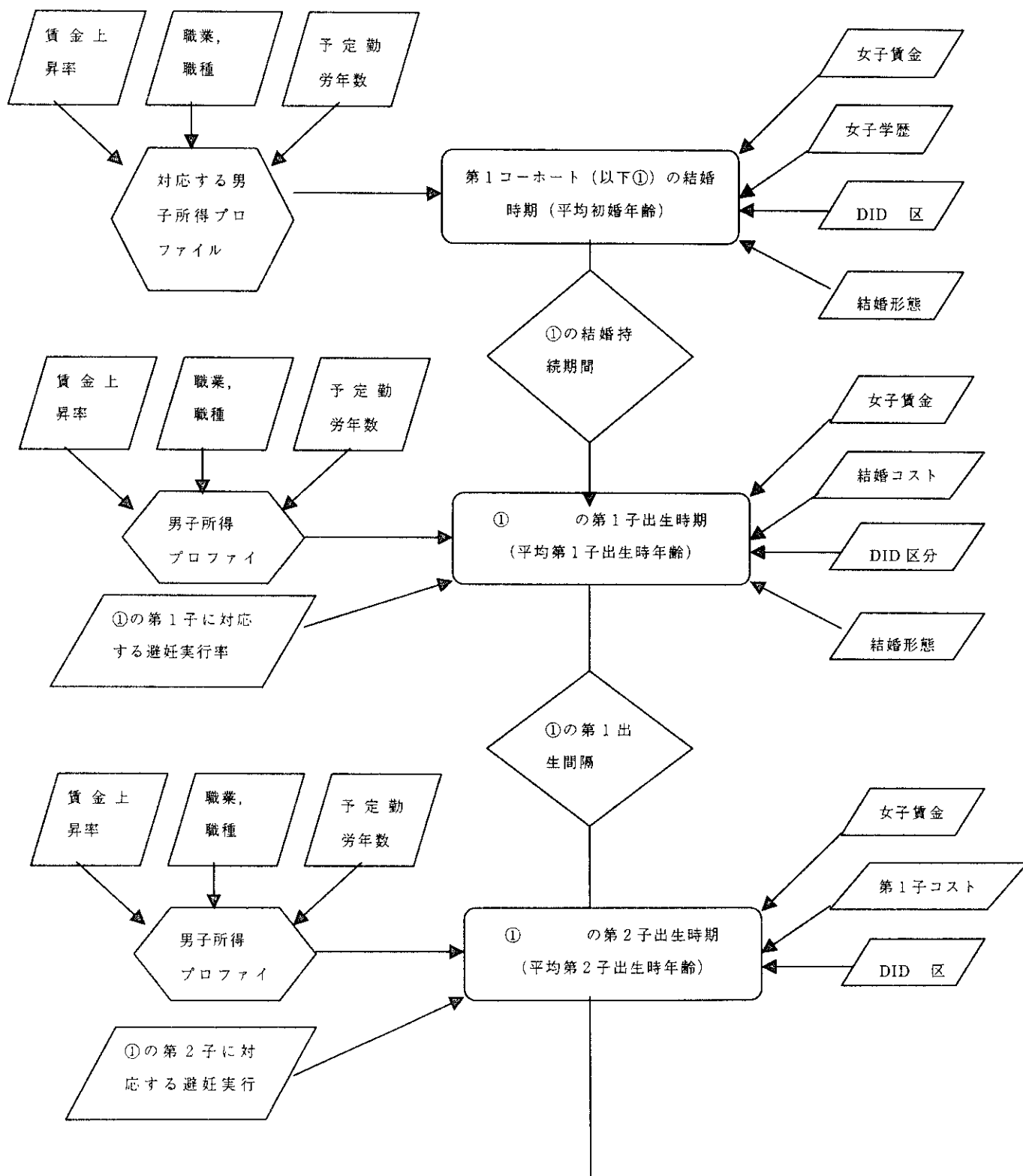
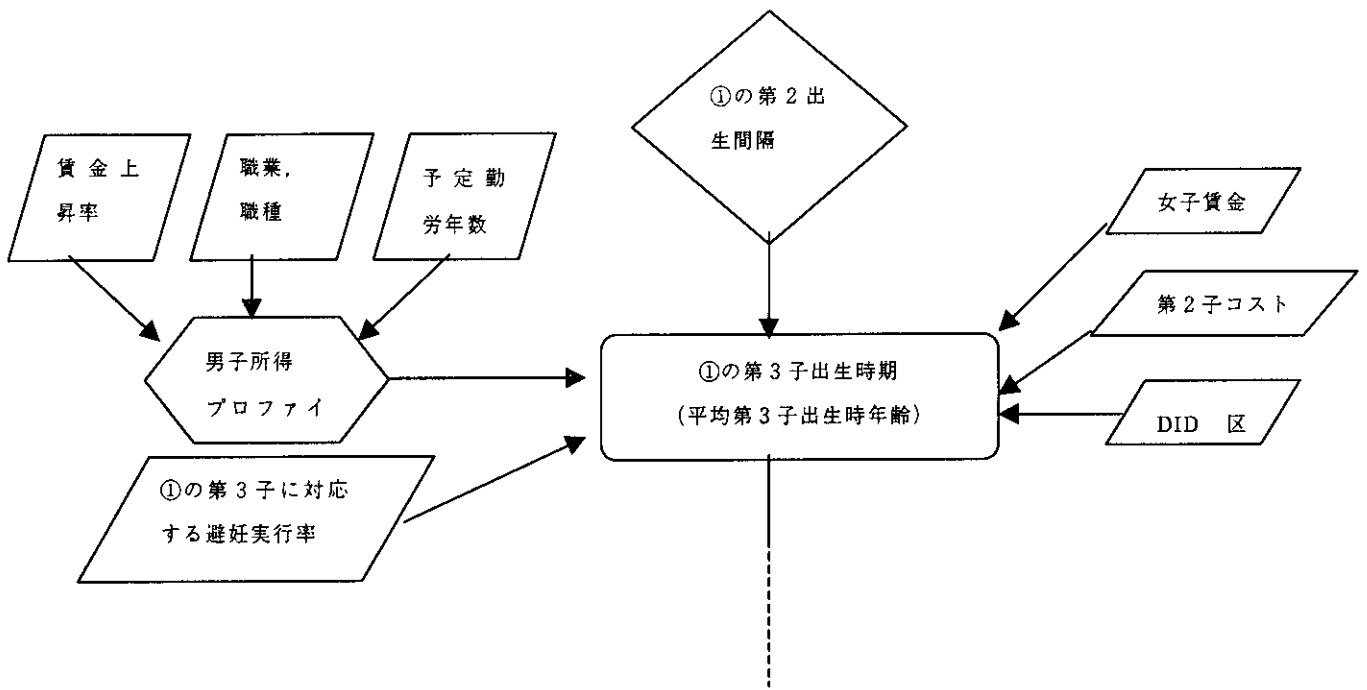


図4 要因分析のフロー・チャート





[COXの比例ハザードモデル]

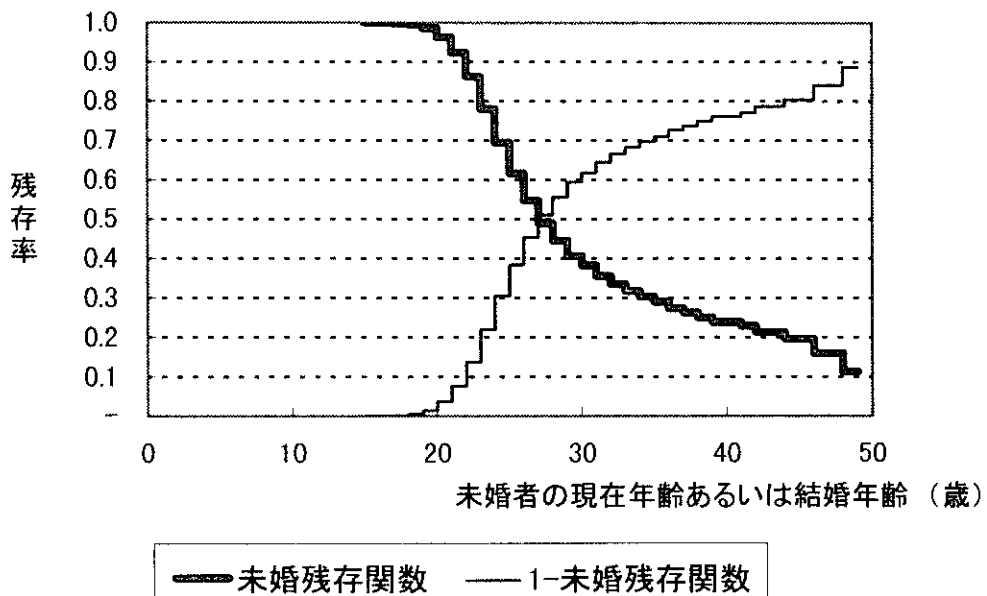
目的変数: 結婚経験の有無

時点変数: 結婚年齢(夫婦票, および独身票の結婚経験者), 現在年齢(独身票の結婚未経験者)

結婚	4,365
結婚経験なし	4,522

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.096	0.009	-11.01	121.32	0.0000
職業	0.049	0.013	3.65	13.34	0.0002
労働時間	-0.027	0.007	-4.07	16.58	0.0000
年収	-0.143	0.012	-12.40	153.77	0.0000
親との同居	0.496	0.024	20.84	434.43	0.0000
居住地DID	-0.046	0.008	-6.00	36.03	0.0000
希望結婚形態	-0.699	0.026	-26.44	699.29	0.0000
希望子供数	0.207	0.017	12.19	148.54	0.0000
自由度			8,878		

図5. コックス比例ハザードモデルによる結婚ハザードの残存関数



資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第10回出生動向基本調査』

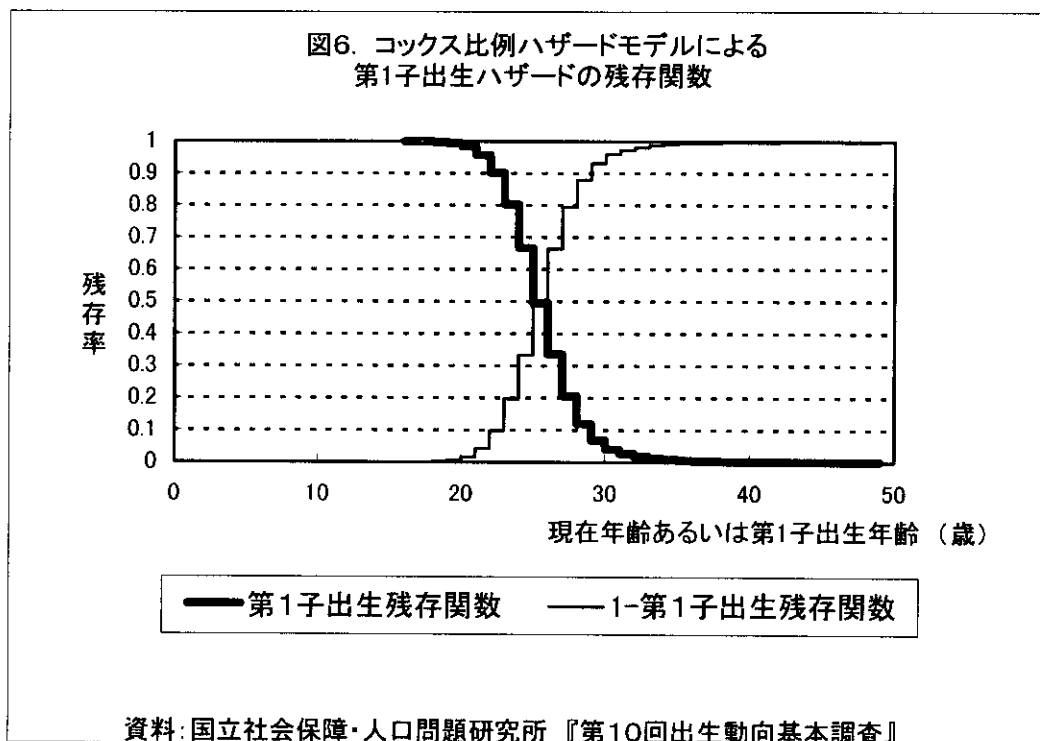
[COXの比例ハザードモデル]

目的変数: 第1子出生
 時点変数: 出生年齢(第1子出生経験者), 現在年齢(出生経験なし)

第1子出生	3167
出生経験なし	549

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
妻の学歴	-0.025	0.012	-2.09	4.36	0.04
妻婚前1子就業組合せ	-0.330	0.012	-28.52	813.20	0.00
妻の年収	-0.079	0.013	-6.35	40.36	0.00
妻の労働時間	-0.017	0.008	-2.21	4.87	0.03
結婚時の部屋数	-0.021	0.006	-3.23	10.40	0.00
結婚時妻の親同居	0.061	0.050	1.22	1.50	0.22
結婚形態	-0.091	0.040	-2.27	5.17	0.02
妻の結婚年齢	-0.314	0.008	-41.66	1735.59	0.00
居住地DID	-0.036	0.010	-3.74	14.01	0.00
理想子供数	0.138	0.023	6.00	36.03	0.00

自由度 3705



[COXの比例ハザードモデル]

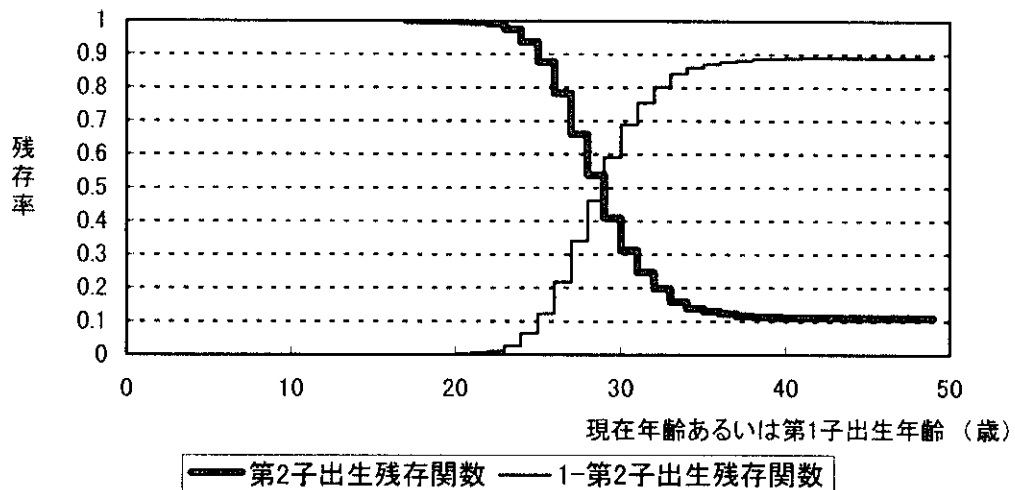
目的変数: 第2子出生
 時点変数: 出生年齢(第2子出生経験者), 現在年齢(第2子出生経験なし)

第2子出生	2725
第1子以下	1018

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
妻の学歴	-0.019	0.013	-1.47	2.16	0.14
妻1子2子就業組合せ	-0.122	0.005	-25.02	625.84	0.00
妻の年収	-0.098	0.014	-7.15	51.12	0.00
妻の労働時間	-0.039	0.008	-4.71	22.14	0.00
結婚時の部屋数	0.004	0.008	0.55	0.30	0.58
結婚時妻の親同居	0.018	0.042	0.42	0.17	0.68
結婚形態	-0.061	0.043	-1.41	2.00	0.16
妻の結婚年齢	-0.245	0.008	-30.15	908.99	0.00
居住地DID	-0.046	0.011	-4.21	17.75	0.00
理想子供数	0.310	0.025	12.29	150.93	0.00

自由度 3732

図7. コックス比例ハザードモデルによる
 第2出生ハザードの残存関数



資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第10回出生動向基本調査』

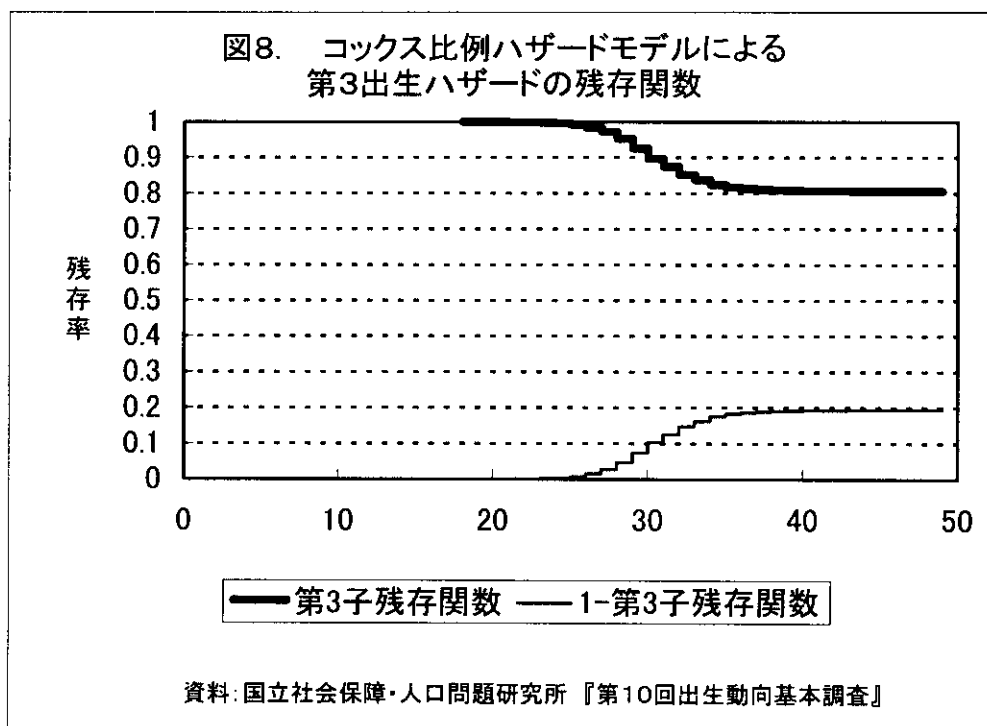
[COXの比例ハザードモデル]

目的変数: 第3子出生
 時点変数: 出生年齢(第3子出生経験者), 現在年齢(第3子出生経験者)

第3子出生	864
第2子以下	2910

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
妻の学歴	0.009	0.023	0.37	0.14	0.71
妻2子現在就業組合せ	-0.129	0.017	-7.49	56.14	0.00
妻の年収	-0.090	0.024	-3.67	13.48	0.00
妻の労働時間	-0.006	0.015	-0.38	0.14	0.71
結婚時の部屋数	0.033	0.013	2.52	6.36	0.01
結婚時妻の親同居	-0.013	0.077	-0.17	0.03	0.87
結婚形態	-0.030	0.075	-0.40	0.16	0.69
妻の結婚年齢	-0.151	0.015	-10.37	107.58	0.00
居住地DID	-0.054	0.021	-2.61	6.83	0.01
理想子供数	0.809	0.036	22.57	509.21	0.00

自由度 3763



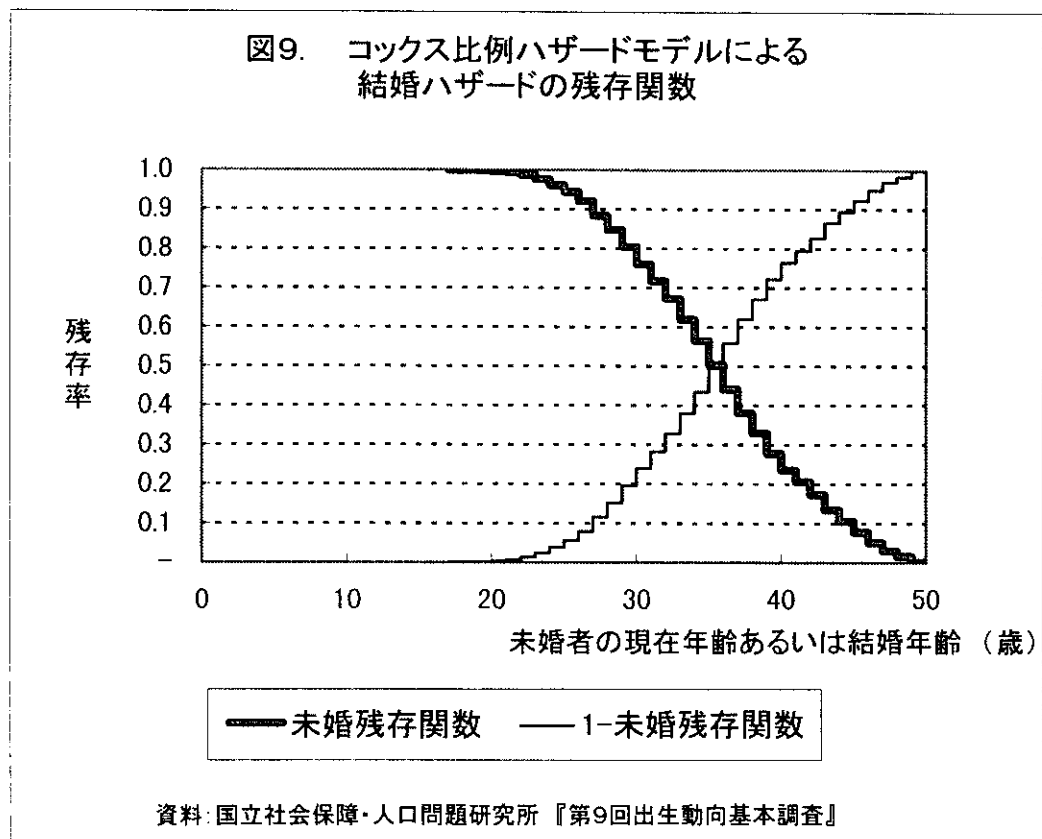
[COXの比例ハザードモデル] (参考: 第9回『出生動向基本調査』)

目的変数: 結婚の有無

時点変数: 結婚年齢(夫婦票, および独身票の結婚経験者), 現在年齢(独身票の結婚未経験者)

結婚	5116
結婚経験なし	3205

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	0.142	0.011	12.64	159.79	0.00
親との同居	0.088	0.028	3.09	9.54	0.00
居住地DID	-0.035	0.008	-4.69	21.95	0.00
希望結婚形態	0.271	0.027	10.02	100.47	0.00
希望子供数	-0.036	0.017	-2.09	4.37	0.04
自由度			8315		



[COXの比例ハザードモデル] (参考: 第9回『出生動向基本調査』)

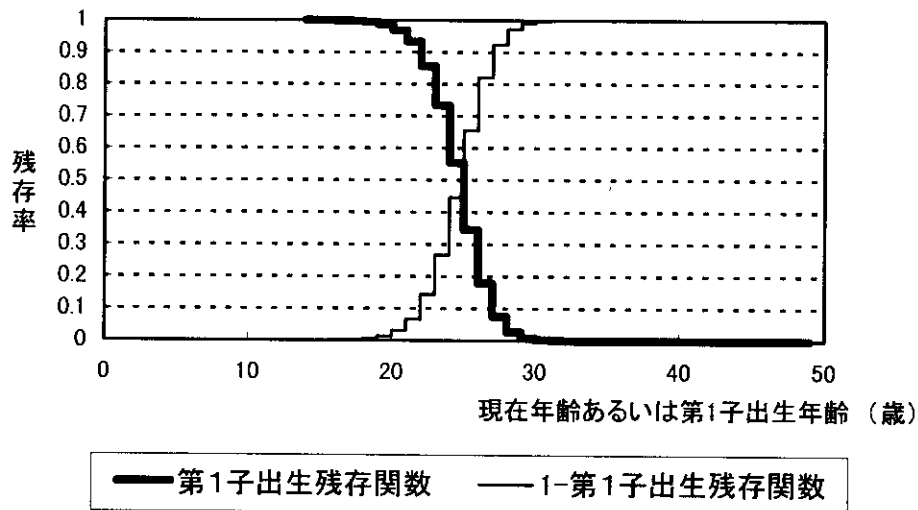
目的変数: 第1子出生
 時点変数: 出生年齢(第1子出生経験者), 現在年齢(第1子出生経験なし)

第1子出生	6362
出生経験なし	171

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.011	0.012	-0.86	0.74	0.39
妻の就業状態	0.068	0.010	6.70	44.85	0.00
親との同近居	-0.069	0.018	-3.74	14.00	0.00
結婚時の部屋数	0.004	0.007	0.54	0.29	0.59
見合い恋愛	-0.027	0.027	-1.01	1.01	0.31
結婚年齢	-0.360	0.006	-61.64	3800.09	0.00
居住地DID	-0.039	0.007	-6.03	36.34	0.00
理想子供数	0.148	0.017	8.90	79.13	0.00
避妊実行	-0.239	0.030	-7.97	63.51	0.00

自由度 6523

図10. コックス比例ハザードモデルによる
 第1子出生ハザードの残存関数



資料: 国立社会保障・人口問題研究所『第9回出生動向基本調査』

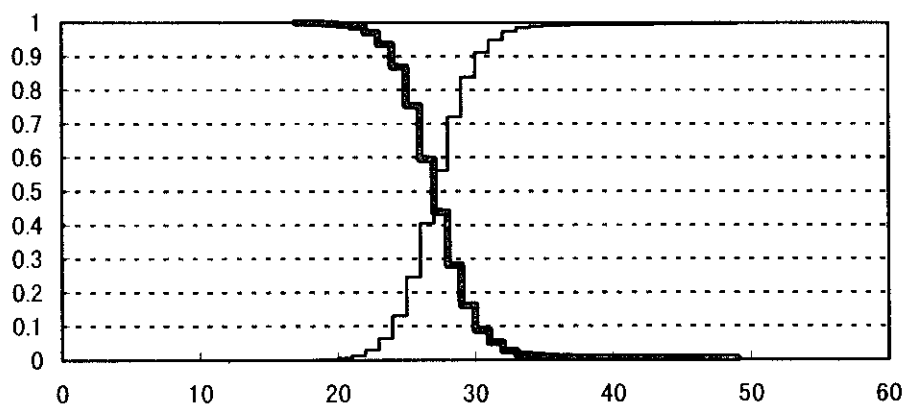
[COXの比例ハザードモデル] (参考:第9回『出生動向基本調査』)

目的変数: 第2子出生
 時点変数: 出生年齢(第2子出生経験者), 現在年齢(第2子出生経験なし)

第2子出生	2913
第1子以下	222

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.003	0.019	-0.18	0.03	0.86
妻の就業状態	0.084	0.016	5.19	26.97	0.00
親との同近居	-0.055	0.043	-1.26	1.59	0.21
結婚時の部屋数	0.035	0.008	4.21	17.74	0.00
見合い恋愛	-0.040	0.038	-1.07	1.14	0.29
結婚年齢	-0.278	0.008	-32.85	1079.14	0.00
居住地DID	-0.036	0.010	-3.51	12.35	0.00
理想子供数	0.227	0.027	8.53	72.73	0.00
避妊実行	-0.063	0.038	-1.66	2.77	0.10
			自由度	3125	

図11. コックス比例ハザードモデルによる
 第2出生ハザードの残存関数



— 第2子出生残存関数 — 1-第2子出生残存関数

資料: 国立社会保障・人口問題研究所 『第9回出生動向基本調査』