

イベントヒストリー分析におけるパネル脱落の影響について

——「消費生活に関するパネル調査」における結婚の分析事例より

福田 節也

(マックスプランク人口研究所 研究員)

1. はじめに

近年、わが国でも盛んに用いられるようになった分析手法の1つにイベントヒストリー分析(event-history analysis)がある。パネルデータを用いたイベントヒストリー分析では、最も一般的な方法として、脱落はセンサリング(censoring: 観察打ち切り例)として扱われてきた。しかし、脱落と対象とするイベントとが独立に生起しない場合、このような処置はパラメーターの推定にバイアスをもたらす。近年において、わが国でもパネルデータを用いてイベントヒストリー分析を行う事例が増えつつあるが、この点について言及している研究はそれほど多くないように思われる。

本稿では、「消費生活に関するパネル調査」(以下JPSC)の個票データを用いて、イベントヒストリー分析の一種である離散時間ロジットモデル(discrete-time logit model)を用いた結婚の要因分析を行い、脱落がパラメーター推定に与える影響について明らかにする。具体的には、1)脱落をセンサリングとして扱い、通常の離散時間ロジットモデルを行った場合と、2)脱落を結婚に競合するイベントとして扱い、双方のパラメーターを同時決定モデルとして求める場合で結婚要因のパラメーターを比較する。なお、後者のモデルにおいては、Hillほか(1993)によって提案されたSURF(Shared Unmeasured Risk Factors)モデルを使用する¹⁾。分析によって、結婚と脱落が独立に生起しているのかを統計的に検定し、両者が非独立であった場合、脱落をセンサリングとして

扱うと結婚要因のパラメーター推定にどの程度バイアスが生じるのかを提示する。なお、本稿では以後、結婚とは初婚を意味することとする。

2. パネルデータを用いた 離散時間ロジット分析

(1) 離散時間ロジットモデル

パネルデータに対する主要な分析手法の1つとして、イベントヒストリー分析がある。イベントヒストリー分析とは、あるイベントの発生パターンとその要因に関する分析手法の総称である。別名、生存分析(survival analysis)ともいわれる。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、時間の測定単位が連続的(際限なく細かい)とは仮定できず、離散的(序数的)である場合に利用される離散時間ロジットモデル(Allison 1982)である。離散時間ロジットモデルのモデル式は以下によって表される。

$$\ln[P_t/(1-P_t)] = a_t + b_1X_1(t) + b_2X_2(t) + \dots + b_kX_k(t) \quad (1)$$

P_t : ハザード確率、 a_t : 時間変数、
 b_k : 共変量 X_k の回帰係数、 X_k : 共変量

(1)式より分かるように、離散時間ロジットモデルは、各リスク時点でのハザード確率 P_t のロジット²⁾を被説明変数とする回帰モデルである。ここでいうハザード確率とは、時間 t までにイベン

トが発生していないという条件の下で、時間 t においてイベントが発生する確率を意味する。(1)式はロジットモデル(ロジスティック回帰分析)と類似しており、係数を指数化してハザード確率のオッズ比として解釈することができる。ただし、ロジットモデルでは確率 P を扱うのに対して、離散時間ロジットモデルでは、ハザード確率 P_t を用いる。また、離散時間ロジットモデルでは、定数 a や共変量 X がリスク期間中に変化することを許容している点も通常のロジットモデルとは異なる。係数 b_k は、共変量 X_k がハザード確率のロジットに与える効果を意味している。ただし、離散時間ロジットモデルでは、係数 b_k は共変量 X_k のリスク期間を通じた平均的な効果を表していることに留意する必要がある³⁾。また、時間変数 a_t は、ベースライン・ログオッズ(baseline log odds)として解釈される。ベースライン・ログオッズは、すべての共変量 X が0であった場合におけるハザード確率のロジットの時間推移を表しており、時間経過にともなうイベントの基本的な発生パターンを表す。

離散時間ロジットモデルの適用においては、第1にリスク開始からイベントが発生するか、もしくはセンサリングとなった時点までの人-期間別データ(person-period data)を作成する。次に、この人-期間別データに対して、イベントが生起するか否かのダミー変数を従属変数とする通常のロジット分析を行う。なお、パラメーターの推定は最尤法(maximum likelihood method)によって行われる。

離散時間ロジットモデルは、パネルデータと最も親和性が高いイベントヒストリー分析であるといえる。なぜならば、通常個人を対象としたパネル調査では、調査が行われるのは年に1回であり、各年における結婚や出産、就業状態等の変化は、調査時点の状態の変化によって測定されることが多いためである。例えば結婚であれば、ある個人が結婚したか否かは、前年の調査で未婚であった人が当年の調査で有配偶であることによって把握されることが多い。そのため、結婚の生起は $t-1$ 年から t 年の間に起きたことは明らかであっ

ても、具体的にいつ、例えば何月に起きたのかまでは不明である場合が多々ある。このような場合には、イベントの生起時点に関する情報は年単位でしか把握することができず、連続時間を仮定することができない。したがって、イベント発生月が不明である場合には、ハザード率の近似として、リスク期間別のハザード確率を用いた離散時間ロジットモデルを利用することが最も簡便かつ現実的な選択であるといえる⁴⁾。

(2) 離散時間ロジットモデルにおける

競合イベントの取り扱い

パネル調査における脱落は、あらゆるイベントにとって競合するイベントである。なぜならば、脱落が生じることによって対象とするイベントの生起リスクが観測できなくなるためである。また、イベントの生起によって、少なくともリスク期間における脱落の発生リスクは消失する。そのため、脱落は常に対象とするイベントと相互に競合するイベントであるといえる。

山口(2002)によれば、離散時間モデルにおける競合するイベントの取り扱いには次の3つの方法がある。1)競合するほかのすべてのイベントをその生起時点でセンサリングとして扱う、2)競合するイベントを従属変数とする離散時間多項ロジットモデル(discrete-time multinomial logit model)を適用する、そして3)競合するイベントを従属変数とするSURFモデルを行う。以下に山口(2002)を参照しつつ、どのような場合に各方法を使用すべきなのかについて解説する。なお、以下では相互に競合するイベントAとイベントBがあるとする。

競合するイベントを右センサリングとして扱うという第1の方法は、最も一般的に用いられる手法である。しかし、離散時間モデルにおいてこの方法が妥当であるのは、イベントAとイベントBのハザード確率 $P_A(t)$ と $P_B(t)$ の積が無視できるほど小さい場合のみである。連続時間を仮定するモデルにおいては、競合する各イベントが独立に起こるという条件が成立する場合、競合するイベントをセンサリングとして扱うことが可能である。

この条件が成立するには、競合するイベントがいずれも起こらない確率が各イベントの生存確率の積となる必要がある ($S_{A+B}(t) = S_A(t) \times S_B(t)$)。しかし、離散時間モデルにおいては、時点 t においてイベントAもBも起こらない確率は、 $(1 - P_A(t) - P_B(t))$ であり、 $(1 - P_A(t)) \times (1 - P_B(t))$ とはならない。したがって、離散時間モデルでは、競合イベントが独立である条件の $(1 - P_A(t)) \times (1 - P_B(t))$ に対して、 $P_A(t) \times P_B(t)$ 分だけ誤差が生じることとなる。そのため、イベントAかB、あるいは双方の生起確率が著しく小さく、 $P_A(t) \times P_B(t)$ が無視できるほど小さい場合に限り、他の競合イベントをセンサリングとして扱うことが妥当となる。

$P_A(t) \times P_B(t)$ が無視できるほど小さくない場合、第2の方法である多項ロジットモデルによる競合リスク分析が検討される。この方法では、前項において解説した人-期間別データに対して、多項ロジットモデルを適用し、競合する各イベントのハザード確率の同時推定を行う (Allison 1982)。ただし、多項ロジットモデルではIIA (Independence from Irrelevant Alternatives) の仮定を前提としている。IIAの仮定とは、いかなる2つの確率の比もほかの確率の大きさによる影響を受けないことをいう。 $P_A(t)$ と $P_B(t)$ がともに起こらない確率を $P_C(t) (= 1 - P_A(t) - P_B(t))$ とすると、IIAが成立する時、以下の関係が成り立つ (山口 2002)。

- ① $P_A(t) / P_C(t)$ が $P_B(t)$ に依存しない
- ② $P_B(t) / P_C(t)$ が $P_A(t)$ に依存しない

①の関係が成立する時、イベントBが起こらないという条件の下でイベントAの生起確率が、イベントBの生起確率から独立である (AはBから条件付きで独立)。また、②の関係が成立する時、イベントAが起こらないという条件の下でイベントBの生起確率が、イベントAの生起確率から独立である (BはAから条件付きで独立)。IIAが成立する時、条件付きでイベントAとイベントBの決定要因が独立と考えられるため、離散時間多項

ロジットモデルを適用することができる。

競合するイベントの条件付き生起確率にIIAが成立するか否かをより直接的に検証し、かつIIAが成り立たない場合でも偏りなくパラメーターを推定する方法が、第3の選択肢であるSURFモデルである。SURFモデルでは、間接的ではあるが、イベントAとイベントBの非観察要因 (Shared Unmeasured Risk Factors) に相関があるか否かを統計的に検定することができる (Hill et al. 1993)。IIAが成立する場合、この相関は0となり、SURFモデルは離散時間多項ロジットモデルと同様の結果を得る。そのため、SURFモデルによる分析を通して、第2の方法である離散時間多項ロジットモデルの適用が妥当か否かを検討することができる。次節ではSURFモデルの概要について述べる。

3. SURFモデルの概要と適用手順

(1) SURFモデルの概要

SURFモデルとは、McFadden (1981) が多項ロジットモデルの拡張として導いたネステッド・ロジットモデルをHillほか (1993) が離散時間モデルに応用したものである。その要諦は、競合イベントの同時分析において、各イベントの誤差項に部分的な相関を許容することで、多項ロジットモデルにおけるIIAの仮定を緩和することにある。以下に、Hillほか (1993) や山口 (2002) を参照しつつ、その概要について述べる。

m 個の競合するイベントがある場合に、個人 i が t 時においてどのイベントを経験するのは、各イベントの潜在的な生起傾向 (state propensity index) によって決定されている。この潜在的な生起傾向は、直接には観察できない連続量 (latent variable) で、確率のような固定範囲をもたないとする。その場合、個人 i の t 時における潜在的なイベント生起傾向 S_{tmi} は以下の(2)式によって表すことができる。

③ ②で得られた回帰係数をもとにして、以下の値を算出する。

$$z_1(t) = \log [1 + \exp(-\sum_k b_k x_k(t))] \quad (3)$$

$$z_2(t) = \log [1 + \exp(\sum_k b_k x_k(t))] \quad (4)$$

この時、 $\sum_k b_k x_k(t)$ は②のモデルで得られた予測値を表す。 $z_1(t)$ と $z_2(t)$ の値を①で作成した人-期間別データの各レコードに対して計算して、変数として付帯する。さらに、このデータに結婚か脱落が生じた場合に1、いずれも生起せずに未婚のままである場合に0をとる新しい変数 $Y^*(t)$ を作成して追加する。

④ ③で作成した人-期間別データを用いて、従属変数を $Y^*(t)$ とする離散時間ロジット分析を行う。ただし、この時③で作成した $z_1(t)$ もしくは $z_2(t)$ の一方を説明変数としてモデルに追加する。 $z_1(t)$ を追加した場合には、脱落を経験せずに結婚するというハザード確率の係数 β_{1k} を得る。一方、 $z_2(t)$ を追加した場合は、結婚せずに脱落するというハザード確率の係数 β_{2k} を得る。なお、②と④では異なる説明変数をもつことも可能である(Hill et al. 1993)。この時、 z_1 と z_2 の係数として算出されるのが ρ の推定値である。 ρ は z_1 と z_2 のどちらを用いても全く同じ値を示し、理論的には0から1までの値をとる。結婚と脱落の観察されない異質性(誤差項)の相関係数は、 $1 - \rho^2$ によって与えられる。

⑤ ④で得た分析結果では ρ が0であるという帰無仮説に対するP値が示されている。しかし、ここでは ρ の標準誤差を用いて、 ρ が1である、つまり結婚と脱落の相関係数が0であるという帰無仮説を検定するようにP値を計算しなおす必要がある。また、②で用いた変数を④において再度用いる場合、④で得られる係数は $\rho b_k + \beta_{1k}$ あるいは $-\rho b_k + \beta_{2k}$ の式によって再計算する必要がある(Hill et al. 1993)。さらに、これらの係数の標準誤差は分析では算出されない。そのため、統

計的検定を行うためには、当該変数を②および④から除いて推定したモデルとこれを含めたモデルでLog-likelihoodを比較して、尤度比検定(Log-likelihood ratio test)を行う(Hill et al. 1993)。

(3) SURFモデルの適用における留意点

SURFモデルの適用においてはいくつか留意する点がある。第1に、2段階推定によるSURFモデルでは、競合するイベントの非観察要因の相関はリスク期間を通じて一定と仮定されている(Hill et al. 1993)。したがって、非観察要因がリスク期間を通じて、結婚と脱落に異なる影響を与える場合、この仮定が成立しない。例えば、調査の初期においては結婚を契機として脱落するサンプルが多いが、調査回が進むにつれて結婚以外の事由による脱落が増えるという場合には、非観察要因の相関がリスク期間を通じて一定であることを仮定できない。この仮定が成立しない場合、時間依存性共変量のパラメーターや ρ の推定値にバイアスが生じる(Hill et al. 1993)。しかし、非観察要因の相関がリスク期間を通じて変化する場合においても、時間固定共変量の係数についてはバイアスが少なく、比較的安定的に推定されることが示されている(Hill et al. 1993)。また、この仮定が満たされない場合には、 ρ の推定値が1に近づく傾向があるため、 ρ が1と有意に異なる場合においても、競合するイベントの非観察要因に相関がある可能性が高いことが指摘されている(Hill et al. 1993)。

さらに、SURFモデルでは、誤差項に負の相関を仮定することができないという制約がある(山口 2002)。例えば、婚前同棲の解消について競合するイベントが結婚と別離である場合、非観察要因(例えば、性格の相性)は結婚に対しては正の効果をもち、別離に対しては負の効果をもつことが十分に起こりえる。しかし、 ρ は理論上、 $0 < \rho \leq 1$ の範囲の値を取るため、非観察要因の相関係数 $1 - \rho^2$ は正であることが仮定されている⁶⁾。したがって、非観察要因の相関が負である競合イベントは、SURFモデルでは分析することができない。

図表-1 結婚と脱落の発生頻度

年齢 (歳)		未婚	結婚	脱落	合計
24~25	n	235	23	33	291
	%	80.8	7.9	11.3	100.0
25~26	n	400	47	46	493
	%	81.1	9.5	9.3	100.0
26~27	n	485	76	57	618
	%	78.5	12.3	9.2	100.0
27~28	n	509	73	52	634
	%	80.3	11.5	8.2	100.0
28~29	n	487	65	55	607
	%	80.2	10.7	9.1	100.0
29~30	n	452	49	46	547
	%	82.6	9.0	8.4	100.0
30~31	n	381	33	29	443
	%	86.0	7.5	6.6	100.0
31~32	n	321	29	22	372
	%	86.3	7.8	5.9	100.0
32~33	n	264	28	19	311
	%	84.9	9.0	6.1	100.0
33~34	n	217	10	20	247
	%	87.9	4.1	8.1	100.0
34~35	n	177	10	11	198
	%	89.4	5.1	5.6	100.0
合計 (24~35歳)	n	3,928	443	390	4,761
	%	82.5	9.3	8.2	100.0

また、SURFモデルにおける推定上の問題として、2段階推定においては、パラメーター推定値の標準誤差が平均してやや小さめに推定される可能性が指摘されている（山口 2002）。これは1段階目のパラメーター推定値には実際には誤差があるにもかかわらず、2段階推定では定数として扱うことから生じる。しかし、通常はこのバイアスは有意度に影響を与えない程度であるため、それほど問題とはならない（山口 2002）。

最後に、 ρ が統計的に有意に1よりも小さい場合、回帰係数 β_k を厳密にはオッズ比として解釈することができないという制約がある（山口 2002）。そのため、本稿における分析ではオッズ比ではなく、係数を用いて解釈を行う。離散時間モデルにおける係数は、ハザード確率のログオッズに対する共変量の影響力を表しており、共変量 X_k における1単位の増加はイベント生起のログオッズを β_k 分増加（減少）させると解釈することができる。

4. データと分析対象

分析には、財団法人家計経済研究所が1993年から実施している「消費生活に関するパネル調査」（JPSC）の第1年度から第16年度までの個票データを用いる。分析の対象は、1959~69年生まれのコーホートA、1970~73年生まれのコーホートB、そして1974~79年生まれのコーホートCの未婚女性計1,226人である。コーホートBはパネル5からコーホートCはパネル11からの追加サンプルである。このうち説明変数に欠損値があるサンプルを除外し、あわせて1,157人（コーホートA：432人、コーホートB：281人、コーホートC：444人）を分析サンプルとして用いた。なお、各コーホートにおいて結婚年齢が大きく異なることがないように、35歳の調査月（毎年10月）までに生じた結婚のみを分析の対象とした。

分析では、結婚ならびに脱落を競合するイベントとして取り扱い、未婚女性が結婚するか、調査から脱落するか、未婚のまま第16年度の調査あるいは35歳時の調査を迎えるまでをリスク期間とした離散時間ロジットモデルならびに、その応用的分析手法であるSURFモデルによるイベントヒストリー分析を行う。これらの分析を通して、1) 結婚と脱落の生起過程にはどの程度の相関があるのか、2) 脱落を右センサーとして扱い、通常の離散時間ロジットモデルによる分析を行った場合、結婚要因のパラメーター推定にはどの程度のバイアスが生じるのかを明らかにする。

5. 記述統計

(1) 結婚と脱落の推移

図表-1は、各調査間における結婚と脱落の発生頻度を表している。未婚女性に対する結婚と脱落の発生頻度をみると、結婚については26~27歳をピークにベル型の生起パターンを示している。一方、脱落については、年齢が若いほど発生しやすい傾向がみられる。

調査からの脱落率にはばらつきがあるものの、およそ6%から11%の間で推移している。結婚と

図表-2 説明変数の記述統計

変数	カテゴリー	平均	標準偏差
従属変数	結婚	0.09	-
	脱落	0.08	-
年齢	24～26歳	0.16	-
	26～28歳	0.26	-
	28～30歳	0.24	-
	30～32歳	0.17	-
	32～35歳	0.16	-
コーホート	コーホートA	0.40	-
	コーホートB	0.28	-
	コーホートC	0.32	-
学歴	高校卒以下	0.32	-
	専門学校卒	0.17	-
	短大・高専卒	0.25	-
	大学・大学院卒	0.26	-
職業	常勤の職員・従業者	0.66	-
	パート・アルバイト/ 派遣・嘱託/自営・家賃/ 自由業/その他	0.24	-
	無職	0.10	-
年収	年収(万円)	261.77	131.78
	年収ゼロダミー	0.03	-
親との同別居	親と別居ダミー	0.18	-
都市規模	14(13)大都市居住ダミー	0.31	-
結婚意欲	結婚意欲ありダミー	0.81	-

サンプル数(人×リスク期間にいた年数) : 4,761

脱落の各生起確率のうち、どちらかあるいは一方が無視できるほど小さい場合には、それぞれのイベントが独立に生起していると仮定して、一方のイベントの生起を他方のイベントのセンサーされたケースとして取り扱うことが可能である(山口2002)。しかし、ここでは結婚と脱落の生起確率は年齢によっては比較的大きく、無視できるほどには小さくはない。そのため、脱落をセンサーとして扱い、初婚をイベントとする通常の離散時間ロジットモデルではパラメーター推定にバイアスが生じる可能性が高い。したがって、JPSCでは脱落を初婚と競合するイベントとして取り扱い、多項ロジットあるいはSURFモデルによって、競合イベントのパラメーターを同時推定する手法が望ましいことが示唆される。

(2) 説明変数の記述統計

分析に用いた説明変数の記述統計を図表-2に示した。モデルでは、結婚のベースライン・ハザードは年齢の関数として表される。年齢は24歳か

ら35歳までを2歳間隔で区切り(最後の年齢階級は32～35歳までの3歳間隔)、ダミー変数によるステップ関数として近似する。他の説明変数はベースライン・ハザードを比例的に増減させる効果をもつことを仮定している。説明変数の多くが、時間とともに値が変化することを許容する時間依存性共変量である。説明変数(原因)の従属変数(結果)に対する時間的先行を留保するため、時間依存性共変量は前年度調査で得られた値を使用した。また、リスク期間を通じて一定の値をもつ時間固定共変量として、前述のコーホートA、B、Cを表すダミー変数を用いた。

年収については、賃金収入のほかに財産収入や社会保障給付、親からの仕送りなどを合計した値を用いた。また、これらの収入は調査前年の1年間について回答を得ている。そのため、分析では多くの場合、結婚の生起年より2年前の値が説明変数として用いられている。年収についても他の変数と同様に欠損値は分析より除外し、自然対数化した値を用いた。なお、年収がゼロであったサンプルには、各年における年収の平均値を代入して分析に含めた。また、年収がゼロであったか否かのダミー変数を作成して、年収がゼロであるケースには1を、そうでないケースには0を付した。このダミー変数の係数は、年収ゼロのサンプルが平均的な年収の女性に比べて、どれだけ結婚のログオッズが高いのか(あるいは低いのか)を表す。

結婚意欲については、調査時点において結婚をしたいと考えているか否かを表すダミー変数とした。パネル1では、結婚を「1. したい」、「2. 必ずしもしなくてよい」、そして「3. したくない」の3つの選択肢より回答を得ており、パネル2以降では「1. まもなく結婚することが決まっている」、「2. すぐにでもしたい」、「3. 今はしたくないが、いずれはしたい」、「4. 必ずしもしなくてよい」、そして「5. したくない」の5つの選択肢より回答を得ている。そのため各調査回において、結婚を「必ずしもしなくてよい」あるいは「したくない」と回答した場合に結婚意欲ダミーを0、その他の回答を得た場合にはこれを1とコ

図表-3 離散時間ロジットモデルならびにSURFモデルによる結婚のハザード確率の推定結果

	離散時間ロジットモデル		SURFモデル	
	(1) 結婚ハザード β	(2) 結婚 (対: 脱落) β_i	(3) 結婚ハザード β_1	(4) 脱落ハザード β_2
年齢ダミー (対: 26~28歳)				
24~26歳	-0.350 **	-0.381 *	-0.240	0.025
28~30歳	-0.197	-0.218	-0.191	-0.039
30~32歳	-0.470 ***	-0.099	-0.463 ***	-0.394 ***
32~35歳	-0.632 ***	-0.370	-0.559 ***	-0.302 **
コーホート (対: コーホートA)				
コーホートB	-0.170	-0.488 **	-0.128	0.211
コーホートC	-0.332 ***	-0.783 ***	-0.189	0.356
学歴 (対: 高校卒以下)				
専門学校卒	0.094	0.300	0.061	-0.147
短大・高専卒	-0.149	0.276	-0.160 *	-0.352 **
大学・大学院卒	-0.226	0.086	-0.255 **	-0.315 ***
職業 (対: 常勤雇用)				
非常勤雇用・自営・自由業	0.185	0.302	0.156	-0.054
無職	0.869 ***	0.991 ***	0.743 **	0.054
年収 (自然対数値)	0.338 ***	0.512 ***	0.292	-0.063
年収ゼロダミー	-1.380 ***	-1.855 ***	-1.021	0.269
親との同居 (対: 親と同居)				
親と別居	-0.077	-0.550 ***	0.044	0.427 **
都市規模 (対: その他の市/町村)				
14 (13) 大都市	-0.275 **	-0.205	-0.256 **	-0.113 *
結婚意欲 (対: なし)				
あり	1.980 ***	1.881 ***	1.586 **	0.277 **
z_1 ※1	-	-	0.232 **	-
z_2 ※1	-	-	-	0.232 **
定数	-5.449 ***	-3.887 ***	-4.256	-3.356 ***
person-year数	4761	833	4761	4761
カイ2乗値	165.279	113.751	107.286	107.286
自由度	16	16	17	17

* p<.1, ** p<.05, *** p<.01

※1: z_1 および z_2 においては、係数が1と有意に異なるか否かの検定を行い、p値を算出した

ーディングした⁷⁾。その他の変数については、調査票から得られる回答をもとに、単純な再コーディングを施し、表記の変数として用いた。

6. 分析結果

(1) 離散時間ロジットモデルの結果

図表-3の第1列は、脱落を右センサリングとして扱った離散時間ロジットモデルの結果を示している。ベースライン・ログオッズについてみると、女性の結婚のハザード確率は26~28歳をピークに典型的なベル型の生起パターンを示している。コーホートについては、1974~79年生まれのコ

ホートCの女性において、先行するコーホートの女性と比べて結婚のハザード確率が低い傾向がみられる。

学歴については、高学歴の女性ほど結婚のハザード確率が低い傾向がみられるが、その影響は統計的には有意ではない。また、職業については、無職の女性ほど結婚しやすいとの結果を得ているが、常勤雇用とその他の雇用形態との間には統計的に有意な差が認められない。女性の経済的自立と結婚選択の観点から注目される所得については、強い正の効果が認められた。この結果は、高収入の女性ほど結婚しにくくなるとする先行研究(Ono 2003; 福田 2007)とは異なるものであり、

この係数がバイアスによる値なのか否かは分析の含意を左右する重要な問題である。

パラサイト・シングル仮説（山田 1999）の検証などで繰り返し用いられてきた親との同別居についても結婚の生起に対する影響は認められない。一方、大都市圏に居住する女性は、結婚する確率が低い傾向が認められる。大都市圏における住宅コストの高さ、豊富な就業機会、そして結婚以外の社会的選択肢の存在や結婚規範の低さなどの要因が、女性の早婚を妨げているものと思われる（Raymo and Ono 2007）。最後に、結婚意欲については、結婚を望む女性ほど現実に結婚しやすいことが示されている。

以上の結果は、SURFモデルではどのように異なるのであろうか。

(2) SURFモデルの結果

図表-3の第2列から第4列では、SURFモデルによる分析結果を示している。第2列では、1段階目の推定である結婚対脱落のロジットモデルのパラメーターを表している。1段階目の推定モデルでは、イベントヒストリー分析ではなく、結婚か脱落が生起したレコードのみを用いて、脱落を0、結婚を1とするロジットモデルを行っている。

第2列のモデルの予測値を用いて、2段階目の推定を行ったのが第3列と第4列のモデルである。第3列では、脱落が起きなかったと仮定した場合における結婚ハザード確率のパラメーター推定値を示している。一方、第4列は、結婚が起きなかったと仮定した場合における未婚者の脱落ハザード確率のパラメーター推定値を表す。両モデルの z_1 と z_2 は同じ値で、1以下の正の数となっていることから、SURFモデルが成功裏になされたことが確認できる（山口 2002）。また、 z_1 と z_2 の値は5%水準で統計的に有意に1と異なることから、結婚と脱落の生起過程には、共通の非観察要因が存在し、独立とは見なせないことが明らかである。なお、2つのモデルの誤差項の相関は0.946（ $=1 - 0.232^2$ ）と非常に高い値を示している。これらのことからIIAの仮定は成立せず、離散時間多項ロジットよりもSURFモデルが適したモデル

であることが認められる。

結婚の決定要因における離散時間ロジットモデル（以下、通常モデル）とSURFモデルの違いを検証するため、図表-3の第1列と第3列のパラメーターを比較する。年齢の効果については、SURFモデル（第3列）では24～26歳ダミーの係数が、通常モデル（第1列）と比べて弱まり、統計的な有意性を失っている。同様にSURFモデルでは、コーホートBとコーホートCの係数がより0に近い値を示しており、35歳までの結婚ハザード確率にコーホート差はないとの結論を得ている。脱落の結婚に対する生起確率（第2列）が24～26歳やコーホートBおよびCにおいて高いために、通常モデルでは、これらのグループにおける結婚のハザード確率が相対的に過小に推定されていたことが示唆される。つまり、SURFモデルの結果は、脱落が生起しなければ、これらのグループではより高い頻度で結婚が観察されたことを意味している。したがって、通常モデルにおける、「近年のコーホートほど先行するコーホートに比べて、結婚のハザード確率が低い」との傾向は、脱落によるバイアスによって過大に評価される恐れがある。

通常モデルにおいて統計的有意性がみられなかった学歴による結婚ハザード確率の差異は、SURFモデルではより明確に表れている。SURFモデルでは、短大・高専卒以上の学歴において、高校卒以下よりも結婚のハザード確率が低い。第4列の結果をみると、学歴の高い女性は高卒以下の女性に比べて脱落のハザード確率も低い傾向がある。このことは基準カテゴリーである「高校卒以下」の女性において、結婚と脱落がともに生起しやすい傾向にあることを意味する。通常モデルでは、脱落（右センシング）によって高校卒以下の女性において結婚が促されている効果が打ち消されてしまい、結婚のハザード確率における学歴間の差異が過小に推定されていたものと思われる。

職業については、SURFモデルにおける非正規雇用ならびに無職の係数が、通常モデルと比べて大きく減少している。無職女性が結婚しやすいという傾向が通常モデルでは過大に推定されていた

ことが明らかである。同様に、都市規模ならびに結婚意欲についても、その影響はSURFモデルにおいて、通常モデルよりも弱めに推定されている。

また、統計的に有意ではないが、SURFモデルでは親との別居が結婚を促す要因へと転じている。第4列をみると、脱落のハザード確率が親と別居している女性において高い傾向がみられる。したがって、結婚と脱落の決定要因が相互に打ち消しあった結果、通常モデルでは親との別居による影響が過小に推定されているものと思われる。

最後に、通常モデルにおいて、結婚に対して正の効果をもっていた年収の影響は、SURFモデルではその統計的有意性を失っている。したがって、この分析におけるモデルでは、女性の経済的自立と結婚との間には有意な関係がみられないという結論を得る。むしろ、無職や学歴の低い女性ほど結婚のハザード確率が高い傾向がみられることから、女性の稼得能力は結婚と負の相関をもつことが示唆される。

7. まとめ

本稿ではJPSCの第1回から第16回までの個票データを用いて、脱落の取り扱いが、イベントヒストリー分析におけるパラメーター推定に与える影響について検証した。分析では、離散時間ロジットモデル (Allison 1982) ならびにその拡張であるSURFモデル (Hill et al. 1993) を用いて、初婚ハザード確率の要因分析を行い、両者のパラメーター推定値を比較した。

分析の結果、脱落を右センサリングとして取り扱う離散時間ロジットモデルでは、係数の推定において重大なバイアスが生じており、分析の妥当性が著しく損なわれる恐れがあることが明らかとなった。その理由としては、同調査における結婚と脱落が独立には生起しない競合イベントであることが挙げられる。結婚と脱落は相互に競合するイベントである。なぜならば、脱落が生起することで結婚の生起リスクは消失し、結婚が生起することで結婚のリスク期間における脱落のリスクが消失するためである。しかし、この2つのイベン

トは独立ではない。なぜならば、結婚と脱落には共通の非観察要因が存在するためである。言い換えるならば、結婚と脱落の同時モデルにおける両者の誤差項には、かなり高い相関 ($r=0.946$) が認められる。

結婚と脱落が独立ではないことは、2つのイベントの生起過程が類似していることを意味する。JPSCを用いた脱落の分析では、結婚自体が脱落の主要な要因となっていることが示されている (坂本 2006)。この場合、脱落と結婚の発生パターンや決定要因は、多くの点で共通した要素をもつこととなる。

SURFモデルを用いた競合リスク・ハザード分析では、結婚と脱落の非観察要因の相関を統制した上で、パラメーター推定を行うことが可能である。また、通常のロジットモデルによる推定が可能であることから、汎用的な統計パッケージを用いて分析を行うことができる。パネル調査における脱落が不可避である以上、脱落を競合リスクとするSURFモデルは、バイアスの少ないパラメーターを得る方法として簡便かつ有用であり、パネルデータを用いたイベントヒストリー分析では検討されるべき分析手法であるといえる。

注

- 1) この分析手法は、山口 (2002) において「離散時間モデルにおけるネステッド・ロジットモデル (nested logit model)」として紹介されている。ただし、この呼称はやや冗長である上に、離散時間モデルではない通常のネステッド・ロジットモデルと混同する恐れがあるため、ここではHillほか (1993) で用いられているSURFモデルと呼ぶこととする。
- 2) ロジットとはオッズを自然対数化した値をいう。オッズとは、イベントが生起しない確率 ($1-P$) に対するイベント生起確率 (P) の比を指し、 $P/(1-P)$ として表される。
- 3) ただし、共変量 X_k と時間変数 a_t の交互作用項をモデルに組み入れることで、係数 b_k がリスク期間を通じて変化することを許容するモデルを構築することが可能である。
- 4) Allison (1982) は、ロジットモデルの代わりに complementary log-log モデルを使用して同様の分析が可能であることを示している。complementary log-log モデルを使用した離散時間ハザードモデルによって算出される係数 b は、連続時間を仮定する等比ハザードモデルから算出された係数 b の近似値となる。そのため、離散時間ロジットモデルの $\exp(b)$ はハザード確

率のオッズ比を表すが、離散時間complementary log-logモデルの $\exp(b)$ は、連続時間を仮定する等比ハザードモデルと同様にハザード比として直接的に解釈できるという利点がある (Allison 1982)。近年の統計パッケージには、complementary log-logモデルをサポートするものも多いため、併せてその使用を検討すべきである。

- 5) SURFモデルのより詳細な数式展開については、Hillほか (1993) や山口 (2002) を参照のこと。
- 6) しかし、実際の分析においては、 ρ の推定値が $0 < \rho < 1$ の範囲を超えることは頻繁に起こりうる。 ρ の推定値が統計的に有意に1より大きいか、0より小さい場合には2段階推定の妥当性に問題があると考えられ、その結果は信頼できない (山口 2002)。
- 7) SURFモデルにおいて ρ を安定的に推定するには、競合するイベントのどちらか一方にのみ作用するような説明変数があるのが望ましい (Hill 1994)。例えば、本分析においては各調査回における無回答の割合などがその候補として挙げられよう。おそらく調査における無回答の割合は、翌年の脱落の強い予測要因となるであろうが、結婚に対して与える影響は限定的であると思われるためである。しかし、JPSCにおいては各調査における無回答割合を算出するのは容易ではないため、ここでは簡便法として結婚意欲を説明変数に含める。脱落の一部が結婚であるとするならば、結婚意欲は結婚にも脱落にも正の影響を与えるであろうが、結婚に対してより強い影響を与えるものと思われるためである。

文献

- 坂本和靖, 2006, 「サンプル脱落に関する分析——「消費生活に関するパネル調査」を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』 551: 55-70.
- 福田節也, 2007, 「ジェンダーシステムと女性の結婚選択 (2) ——日本における「女性の経済的自立仮説」の検証」『季刊 家計経済研究』 76: 54-62.
- 山口一男, 2002, 「イベントヒストリー分析 (14)」『統計』 53 (10) : 66-71.
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングルの時代』 筑摩書

房.

- Allison, Paul D., 1982, "Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories," *Sociological Methodology*, 13: 61-98.
- Hill, D. H., 1994, "Adjusting for Attrition in Event-History Analysis," *Proceedings of the Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, 417-421.
- Hill, D. H., W. G. Axinn and A. Thornton, 1993, "Competing Hazards with Shared Unmeasured Risk Factors," *Sociological Methodology*, 23: 245-277.
- McFadden, D., 1981, "Econometric Models of Probabilistic Choice," C. F. Manski and D. McFadden eds., *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Cambridge: MIT Press, 198-272.
- Ono, H., 2003, "Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender," *Journal of Marriage and Family*, 65: 275-286.
- Raymo, J. M. and H. Ono, 2007, "Coresidence with Parents, Women's Economic Resources, and the Transition to Marriage," *Journal of Family Issues*, 28: 653-681.

ふくだ・せつや マックスプランク人口研究所 研究員・財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に "Leaving the Parental Home in Post-war Japan: Demographic Changes, Stem-family Norms and the Transition to Adulthood" (*Demographic Research*, 20 (30), 2009)。人口学・家族社会学専攻。