

---

## 特 集 II

---

特集：国際比較パネル調査による少子社会の要因と政策的対応に関する総合的研究  
—「世代とジェンダー」に関する国際比較研究（フェーズII）—（その3）

### 離家とパートナーシップ形成タイミングの日米比較

菅 桂 太

日本と米国における個票データを用いて、離家と初婚の関係性に関する国際比較分析を実証的に行う。離家と初婚経験の有無との組み合わせからなる4つの状態間遷移を記述する多相生命表から、男性では日本人の20歳代で未婚のままの離家が米国の白人より多く、離家経験後の未婚滞在期間が長い。一方、女性では未婚滞在期間も離家未経験の滞在期間も米国の白人よりも長い可能性があることがわかった。また、離家の状態へ移ることを外生的であると仮定した初婚タイミングに関する時間依存性相対リスクモデルの推定結果から、初婚前の離家経験は両国の男女いずれの初婚タイミングも早くし、その影響は分析に用いた他のどの共変量のものより大きかった。また、離家経験の初婚タイミングへの影響の大きさは国・男女間で異なっており、男女別にみると日本人の方が米国の白人よりも影響が小さいことや、日本人女性では34歳頃にその影響がみられなくなることが明らかになった。

#### I 課題

離家タイミングとパートナーシップ形成タイミング、ならびにその関係性に関する生存時間分析を通じて、初婚前に離家を経験することは初婚タイミングを早めるのか否か、またその規定要因には日本と米国に違いがあるのか否かを検証する。

2005年国勢調査によると、一般世帯にしめる三世代世帯の割合は8.6%である。結婚し、出産する人口の大部分は離家を経験していることになる。逆に言えば、離家を経験しない人口の多くは、結婚も出産もしていない。また、結婚は出生行動の重要な近接要因であるとされており、晩婚化が少子化の主要な要因であるという理解が広くされている。第5回世帯動態調査（2004年）を分析した鈴木（2007）によると、男子では30歳時までの離家未経験割合、女子では25歳以上での離家未経験割合は上昇傾向にあり、最近でも離家の遅れが続いている。したがって、離家タイミングの変化が近年の著しい晩婚化にどのように影響するかを明らかにすることは、少子化対策に対しての含意も持つことになる。このような観点から、本稿では、若年層の初めての離家と初婚の関係性、ならびに離家経験が初婚タイミングに及ぼす影響について、日本と米国の個票データを用いた国際比較分析を通

じて実証的に検証する<sup>1)</sup>。米国の2005年の三世代世帯割合は3.6%と非常に低い水準にある<sup>2)</sup>。また、米国の初婚年齢中位数は1970年から2007年にかけて男性で19.4%、女性で25.0%上昇しており、わが国における同じ時期の平均初婚年齢の増加率である男性11.9%、女性16.9%を上回るペースの晩婚化が進んでいる<sup>3)</sup>。米国は、離家と初婚の関係性の分析にとって興味深い比較対象であるといえよう。続くⅡ節では分析に用いるデータや分析手法など分析の枠組みを概観し、Ⅲ節で分析結果を示す。Ⅳ節でまとめる。

## Ⅱ 分析枠組み

### 1. データと分析手法

日本については、2004年3月から4月にかけて18歳～69歳の男女日本人を対象に実施された全国調査「結婚と家族に関する国際比較調査」(以下、JGGS04)の追跡調査として、2007年2月から5月にかけて2004年調査の時に49歳以下であった回答者に対して実施された「同(2次調査)」(以下、JGGS07)の個票データを用いる<sup>4)</sup>。

米国については1968年に第1次調査が実施され、以後1997年までの各年と1999年以後隔年に実施・継続されている「所得変動に関するパネル調査(Panel Study of Income Dynamics)」(以下、PSID)のうち、執筆時において利用可能な第34次調査(2005年)までの個票データを用いる。PSIDは1968年時の米国の人口を代表する約5,000家族の確率標本によって開始され、1968年に調査対象となった家族員とその子(以下、サンプルメンバーと称す)を、別世帯で暮らすようになった後も追跡調査している。このように、新しい世帯の形成が調査設計に組み込まれた数少ない調査の一つであり、標本自体の家族形成によって標本の代表性が保たれる調査設計になっているという特徴がある<sup>5)</sup>。

ここでは、両者を比較するため、最新の調査年において25歳以上53歳未満の世代の男女について分析する。すなわち、日本人については1954年～1981年出生コーホートを、米国

---

1) 日本における離家に関する実証研究として、「世帯動態調査」を分析した鈴木(1997, 2003, 2007)の一連の研究がある。また、最近の実証研究として、本稿で用いるのと同じ「結婚と家族に関する国際比較調査」の個票データを分析した田淵(2009)、「全国家族調査」を分析したFukuda(2009)などがある。本稿の国際比較分析において利用した米国の「所得変動に関するパネル調査」を用いた離家に関する代表的な研究としてBuck and Scott(1993)やWhittington and Peters(1996)などがある。本稿の課題に関連する研究として、福田(2006)は、「消費生活に関するパネル調査」を用い、親との同居は結婚のタイミングには必ずしも影響を及ぼさないことを見出している。米国では数多くの研究がなされているが、たとえばAassve, Burgess, Chesher and Propper(2002)は1979年～1992年の「青年者全国縦断調査(National Longitudinal Survey of Youth)」を用い、親との同居・非同居の状態の繰り返し選択と初婚タイミングの決定を同時推定し、本人と親の経済資源のいずれもが、離家と初婚タイミングに強く影響することを見出している。

2) 米国の三世代世帯割合は本稿で分析に用いる「所得変動に関するパネル調査」の筆者集計の結果による。

3) 米国の初婚年齢中位数は1970年には男23.2歳、女20.8歳であったが、2007年は男27.7歳、女26.0歳である。日本の平均初婚年齢は1970年には男26.9歳、女24.2歳であったが、2007年は男30.1歳、女28.3歳である。なお、米国の健康統計センター(NCHS)は1989年に人口動態統計の結婚と離婚調査年鑑の公表を停止した。長期時系列比較が可能な統計データとしてここで取り上げた初婚年齢中位数は初婚発生の平均的な年齢を示す指標として一般的に用いられるものである(Siegel and Swanson, 2004, p.199)。

4) JGGS04については西岡他(2005)を、JGGS07については西岡他(2008)を参照されたい。なお、JGGS04とJGGS07の両者を合わせたパネルデータセットを本稿ではJGGSと称す。

5) PSIDについては各年の調査データに付帯するドキュメンテーションや、Hill(1992)等を参照されたい。

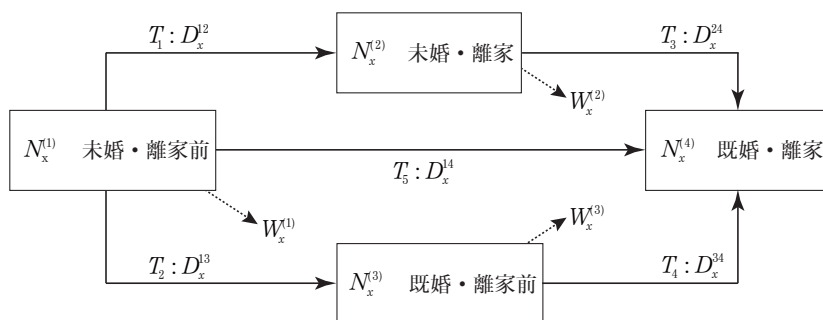
人については1952年～1979年出生コーホートを対象とする。本稿では、離家と初婚のリスク期間は16歳を迎えた月から開始するものとし、16歳未満で離家もしくは初婚を経験した標本は対象から除いた。また、PSIDについては白人のみを対象とした。

主に二つの分析を行う。まず、離家状態と初婚状態の関連性の日米比較のため、多相生命表を作成する。そして、初婚する前に離家の状態に入ることが初婚タイミングにどのような影響を及ぼすのかを、相対リスクモデル (Cox, 1972) を用いて検証する。多相生命表では離家経験の有無と初婚経験の有無の組み合わせからなる4つの状態間の遷移を記述することができるが、本稿での相対リスクモデルでは離家の状態変数が外生的 (external) であると仮定した場合の条件付きハザード関数を推定する。

## 2. 離家と初婚の多相生命表

離家と初婚という2つの状態に関する多相生命表を作成方法は、鈴木 (1997) にしたがった。離家経験の有無と初婚経験の有無の組み合わせによって、4つの状態を区別することができる。この4つの状態(1)～(4)と5つの状態間異動  $T_1 \sim T_5$  の関係を図1に示す。図1で、 $N_x^{(i)}$  は  $x$  歳になった瞬間の状態が  $i$  の標本数であり、 $D_x^{ij}$  は年齢区間  $[x, x+1)$  における状態  $i$  から状態  $j$  への異動数<sup>6)</sup>、 $W_x^{(i)}$  は  $N_x^{(i)}$  のうち  $x+1$  歳にならずにセンサリングによって観察から欠落する標本数を表す。本稿の分析では、死亡による欠落を無視するため、 $W_x^{(i)}$  は最後の調査時の年齢が  $x$  歳以上  $x+1$  歳未満で状態が  $i$  ( $i \neq 4$ ) の標本数である。これらを用いて、年齢区間  $[x, x+1)$  における状態  $i$  から状態  $j$  への遷移確率を式(1)から求める。

図1 離家と初婚に関する状態間の遷移



出典：鈴木 (1997) にしたがって、筆者作成。

6) PSID からは離家月齢が得られるが、JGGS07からは離家したときの満年齢しか得られない。比較のため、本稿では  $a$  歳 ( $a \in [x, x+1): x = \{16, \dots\}$ ) において、すなわち同じ満年齢で離家と初婚が発生した場合には状態1から状態4への異動とみなした。

$$q_x^{ij} = \frac{D_x^{ij}}{N_x^{(i)} - 0.5W_x^{(i)}} \quad \dots (1)$$

年齢  $[x, x+1)$  における遷移確率行列  $P_x$  を(2)式のように定義すると, (3)式によって  $x+1$  歳になった瞬間の状態  $i(i=1, \dots, 4)$  の生存数  $l_{x+1}^{(i)}$ , (4)式によって年齢5歳階級の生存人年  ${}_5L_x^{(i)}$  を求めることができる<sup>7)</sup>.

$$P_x = \begin{bmatrix} 1 - \sum_{j=2}^4 q_x^{(1j)} & q_x^{(12)} & q_x^{(13)} & q_x^{(14)} \\ 0 & 1 - q_x^{(24)} & 0 & q_x^{(24)} \\ 0 & 0 & 1 - q_x^{(34)} & q_x^{(34)} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad \dots (2)$$

$$l_{x+1} = l_x \cdot P_x, \quad l_x = (l_x^{(1)}, l_x^{(2)}, l_x^{(3)}, l_x^{(4)}), \quad l_{16} = (1, 0, 0, 0) \quad \dots (3)$$

$${}_5L_x^{(i)} = \sum_{a=x}^{x+5} l_a^{(i)}, \quad i = 1, \dots, 4 \quad \dots (4)$$

### 3. 初婚の相対リスクモデル

離家の状態が外生的であると仮定し, 図1の  $T_2, T_3, T_5$  に対応する遷移について, 離家の状態等の共変量  $(X(t))$  で条件付けられたハザードを相対リスクモデルで特定して推定する. 相対リスクモデルは, 基底ハザードを  $\lambda_0(t)$  としたとき, 年齢  $t$  歳のハザードを(5)式のように特定する.

$$\lambda(t|X(t) = \{x(u): 0 \leq u < t\}) = \lambda_0(t) \exp[Z(t)^T(\beta + t\gamma)] \quad \dots (5)$$

推定するモデルの共変量  $(Z(t))$  はその変化が基底ハザードと比例的になるように特定する必要があるため, 共変量の線形の組み合わせ  $Z(t)^T\beta$  だけでなく, リスク時間  $t$  の変化にしたがって加速度的にハザードが変化する可能性  $tZ(t)^T\gamma$  を考慮する. ただし, 予備的な分析を行い, 条件付きハザード関数の時間依存性が認められない場合 ( $\gamma_i = 0$ ), 当該変数 ( $Z_i(t)$ ) の時間依存性を考慮したモデルの推定結果はⅢ節では示さない.

推定は国別, 男女別に行うほか, JGGS と PSID をプールしたうえで, JGGS からの標本である場合に1をとるダミー変数を構築し, これとの交差項をモデルに含めることで係数推定値の日米差の統計的な有意性を直接テストすることを試みる. 両国のデータをプールする際には, (6)式のように国別, 男女別に基底ハザードを層化 ( $\lambda_{0j}(t)$ ) することで日米男女間には初婚ハザードの年齢プロファイルに比例性の仮定を置かないモデルを用いる.

$$\lambda_j(t|X(t) = \{x(u): 0 \leq u < t\}) = \lambda_{0j}(t) \exp[Z(t)^T(\beta + t\gamma)] \quad \dots (6)$$

7) 本稿の分析では初婚のリスク期間は16歳を迎えた月から始まるとしたため, 最年少年齢階級の状態  $i(i=1, \dots, 4)$  の生存人年  ${}_5L_{16}^{(i)}$  については,  ${}_5L_{16}^{(i)} = \frac{5}{4} \sum_{a=16}^{19} l_a^{(i)}$  によって求めた.

#### 4. 分析に用いる変数

多相生命表を作成するためには、離家年齢と初婚年齢が必要になる。JGGSでは、JGGS04においてすべての結婚経験者の初婚年月が調査され、続くJGGS07において、2004年3月からJGGS07実施までの間に初婚もしくは再婚した回答者の結婚年月が調査されている。また、JGGS07において、親の世帯を3ヶ月以上離れて暮らしたことがある回答者に、はじめて親の世帯を離れた年齢を調査している。一方、PSIDでは、1985年調査において全年齢の世帯主とその配偶者ならびに14歳から44歳の家族員の結婚に関する全経歴が回顧調査されており、1986年以後の調査においても新世帯主と新たに配偶者として家族員となった回答者に対して同じ回顧調査が実施されている<sup>8)</sup>。PSIDでは離家年齢を直接調査していないが、上述のようにサンプルメンバーが経済的に独立した新しい世帯を形成した場合、追跡調査が実施されている<sup>9)</sup>。そこで、この新しく世帯が形成された年月から離家年齢を構築した。このため、離家の定義がJGGSとPSIDとで異なることに注意が必要である。

多変量解析において共変量として用いたのは、離家の状態、出生コーホート、本人の教育水準、両親の教育水準、本人のきょうだい構成である。

離家の状態は、16歳のリスク開始から離家を経験する前は0、離家した後のリスク期間で1をとる、時間にしたがって変化するダミー変数を構築した<sup>10)</sup>。出生コーホートについては、最新の調査年の満年齢が25～34歳、35～44歳、45～52歳となるように、JGGSについては1954～1961年生まれ、1962～1971年生まれ、1972～1981年生まれの、PSIDについては1952～1959年生まれ、1960～1969年生まれ、1970～1979年生まれの 카테고리変数を構築し、最新の調査年の満年齢が35～44歳の 카테고리を準拠カテゴリとするダミー変数を構築した。

教育水準については、本人、父親、母親ともに、高校中退以下、高校卒業、高校卒業以後の高等教育に進学という3値のカテゴリ変数から、高校卒業を準拠カテゴリとするダミー変数を構築した。ただし、JGGS07データでは両親の教育水準「その他・わからない」が14%ほどをしめるため、これを別のカテゴリとして推定に含めた。

最後に、本人のきょうだい構成については、回答者以外の兄弟がいる場合に1をとるダミー変数と、回答者以外の姉妹がいる場合に1をとるダミー変数を作成した。

---

8) 1968年～2005年のPSIDデータから分析に用いるのは1954年以降生まれ（1968年時16歳未満）のサンプルメンバーのうち1985年以降まで標本から欠落しておらず、結婚歴が利用できる回答者である。なお、PSIDからは結婚によってサンプルに加わった配偶者についても多くの情報が得られるが、結婚以前の本人の教育水準やきょうだい構成、親の属性などについて十分な情報が得られない場合があるため、ここでは分析対象に含めない。

9) PSIDで追跡対象となるのは、経済的に独立した世帯を形成した場合のみであるため、学生寮等の施設に入り、一度も親元に戻らずに新しい世帯を形成した場合等で、親元を離れた年月を精確に把握することができない。そのため、調査対象世帯から初めて転出した先が施設である場合には分析対象から除いた。

10) ただし、同じ満年齢  $x$  歳で離家と初婚が発生した場合には、当該年齢区間  $[x, x+1)$  のうち半分はⅡ-2節図1の離家を経験していない状態1、残りの半分は未婚のまま離家を経験した状態2にあったと仮定して、この年齢区間の離家の状態変数は1/2倍した。

### III 分析結果

#### 1. 離家と初婚の多相生命表

II-2節の方法によって、日本人と米国の白人のそれぞれについて、男女別出生コーホート別に作成した離家と初婚の多相生命表の ${}_5L_{16}$ ,  ${}_5L_{20}$ ,  ${}_5L_{25}$ ,  ${}_5L_{30}$ ,  ${}_5L_{35}$ から、離家経験の有無と初婚経験の有無の組み合わせからなる4つの状態の構成割合(%)を表1に示した。ここでの出生コーホートは、JGGSとPSIDの最新の調査時点(2007年と2005年)の

表1 男女、出生年別離家と初婚に関する多相生命表の年齢別状態別滞在期間の分布(%)

	日本人				米国人(白人)				
	1. 未婚 ・離家前	2. 未婚 ・離家	3. 既婚 ・離家前	4. 既婚 ・離家	1. 未婚 ・離家前	2. 未婚 ・離家	3. 既婚 ・離家前	4. 既婚 ・離家	
A. 出生コーホート計									
男	16~19歳	89.7	10.2	0.1	0.0	95.7	2.6	0.5	1.2
	20~24歳	48.1	47.0	1.4	3.5	50.7	22.2	3.9	23.1
	25~29歳	27.1	39.2	7.0	26.7	18.1	25.5	6.4	50.0
	30~34歳	13.9	19.2	11.7	55.3	9.8	17.1	7.1	65.9
女	16~19歳	92.4	7.2	0.2	0.2	88.3	3.9	1.9	5.9
	20~24歳	55.7	31.5	3.3	9.4	36.0	19.5	5.4	39.2
	25~29歳	22.7	20.7	11.4	45.2	9.8	19.0	7.4	63.8
	30~34歳	9.3	11.6	14.8	64.3	4.8	12.1	8.1	75.0
B. 出生コーホート別									
16~19歳									
男	出生コーホートO	86.9	13.0	0.1	0.0	93.7	2.8	0.9	2.6
	M	91.1	8.9	0.0	0.0	95.7	2.8	0.6	0.8
	Y	91.3	8.4	0.2	0.1	97.1	2.2	0.2	0.4
女	出生コーホートO	91.1	8.6	0.1	0.1	83.9	4.4	2.4	9.3
	M	92.7	6.8	0.3	0.2	87.9	3.7	1.7	6.6
	Y	93.7	5.9	0.2	0.1	92.1	3.7	1.6	2.6
20~24歳									
男	出生コーホートO	41.4	54.5	1.2	2.9	42.6	21.9	3.0	32.5
	M	49.4	45.6	1.1	3.9	52.5	20.3	4.7	22.6
	Y	55.5	38.4	2.3	3.7	55.6	24.5	4.0	15.9
女	出生コーホートO	51.9	32.3	4.6	11.2	24.7	16.3	4.6	54.3
	M	56.8	31.2	2.9	9.1	34.7	20.2	5.1	40.0
	Y	59.1	31.1	2.2	7.6	46.7	21.4	6.4	25.5
25~29歳									
男	出生コーホートO	20.7	43.4	9.2	26.7	14.3	21.9	4.4	59.3
	M	27.2	39.6	6.4	26.8	20.4	23.8	6.9	48.9
	Y	36.3	32.9	4.5	26.3	18.9	30.5	7.7	42.9
女	出生コーホートO	15.9	16.6	15.6	51.9	5.1	14.9	4.9	75.1
	M	22.7	21.2	11.5	44.6	10.0	18.5	6.2	65.3
	Y	32.2	25.3	5.7	36.8	13.6	22.9	11.0	52.4
30~34歳									
男	出生コーホートO	7.9	16.7	14.6	60.8	8.0	13.9	4.9	73.2
	M	13.4	21.1	10.8	54.6	10.0	17.7	7.8	64.5
	Y	27.4	22.2	6.6	43.8	11.8	18.9	8.9	60.3
女	出生コーホートO	5.2	7.2	18.5	69.1	2.6	9.0	5.3	83.1
	M	8.2	11.6	15.0	65.3	5.1	13.2	6.4	75.3
	Y	18.4	19.6	8.3	53.7	6.7	11.7	12.5	69.1

注) 出生コーホート O は米国人の1952~1959年生まれ、日本人の1954~1961年生まれに対応する。また、出生コーホート M は米国人の1960~1969年生、日本人の1962~1971年生、出生コーホート Y は米国人の1970~1979年生、日本人の1972~1981年のそれぞれの出生年からなるグループである。

年齢が45～52歳（出生コーホートO）、35～44歳（出生コーホートM）、25～34歳（出生コーホートY）に対応する。

まず、日本人と米国人を男女別に比較すると（表1-A）、25歳から34歳の各年齢階級で初婚のみを経験した状態3の割合は、米国人より日本人の方が全般的に高い傾向があるものの、概ね同程度の水準にあることがわかる。大きな違いがみられるのは、男性20歳台、女性20歳台前半の離家のみを経験した状態2の割合である。特に、男性の20歳台前半では日本人の47.0%が状態2にあり、米国人の22.2%よりも24.7%ポイント高い。日本人の20歳台後半男性、20歳台前半女性で状態2がしめる割合も、それぞれ39.2%、31.5%であり、米国人の20歳台後半男性の25.5%、20歳台前半女性の19.5%に対して、それぞれ13.7%ポイントと12.1%ポイント高い。

一方、離家と初婚の両者を経験した状態4の割合は、すべての男女年齢階級で米国人より日本人の方が低い。特に、20歳台前半と後半での日本人男性の3.5%と26.7%、女性の9.4%と45.2%に対して、米国人では男性23.1%と50.0%、女性39.2%と63.8%である。20歳台前半と後半の状態4の割合は、男性で19.6%ポイントと23.3%ポイント、女性では29.8%ポイントと18.6%ポイント、日本人の方が低い。これは、日本人の離家が男性の18歳から20歳台、女性の18歳から20歳台前半に集中しているが、20歳台の状態1や状態2からの初婚発生率は米国人より日本人の方が低いことによる。

また、女性の20歳台では、離家も初婚も経験していない状態1の割合が、日本人の55.7%と22.7%に対して、米国人では36.0%と9.8%であり、米国人より日本人の割合の方が19.8%ポイントと13.0%ポイント高い。

したがって、日本人と米国人を比較すると、男性では未婚のまま離家する年齢が若いものにも関わらず、その後初婚を経験する割合は低く、離家経験後の未婚滞在期間が長い。女性では、日本人の方が20歳台前半の未婚で離家を経験している状態2の割合が高いものの、未婚も離家も経験していない状態1の割合が高く、初婚と離家を経験している状態4の割合は著しく低いため、未婚滞在期間も離家未経験の滞在期間も日本人女性の方が米国人女性より長いことがわかる。

次に、出生コーホート別にみると（表1-B）、日本人については、最近のコーホートほど離家と初婚が遅れているという明瞭な傾向がある。たとえば、25～29歳で、出生コーホートO（1954～1961年生まれ）と出生コーホートY（1972～1981年生まれ）を比較すると、前者では男性の20.7%、女性の15.9%が離家も初婚も経験していない状態1にいたが、後者では男性の36.3%、女性の32.2%が状態1にある。さらに、同じ年齢階級の男性では、離家のみを経験した状態2の割合はこれらの出生コーホート間で43.4%から32.9%に減少しており、初婚のみを経験した状態3の割合も9.2%から4.5%へ減少している。このように、離家と初婚の両者が遅れることで、男性では状態4の割合は26.7%から26.3%へと、わずかながら減少している。女性については、離家のみを経験した状態2の割合は16.6%から25.3%へ増加しているが、状態1の割合が増加していることに加え、初婚のみを経験する状態3の割合も15.6%から5.7%へ減少しており、状態4の割合は51.9%から36.8%へ

と15.0%ポイント低下している。このような状態間遷移のコーホート間変化の男女差は、日本人の30～34歳ではみられず、男女ともに最近の出生コーホートほど、離家も初婚も経験していない状態1の割合が大きく増加し、離家のみを経験する状態2の割合は増加、初婚のみを経験する状態3の割合は低下して、離家と初婚を経験した状態4の割合は大きく低下している。

米国人についても、最近のコーホートほど離家も初婚も経験していない状態1の割合が高く、離家も初婚も経験した状態4の割合は低くなる傾向があり、離家と初婚のタイミングは最近のコーホートほど遅くなっていることがわかる。日本人と異なった傾向がみられるのは、男性の20歳台と女性の20歳台前半の離家のみを経験した状態2である。日本人の当該年齢階級では最近のコーホートほど状態2の割合は低くなっていたが、米国人では逆に状態2の割合は最近のコーホートほど高く、日本人の30～34歳で観察されたコーホート間の変化が見られる。たとえば、20歳台前半の女性で、出生コーホートO（1952～1959年生まれ）と出生コーホートY（1970～1979年生まれ）を比較すると、状態1の割合が24.7%から46.7%へ22.0%ポイント増加するとともに、状態2の割合は16.3%から21.4%へ5.1%ポイント増加し、逆に状態4が54.3%から25.5%へと28.9%ポイント低下している。すなわち、これらの男女年齢階級では、当該年齢階級までに離家も初婚も経験しない割合が増加するなかで、離家のタイミングより初婚タイミングの方がより遅くなっているため、状態4へは異動せず状態2にとどまるといった傾向がみられる。

このような、日本人の30～34歳や米国人の20歳台でみられたコーホート間の変化から、最近のコーホートほど離家タイミングが遅れている以上に初婚タイミングが遅くなっている可能性が示唆される。

## 2. 初婚タイミングに関する相対リスクモデル：日本人

JGGS データを用いて、1954年から1981年出生コーホート日本人の初婚タイミングに関する相対リスクモデルの男女別推定結果を表2に示す。分析に用いた変数の記述統計量は本文末の表Aに示した。

表2によると、初婚前に離家の状態に移ることは、男女ともに初婚ハザードを大きくし、統計的に有意に初婚タイミングを早める。出生コーホートについては、男性の1972～1981年出生コーホートについては1962～1971年出生コーホートとの統計的に有意な差は測定されないが、全般的に若い出生コーホートほど初婚タイミングが遅い傾向は確認できる。

本人の教育水準の影響については、教育水準が低いほど初婚タイミングは早く、教育水準が高いほど、リスク時間の経過にしたがって加速度的に初婚ハザードが大きくなるという時間依存性がある。このような時間依存性は、初婚ハザードが学校を卒業したときの年齢によらず、特定の年齢までに一定割合が初婚を経験するようなキャッチアップがあるような場合に生じる。日本人については、そのような時間依存性は男性よりも女性で顕著である。

両親の教育や本人のきょうだい構成については、ここでの特定では、初婚ハザードへの



表2 初婚タイミングに関する時間依存性相対リスク (Cox) モデル推定値：  
1954～1981年生まれの男女日本人 (JGGS, 2004～2007年)

	男		女	
	exp( $\beta$ )	P値	exp( $\beta$ )	P値
離家の状態 (離家=1)	1.771	0.000	2.047	0.000
出生コーホート				
1954～1961年	1.209	0.011	1.236	0.002
(1962～1971年) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
1972～1981年	0.835	0.107	0.669	0.000
本人の教育水準				
高校卒業未満	3.113	0.047	9.812	0.000
(高校卒業) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
高校卒業以後の高等教育	0.318	0.000	0.239	0.000
父親の教育水準				
高校卒業未満	0.885	0.260	1.139	0.137
(高校卒業) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
高校卒業以後の高等教育	1.001	0.992	0.952	0.596
その他 <sup>b)</sup>	0.827	0.337	1.206	0.248
母親の教育水準				
高校卒業未満	1.128	0.251	0.902	0.238
(高校卒業) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
高校卒業以後の高等教育	1.009	0.946	0.984	0.870
その他 <sup>b)</sup>	1.212	0.313	1.055	0.764
本人以外の兄弟あり (=1)	1.002	0.981	0.987	0.834
本人以外の姉妹あり (=1)	0.949	0.500	0.915	0.175
時間 <sup>c)</sup> との交差項				
本人の教育水準				
高校卒業未満	0.908	0.059	0.806	0.000
(高校卒業) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
高校卒業以後の高等教育	1.088	0.000	1.112	0.000
—2×対数尤度	10482.5		15800.4	
ケース数	1,102		1,505	
標本人年	14502.4		16020.6	

a) ( ) は準拠カテゴリーを示す。

b) 親の教育水準「その他」には不詳を含む。

c) 時間とは、16歳からの経過月齢を年齢換算したものである。

統計的に有意な影響は認められなかった。

### 3. 初婚タイミングに関する相対リスクモデル：米国の白人

PSID データを用いて、1952年から1979年出生コーホートの米国の白人の初婚タイミングに関する相対リスクモデルの男女別推定結果を表3に示す。分析に用いた変数の記述統計量は本文末の表Bに示した。

日本人と同様、米国人でも、初婚前に離家の状態に移ることは、男女ともに初婚ハザードを大きくし、初婚タイミングを早くする統計的に有意な影響がある。米国人の離家状態が初婚に及ぼす影響には、リスク時間の経過にしたがって初婚タイミングを早める影響が逡減していくという時間依存性があり、したがって他の条件を一定とすると離家の状態に移った直後が最も初婚ハザードが高い。この影響は男女ともにここで用いた他のどの共変量の影響よりも大きい。

出生コーホートについては、若い出生コーホートほど初婚タイミングは遅いことが概ね

表3 初婚タイミングに関する時間依存性相対リスク (Cox) モデル推定値  
: 1952~1979年生まれの米国の白人男女 (PSID, 1968~2005年)

	男		女	
	exp( $\beta$ )	P値	exp( $\beta$ )	P値
離家の状態 (離家=1)	4.796	0.000	8.772	0.000
出生コホート				
1952~1959年	1.895	0.000	1.393	0.013
(1960~1969年) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
1970~1979年	0.717	0.084	0.526	0.000
本人の教育水準				
高校卒業未満	1.373	0.173	1.920	0.007
(高校卒業) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
高校卒業以後の高等教育	0.400	0.000	0.520	0.000
父親の教育水準				
高校卒業未満	0.955	0.631	1.131	0.152
(高校卒業) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
高校卒業以後の高等教育	0.828	0.043	0.939	0.447
母親の教育水準				
高校卒業未満	1.293	0.014	0.988	0.889
(高校卒業) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
高校卒業以後の高等教育	0.769	0.003	0.842	0.040
本人以外の兄弟あり (=1)	1.013	0.881	1.115	0.177
本人以外の姉妹あり (=1)	0.840	0.032	1.019	0.806
時間 <sup>b)</sup> との交差項				
離家の状態 (離家=1)	0.964	0.021	0.866	0.000
出生コホート				
1952~1959年	0.942	0.001	0.984	0.331
(1960~1969年) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
1970~1979年	1.036	0.117	1.094	0.000
本人の教育水準				
高校卒業未満	0.952	0.103	0.842	0.000
(高校卒業) <sup>a)</sup>	1.000	—	1.000	—
高校卒業以後の高等教育	1.097	0.000	1.066	0.000
-2×対数尤度	11055.7		13559.5	
ケース数	1,389		1,471	
標本人年	13056.7		10968.7	

a) ( ) は準拠カテゴリーを示す。

b) 時間とは、16歳からの経過月齢を年齢換算したものである。

確認できる。また、1960~1969年出生コホートに対する男子の1952~1959年出生コホートでリスク時間の経過にしたがって初婚ハザードへの影響が逡減していくという時間依存性がみられる。逆に、女子の1970~1979年出生コホートでは、リスク時間の経過にしたがって初婚ハザードへの影響は逡増するという時間依存性がみられる。

さらに、男子で高校卒業に対する高校卒業未満である場合を除き、本人の教育水準が高いほど初婚タイミングを遅くする影響がある。また、教育水準が高くなるほどリスク時間の経過にしたがって加速度的に初婚ハザードが大きくなるような時間依存性がある。

その他の影響として、両親の教育水準については、初婚タイミングに及ぼす影響は父親よりも母親の教育水準の方が大きく、特に男性で顕著であった。母親が高校卒業以後の高等教育を受けている場合、高校卒業である場合に比べて、男女ともに初婚タイミングを遅くする。また、男性では、母親が高校卒業未満である場合、高校卒業である場合よりも初婚タイミングを早くしていた。一方、父親が高校卒業以後の高等教育を受けている場合、

高校卒業である場合に比べて、初婚タイミングは遅くなるという影響を及ぼすが、これは男性でのみ統計的に有意であった。

#### 4. 初婚タイミングに関する相対リスクモデル係数推計値の日米比較

JGGS データと PSID データをプールして、日本人である場合に 1 をとるダミー変数を構築し、Ⅲ－2 節、Ⅲ－3 節で結果を示した初婚タイミングに関する相対リスクモデルの共変量との交差項によって、モデルの係数推計値に日米間で統計的に有意な差があるかを検証した結果を表 4 に示した。表 4 の B 列は、準拠集団である米国の白人に対する各共変量の日本人の初婚ハザードへの影響を表す。共変量の関数形の設定はⅢ－2 節、Ⅲ－3 節の結果にしたがった。なお、ここでは基底ハザードを日本人と米国人の別、男女の別に層化しているため、女性ダミーや日本人ダミーに対する線形の係数推定量を識別することはできない。

初婚前に離家の状態に移ることの初婚ハザードへの影響をみると、主効果と、主効果の女性ダミーとの交差効果が初婚タイミングを早める影響、日本人との交差効果が初婚タイミングを遅くする影響はいずれも 1%水準で統計的に有意であり、日本人の女性ダミーとの交差効果も 5%水準で統計的に有意であった。これは、離家の状態が初婚ハザードに及ぼす影響は日米・男女で異なっていることを意味する。また、女性の主効果については、初婚タイミングを早める離家状態の影響がリスク時間が経過するにしたがって逡減していくという時間依存性がある。

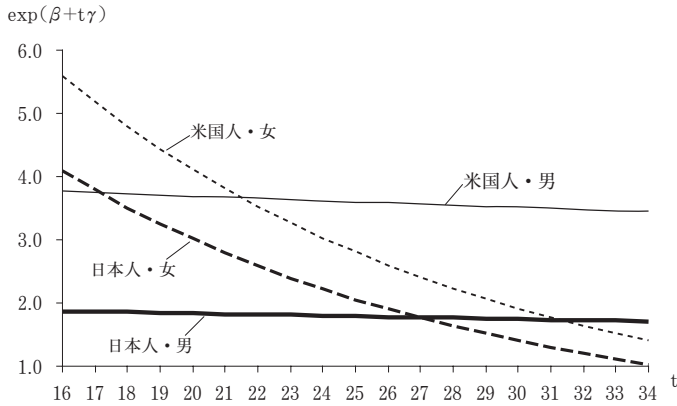
表 4 で推定された年齢別ハザード比を国別男女の別にみたのが図 2 である。図 2－A は、初婚前の離家経験がない場合の初婚ハザードに対する離家経験がある場合の初婚ハザードの比を国別男女の別に各年齢において計算し、年齢による変化を示したものである。図 2－A から、離家の状態が初婚ハザードに及ぼす影響は日本人と米国人とで大きく異なることがわかる。男性では、米国人のハザード比が 3.8～3.4 倍であるのに対し、日本人のものは 1.9～1.7 倍であり、米国人における初婚前に離家の状態に移ることの初婚ハザードへの影響は日本人における影響の 2 倍ほどの大きさがある。また、女性への影響には強い時間依存性があり、日本人女性のハザード比は 16 歳時の 4.1 倍からリスク時間の経過にしたがって低下し、27 歳頃 1.8 倍となり日本人男性と同水準になったあと、34 歳にはほぼ 1.0 倍となる。このように、日本人女性においては、初婚前の離家経験が初婚タイミングを早くする影響は 16 歳から一貫して低下し、34 歳頃までになくなり、この後は初婚前に離家経験があることは初婚タイミングを遅くする影響を及ぼす。米国人女性のハザード比も 16 歳時の 5.6 倍から低下し、31 歳頃 1.8 倍で日本人男性と同水準になり、40 歳より後は離家経験は初婚タイミングを遅くする影響を及ぼす。最近の日本の男性の平均初婚年齢は約 32 歳、日本女性のものは約 29 歳で推移しているが、初婚前に離家状態に移ることの初婚タイミングの影響は、平均的には日本人男性、日本人女性、米国人女性で同程度の水準にあり、米国人男性と比べるとこの影響は小さなものであるといえる。また、男女別に比較すると、離家状態が初婚タイミングを早める影響は男女ともに日本人の方が米国人よりも小さい。

表4 JGGSとPSIDのプールデータによる初婚の時間依存性相対リスク  
(Cox)モデル<sup>a)</sup>の推定結果

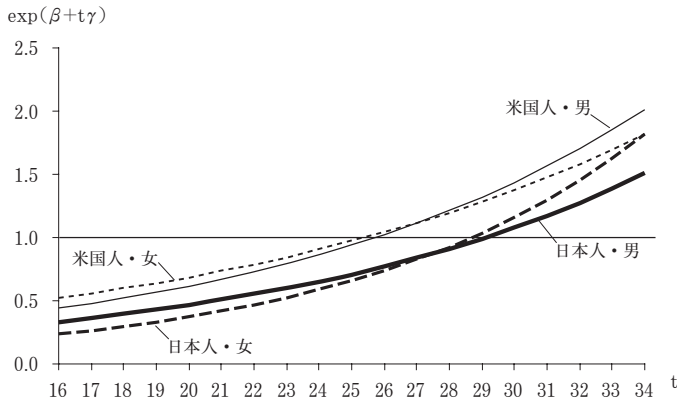
主効果	A. 主効果 <sup>b)</sup>		B. 日本人 <sup>b)</sup>		
	exp( $\beta$ )	P値	exp( $\beta$ )	P値	
離家の状態 (離家=1)	3.773	0.000	0.497	0.000	a) 基底ハザードを日本人・米国の白人、男女の別によって層化した。
出生コホート <sup>c)</sup>					
O	1.288	0.071	1.093	0.476	b) 各共変量に対し、日本人の場合に1をとるダミー変数との交差項の推計値をB列に示した。
(M) <sup>d)</sup>	1.000	—	1.000	—	
Y	0.980	0.902	0.967	0.841	c) 出生コホートOは米国の白人の1952～1959年生、日本人の1954～1961年生に対応する。また、Mは米国の白人の1960～1969年生、日本人の1962～1971年生、Yは米国の白人の1970～1979年生、日本人の1972～1981年のそれぞれの出生年からなるグループである。
本人の教育水準					
高校卒業未満 (高校卒業) <sup>d)</sup>	1.375	0.166	2.265	0.185	d) ( )は準拠カテゴリーを示す。
高校卒業以後の高等教育	1.000	—	1.000	—	
父親の教育水準	0.421	0.000	0.762	0.343	e) 日本人の親の教育水準「その他」には不詳を含む。
高校卒業未満 (高校卒業) <sup>d)</sup>	0.953	0.624	0.927	0.605	
高校卒業以後の高等教育	1.000	—	1.000	—	f) 時間とは、16歳からの経過月齢を年齢換算したものである。
その他 <sup>e)</sup>	0.828	0.042	1.204	0.191	
母親の教育水準	—	—	0.828	0.340	
高校卒業未満 (高校卒業) <sup>d)</sup>	1.280	0.021	0.880	0.390	
高校卒業以後の高等教育	1.000	—	1.000	—	
その他 <sup>e)</sup>	0.775	0.004	1.300	0.094	
本人以外の兄弟あり (=1)	1.019	0.825	1.209	0.320	
本人以外の姉妹あり (=1)	0.836	0.027	0.985	0.894	
女性 (=1) との交差項			1.133	0.268	
離家の状態 (離家=1)	1.539	0.005	1.473	0.014	
出生コホート <sup>c)</sup>					
O	1.056	0.763	0.921	0.620	
(M) <sup>d)</sup>	1.000	—	1.000	—	
Y	0.712	0.100	0.648	0.044	
本人の教育水準					
高校卒業未満 (高校卒業) <sup>d)</sup>	1.428	0.277	2.119	0.354	
高校卒業以後の高等教育	1.000	—	1.000	—	
父親の教育水準	1.193	0.391	0.585	0.150	
高校卒業未満 (高校卒業) <sup>d)</sup>	1.183	0.200	1.084	0.671	
高校卒業以後の高等教育	1.000	—	1.000	—	
その他 <sup>e)</sup>	1.128	0.334	0.843	0.364	
母親の教育水準	—	—	1.426	0.163	
高校卒業未満 (高校卒業) <sup>d)</sup>	0.794	0.097	1.009	0.965	
高校卒業以後の高等教育	1.000	—	1.000	—	
その他 <sup>e)</sup>	1.098	0.447	0.897	0.589	
本人以外の兄弟あり (=1)	—	—	0.891	0.656	
本人以外の姉妹あり (=1)	1.089	0.463	0.910	0.539	
本人以外の姉妹あり (=1)	1.218	0.079	0.793	0.125	
時間 <sup>f)</sup> との交差項					
主効果					
離家の状態 (離家=1)	0.995	0.695	—	—	
出生コホート <sup>c)</sup>					
O	0.987	0.328	—	—	
(M) <sup>d)</sup>	1.000	—	—	—	
Y	0.989	0.571	—	—	
本人の教育水準					
高校卒業未満 (高校卒業) <sup>d)</sup>	0.953	0.106	0.953	0.409	
高校卒業以後の高等教育	1.000	—	1.000	—	
女性 (=1) との交差項	1.088	0.000	0.999	0.969	
離家の状態 (離家=1)	0.931	0.000	—	—	
出生コホート <sup>c)</sup>					
O	1.001	0.947	—	—	
(M) <sup>d)</sup>	1.000	—	—	—	
Y	1.057	0.031	—	—	
本人の教育水準					
高校卒業未満 (高校卒業) <sup>d)</sup>	0.882	0.027	1.011	0.904	
高校卒業以後の高等教育	1.000	—	1.000	—	
高校卒業以後の高等教育	0.985	0.512	1.046	0.205	
-2×対数尤度		50970.3			
ケース数		5,467			
標本人年		54548.4			

図2 JGGSとPSIDのプールデータによる初婚の時間依存性相対リスクモデルによって推定された国、男女、年齢別のハザード比

A. 初婚前の離家経験なしに対する離家経験あり



B. 高校卒業に対する高校以上の高等教育



出典：表4の推計結果に基づく。

この離家経験の初婚タイミングへの影響は他のどの共変量の影響より大きいものである。これをみるために、Ⅲ－2節、Ⅲ－3節の推定結果で一貫して初婚ハザードへの影響がみられた本人の教育水準について、高校卒業に対して高校卒業以後の高等教育を受けた場合のハザード比を国別男女の別に図2－Bに示した。分析対象である初婚年齢の平均におけるハザード比は、米国の男性で約0.9倍、女性で約0.8倍、日本の男性で約0.8倍、女性で0.7倍程度であり、水準は大きくなく、また国間、男女間の差も、表4では主効果の女性の時間依存性の強さ以外には統計的に有意な交差効果が推定されていないことからわかるように、大きなものではない。

この他に表4において、米国人と日本人とで係数推定値に差が認められたのは、母親の教育水準の影響と、出生コホートMに対する出生コホートYの女性への影響の2点の

みであった。すなわち、母親の教育水準が高校以後の高等教育である場合、米国人の初婚タイミングを遅くする一方で、日本人の初婚タイミングを早くするという違いがあった。また、最新の調査時点の年齢が40歳台の出生コーホートに対して25～39歳の出生コーホートは、日本人女性の初婚タイミングは他よりも遅かった。その他の父親の教育水準や本人のきょうだい構成の初婚ハザードへの影響には、表4の特定では国間の差異はみとめられなかった。

#### IV まとめ

多相生命表を用いた米国の白人との比較分析を通じて（Ⅲ－1節）、男性では日本人の20歳台で未婚のままの離家が米国人より多く、離家経験後の未婚滞在期間が長いこと、女性では未婚滞在期間も離家未経験の滞在期間も米国人より長い可能性があることがわかった。また、日本人の30～34歳や米国人の20歳台の状態滞在期間のコーホート間比較から、最近の出生コーホートでは離家タイミングが遅れている以上に初婚タイミングが遅くなっている可能性が示唆された。

続く、相対リスクモデルを用いた多変量解析の結果によると（Ⅲ－2節～Ⅲ－4節）、初婚前に離家の状態に移ることが初婚タイミングを早くする影響は、本稿の分析に用いた他のどの共変量よりも大きかった。この影響を男女別にみると、男女ともに日本人の方が米国人よりも小さかった。また、国、男女の別に比較すると、平均的には日本人男性、日本人女性、米国人女性で同程度であり、その影響の大きさは米国人男性よりも小さかった（Ⅲ－4節）。また、特に女性に対して、リスク時間の経過にしたがって初婚タイミングを早くする影響は逡減する強い時間依存性があるため、他の条件を一定にすると離家の状態に移った直後が最も初婚ハザードが高い。さらに、この時間依存性により離家状態の初婚ハザードへの影響は16歳のリスク期間の開始から一貫して低下し、日本人女性の離家経験ありの離家経験なしに対するハザード比は34歳頃には1となり、離家経験が初婚タイミングを早める影響がみられなくなる可能性があることが示された。

これらの結果は、冒頭で指摘したように、近年米国では日本を上回るペースで晩婚化が進んでいることを考えると、わが国において最近のコーホートでも継続している離家の遅れが、仮に現状にとどまる、もしくは現状より離家が早くなることがあったとしても、それが結婚を促す影響は限定的である可能性を示唆する。

本稿では、離家と初婚の関係性に関する第一次的な接近として、離家の状態に移ることが外生的であると仮定して、あたかも結婚市場における供給の増加（push）であるように取り扱った分析を行った。しかし、実際には離家や結婚、子どもを持つことについての魅力（あるいは障害の少なさ）による意欲や需要面（pull）とともに結婚行動は規定されるという見方が現実的であろう。離家と結婚が同時内生的に発生することを考慮した慎重な分析を通じ、結婚や子どもを持つことの障害を取り除き、魅力を高めるような包括的な少子化対策パッケージをより具体的に検討していくことが重要であろう。

表A 初婚タイミングに関する相対リスク（Cox）モデル推定に用いた変数の記述統計量：1954～1981年生まれの男女日本人（JGGS, 2004～2007年）

被説明変数	男		女	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
16歳から初婚発生もしくは最後の調査時点までの年数	9.95	6.52	8.69	5.27
初婚発生（=1）	0.461	0.499	0.495	0.500
説明変数				
離家の状態（離家=1）	0.374	0.470	0.326	0.430
出生コーホート				
1954～1961年	0.361	0.480	0.342	0.474
(1962～1971年) <sup>a)</sup>	0.407	—	0.404	—
1972～1981年	0.232	0.422	0.254	0.435
本人の教育水準				
高校卒業未満	0.066	0.249	0.034	0.181
(高校卒業) <sup>a)</sup>	0.350	—	0.369	—
高校卒業以後の高等教育	0.584	0.493	0.597	0.491
父親の教育水準				
高校卒業未満	0.317	0.466	0.282	0.450
(高校卒業) <sup>a)</sup>	0.345	—	0.365	—
高校卒業以後の高等教育	0.209	0.407	0.210	0.407
その他 <sup>b)</sup>	0.128	0.335	0.144	0.351
母親の教育水準				
高校卒業未満	0.311	0.463	0.269	0.444
(高校卒業) <sup>a)</sup>	0.433	—	0.445	—
高校卒業以後の高等教育	0.132	0.339	0.164	0.371
その他 <sup>b)</sup>	0.124	0.330	0.122	0.327
本人以外の兄弟あり（=1）	0.424	0.494	0.398	0.490
本人以外の姉妹あり（=1）	0.576	0.494	0.602	0.490
レコード総数 <sup>c)</sup>	1,838		2,491	

<sup>a)</sup> ( ) は準拠カテゴリーを示す。

<sup>b)</sup> 親の教育水準「その他」には不詳を含む。

<sup>c)</sup> レコード総数＝ケース数＋初婚もしくは最後の調査時点までの離家経験者数。

表B 初婚タイミングに関する相対リスク(Cox)モデル推定に用いた変数の記述  
統計量：1952～1979年生まれの子の米国の白人男女(PSID, 1968～2005年)

被説明変数	男		女	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
16歳から初婚発生もしくは最後の調査時点までの年数	7.96	0.79	6.29	5.18
初婚発生=1	0.379	0.485	0.432	0.495
説明変数				
離家の状態(離家=1)	0.344	0.440	0.334	0.419
出生コーホート				
1952～1959年	0.293	0.455	0.297	0.457
(1960～1969年) <sup>a)</sup>	0.334	—	0.341	—
1970～1979年	0.374	0.484	0.362	0.481
本人の教育水準				
高校卒業未満	0.166	0.372	0.107	0.309
(高校卒業) <sup>a)</sup>	0.484	—	0.446	—
高校卒業以後の高等教育	0.349	0.477	0.447	0.497
父親の教育水準				
高校卒業未満	0.290	0.454	0.310	0.463
(高校卒業) <sup>a)</sup>	0.376	—	0.369	—
高校卒業以後の高等教育	0.334	0.472	0.322	0.467
母親の教育水準				
高校卒業未満	0.225	0.418	0.279	0.449
(高校卒業) <sup>a)</sup>	0.472	—	0.428	—
高校卒業以後の高等教育	0.303	0.460	0.294	0.455
本人以外の兄弟あり=1	0.278	0.448	0.237	0.425
本人以外の姉妹あり=1	0.287	0.452	0.270	0.444
レコード総数 <sup>b)</sup>	2,345		2,521	

<sup>a)</sup> ( ) は準拠カテゴリーを示す.

<sup>b)</sup> レコード総数=ケース数+初婚もしくは最後の調査時点までの離家経験者数.



## 文献

- Aassve, Arnstein, Simon Burgess, Andrew Chesher and Carol Propper (2002) "Transitions from Home to Marriage of Young Americans", *Journal of Applied Econometrics*, Vol.17, No.1, Jan. – Feb., pp.1-23.
- Buck, Nicholas and Jacqueline Scott (1993) "She's Leaving Home: But Why? An Analysis of Young People Leaving the Parental Home", *Journal of Marriage and Family*, Vol.55, No.4, November, pp.863-874.
- Cox, D. R. (1972) "Regression Models and Lifetables", *Journal of Royal Statistical Society, Series B(Methodological)*, Vol.34, pp.187-220.
- Fukuda, Setsuya (2009) "Leaving the Parental Home in Postwar Japan: Demographic Changes, Stem-family Norms and the Transition to Adulthood", *Demographic Research*, Vol.20, Article 30, June, pp.731-816.
- Hill, Martha S.(1992) *The Panel Study of Income Dynamics: A User's Guide*, Sage Publications: Newbury Park.
- Siegel, Jacob S. and Swanson, David A. (2004) *The Methods and Materials of Demography*, 2nd ed., San Diego, Academic Press.
- Whittington, Leslie A. and H. Elizabeth Peters (1996) "Economic Incentives for Financial Residential Independence", *Demography*, Vol.33, No.1, February, pp.82-97.
- 福田節也 (2006) 「未婚女性の離家・ライフサイクル・結婚」, 『季刊家計経済研究』, 第72号, 10月, pp.31-42.
- 西岡八郎他 (2005) 『「世代とジェンダー」の視点からみた少子高齢社会に関する国際比較研究』(厚生労働科学研究費補助金 課題番号H14-政策-036), 平成16年度総括報告書, 3月.
- 西岡八郎他 (2008) 『国際比較パネル調査による少子社会の要因と政策的対応に関する総合的研究』(厚生労働科学研究費補助金 課題番号H17-政策-一般-021), 平成19年度総括研究報告書, 3月.
- 鈴木透 (1997) 「世帯形成の生命表分析」, 『人口問題研究』, 第53巻第2号, 6月, pp.18-30.
- 鈴木透 (2003) 「離家の動向・性差・決定因」, 『人口問題研究』, 第59巻第4号, 12月, pp.1-18.
- 鈴木透 (2007) 「世帯形成の動向」, 『人口問題研究』, 第63巻第4号, 12月, pp.1-13.
- 田淵六郎 (2009) 「離家とその規定要因: 日本・ドイツ・イタリアの比較を通じて」, 『人口問題研究』, 第65巻第2号, 6月, pp.28-44.

# Does Leaving Parental Home Accelerate the Timing of the 1<sup>st</sup> Marriage in the United States and Japan?

Keita SUGA

This study analyzes two micro-datasets to test whether leaving parental home accelerates the 1<sup>st</sup> marriage occurrence. Multi-state life tables and estimates of Cox's relative risk model of Japan and the United States leads the following results.

First, for males, Japanese people leave home more likely at the earlier stage of life course than those in the United States, while Japanese people are less likely to be married at each age. In turn, the duration of being never-married after left home is longer for Japanese males than white males of the United States. For females, durations both of being never-married and staying parental home are longer for Japanese than white females in the United States.

Second, a transition to the state of leaving home before the 1st marriage has a significantly, positive effect on an occurrence of the 1st marriage at each age, and the size of the effect is significantly smaller for Japanese males and females than those of the United States in a comparison by gender. Moreover, the effect of leaving home is the strongest among any other effects of covariates in the model, however the one on females gradually declines over risk periods. As a consequence, it becomes unconceivable around age 34 of Japanese females.