

2002, p. 429 右段, ll. 49-52) を指し、以下のように表わされる。

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} [P(t + \Delta t > T \geq t | T \geq t) / \Delta t]$$

ハザードとは、英語で「危険」を意味する言葉であるが、これはハザード率の概念が死亡を分析対象とすることの多い生物統計において発展したことに由来している。通常、リスク人口におけるイベント発生確率は、イベント発生のリスク開始時点からの「時間」によって異なる。また、イベント発生確率が時間の経過とともにどのようなパターンを示すのかも、対象となる集団・人口によって異なる。イベントヒストリー分析は、このハザード率を時間の関数として特定し、それが単数あるいは複数の説明要因によってどのように変化するのかを明らかにする多変量回帰分析である。モデルのパラメータは、最尤法 (maximum likelihood method) もしくは部分尤度法 (partial likelihood method) によって推定される。時間の関数として表わされるハザード率は、ベースライン・ハザード (baseline hazard) と呼ばれ、モデルの他の要因を統制した場合におけるイベント発生確率の基本的なパターンを表わす。

また、モデルにおける説明変数は共変量 (covariate) と呼ばれる。共変量には、時間によって値が変化する変数と、そうでないものがある。前者を「時間依存性共変量 (time-varying covariate)」といい、年齢や配偶関係、職業、あるいは学歴といった変数がこれにあたる。一方、後者を「時間独立共変量 (time constant covariate)」と呼ぶ。性別や生年月日、出身地などがこれにあたる。時間依存性共変量を用いることができるのは、時間の概念をもつイベントヒストリー分析ならではの利点である。

イベントヒストリー分析において重要な概念にセンサリング (censoring) がある。観察対象となるイベントのリスク期間について、開始時点と終了時点のいずれかが明らかではない場合をセンサリングという。このうち、観察期間中にイベントが生起しないケースを右センサリング (right-censoring) という。イベントヒストリー分析には、右センサリングのケースを偏りなく分析に反映できるという利点がある。例えば、離婚までの期間を従属変数とした重回帰分析を行った場合、離婚経験者しか分析の対象とはならない。しかし、イベントヒストリー分析では、イベントが生起しなかった時点までの情報を分析に反映できるため、リスク人口全体を対象とした分析を行うことができる。

イベントヒストリー分析にはいくつかのモデルがある。本論文において用いるのは、イベントヒストリー分析のうち、もっとも汎用的なモデルとされる比例ハザード・モデル (proportional hazard model) である。イベントヒストリー分析を行うためには、イベント生起の有無のみならず、イベント生起の時点に関する情報が必要となる。「21世紀成年者縦断調査」では、イベントの生起時点について月レベルで回答を得ており、リスク時間の測定単位は連続的と考えてよいほどに細かいといえる。比例ハザード・モデルは、このように

時間の測定単位が連続的である場合に用いられるモデルであり、以下の式によって表わされる。

$$\text{Ln}[h(t)/h_0(t)] = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k$$

上式においては、 $h_0(t)$ がベースライン・ハザードであり、 a は定数、 X_k が共変量にあたる。共変量は時間依存性共変量と時間独立性共変量のどちらを含むこともできる。比例ハザード・モデルにおいては、対数化したハザード率の比を従属変数としているため、共変量の影響力はパラメータ b を指数化したハザード比として表わされる。ハザード比とは、共変量の当該カテゴリーにおけるハザード率が基準カテゴリーにおけるハザード率の何倍高いのか、あるいは低いのかを表わす数値である。共変量のハザード比により、人口内のサブ・グループでイベント生起のリスクがどの程度異なるのかについて容易に知ることができる。共変量の影響はリスク期間を通じて一定であり、ベースライン・ハザードを上下に平行的にシフトさせるものと仮定される。そのため、リスク期間のどの時点においても、常にベースライン・ハザードと当該カテゴリーのハザード率の比は一定である。これを比例ハザードの仮定という。現実には共変量 X の影響力が、リスク期間を通じて一定であるというのは強い仮定であるが、モデルではリスク期間と共変量との間に交互作用をとることにより、共変量の影響力に時間依存性を許容するモデルを構築することができる。このことはリスク人口のサブ・グループごとに異なるベースライン・ハザード関数を設定し、それを同一のモデルで推定することに等しい。

なお、比例ハザード・モデルの名称は、ベースライン・ハザードをどのような関数によって表わすのかによってさらに細分化される。本稿における分析では、時間区分線形スプライン・モデル (piecewise liner spline model) を用いる。モデルでは、リスク期間を1年ごとや5年ごとなどの任意の長さによって区切り、各区間におけるハザード率を推定する。ただし、時間区分線形スプライン・モデルでは、区間内におけるハザード率 ($\text{Ln}[h(t)/h_0(t)]$) が一定の傾きで線形に増加あるいは減少するスプライン関数であり、その傾きが区間で変化すると仮定する。時間区分線形スプライン・モデルでは、同一区間内でも常にハザード率が変化していると仮定するため、より少ないパラメータでハザード率の形状を表わすことができるという特徴がある。ただし、リスク期間はスプライン関数で表わされる「傾き」であるため、共変量との間に交互作用項をとり、共変量の影響力がリスク期間を通じて変化することを仮定するモデルを構築することができない。そのため、本稿における分析では、リスク期間によってサンプルを分けて、リスク期間別の分析を行うことで比例ハザードの仮定を緩めることとする。

以上のように、イベントヒストリー分析では、ハザード率の概念を用いることにより、イベントの生起確率と生起タイミングの両方を考慮した分析を行うことが可能となる。また、多変量回帰分析の手法をもちいることにより、個人の多様なライフコースをモデル化

する柔軟性を備えており、ライフコースにおける移行過程を分析するのに最適な手法であるといえる (Wu 2003)。

3-2. モデル

本稿では、第1子出生の分析を行うのにあたり、2つの多変量モデルを構築した。ひとつは、年齢を基底時間とするモデルであり、もうひとつは結婚期間を基底時間とするモデルである。イベントヒストリー分析においては、ハザード率の推移（イベント発生リスクの変化）を最もよく反映する時間軸（time axis）を選択する必要がある（Allison 1995）。ほぼすべての出生が婚姻内で発生していることを考慮すれば、第1子出生のリスクは結婚によって開始し、結婚期間を通じて変化すると仮定することができよう。このモデルでは、夫婦出生力を直接の対象として、その規定要因を分析することができる。また、有配偶者を分析の対象としているため、夫妻双方の社会経済的属性を説明要因として含めることができるという利点もある。しかしこのモデルにおいては、サンプリング・セレクションの問題が生じる。つまり、結婚したサンプルのみが分析対象となるため、結婚をしない／できないために第1子を生まない女性が分析から排除されてしまうこととなる。未婚化が進行している場合や結婚と出産の意思決定が近接している場合には、夫婦のみを分析対象とすることによって、このようなサンプリング・セレクションの問題が大きく作用するものと思われる。また、近年においては婚前妊娠が増加傾向にあり、結婚を出生のリスク開始イベントとすることの意義が薄れていることも指摘されている（金子 2004）。さらに、「21世紀成年人縦断調査」においては、調査時点の結婚が初婚であるのか再婚であるのかを区別することができない。そのため、結婚期間を時間軸としたモデルでは、現在の結婚が再婚である場合に、第1子出生タイミングにバイアスが生じることとなる²。

一方、年齢を基底時間としたモデルにおいては、夫婦に限定せずに、個人が未婚の状態から第1子を生むまでを対象として分析を行うことができる。モデルでは結婚を所与としないため、単純に第1子の出生が年齢的に遅い（早い）のはどのような属性を持つ人々かを明らかにすることとなる。そのため分析の解釈が容易である。また、初婚・再婚を区別できないことによるバイアスも生じない。しかし、一方でリスク開始時点（本稿では女性が16歳、男性が18歳と定義した）において対象者は未婚であるために、配偶者の情報を用いることができない。また、第1子出生タイミングの遅れが晩婚化によるものなのか、結婚後の出生タイミングの遅れによるものなのかを区別できないために、各要因がどちらに作用しているのかが明確ではない。

このようにそれぞれのモデルには長所と短所がある。そこで、本稿でははじめに年齢を基底時間としたモデル（以後、年齢モデル）によって分析を行い、第1子出生タイミン

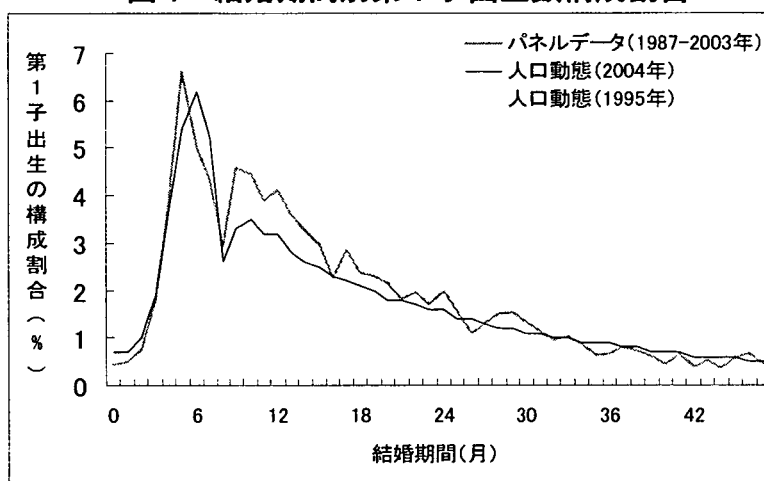
² 第1子出生年月から現在の配偶者との同居開始年月を引くと、出生間隔がマイナスとなるサンプルがあったが、このようなサンプルは分析から除外した。

グが年齢的に遅い（早い）のはどのような要因によるものかを明らかにする。その後に結婚期間を基底時間としたモデル（以後、結婚期間モデル）によって、結婚から第1子出生までの期間を対象とした分析を行う。両者の結果を比較することにより、1990年代以降におけるわが国の第1子出生タイミングを年齢と結婚期間の2つの側面から考察し、その変動要因について明らかにする。

4. 第1子出生の傾向

はじめに、「第2回 21世紀成年者縦断調査」における第1子出生の全体的な傾向について把握する。図1は、同調査における結婚期間別第1子出生数の構成割合を1995年と2004年の人口動態統計と比較したものである。「第2回 21世紀成年者縦断調査」では、1987年から2003年までの期間において第1子出生が確認されている。その構成割合の推移は、結婚から5ヶ月目において出生数のピークを迎えている。次いで、第1子出生の生起割合は結婚後9-12ヶ月目において第2のピークを迎え、以降においては若干の変動を経ながら低下する傾向にある。全体として同調査における第1子出生のパターンは、2004年の人口動態と1995年の人口動態との中間的な推移傾向を示している。また、同調査では婚前妊娠による出生を表す第1のピークが、人口動態統計よりもやや早くかつ高めにでている傾向があるが、全体として全国レベルの出生傾向をよく反映しているといえよう。

図1 結婚期間別第1子出生数構成割合



資料：厚生労働省統計情報部 2006. 『平成17年度 出生に関する統計の概況：人口動態特殊報告』

図2 性別第1子出生の生存確率

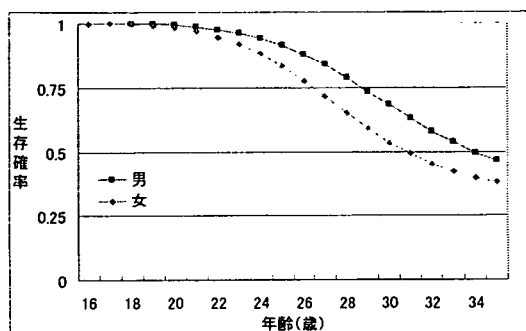
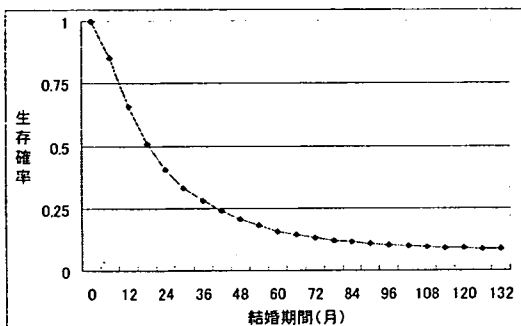


図3 第1子出生の生存確率の推移



次に、カプラン-マイヤー法 (Kaplan-Meier Estimation Method) を用いて、第1子出生の生存確率 (survival probability) の推移を表わしたのが図2ならびに図3である。生存確率とは、時点 $t-1$ から t までの間に、リスク人口においてイベントが生じなかった確率 $(1-p)$ を累積した値である。図2では、年齢を軸として、第1子出生の経験パターンが性別によってどのように異なるのかを表わしている。第1子出生の生存確率は男女ともに20歳代後半において急激に低下している。35歳時点での第1子出生の経験割合は、男性で53.6%、女性で62%となっている。未婚化の進展を反映して、1990年代以降では男性の半数、女性の4割が35歳までに出生を経験していない。

また、図3では結婚している夫婦を対象に、結婚期間を軸として第1子出生の生起パターンを表わした。その結果、結婚から6ヶ月までに14.3%、1年目までに34.2%、そして2年目までに60%の夫婦が第1子の出生を経験している。結婚後8年6ヶ月の時点で9割以上の夫婦に出生経験があることがみてとれる。したがって、離婚や死別が生じせずに、結婚が持続すると仮定できるのであれば、夫婦の9割以上が少なくとも1子はおもつことが期待される。

次節以降では、男女あるいは夫妻のおもつ社会経済的屬性を説明要因として、第1子出生の生起パターンがどのように異なるのかを検証する。

5. 年齢による第1子出生タイミングの分析

はじめに、年齢を基底時間としたモデルにおける第1子出生タイミングについて考察する。年齢モデルにおける分析では、法定結婚年齢を基準として男性は18歳、女性は16歳より出生のリスクが始まると仮定し、年齢別の第1子出生ハザード率の分析を行う。

5-1. 記述統計

表1は、モデルにおける説明変数の分布を表わしている。分析は男女別に行われ、説明変数として、出生コーホート、学歴、そしてリスク期間における就業状態を用いた。なお、就業状態は就業履歴より作成した時間依存性共変量である。

表1 年齢モデルに用いた共変量の分布

	男			女		
	サンプル数 N	割合 %	第1子出生数 N	サンプル数 N	割合 %	第1子出生数 N
出生年						
1965-69年	1544	15.5	821	1653	15.2	1133
1970-74年	3593	36.0	1293	3954	36.5	2068
1975-79年	3068	30.7	338	3301	30.4	582
1980-84年	1778	17.8	36	1941	17.9	58
合計	9983	100.0	2488	10849	100.0	3841
学歴						
中学・高校	4081	40.9	1333	3733	34.4	1888
専門・高専・短大	2156	21.6	508	4830	44.5	1555
大学・大学院	3746	37.5	647	2286	21.1	398
合計	9983	100.0	2488	10849	100.0	3841
第1子出生時年齢 ^{*1}						
16-19歳	29280	21.5	39	55077	33.1	151
20-24歳	63127	46.3	671	70709	42.5	1341
25-29歳	33944	24.9	1315	32435	19.5	1948
30-34歳	10134	7.4	463	8138	4.9	401
合計	136485	100.0	2488	166359	100.0	3841
就業状態 ^{*1}						
無職	11967	8.8	48	24039	14.5	2388
自営業主・役員・ 家族従業員	3306	2.4	3306	1502	0.9	1502
正社員	28375	20.8	860	35310	21.2	386
非正社員・内職	7829	5.7	54	16386	9.9	111
在学中	35093	25.7	37	56446	33.9	62
不明	49915	36.6	1348	32676	19.6	818
合計	136485	100.0	2488	166359	100.0	3841
配偶関係(第1子出生時点) ^{*2}						
独身	6771	67.8	129	6390	58.9	362
有配偶	2783	27.9	2127	3768	34.7	2949
不明	429	4.3	232	691	6.4	530
合計	9983	100.0	2488	10849	100.0	3841

*1: リスク期間中に値が変化する時間依存共変量。サンプル数はパーソン-ピリオド数をもとに算出。

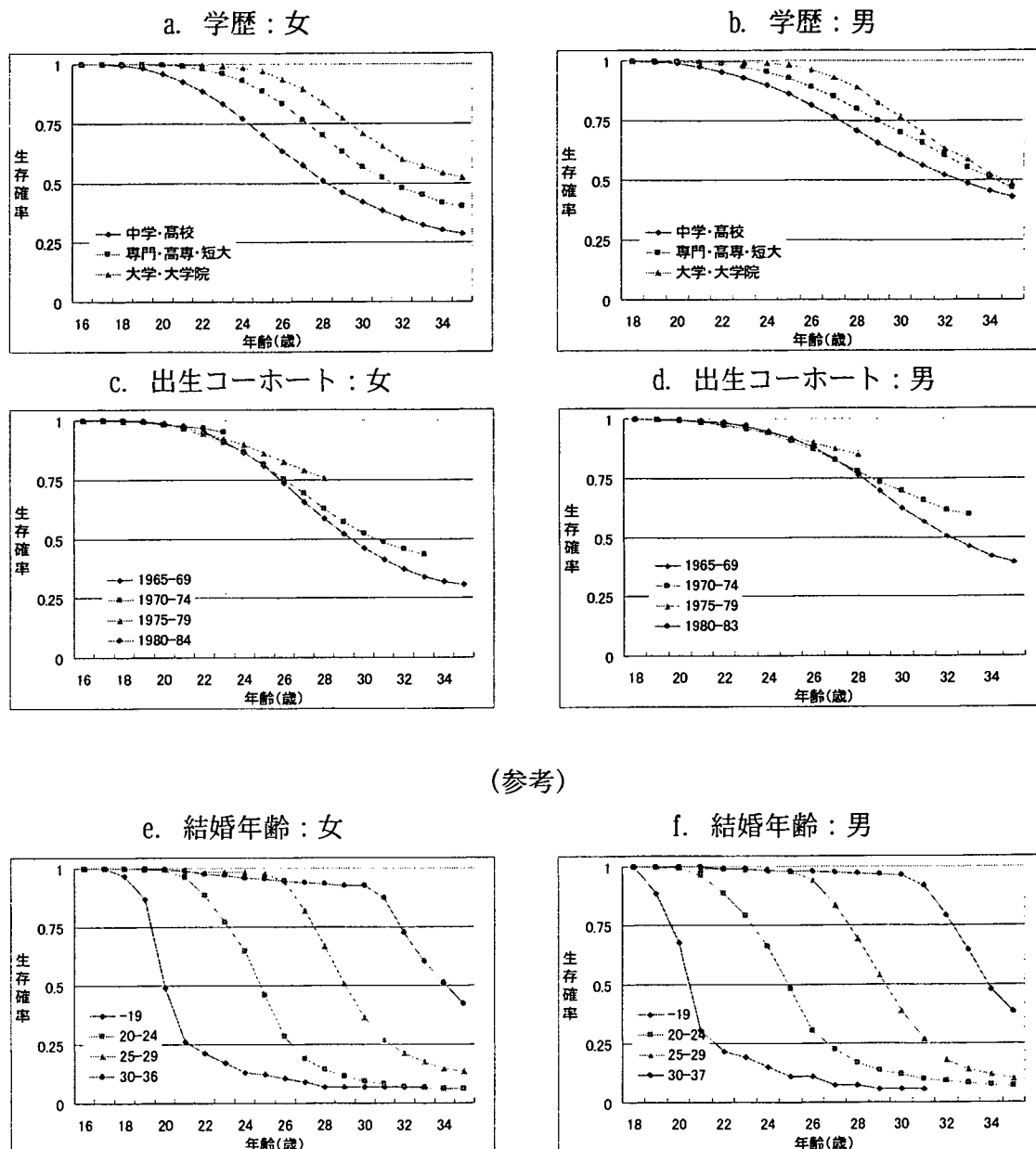
*2: 調査時点の配偶関係を表す。そのため、「独身」であっても前の結婚において有配偶である可能性もある。

男性は 9983 サンプル、女性は 10849 サンプルが分析の対象となった。1965 年から 1984 年に生まれた男女が分析対象となっているが、出生経験がある男女はおもに 1970 年代後半までの男女であることがわかる。学歴は、中退を含む最終学歴として測定されている。女性は男性よりも高卒以上の学歴構成割合が高いが、大学・大学院への進学割合は男性のほうが高い。年齢についてみると、男性においては 20 歳代後半、女性では 20 歳代前半より、第 1 子出生数が多い傾向がある。就業状態については、過去の就業の開始・終了年月および就業形態のいずれかに欠損値があると、就業状態が特定できないため、「不明」の割合が、特に男性において高い傾向がある。これを考慮に入れずに比較すると、女性は男性よりも在学中や非正規就業に就いている割合が高い傾向にある。在学中であるか否かは、最後に行った学校を卒業もしくは中退した年月より特定した。なお、無職のカテゴリには、学校卒業後に無職である男女が分類されている。

参考までに、現在の配偶者との同居開始年月を元に、配偶関係の分布も示した。独身

で第1子出生を経験している割合は、男性が2.0%、女性が5.7%であった。したがって、ほぼすべての出生が婚姻内で生起していることが確認された。ただし、ここで分類した配偶関係は、調査時点の配偶関係に基づくため、「独身」と分類されていても実際には前の配偶者と婚姻関係にある可能性もある。そのため、非嫡出出生の割合は、ここで示された値よりも小さいものと思われる。

図4 カプラン-マイヤー法による第1子出生の推移：年齢モデル



(参考)

5-2. 2変量解析

次に、前出のカプラン-マイヤー法によって、時間独立性共変量と第1子出生との関係についてみてみよう。図4は、性別に学歴や出生コホートによって第1子出生の年齢別生起パターンがどのように異なるのかを表わしている。また、ここでは参考として、結婚年齢による出生パターンについても表わした。これについては、調査時点において結婚している男女を対象が限定されていることを付記しておく。

図4によると、女性は学歴が高いほど、第1子の出生タイミングが遅く、また34歳時点における出生割合も低い傾向にあることが明らかである。一方、男性においては、30歳代前半において、大学・大学院進学者によるキャッチ・アップがみられる。出生コホートについては、男女ともに近年のコホートほど20歳代後半における出生タイミングが遅れる傾向がある。

結婚年齢別のグラフ(図4-e, 図4-f)をみると、結婚年齢が遅くなるにしたがって、第1子出生のタイミングも遅れることが明らかである。結婚年齢が20歳以降における出生パターンは、リスク開始時点が後方にずれることを除けば、生存確率の低下傾向にはそれほど大きな差はみられない。しかし、結婚年齢20歳未満の層においては、第1子出生が若年齢において急激に経験されていることが明らかである。このことは婚前妊娠が、早婚において生起しやすいという人口動態統計における知見とも一致する(厚生労働省2006)。また、結婚年齢が30歳以上の男女においては、結婚年齢以前より第1子出生が経験される傾向がある。これについては、先にも述べたように、非嫡出出生の発生というよりは、前回婚における出生と理解することができる。

5-3. 多変量解析

最後に、各共変量を用いて、イベントヒストリー分析の一種である時間区分線形スプラインモデルによる多変量解析を行った。分析では、年齢を基底時間として、出生コホート、学歴、そして就業状態を統制した。なお、各共変量は、年齢によって異なる影響をもつことが予測されたため、リスク期間をいくつかの区間に分けて分析を行った。

表2は、女性サンプルを対象とした時間区分線形スプライン・モデルの分析結果を表わしている。分析結果は、すべてハザード比(hazard ratio)によって表わした。ハザード比の値は、当該カテゴリーにおける第1子出生のハザード率が、基準カテゴリーに比べて何倍高いのか(あるいは低いのか)を表わしている。モデル1を例にとると、1965-69年に生まれた女性は、1970-74年に生まれた女性に比べて1.1倍、第1子出生のリスクが高いと解釈される。また、ハザード比は掛け算のモデルであるため、1975-79年に生まれた大卒女性のハザード比は、 $0.35 (=0.66 \times 0.53)$ となる。この場合の基準カテゴリーは1970-74年に生まれた中学・高校進学女性となる。なお、年齢スプラインのハザード比の解釈には若干の注意を要する。なぜならば、他の共変量と異なり、スプ

ライン関数は、当該リスク期間におけるハザード率の上昇比率を表わしているためである。例えば、モデル1では16歳から24歳の期間において、ハザード率（定数の値）が1歳ごとに1.3倍ずつ上昇することを意味する。同様に24歳から30歳においては、24歳時点におけるハザード率（ $4.40E-06 \times 1.38$ ）から1歳毎に1.03倍ずつ上昇し、30歳から34歳においては、30歳時点におけるハザード率（ $4.40E-06 \times 1.39 \times 1.034$ ）から1歳ごとに0.74倍ずつ低下する。こうして描かれるハザード率の推移がベースライン・ハザードであり、各共変量のハザード比はベースライン・ハザードを平行に上下させるものと解釈される（Lillard and Panis 2003）。

表2 時間区分線形スプライン・モデルによる
第1子出生の年齢別ハザード率の規定要因に関する分析結果：女

女	Model 1 16-34歳 Hazard Ratio exp(b)	Model 2 16-24歳 Hazard Ratio exp(b)	Model 3 25-29歳 Hazard Ratio exp(b)	Model 4 30-34歳 Hazard Ratio exp(b)
年齢スプライン				
16-24歳	1.30 ***	1.31 ***	-	-
24-30歳	1.03 ***	-	1.02	-
30-34歳	0.74 ***	-	-	0.78 ***
出生コーホート				
1965-69年	1.10 **	0.91	1.17 ***	1.40 ***
1970-74年	1	1	1	1
1975-79年	0.66 ***	0.76 ***	0.53 ***	-
1980-84年	0.44 ***	0.45 ***	-	-
学歴				
中学・高校	1	1	1	1
専門・高専・短大	0.70 ***	0.44 ***	0.94	1.01
大学・大学院	0.53 ***	0.18 ***	0.70 ***	1.07
就業状態				
無職	15.84 ***	23.26 ***	11.56 ***	10.55 ***
自営業主・役員・家従	4.05 ***	5.82 ***	3.17 ***	2.07 *
正社員	1	1	1	1
非正社員・内職	0.71 ***	0.81	0.59 ***	0.58 *
在学中	0.35 ***	0.55 ***	0.82	0.00
不明	2.32 ***	3.11 ***	1.81 ***	1.80 ***
定数	4.40E-06 ***	3.42E-06 ***	2.78E-03 ***	2.26E-03 ***
Person-period数	166359	125786	32435	8138
サンプル数	10849	10849	6845	2303
イベント数	3841	1492	1948	401
log-likelihood	5659.66	1627.87	3536.52	639.60
chi-square	10027.26	4827.57	2563.55	488.70
d.f.	14	12	11	10

* p<.10; ** p<.05; *** p<.01

表3 時間区分線形スプライン・モデルによる
第1子出生の年齢別ハザード率の規定要因に関する分析結果：男

男		Model 1 18-34歳 Hazard Ratio exp(b)	Model 2 18-26歳 Hazard Ratio exp(b)	Model 3 26-29歳 Hazard Ratio exp(b)	Model 4 30-34歳 Hazard Ratio exp(b)
年齢スプライン	18-26歳	1.31 ***	1.34 ***	-	-
	26-30歳	1.07 ***	-	1.01	-
	30-34歳	0.87 ***	-	-	0.87 ***
出生コーホート	1965-69年	1.15 ***	0.90	1.37 ***	1.37 ***
	1970-74年	1	1	1	1
	1975-79年	0.79 ***	0.82 ***	0.46 ***	-
	1980-83年	0.77	0.74 *	-	-
学歴	中学・高校	1	1	1	1
	専門・高専・短大	0.75 ***	0.60 ***	0.89	1.16
	大学・大学院	0.63 ***	0.32 ***	0.83 **	1.27 **
就業状態	無職	0.29 ***	0.38 ***	0.26 ***	0.13 ***
	自営業主・役員・家従	1.11	1.54 ***	0.86	0.80
	正社員	1	1	1	1
	非正社員・内職	0.29 ***	0.30 ***	0.20 ***	0.39 ***
	在学中	0.12 ***	0.16 ***	0.19 ***	0.17 *
	不明	0.87 ***	0.80 ***	0.90	0.96
定数		6.05E-06 ***	4.50E-06 ***	6.47E-03 ***	5.32E-03 ***
	Person-period数	136485	109558	16793	10134
	サンプル数	9983	9983	5257	2910
	イベント数	2488	1233	792	463
	log-likelihood	1196.99	107.42	750.66	436.13
	chi-square	2669.96	1553.78	140.94	77.31
	d.f.	14	12	11	10

* p<.10; ** p<.05; *** p<.01

はじめに、全リスク期間を対象としたモデル1から解釈を行うと、近年の出生コーホートほど、また高学歴女性ほど第1子出生のリスクが低くなる傾向がみられる。また、就業状態についてみると、正社員の女性と比べて、無職や自営の女性の出生リスクが高く、非正社員や学生において低い傾向がある。無職の女性の出生リスクが高いのは、女性が出産前に退職しているためと思われる。また、自営や役員、家族従業の女性の出生リスクが高いのも、就業を中断することなく出産できるためであろう。したがって、ここでは出産時における就業継続の容易さが、第1子出生リスクの差となって表れているといえよう。しかし、出産の意思決定が就業状態によってどのような影響を受けているのかを明らかにしようとするのであれば、妊娠が判明する前である7ヶ月前の就業状態を説明変数として用いるべきである。これについては次回以降の課題とする。

16歳から24歳までの若年齢における第1子出生は、1970年代前半のコーホートにおいて最も顕著にみられる。また、高卒以上の学歴におけるハザード比が著しく低いことから、

高卒以下の低学歴層において生起しやすいことが確認される。25歳から29歳の適齢期における出生リスクは、近年の出生コーホートほど低い傾向がある。また、学歴間の出生力格差は縮小する傾向にあるが、依然として大学・大学院進学女性の出生リスクは低い傾向がみられる。30-34歳における出生についてみると、やはり年長のコーホートにおいて出生リスクが高い傾向にあるが、学歴間の差異は消失している。

表3は男性サンプルについて、同様の分析を行った結果である。モデル1をみると、女性と同じく近年のコーホートほど、また高学歴男性ほど第1子出生リスクが低い傾向がみられる。ただし、大きく異なるのが就業状態の影響である。男性は、正社員であるほど第1子出生リスクが高い傾向があり、非正社員や無職、学生である場合には、低い傾向がある。このことは、男性の家族形成によって経済力が必須の条件となっていることを示すとともに、わが国における家族形態が性別役割分業に基づく伝統的な傾向が根強いことを示している。また、高学歴の男性は、他の学歴と比べて30-34歳における第1子出生のリスクが高い傾向がある。

以上の分析により、1990年代以降においても、1) 近年の出生コーホートほど第1子出生の年齢的タイミングは遅れる傾向にあること、2) 高学歴の男女ほど第1子出生のタイミングが遅いこと、3) 若年齢における出産は、高卒以下の男女において生起しやすいこと、4) 女性は出産に際して就業を中断する傾向がある一方で、男性の正規雇用は第1子誕生の必須条件であることが明らかとなった。

6. 結婚期間による第1子出生タイミングの分析

次に、結婚期間を基底時間とした第1子出生タイミングに関する分析を行う。結婚期間モデルでは、調査時点において結婚している夫婦を対象として、結婚期間別の第1子出生ハザード率の分析を行う。そのため、未婚者はもとより、離死別の男女の出生経験や再婚の男女の初婚における出生経験は分析より除外されることとなる。しかし、「21世紀成年者縦断調査」では夫妻の双方から情報を得ていることから、使用できる変数が豊富で、かつ夫婦出生力に焦点を絞った分析を行うことが可能である。なお、ここでいう結婚は、調査時点の配偶者と同居を開始した時点を開始としている。

6-1. 記述統計

分析に用いた共変量の分布を表4に表わした。調査時点で結婚している夫婦3590組が分析の対象となった。モデルで用いた説明変数は、結婚年次（結婚コーホート）、夫妻の結婚年齢、夫妻の学歴、夫妻の結婚前6ヶ月の時点までにおける非正規就業経験ならびに失業経験の有無、妻の結婚時における就業継続の有無、夫の結婚時の就業状態、そして妻の就

業状態である。就業経験や就業状態に関する変数はすべて就業に関する事歴情報より作成した。妻の就業状態はリスク期間を通じて変化する時間依存性共変量であり、その他の共変量はすべて結婚時より値が変化しない時間独立性共変量である。

各共変量のカテゴリーにおいて、十分な数のサンプル数ならびに第1子出生数を確保するため、分析対象は1990年から2003年までにおいて、妻が35歳未満、夫が40歳未満で結婚した夫婦を対象としている。また、出生コーホートについても、夫妻とも1965年から1979年までに出生した男女に限定した。

夫妻の学歴の分布についてみると、表1の年齢モデルの記述統計と比べて、男女ともに中学・高校の割合が高く、大学・大学院の割合が低い。これは高学歴層における晩婚化を反映している。結婚前における非正規就業の経験についてみると、履歴情報より作成したこともあり、特に夫において「不明」の割合が多い。この傾向は結婚前における失業経験においても同様である。これらを考慮せずに解釈すると、夫よりも妻の方が非正規就業の経験、失業の経験ともに高い傾向にある。バブル崩壊後の1990年代以降では雇用の非正規化や若年失業率の上昇といった若者の雇用環境の悪化が伝えられている。これらの変数によって、労働市場におけるネガティブな経験が、夫婦の出生行動に影響を与えているのかについて検証する。

さらに分析では近年増加傾向にある妻の就業継続による影響について検証する。妻の就業継続については、先行研究において第1子出生を遅らせる重要な要因であることが示されている（永瀬 1999, 福田 2004）。結婚時における夫の就業状態ならびに結婚後の妻の就業状態についてもモデルに含み、第1子出生との関わりについて検証する。

表4 結婚期間モデルに用いた共変量の分布

	サンプル数 N	割合 %	第1子出生数 N		サンプル数 N	割合 %	第1子出生数 N
結婚年次				妻学歴			
1990-94年	834	23.2	787	中学・高校	1599	44.5	1350
1995-99年	1808	50.4	1557	専門・高専・短大	1522	42.4	1177
2000-03年	948	26.4	483	大学・大学院	469	13.1	300
合計	3590	100.0	2827	合計	3590	100.0	2827
妻出生年				夫学歴			
1965-69年	910	25.4	787	中学・高校	1755	48.9	1453
1970-74年	1961	54.6	1559	専門・高専・短大	715	19.9	565
1975-79年	719	20.0	481	大学・大学院	1120	31.2	809
合計	3590	100.0	2827	合計	3590	100.0	2827
夫出生年				妻の非正規就業経験(結婚前)			
1965-69年	1481	41.3	1261	なし	1776	49.5	1524
1970-74年	1650	46.0	1260	あり	847	23.6	644
1975-79年	459	12.8	306	不明	967	26.9	659
合計	3590	100.0	2827	合計	3590	100.0	2827
妻結婚年齢				夫の非正規就業経験(結婚前)			
16-19歳	101	2.8	92	なし	889	24.8	756
20-24歳	1581	44.0	1400	あり	319	8.9	247
25-29歳	1656	46.1	1216	不明	2382	66.4	1824
30-34歳	252	7.0	119	合計	3590	100.0	2827
合計	3590	100.0	2827	妻の失業経験(結婚前)			
夫結婚年齢				なし	1777	49.5	1532
18-19歳	52	1.5	49	あり	897	25.0	674
20-24歳	1090	30.4	960	不明	916	25.5	621
25-29歳	1926	53.7	1526	合計	3590	100.0	2827
30-34歳	502	14.0	287	夫の失業経験(結婚前)			
35-39歳	20	0.6	5	なし	925	25.8	785
合計	3590	100.0	2827	あり	272	7.6	209
妻第1子出生時年齢				不明	2393	66.7	1833
16-19歳	41	1.1	41	合計	3590	100.0	2827
20-24歳	836	23.3	822	妻の就業継続(結婚時)			
25-29歳	1862	51.9	1553	結婚前就業なし	665	18.5	514
30-34歳	776	21.6	399	就業継続	1186	33.0	940
35-39歳	75	2.1	12	就業中断	1300	36.2	1097
合計	3590	100.0	2827	不明	439	12.2	276
夫第1子出生時年齢				合計	3590	100.0	2827
18-19歳	14	0.4	14	夫の就業状態(結婚時)			
20-24歳	567	15.8	556	無職	125	3.5	105
25-29歳	1735	48.3	1506	自営業主・役員・ 家族従業員	267	7.4	220
30-34歳	1086	30.3	712	正社員	2047	57.0	1639
35-39歳	188	5.2	39	非正社員・内職	101	2.8	78
合計	3590	100.0	2827	不明	1050	29.3	785
結婚期間				合計	3590	100.0	2827
0-1年	1284	35.8	1079	妻の就業状態 ^{*1}			
1-2年	947	26.4	888	無職	2836	42.8	1703
2-3年	513	14.3	431	自営業主・役員・ 家族従業員	110	1.7	59
3-5年	644	17.9	372	正社員	1270	19.2	265
6年以上	202	5.6	57	非正社員・内職	1062	16.0	79
合計	3590	100.0	2827	不明	1349	20.4	721
				合計	6627	100.0	2827

*1: リスク期間中に値が変化する時間依存共変量。サンプル数は、パーソン・ピリオド数をもとに算出。

6-2. 2変量解析

図5 カプラン-マイヤー法による第1子出生の推移：結婚期間モデル

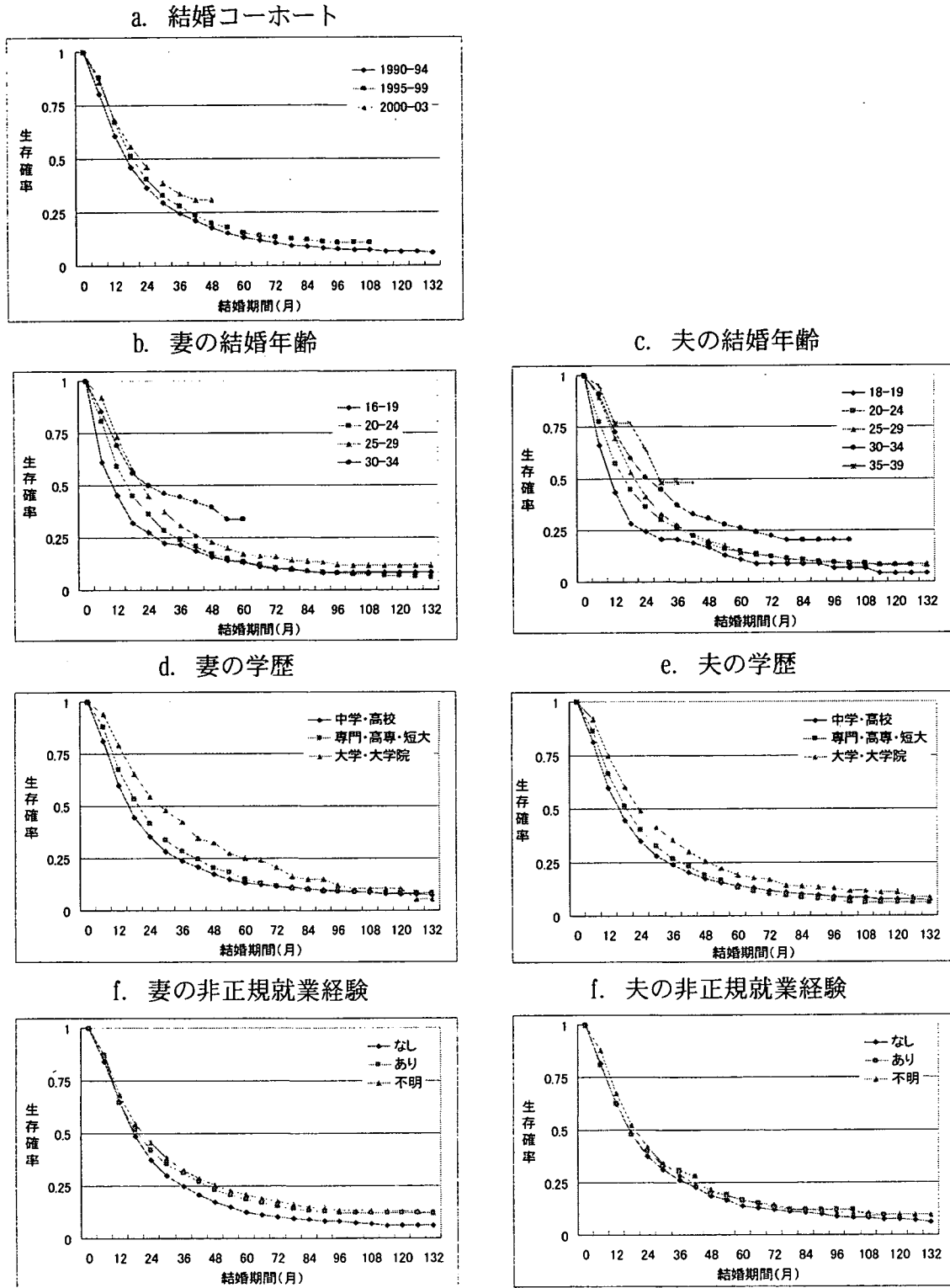
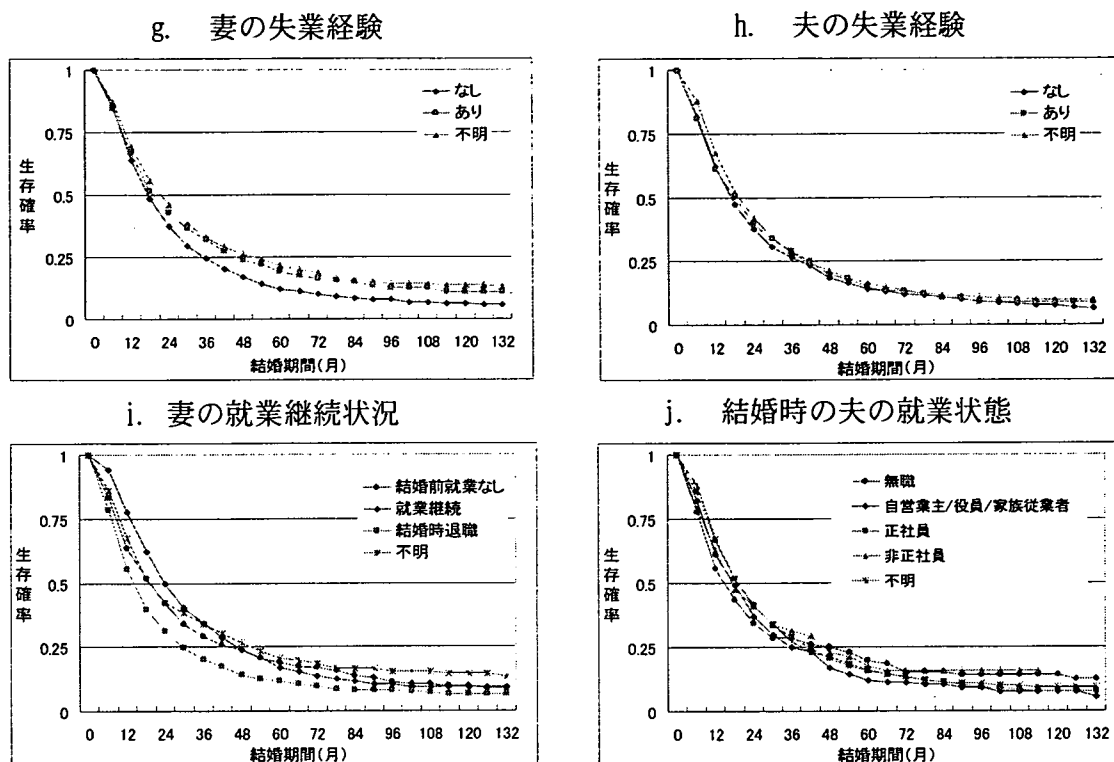


図5 つづき



年齢モデルと同様に、はじめにカプラン-マイヤー法によって第1子出生の生存確率が結婚期間の経過によってどのような推移をするのかについて検証した。結婚コーホートについては、わずかではあるが、近年のコーホートほど出生タイミングが遅れる傾向がある。夫妻の結婚年齢が若いほど第1子出生のタイミングは早い傾向がみられる。特に、女性では20歳未満、男性では25歳未満において結婚する場合に、結婚後6ヶ月目における出生の経験確率が高く、婚前妊娠による出生が多く生起している。

夫妻の学歴については、大学・大学院進学者において、結婚から第1子出生までが他の学歴に比べて大きく遅れる傾向がある。非正規就業ならびに失業経験については、妻においてのみその影響を認めることができる。結婚前に非正規就業や失業経験がある妻は、結婚後も第1子の出生テンポが遅い傾向がある。この影響はとくに結婚後2年目以降において顕在化している。しかし、男性についてはこれらの労働市場における経験は全くみられない。年齢モデルでは、非正規就業や無職であることは男性の第1子出生を遅らせる強い影響を与えていた。したがって、こうした労働市場におけるネガティブな経験は、男性の結婚を遅らせることによって第1子出生を遅らせているものと思われる。

妻の就業継続状況については、結婚時退職、結婚前就業なし、そして就業継続の順に第1子出生タイミングが遅れる傾向が確認された。しかし、結婚時の夫の職業には明確な違いがみられない。

6-3. 多変量解析

最後に、すべての要因を同時に投入した多変量モデルによって、結婚期間を基底時間とした第1子出生ハザード率の要因分析を行った。分析の結果を表5に表わす。分析では年齢モデルと同様に時間区分線形スプライン・モデルを用いた。共変量の影響力は結婚期間によって異なることが予測されたため、結婚期間を0-9ヶ月、9-36ヶ月、36-60ヶ月、そして60-132ヶ月に区切った分析結果を同時に表わした。

結婚11年目(132ヶ月)までをリスク期間としたモデル1の結果を見ると、夫妻の結婚年齢が高いほど第1子出生のリスクが低い傾向にある。しかし、リスク期間別のモデルをみると、夫妻の結婚年齢が統計的に有意な影響を示しているのは、結婚から9ヶ月までの婚前妊娠によるものと思われる出生と結婚後3年以上5年未満の出生のみと限定的であることが明らかである。そのため、結婚後に夫婦生活を開始して3年以内に子どもをもつ夫婦ならびに結婚後5年目以降に子どもをもつ夫婦については、晩婚化による影響はみられない。

結婚コーホートはモデル1においては、統計的に有意な影響を示していない。しかし、モデル2以降をみると、2000年以降の結婚コーホートにおいて、婚前妊娠による出生パターンが増加傾向にあり、かわりに従来パターンである結婚後9-36ヶ月における出生が減少傾向にあることがわかる。

学歴については、夫妻ともに大学・大学院進学の高学歴である場合に、第1子出生のリスクが低い傾向がある。この影響は結婚3年目までの出生において持続しているが、結婚3-5年の出生においては消失している。そして結婚後5年目以降における出生ではむしろ妻が高学歴である場合に、第1子出生のキャッチ・アップが図られる傾向がみられる。この影響は妻が高学歴である場合、夫も高学歴であるということを考慮してもなお、高いハザード比(1.45=2.78×0.52)を示している。

モデル1をみると妻の就業継続は、第1子の出生ハザードを上昇させる方向に作用している。これは妻のリスク時点における就業状態がモデルにおいて同時に投入されているためである。結婚時における妻の就業継続の状況と結婚後の妻の就業状態には強い相関がある。そのため、各ハザード比の影響は、両共変量の組み合わせとして解釈する必要がある。例えば、妻の就業継続状況のハザード比は、妻の結婚後の就業状態が正社員である場合を意味している。したがって、妻が正社員である場合、結婚前からの就業を継続している方が、結婚時に退職してから正社員として復帰するよりも第1子出生のハザード率が1.15倍高いと解釈できる。同様に妻の就業状態のハザード比は、妻が結婚時に退職した場合の値を示している。したがって、結婚後も働く妻の就業リスクは、結婚前からの仕事を継続している場合には、再就業の妻に比べて若干ではあるが高い傾向がみられる。この影響は結婚から3-5年目の出生において強くみられる。なお、いずれのモデルにおいても妻が非正規就業に就いている場合には、正社員よりも出生リスクが低い。したがって、結婚後の妻のパート就労は第1子出生に対して大きな負の影響をもつものと思われる。なお、正社員は

表5 時間区分線形スプライン・モデルによる
第1子出生の結婚期間別ハザード率の規定要因に関する分析結果：

	Model 1 0-132ヶ月 Hazard Ratio exp(b)	Model 2 0-9ヶ月 Hazard Ratio exp(b)	Model 3 9-36ヶ月 Hazard Ratio exp(b)	Model 4 36-60ヶ月 Hazard Ratio exp(b)	Model 5 60ヶ月以上 Hazard Ratio exp(b)
夫婦の結婚時年齢					
妻の結婚年齢(歳)	0.98 ***	0.95 ***	0.99	1.01	0.95
夫の結婚年齢(歳)	0.98 ***	0.92 ***	1.01	0.94 **	1.03
結婚期間スプライン					
0-6ヶ月	1.27 ***	1.30 ***	-	-	-
6-12ヶ月	1.02 *	0.89 ***	0.26 ***	-	-
12-132ヶ月	0.98 ***	-	0.99 ***	0.97 ***	0.98 **
結婚年次					
1990-94年	1	1	1	1	1
1995-99年	1.04	1.09	0.99	1.10	0.73
2000-03年	1.01	1.41 ***	0.83 **	0.61	-
妻の学歴					
中学・高校	1	1	1	1	1
専門・高専・短大	1.01	0.84 **	1.05	1.10	1.81 **
大学・大学院	0.85 **	0.67 **	0.85 *	0.95	2.78 ***
夫の学歴					
中学・高校	1	1	1	1	1
専門・高専・短大	0.97	0.88	0.99	1.16	1.15
大学・大学院	0.81 ***	0.67 ***	0.83 ***	1.18	0.52 *
妻の結婚時就業継続の有無					
結婚前就業なし	0.93	0.86	0.94	0.91	1.02
就業継続	1.15 ***	0.64 ***	1.18 **	1.40 **	1.22
結婚時退職	1	1	1	1	1
不明	1.11	0.79	1.05	1.46	1.01
妻の非正規就業経験(結婚前)					
なし	1	1	1	1	1
あり	1.02	0.96	1.05	0.93	0.92
不明	1.12	1.31	1.10	0.96	1.14
夫の非正規就業経験(結婚前)					
なし	1	1	1	1	1
あり	0.96	0.97	0.89	1.18	1.65
不明	0.97	0.88	1.00	0.94	1.21
妻の失業経験(結婚前)					
なし	1	1	1	1	1
あり	0.86 ***	1.13	0.82 ***	0.70 **	0.80
不明	0.84	0.88	0.97	0.44 **	2.19
夫の失業経験(結婚前)					
なし	1	1	1	1	1
あり	1.02	1.19	0.96	0.95	1.02
不明	0.97	0.96	1.03	0.91	0.79
妻の就業状態					
無職	4.39 ***	2.92 ***	4.15 ***	4.55 ***	3.87 ***
自営業主・役員・家従	2.27 ***	2.29 ***	2.03 ***	2.00	2.05
正社員	1	1	1	1	1
非正社員・内職	0.42 ***	0.38 ***	0.35 ***	0.45 **	0.88
不明	2.05 ***	1.82 **	1.88 ***	2.84 **	0.75
夫の就業状態					
無職	1.04	1.10	1.02	0.58	1.69
自営業主・役員・家従	1.02	1.12	0.99	1.05	1.00
正社員	1	1	1	1	1
非正社員・内職	0.99	1.17	1.01	0.81	0.22
不明	0.99	1.13	0.93	1.02	0.83
定数	0.02 ***	0.17 ***	52.57 ***	0.14 **	0.04 **
Person-period数	33278	10823	15086	4625	2744
サンプル数	3590	3590	2571	812	298
イベント数	2827	843	1575	314	95
log-likelihood	-4168.13	-2076.28	-1444.92	-166.91	-71.13
chi-square	1656.99	600.56	1407.58	212.19	54.73
df.	31	30	30	29	28

* p<.10; ** p<.05; *** p<.01

もとより、比較的出生ハザード比が高い自営・役員・家族従業においても、就業している妻の出生ハザードは無職の妻のそれには及ばない。したがって、わが国においては女性の就業と出生は依然としてトレードオフの関係にあるといえる。また、年齢モデルとは異なり、夫の結婚時の就業状態は第1子の出生タイミングに影響を与えていない。

最後に、夫妻の結婚前における非正規就業ならびに失業の経験については、妻の失業経験のみが第1子出生に対して負の影響を与えていることが明らかとなった。結婚の6ヶ月までに失業経験のある妻は、失業経験がない妻に比べて結婚後9・60ヶ月までにおける第1子出生のリスクが低い。経済的稼得者としての役割を担う夫よりも妻において、こうした影響がみられたことは意外な結果であったが、先にも述べたように男性については失業や非正規雇用による負の影響は結婚に対して強く作用しており、専ら結婚できないことによる出生の遅れを導いているのであろう。むしろ、結婚後の出生の意思決定には妻の経済的見通しが重要な影響を与えているのかもしれない。ただし、これについては単純に失業経験ではなく、離別経験者の前の結婚における結婚退職が混入している可能性も考えられるため、性急な結論は避けたいと思う。

7. まとめ

本稿では、「21世紀成年者縦断調査」の事歴データを用いた第1子出生の分析事例を示した。分析は主として年齢と結婚期間を時間軸としたイベントヒストリー分析によって行った。分析の結果、晩婚化や高学歴化といった従来 of 要因が1990年代以降も第1子の出生タイミングに重要な影響を与えていることが確認された。また、結婚期間を基底時間とした分析では、妻の雇用労働力化が結婚から第1子出生までのリスクを低下させる要因となっていることが示された。その背景には、依然として家庭内の性別役割分業が強固であり、女性の就業と出産がトレードオフの関係にあることが示唆された。また、年齢を基底時間としたモデルにおいては、非正規雇用の青年層において第1子出生が遅い傾向がみられた。近年における雇用の非正規化が、若者の未婚化を促していることが示唆される。ただし、雇用の非正規化が、女性の第1子出生も遅らせているということの背景については今後より考察を深めていく必要がある。なお、近年における夫婦の出生力の低下には、価値観の変化といった側面からの検討が不可欠である。この点については、パネルデータを用いた分析を行っていく必要があるだろう。

パネルデータは、従来 of 横断的調査にはない多くの利点を有するが、その利点を十分に享受するにはデータの蓄積が必要であり、長い時間と費用を要する。しかし、今回の分析で示したような事歴データを活用することで、いくつかの制約はあるものの(脚注1参照)、時間の概念を反映した縦断的な分析を行うことが可能である。BlossfeldとRowher(2002)は、パネル調査に遡及的な質問項目を組み合わせることでデータ収集を行っていくことが、因果分析を行っていく上で最も望ましいと述べている。したがって、「21世紀成年者縦断調査」

をはじめとする各種パネル調査が、今後も理想的なデータ収集の方法に則って蓄積し、今日の少子化をはじめとするわが国の社会の諸問題を解明する有力なデータとなることを期待したい。

参考文献

- Allison, Paul D.. 1995. *Survival Analysis Using The SAS System: A Practical Guide*. Cary: SAS Institute Inc. Blossfeld and Rowher (2002)
- Lillard L.A., Panis C.W.A. 2003. *AML Multilevel Multiprocess Statistical Software*, Release 2.0. Los Angeles: EconWare.
- Wu, Lawrence L.. 2003. "Event History Models for Life Course Analysis" pp477-502 in *Handbook of the Life Course*, edited by Jeylan Mortimer and Michael Shanahan. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers.
- 岩澤美帆, 2002, 「近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」, 『人口問題研究所』, 第 58 巻, 第 3 号, 15-44 ページ。
- 金子隆一, 2004, 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化, 高学歴化および出生行動変化効果の測定」, 『人口問題研究』, 第 60 巻, 第 1 号, 4-35 ページ。
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 2005, 「第 2 回 21 世紀成年者縦断調査 (国民の生活に関する継続調査) 結果の概況」
- 厚生労働省統計情報部 2006. 『平成 17 年度 出生に関する統計の概況: 人口動態特殊報告』
- 佐々井司, 1998, 「近年の夫婦出生力変動とその規定要因」, 『人口問題研究』, 第 54 巻, 第 4 号, 3-18 ページ。
- 津谷典子, 2002, 「イベント・ヒストリー分析」, 日本人口学会編, 『人口大事典』, 428-31 ページ, 培風館。
- 永瀬伸子, 1999, 「少子化の要因: 就業環境か価値観の変化か - 既婚者の就業形態選択と出産時期の選択 -」, 人口問題研究, 第 55 巻, 第 2 号, 1-18 ページ。
- 樋口美雄, 太田清, 新保一成, 2004, 「パネルデータによる経済分析①-⑤」, 『経済セミナー』, 6-10 月号。
- 福田亘孝, 2004, 「出生行動の特徴と決定要因: 学歴・ジェンダー・価値意識」, 『現代家族の構造と変容: 全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』, 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編, 東京大学出版会, 77-98 ページ。

(3) 出生意欲と出生行動の関連に関する基礎研究

守泉 理恵

はじめに

日本では、1974年に合計特殊出生率(2.05)が同年の人口置換え水準出生率(2.11)を下回り、「少子化」の状態へ突入した。以来、死亡率水準の低下とともに置換え水準出生率も2.07(2005年)まで低下したが、合計特殊出生率も下がり続け、置換え水準出生率を大きく下回ったまま現在に至っている。この超低出生率と呼ばれるような状態が続いている原因として、結婚・出産の遅れが指摘されている。そして結婚・出産の遅れが起きる社会経済的背景としては、未婚労働力への需要の高さ、若年層の雇用不安定と経済的自立の困難、長時間労働、子育てと仕事の両立困難といった労働分野の問題、子どもにかかる教育費の高騰や育児不安といった実際の子育てに関する問題、自己実現優先意識の高まりや性別役割分業意識の根強さ、マスメディアによる子育てに対するネガティブキャンペーンの影響など結婚・子育てに関する意識や価値観の変化の問題が指摘されている。

しかし、ある世代の女性の平均子ども数が実際にはどのくらいかということは、期間ではなくコーホート合計特殊出生率を見る必要があるが、これは15~49歳まで再生産期間を経ないとわからない。現在の少子化現象を引き起こした主役の世代は1960年代以降生まれの人々であるとされるが、1960年生まれの女性でも、2006年に46歳であり、再生産期間を終了していない。若い世代の結婚・出生行動の遅れが、そのまま高い年齢でもキャッチアップされずに終わるのか、それともある程度のキャッチアップが行われ、最終的には2に近い累積出生率が得られるのか、注目されている。

少子化のゆくえを左右する若い世代が、将来どのくらい子どもを持つかという問題に関して、有力な手がかりを与えると考えられるのが「子ども数に関する意識」である。これは「理想子ども数」「予定子ども数」「希望子ども数」といった指標を用いて調査される。子ども数に関する意識の調査では、各時代や地域において共有される一般的な子ども数選好をたずねる場合と、個人が目標とする子ども数をたずねる場合があるが、個人目標としての子ども数選好は、おおざっぱに言って、制約なしに個人の希望が回答される「理想／希望子ども数」と、現存子ども数+追加予定子ども数で把握される「予定子ども数」がある。予定子ども数は、より現実的な出生意欲を示すとされる(守泉 2004)。

図1は、『第12回(2002年)出生動向基本調査』の女性の出生年別希望子ども数平均値と、『人口動態統計』による出生年別累積出生率を示したものである。1952年出生コーホート以外は2000年時点で再生産年齢に達していないため、それ以降の世代が平均して生んだ子ども数の確定値はまだ出ない。しかし、およそ40歳に達したあとはほとんど累積出生率の数値が上昇しないことから、2000年時点で40歳の1961年出生コーホートまで視野を広