したものである．バンド幅は sheather and Jones (1991) の方法を用いている．図1の未婚期間であるがわが国では法定の女性の婚姻年齢が16歳であることより初婚年齢（観察終了時に未婚の場合は当該年齢）から15を引いた期間を未婚期間とする．図の横軸に関しては未婚期間に15を足して初婚年齢を示してある．図1は単峰で，ピークは23歳から27歳の付近である．右に歪んでおり20代後半以降が滑らかでなく裾が厚くなっていることより，20代後半の女性の行動には異質性があることがわかる．図2(a)，(b) はそれぞれ同居期間と学校卒業後勤務期間の密度関数である．同居期間は双峰になっている，1つ目のピークは18歳の付近，2つめのピークは22,23歳の付近で，30歳まで高いままである．高校卒業後，進学を契機に親元を離れるグループと大学卒業後就職を契機に親元を離れるグループ，図1の初婚のピークより，結婚を契機に離れるグループが混在しているようである．(b) の勤務期間については十分なサンプル数があり，バンド幅選択を行っているにも関わらず滑らかな推定ができなかった．明確な説明はできないが，結婚行動や同居行動と比較して，就労に関する行動がより複雑で個人の異質性が高いといえ，就労行動を分析することの困難さが窺える．

−−−図1−−−−−−−図2−−−

3.2　結婚確率の推定-カプランマイヤー推定-

前小節では，記述統計や密度関数によってそれぞれの変数がどのような特徴があるのかを述べた．本小節では，次の節で行うモデルの特定化のための準備を行う．まず，個人の異質性を全く考慮しないで結婚確率の推定を行う．具体的

には，15歳以降の未婚期間を目的変数として，カプランマイヤー (以下KM) 法で未婚確率関数の推定する．(1 − 未婚確率の推定値) が当該年齢での結婚確率になる．初婚タイミング（イベント）を時間Tとすると，Tは未婚期間を表す確率変数で，その分布関数は$S(t) = Pr\{T \geq t_i\}$で表せる．$S(t)$をKM法で推定すると，観察開始時には推定値$\hat{S(t)}_{\mathbf{KM}} = 1$で，その後顧客が来店する度,センサーされる度に非来店確率$\hat{S(t)}_{KM}$が減少していく右下がりの階段関数となる．一般的には，$t_i < t \leq t_{i+1}$である$S(t)_{KM}$の推定値は，以下の様になる．

(3.1) $$\hat{S(t)}_{\mathbf{KM}} = \hat{S(t_i)}_{\mathbf{KM}}\left(1 - \frac{R_i}{n_i}\right)$$

$\hat{S(t_i)}_{KM}$は$t > t_{i-1}$での未婚確率の推定値で，R_iは時間t_iにおいて結婚した人数，n_iはt_iで未だ結婚していない人数である．図3は推定された未婚確率関数である．26-27歳のとき結婚確率（未婚確率）が50%である．30歳の人の平均的な未婚確率は約30%である．ここで特筆すべきは，30歳以降40歳すぎても未婚確率が0に近づかないことである．厚生省国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」(平成7年) よると女性の生涯未婚率（50歳時点での未婚者割合）は，5.28%であるので，カプランマイヤーでの未婚確率の推定は上方推定していると言える．

次に，表1，2で紹介した個人の異質性を表す変数が結婚確率にどのような影響を与えているか観察した．図4は順番に (a) は男兄弟の有無，(b) 姉妹の有無，(c)15歳までどこで育ったか，(d) 中学卒業以降初婚まで引越しをしたことがあるか，(e) 自分が成人するまで母親が働いたことがあるか,(f) 自分の初職の職種である．それぞれ (a) から (f) で結婚確率に階層があるか否かを観察した．一般に男

兄弟がいると両親が学業や職業は男子（跡取り）に任せて女子には積極的に高い教育を受けることを強いず早く結婚するであるとか，姉妹がいると順番に結婚することを望むので長子が先に結婚などということが認識としてあるが，本稿の結果では生まれた順番や兄弟姉妹構成は結婚確率に異なる影響を与えないことがわかった．女子は自分の母親に大きな影響を受けると考えられ，母親が働いていたから自分も結婚しても働く，もしくは働いていたから自分は働かずに子供のそばにいるというような行動が考えられるが，これも専業主婦を母親に持つ子と持たない子では差が観察されなかった．

一方，出身地に関しては，地方は結婚が早く，都市部は遅いという認識があるが，そのような結果になった．引越しに関しては，15 歳以降一度も引越ししなかった者と引越ししたことがある者を比較するとメディアン結婚確率で引越し経験者が 25 歳，未経験が 29 歳と大きな差が観察された．15 歳以降引越しなしとは，生まれてから初婚までずっと親元で生活しているということである．一方引越し経験者は親の都合，進学，就職などで居住地を変えている者である．居住地をさまざまな理由で変える者は変えない者と比較して，結婚行動に正に作用する質の違いを生じさせることを意味する．この変数は，親の職業と，本人の資質を代理する変数であると考えられる．

最後に本人の初職の種類が結婚確率に与える影響について述べる．図によると，常勤とアルバイト・パートはほとんど差がなく，無職との差が大きいことがわかる．しかしその順序に注目して欲しい，(f) からは，メディアン確率をみると無職の者が一番早く結婚し，次いで常勤，アルバイト・パートの順である．無職で花

嫁修業をしている者が早く結婚するのでいいではないかという感じもするが，近年の多くの先行研究では，学卒後常勤職に就くことができなかった者が，結婚，出産，就職の面で大きな不利益をこうむるという研究が多く発表されている．本稿の結果は，それらと相対するものである．

以上の結果より，個人の異質性が結婚確率に影響を与えることがわかった，次節では，関数型にCoxモデルを採用し，個人の異質性を反映したモデルの特定化を行っていくこととする．

－－－図3－－－

－－－図4－－－

4. 推定

ここでは，次小節では結婚に対する強度 (intensity) をCoxモデルで特定化した推定モデルの説明，4.2節では推定で用いたデータについて，4.3節では推定結果を示す．4.4節，4.5節ではHastie and Tibshirani (1990) で提唱された一般化加法モデルをCoxモデルに応用した結果である．

4.1 推定モデル

Cox(1972) のCox比例ハザードモデルは，古くから医療や薬学分野において，治療や薬効が患者の生存率に与える影響をみるために利用されてきた．経済学においても企業の倒産や債券のデフォルト確率の推定に応用されている．本稿では，女性の未婚期間を対象とし，結婚（初婚）をイベントの生起と捉える．生存

率関数のことを未婚確率関数（結婚確率関数），ハザード関数のことを強度関数 (intensity 関数) と呼ぶこととする．前節と同様に，16 歳以降初婚までの未婚期間を確率変数 T とし，その分布関数を未婚確率関数 $S(t)$ と表す（$1-S(t)$ が結婚確率関数）．強度関数 $\lambda(t)$ を特定化すると，$S(t)$ が特定化される．強度関数は時点 t までに結婚という事象が生起していないという条件の下で，次のごく短い期間 $t+\Delta$ 後に結婚する確率を表す．個人の強度関数と未婚確率関数は以下の式で表せる．

$$\text{(4.1)} \qquad \lambda_i(t|x) = \lambda_0(t)\exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \ldots + \beta_m x_{mi}),\ (i = 1, \ldots, k)$$

$$\text{(4.2)} \qquad S_i(t|x)_{\mathbf{Cox}} = S_0(t)^{\exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \ldots + \beta_m x_{mi})}$$

$\beta = (\beta_1, \ldots, \beta_m)'$ は未知パラメータ, $x = (x_1, \ldots, x_m)'$ は説明変数である．$\lambda_0(t)$ は基準となる女性の強度を示すベースライン強度関数であり，$S_0(t)$ は基準女性の未婚確率関数である．式 (4.1) より, 個人の強度関数は，$\lambda_0(t)$ と時間に依存しない比例定数 $\exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \ldots + \beta_m x_{mi})$ で表現され，部分尤度関数は (4.3) 式で与えられる.M は観察された結婚者数，結婚の時間は $t_1, \ldots, t_i, \ldots, t_M$ とし，$K(t_i) = \{j : t_j \geq t_i\}$ は t_i の直前まで結婚せずに，次の $t_j = t_i + \Delta$ に結婚する人数である．ここでは，簡単化のために，各個人の結婚のタイミングは全て異なるとする．

$$\text{(4.3)} \qquad L(\beta) = \Pi_{i=1}^{M} \frac{\exp(\beta' x_i)}{\sum_{j \in K(t_i)} \exp(\beta' x_j)}$$

推定では，Newton-Raphson 法などによって以下の対数尤度関数の最大値を見つけ推定値 $\hat{\beta}$ を得る．

$$LL(\beta) = \sum_{i=1}^{R} \beta' x_i - \sum_{i=1}^{M} \log \left[\sum_{j \in K(t_i)} \exp(\beta' x_j) \right]. \tag{4.4}$$

以上の定式化は結婚というイベントが同時に発生するタイデータが無い場合の説明である．しかし，本稿のデータは年，月のであり，同時期に結婚する女性がいることが想定される．そのため尤度関数は発生順序の組合わせの分だけ (4.3) 式よりも複雑になる．本稿の推定結果はタイデータを考慮した，Breslow(1974) の近似法によるものである．また存続時間分析の様々なモデルについては Kalbfleisch and Prentice(1980) を参照．

4.2 推定で用いるデータについて

被説明変数，説明変数を紹介する．被説明変数は，16 歳から初婚までの未婚期間である．結婚するとイベント発生とし，観察期間中結婚しない場合はセンサリングデータとして扱う．観察終了日が 2001 年 9 月なので，その日がセンサリング（打ち切り）時点になるタイプ 1 センサーがある．通常この種の分析では，観測開始時点の結婚状態を二値変数としたロジット，プロビット分析などを行う場合や観測時点から期間を計測する場合が多いが，これらは左側にもセンサーを持ってしまうことになる．本稿では，1993 年から観測を開始したコホート A も 1997 年から開始じたコホート B に関しても，彼女たちの生年を使い未婚期間を観測したため左側センサー問題は存在しない．説明変数は，前述の表 1,2 から選択した．次節の推定結果ではモデル 1 からモデル 4 の結果を示している．便宜上，先行研究でよく利用されている説明変数のみで推定した小さなモデル 1 から表示し，モ

デル2からは本稿で独自に採用した変数によって特定化した結果を示している．先ず表1,2全ての変数を説明変数としたモデルで推定を行った．しかし，いくつかの変数は同じ意味を持っていたり，同じ変数の代理変数となっている可能性がある．そのため多重共線性をおこしてしまった．そこで本稿ではAIC（赤池情報量規準）を用い，変数選択を行った．モデル2-4はその結果である．

次に説明変数について説明を行う．まず，本人についてであるが，年齢は1993年時点での年齢を用いるため，コホートダミー変数である．兄弟姉妹構成については，兄弟の有無，姉妹の有無，長女か否かのダミー変数を作成した．学歴は中学校卒業を基準として，それぞれ高校卒業，短大卒業，大学・大学院卒業ダミーを作成した．塾と習い事という変数は，それぞれ小学校低学年，小学校高学年，中学校，高校在籍中に塾と習い事に通ったことがない者を基準とし，塾のみ，稽古事のみ，両方に通っていたというダミー変数を作った．資格は，本人が有している資格である．結婚前の就業状態については，学卒後最初の職業の就労形態についてである．無職を基準に，常勤，パート・アルバイト，派遣に関してダミー変数を作成した．父親については，学歴，職業の種類に関するダミー変数，本人の最終学校卒業時の父親年齢という変数がある．母親については，同様に学歴，本人の最終学校卒業時の母親年齢，職業に関しては，本人が成人するまで専業主婦であった者を基準に，5年未満就労，5年以上10年未満就労，10年以上15年未満，15年以上のダミー変数を作成した．またマクロ変数としては，本人の最終学校卒業時の有効求人倍率と完全失業率を用いる．本人の意思に依るところが大きい，同居年数，勤務年数など結婚行動と内生性があると考えられる変数につい

ては，初婚前という条件をつけて先決変数にしている．結婚の準備のために事前に準備するという指摘もあるため，1年前までの状態でデータを作成した．

－－－表1（再掲）－－－

－－－表2（再掲）－－－

4.3 推定結果

本稿では，就業状態を右側変数に考慮した場合と，ベースラインに階層があると仮定した場合の推定を行った．

表4は先行研究に倣って年齢，学歴という最低限の変数と，本稿で採用している変数のいくつかで構成される小さなモデルの推定結果である．モデル1には常勤ダミーを説明変数として採用した．変数選択は最小のAICを達成するまで，必要，不必要な変数を逐次的に抜き差しするステップワイズ変数選択法を用いている．以下表4から表8の中の添字aは，当該変数が5%水準で有意であることを示し，bは当該変数が10%水準で有意である．またモデル1'は，$\lambda_{0q}(t), q = \{$常勤, パート・アルバイト・派遣, 無職$\}$の特定化で推定している．つまり，就労の形態別にベースライン強度関数と結婚確率関数を推定している．両モデルとも，高校卒業ダミー以外は有意であった．

－－－表4－－－

モデル1において常勤ダミーの係数は有意に正値で0.332である．これは初職が常勤職以外（パート・アルバイト・派遣・無職）の者と比較して結婚確率が39.9%高いと言える．年齢の係数も正値である，つまりコホートが一つ上に上が

ると2.1倍，2歳，3歳と上がっていくと2.1の上数倍で結婚に対する強度が上がっていくことを意味する．しかし，年齢は無限に増加しないので，2次項を加えておりその係数は有意に負値となり直感と矛盾しない．常勤，年齢ダミー以外は負値になった．同居期間を見てみると，例えば同居期間が5年の者と10年の者を比較すると，$\exp(-0.127 \times 10)/\exp(-0.127 \times 5) = 0.53$となり，結婚に対する可能性が約半分になることがわかる．学歴を比べると，係数はいずれも負値であり，最終学歴が中学校の者と比べて未婚期間が長くなるが，大学及び大学院卒業者であることが，最も結婚確率を下げることがわかった．これは，在学中に結婚するものは少なく，高学歴になるほど年齢が上がり未婚期間が長くなるためである．

モデル2,3,4の結果は表5，6に示す．これらはモデル1と同様にベースライン強度関数が初職の就労状態で異なるという特定化の下で推定されている．新たな変数は，姉妹の有無，長女か否かダミー，塾・習い事について，父母の情報，マクロ変数である．モデル2,3,4の違いは，モデル2にはマクロ変数以外の全ての変数が含まれ，モデル2から父親の職業を除いたもの，モデル4はモデル3にマクロ変数を加えたものとなっている．これら3つのモデルを通じて，有意だったもの，それらの符号は同じであった．同居期間，勤務期間，年齢の二乗，中学校卒業以上の学歴，姉妹の有無，長女ダミー，小学校高学年の塾通い，医療資格保持，最終学校卒業時の父親の年齢は有意に負値であった．学歴，同居期間，勤務期間，年齢の二乗はモデル1，1’での解釈の通りである．本人が最終学校を卒業した際の父親の年齢が高いほど結婚が遅くなることを意味する．勤務期間も有意に負であることから，直感的には，学卒時の父母の年齢が高い者は，そもそも父

母の年齢が高く，父母も高学歴である可能性が高い，そのため父母も婚姻時期が平均より遅い可能性が高く，そのような家庭環境での育成が本人の婚姻時期に影響を与えている可能性もある．また，親が高年齢の場合，結婚による親からの独立よりも，就業による経済的自立を望む者が多いのかもしれない．姉妹の有無と長女ダミーは，通常姉妹が居ると年齢の高い順に結婚するため，係数は正になると予想していたが負値であった．医療業務従事者は結婚時期が遅くなる．

モデル 4 では，本人の最終学校卒業時の完全失業率と有効求人倍率が高いと，結婚の時期が遅くなるという結果になった．逆に結婚確率と正の相関がある変数は，コホートダミー（年齢），小学校低学年の塾と習い事，中学校の塾通いである．本稿では，新たな試みとして塾と習い事の変数を個人の質の差を表現する変数として採用した．小学校低学年，小学校高学年，中学校，高校とみてみると，学年が上がるにつれて塾や習い事が結婚確率に与える影響は小さくなっている．特に高校では，これらの追加的な教育の有無が結婚確率に差を生じさせない．注目すべきは小学校低学年の結果であろう．勉強以外の技能や情緒を豊かにすることが目的の習い事は小学校低学年でのみプラスに有意であった．若年齢時の情操教育は，結婚行動に有利な資質に影響を与えることがわかった．また塾通いの係数も正で中学校の塾通いの係数と比較しても，値が非常に大きく，塾に通っていた者は約 1.8 倍早く結婚するという結果である．前述のように塾や習い事は両親の教育投資の結果であり，所得や教育への関心の程度を表す．小学校低学年（若年時）の子供への投資は結婚を早めさせることに強い効果があるのは大変興味深い．2 節でも，母親の就業形態は結婚確率に影響を与えなかったが，説明変

数としても影響を与えなかった．女性は母親の行動に影響を受けると考えられているか，特に母親の出産年齢が非有意であったのが興味深い．

モデル 4’ はモデル 1’ と同様に常勤者ダミーを説明変数に加えた推定結果である．他の変数はモデル 2-4 と符号も有意性も同じであった．常勤ダミーの係数は有意にプラスであり，常勤職の者はその他の者と比べて約 30% 早く結婚する．図 5 は 2-4 モデルの中で最小の AIC を実現したモデル 4 の未婚確率関数 $\hat{S_0}(t)$ の推定を図示したものである．30 歳以降の確率に注目して欲しい，カプランマイヤー推定と比較して，0 に近くなっていおり現実と矛盾しない．またメディアン結婚確率の年齢が若い順は，常勤，無職，非常勤となっている．グラフの見方は，カーブが右側にシフトするほど，確率を一定にした時に婚期が遅くなる．

―――表 5―――

―――表 6―――

4.4　GAM モデルの Cox モデルへの応用

Cox モデルはセミパラメトリックモデルと呼ばれる．理由はベースライン関数 $\lambda_0(t)$ に分布を仮定せず，ノンパラメトリックに推定し，ベースラインに比例する部分のみ線形モデルを仮定するからである．本小節では，この線形モデルの部分に着目し，線形モデル内の変数が非線形性を持っている場合の対処を行っていく．つまり Cox モデルで線形関数にと特定化されている部分に非線形構造を許してノンパラメトリック推定する．一般に，ノンパラメトリック法では関数形の仮定を置くことなく，曲線を直接推定する方法を与える．パラメトリック法では仮

定した関数が正しければよい推定結果を与えるが，もし仮定が間違っていれば，全く間違った推定結果をもたらす．それに対してノンパラメトリック法を適用すると，仮定の正しいパラメトリック法には劣るが，仮定の間違ったパラメトリック法よりは確実によい結果が得られる．（ノンパラメトリック回帰については，人見・西山・小西 (2005) 参照．）本稿では，Hastie and Tibshirani (1990) で提案された generarized additive model（一般化加法モデル，以下 GAM モデル）を利用する．比例強度関数に対する GAM モデル（Hastie and Tibshirani (1990),pp.211-218) は以下の様に表される．

$$\lambda(t|x) = \lambda_0(t)\exp\{\eta(\mathbf{X})\} \tag{4.5}$$

$\eta(X) = \sum_{j=1}^{p} f_j(\mathbf{x_j})$ である．GAM では，データ $\{(x_{ji}, y_i), i = 1, \ldots, n\}$ が与えられたときに，$x_{1i}, \ldots, x_{pi}$ に関して非線形な関係がある y_i の平均構造を $E(y|x) = \sum_{j=1}^{p} f_j(x_j)$ の一次元ノンパラメトリック関数 $f_j(x_j)$ の線形和で表現する．このような additive separability を仮定すると，前小節の Cox モデルのような一般的な線形回帰モデル $E(y|x) = \sum_{j=1}^{p} \beta' x_{ji}$ との比較が容易である．ノンパラメトリック関数 $f(\cdot)$ には，カーネル関数やスプライン関数を利用するが，本稿では B-スプライン関数を用いることとする．GAM モデルの統計的性質については，Hastie and Tibshirani (1990)，スプライン関数とその応用については，Shoenberg(1946), de Boor(1978) 参照．GAM の利点は，推定された $\hat{f}_p(x_p)$ をグラフ化することで，説明変数のどの辺りの定義域で平均構造に線形性からの乖離が生じているかを視覚的に容易に確かめることができるところにある．スプライン回帰では，基底関

数の線形結合によって各 $f_j(x_j)$ を表現するため，その個数によっては（多くなると）計算が不安定になり，モデルが柔軟であるため極度にデータに依存した（ギザギザがひどい）モデルが推定されてしまう．そこで推定には，通常の尤度に2次微分係数と曲線の局所変動の程度を表す平滑化パラメータで表現される罰則付き対数尤度関数を最大化する．

4.5 推定結果

本稿では，同居年数，勤続年数，年齢の連続変数が被説明変数に非線形構造を持つと仮定してGAMによる存続時間モデルの推定をおこなった．モデル5は就業状態でベースライン強度に階層があるモデル，モデル5'は階層を作らず比例定数部分に説明変数として常勤ダミーが含まれるモデルである．その他の説明変数はモデル4と同じである．結果は表7,8に示す．モデル4との相違は教育資格ダミーと父親の大学卒業ダミーが10%有意になったことである．その他は符号に変化はなかった．モデル5'では常勤ダミーが正で有意になり，モデル4'と比較すると24%ポイント大きくなっている．

前述の様に，ノンパラメトリック回帰モデルの含意を視覚的に調べる，もうひとつの有効な方法は，個別変数ごとの回帰関数と部分残差 (partial residuals, Landwehr et al. (1984)，Henderson and Milner(1991) 参照) をプロットすることである．例えば，同居年数に関するノンパラメトリック回帰項 $\hat{f}_1(x_1)$ が推定されたとすると，$\hat{f}_1(x_1)$ に対する部分残差は $\hat{\epsilon}_{1i} = y_i - \hat{f}_2(x_{2i}) - \hat{f}_3(x_{3i}), \ldots, -\hat{f}_p(x_{pi}), (i = 1, \ldots, n)$ と定義される．関数 $\hat{f}_1(x_1)$ はスプラインによって表現されているので，x_1 に関する連続関数であり，$\hat{\epsilon}_{1i}$ は，同居年数に関するノンパラメトリック回帰項では説明

できない部分を表している．図 6 に (a) 学卒後勤務期間，(b)15 歳以降同居期間，(c) 年齢の部分残差と，各推定されたスプライン関数のプロットを示す．(a) については，データが粗くなっている 10 年以降は線形関数に見えるが，5 年までの期間に非線形構造が観察される．(b) については．キンクが 5 年から 10 年と 12,13 年付近に二箇所観察され，非線形構造を持っている．(c) については，上に凸の非線形関数となっており，モデル 1-4 で二次項を加えたことは定式化として妥当であった．以上のように，少なくともこれら 3 変数に関しては非線形構造を考慮した一般化加法モデルによる特定化を行ったことは妥当であった.

−−−表 7, 表 8−−−

−−−図 6, 図 7−−−

図 7 は KM 法，Cox 回帰，Cox-GAM 回帰によって得られる基準女性未婚確率関数 $\hat{S_0}(t)$ である．(2.1) 式と Cox 回帰，Cox-GAM 回帰で得られる $\hat{S_0}(t)$ 曲線は属性変数で表現される個別の強度の重みの分だけ差が出る．その結果，曲線の配置が異なった．Cox-GAM 回帰でのみ常勤，非常勤，無職の順に並んでおり，酒井・樋口 (2005) に代表される先行研究の指摘する若年時に常勤職に就く者の結婚確率が高いという結果を支持するものとなった．Cox 回帰による未婚確率関数では，30 歳時点での未婚確率は，常勤者が 20%, 非常勤職に就いている者が 30%であった．Cox-GAM モデルでは，非常勤者は変化がないが，常勤者の未婚率が 5%を下回り，より常勤職が結婚に有利な結果となっている．Cox 回帰の線形部分に非線形性を考慮することで，このような結果を得たのは興味深い.

5. おわりに

本稿では，女性の初婚行動のモデルの特定化を行った．その際，一般化加法モデルを比例強度関数に応用することによりCoxモデルと比較してより柔軟な関数形も用いた．本稿で使用したデータは財団法人家計経済研究所が実施している『消費生活に関するパネル調査』の個票である．本稿では1959年生まれから1973年生まれの2000人の女性について，初婚行動の分析を行った．本稿では本人がdependent childである時の親が創出した環境と自分で選択した就業状態を中心に結婚確率モデルを構築することにより，自分はどう行動すべきか，あるいは自分の過去の行動や家族の状況がどのように婚期に影響を与えているかを探った．

本稿で得られた知見は以下の通りである．1. 結婚のタイミングは，GAMモデルで特定化することにより，初職の勤務形態が常勤職，非常勤（パート，アルバイト，派遣），無職の順で遅くなり，さらに常勤職が結婚のタイミングを早める効果が約24%ポイント大きく観察される．2. 親が幼少期に習い事や学習に追加的な投資を行うことは婚期を早める効果がある．3. 親との 同居期間が長い程，最終学校卒業時の父親の年齢が高いと婚期が遅くなる．5. 母親が自分を生んだ年齢，学卒時の母親の年齢，自分が育つ過程での母親の就業形態はいずれも影響を与えない．6. Higuchi(2001)と同様に学卒時の労働市場の状況が厳しい程，婚期が遅くなる．

既述の様に，上記の様々な変数の効果の中で最も本質的な影響を与えるのが最終学歴である．通常，常勤職に就くには高学歴が有利であるが，高学歴は結婚を自動的に延長させてしまうというトレードオフの関係にある．今後，少子化の影

響で志願者と入学者の総数がほぼ同じになる「大学全入時代」が到来する．そうなれば必然的に大学卒業者の割合は増え，高学歴化による晩婚化はますます進む可能性がある．常勤職が非常勤職，無職よりも結婚確率が高いということは，安定的な職による安定的な経済状態が，結婚への意志決定を早めること，また相手探し（マッチング）にとっても良い結果をもたらしていると考えられる．これは今後，学卒後の新規労働者の正規雇用職の拡大，保護が「晩婚化」，「非婚化」，「少子化」対策として非常に重要であることを示唆する．

女性は，自らの就学状況，就業状況を鑑みてどのように婚期を決めているのであろうか．これを明らかにするためには Van der Klaaw(1996) の指摘にもあるように，容姿やその他の個人の資質を表す変数を入手することが必要であろう．しかし，本稿の研究で本人が dependent child である時の環境と自分で選択した就業状態により結婚確率モデルを構築することにより，自分はどう行動すべきか，あるいは自分の過去の行動や家族の状況がどのように婚期に影響を与えたかを明らかにした．

謝辞

本稿の分析では，財団法人家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データを使用しました．データ利用の許可を頂いた家計経済研究所に感謝の意を記します．尚，本稿での誤謬はすべて筆者の責任に帰すものである．

参 考 文 献

Ahn, N. and Mira, P. (2001). Job Bust, Baby Bust?: Evidence of Spain, *Journal of Population Economics*, **14**, 505–521.

Becker, G.S.(1973). A Theory of Marriage: Part1, *Journal of Political Economy*, **81(4)**, 813–846.

Becker, G.S.(1974). A Theory of Marriage: Part2, *Journal of Political Economy*, **82(2)**, S11–S26.

Breslow, N. (1974). Covariance Analysis of Censored Survival Data, *Biometrics*, **30**, 89–99.

Cox, D. R.(1972). Regression Modeles and Life Tables (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society*, **Series B 34**, 187– 220. de Boor, C. (1978). *A Practical Guide to Splines*, Applied Mathmatical Scienses, Springer.

Hastie, T. and Tibishirani, R.(1990). *Generalized Additive Models*, Chapman and Hall/CRC, Boca Raton.

Henderson, R. and Milner, A. (1991). On Residual Plots for Relative Risk Regression, *Biometrika*, **78(3)**, 631–636.

Higuchi, Y.(2001).Women's employment in Japan and the timing of marriage and childbirth, *The Japanese Economic Review*, **52(2)**, 156–184.

Kalbfleisch, J. D, and Prentice, R. L.(1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, John Wiley and Sons.

Killingsworth, N. R. and Heckman, J.J. (1986). Female Labor Suplly: A Survay, in: Ashenfelter, Orley, Layard, Richard (Eds.), *Handbook of Labor Econimics*, **Vol.1**, 103–204.

Landwehr, J. M., Pregibon, D. and Shoemaker, A. (1984). Graphical methods for assessing logistic regression models, *Journal of the American Statistical Association* **79**, 61–71.

Lee, J. (2005). Marriage, Female Labor Supply, and Asian Zodiacs, *Economics Letters*, **87**, 427–432.

Lee, J. and (2007). Sibling Size and Investment in Children' s Education: An Asian

Instrument, *Journal of Population Economics*, *forthcoming*.

Mallows, C. L.(1986). Augmented Partial Residuals, *Technometrics*, **28(4)**, 313–319.

Nakamura, A. and Nakamura, M.(1992). The Econometrics of Female Labor Suplly and Children, *Econometric Reviews*, **11**, 1–72.

Sheather, S. J. and Jones, M. C. (1991). A Reliable Data-Based Bandwidth Selection Method for Kernel Density Estimation, *Journal of the Royal Statistical Society series B*, **53**, 683-690.

Ueda, A.(2005). A Dynamic ecision Model of Marriage, Childbearing. and Labor Force Participations of Woman in Japan, *21 COE-Glope Working Paper Series*, **1**, 1–31.

Van der Klaauw,W.(1996). Female Labour Supply and Marital Status Decisions: A Life-Cycle Model, *Review of Ecoomic Studies*, **63**, 199–235.

北村行伸，坂本和靖 (2007).「世代間関係から見た結婚行動」, 経済研究，**58(1)**, 31–46.

酒井正，樋口美雄 (2005).「フリーターのその後ー就業・所得・結婚・出産」, 日本労働研究雑誌，**535**, 29–41.

四方理人 (2005).「パート・フルタイム賃金格差と結婚のタイミング」, *KUMQRP Discussion Paper Series* , **2005-028**, 1–17.

津谷典子 (2006).「わが国における家族形成のパターンと要因」，人口問題研究，**62**, 1–19.

人見光太郎，西山慶彦，小西葉子 (2005).「正しい分布？正しい関数？」，『応用経済学への誘い』, (大竹文雄　編) , 187–218.

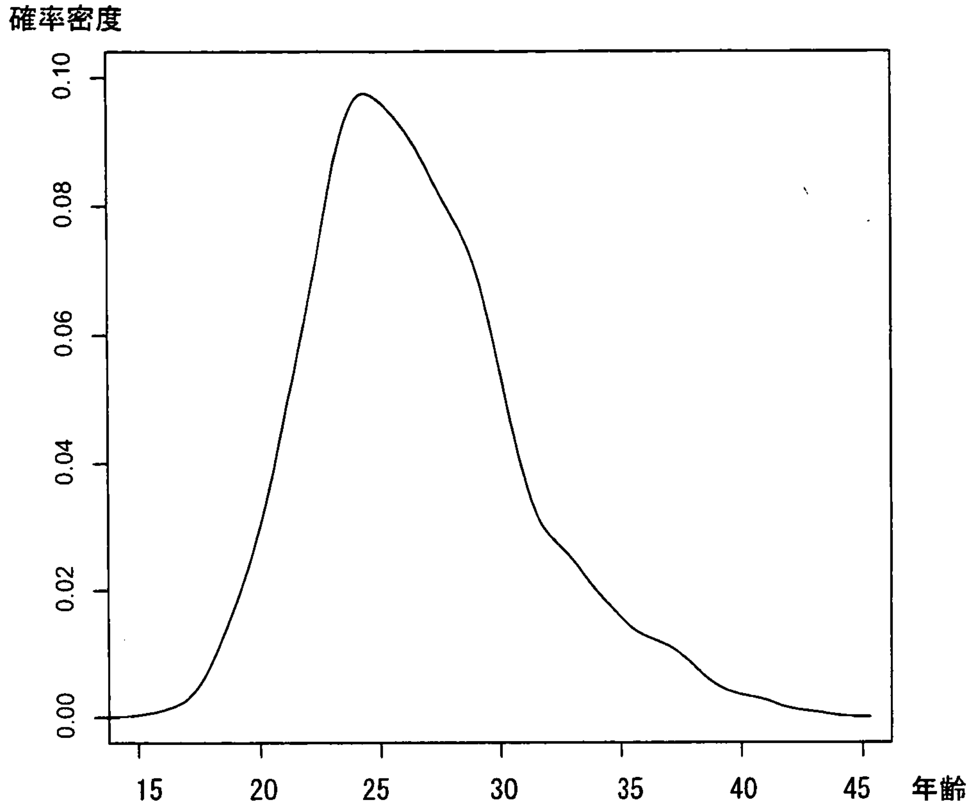
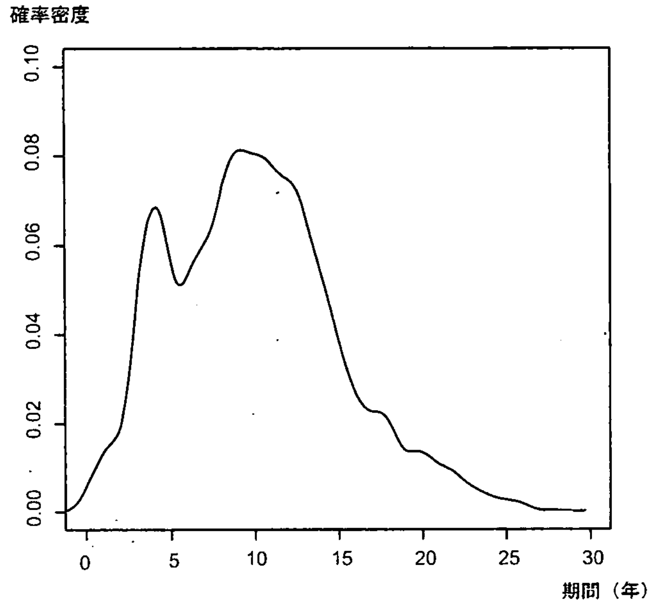


図　1.　未婚期間の密度関数：サンプル 1981，バンド幅 0.837

(a) 15歳以降同居期間



(b) 学校卒業後勤務期間

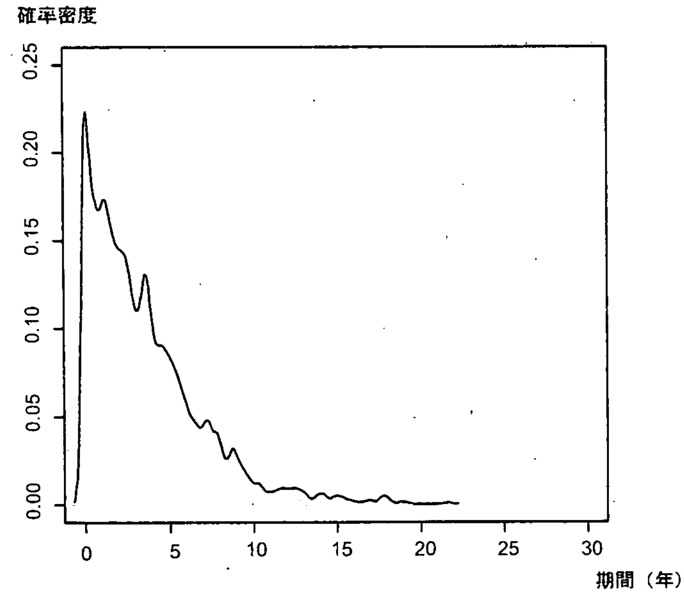


図　2.　密度関数：(a)15 歳以降同居期間，サンプル数 1969, バンド幅 0.633

(b) 最終学校卒業後勤務年数, サンプル 1928，バンド幅 0.213