

移  $B_1 \rightarrow B_0$  のオッズに対しては  $-2(b_{21} + b_{23})$ 、推移  $A_0 \rightarrow A_1$  のオッズに対する  $B$  の影響は  $2(b_{12} - b_{13})$ 、推移  $A_1 \rightarrow A_0$  のオッズに対しては  $-2(b_{12} + b_{13})$ 、等である。

Yamaguchi のモデルの多項ロジットモデルは、通常用いられる多項ロジットモデルとはやや異なった形でパラメータが設定されている。Hao (1997) は、通常の多項ロジットモデルの推定結果を用い、Yamaguchi のモデルの推定を線形変換により導く方法について論じている。本研究では、この Hao (1997) で論じられていると同様の方法を用いたパラメータ推定を実行し、Yamaguchi のモデルを高齢者の健康度自己評価と就労との関係に適用することを試みる。

### 3. ロジスティック回帰モデルによる健康状態変化の分析

まず最初に、ロジスティック回帰モデルによる健康状態変化の分析結果について述べる。全体のデータセットを前年の健康状態により 2 分し、前年が「よい」であるセットの中で当年で「わるい」と変化したレコード、あるいは、前年が「わるい」であるセットの中で当年で「よい」と変化したレコードを 1、それ以外を 0 とした二値変数を考え、これを被説明変数としたロジスティック回帰モデルによる分析を行った。説明変数の対象として含めたものは以下の変数である。

- 年齢 (当年) (10 変数) : 52, ..., 61 歳 (レファレンスカテゴリー : 51 歳)
- 性別 (1 変数) : 女性 = 1 (レファレンスカテゴリー : 男性)
- 配偶者の有無 (1 変数) : あり = 1
- 介護 (3 変数) : 前年あり・当年なし, 前年なし・当年あり, 前年あり・当年あり (レファレンスカテゴリー : 前年なし・当年なし)
- 診断の有無 (6 変数) : 糖尿病, 心臓病, 脳卒中, 高血圧, 高脂血症, 悪性新生物 (それぞれ、あり = 1)
- 治療の費用の有無 (1 変数) : 病気やけがの治療の費用の有無, 健康維持費用の有無 (それぞれ、あり = 1)
- 飲酒 (1 変数) : あり = 1
- 喫煙 (1 変数) : あり = 1
- 運動の状況 (3 変数) : 息がはずまない軽い運動, 軽く息がはずむ運動, 激しく息がはずむ運動
- 健診受診の状況 (1 変数) : 受診した = 1
- 健康維持のために心がけていること (12 変数) : お酒, たばこ, 運動, 人間ドック, 食事量, 栄養バランス, ビタミン剤等, 適正体重, 歯磨き, 休養, ストレス, その他
- 就労の状況 (3 変数) : 前年あり・当年なし, 前年なし・当年あり, 前年あり・当年あり (レファレンスカテゴリー : 前年なし・当年なし)

- 学歴 (6 変数)：高校, 専門学校, 短大・高専, 大学, 大学院, その他 (レファレンスカテゴリ：中学)
- 過去 1 か月間に感じたこと (2 変数)：第 1 主成分、第 2 主成分
- 第 2～3 回調査を示すダミー変数 (1 変数)：第 2～3 回調査 = 1 (レファレンスカテゴリ：第 1～2 回調査)

説明変数は、前年と当年の変化を見る介護、就労以外については、全て前年の状況を取った。なお、今回の分析に当たっては、これらの全ての変数に不詳項目がないレコードに限定した (第 1～3 回調査に全ての回答がある 29787 レコードのうち、19630 レコードが対象)。

モデル選択については、まず、これら全ての変数を投入したモデルを出発点とし、説明変数のうちで最も  $p$ -value が大きい変数を取り除いて再度モデルフィッティングをするという操作を行う。そして、新たなモデルの AIC が元のモデルより小さくなる場合にはさらにこの操作を繰り返し、最終的に最も小さい AIC を持つモデルを選択した。

### 3.1 健康を悪化させる要因

第 1 回健康状態が「よい」であったグループについての結果を示す表 1 を見ると、 $p$ -value が 0.1% 以下の変数 (\*\*\*) のうち、係数がプラスであり、健康状態が悪化するオッズを増大させることに関連性が高いと考えられる説明変数は、

- 介護 (前年あり・当年なし)
- 診断の有無 (糖尿病)
- 診断の有無 (心臓病)
- 診断の有無 (高血圧)
- 病気やけがの治療の費用あり
- 喫煙あり

となっている。

介護の結果は、前年に介護をしていなかった者で当年に介護をしている者は、前年、当年の両方で介護をしていない者に比較して、健康が悪化に転じる傾向が強いと考えられることを示すものであり、この年代に特有ともいえる介護に関する負担の発生が、本人の健康状態の悪化と関連している可能性を示唆している。

また、診断の有無に関し、前年に診断がある者の方が健康状態が悪化するオッズが増大することは自然であると考えられるが、その係数の絶対値は病状によっても異なり、特に糖尿病で大きい値となっている。さらに、喫煙が健康悪化に及ぼす影響についても、この結果から示唆される。

表1 ロジスティック回帰分析結果 (第1回健康状態:よい)

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )	
(Intercept)	-1.9071	0.0894	-21.33	0.0000	***
年齢 (52 歳)	-0.1196	0.0730	-1.64	0.1014	
年齢 (59 歳)	-0.0955	0.0648	-1.47	0.1405	
性別 (女性)	-0.0806	0.0526	-1.53	0.1259	
介護 (前年あり・当年なし)	-0.2344	0.1229	-1.91	0.0564	.
介護 (前年なし・当年あり)	0.3529	0.0829	4.26	0.0000	***
診断の有無 (糖尿病)	0.8072	0.0726	11.12	0.0000	***
診断の有無 (心臓病)	0.5456	0.1232	4.43	0.0000	***
診断の有無 (脳卒中)	0.4477	0.1779	2.52	0.0119	*
診断の有無 (高血圧)	0.3111	0.0515	6.04	0.0000	***
診断の有無 (高脂血症)	0.1927	0.0630	3.06	0.0022	**
病気やけがの治療の費用あり	0.3761	0.0464	8.11	0.0000	***
飲酒あり	-0.0820	0.0450	-1.82	0.0685	.
喫煙あり	0.2274	0.0476	4.78	0.0000	***
息がはずまない軽い運動	-0.1138	0.0439	-2.59	0.0095	**
軽く息がはずむ運動	-0.1613	0.0464	-3.47	0.0005	***
激しく息がはずむ運動	-0.2556	0.0872	-2.93	0.0034	**
健診を受診した	-0.0809	0.0474	-1.71	0.0875	.
健康維持 (人間ドック)	-0.0937	0.0565	-1.66	0.0971	.
健康維持 (栄養バランス)	-0.2062	0.0446	-4.62	0.0000	***
健康維持 (ビタミン剤等)	0.1458	0.0482	3.02	0.0025	**
健康維持 (適正体重)	-0.1442	0.0433	-3.33	0.0009	***
健康維持 (歯磨き)	-0.0972	0.0449	-2.17	0.0302	*
就労 (前年あり・当年なし)	0.2164	0.0985	2.20	0.0279	*
就労 (前年なし・当年あり)	-0.2176	0.1337	-1.63	0.1037	
就労 (前年あり・当年あり)	-0.2283	0.0600	-3.81	0.0001	***
学歴 (高校)	-0.1597	0.0484	-3.30	0.0010	***
学歴 (短大・高専)	-0.1982	0.0832	-2.38	0.0172	*
学歴 (大学)	-0.3489	0.0664	-5.26	0.0000	***
学歴 (大学院)	-0.8769	0.2701	-3.25	0.0012	**
感じたこと (第1主成分)	-0.3592	0.0289	-12.43	0.0000	***
感じたこと (第2主成分)	-0.3526	0.0377	-9.35	0.0000	***

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

一方、 $p$ -value が 0.1% 以下の変数 (\*\*\*) のうち、係数がマイナスであり、健康状態が悪化するオッズを減少させることに関連性が高いと考えられる説明変数は、

- 軽く息がはずむ運動
- 健康維持 (栄養バランス)
- 健康維持 (適正体重)
- 就労 (前年あり・当年あり)
- 学歴 (高校)
- 学歴 (大学)

- 感じたこと (第1主成分)
- 感じたこと (第2主成分)

となっている。

運動について、「軽く息がはずむ運動」をしている者は、していない者に対して健康状態が悪化するオッズが減少しており、このような運動の実行が健康悪化の予防に貢献する可能性を示唆している。

就労については、働き続けている者は全く働いていない者に比べて健康状態が悪化するオッズが減少しているが、さらに、 $p$ -value は大きいものの「就労(前年あり・当年なし)」において係数がプラスとなっていることを鑑みれば、就労継続者に対して就労をやめた者の健康状態悪化のオッズの増加は相当大きいものとなっていることがわかる。

学歴に関しては同じく  $p$ -value は大きいものの、この他の選択された変数についても、レファレンスカテゴリである中学より健康状態が悪化するオッズは低いものとなっており、また、高学歴ほどその減少幅は大きいものとなっている。

過去1か月間に感じたことについては、第1,2主成分のいずれについても、感じた頻度が少ない方が健康状態が悪化するオッズが減少するという結果となっている。

### 3.2 健康を好転させる要因

次に、第1回健康状態が「わるい」であったグループについての結果を示す表2を見ると、 $p$ -value が0.1% 以下の変数 (\*\*\*) のうち、係数がプラスであり、健康状態が好転するオッズを増大させることに関連性が高いと考えられる説明変数は、

- 性別 (女性)
- 配偶者あり
- 健康維持(人間ドック)
- 就労(前年なし・当年あり)
- 就労(前年あり・当年あり)
- 感じたこと (第2主成分)

となっている。

「性別(女性)」、「配偶者があり」が健康状態が好転するオッズを増大させるとの健康状態変化に関連性が高い一方で、学歴に関しては健康状態が「悪い」グループでは健康状態変化への関連性の高い変数として選択されなかった点は、健康状態が「よい」であったグループの健康状態変化とは異なる特徴といえる。

健康維持の心がけについては、人間ドックが健康状態が好転するオッズを増大させることが示唆されている。

表2 ロジスティック回帰分析結果 (第1回健康状態：わるい)

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )	
(Intercept)	-0.9529	0.1098	-8.68	0.0000	***
年齢 (52 歳)	-0.2883	0.0976	-2.95	0.0031	**
年齢 (53 歳)	-0.1523	0.0948	-1.61	0.1079	
年齢 (57 歳)	-0.1707	0.0849	-2.01	0.0442	*
年齢 (58 歳)	-0.1689	0.0817	-2.07	0.0387	*
性別 (女性)	0.2367	0.0616	3.84	0.0001	***
配偶者あり	0.3129	0.0743	4.21	0.0000	***
介護 (H17 あり&H18 なし)	0.2720	0.1255	2.17	0.0302	*
介護 (H17 あり&H18 あり)	-0.2368	0.1049	-2.26	0.0240	*
診断の有無 (糖尿病)	-0.6048	0.0717	-8.44	0.0000	***
診断の有無 (心臓病)	-0.5321	0.1003	-5.31	0.0000	***
診断の有無 (高血圧)	-0.2092	0.0578	-3.62	0.0003	***
病気やけがの治療の費用あり	-0.3090	0.0542	-5.70	0.0000	***
飲酒あり	0.1369	0.0578	2.37	0.0179	*
軽く息がはずむ運動	0.1839	0.0605	3.04	0.0024	**
激しく息がはずむ運動	0.3142	0.1240	2.53	0.0113	*
健康維持 (人間ドック)	0.2916	0.0756	3.86	0.0001	***
健康維持 (栄養バランス)	-0.1437	0.0622	-2.31	0.0209	*
健康維持 (歯磨き)	0.1474	0.0576	2.56	0.0104	*
健康維持 (ストレス)	0.1173	0.0543	2.16	0.0309	*
健康維持 (その他)	-0.2949	0.1897	-1.55	0.1201	
就労 (前年あり・当年なし)	0.3827	0.1325	2.89	0.0039	**
就労 (前年なし・当年あり)	0.7093	0.1508	4.70	0.0000	***
就労 (前年あり・当年あり)	0.6384	0.0695	9.18	0.0000	***
感じたこと (第1主成分)	0.0841	0.0408	2.06	0.0394	*
感じたこと (第2主成分)	0.2519	0.0423	5.95	0.0000	***

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

就労に関しては、両項目とも当年に就労している場合に、前年・当年とも就労していない場合に比べて健康状態が好転するオッズが大きいものとなっている。

一方、*p*-value が 0.1% 以下の変数 (\*\*\*) のうち、係数がマイナスであり、健康状態が好転するオッズを減少させることに関連性が高いと考えられる説明変数は、

- 診断の有無 (糖尿病)
- 診断の有無 (心臓病)
- 診断の有無 (高血圧)
- 病気やけがの治療の費用あり

これらの診断があることや治療の費用が前年においてあるということが、健康状態が好転するオッズを減少させることに関連性が高いというのは自然な結果であると考えられる。

#### 4. 離散時間 2 方向ハザードモデルによる健康状態変化の分析

次に、離散時間 2 方向ハザードモデルによる、健康状態変化と就労状況との関連分析を試みる。ここでは、まず最初に、健康状態と就労以外の説明変数がないモデルを考え、その後他の説明変数を投入したモデルを考察することとする。

2 状態過程  $(A_t), (B_t)$  を、 $(A_t)$  は時刻  $t$  において健康状態がよいとき 1 を、わるいとき -1 をとるものとし、 $(B_t)$  は就労ありのとき 1、なしのとき -1 をとるものとする。ここで、Section 2. で述べた多項ロジットモデルを考える。ただし、まず最初は  $(A_t), (B_t)$  以外の説明変数は考えないものとすることから、式 (1)、(2)、(3) における  $\phi^{A_t}, \phi^{B_t}, \phi^{AB_t}$  は、

$$\phi^{A_t} = b_{10} + b_{11}A_{t-1} + b_{12}B_{t-1} + b_{13}A_{t-1}B_{t-1}$$

$$\phi^{B_t} = b_{20} + b_{21}A_{t-1} + b_{22}B_{t-1} + b_{23}A_{t-1}B_{t-1}$$

$$\phi^{AB_t} = b_{30} + b_{31}A_{t-1} + b_{32}B_{t-1} + b_{33}A_{t-1}B_{t-1}$$

となる。

パラメータ推定結果は表 3 の通りである。ここで、第 1~5 列目の Estimates:A 等で示されているのが  $\phi^{A_t}$  に関する推定結果、第 6~10 列目の Estimates:B 等で示されているのが  $\phi^{B_t}$  に関する推定結果、そして、第 11~15 列目の Estimates:AB 等で示されているのが  $\phi^{AB_t}$  に関する推定結果である。

推定された回帰係数  $b_{ij}$  を見ると、 $b_{10}, b_{11}, b_{20}, b_{22}, b_{30}, b_{33}$  が p-value が 0.1% 以下で有意、 $b_{13}$  が 5% 以下で有意となっている。ここで、定数項以外の、 $b_{11}, b_{22}$  は、 $A_t, B_t$  のそれぞれについて変動がないことを表すものであり、これらが有意であることは当然である。一方、 $b_{13}, b_{33}$  は、健康状態と就労状況の変化に関する関係を表している。そこで、この両者の係数の解釈を考えることとする。

表3 離散時間2方向ハザードモデル分析結果

	Estimate:A	Std.Error:A	t-ratio:A	Pr(> z ):A	Sig:A	Estimate:B	Std.Error:B	t-ratio:B	Pr(> z ):B	Sig:B	Estimate:AB	Std.Error:AB	t-ratio:AB	Pr(> z ):AB	Sig:AB
(Intercept)	0.4214	0.0605	27.86	0.0000	***	0.2274	0.0605	15.04	0.0000	***	0.0873	0.0605	5.77	0.0000	***
$A_{t-1}$	0.6623	0.0605	45.11	0.0000	***	0.0245	0.0605	1.62	0.1049		-0.0102	0.0605	-0.67	0.5021	
$B_{t-1}$	-0.0063	0.0605	-0.42	0.6738		1.1335	0.0605	74.95	0.0000	***	-0.0094	0.0605	-0.62	0.5333	
$A_{t-1}B_{t-1}$	-0.0339	0.0605	-2.24	0.0251	*	-0.0019	0.0605	-0.13	0.9000		0.0515	0.0605	3.41	0.0007	***

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Yamaguchi (1990) が述べている通り、 $(A_t), (B_t)$  以外の説明変数がない場合、このモデルは、Goodman (1973) で論じられている 2 時点、2 変数の 2 値パネルデータの 16 分割表のログリニア分析における飽和モデルと同一のものとなる。16 分割表には 16 個のパラメータがあり、それぞれ、 $(\phi), (A_t), (B_t), (A_{t-1}), (B_{t-1}), (A_t B_t), (A_t A_{t-1}), (A_t B_{t-1}), (B_t A_{t-1}), (B_t B_{t-1}), (A_{t-1} B_{t-1}), (A_t A_{t-1} B_{t-1}), (B_t A_{t-1} B_{t-1}), (A_t B_t A_{t-1}), (A_t B_t B_{t-1}), (A_t B_t A_{t-1} B_{t-1})$  の項に対応している。これら 16 個のパラメータのうち、定数項、 $(A_{t-1}), (B_{t-1}), (A_{t-1} B_{t-1})$  以外の 12 個のパラメータが、Yamaguchi のモデルの 12 個のパラメータ  $b_{ij}$  に以下のように対応している。

$$\begin{aligned} b_{10} &= (A_t); & b_{11} &= (A_t A_{t-1}); & b_{12} &= (A_t B_{t-1}); & b_{13} &= (A_t A_{t-1} B_{t-1}) \\ b_{20} &= (B_t); & b_{21} &= (B_t A_{t-1}); & b_{22} &= (B_t B_{t-1}); & b_{23} &= (B_t A_{t-1} B_{t-1}) \\ b_{30} &= (A_t B_t); & b_{31} &= (A_t B_t A_{t-1}); & b_{32} &= (A_t B_t B_{t-1}); & b_{33} &= (A_t B_t A_{t-1} B_{t-1}) \end{aligned}$$

ここで、 $G_{ijkl} = \log Pr(A_{t-1} = i \& B_{t-1} = j \& A_t = k \& B_t = l)$  とすれば、飽和モデルは  $b_{ij}$  を用いて、

$$\begin{aligned} G_{ijkl} &= A_t(b_{10} + b_{11}A_{t-1} + b_{12}B_{t-1} + b_{13}A_{t-1}B_{t-1}) \\ &\quad + B_t(b_{20} + b_{21}A_{t-1} + b_{22}B_{t-1} + b_{23}A_{t-1}B_{t-1}) \\ &\quad + A_t B_t(b_{30} + b_{31}A_{t-1} + b_{32}B_{t-1} + b_{33}A_{t-1}B_{t-1}) \\ &\quad + (b_{00} + b_{01}A_{t-1} + b_{02}B_{t-1} + b_{03}A_{t-1}B_{t-1}) \end{aligned}$$

と書けることになる。ここで、 $b_{0j} (j = 0, 1, 2, 3)$  は、多項ロジットモデルからは推定されないパラメータである。このとき、時刻  $t$  における健康状態の対数オッズは

$$\begin{aligned} G_{ij,1,l} - G_{ij,-1,l} &= 2(b_{10} + b_{11}A_{t-1} + b_{12}B_{t-1} + b_{13}A_{t-1}B_{t-1}) \\ &\quad + 2B_t(b_{20} + b_{21}A_{t-1} + b_{22}B_{t-1} + b_{23}A_{t-1}B_{t-1}) \end{aligned}$$

となる。したがって、これは時刻  $t$  における就労状況 ( $B_t$ ) 別に、

$$\begin{aligned} B_t = 1 &\rightarrow 2\{(b_{10} + b_{30}) + (b_{11} + b_{31})A_{t-1} + (b_{12} + b_{32})B_{t-1} + (b_{13} + b_{33})A_{t-1}B_{t-1}\} \\ B_t = -1 &\rightarrow 2\{(b_{10} - b_{30}) + (b_{11} - b_{31})A_{t-1} + (b_{12} - b_{32})B_{t-1} + (b_{13} - b_{33})A_{t-1}B_{t-1}\} \end{aligned}$$

と書くことができる。ここで、今、着目している係数  $b_{13} (= -0.339)$ 、 $b_{33} (= 0.515)$  は、両式において  $A_{t-1}B_{t-1}$  の係数として現れている。そこで、これは時刻  $t-1$  における健康状況 (以下、健康 (t-1) 等と記す) 別に、以下のように解釈することができる。

(1) 健康 (t-1) 「よい」

- 「仕事 (t-1) あり → 仕事 (t) あり」の健康 (t) の対数オッズは、「仕事 (t-1) なし → 仕事 (t) あり」に比べ、 $2(b_{13} + b_{33}) = 0.0352$  増加する
- 「仕事 (t-1) あり → 仕事 (t) なし」の健康 (t) の対数オッズは、「仕事 (t-1) なし → 仕事 (t) なし」に比べ、 $2(b_{13} - b_{33}) = -1.708$  増加する



## (2) 健康 (t-1) 「わるい」

- 「仕事 (t-1) あり → 仕事 (t) あり」の健康 (t) の対数オッズは、「仕事 (t-1) なし → 仕事 (t) あり」に比べ、 $-2(b_{13} + b_{33}) = -0.0352$  増加する
- 「仕事 (t-1) あり → 仕事 (t) なし」の健康 (t) の対数オッズは、「仕事 (t-1) なし → 仕事 (t) なし」に比べ、 $-2(b_{13} - b_{33}) = 1.708$  増加する

したがって、前年における健康状態がよい者の場合、就業をやめた者の健康悪化のリスクは、前年・当年を通じて就業をしていない者に比べて高いのに対し、前年における健康状態が悪い者の場合には、前年・当年を通じて就業をしていない者よりも、前年において就業している方が健康改善の可能性が高いということが読み取れる。

このように、離散時間 2 方向ハザードモデルによる健康と就業の同時分析からは、係数の解釈にやや難しい面はあるものの、健康と就業の関係を一つのモデルとして表すことができるという利点があることがわかる。

次に、健康・就業以外の説明変数を加えたモデルを考察しよう。ここでは、先のロジスティック回帰分析との関係を見る観点から、ロジスティック回帰分析において p-value が 0.1% 以下の項目について説明変数としてモデルに投入し、変数の選択は行わないこととした。具体的には、以下の変数を説明変数としている。

- 性別 (1 変数)：女性 = 1 (レファレンスカテゴリ：男性)
- 配偶者の有無 (1 変数)：あり = 1
- 介護 (3 変数)：1:前年あり・当年なし, 2:前年なし・当年あり, 3:前年あり・当年あり (レファレンスカテゴリ：前年なし・当年なし)
- 診断の有無 (3 変数)：糖尿病, 心臓病, 高血圧 (それぞれ、あり = 1)
- 病気やけがの治療の費用の有無 (あり = 1)
- 喫煙 (1 変数)：あり = 1
- 軽く息がはずむ運動
- 健康維持のために心がけていること (3 変数)：人間ドック, 栄養バランス, 適正体重
- 学歴 (2 変数)：高校, 大学
- 過去 1 か月間に感じたこと (2 変数)：第 1 主成分, 第 2 主成分

式 (1)、(2)、(3) における  $\phi^{A_t}, \phi^{B_t}, \phi^{AB_t}$  は、

$$\begin{aligned}\phi^{A_t} &= b_{10} + b_{11}A_{t-1} + b_{12}B_{t-1} + b_{13}A_{t-1}B_{t-1} + c'_{11}X_{t-1} + c'_{12}A_{t-1}X_{t-1} + c'_{13}B_{t-1}X_{t-1} \\ \phi^{B_t} &= b_{20} + b_{21}A_{t-1} + b_{22}B_{t-1} + b_{23}A_{t-1}B_{t-1} + c'_{21}X_{t-1} + c'_{22}A_{t-1}X_{t-1} + c'_{23}B_{t-1}X_{t-1} \\ \phi^{AB_t} &= b_{30} + b_{31}A_{t-1} + b_{32}B_{t-1} + b_{33}A_{t-1}B_{t-1} + c'_{31}X_{t-1} + c'_{32}A_{t-1}X_{t-1} + c'_{33}B_{t-1}X_{t-1}\end{aligned}$$

とした。ここで、 $X_{t-1}$  は上で述べた説明変数であり、これらに、 $A_{t-1}$ 、 $B_{t-1}$  との相互作用を加えて、モデルの推定を行った。

表 4 離散時間 2 方向ハザードモデル分析結果

	Estimate:A	Std.Error:A	t-ratio:A	Pr(> Z ):A	Sig:A	Estimate:B	Std.Error:B	t-ratio:B	Pr(> Z ):B	Sig:B	Estimate:AB	Std.Error:AB	t-ratio:AB	Pr(> Z ):AB	Sig:AB
(Intercept)	0.3037	0.2110	5.76	0.0000	***	0.4891	0.2136	9.16	0.0000	***	0.2297	0.2216	4.15	0.0000	***
A <sub>t-1</sub>	0.6961	0.1576	17.67	0.0000	***	-0.0033	0.2200	-0.06	0.9517		-0.0278	0.1565	-0.0278	0.1565	0.4778
B <sub>t-1</sub>	-0.0482	0.2243	-0.86	0.3899		1.6669	0.1937	21.80	0.0000	***	0.0400	0.1931	0.83	0.4077	
A <sub>t-1</sub> B <sub>t-1</sub>	-0.0268	0.0665	-1.61	0.1065	*	-0.0273	0.0665	-1.64	0.1005		0.0460	0.0667	2.76	0.0058	**
A <sub>t-1</sub> 性別	0.0773	0.1454	2.13	0.0335	*	-0.0465	0.1443	-12.93	0.0000	***	-0.0440	0.1474	-1.22	0.2240	
配偶者の有無	0.1049	0.1604	2.62	0.0089	**	0.0641	0.1631	1.57	0.1161		-0.0797	0.1690	-1.89	0.0592	*
介護1	0.0247	0.2694	0.37	0.7135		0.0241	0.2713	0.36	0.7219		-0.0687	0.2854	-0.96	0.3354	*
介護2	-0.0974	0.2417	-1.61	0.1069	*	-0.0603	0.2491	-0.97	0.3326		-0.1335	0.2490	-2.14	0.0320	*
介護3	-0.0560	0.2258	-1.04	0.2998		-0.0502	0.2315	-0.87	0.3859		-0.0884	0.2425	-1.46	0.1447	
初診済	-0.3660	0.1794	-8.16	0.0000	***	-0.0562	0.1790	-1.26	0.2095		0.0354	0.1855	0.76	0.4458	
心臓病	-0.2451	0.3042	-3.22	0.0013	**	-0.0765	0.3035	-1.01	0.3136		0.3157	0.3157	0.91	0.3650	*
高血圧	-0.0549	0.1411	-1.56	0.1198		0.0532	0.1417	1.50	0.1329		-0.0865	0.1493	-2.32	0.0204	*
治療費用	-0.1739	0.1235	-5.63	0.0000	***	-0.0138	0.1250	-0.44	0.6594		0.0169	0.1294	0.52	0.6015	
喫煙	-0.0250	0.1422	-0.70	0.4819		0.0190	0.1427	0.53	0.5953		-0.0457	0.1464	-1.25	0.2113	
人間ドック	0.1408	0.1281	4.40	0.0000	***	-0.0398	0.1314	-1.21	0.2256		0.1345	0.1345	1.05	0.2917	
栄養バランス	0.1090	0.1775	2.45	0.0141	*	0.0369	0.1809	0.82	0.4144		0.1823	0.1823	1.23	0.2185	
適正体重	0.0620	0.1228	2.02	0.0435	*	-0.0158	0.1256	-0.50	0.6141		-0.0276	0.1290	-0.86	0.3922	
高校	0.0416	0.1227	1.36	0.1753		-0.0534	0.1259	-1.70	0.0897		0.0439	0.1299	1.36	0.1739	
大学	0.0624	0.1210	2.06	0.0392	*	0.0463	0.1237	1.50	0.1339		0.0023	0.1268	0.07	0.9409	
感じたこと 1	0.1231	0.2034	2.42	0.0155	**	0.0371	0.2065	0.72	0.4720		-0.0681	0.2121	-1.28	0.1991	
感じたこと 2	0.1014	0.0860	4.71	0.0000	***	-0.0160	0.0890	-0.72	0.4729		0.0030	0.0893	0.13	0.8931	
A <sub>t-1</sub> 性別	0.1503	0.0957	6.28	0.0000	***	0.0063	0.0966	0.05	0.9562		-0.0370	0.1002	-1.48	0.1402	
A <sub>t-1</sub> 配偶者の有無	-0.0384	0.1041	-1.48	0.1401		-0.0663	0.1374	-1.93	0.0535		0.0319	0.1036	1.23	0.2185	
A <sub>t-1</sub> 介護1	-0.0778	0.1121	-2.78	0.0055	**	0.1078	0.1162	2.59	0.0095		0.0103	0.1113	0.37	0.7100	
A <sub>t-1</sub> 介護2	-0.0076	0.1946	-0.16	0.8766		0.0610	0.2809	0.87	0.3854		0.0401	0.1939	0.83	0.4086	
A <sub>t-1</sub> 介護3	-0.0794	0.1595	-1.99	0.0464	*	-0.0981	0.2500	-1.57	0.1166		-0.0120	0.1588	-0.30	0.7615	
A <sub>t-1</sub> 心臓病	0.0429	0.1231	1.21	0.2266		-0.0237	0.2446	-0.39	0.6979		-0.0227	0.1414	-0.64	0.5209	
A <sub>t-1</sub> 高血圧	-0.0954	0.1230	-3.10	0.0019	**	-0.0438	0.1781	-0.98	0.3256		0.0257	0.1225	0.84	0.4008	
A <sub>t-1</sub> 治療費用	0.0437	0.2127	0.82	0.4113		-0.0894	0.2984	-1.18	0.2360		-0.1064	0.2109	-2.02	0.0436	*
A <sub>t-1</sub> 喫煙	-0.0164	0.0936	-0.70	0.4824		0.0427	0.1423	1.20	0.2304		-0.0365	0.0932	-1.57	0.1169	
A <sub>t-1</sub> 人間ドック	-0.0278	0.0820	-1.36	0.1753		-0.0242	0.1244	-0.62	0.5377		-0.0146	0.0817	-0.72	0.4743	
A <sub>t-1</sub> 配偶者の有無	-0.0704	0.0992	-2.84	0.0045	**	0.0214	0.1394	0.62	0.5377		0.0409	0.0987	1.66	0.0974	
A <sub>t-1</sub> 介護1	-0.0104	0.0851	-0.49	0.6233		0.0090	0.1314	0.27	0.7835		0.0336	0.0847	1.58	0.1130	
A <sub>t-1</sub> 介護2	-0.0632	0.1155	-2.19	0.0287	*	-0.0316	0.1169	-0.76	0.4489		0.0407	0.1150	1.42	0.1565	
A <sub>t-1</sub> 栄養バランス	0.0581	0.0821	2.83	0.0046	**	0.0281	0.1255	0.89	0.3714		0.0163	0.0817	0.80	0.4248	
A <sub>t-1</sub> 適正体重	0.0383	0.0813	1.88	0.0595	*	-0.0519	0.1259	-1.64	0.1010		0.0078	0.0809	0.39	0.6988	
A <sub>t-1</sub> 高校	0.0340	0.0814	1.67	0.0946		-0.0029	0.1242	-0.09	0.9261		-0.0447	0.0811	-2.20	0.0275	*
A <sub>t-1</sub> 大学	0.1119	0.1377	3.25	0.0012	***	0.0868	0.2008	1.73	0.0840		-0.0579	0.1372	-1.69	0.0916	
A <sub>t-1</sub> 感じたこと 1	0.0924	0.0578	6.40	0.0000	***	0.0261	0.0883	1.18	0.2371		-0.0277	0.0575	-1.93	0.0539	
A <sub>t-1</sub> 感じたこと 2	0.0344	0.0648	2.12	0.0337	*	-0.0127	0.0974	-0.52	0.6024		0.0120	0.0645	0.74	0.4570	
B <sub>t-1</sub> 性別	-0.0012	0.1524	-0.03	0.9738		0.1187	0.1302	3.65	0.0003	***	-0.0025	0.1296	-0.08	0.9380	
B <sub>t-1</sub> 配偶者の有無	0.0613	0.1728	1.42	0.1559		-0.0794	0.1490	-2.13	0.0330	*	-0.0252	0.1460	-0.69	0.4896	
B <sub>t-1</sub> 介護1	-0.0135	0.2901	-0.19	0.8522		-0.0896	0.2480	-1.44	0.1485		0.2460	0.1485	2.43	0.0151	*
B <sub>t-1</sub> 介護2	0.0958	0.2492	1.54	0.1241		0.0039	0.2266	0.07	0.9449		0.0157	0.2232	0.28	0.7786	
B <sub>t-1</sub> 介護3	0.0306	0.2428	0.50	0.6142		0.0969	0.2076	1.87	0.0618		-0.0057	0.2066	-0.11	0.9127	
B <sub>t-1</sub> 心臓病	-0.0259	0.1894	-0.55	0.5851		-0.0731	0.1694	-1.73	0.0843		0.0223	0.1667	0.53	0.5927	
B <sub>t-1</sub> 高血圧	-0.0866	0.3216	-1.08	0.2814		0.0134	0.2749	0.20	0.8450		0.0006	0.2716	0.01	0.9926	
B <sub>t-1</sub> 治療費用	0.0616	0.1514	1.63	0.1038		0.0495	0.1310	1.51	0.1309		-0.0666	0.1298	-2.05	0.0400	*
B <sub>t-1</sub> 喫煙	0.0170	0.1310	0.52	0.6048		0.0021	0.1152	0.07	0.9411		0.0036	0.1142	0.13	0.8987	
B <sub>t-1</sub> 人間ドック	0.0324	0.1498	0.87	0.3863		-0.0846	0.1303	-2.60	0.0094	**	-0.0612	0.1291	-1.90	0.0580	
B <sub>t-1</sub> 栄養バランス	0.0093	0.1352	0.27	0.7842		0.0086	0.1187	0.29	0.7708		-0.0446	0.1178	-1.51	0.1303	
B <sub>t-1</sub> 適正体重	-0.0207	0.1847	-0.45	0.6537		-0.0489	0.1654	-1.18	0.2366		0.0196	0.1642	0.48	0.6336	
B <sub>t-1</sub> 高校	-0.0137	0.1301	-0.42	0.6743		-0.0372	0.1131	-1.31	0.1890		0.0135	0.1123	0.48	0.6299	
B <sub>t-1</sub> 大学	-0.0183	0.1299	-0.56	0.5740		0.0689	0.1133	2.43	0.0149	*	-0.0102	0.1125	-0.36	0.7158	
B <sub>t-1</sub> 感じたこと 1	-0.0254	0.1278	-0.79	0.4275		0.0113	0.1120	0.40	0.6865		-0.0140	0.1110	-0.51	0.6130	
B <sub>t-1</sub> 感じたこと 2	-0.0005	0.0978	0.14	0.8856		0.0916	0.1853	1.98	0.0479	*	-0.0128	0.1836	-0.28	0.7808	
	0.0012	0.0894	-0.02	0.9817		0.0260	0.0798	1.30	0.1919		0.0019	0.0791	0.10	0.9217	
		0.1015	0.05	0.9633		0.0273	0.0894	1.22	0.2214		0.0067	0.0885	0.30	0.7636	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

パラメータ推定結果は表4の通りである。ここで、前年の健康と就労状況を説明変数とした部分の回帰係数については、先の飽和モデルで行ったのと同様な解釈ができる。そこで、次に、新たに推定された、これ以外の説明変数、および、これらと  $A_{t-1}$ 、 $B_{t-1}$  との相互作用に関する回帰係数の解釈を考える。

まず、診断の有無を見ると、 $A_{t-1}$ 、 $B_{t-1}$  との相互作用でない部分で、糖尿病が p-value が 0.1% 以下、心臓病が 1% 以下で有意となっている。係数は、-0.3660、-0.2451 と両者ともマイナスであることから、これらは健康を悪化させる方向にプラス、または、改善させる方向にマイナスの寄与をしている。糖尿病については  $A_{t-1}$  との相互作用も 1% 以下で有意であり、係数は-0.0954 と同じくマイナスである。しかしながら、この絶対値は-0.3660 よりも小さいことから、これは、前年の健康状態が「よい」の場合により影響が大きいことを示すことになる。この観察は、ロジスティック回帰分析の結果と整合的である。

配偶者の有無では、より  $A_{t-1}$  との相互作用が強く影響を与えている。この項目について、相互作用のない部分の係数は 0.1049、 $A_{t-1}$  との相互作用の係数は-0.0778 で、これらはともに p-value が 1% 以下で有意となっている。前年の健康状態が「よい」場合、係数の和をとると 0.0271 と小さい値となり、影響も小さいものとなる。一方、前年の健康状態が「わるい」場合、係数の差をとると 0.1827 と大きい値となり、影響も大きいものとなることがわかる。この観察は、ロジスティック回帰分析において、健康状態が「よい」グループのモデルにおいては、配偶者の有無が健康状態を悪化させる影響が見られなかったのに対し、健康状態が「わるい」グループのモデルにおいて、健康状態を好転させる要因となっていたことに対応していると考えられる。

その他の項目についても、概ね同様に回帰係数の解釈が可能であり、その分析は、ロジスティック回帰分析で見たものと同じ傾向を示している。このように、離散時間 2 方向ハザードモデルを用いると、ロジスティック回帰分析では 2 つのモデルが必要であった健康状態の変化について、統合的に一つのモデルで分析を行うことができ、かつ、ロジスティック回帰分析による分析結果と極めて整合的な結果が得られるのである。

## 5. おわりに

本研究においては、生活実態の変化に関する要因の分析手法の検討を行う観点から、健康状態の変化に焦点を当て、健康状態の変化を被説明変数としたロジスティック回帰分析と離散時間 2 方向ハザードモデルの 2 つの方法により健康状態変化のモデリングを試みた。

ロジスティック回帰分析によるモデリングからは、以下のような分析結果が得られた。まず、前年の健康状態が「よい」であったグループについて、健康状態が悪化するオッズを増大させることに関連性が高いと考えられる説明変数は、介護、診断の有無等であっ

た。介護の結果は、前年に介護をしていなかった者で当年に介護をしている者は、前年、当年の両方で介護をしていない者に比較して、健康が悪化に転じる傾向が強いと考えられることを示すものであり、この年代に特有ともいえる介護に関する負担の発生が、本人の健康状態の悪化と関連している可能性を示唆している。また、診断の有無に関し、前年に診断がある者の方が健康状態が悪化するオッズが増大することは自然であると考えられるが、その係数の絶対値は病状によっても異なり、特に糖尿病で大きい値となっている。さらに、喫煙が健康悪化に及ぼす影響についても、この結果から示唆される。一方、健康状態が悪化するオッズを減少させることに関連性が高いと考えられる説明変数は、就労、学歴、過去1か月間感じたこと等であった。就労についての結果からは、就労継続者に対して就労をやめた者の健康状態悪化のオッズの増加は相当大きいものとなっていることが示唆された。また、健康状態が悪化するオッズは高学歴の方が低いことが観察された。

一方、前年の健康状態が「わるい」であったグループについて、健康状態が好転するオッズを増大させることに関連性が高いと考えられる説明変数は、配偶者の有無就労等であった。配偶者ありが健康状態が好転するオッズを増大させることに関連性が高いとの結果は健康状態が「よい」であったグループとは異なる特徴である。就労に関しては当年に就労している場合に、前年・当年とも就労していない場合に比べて健康状態が好転するオッズが大きいものとなっている。一方、健康状態が好転するオッズを減少させることに関連性が高いと考えられる説明変数は、診断の有無等であり、これらが、健康状態が好転するオッズを減少させることに関連性が高いというのは自然な結果であると考えられる。

また、離散時間2方向ハザードモデルによる分析手法の検討からは以下のような結論が得られた。まず、健康状態と就労状況の変化の同時分析を行い、前年における健康状態がよい者の場合、就業をやめた者の健康悪化のリスクは、前年・当年を通じて就業をしていない者に比べて高いのに対し、前年における健康状態が悪い者の場合には、前年・当年を通じて就業をしていない者よりも、前年において就業している方が健康改善の可能性が高いという結論を得た。

また、他の説明変数を投入した分析を行い、ロジスティック回帰分析結果との比較を行った。例えば、配偶者の有無では、より  $A_{t-1}$  との相互作用が強く影響を与えており、前年の健康状態が「よい」場合、影響が小さいものとなる一方、前年の健康状態が「わるい」場合、影響が大きいものとなる。この観察は、ロジスティック回帰分析において、健康状態が「よい」グループのモデルにおいては、配偶者の有無が健康状態を悪化させる影響が見られなかったのに対し、健康状態が「わるい」グループのモデルにおいて、健康状態を好転させる要因となっていたことと整合的であることが観察された。

このように、離散時間2方向ハザードモデルの適用により、健康と就業の関係を一つのモデルとして表すことができるという利点があること、また、ロジスティック回帰分析では前年の健康状態に対応した2つのモデルが必要であったのに対し、統合的に一つのモデルで分析を行うことができ、かつ、ロジスティック回帰分析による分析結果と極めて整合

的な結果が得られるということがわかった。

本研究では、健康状態変化のモデリングにあたり、ロジスティック回帰分析と離散時間2方向ハザードモデルの有効性を検討した。しかしながら、これらのモデルについても、説明変数の選択や、就労以外の変数との同時分析など、さらなる検討点が考えられる。また、これらのモデルの発展や、他の分析手法の検討なども必要であろう。このような観点から、健康状態の変化とその要因に関するモデリング技術のさらなる向上を行うことが今後の検討課題である。

## 参考文献

- Goodman, L. A. (1973) "Causal analysis of data from panel studies and other kinds of surveys", *The American Journal of Sociology*, Vol. 78, No. 5, pp. 1135-1191.
- Hao, L. (1997) "Using a multinomial logit specification to model two interdependent processes with an empirical application", *Sociological Methods & Research*, Vol. 26, No. 1, pp. 80-117.
- Yamaguchi, K. (1990) "Logit and multinomial logit models for discrete-time event-history analysis: a causal analysis of interdependent discrete state processes", *Quality and Quantity*, Vol. 24, No. 3, pp. 323-341.
- 三徳和子, 高橋俊彦, 星旦二 (2006) 「主観的健康感と死亡率の関連に関するレビュー」, 『川崎医療福祉学会誌』, 第16巻, 第1号, pp.1-10.
- 山口一男 (2002) 「イベントヒストリー分析 (最終回)」, 『統計』, 第53巻, 第6号, pp.55-60.
- 杉澤秀博, 杉澤あつ子 (1995) 「健康度自己評価に関する研究の展開-米国での研究を中心に-」, 『日本公衆衛生雑誌』, 第42巻, 第6号, pp.366-378.

岩澤 美帆

三田 房美

### 要約

厚生労働省大臣官房統計情報部が実施している「21世紀出生児縦断調査」は、4万7千ほどの出生児の標本数があることから、従来の標本調査ではとらえることができなかった特殊な環境にある少数の出生児の実態を把握することができる。本研究では「婚外出生児」に着目し、当該調査の活用事例を示した。

欧米を中心とした先進国では、婚姻率の低下にともなって、婚姻関係にない両親の間で生まれる子どもの割合が急増している。こうした婚外出生児は、親の経済事情等によって暮らし向きや行動に問題を抱えるケースが多いが、一方で婚内子と生活ぶりがほとんど変わらないケースが増えている地域もある。婚外出生児の増加は、これまでの家族政策や福祉政策で対応できない問題を引き起こす可能性もあり、日本においては、現時点では数としては少ないものの、増加傾向にはあるため、実態の把握が急がれる。21世紀出生児縦断調査は600ほどの婚外出生児を含んでおり定量的な分析が可能である。そこで、本研究では、この600ケースの婚外出生について、出生児の人口学的特徴、両親の属性、母親の人間関係、父親の育児参加等について記述的な概要を示し、婚外出生以外の出生児と比較することによってその特徴を明らかにした。

日本の婚外出生児は、婚内出生児に比べ、第1子が多いこと、都市部在住が多いこと、低体重児が多いこと、両親に喫煙者が多いこと、経済的な困窮状況が多いこと、母親のネットワークが狭いこと、子どもの遊び相手の範囲が狭いこと、母親とその親との関係が希薄であることなどが明らかになった。0歳時点で父親と同居している割合は、米国に比べても低く、3人に1人以下という割合であった。本調査では別居の父親の状況や子どもとの関係については十分な情報が得られないことが課題ではあるが、収集されている情報からわかる範囲では、父親からの支援は極めて限定的であることが推測される。質的な調査によってこれまでも日本の婚外出生に対する社会的なサポートが不十分であることは指摘されてきたが、量的調査によっても、日本の婚外出生とその家族が孤立しやすい状況にあることが確かめられた。一方で、継続的に父親と同居している婚外出生児や母親の社会経済的地位が高いケースも一定数含まれており、同居している婚外出生児の父親の育児参加は、婚内出生児の父親と変わらないなど、婚外出生児をめぐる環境が多様であることもわかった。適切な支援のあり方を議論するためには、別居している父親との関係や、公的扶助や養育費を含む、母親の所得以外の世帯収入の詳細などについて情報収集する必要があることを指摘した。

## 1. はじめに

婚外出生児は、生物学的父親からの経済的・時間的支援を受けにくい事情、あるいは婚外出生を経験する親の特性によって、平均的に見れば、婚内出生児よりも暮らし向きに問題を抱えることが多いことが指摘されている(McLanahan 1995)。また、婚外出生児は、多くの社会で長らく逸脱的行動と見なされてきたため、現在でも否定的なイメージで語られることが少なくない。しかし、20世紀後半における先進国では、晩婚化、出生率の低下、離婚率の上昇、同棲の普及と連動するように、婚外出生の著しい増加が観察されており、婚外出生の実態に関する調査研究が進むにつれて、婚外出生児をとりまく環境は社会によっても、また社会の内部においても大きく変わってきていることが明らかになってきた(Bumpass and McLanahan 1989, Ventura 2009, Perelli-Harris 2009)。

今や多くの先進諸国で、婚外出生児が母親のみの手によって育てられているというイメージは正しくない。安定的なカップルのもとで養育されている子どもが少なくない事、別居の父親であっても子育てに一定の貢献をしている事実などが明らかになっている。一方で婚外出生児の両親については年齢が若く、社会経済的基盤が弱く、行動に問題を抱えやすいことも事実であり、若年出生の回避策やひとり親家庭に対する社会的な支援が必要な実態も改めて示されてきた(Marshall and Sawhill 2004, McLanahan et al. 2003)。こうした子どもたちを社会的に支援するためには、婚外出生児の実像を、従来のステレオタイプなイメージを排除して正確にとらえる必要がある。

本研究は、日本においてその発生が極めて限られていたことから、定量的な研究がほとんどなされてこなかった婚外出生児の実態を、全国調査のデータから明らかにすることを目的としている。

全出生の2%をしめるに過ぎない日本における婚外出生の発生は諸外国に比べれば例外的のといっているほど少ない。しかしながら、今日の日本の婚外出生に着目する意義は少なくとも2つある。

一つ目は、日本においても婚外出生の増加を予見させる現象がすでに確認されているということから、婚外出生の実態把握が急務になる可能性が指摘できる。婚外出生の増加は、当初、北欧や西欧、アングロ・サクソン諸国など、一部の先進国に限られる現象と考えられてきた。しかしながら近年では、それまで他の欧州と一線を画してきた南欧諸国においても婚外出生が増加している(Billari 2008)。婚外出生が増加した多くの国では、同時に離婚の増加や同棲の増加が観察されているが、こうした変化はすでに日本や韓国といった東アジア諸国でも確認されており(Raymo et al. 2009)、婚外出生の動向も追隨する可能性は十分にあり得る。日本については戸籍制度の存在という特殊事情があるものの、婚前妊娠による出生そのものは1990年代以降、すでに増加傾向を示している(Raymo and Iwasawa 2008)。2005年時点で第1子の4分の1が婚姻外で発生しているということは、婚外出生増加の必要条件である、婚前妊娠の容認が日本でも進んでいることを意味している。実際、米国の婚外出生の増加は、婚前妊娠結婚による出生の低下と入れ替わりに起こっている(Akerlof et al. 1996)。

二つ目の意義としては、日本における婚外出生の実態が欧米先進国とどのように異なるのかを明らかにすることによって、これまで欧米先進国で蓄積されてきた婚外出生増加に関する要因や帰結に関する説明の普遍性が検証できるという点である。対応策についても、欧米先進国で効果的であった方法がそのまま適用できない可能性もある。もし婚外出生をめぐる欧米諸国と日本との違いが、日本特有の文化的要素で説明できるならば、近い文化をもつ他のアジア諸国の動向を予測する上でも重要な知見を与えることになるだろう。

日本における婚外出生児の実態については、通常の全国標本調査では十分な標本数が得られないために定量的な分析は難しく、質的な調査や典型調査などを通じた部分的な実態しかわかっていない。しかしながら、厚生労働省が2001年に生まれた出生児5万人弱を対象とした21世紀出生児縦断調査(厚生労働省大臣官房統計情報部 2008)においては、代表性のある婚外出生児が600ケースほど含まれている。そこで、本研究では、この600ケースの婚外出生について、記述的な概要を示し、婚外出生以外の標本と比較することによって、その特徴を明らかにしたい。とくに、米国における婚外出生児の家族の特徴として指摘されている、貧困に陥りやすく、家族の結びつきが弱いという特徴が、日本においても当てはまるのかについて着目する。

## 2. 先進諸外国における婚外出生

欧米諸国における婚外出生の増加は、1960年代以降に起こった出生率低下や価値観の変化を含む、家族形成パターンの変化を象徴する現象として、多くの研究がなされてきた。Kiernan(2004)による欧州の婚外出生の動向に関する研究によれば、1960年代には多くの国で10%以下だった婚外出生が、2000年前半においては20~30%を超え、北欧やイギリス、フランス、ブルガリアでは40%を超えている。米国においても、1960年には5.3%、1980年には18.4%であった婚外出生割合が2007年には39.7%に達している(Ventura et al. 2000, Ventura 2009)。南欧諸国については、1990年代まで婚外出生が比較的少ないと認識されていたが、2000年以降、スペインやイタリアで上昇傾向が確認されている(Billari 2008)。

こうした変化の背景には、婚外出生に対する意識の変化が大きいと言われる(Pagnini and Rindfuss 1993)。婚外出生に対する抵抗感が薄れた理由として、Bumpass と McLanahan は、一つには離婚の増加によって、結婚の安定性が保障されず、結婚のメリットが相対的に減少したこと、もう一つは、婚前性交渉が広く容認されることによって、婚前妊娠そのものに対する抵抗感が減ったことを挙げている(Bumpass and McLanahan 1989)。

社会的に逸脱的と見なされていた婚外出生児は、法的にも父親が養育義務を負わされず、婚内子よりも不利な状況におかれることが多かった。しかしながら婚外出生が増加するにつれて社会の認識も変化し、父親が認知する割合が増えるとともに、親の婚姻関係に関わらず権利を等しくする考え方が多くの国で浸透し法的な制度にも反映するようになっている(United Nations, Population Division 2003)。



どのような場合に婚外出生に至るのかに関する理論的な説明としては、出産の機会費用に着目するもの、結婚市場に着目するもの、出産が未成年の精神的な充足に結びつく点に着目するものなどがある(Horvath-Rose et al. 2008)。

結婚をしないで子どもを産むことを決断する女性は、そうすることによる機会費用が低いからだと考えられる(Duncan and Hoffman 1990)。そういう意味では充実した社会保障制度は、所得の低い女性でも子どもを持つことを可能にし、婚外出生を促進する効果があるかもしれない。こうした主張を受けて、社会保障制度の充実と婚外出生の増加の関係については様々な検証がなされたが、両者の関係は複雑で、現段階ではっきりと結論づけることは難しい(Vining 1983, Moffitt 1995, Moffitt 1998)。

子の父親と結婚するかどうかの決断は、相手の結婚相手としての適性にも左右される。相手の経済力が十分でなければ、結婚するメリットも少なくなり、結婚しない選択へと導かれるはずである(Lichter 1995; South and Lloyd 1992)。米国において婚外出生が黒人に多い理由としては、有業の独身男性そのものの人口が女性に比べて少ないという、結婚市場における不均衡が指摘されている(Wilson 1987)。

婚外出生は未成年での発生率が比較的高い。その理由としては、未成年者にとって、子どもを持つことが、大人として周囲から認められる状況を作り出すことから、未成年者にとって魅力的な行動に映りやすいという事情も指摘されている(Hogan and Kitagawa 1985)。宗教人口の多い米国では、婚外出生に対する抵抗感が薄れる中で、人工妊娠中絶に対する抵抗感は強く残っている。こうした事情も妊娠した未婚女性が未婚出産を選択する背景となっていると考えられる。

20世紀後半を通じ、多くの先進国で女性の稼得能力が上がり、仕事の子育ての両立支援が進んだ。ひとり親への経済的支援も拡充してきた。こうした変化は、未婚時に妊娠した女性が、人工妊娠中絶せず、出産を決断することにプラスに作用するであろう。一方、女性の社会進出が進む以前の経済成長期に比べ、稼得能力のある男性は相対的に少なくなっている。こうした事情は、多くの女性が未婚のまま子どもを産む状況を説明する。実際米国のデータに基づく実証研究の結果からは、学歴と婚外出生の間にはマイナスの関係があり、所得に関しては、男性はマイナス、女性はプラスの関係などが示されている(South and Lloyd 1992)。

このように婚外出生増加の背景にはいくつかの側面があると考えられるが、多くの国で婚外出生割合は増加し続けており、またそうした婚外出生児の多くが貧困世帯に属するなど、問題を抱えやすいことが指摘されている。とりわけそうした問題が顕著な米国においては、婚外出生を減らすことを目的とした政策の必要性が語られることも少なくない。その中には男女に結婚を奨める対策や離婚をしにくくするような法改正、結婚するインセンティブを下げるという理由で手厚い福祉政策の見直しなどが含まれる。実際、ブッシュ政権は2001年にHealthy Marriage Initiativeを立ち上げ、若者に結婚の利点を伝え「健全な結婚」を奨めるために巨費を投じている(Moon and Whitehead 2006, Randles 2009)。しかしなが

ら、そもそもなぜ結婚に至らないのか、なぜ結婚生活が続かないのかといった根本原因を探り、その部分での改善を図らない限り、表面的に結婚を促すだけでは、かえって親子に有害な生活を強いることにもなりかねない。そのためにも婚外出生や離婚家庭の実態のみならず、そこに至る過程や彼らを取りまく環境についても詳しく把握する必要がある。21世紀に入り、先進各国で子どもの生活の実態を把握するための大規模縦断調査が始まっているが(Fuligni 2003)、こうした課題に応えるものとして大いに期待されている。

### 3. 婚外出生児の実態と課題：米国における「脆弱な家族と子どもの生活に関する調査研究」

婚外出生が増加することは社会にどのような変化をもたらすのであろうか。とくに婚外出生児として生まれた子どもへの影響は、家族政策や社会保障政策のあり方にも関わってくる。これについては婚外出生の発生パターンによって大きく異なってくると言えよう。

婚外出生が増加した地域でも、北欧やフランスのように、婚外出生の多くが安定的な非婚カップルの間に生まれ、出生時に未婚であっても子どもが大きくなるにつれて婚姻関係に移行するカップルが多い地域がある(Kiernan 2004)。一方、米国や東ドイツでは、婚外出子がひとり親の元で育てられている割合が比較的に高い(Andersson 2002)。後者の地域では、婚外出生児の多くが、養育に関する経済的、時間的資源の不足から経済的、行動的問題を抱えやすい。

米国では、こうした状況がとくに問題視され、婚外出生児の父親の養育義務の強化を図るべき、あるいは子どもをもつ男女が安定的な婚姻関係を築くことを促進すべき、といった主張が政策に関する議論においてしばしば展開されてきた。しかし、適切な対策を講じるためには、婚外出生やその両親の状況を正確に把握する必要がある。こうした事態に応じて、McLanahanを中心とした米国の研究者グループが、1998年から2000年に人口20万以上の20の大都市で生まれた出生児とその両親を対象にした大規模調査を実施した。この調査は婚外出生児とその両親の実態を明らかにすることが目的とされており、The Fragile Families and Child Wellbeing Study（脆弱な家族と子どもの生活に関する調査研究）と名付けられている。ここで用いられている「脆弱な家族」という言葉には、婚姻関係にない両親とその子どもを「家族」と見なした上で、こうした家族が伝統的な家族に比べ、貧困に陥りやすく、結びつきが弱く、解消しやすいという側面が表現されている。

この調査から示された米国の婚外出生児とその家族の特徴をまとめると(McLanahan et al. 2003)、典型的な母親は20代であり(55%)、44%が黒人で、35%がヒスパニックであること、82%の両親が子の出生時、交際関係にあり、51%が同棲していたこと、74%が5割以上の見込みで将来的に結婚を考えており、81%の父親が経済的支援を行っていたことがわかった。ほとんどの両親が就業経験がある一方で、2割の父親が出生時失業中であった。また両親とも学歴は低い傾向にある。安定的な家族生活を維持するためには困難な状況にある家

族が多い。63%の母親が健康に問題ない一方で、4分の1の母親が妊娠初期に検診を受けておらず、10%が低体重児として生まれている。妊娠中には10%が飲酒をし、6%が薬物を使用、23%が喫煙を経験したと自己回答している。

婚外出生について、しばしば偶発的な男女関係の結果であるとのイメージや、無責任な父親の犠牲者としての母子といったステレオタイプな見方が先行することがある。しかしながら、この調査を通じて、こうしたイメージは正しくなく、多くの両親が子どもの出生時には安定的な関係を目指していること、にもかかわらず、現実には稼得能力に欠ける親が多く経済的な困難を抱えやすい実態が明らかになった。両親の家族形成に対する関心と意欲が高まる子どもの誕生の瞬間というタイミングに、人的資本の強化などを通じて、いかに安定した生活の筋道を与えることができるかが政策的な課題であると述べられている。

#### 欧米諸国における出生児の出生時点での両親の状況

国名	調査期間	%		
		未婚ひとり母親	婚姻関係にある両親	婚姻関係のない両親
スウェーデン	1987-93	5	51	45
ノルウェー	1983-89	7	71	22
フィンランド	1983-89	3	85	13
フランス	1988-94	10	68	23
米国	1989-95	17	72	11
オーストリア	1990-96	10	70	19
西ドイツ	1986-92	6	83	11
フランドル	1985-92	1	94	4
イタリア	1990-95	2	94	4
スペイン	1989-95	2	93	4
東ドイツ	1984-89	18	67	15
ハンガリー	1988-93	3	90	6
チェコ	1992-97	4	89	7
スロヴェニア	1989-95	6	78	16
ラトヴィア	1989-95	11	79	11
リトアニア	1989-95	5	93	2
ポーランド	1986-91	9	89	2

出所：Andersson (2002)

注：欧州出生力・家族調査データを用いた生命表分析に基づく。

#### 4. 日本における婚外出生児研究と課題

では、日本については婚外出生児をとりまく環境はどのような特徴を持っており、どのような課題があるのだろうか。

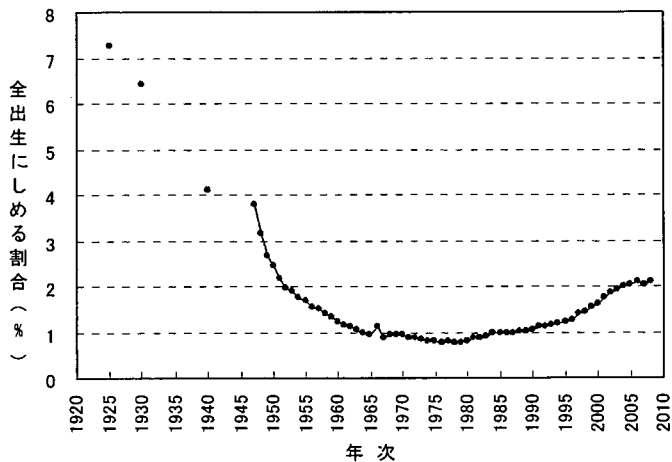
婚外出生の発生動向については、「日本帝国統計年鑑」および「人口動態統計」から基本的な動向を把握することが出来る。それによれば、明治・大正期には、現在よりもかなり高い水準であり、全出生に占める婚外子割合でみると、1886年には3.9%であったものがその後増加し、1910年には9.4%の高さに達している。その後徐々に減少し、1940年代の4%台を経て、戦後はさらに減少した。70年代、80年代は1%前後と歴史的に見ても低い水準で

推移していた。しかしその後 1990 年に入ると、婚外出生割合は再び上昇傾向に転じている。なお、こうした統計は、出生届けに基づいて集計されているが、一部では戸籍上の偽装や養子縁組などが行われており、実数よりも少ない可能性があることが指摘されている(善積 1993)。

年齢別婚外出生率の合計値(合計婚外出生率)および出生順位別の値の年次別推移をみると、1990 年代以降、徐々に上昇しており、2005 年の合計婚外出生率は 0.27、TFR の 2.2% を占める(岩澤 2007)。また、近年の婚外出割合の上昇は、第 1 子の婚外出生の増加が大きく寄与している。さらに、出生順位別の年齢別婚外出生率を、婚外出割合が低かった 1990 年と直近 2005 年とを比較してみると、最近の増加は、10 代、20 代前半と 30 代後半の上昇に起因していることが明らかになっている。

なお、年齢別婚外出生率の合計値を、合計婚外出生率と表現したが、これらの婚外出生を経験した女性が、生涯未婚でいるとは限らないことに注意が必要である。婚外出生後に婚姻するパターンもあれば、離婚後、新たなパートナーと婚姻せずに子どもをもつケースなどが考えられる。とくに近年増えている 10 代女性の婚外出生の場合、パートナーが民法上の婚姻適齢に達していないゆえの婚外出生という可能性も考えられる。

### 婚外出生(嫡出でない子)の出生総数に対する割合



出所: 国立社会保障・人口問題研究所 (2009)および厚生労働省統計情報部『人口動態統計』による。1947～72年は沖縄県を含まない。割合は、出生総数に対するもの。

日本における婚外出生の実態については、制度的な差別の解消を目指す観点から多くの研究が蓄積されている。戸籍上の記載方法が変更になるなど、徐々に婚外出生児に対する法的な差別に改善が見られるものの、未だ多くの未婚の母が困難に直面しており、サポートが限られているといった問題が指摘されている(婚差会 2004)。

また、婚外出生に対する社会的な認識も、日本においては先進諸外国に比べ抵抗感が高いことが世論調査等から明らかになっている。2005年に内閣府によって実施された「少子