

離婚とその要因 — わが国における離婚に関する要因分析 —

安 藏 伸 治
(明治大学政治経済学部)

Determinants of Divorce in Japan
Analysis of Discrete Time Hazard Model about Divorce using the JGSS-2000
Shinji ANZO

In Japan, although it was the tendency for divorce to be low till the 1970s, at present, countries and the same level with much divorce in the world are reached. This paper focused on the analysis of Discrete Time Hazard Model about divorce utilizing the JGSS-2000 data. The factor of divorce can be divided roughly into the demographic one, influence of social integration, traditional concept about marriage and divorce, and socio-economic environment at age of 15. The data indicated that existence of child, especially boy child, prevents divorce for men. Single parent and mother's full time work age at 15 accelerate his divorce. Men in the 1960-64 birth cohort and women in the 1965-69 cohort have the high possibility of divorce unique. As for the woman with an anti-tradition-concept of marriage, the possibility of divorce becomes high.

Key words: JGSS-2000, Divorce, Traditional Concept about Marriage and Divorce, Existence of Son

わが国は、世界的にみても高離婚社会である。本稿では、JGSS-2000 を用いわが国の離婚に関する実証研究をおこなった。離婚要因は、人口学的要因、社会統合の影響、結婚や離婚や男女の伝統的役割分担などに関する価値観、15歳時の社会経済的環境要因に大別できる。分析の結果、男性の場合は子どもの存在と高等教育が離婚を抑止するが、15歳時に片親であったり、母親が常勤労働をしている場合には離婚経験が多い。1960-64年生まれのコウホートに離婚が多く、初婚の3年、4年目に離婚可能性が高まる。子どもが男児の場合には、男性の離婚が大きく抑止される。女性の場合は子どもの存在は離婚抑止効果をもつが、男性のほど強くない。1965-69年生まれのコウホートで離婚の可能性が際立って高い。結婚に関する非伝統的な価値観を強く有する場合、離婚可能性が高まる。

キーワード：JGSS-2000, 離婚, 結婚や離婚に関する伝統的価値観, 男児の存在

1. はじめに

わが国の離婚水準は、世界的にもみてもすでに高水準に達している。ことに 1980 年代以降、離婚率は急速な上昇傾向に転じており、この傾向が続くならば離婚という事象は社会的に希有な事例ではなく、ひとびとのライフコースの中における選択肢のひとつとなる時代に移行していくこととなる。今後のわが国の更なる少子高齢化を背景に、女性の高学歴化や社会進出はますます進んでいくことは明らかである。女性にとって、結婚の経済的依存性という意味は薄れ、経済的自立を基盤とした選択行動が広がっていくことになろう。

世界でもっとも離婚率の高いアメリカ合衆国においては、5 年以内に初婚の五分之一が離婚となり、10 年以内に三分の一が、そして 15 年以内には 43%が離婚となる (Bramlett and Mosher, 2001)。アメリカでは、第二次大戦前後に離婚率の上昇があったが、その後戦前のレベルまで低下し安定していた。しかし、1960 年代後半から離婚率は急速に上昇をはじめ、その傾向は 1980 年頃までつづいた。1980 年以降は高位で安定し、1990 年代に入り初婚年齢の上昇や婚姻率の低下を背景として若干低下傾向を示している。アメリカ社会は 1960 年代半ば以前と 1980 年以降とはまるで異なる社会と言えるような離婚の水準をもつことになったのである。

アメリカの 1996 年の人口千人に対する離婚率である普通離婚率は 4.33 であり、わが国のそれは 1999 年で 2.0 と約半分である。しかしこの数値はすでにフランスを抜いており、わが国の離婚水準は世界のトップクラスに達していると言える⁽¹⁾。わが国の離婚率は、1970 年代から徐々に上昇し始めてはいたが、1990 年代に入り急速な上昇傾向を示している。この上昇傾向は 1970 年代のアメリカのように推移を示し、いずれそれ以前の社会とは異なるような水準で高位に移行するのであろうか。

離婚の増加は、当事者である夫と妻の別離のみならず家族の構成を変化させ、さらに再婚と離婚が繰り返されることにより、夫婦や親子という関係が複雑なものとなる。その結果、家族そのものの意味も大きく変化していくことになる。

わが国においては、これまで離婚に関する研究は法律家などによる個々の事例に関するものは多いが、個票データによる離婚行動に関する要因分析はあまりおこなわれてこなかった。その最大の原因は、データの入手可能性の問題である。いかなる要因が離婚という行動に影響を及ぼすのかを分析する際には、個々人がもつ様々な特質に関する情報が不可欠である。離婚が特異な行動ではなくごく普通の社会行動となりつつあるわが国において、こうした行動分析を行うことは非常に大きな意味があるものと考ええる。

本稿においては大規模なサンプルデータからなる JGSS-2000 を用い、わが国の離婚行動について、人口学的要因、社会統制要因、社会経済変数、回答者の 15 歳時の環境要因、価値観因子などの側面からわが国の離婚行動の分析をおこなっていくことにする。

2. 離婚要因に関する先行研究

1960年代後半から80年代始めにかけて離婚率の急激な上昇を経験したアメリカにおいては、1980年代に離婚要因についての多くの実証的研究がなされた(White, 1990)。そして1980年代に離婚率が高位安定の状態に移行すると、離婚によってもたらされる帰結についての研究が多くなっている。本節では、離婚要因についておこなわれた先行研究について考察し、JGSS-2000から得られる変数を最大限利用し、わが国に離婚行動の要因分析を行うためのモデルを構築する。

先に述べたように、1980年代にアメリカですすめられた離婚要因に関する研究において、大別すると離婚行動をおこなう人々の人口学的特質、その人たちが存在する社会に固有の社会統制的要因、個々人の社会経済的特質、回答者の15歳時の社会経済的環境要因、そして結婚や離婚といった社会行動や伝統的な男女の役割分担などに関する価値観などが取り上げられてきた。以下では、それぞれの考察を行っていくことにする。

2.1 人口学的要因

離婚に影響を及ぼす人口学的要因としては、性別や年齢や人種などの基本的な属性から、人口事象としてあらわれる初婚年齢、初婚や再婚などの結婚順位、子どもの有無、男児の有無などが先行研究によってその影響が認められている。また、親の離婚経験や本人の同棲経験なども人口学的要因と分類される。

まず、初婚年齢から考察する。アメリカでは、1980年代中頃まで初婚年齢は非常に低く状態であった。離婚率が急上昇していた1975年の初婚中位年齢(Median Age at First Marriage)が、男子で22.7歳、女子で20.8歳である。それが1990年になると男子が25.9歳、女子が24.0歳となり、それにともなって離婚率も若干低下してきている(Center for Disease Control and Prevention, 1995)。初婚年齢と離婚についてはMartinとBumpass(1989)によっても指摘され、早婚であるほど離婚の確率は高まり、特に結婚5年以内の離婚については結婚年齢が大きな予測効果をもつ。このように初婚年齢が低い場合、つまり早婚が離婚を高めるもっとも大きな原因として、夫と妻のどちら側にも結婚後の男女の役割についての認識とその遂行の度合いが低いことが指摘されている(Booth and Edwards, 1985)。

結婚順位については、再婚は初婚よりも25%も離婚率が高い傾向があり、初婚が離婚となる人たちは、その特質を再婚にも持ち越す傾向がある(Martin and Bumpass, 1989)。また同棲経験に関しては、同棲をした経験がある人や同棲を容認する人々は結婚についての伝統的な規範を軽視する傾向が強く、そうでない人たちと比較すると、離婚を恥ずべき事と思わないと説明される(Bennet, et. al., 1988)。つまり、離婚経験者や同棲経験者は、どちらも結婚に関する社会規範にとらわれない考え方をもち、そうしたことが離婚を容易に受け入れることとなるのである。

子どもの有無は、離婚の抑制要因となることが検証されている。家庭における子どもの

存在は、結婚の凝集性を高めると考えられ、子どもがいない夫婦の離婚率は子どもがいる夫婦よりも高く、また結婚から離婚に至る期間も短いことが検証されている (White, et. al., 1986)。また、General Social Survey を用い、筆者が行った分析においては、子どもの有無は男子のモデルにおいて離婚抑止効果があることが認められた (1997)。

子どもの有無は離婚を抑止する効果があるが、子どもの性別の違いによってその効果の程度が異なる。Morgan らは 1980 年の Current Population Survey を用いて分析し、女兒をもつ母親は息子をもつ者よりも結婚崩壊を経験しやすいということを検証した。同様に、娘は息子よりも両親の結婚崩壊を経験しやすいということもわかった。相対的な結婚崩壊する確率は娘をもつことで 9% 上昇するのである。夫婦にとって子どもをもち親になることは、結婚安定性を増すことになるが、父親が家庭に熱心であるとき特にそれは顕著にみられる。しかし子どもが息子である時には、父親の熱心さがさらに上昇するのである (1988)。

子どもの存在は結婚の安定性を上昇させるが、父親は息子によりかかわり合いと彼への投資を促進させるため、息子は娘よりもより安定性を上昇させるのである。つまり、父親は娘よりも息子の養育に熱心であり、娘よりも息子に躾や教育をより熱心に施すという結果がみられたのである。Katzew らも、男児がひとりでもいる母親と女兒のみの母親とを比較すると、後者のほうが離婚確率の高いことを証明している (1994)。

世代間の離婚経験、つまり親の離婚経験と子の離婚行動の関係についてはすでに多くの研究がなされている。親の離婚は子どもの将来の離婚可能性を上昇させる (Bumpass et al., 1991; Glenn & Kramer, 1987; McLanahan & Bumpass, 1988; Mueller & Pope, 1977; Pope & Mueller, 1976)。子どもの世代の夫と妻のどちらかの親が離婚していても、子ども世代の離婚可能性は上昇するが、双方の親が離婚している時には、その夫婦の離婚の可能性は最も高くなる。また、親の離婚が 12 歳以下であるとき、子どもの世代への親の離婚の影響が強くみられる (Amoto, 1996)。

また、結婚崩壊により片親と暮らす子供は、両親と暮らす子供に比べて、10 代で結婚や出産をしやすく、また婚外出産をする傾向にあり、さらに結婚崩壊を経験する可能性が高いことも認められている (McLanahan and Bumpass, 1988)。

2.2 社会統合と離婚

個人や家族とその社会との結びつきの程度を意味する社会統合 (Social Integration) の強弱と離婚の関係については、個人データや地域データなど異なった検証方法により説明されてきている。

個人データを用いこの関係を分析した、Glenn と Shelton によると、社会統合が強い場合には、人々はその社会に存在する社会規範 (Social Norm) を重視するため、結婚相手の選択に慎重となり、また結婚生活における夫と妻の役割を尊重するようになる。これとは逆に、社会統合が弱い場合には、社会規範にはとらわれなくなり離婚を恥ずかしいことと思わ

なくなる傾向がある (1985)。

地域データを用いた分析では、社会統合を示す指標として、都市化水準、教会加入率、また人口変化率などを採用し、離婚との関係を考察する。Breault と Kposowa の場合は郡レベルのデータを用い、上記の関係を検証した。その結果、その地域の教会加入率が高くなると離婚率は低くなり、人口変化率と都市化率が増加すると離婚率も高くなることが示されている (1987)。

2.3 価値観の変化

社会の近代化や都市化、人口移動や社会移動の活性化、教育水準の上昇や女性の就業機会の増加などの社会的変化に伴い、社会統合が弱くなり個人主義が発達してくると、結婚や家族の形態が変化する。その結果として、同棲や婚姻外の出産などが生じることとなる (Roussel and Thery, 1988)。個人主義の発達には社会規範の拘束力の低下をもたらすし、結婚に関する考え方や家庭内の夫婦の役割分担 (Gender Roles) に関する伝統的な価値観、あるいは離婚に関する考え方を変化させることとなる。1960 年代から 1970 年代のアメリカ社会では、リベラリズムの台頭や女性解放運動、そしてベトナム戦争を背景として女子の高学歴化や社会進出が進んだ。女性の経済的自立や社会多岐活動が活発化すればするほど、結婚や男女の役割分担についての伝統的な価値観や、離婚に対する考え方も大きく変化していったのである (Cherlin, 1981)。

特に家庭内における夫と妻の役割に関して大きな影響をもたらすものは、女子の就業である。女子就業が女子の経済的自立をもたらすし、その結果として離婚の可能性を高める (Lee, 1982; Rank, 1987; Booth, et. al., 1984)。こうした経済的自立が家庭内における夫と妻の伝統的な役割分担を変化させ、男女の性役割が同等になると、夫婦間や家族の成員間の結びつきの強さ、つまり結婚の凝集 (Marital Cohesion) が希薄になる (Becker, 1981)。さらに夫婦間の相互作用という観点からみると、女子の就業により、夫婦間の時間に共有が少なく傾向があり、離婚傾向が強くなる。

女子の経済的自立や社会進出、それに伴う家族の機能の変化などによってもたらされた価値観の変化は、行動へと反映される。アメリカ社会の 1960 年代中頃から 1980 年代までの離婚率の急上昇の背景にはこうした価値観の変化が存在していたと言えよう。

2.4 15 歳時の環境要因と社会経済変数

子どもが思春期を迎え、人格形成に大きな影響をもつ 15 歳時の生活環境は、彼らの後の社会行動に大きな影響をもつ。またこの時期の両親から与えられる社会経済的環境は、本人の経済的な価値観を決定し、成長後に労働市場で自分が得ることのできる収入の意味の理解に影響する。Easterlin の提唱する「相対所得 (Relative Income)」である (1980)。青年期に親から、とくに経済的に中心的な役割を演じる父親から与えられた経済的環境、言い

換えれば個々人の生活水準に関するものは、本人の行動様式に関する様々な価値観に大きな影響を与える。そして青年が労働市場において自らが得た所得と、親から与えられた経済的価値観の比較によって自己の経済的地位を理解することとなる。前者の親から与えられた経済的価値観を生活水準効果、後者の自らの稼得能力を所得効果と言い、その比較によって相対的経済的地位を決定するのである。

15 歳時の経済的地位それ自体や、15 歳時の父親の経済的地位と自分の経済的地位の比較、また母親の勤労や片親の有無などは、本人の行動様式に関する様々な価値観の形成に大きな影響をもたらすものと言える。

3. データと分析方法

日本版 General Social Surveys(JGSS)の第 1 回本調査 (JGSS-2000) を利用した。初婚者のうちで結婚期間を経るなかで、離婚という行動をとることはいかなる要因によって影響を受けるのであろうか。この問題について分析を行う場合には、初婚というエントリーイベントによって形成された結婚生活が、離婚という現象によって終結する、もしくは調査時点まで結婚生活が継続している者を打ち切り例(Censored case) となるとした生存分析を考える必要がある。つまり初婚期間という時間変数の変化の中で、いかなる要因の影響を受け離婚の生起確率が変化していくかをみる分析である。いわゆる比例ハザードモデルによる分析である。ハザード率は、ある時点でイベントが起こりうるリスクをもつサンプル数に対して同時点にイベントが生起したサンプル数の比率である。つまり、ある時点におけるイベント生起の可能性をもつ対象がイベントを経験する確率である (Yamaguchi, 1991; Allison, 1995)。

初婚期間が離婚によって終結する要因を分析するモデルには、前述の先行研究から得られた人口学的要因、社会統合、社会経済変数、15 歳時の環境要因、価値観因子などが説明変数となる。人口学的要因には、初婚年齢や子どもの有無、そして回答者が属する出生コウホートを用いる。出生コウホートは 1944 年以前のコウホートを 0 とした準拠集団とし、それ以降の 5 歳階級の出生コウホートである場合をそれぞれ 1 とした変数を用意した。社会統合には 13 大都市での居住と、それより小規模な市での居住が変数して採用した。これらは市以下の町村での居住を準拠集団としている。社会経済変数としては回答者本人の教育水準が、そして 15 歳時の環境要因として片親家庭で育ったか、母親が常勤で働いていたか、世帯収入の水準を用いる。また、社会経済変数と 15 歳時の環境要因との中間的存在として、「相対所得」の概念があるが、その概念の操作化として回答者本人と初職の威信スコアと 15 歳時の父親の職業威信とを対比したものをを用いる。価値観因子は非伝統的価値観因子と離婚肯定因子の二因子を投入する。

表1 JGSS-2000のサンプルのコウホート別度数分布と離婚経験者の分布

A. 全サンプルにおける既婚男女の生年コウホート及び離婚経験者の分布

5年区切りコウホート		度数	Percent	離婚経験者数	コウホートの離婚経験率
性別					
1 男性	- 1944年生まれ	565	52.2	20(4)*	3.54%
	1945-1949年生まれ	142	13.2	18	12.68%
	1950-1954年生まれ	109	10.1	8	7.34%
	1955-1959年生まれ	84	7.8	6	7.14%
	1960-1964年生まれ	80	7.4	10(1)*	12.50%
	1965-1969年生まれ	51	4.7	1	1.96%
	1970年生まれ-	48	4.5	2	4.17%
	Total	1079	100.0	65(5)*	6.02%
2 女性	- 1944年生まれ	674	49.0	34(1)*	5.04%
	1945-1949年生まれ	171	12.4	13	7.60%
	1950-1954年生まれ	149	10.8	12	8.05%
	1955-1959年生まれ	111	8.0	7(1)*	6.31%
	1960-1964年生まれ	122	8.9	6	4.92%
	1965-1969年生まれ	82	6.0	6	7.32%
	1970年生まれ-	67	4.9	4	5.97%
	Total	1376	100.0	82(2)*	5.96%

* () 内は離婚2回経験者数：合計で男性5、女性2

B. モデル使用サンプルにおける既婚男女の生年コウホート及び離婚経験者の分布

5年区切りコウホート		度数	Percent	離婚経験者数	コウホートの離婚経験率
性別					
1 男性	- 1944年生まれ	426	50.1	10	2.35%
	1945-1949年生まれ	117	13.8	12	10.26%
	1950-1954年生まれ	93	10.9	6	6.45%
	1955-1959年生まれ	69	8.1	5	7.25%
	1960-1964年生まれ	67	7.9	7	10.45%
	1965-1969年生まれ	40	4.7	1	2.50%
	1970年生まれ-	38	4.5	2	5.26%
	Total	850	100.0	43	5.06%
2 女性	- 1944年生まれ	424	43.0	21	4.95%
	1945-1949年生まれ	130	13.2	10	7.69%
	1950-1954年生まれ	122	12.4	10	8.20%
	1955-1959年生まれ	88	8.9	4	4.55%
	1960-1964年生まれ	100	10.2	6	6.00%
	1965-1969年生まれ	68	6.9	6	8.82%
	1970年生まれ-	53	5.4	1	1.89%
	Total	985	100.0	58	5.89%

4. 分析結果

4.1 出生コウホート別の分布

分析に先立ち、まずデータの基本的な特質から考察していくこととする。サンプルの分布と離婚経験者の分布等について示したのが表1である。表1の上部にはJGSS-2000に含まれている全サンプルの中での、既婚者である男女の出生コウホート別のサンプルの分布と離婚経験者の分布を、またその中から分析モデルに使用する諸変数の欠損値や複数回の離婚経験者を除いたものを下部に示した。表1から明らかなように今回のデータでは、男子の52.2%、女子の49.0%が1944年以前に生まれたコウホートに属する。離婚経験が2回のは男子で5名、女子で2名のみであったため、今回の分析モデルから排除することにした。1945年以降の出生コウホートを5歳階級別で見えていくと、男女とも1945年から1949年生まれコウホートにおいて離婚経験が高い。彼らは調査時において50歳から55歳であり、結婚後約25年を経過している。人口動態統計からみても結婚期間別の離婚者割合が高い、結婚20年以上のいわゆる「熟年離婚」の多い世代でもある。

次に注目すべきは、男子の1960年から1964年の出生コウホートと女子の1965年から1969年生まれのコウホートである。年齢でいえば男子が35歳から39歳、女子が30歳から34歳である。2000年の人口動態統計⁽²⁾においても、男子の30歳代と女子の20歳代後半から30歳代前半はその前後の世代と比べると離婚率が高く、JGSS-2000のサンプル変動に起因するものではない。

本論文の目的は、わが国の離婚行動がいかなる要因によりひき起こされる確率が高いかを、アメリカにおいて実証された論理枠組みを適応し分析することにある。しかしながら、JGSS-2000は離婚の要因分析を主目的に設計された調査ではなく、社会科学全般についての広範な概念を網羅した総合的な調査であり、かつクロス・セクショナルな調査である。そのためパネル調査のように、パネルの時間的経過による行動を分析することは困難が伴う。結婚や離婚、さらに再婚行動などは、その事象が生起する時点のみならずそれ以前の調査対象者と配偶者の情報が不可欠である。クロス・セクショナルでは調査時点が一時点となるため、事象が生起したのちに獲得した特質（教育水準、就業状態、価値観や考え方など）が、分析に混入してしまうからである。それ故、時間的に変動する要因は出来る限り排除し、その範囲内でモデルを構築していくことになる。回答者の年齢は、時間の変動ともっとも関連する変数であるため、分析モデルにおいては年齢ではなく回答者の属する出生コウホートを変数として採用することとする。

4.2 非伝統的価値観因子と離婚肯定因子

離婚行動に影響を及ぼすであろうと見られる価値観については、JGSS-2000において多くの質問がおこなわれている。それらは夫と妻の役割分担についてのもの、女性の自立に関するもの、そして結婚や離婚についての考え方などである。これらは個々の質問でひと

表 2 非伝統的結婚観因子と離婚肯定因子；13変数に関する主成分分析結果（バリマックス回転法）

変数名	第1主成分 非伝統的結婚観	第2主成分 離婚肯定	第3主成分
q4ccdvy*	0.136	0.804	0.067
q4wvdvy*	0.130	0.916	0.120
q4hhdvY*	0.147	0.914	0.103
q4wwjb1a	0.666	-0.022	0.309
q4wwhxx	0.765	0.086	0.275
q4wwhphh	0.678	0.110	0.206
q4jbmmfm*	0.106	-0.078	0.697
q4jbmmcc	0.542	0.026	0.355
q4wmnga	0.802	0.216	-0.127
q4mmnga	0.790	0.180	-0.227
q4nocmg*	0.437	0.306	-0.091
q4wnjb21*	-0.084	0.136	0.615
q4mncook*	0.214	0.173	0.510
因子寄与			1.386
因子寄与率 (%)			10.658
			32.213
			14.804

* 非伝統的価値観が正になるようにコーディングを逆順にした変数

つの変数にもなりうるが、伝統的な価値観というものを異なる次元で表したものとも言える。そこで本分析においては、これら伝統的価値観に関する 13 変数に関して主成分分析を行い、二つの因子を取り出した。これらの 13 変数は、それぞれ「賛成」から「反対」まで 4 段階の回答カテゴリーに分かれているが、数値が高いほうを伝統的な価値観とは反対の回答、つまり非伝統的価値観を表すように配点を変更した。

表 2 は、その分析結果である。第一主成分は固有値の分散全体の約 32% を占め、第二主成分で 15% を示している。第三主成分は約 11% である。回転前の第一主成分ではほとんどすべての変数が高い固有値を示しているが、バリマックス回転後では第一主成分と第二主成分の違いが明確となる。第一主成分には、「夫に十分な収入があれば、妻は仕事をもたない方がよい」(変数名: q4wwjbja), 「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」(変数名: q4wwhhx), 「妻は夫の仕事の手助けをする方が大切」(変数名: q4wwhphh), 「母親の仕事は入学前の子どもによくない影響を与える」(変数名: q4jbmmcc), 「女性の幸福は結婚にある」(変数名: q4wnmga), 「男性の幸福は結婚にある」(変数名: q4mmnga), 「結婚しても必ずしも子供いらない」(変数名: q4nccmg) などが高い固有値を示した。第二主成分は、「一般に、結婚生活がうまくいかずしあわせでない場合、子どもにとっては、両親が離婚に踏み切った方がよい」(変数名: q4ccdv), 「・・・妻にとって離婚に踏み切った方がよい」(変数名: q4wwdv), そして「・・・夫にとって離婚に踏み切った方がよい」(変数名: q4hhdv) といった変数が高い値を示した。第三主成分には、母親の就労や男性の家事分担などの変数が含まれているが、意味の上では第一主成分と同類のものと言えよう。

以上のことから、第一主成分は非伝統的価値観についての総合的な因子をあらわすものと考えることができ、また第二主成分は離婚についての肯定的な因子を意味するものという。これら二種類の合成変数を離婚行動の分析モデルに組み込んでいくことにする。

4.3 離婚行動に関するモデル分析

本分析では時間変数を初婚期間として、初婚期間が離婚によって終結する要因を分析することとなる。モデルには、先にも述べてように人口学的要因、社会統合、社会経済変数、15 歳時の環境要因、価値観因子などが説明変数として投入する。

人口学的要因には、初婚年齢と 6 歳未満の未就学児の有無(モデルによっては男女児別の変数を投入)、そして回答者が属する出生コウホートが用いられる。年齢でなく出生コウホートを用いたのは、年齢は時間と共に変化を示す時間変数であるため、出生コウホートを年齢に代替する人口学的変数をして用いることにした。1944 年以前の出生コウホートを準拠集団とし、それ以降の 5 歳階級の出生コウホートをダミー変数としてモデルに投入する。また、初婚期間についてその期間が 25 年から 30 年のものと、それ以下のものの比較を行うために期間別のダミー変数を用意した。

社会統合に関するものとしては、前述のように環境変数として 13 大都市での居住と、そ

れより小規模な市での居住を変数して用いる。もちろんこれらの市の規模よりも小さい町村での居住を準拠集団とし、大きな都市では社会統合が小さな自治体よりも弱くなっていると考ええる。

社会経済変数としては回答者本人の高等教育の有無が、そして 15 歳時の環境要因として 15 歳時に片親家庭で育ったか、母親が常勤で働いていたか、世帯収入の水準を用いる。

また、「相対所得」を社会経済変数と 15 歳時の環境要因との中間的存在として考え、その操作化として回答者本人と初職の威信スコア⁽³⁾と 15 歳時の父親の職業威信とを対比したものを用いる。前者が後者を上回るとすると、つまり「相対所得」の値が 1 を超えるならば、自分の育った経済的環境よりも自らが労働市場で経験した経済的状况が良好であることを意味する。

価値観因子は前述の 13 変数から作成した非伝統的価値観因子と離婚肯定因子の二因子を用いる。

表 3 は、離散時間ロジットモデルによる離婚行動に関する回帰分析 (Discrete Time Hazard Model) である。モデル 1 (男性) とモデル 2 (女性) は、離婚肯定因子を含まないモデルであり、モデル 3 (男性) とモデル 4 (女性) は離婚肯定因子を含むモデルである。離婚肯定因子を含まないモデルを用意したのは、離婚経験者は、事後的に自己の行動を是認する傾向があるのではないかと考えるからである。つまり、離婚を経験したことにより、離婚を肯定することになる可能性があると思えるからである。

男性のモデル 1 では、未就学児がいることが離婚を抑制する効果があることを強い統計的有意性を示しながらあらわしている。15 歳時の環境要因では、15 歳時に片親であったことと、母親がフルタイムで働いていたことが離婚経験に正の効果を示している。出生コウホートは 1945 年以降 1964 年生まれまでの 5 歳階級のコウホートすべてで正の効果をあらわし、かつ統計的有意性を示している。また 1970 年以降のコウホートも同様の効果を示した。この中では 1965 年から 1969 年生まれのコウホートがもっとも高いオッズ比を示し、ついで 1970 年以降のコウホートがそれに続く。初婚期間別にみると男性のモデルでは、初婚 2 年目から 10 年目の期間で離婚の可能性が高くなりが、得に 3 年目と 4 年目のオッズが高くなっている。出生コウホート別で見た場合 1970 年以降生まれのオッズが高くなっていたが、初婚期間別の結果から考察するとちょうど結婚 3 年から 4 年目の人たちであると考えられる。

モデル 2 は女性を対象にモデル 1 と同様の変数を投入したものである。女性のモデルでは、男性と同様に未就学児の存在が離婚を抑制するが、男性ほどその影響は強くない。15 歳時の父親の職業威信と自分が初めて付いた職業の威信スコアを比較したいわゆる「相対所得」が、このモデルで離婚抑止効果を示した。つまり、自分の初職の威信スコアが 15 歳時の父親の職業威信よりも高い傾向がある場合には、離婚が抑止される傾向があることとなる。また男性のモデルでは 15 歳時に片親であったことや母親の常勤が離婚

表3 離散時間ロジットモデルによる離婚要因分析：5年コウホート

	モデル1 (男性：離婚肯定因子なし)		モデル2 (女性：離婚肯定因子なし)		モデル3 (男性：離婚肯定因子あり)		モデル4 (女性：離婚肯定因子あり)	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
初婚年齢	-0.005	0.995	-0.065	0.937	0.001	1.001	-0.066	0.936
未就学児あり	-2.033 ***	0.131	-0.926 **	0.396	-1.978 ***	0.138	-0.878 **	0.416
初職威信/15歳時父職威信	0.985	2.679	-1.398 **	0.247	1.106	3.023	-1.286	0.276
高等教育	-0.649	0.523	-0.523	0.593	-0.804 *	0.448	-0.625	0.535
都市度 VS 町村								
13大都市	0.495	1.641	-0.283	0.753	0.517	1.676	-0.297	0.743
その他の市	0.456	1.578	-0.301 **	0.740	0.396	1.486	-0.274	0.760
コウホート VS 1945年以前								
1945-1949年生まれ	1.823 ***	6.191	0.363	1.438	1.836 ***	6.269	0.045	1.046
1950-1954年生まれ	1.421 **	4.143	0.659	1.933	1.245 **	3.472	0.413	1.512
1955-1959年生まれ	1.993 ***	7.339	0.416	1.516	1.972 ***	7.187	0.067	1.069
1960-1964年生まれ	2.292 ***	9.895	0.979 **	2.662	2.382 ***	10.827	0.497	1.644
1965-1969年生まれ	0.831	2.296	2.030 ***	7.618	0.630	1.877	1.605 ***	4.980
1970年生まれ-	2.218 **	9.192	0.897	2.452	2.123 **	8.357	0.399	1.491
15歳時片親	1.360 **	3.895	-0.630	0.533	1.076	2.932	-0.353	0.703
15歳時母親フルタイム	0.977 **	2.658	0.285	1.330	1.010 **	2.745	0.300	1.350
15歳時世帯水準	0.125	1.133	0.174	1.190	0.099	1.104	0.169	1.184
非伝統的結婚観因子	-0.176	0.838	0.187	1.205	-0.105	0.901	0.266 *	1.305
離婚肯定因子					0.576 ***	1.778	0.656 ***	1.926
初婚期間 VS 25 - 30年目								
1年目	0.998	2.712	-0.755	0.470	0.982	2.669	-0.778	0.459
2年目	2.485 **	11.997	-0.459	0.632	2.479 **	11.933	-0.505	0.604
3年目	3.021 ***	20.507	0.175	1.191	2.989 ***	19.861	0.106	1.112
4年目	3.182 ***	24.105	-0.122	0.885	3.111 ***	22.436	-0.197	0.821
5年目	2.480 **	11.937	0.904	2.470	2.435 **	11.415	0.839	2.314
6 - 10年目	2.408 **	11.112	0.323	1.382	2.377 **	10.769	0.249	1.283
11 - 15年目	0.710	2.033	0.321	1.379	0.734	2.082	0.297	1.346
16 - 20年目	-0.044	0.957	-0.850	0.428	-0.020	0.980	-0.860	0.423
21 - 25年目	1.147	3.149	-0.671	0.511	1.155	3.173	-0.688	0.502
定数	-6.560 ***	0.001	-2.561 *	0.077	-6.785 ***	0.001	-3.025 **	0.049
Event	41	58	58	41	41	58	58	58
N of Person-year	18473	18473	21381	18473	18473	21381	21381	21381
-2 Log likelihood	498.539	761.633	761.633	487.548	487.548	741.697	741.697	741.697

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

初婚年齢40歳以下のサンプルを対象とし、初婚期間30年を経ても離婚が生起しない場合を打ち切り例とする。
離婚回数2回のサンプルは分析より除外する。

促進要因として認められたが、女性のモデルで認められなかった。出生コウホートでは、1960 年前半生まれと後半生まれのコウホートのみに統計的有意性が現れ、特に 1965 年から 1969 年生まれのコウホートのオッズが際立って高い。男性のモデルと異なり、初婚期間別の影響はあらわれなかった。

離婚肯定因子を含んだモデル 3（男性）とモデル 4（女性）も先のモデル 1 と 2 と同様、男女差が認められる。男性のモデル 3 では、離婚確率に対して未就学児の存在が負に、高等教育を受けていることが負に、15 歳時に母親が常勤であったことと離婚肯定因子が正に働いた。出生コウホートはモデル 1 と同様に 1945 年以降 1964 年までの各 5 歳階級のコウホートと 1970 年以降のコウホートで正の効果をもつことが明らかとなった。特にここでも 1960 年から 1964 年の出生コウホートのオッズ比が際だっている。また初婚期間ではモデル 1 と同じように 3 年目と 4 年目のオッズが高い。

女性のモデル 4 では、男性同様に未就学児の存在が離婚の抑制効果をもち、離婚肯定因子も促進効果をもつ。子供の存在は男性のモデルのほうがその統計的有意性もオッズも高くなっている。また非伝統的結婚観因子については、若干離婚について正の効果があることが認められた。モデル 2 と同様に 1965 年から 1969 年の出生コウホートであることが離婚可能性を高める結果が際立って高く出ている。

上記のモデル 3 とモデル 4 において離婚肯定因子はどちらのモデルでも強い離婚促進効果を示したが、離婚経験をしたものは当然、離婚についての肯定的な考え方をもつものとも言える。つまり肯定的考え方をもっているから、離婚に踏み切るというのではなく、その逆の場合も考えられるわけである。JGSS-2000 では、その関係に対応できるような変数は存在しない。

男性のモデル 1 とモデル 3、そして女性のモデル 2 とモデル 3 の-2Log Likelihood を比較すると男子のモデルのほうがモデルとして 4 割近くも当てはまりがよいという結果となった。またどのモデルも社会統制要因として投入した居住地域は統計的効果を示さなかった。

4.4 男児の有無の効果

上記の分析においても、モデル 1 からモデル 4 までのすべてのモデルで未就学児の存在は強い有意水準を示した。子どもの存在は離婚の抑止効果をもつが、文献研究のところでみたように子どもの性別の相違が離婚の可能性に大きな違いをもたらすことが指摘されている。つまり、女兒のみの場合は男児がいる場合と比較して、父親が育児に関わることが少なく、母親と女兒の関係が密になってしまう。そのために父親が疎外されてしまうため離婚確率が高まるのという論議である。そこで JGSS-2000 の調査時点で子どもいる、もしくは離婚時まで未就学児がいたサンプルのみを選択し、男児と女兒のそれぞれの有無を変数としてモデルに加えた分析を行ってみた。

表 4 に男児モデルと女兒モデルについての分析結果を男性と女性それぞれについて示し

表4 離散時間ロジットモデルによる離婚要因分析：男女児別のモデル

1. 男児モデル	モデル5 (男性) B	Exp(B)	2. 女児モデル	モデル7 (男性) B	Exp(B)	モデル8 (女性) B	Exp(B)
初婚年齢	0.010	1.010	初婚年齢	-0.003	0.997	-0.059	0.943
未就学男児あり	-1.908 ***	0.148	未就学女児あり	-0.693 *	0.500	-0.470	0.625
初婚時父職威信	0.934	2.546	初婚時父職威信	0.904	2.470	-1.233	0.292
高等教育	-0.637	0.529	高等教育	-0.616	0.540	-0.682 *	0.505
出生コウホート VS -1945生まれ			出生コウホート VS -1945生まれ				
1945-1949年生まれ	1.813 ***	6.128	1945-1949年生まれ	1.747 ***	5.735	0.116	1.123
1950-1954年生まれ	1.262 **	3.533	1950-1954年生まれ	1.250 **	3.490	0.427	1.532
1955-1959年生まれ	1.926 ***	6.859	1955-1959年生まれ	1.857 ***	6.403	0.101	1.107
1960-1964年生まれ	2.346 ***	10.444	1960-1964年生まれ	2.256 ***	9.546	0.487	1.627
1965-1969年生まれ	0.707	2.029	1965-1969年生まれ	0.760	2.138	1.607 ***	4.987
1970年生まれ-	2.181 **	8.853	1970年生まれ-	2.275 **	9.730	0.240	1.271
15歳時片親	1.328 **	3.775	15歳時片親	1.374 **	3.949	-0.406	0.666
15歳時母親フルタイム	0.926 **	2.524	15歳時母親フルタイム	0.878 **	2.405	0.365	1.440
15歳時世帯水準	0.089	1.093	15歳時世帯水準	0.081	1.084	0.159	1.172
非伝統的結婚観因子	-0.044	0.957	非伝統的結婚観因子	-0.050	0.951	0.258 *	1.295
離婚肯定因子	0.577 ***	1.780	離婚肯定因子	0.603 ***	1.828	0.663 ***	1.941
初婚期間 VS 25 - 30年目			初婚期間 VS 25 - 30年目				
1年目	0.871	2.389	1年目	0.831	2.295	-0.869	0.419
2年目	2.024 *	7.568	2年目	1.908 *	6.740	-0.806	0.447
3年目	2.388 **	10.894	3年目	2.178 **	8.833	-0.327	0.721
4年目	2.408 **	11.114	4年目	2.107 *	8.223	-0.668	0.513
5年目	1.675	5.339	5年目	1.306	3.690	0.343	1.410
6 - 10年目	1.665	5.286	6 - 10年目	1.312	3.715	-0.246	0.782
11 - 15年目	0.537	1.710	11 - 15年目	0.452	1.572	0.081	1.084
16 - 20年目	-0.081	0.922	16 - 20年目	-0.061	0.941	-0.898	0.407
21 - 25年目	1.134	3.107	21 - 25年目	1.152	3.164	-0.699	0.497
定数	-6.853 ***	0.001	定数	-6.621 ***	0	-3.682 **	0
Event	41	58	Event	41	58		
N of Person-year	18579	21413	N of Person-year	18555	21433		
-2 Log likelihood	495.983	744.494	-2 Log likelihood	510.407	746.450		

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

*初婚年齢40歳以下のサンプルを対象とし、初婚期間30年を経ても離婚が生じない場合を打ち切り例とする。離婚回数2回のサンプルは分析より除外する。

た。男児モデルの男性（モデル 5）に関しては、先のモデル 3 と同様に戦後生まれのコウホート（特に 1960 年代前半のコウホート）、15 歳時に片親であったこと、母親がフルタイム労働であつたこと、離婚肯定因子の値が高いこと、初婚期間が 3 年目と 4 年目などの要因に離婚可能性と正の関係が確認された。そのなかでも、殊に未就学男児の存在が離婚確率に負の強い影響を示した。モデル 6 の女性のケースと比較しても男性の場合でオッズ比が遥かに高く、男児の存在が離婚の抑止要因としての効果をもつことが実証されたと言えよう。

モデル 6 の女性の場合は、男児の存在の他には高等教育を受けていることが離婚可能性を減少させ、非伝統的な結婚観や離婚肯定の考え方をもつと離婚確率が高まる。また他のモデルと同様に 1960 年代後半生まれのコウホートであることが離婚に大きな影響があることが示された。

未就学児が女兒の場合は、男性のモデル 7 にのみ統計的有意性があらわれ、女性のモデル 8 には女兒の存在が離婚の抑止効果をもつことは示されなかった。その他の要因は男性と女性とも男児のモデルと同様の結果であつた。

このように子どもの存在は離婚に関する抑止効果があり、女性よりも男性の場合により強い効果があることが明らかとなったが、子どもの性別が男児である場合には、あきらかに男性にとってより強い抑止効果があらわれた。また女兒の場合でも男性に若干抑止効果があつたが、女性にはそれがあらわれなかったことは興味深い。

5. 1960 年代前半生まれの男性と後半生まれの女性

これまでの分析から、1960 年から 1964 年生まれの男性と 1965 年から 1969 年生まれの女性に、それ以外の出生コウホートと比べ高い離婚可能性があることが明らかになってきた。年齢でみると 30 歳代後半の男性と 30 歳代前半の女性である。彼らが 10 代の後半から 20 歳代の時には、わが国はいわゆるバブル経済の真只中にあつた。そうした社会経済環境がそれ以前の社会とは異なった様々な価値観を生みだし、彼らの行動に影響をもたらしたのかもしれない。以下では、JGSS-2000 より得られるデータももとに、彼らとその他の出生コウホートとの違いを考察していきたい。

表 5 に示したように、彼らが育った家庭の社会経済的環境について「15 歳時に母親が常勤」と「15 歳時の世帯収入の水準」、彼らが受けた教育水準を示す「高等教育の有無」、社会に出て初めて付いた職についての情報として「初職の企業規模」、「初職が企業規模 1000 人以上か否か」、「初職の威信スコア」、「15 歳時の父職の威信スコアに対する初職の威信スコア」、そして婚姻情報として「初婚年齢」を比較してみた。もし、彼らがバブル経済の恩恵を受け、他のコウホートよりも経済的に相対的に優位な環境で、思春期ならびに青年期の初期を過ごしたなら、少なからず何らかの影響が彼らの考え方や行動に影響を及ぼすはずである。

表5 バブルコウホートとその他のコウホート諸変数の比較

1960年代前半生まれの男性

	1960年-1964年生まれ	N	平均	標準偏差	標準誤差	有意水準
初婚年齢	1 0	79 994	27.58 26.93	3.82 3.82	0.43 0.12	0.15
高等教育ダミー	1 0	95 1214	0.47 0.28	0.50 0.45	0.05 0.01	0.00
15歳のころの母親フルタイム就業	1 0	94 1205	0.20 0.10	0.40 0.30	0.04 0.01	0.02
15歳頃の世帯収入	1 0	92 1202	2.84 2.59	0.79 0.91	0.08 0.03	0.01
初職の企業規模* *官公庁は除く	1 0	83 1062	5.75 5.57	2.37 2.80	0.26 0.09	0.57
初職企業規模中央値カテゴリー* *各カテゴリーの従業員数の中央値	1 0	83 1062	952.67 1324.96	2181.44 2830.44	239.44 86.85	0.24
初職の企業規模1000人以上	1 0	83 1062	0.16 0.20	0.37 0.40	0.04 0.01	0.31
初職威信スコア	1 0	94 1177	51.22 49.78	8.79 7.93	0.91 0.23	0.09
初職プレステージ/父職プレステージ	1 0	89 1039	1.05 1.03	0.21 0.19	0.02 0.01	0.34

1960年代後半生まれの女性

	1965年-1969年生まれ	N	平均	標準偏差	標準誤差	有意水準
初婚年齢	1 0	82 1284	25.32 23.76	2.95 2.99	0.33 0.08	0.00
高等教育ダミー	1 0	99 1464	0.42 0.23	0.50 0.42	0.05 0.01	0.00
15歳のころの母親フルタイム就業	1 0	98 1452	0.17 0.09	0.38 0.29	0.04 0.01	0.01
15歳頃の世帯収入	1 0	97 1445	2.95 2.74	0.77 0.94	0.08 0.02	0.01
初職の企業規模 *官公庁は除く	1 0	86 1166	5.95 5.53	2.24 2.71	0.24 0.08	0.16
初職企業規模中央値カテゴリー	1 0	86 1166	1044.14 1194.57	2355.46 2610.05	254.00 76.44	0.60
初職の企業規模1000人以上	1 0	86 1166	0.16 0.19	0.37 0.40	0.04 0.01	0.48
初職威信スコア	1 0	100 1347	51.23 49.83	6.54 6.64	0.65 0.18	0.04
初職プレステージ/父職プレステージ	1 0	93 1169	1.06 1.02	0.20 0.17	0.02 0.01	0.04

1960 年から 1964 年出生コウホートの男性はその他の出生コウホートと比べて、高等教育を受けている割合、および 15 歳時に母親がフルタイムである割合が有意に高い。また初職の企業規模には有意な差はみられないが、初職の威信スコアは他のコウホートよりも有意に高く、15 歳の頃の世帯収入を平均よりも高いと感じている割合も多い。初婚年齢や 15 歳時の父職に対する初職のプレステージの割合については他のコウホートと有意な差は認められなかった。

1960 年代後半の出生コウホートの女性は、初婚年齢が他のコウホートよりも有意に高く、1.55 歳上昇している。男性と同じく他のコウホートより高等教育を受けている割合、および 15 歳時に母親がフルタイムである割合が有意に高い。また、初職の企業規模には有意な差は見られないが、初職の威信スコアは他のコウホートよりも有意に高く、15 歳時の世帯収入を平均より高いと感じている割合も多い。「相対所得」を意味する 15 歳時の父職に対する初職のプレステージの割合についても他のコウホートよりも有意に高い数値を示している。

以上のように、データからも 1960 年代前半生まれの男性と後半生まれの女性が他の世代と比較すると 15 歳の頃より経済的に恵まれた世代であり、その結果として他の世代よりもよりよい教育を受ける機会が与えられ、初めて就いた職業の社会経済的地位も高く評価されるものであった。折しも 1970 年代のニクソン・ショックやオイル・ショックによって引き起こされた戦後最大の不況を克服するために採用された積極的経済財政政策により、わが国の経済は 1980 年代に入り急速に立ち直っていった。そして 80 年代半ばからは、戦後最高の好景気であった「バブル経済」と呼ばれた時期へと日本経済は移行していったのである。このような時代に、彼らは思春期と青年期を過ごして来た。そうした経済状況下では、雇用機会の増大により母親がフルタイムで仕事を持つ場合も多く、そういう家庭で育った若者には、夫と妻の役割分担や結婚をすべきであるという価値観を強く持たなくなる傾向がある。特に女子の場合は結婚についてそれほど重要性を見いださず、晩婚化の傾向が進んでいった。少子化の影響から、成人しても親元にいることが可能となり、さらに自己の経済的自立をも可能となっている。それゆえ以前の日本社会のように女性にとって、結婚が経済的依存という意味をもたなくなり、結婚すること自体が現在親元で生活している経済的水準を低下させることさえあるのである。こうした時代に育った者達が、たとえ結婚をしてもそれがうまくいかないならば離婚をしても良いと考えるようになったのは当然のことと言えよう。

6. まとめと考察

人口事象のうち出生や死亡は人生に一度だけ発生する事象であるが、結婚や離婚、さらに再婚といった結婚事象 (Nuptiality) に関わる問題は反復的に発生するものである。わが国では、1970 年代まで離婚や再婚は低い傾向があった。しかしながら現在では、アメリカ、

ロシア、イギリスといった世界で最も離婚の多い諸国に次ぐ国々、カナダ、デンマーク、ドイツなどと同水準に達している。本稿では、1960年代後期より1970年代を通して離婚率の急上昇を経験したアメリカの先行研究をもとに、離婚要因に関する考察を行った。

離婚の要因は、年齢や初婚年齢、婚姻期間、子どもの有無などの人口学的要因、居住地や所属する組織などの社会統合の影響、結婚や離婚や男女の伝統的役割分担などに関する価値観、そして15歳時の社会経済的環境要因などに大別できる。これらの諸要因について、JGSS-2000を用いわが国の離婚に関する実証研究をおこなった。その結果、男性の場合は未就学児の存在と高等教育を受けていることが離婚の抑止効果をもつことが明らかとなった。またそれとは逆に、15歳時に片親であったり、15歳時に母親がフルタイムの労働をしている場合には離婚経験が多い。1945年以前の出生コウホートと比較すると、戦後うまれのコウホートでは離婚の可能性が高くなるが、特に1960年から1964年生まれのコウホートにおいて離婚が際立って高くなる。また初婚の3年目と4年目に離婚可能性が高まることが明らかとなった。

女性の場合は、未就学児の存在は男性同様に離婚抑止効果をもつが、男性の場合ほどその影響は強くない。また15歳時の環境に関する変数は、離婚の可能性に今回の分析では大きな影響を見いだすことはできなかった。出生コウホート別では1965年から1969年生まれで離婚の可能性が他のコウホートと比較して際立って高い。男性とは異なり、初婚期間別では有意な結果は得られなかった。

結婚や離婚に関する価値観の影響についてであるが、結婚に関する非伝統的な価値観を強く有する場合、女性のモデルにおいて離婚可能性が高まることが認められた。本分析では統計的な有意性は得られなかったが、男性の場合は女性とは逆に離婚確率が減少する傾向が見出せた。

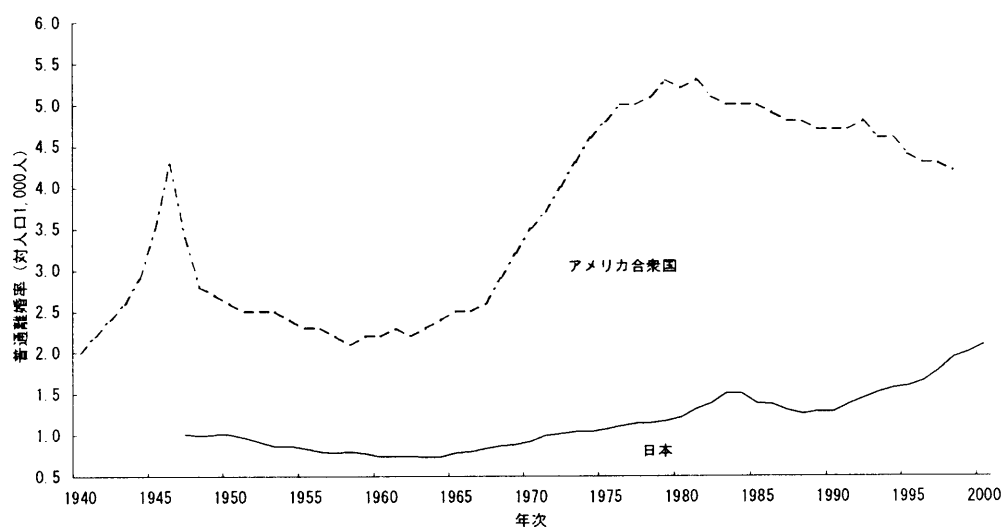
子どもが女兒よりも男児の場合には、アメリカの先行研究同様に、男性にとって離婚が抑止される大きな影響があることも判明した。子どもの性別の影響は、女性のモデルの場合よりも遥かに大きい。

JGSS-2000においては、表1に示したように1960年代後半以降に生まれた男子と1970年以降の女子のうち既婚者のサンプルは少なく、離婚経験者も少ない。もしこの世代が今回の分析によって明らかになった60年代前半の男子と後半の女子のようなバブル経済の中で育ち、特異な結婚・離婚行動をとるコウホートと同様な行動をとるようになると、わが国の離婚は今後ますます増加していくこととなる。1960年代以降に生まれたコウホートの行動を注意深く観察し、分析していくことがわが国の家族のあり方や社会の変化を説明するのに重要な意味があるように思える。

[注]

- (1) 国連の *Demographic Yearbook*(1999 年版)によると、人口 1,000 に対する普通離婚率の比較では、アメリカが 4.19 (1998 年)、ロシアが 3.66 (1999 年)、イギリスが 2.91 (1998 年)、オーストラリアが 2.87 (1999 年)であり、その次のグループとしてベルギー (2.59; 1998 年)、デンマーク (2.48; 1998 年)、スウェーデン (2.37; 1999 年)、カナダ (2.25; 1997 年)、ドイツ (2.29; 1999 年)でありわが国の 2000 年の 2.10 はこれに次ぐ水準である。フランス (1.98; 1999 年)やオランダ (1.96; 1999 年)よりも高い。図 1 はわが国とアメリカの普通離婚率の推移の比較である。

図 1 普通離婚率の推移：日本とアメリカ合衆国



- (2) 職業威信のスコア化に関しては、村瀬洋一氏が公開している「1995 年 S S M 調査 職業威信スコア作成用 S P S S シンタックス」(<http://www.ir.rikkyo.ac.jp/~murase/ssm/prscore.html>)を利用させていただいた。
- (3) 2000 年の厚生労働省統計情報部の『人口動態統計』によると、夫の 30-34 歳の離婚率は人口 1,000 に対し 8.97, 35-39 歳では 7.37 であるのに対し、その前後である 25-29 歳では 7.23, 40-44 歳では 5.73 である。また妻は、25-29 歳で 9.94, 30-34 歳が 9.59 であるのに対し、20-24 歳で 4.90, 35-39 歳が 6.93 であった。

[参考文献]

- Allison, Paul D. 1984. *Event History Analysis -Regression for Longitudinal Event Data-*. Sage Publications, Inc.
- Amoto, Paul R. 1996. "Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 58, pp. 628-640.

- 安藏伸治. 1997. 「アメリカの家族と離婚」, 阿藤誠・兼清弘之編『人口変動と家族? シリーズ・人口学研究 7?』, 90-112 ページ, 大明堂.
- Becker, Gary. S. 1981. *Treaties on the Family*, Cambridge, Harvard University Press.
- Bennet, Neil G., Ann Klimas Blanc, and David E. Bloom. 1988. "Commitment and the modern union: Assessing the link between premarital cohabitation and subsequent marital stability." *American Sociological Review*, Vol. 53, pp. 127-138.
- Booth, Alan and D. R. Johnson, and L. K. White. 1984. "Women, outside employment, and marital instability." *American Journal of Sociology*, Vol. 90, pp. 567-583.
- Booth, Alan and John Edwards. 1985. "Age at marriage and marital instability." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 47, pp. 67-75.
- Bramlett, Matthew D., and William D. Mosher. 2001. "First Marriage Dissolution, Divorce, and Remarriage: United States." *Advance Data*, No. 323, Department of Health and Human Services, Center for Disease Control and Prevention, National Center for Health Statistics.
- Breault, K. D. and Augustine J. Kposowa. 1987. "Explaining divorce in the United States: A study of 3,111 counties." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 49, pp. 549-558.
- Bumpass, Larry L., Teresa C. Martin, and J. A. Sweet. 1991. "The impact of family background and early marital factors on marital disruption." *Journal of Family Issues*, vol. 12, pp. 22-42.
- Center for Disease Control and Prevention. 1995. *Monthly Vital Statistics Report*, Vol. 43, No. 12(S).
- Cherlin, Andrew J. 1981. *Marriage, Divorce, Remarriage*. Cambridge, Harvard University Press.
- Easterlin, R. A. 1980. *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*, New York; Basic Books, Inc.
- Glenn, Norval D. and Beth A. Shelton. 1985. "Regional differences in divorce in the United States." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 47, pp. 641-652.
- Glenn, Norval D. and K. B. Kramer. 1987. "The marriages and divorces of the children of divorce." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 49, pp. 811-825.
- Katzev, Aphra R., Rebecca L. Warner and Alan C. Acock. 1994. "Girls or boys? Relationship of child gender to marital instability." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 56, pp. 89-100.
- Keith, V. M. and B. Finlay. 1988. "The impact of parental divorce on children's educational attainment, marital timing, and likelihood of divorce." *Journal of*

- Marriage and the Family, Vol. 50, pp. 797-809.
- Lee, Gary. 1982. *Family Structure and Interaction: a Comparative Analysis, 2nd Ed.* Minneapolis, University of Minnesota Press.
- Martin, Teresa C. and Larry L. Bumpass. 1989. "Resent trends in marital disruption." *Demography*, Vol. 26, pp. 37-51.
- McLanahan, Sara and Larry Bumpass. 1988. "Intergenerational consequences of family disruption." *American Journal of Sociology*, Vol. 94, pp. 110-129.
- Morgan, S. Philip, Diane Lye, and Gretchen Condran. 1988. "Sons, daughters, and the risk of marital disruption." *American Journal of Sociology*, Vol. 94, pp. 110-129.
- Mueller, C. W. and H. Pope. 1977. "Marital instability: A study of its transmission between generations." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 39, pp. 83-92.
- Pope, H. and C. W. Mueller. 1976. "The intergenerational transmission of marital instability: Comparisons by race and sex." *Journal of Social Issues*, Vol. 32, pp. 49-66.
- Rank, Mark. 1987. "The formation and dissolution of marriages in the welfare population." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 49, pp.15-20.
- Roussel, Louis and Irene Thery. 1988. "France: demographic change and family policy since World War II." *Journal of Family Issues*, Vol. 9, No. 3, pp. 336-353.
- White, Lynn K., Alan Booth, and John Edwards. 1986. "Children and marital happiness: Why the negative relationship." *Journal of Family Issues*, Vol. 7, pp. 131-148.
- White, Lynn K., 1990. "Determinants of divorce; a review of research in the eighties." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 52, pp. 904-912.
- Yamaguchi, Kazuo. 1992. Event History Analysis. Sage Publications. Co.