

## 初婚確率と第1子出生確率の Proportional Hazards Model 分析

大谷 憲 司

### 1. はじめに

本稿は、男女の年齢別初婚確率および女子の年齢別第1子出生確率が、現代日本においてどのような社会経済的屬性によって影響されるのかということを検討する。特に、女子の初婚年齢あるいは第1子出生年齢の変動は、完結出生力にも少なからぬ効果を及ぼすと考えられるため、それらの年齢の規定要因を考察する必要がある。従来、年齢の多変量解析としては、結婚なり第1子出生なりを体験した調査対象者に限って、それぞれの事象が生じた時点における年齢の重回帰分析などが行われてきた。しかし、調査時点までに当該事象を体験しなかった者を無視した分析では、その結果に偏りの生ずる恐れがある。そこで、結婚、第1子出生などの事象を体験する可能性のある者すべてを対象として、それぞれ年齢別の初婚確率および第1子出生確率のproportional hazards model<sup>1)</sup>分析を行った。

### 2. データ

1987年に厚生省人口問題研究所によって実施された第9次出産力調査の夫婦調査と独身者調査<sup>2)</sup>は、それぞれ無作為抽出された国勢調査地区に居住する50歳未満の有配偶女子と18—34歳の独身者すべてを調査対象としている。また、直接調査対象とはなっていないものの、夫婦調査からは50歳未満の妻を持つ夫についての情報を得ることができる。したがって、第9次出産力調査が、18—34歳の女性については有配偶、独身を問わず全ての女性を調査対象とし、また、18—34歳の有配偶男子の妻はほとんど50歳未満であると考えられることから、18—34歳の男子についても有配偶、独身を問わずそのほとんどを調査対象としていると考えてさしつかえない。すなわち、第9次出産力調査を用いて、調査時点において18—34歳であった全国の男女を母集団とする分析を行うことができる。そこで、本稿では、夫婦調査と独身者調査のデータを合わせたデータセットによって男女の初婚確率を最初に分析し、次に、同じデータセットによって女子の第1子出生確率の分析を行う。

### 3. 結果と考察

#### (1) 初婚確率

Proportional hazards modelによって、他の変数を統制した場合に個々の社会経済的変数が18—

1) proportional hazards model 分析の詳細については、R. G. Miller, *Survival Analysis*, New York: John Wiley and Sons, 1981 および D. R. Cox and D. Oakes, *Analysis of Survival Data*, London: Chapman and Hall, 1984 など参照。

2) 第9次出産力調査の調査概要と夫婦調査および独身者調査のそれぞれの結果については、阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一、『第9次出産力調査（結婚と出産の全国調査）—第I報告書—日本人の結婚と出産』、実地調査資料、1988年、厚生省人口問題研究所、ならびに阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一、『第9次出産力調査（結婚と出産の全国調査）—第II報告書—独身青年層の結婚観と子供観』、実地調査資料、1989年、厚生省人口問題研究所参照。

34歳の男女初婚確率に与える影響の大きさを試みよう(表1, 表2)。この表で、各変数の各カテゴリーの値は、他の変数の影響をコントロールした場合におけるレファレンスカテゴリーに対する相対的な初婚確率を示している。したがって、各変数のレファレンスカテゴリーの初婚確率は1.00となっている。また、相対的な初婚確率は、学歴の影響を除いては18~34歳の間変化しないものと仮定されている。

結婚前の職業あるいは就業状態<sup>3)</sup>、学歴、結婚前に親と同居しているか否か、結婚前居住地の市郡別、続柄、父親の職業、結婚前居住地の地方ブロック別の7変数は男女の分析に共通して投入され、運命観<sup>4)</sup>は有配偶男子について得られないので女子の分析にのみ投入された。なお、学歴の影響は年齢によって異なる予想されるので、交互作用項を導入することによって、男子については25歳未満と25歳以上の2つの時期それぞれにおける学歴の影響を検討し、女子については22歳未満と22歳以上の両時期における学歴の影響を抽出した。

まず、女子について見てみると(表1)、就業状態の初婚確率に与える影響に関しては、フルタイムで働く女子の初婚確率のみがその他に比べて非常に低くなっている<sup>5)</sup>。学歴別では、22歳未満において中卒に比べて高学歴ほど初婚確率は低下している。22歳未満での中卒者の初婚確率に比べて22歳以上での中卒者と高卒者の初婚確率はやや高くなっている。22歳以上で短大以上の学歴を持つ者の初婚確率は、22歳未満で中卒者の初婚確率と有意差を示していない。

また、結婚前に親と同居していたかどうかは、女子では初婚確率に何等の影響も与えず男子の場合と対照的である。結婚前に郡部に住んでいる場合には、その他の変数をコントロールした上でも初婚確率が市部に比べて低くなっている。男子に関して農村部での結婚難はしばしば話題となるが、女子においても交際機会の少なさなどのために、男子ほどではないにしても結婚が遅れがちであることをこの結果は示唆している。

運命観の初婚確率への影響は、運次第派が結婚相手の探索においてもあまり積極的な活動をしないうことを示している。また、父親の職業が非農自営である場合、その他の場合よりも初婚確率がやや低くなっていることがわかる。結婚前の居住地の影響を地方ブロック別に検討してみると、都市農村の差を統制した場合、初婚確率に有意な差はない。

次に、男子の結果を試みよう(表2)。職業については、農林漁業とホワイトカラーの間に初婚確率の差が見られない。このことは、しばしば指摘される農林漁業における初婚確率の低さが、居住地特性や親との同居の影響などで生じていたことを示唆するものである。学歴では、25歳未満においては中卒に比べて高校、短大、なかならずく4年制大学以上の初婚確率が低くなっている。しかし、25

3) 有配偶の男女の結婚前の職業は質問に含まれていない。したがって、有配偶男子については、結婚時の職業、有配偶女子については、結婚から最初の妊娠までの就業状態をもって結婚前の職業に代えている。このため、表1において無職に分類されている女子の中には結婚前に雇用者であった者もかなり含まれると考えられることに注意する必要がある。

4) ここで運命観とは、いわゆる locus of control のことであり、物事の原因を判断する際における個々人のパーソナリティ特性として、内因帰属(internal)と外因帰属(external)の2種に分類される。内因帰属とは、自分に関係する出来事を何でも自分の責任と考え易い性向であり、外因帰属とは、それらを自分以外のせいにしてしがちな性向である。このパーソナリティ特性はいろいろな行動特性と関係を持ち行動予測に役立つものとされている。J. Rotter, "Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement", *Psychological Monographs*, Vol.80, No.1, 1966, pp.1-27 あるいは H. M. Lefcourt, "Recent developments in the study of locus of control". In B. A. Maher (ed.), *Progress in Experimental Personality Research*, Vol.6, 1972. pp.1-39 参照。

5) すでに注3で述べたように、このレファレンスカテゴリーである「無職」の中には、結婚前に雇用者であったが結婚を契機に専業主婦になった者がかなり含まれると考えられる。それに対して、「常勤」の中には結婚後も雇用者であり続ける者が含まれている。したがって、この結果は、結婚退職する意思のある者では、結婚後も働き続ける意思のある者に比べて結婚の確率の高いことを示唆している。

表1 初婚確率の proportional hazards model  
分析：第9次出産力調査(1987), 18-34歳の女子について

変数	相対的初婚確率	
就業状態		
常勤	0.53 **	
パート	0.96	
家族従業・内職	0.93	
無職	1.00	
結婚前親との同別居		
同居	1.00	
同居せず	0.97	
結婚前居住地市郡		
市部	1.00	
郡部	0.78 **	
運命観		
運次第	1.00	
努力重視	1.21 **	
続柄		
長女(男兄弟なし)	1.00	
その他	1.08	
父親の職業		
農林漁業	1.00	
非農自営	0.86 *	
ホワイトカラー	0.90	
ブルーカラー	1.08	
結婚前居住地ブロック		
北海道	0.96	
東北	1.14	
関東	1.00	
中部	1.09	
近畿	0.98	
中国・四国	1.07	
九州	0.86	
		年齢
	22歳未満	22歳以上
学歴		
中学校	1.00	2.42 *
高校	0.32 **	2.54 *
短大・高専・専修	0.11 **	1.89
4年制大学以上	0.01 **	1.41
標本数 = 5,901	$\chi^2(23) = 814.95 **$	

\*P < 0.01, \*\*P < 0.001

表2 初婚確率の proportional hazards model  
分析：第9次出産力調査(1987), 18-34歳の男子について

変数	相対的初婚確率	
職業		
農林漁業	1.03	
非農自営	0.85	
ホワイトカラー	1.00	
ブルーカラー	1.17 *	
無職・その他	0.58 **	
結婚前親との同別居		
同居	1.00	
同居せず	1.20 **	
結婚前居住地市郡		
市部	1.00	
郡部	0.62 **	
続柄		
長男	1.00	
その他	1.04	
父親の職業		
農林漁業	1.00	
非農自営	0.90	
ホワイトカラー	0.91	
ブルーカラー	0.99	
結婚前居住地ブロック		
北海道	1.77 **	
東北	0.98	
関東	1.00	
中部	1.00	
近畿	1.30 **	
中国・四国	1.20 *	
九州	1.14	
		年齢
	25歳未満	25歳以上
学歴		
中学校	1.00	0.57 *
高校	0.61 **	0.90
短大・高専・専修	0.74	0.98
4年制大学以上	0.21 **	0.84
標本数 = 5,529	$\chi^2(23) = 442.22 **$	
	*P < 0.01, **P < 0.001	

歳以上では、中卒の初婚確率が25歳未満のそれに比較して非常に低くなっているが、逆に25歳以上で高卒、短大、4年制大学以上の初婚確率は25歳未満での中卒と比べて有意な差を示していない。

女子の場合とは異なり、親と同居していない場合（親のいない場合も含む）には、他の変数を統制してもなお初婚確率が有意に高くなっている。このことから、親と同居していない男は、身の回りの世話をしてもらうため、あるいは女子との交際が気楽に行われるなどのために親と同居する者より早く結婚するということが事実であると確認された。居住地の市郡別は、職業、学歴などの影響を除去した上においても有意な効果を持ち、郡部の初婚確率が市部に比べて相当低くなっている。前述のように、しばしば指摘される農林漁業者の結婚難は、出会いの機会の少ない郡部という居住地特性に由来する部分が大いと考えられる。あととりであるかないかという続柄は初婚確率に影響していない。

父親が非農自営である場合とホワイトカラーである場合に初婚確率が若干低くなっている。居住地の地方ブロック別に見てみると、職業、学歴、市郡別などを統制した場合でも、関東地方に比べて、北海道、近畿、中国、四国地方で初婚確率が有意に高くなっている。

## (2) 第1子出生確率

既婚、未婚を問わず、調査時点において18—34歳であった女子を対象として、年齢別の第1子出生確率<sup>6)</sup>に対する社会経済的変数の影響を多変量解析的に示すのが、表3のproportional hazards model分析の結果である。なお、第9次調査は夫婦調査、独身者調査ともに再婚者の女子も対象として含んでいるものの、再婚者に関しては、現在の結婚での出生歴についてしか知ることができないのでここの分析対象から外されている。投入された独立変数は、学歴、父親の職業、就業状態、運命観、親との同居、続柄、居住地市郡、居住地ブロックである。なお、就業状態、親との同居、居住地市郡、居住地ブロックは、未婚女子については調査時点の状態であり、有配偶女子については、就業状態以外は結婚前のものである。有配偶女子の就業状態は、結婚後最初の妊娠までのものである。また、学歴の影響は年齢によって異なることが予想されたため、年齢（23歳未満と23歳以上の2区分）と学歴の交互作用項を導入したところ0.1%の水準で統計的有意となった。したがって、学歴の結果は年齢2区分別に示されている。

まず、父親の職業では、父親が農林漁業である場合に比べて、父親がホワイトカラーであると第1子出生確率は低くなる傾向を示すものの1%水準で有意ではない。次に就業状態の影響を見ると、フルタイムおよびパートタイムの雇用者において、無職に比べて第1子出生確率は低くなっており第1子の出生が遅れることがわかる。一方、運命観も第1子出生確率に大きな影響力を持っており、努力重視の場合には、第1子出生確率が運次第の者より有意に高くなる。この促進的な効果は前述の結婚に対する影響を反映していると考えられる。

親と同居しているか否かは第1子出生確率に影響していない。また、男兄弟が存在するか、あるいは女姉妹だけでも長女でない場合には、第1子の出生確率が若干高まる、つまり「あととり」の場合よりも親になるのが少し早いようである。居住地の市郡別も第1子出生確率に影響し、農村的地域の郡部では親になるのが都市部に比べて遅いことが示されている。これは、農村部において女子の初婚確率も男子同様に低くなっていることを考慮すればうなずける結果である。一方、居住地ブロックの

6) 婚外出生の多いアメリカ合衆国などでは、従来から第1子出生年齢の研究が行われてきた。Ronald R. Rindfuss, S. Philip Morgan and Gray Swicegood, *First Births in America: Changes in the Timing of Parenthood*, Berkeley: University of California Press, 1988. David E. Bloom, "What's happening to the age of women at first birth in the US? A study of recent cohorts", *Demography*, Vol.19, No.3, 1982, pp.351—370; "Delayed childbearing in the United States", *Population Research and Policy Review*, Vol.3, No.2, 1984, pp.103—139; David E. Bloom and T. James Trussell, "What are the determinants of delayed childbearing and permanent childlessness in the United States?", *Demography*, Vol.21, No.4, 1984, pp.591—611 など参照。

効果はないといえる。学歴について見てみよう。23歳未満においては、中卒者に比べて高卒以上で第1子出生確率がかなり低くなっており、この年齢段階では中卒者の第1子出生の際だって早いことがわかる。当然のことながら、23歳未満での高学歴者の確率は特に低くなっている。23歳以上になると、全ての学歴程度において第1子出生確率が増大し、23歳未満の中卒者の第1子出生確率との差は1%水準で有意ではない。

#### 4. まとめ

独身者、有配偶者の両者を含むデータセットを対象として初婚確率および第1子出生確率のproportional hazards model分析が行われたのは、わが国でははじめてであろう。その結果、他の変数の影響をコントロールすると、女子でも農村的地域に居住する場合には、男子同様に初婚確率の相対的に低いことがわかった。また、運を天に任せている性格でも初婚確率が低かった。男子では、農村的地域居住者、25歳以上の低学歴者において初婚確率の低さが目だった。親と同居している場合に初婚確率の低いことも興味深い。男女とも農村的地域で初婚確率が低いと言うことは、農村での嫁不足ばかりが顕著であるという一般のイメージとは少し異なっている。さらに、農村部での女子の初婚確率が低いために、第1子出生確率も都市に比べて低くなっているということも、農村では女子が早く結婚して早く子供を生むのではないかという漠然とした予想とは相違している。一方、常勤、非常勤を問わず、雇用者において第1子出生確率が低くなり、言い換えれば第1子出生年齢が高くなっていることは、女子の就業状態の再生産行動に対する予想された影響を確認しているといえる。これらの分析結果は、現代日本人の結婚行動、出生行動について新たな角度から新しい知見を付け加えるものである。

表3 第1子出生確率のproportional hazards model分析:第9次出産力調査(1987), 18-34歳の女子について

変数	相対的出生確率	
父親の職業		
農林漁業	1.00	
非農自営	0.92	
ホワイトカラー	0.89	
ブルーカラー	0.99	
就業状態		
常雇	0.57 **	
パートタイム	0.81 **	
家族従業・内職	0.89	
無職	1.00	
運命観		
運次第	1.00	
努力重視	1.17 **	
親との同居		
同居していた	1.00	
同居していなかった	1.02	
続柄		
長女(男兄弟なし)	1.00	
その他	1.17 *	
居住地市郡		
市部	1.00	
郡部	0.84 **	
居住地ブロック		
北海道	0.96	
東北	1.12	
関東	1.00	
中部	1.14	
近畿	1.00	
中国・四国	1.03	
九州	0.87	
	年齢	
	23歳未満	23歳以上
学歴		
中学校	1.00	1.86
高校	0.45 **	2.05
短大・高専・専修	0.16 **	1.77
4年制大学以上	0.01 **	1.25
標本数 = 5,805	$\chi^2(23) = 593.84 **$	

\*P < 0.01, \*\*P < 0.001