

附録

* The Japanese General Social Surveys (JGSS) are designed and carried out by the JGSS Research Center at Osaka University of Commerce (Joint Usage / Research Center for Japanese General Social Surveys accredited by Minister of Education, Culture, Sports, Science and Technology), in collaboration with the Institute of Social Science at the University of Tokyo. The datasets are distributed by SSI Data Archive, Institute of Social Science, the University of Tokyo. The author would also like to acknowledge the financial support by the scientific grant from the Ministry of Health, Labour and Welfare for the FY2006-2008 Research Project on the Effects of Work Patterns of Both Sexes on Low Fertility in East Asia (H18-Seisaku-005; PI: Dr. Toru SUZUKI).

Taiwanese data analyzed in this study were collected by the research project "the Taiwan Social Change Survey 'Year Two Cycle Four'" sponsored by the National Science Council, Republic of China. This research project was carried out by the Institute of Sociology, Academia Sinica, and directed by Dr. Ying-hwa CHANG. The Office of Survey Research of Academia Sinica is responsible for the data distribution. The author appreciates the assistance in providing data by the institutes and individuals aforementioned. The views expressed herein are the author's own. Furthermore, the present author would like to express his gratitude to the Women's Marriage, Fertility and Employment Surveys conducted in 2000-2003 and 2006 as well as to Dr. Ji-Ping LIN (Associate Research Fellow, Survey Research Center, Academia Sinica), who made every effort to bring this about. East Asian Social Survey (EASS) is based on Chinese General Social Survey (CGSS), Japanese General Social Surveys (JGSS), Korean General Social Survey (KGSS), and Taiwanese Social Change Survey (TSCS), and distributed by the EAASDA.

参考文献

Chang, Chin-Fen, 2006, "The employment discontinuity of married women in Taiwan: Job status, ethnic background and motherhood," *Current Sociology*, 54-2, 209-228.

章英華・傅仰止編, 2002, 「台湾社会変遷基本調査計画 第四期 第二次調査計画執行報告」中央研究院社会学研究所 (台北).

簡文婷・薛承泰 (Wen-Yin Chen and Cheng-Tay Hsueh), 1996, 「台湾地区已婚婦女就業型態及其影響因素」(The Employment of Married Women in Taiwan: Its Patterns and Causes) 【人口学刊 (国立台湾大学人口研究中心)】*Journal of Population Studies*, 17, 113-134.

福田亘孝, 2004, 「出生行動の特徴と決定要因——学歴・ジェンダー・価値意識——」渡辺秀樹・稲葉昭英・崎崎尚子編『現代家族の構造と変容 全国家族調査 (NFRJ98) による計量分析』東京大学出版会, 77-97.

岩井紀子・保田時男編, 2009, 「アータで見る東アジアの家族観——東アジア社会調査による日韓中台の比較——」ナカニシヤ出版.

岩澤英典, 2004, 「妻の就業と出生行動：1970年～2002年結婚コーホートの分析」【人口問題研究】60-1, 50-69.

小島宏, 1995a, 「第3子出生の要因」【厚生労働省】42-2, 9-14.

小島宏, 1995b, 「結婚 出産退職のタイムラインの規定要因とその政策的含意」【日本経済政策学会年報】43, 112-115.

小島宏, 1995c, 「結婚・出産・育児および就業」大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』大蔵省印刷局, 61-87.

小島宏, 1998, 「家族政策と家族戦略——母親の就業と保育方法をめぐって——」丸山茂・橋川俊忠・小馬徹編『家族のオートノミー』(シリーズ比較家族第1期10) 早稲田大学出版部, 76-105.

小島宏, 2004a, 「子どもに関する意識の規定要因——JGSS2000/2001と台湾社会変遷基本調査2001の比較分析——」大阪商業大学比較地域研究所編『日本版General Social Surveys (JGSS) 国際シンポジウム報告書』大阪商業大学比較地域研究所, 185-212.

小島宏, 2004b, 「子どもに関する意識の規定要因——JGSS-2000/2001/2002と台湾社会変遷基本調査2001の比較分析——」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所 (編) 『日本版General Social Surveys研究論文集 [3] JGSSで見た日本人の意識と行動』東京大学社会科学研究所 (資料第24集), 1-11.

小島宏, 2005, 「日本と台湾における結婚行動の規定要因——NFRJ-S01とTSCS-2001の比較分析——」熊谷雅子・大久保幸治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究 (全国調査「戦後日本の家族の歩み」報告書No.2)』日本家族社会学会・全国家族調査 (NFRJ) 委員会, 45-59.

Kojima Hiroshi, 2006, "A Comparative Analysis of Fertility-Related Attitudes in Japan, Korea and Taiwan," *F-GENS Journal* (Ochanomizu University), 5, 324-336.

小島宏, 2007, 「国際結婚夫婦の家族形成行動——日本と台湾の比較分析——」【経済学論叢】47 (3/4), 175-196.

小島宏, 2008a, 「2章 日本・韓国・台湾における子どもの必要性意識と性別選好」岩井紀子・仁田達夫編『日本人の意識と行動』東京大学出版会, 59-72.

小島宏, 2008b, 「日本と台湾における既婚女性の就業中断と出生行動・出生意識——JGSS, TSCS, VMFESの比較分析——」【厚生労働科学研究費補助金 政策科学推進研究事業 男女労働者の働き方が東アジアの低出生力に与えた影響に関する国際比較研究 (主任研究者：鈴木憲) 平成19年度総括報告書】, 63-82.

小島宏, 2008c, 「日本と台湾における既婚女性の就業中断と出生——JGSSとTSCSの比較分析」大阪商業大学比較地域研究所編『日本版General Social Surveys研究論文集 [7] JGSSで見た日本人の意識と行動』大阪商業大学比較地域研究所, 45-55.

大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編, 2002/2003/2004, 『日本版General Social Surveys JGSS2000/2001/2002基礎集計表・コーホータック』東京大学社会科学研究所.

大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編, 2007/2008, 『日本版General Social Surveys JGSS2005/2006基礎集計表・コーホータック』大阪商業大学比較地域研究所.

大沢真知子, 1993, 「経済変化と女子労働——日本の比較研究——」日本経済評論社.

坂爪純子・川口卓, 2007, 「育児休業制度が出生率に与える効果」【人口学研究】40, 1-15.

保田時男, 2006, 「反復横断調査としてのJGSSの意義——調査間隔の短さかもつ利点」【社会学年誌】47, 19-33.

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(フューズII) — (その3)

離家とパートナーシップ形成タイムイングの日米比較

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ムイ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何国の男女いずれの初婚タイムイングも早くし、そ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大きいことや、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

離家タイムイングとパートナーシップ形成タイムイング、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ムイ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帯世帯の割合は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、離家タイムイ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ムイ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¹⁾。米国の2005年の三世帯世帯割合は3.6%と非常に低い水準にある²⁾。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³⁾。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節でまとめると。

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⁴⁾。

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年以後隔年を実施・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、サンブルマンバード称す)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⁵⁾。

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差的な研究として、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、親との同居は結婚タイムイ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Assane, 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ムイ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、離家と初婚タイムイングに強く影響することを見出している。

2) 米国の三世帯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年には男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年には男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度の公表を停止した。長期時系列比較が可能な統計データとして取り上げた初婚年齢中位数は初婚発生年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。

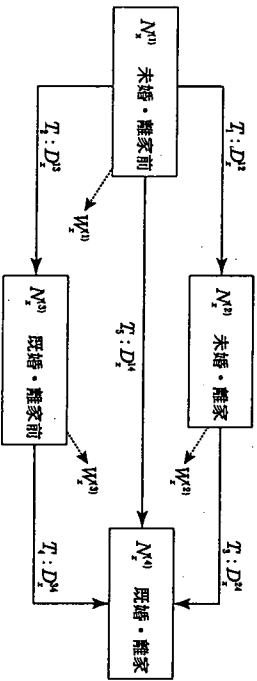
人については1952年～1979年出生コーホートを対象とする。本稿では、離家と初婚のリスク期間は16歳を迎えた月から開始するものとし、16歳未満で離家もしくは初婚を経験した標本は対象から除いた。また、PSIDについては白人のみを対象とした。

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ムシフト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)にしたがうことができる。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、 $N_i^{(0)}$ は*x*歳になった瞬間の状態が*i*の標本数であり、 $D_i^{(j)}$ 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⁶⁾、 $W_i^{(j)}$ は $N_i^{(0)}$ のうち*x*+1歳にならずにセンサリソ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、 $W_i^{(0)}$ 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)にしたがひ、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 $1_{x+1}^{(i)}$ 、(4)式によって年齢5歳階級の生存人数 $1_{x+1}^{(0)}$ を求めることができる。

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

$$1_{x+1} = 1_x \cdot P_x, \quad 1_x = \begin{pmatrix} 1_x^{(1)} & 1_x^{(2)} & 1_x^{(3)} & 1_x^{(4)} \end{pmatrix}, \quad 1_{x6} = (1, 0, 0, 0) \quad \dots (3)$$

$$1_{x+1}^{(0)} = \sum_{a=x+6}^x 1_{x+1}^{(a)}, \quad i = 1, \dots, 4 \quad \dots (4)$$

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_4 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。

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

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 $\gamma Z(t)^T\gamma$ 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($\gamma_1 = 0$)、当該変数 $Z_1(t)$ の時間依存性を考慮したモデルの推定結果は血筋では示さない。

推定は国別、男女別に先行し、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をとるタミー変数を構築し、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置換化($\lambda_{0i}(t)$)することにより、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。

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

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 ($i = 1, \dots, 4$)の生存人数 $1_{x6}^{(i)}$ については、 $1_{x6}^{(i)} = \sum_{u=x+6}^x 1_{x+1}^{(i)}$ 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⁹⁾。PSID では離家年齢を直接調査していないが、上述のようにサンワルメソバ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⁹⁾。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、離家した以後のリスク期間で1をとる、時間にしたがって変化するタミー変数を構築した¹⁰⁾。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1952~1959年生まれ、1960~1969年生まれ、1970~1979年生まれのカタゴリー変数を構築し、最新の調査年の満年齢が35~44歳のカタゴリーを準拠カタゴリーとするタ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タ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をとるタミー変数と、回答者以外の姉妹がいる場合に1をとるタ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1964年以降生まれ(1968年時16歳未満)のサンワルメソバのうち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ワ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独立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 にあつたと仮定して、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 l_{10} , l_{20} , l_{30} , l_{45} 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. 出生コーホート別 | | | | | | | | |
| 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 |
| 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 | | | | | | | | |
| 出生コーホート O | 86.9 | 13.0 | 0.1 | 0.0 | 93.7 | 2.8 | 0.9 | 2.6 |
| 出生コーホート M | 91.1 | 8.9 | 0.0 | 0.0 | 95.7 | 2.8 | 0.6 | 0.8 |
| 出生コーホート Y | 91.3 | 8.4 | 0.2 | 0.1 | 97.1 | 2.2 | 0.2 | 0.4 |
| 20~24歳 | | | | | | | | |
| 出生コーホート O | 91.1 | 8.6 | 0.1 | 0.1 | 83.9 | 4.4 | 2.4 | 9.3 |
| 出生コーホート M | 92.7 | 6.8 | 0.3 | 0.2 | 87.9 | 3.7 | 1.7 | 6.6 |
| 出生コーホート Y | 92.7 | 5.9 | 0.2 | 0.1 | 92.1 | 3.7 | 1.6 | 2.6 |
| 25~29歳 | | | | | | | | |
| 出生コーホート O | 41.4 | 54.5 | 1.2 | 2.9 | 42.6 | 21.9 | 3.0 | 32.5 |
| 出生コーホート M | 49.4 | 45.6 | 1.1 | 3.9 | 52.5 | 20.3 | 4.7 | 22.6 |
| 出生コーホート Y | 55.5 | 38.4 | 2.3 | 3.7 | 55.6 | 24.5 | 4.0 | 15.9 |
| 30~34歳 | | | | | | | | |
| 出生コーホート O | 51.9 | 32.3 | 4.6 | 11.2 | 24.7 | 16.3 | 4.6 | 54.3 |
| 出生コーホート M | 56.8 | 31.2 | 2.9 | 9.1 | 34.7 | 20.2 | 5.1 | 40.0 |
| 出生コーホート Y | 59.1 | 31.1 | 2.2 | 7.6 | 46.7 | 21.4 | 6.4 | 25.5 |
| 35~39歳 | | | | | | | | |
| 出生コーホート O | 20.7 | 43.4 | 9.2 | 26.7 | 14.3 | 21.9 | 4.4 | 59.3 |
| 出生コーホート M | 27.2 | 39.6 | 6.4 | 26.8 | 20.4 | 23.8 | 6.9 | 48.9 |
| 出生コーホート Y | 36.3 | 32.9 | 4.5 | 26.3 | 18.9 | 23.5 | 7.7 | 42.9 |
| 40~44歳 | | | | | | | | |
| 出生コーホート O | 15.9 | 16.6 | 15.6 | 51.9 | 5.1 | 14.9 | 4.9 | 75.1 |
| 出生コーホート M | 22.7 | 21.2 | 11.5 | 44.6 | 10.0 | 18.5 | 6.2 | 65.3 |
| 出生コーホート Y | 32.2 | 25.3 | 5.7 | 36.8 | 13.6 | 22.9 | 11.0 | 52.4 |
| 45~49歳 | | | | | | | | |
| 出生コーホート O | 7.9 | 16.7 | 14.6 | 60.8 | 8.0 | 13.9 | 4.9 | 73.2 |
| 出生コーホート M | 13.4 | 21.1 | 10.8 | 54.6 | 10.0 | 17.7 | 7.8 | 64.5 |
| 出生コーホート Y | 27.4 | 22.2 | 6.6 | 43.8 | 11.8 | 18.9 | 8.9 | 60.3 |
| 50~54歳 | | | | | | | | |
| 出生コーホート O | 5.2 | 7.2 | 18.5 | 69.1 | 2.6 | 9.0 | 5.3 | 83.1 |
| 出生コーホート M | 8.2 | 11.6 | 15.0 | 65.3 | 5.1 | 13.2 | 6.4 | 75.3 |
| 出生コーホート 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確な傾向がある。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にとどまるという傾向がみられる。

このように、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表の表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ヤ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 初婚タイムニ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 (JGSS, 2004~2007年)

| 離家の状態 (離家=1) 出生コーホート | 男 | | 女 | |
|----------------------------|----------------|-------|----------------|-------|
| | exp(β) | P値 | exp(β) | P値 |
| 1954~1961年 | 1.209 | 0.011 | 1.236 | 0.002 |
| (1962~1971年) ^{a)} | 1.000 | — | 1.000 | — |
| 1972~1981年 | 0.835 | 0.107 | 0.659 | 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) | 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) | 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 ^{b)} | 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) | 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 ^{b)} | 1.212 | 0.313 | 1.055 | 0.764 |
| 本人以外の姉妹あり (=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 ^{c)} との交差項 | | | | |
| 本人の教育水準 | 0.908 | 0.059 | 0.806 | 0.000 |
| 高校卒業未満 | 1.000 | — | 1.000 | — |
| 高校卒業) | 1.088 | 0.000 | 1.112 | 0.000 |
| 高校卒業以後の高等教育 | 10482.5 | — | 15800.4 | — |
| -2×対数尤度 | 1,102 | | 1,505 | |
| ケース数 | 14502.4 | | 16020.6 | |
| 標本人年 | | | | |

^{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. 初婚タイムニ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ムニ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、初婚タイムニ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ムニングを早める影響が軽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ムニングは遅いことが概ね

表3 初婚タイムニ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)

| 離家の状態 (離家=1) 出生コーホート | 男 | | 女 | |
|----------------------------|----------------|-------|----------------|-------|
| | exp(β) | P値 | exp(β) | P値 |
| 1952~1959年 | 4.796 | 0.000 | 8.772 | 0.000 |
| (1960~1969年) ^{a)} | 1.895 | 0.000 | 1.393 | 0.013 |
| 1970~1979年 | 1.000 | — | 1.000 | — |
| 本人の教育水準 | 0.717 | 0.084 | 0.526 | 0.000 |
| 高校卒業未満 | 1.373 | 0.173 | 1.920 | 0.007 |
| 高校卒業) | 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) | 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) | 1.000 | — | 1.000 | — |
| 高校卒業以後の高等教育 | 0.769 | 0.003 | 0.842 | 0.040 |
| その他 ^{b)} | 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 ^{c)} との交差項 | | | | |
| 離家の状態 (離家=1) | 0.964 | 0.021 | 0.866 | 0.000 |
| 出生コーホート | | | | |
| 1952~1959年 | 0.942 | 0.001 | 0.984 | 0.331 |
| (1960~1969年) ^{a)} | 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) | 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年出生コーホートに対する男子の1952~1959年出生コー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軽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年出生コーホートでは、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増強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影響を除き、本人の教育水準が高いほど初婚タイムニ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、初婚タイムニ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ムニングを遅くする。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ムニ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、初婚タイムラ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。

表4 JGGSとPSIDのデータによる初婚の時間依存性相対リスク (Cox) モデル^{a)}の推定結果

| | A. 主効果 ^{b)} | | B. 日本人 ^{c)} | |
|------------------------|----------------------|-------|----------------------|-------|
| | exp(β) | P値 | exp(β) | P値 |
| 主効果 | | | | |
| 離婚の状態 (離婚=1) | 3.779 | 0.000 | 0.497 | 0.000 |
| 出生コーホート ^{d)} | | | | |
| O | 1.288 | 0.071 | 1.093 | 0.475 |
| Y | 1.000 | — | 1.000 | — |
| 本人の教育水準 | 0.980 | 0.902 | 0.967 | 0.841 |
| 本人の教育水準 (高校卒業未満) | 1.375 | 0.186 | 2.265 | 0.185 |
| 本人の教育水準 (高校卒業以後の高等教育) | 1.000 | 0.000 | 1.000 | — |
| 父親の教育水準 | 0.421 | — | 0.762 | 0.343 |
| 父親の教育水準 (高校卒業未満) | 0.953 | 0.624 | 0.927 | 0.605 |
| 父親の教育水準 (高校卒業以後の高等教育) | 1.000 | — | 1.000 | — |
| その他、 | 0.828 | 0.042 | 1.204 | 0.191 |
| 母親の教育水準 | — | — | 0.828 | 0.340 |
| 母親の教育水準 (高校卒業未満) | 1.280 | 0.021 | 0.880 | 0.390 |
| 母親の教育水準 (高校卒業以後の高等教育) | 1.000 | — | 1.000 | — |
| その他 | 0.775 | 0.004 | 1.300 | 0.094 |
| 本人以外の兄弟あり (=1) | 1.019 | 0.895 | 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 | 0.288 |
| 離婚の状態 (離婚=1) | 1.539 | 0.005 | 1.473 | 0.014 |
| 出生コーホート ^{d)} | | | | |
| O | (M) | — | — | — |
| Y | 1.056 | 0.763 | 0.921 | 0.620 |
| 本人の教育水準 | 1.000 | — | 1.000 | — |
| 本人の教育水準 (高校卒業未満) | 0.712 | 0.100 | 0.648 | 0.044 |
| 本人の教育水準 (高校卒業以後の高等教育) | 1.428 | 0.277 | 2.119 | 0.354 |
| 父親の教育水準 | 1.000 | — | 1.000 | — |
| 父親の教育水準 (高校卒業未満) | 1.193 | 0.391 | 0.585 | 0.150 |
| 父親の教育水準 (高校卒業以後の高等教育) | 1.183 | 0.200 | 1.084 | 0.671 |
| その他、 | 1.128 | — | 1.000 | — |
| 母親の教育水準 | — | — | 0.843 | 0.364 |
| 母親の教育水準 (高校卒業未満) | 0.794 | 0.097 | 1.426 | 0.163 |
| 母親の教育水準 (高校卒業以後の高等教育) | 1.000 | — | 1.009 | 0.965 |
| その他、 | 1.098 | — | 0.897 | 0.589 |
| 本人以外の兄弟あり (=1) | — | 0.447 | 0.891 | 0.656 |
| 本人以外の姉妹あり (=1) | 1.089 | 0.463 | 0.910 | 0.539 |
| 時間 ^{e)} との交差項 | 1.218 | 0.079 | 0.793 | 0.125 |
| 主効果 | | | | |
| 離婚の状態 (離婚=1) | 0.995 | 0.695 | — | — |
| 出生コーホート ^{d)} | | | | |
| O | 0.987 | 0.328 | — | — |
| Y | 1.000 | — | — | — |
| 本人の教育水準 | 0.989 | 0.571 | — | — |
| 本人の教育水準 (高校卒業未満) | 0.953 | 0.106 | 0.953 | 0.409 |
| 本人の教育水準 (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 |
| 出生コーホート ^{d)} | | | | |
| O | 0.931 | 0.000 | — | — |
| Y | 1.001 | 0.947 | — | — |
| 本人の教育水準 | 1.000 | — | — | — |
| 本人の教育水準 (高校卒業未満) | 1.057 | 0.031 | — | — |
| 本人の教育水準 (高校卒業以後の高等教育) | 0.882 | 0.027 | — | — |
| その他、 | 1.000 | — | 1.011 | 0.904 |
| 時間 ^{e)} との交差項 | 0.985 | 0.512 | 1.000 | — |
| 出生コーホート ^{d)} | | | | |
| O | 5.097/0.3 | — | 1.046 | 0.205 |
| Y | 5.467 | — | — | — |
| 二交代教員 | 5.426/4 | — | — | — |
| 本人の教育水準 | — | — | — | — |
| 本人の教育水準 (高校卒業未満) | — | — | — | — |
| 本人の教育水準 (高校卒業以後の高等教育) | — | — | — | — |

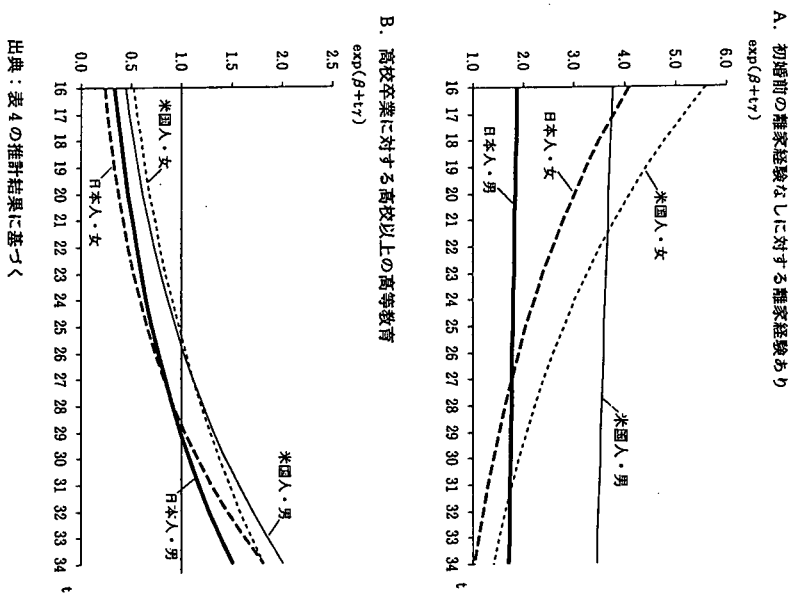
^{a)} 基底ハザードを日本人・米国の白人、女性の別によって層化した。
^{b)} 各共変量に対し、日本人の場合に1をとるダミー変数との交差項の推定値をB列に示した。
^{c)} 出生コーホートOは米国の白人の1952～1959年生、日本人の1954～1961年生に対応する。また、Mは米国の白人の1960～1969年生、日本人の1962～1971年生、Yは米国の白人の1970～1979年生、日本人の1972～1981年のそれぞれからなるグループである。
^{d)} () は標準化された値を示す。
^{e)} 日本人の親の教育水準「その他」には不詳を含む。
^{f)} 時間とは、16歳からの経過月齢を年齢換算したものである。

4. 初婚タイムラグに関する相対リスクモデル係数推定値の日米比較
 JGGSデータとPSIDデータをブールして、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ムラ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、モデルの係数推定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。共変量の関数形の特定は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。

初婚前に離婚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ムラグを早める影響、日本人との交差効果が初婚タイムラ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、離婚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、初婚タイムラグを早める離婚状態の影響がリスク時間が経過するにしたがって減速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、初婚前の離婚経験がない場合の初婚ハザードに対する離婚経験がある場合の初婚ハザード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、離婚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婚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、初婚前の離婚経験が初婚タイムラ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婚経験があることは初婚タイムラ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歳より後は離婚経験は初婚タイムラグを遅くする影響を及ぼす。最近の日本の女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、初婚前に離婚状態に移ることの初婚タイムラグの影響は、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、離婚状態が初婚タイムラ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。

図2 JGGSとPSIDの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



この離家経験の初婚タイムラ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、米国人の初婚タイムラグを遅くする一方で、日本人の初婚タイムラ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歳台の出生コホートに対して25~39歳の出生コホートは、日本人女性の初婚タイムラ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、最近の出生コホートでは離家タイムラグが遅れている以上に初婚タイムラ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ムラ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ムラグを早くする影響は薄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ムラ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と、もしくは現状より離家が早くなることであっても、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る。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)

| 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 |
| 離婚の状態 (離家=1) | 0.374 | 0.470 | 0.326 | 0.430 |
| 出生コホート | | | | |
| 1954～1961年 | 0.361 | 0.480 | 0.342 | 0.474 |
| (1962～1971年) ^{*)} | 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) ^{*)} | 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) ^{*)} | 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 ^{*)} | 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) ^{*)} | 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 ^{*)} | 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 ^{*)} | 1,838 | | 2,491 | |

^{*)} () は推定カテゴリーを示す。
^{*)} 親の教育水準「その他」には不詳を含む。
^{*)} 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年生まれの米国の白人男女(PSID, 1968～2005年)

| 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 |
| 離婚の状態 (離家=1) | 0.344 | 0.440 | 0.334 | 0.419 |
| 出生コホート | | | | |
| 1952～1959年 | 0.293 | 0.455 | 0.297 | 0.457 |
| (1960～1969年) ^{*)} | 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) ^{*)} | 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) ^{*)} | 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) ^{*)} | 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 | 0.446 | 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 ^{*)} | 2,345 | | 2,521 | |

^{*)} () は推定カテゴリーを示す。
^{*)} 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。

- Aasve, 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 (1939) 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.1-13.
- 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・イタリヤの比較を通じて」, 『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 1st Marriage in the United States and Japan?

Keita SUGA

This study analyzes two micro-datasets to test whether leaving parental home accelerates the 1st 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.

Population Policy in Eastern Asian Low Fertility Countries¹

Toru Suzuki

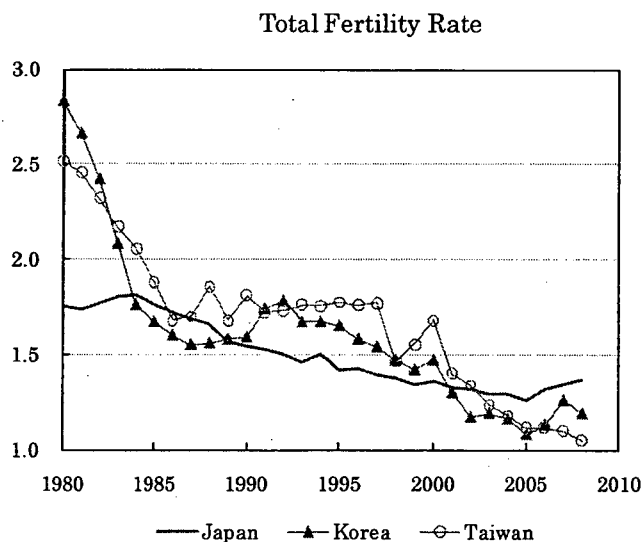
National Institute of Population and Social Security, Tokyo, Japan²

XXVI IUSSP International Population Conference, Marrakech, Morocco

Poster Session 5, October 2, 2009

Introduction

Eastern Asian low fertility countries including Japan, Singapore, Korea and Taiwan arrived at below replacement fertility by the mid 1980s. Although fertility was stabilized for a decade or two, these countries experienced secondary decline and currently suffer from very low TFRs less than 1.5. Singapore was the earliest in turning to pronatal policy in 1984, followed by Japan in 1990. The Republic of Korea (simply Korea, henceforth) and the Republic of China (simply Taiwan, henceforth) decided to introduce pronatal policy only after they experienced lowest-low fertility (Kohler, et al., 2002) defined as having the TFR of 1.3 or less. This paper reviews pronatal policy in Eastern Asian low fertility countries and its limits.



1. Turning Point to Pronatal Policy

Singapore

The TFR of Singapore crossed the line of replacement level in the mid 1970s and the figure was 1.6 in 1983. Policy makers were aware that the family planning program since the 1960s was already

¹ This paper was presented at the Poster Session on 2 October 2009 at the XXVI IUSSP International Population Conference in Marrakech, Morocco.

² The views expressed in this paper are those of the author and not those of the National Institute of Population and Social Security Research.

out of date at that time. Singapore has been under the dictatorship of the People's Action Party and political leaders have not needed to achieve a wide consensus to change the nation's strategy. This makes sharp contrast with Korea and Taiwan that took long time to overcome Malthusian nightmare of ordinary people and switch to pronatal strategy.

President Lee Kuan Yew asserted in 1983 that highly educated women should have more babies. The low fertility policy started in 1984 included the discrimination with educational level. Marriage match making service for governmental workers launched and tax relief was raised for high education women, while sterilization grant for low education women was sustained. In 1987, pronatal program was significantly extended under the slogan of "Have three or more, if you can afford it." Tax relief was raised again, child allowance was paid, unpaid childcare leave and part time labor was allowed for governmental workers, and the Medisave became available for childbirth.

In 2001, baby bonus program was launched and maternal leave was extended. The New Population Policy in 2004 extended the baby bonus program and prolonged maternal leave further. Educational discrimination of tax relief was finally abolished at that time.

| Launching Pronatal Policy | |
|---------------------------|---|
| 1984 | Singapore: Low Fertility Policy |
| 1994 | Japan: Angel Plan |
| 2006 | Korea: Saeromaji Plan |
| 2008 | Taiwan: White Book of Population Policy |

Japan

The Japanese government was shocked by the historically low TFR of 1.57 in 1989 and started an inter-ministry committee to develop measures to cope with low fertility in 1990. The amount of the child allowance was raised in 1991, while the period of payment was shortened to keep to the budget. The Childcare Leave Law was established in May 1991 and enforced in April 1992.

In December 1994, the government publicized the Angel Plan for the period between 1995 and 1999. The program emphasized the compatibility between work and childcare and public support for childrearing. As a part of this program, amendments to the Childcare Leave Law were made to support income and exempt social security premium payment in 1994. In 1997, a major reformation was made to the Child Welfare Law to provide working mothers with more satisfactory daycare services.

In December 1999, the government released the New Angel Plan for the period between 2000 and 2004. This document asserted the need to improve gender equity and working conditions. In May 2000, an amendment to the Childcare Leave Law determined that 40% of wages should be paid during the leave. The child allowance, which was previously available only for children less than three years old, was expanded to cover preschoolers. The cabinet adopted the "Zero Waiting List for Daycare Program" as a political goal in July 2001. As a result, the daycare center enrollment rate of children under age two increased from 15.6% in 2001 to 20.3% in 2007.

The Next Generation Law, enacted in July 2003, required local governments and large companies to submit their own programs to foster new generations. At the same time, the Law for Measures to

Cope with Decreasing Children Society ordered the Cabinet Office to prepare new measures to prevent further rapid decline in fertility. An expansion of the child allowance, to cover children in the third grade of primary school, was enforced in April 2004.

In December 2004, the government declared the Support Plan for Parents and Children (New-New Angel Plan) for the period between 2005 and 2009. The document emphasized the role of local governments and companies in providing childcare supports and improving gender equity. In addition, the document pointed out the importance of economic independence of the youth. From fiscal year 2006, the child allowance was expanded again to cover children in the sixth grade of elementary school. In addition, the Support Plan for Mothers' Reentry to Labor Market was implemented. The plan includes such measures as starting a course at vocational schools for mothers reentering the work force, helping mothers who attempt to start businesses, and running "Mothers' Hello Works" for job-seeking mothers.

In June 2006, the government announced the New Policy to Cope with Low Fertility. The monthly cash benefit of the child allowance was raised from 5,000 to 10,000 yen until the third birthday of a child. The cash benefit during childcare leave was raised from 40% to 50% of wages.

The Important Strategy to Support Children and the Family in 2007 focused on the issue of compatibility between work and the family and aimed at the materialization of the "work-life balance." The agreed Work-Life Balance Charter proposed to raise the employment rate and productivity while reducing the number of temporary workers, to shorten working hours while seeking better family life, and to improve flexibility and gender equity in workplaces.

Korea

In the 1960s and 1970s, Korea suffered from a Malthusian nightmare of overpopulation under rapid population growth and high population density. This explains why Korea was so slow to turn to pronatal policy. While the Japanese government was shocked by the TFR of 1.57 in 1989 and started pronatal programs, the Kim Dae-Jung government showed no action for the TFR of 1.42 in 1999. After the TFR fell as low as 1.17 in 2002, the Noh Mu-Hyeon government finally took a step toward pronatal intervention.

Malthusian Nightmare of Korea and Taiwan (in year 2000)

| | Japan | Korea | Taiwan |
|---|-------|-------|--------|
| Population Density (persons/km ²) | 340 | 464 | 616 |
| Natural Growth Rate (%) | 1.8 | 8.2 | 8.1 |

In 2006, the governmental action program "Saeromaji Plan 2010" was announced after a long discussion with representatives of managers, laborers, activists and feminists. This is an integrated policy package to cope with low fertility and aging society. The fertility part includes various measures such as supporting daycare cost, rewarding a big family through tax and housing, improving childcare services, expanding maternity and childcare leaves, assisting mothers' employment, and reinforcing family values.

Since the private educational cost is notorious as the main factor of low fertility in Korea, the Saeromaji plan includes such measures as extending after-school classes and cyber-education programs. Considering furious educational fever and heated competition, however, it is unlikely that such public after-school programs can beat existing private educational services.

Taiwan

Taiwan's population density in 2000 was 632 persons/km², which was much higher than Japan (340) or Korea (464). The natural growth rate in 2000 was 0.81%, which was also much higher than Japan (0.18%) though slightly lower than Korea (0.82%). This explains Taiwan's unwillingness of abandoning the family planning policy. Feminists and ecologists strongly opposed against transition to pronatal policy asserting that "labor supply can be satisfied through innovations and late retirement policy," "low fertility is good for preserving environments," or "governmental concern on fertility is instrumentalization of women's body" (Lee ML, 2009, p. 80).

When the necessity of pronatal intervention became evident with lowest-low fertility in the 2000s, the Ministry of Interior started coordination among various groups to achieve agreement on the new population policy. In 2008, the new White Book of Population Policy was finally published. The new policy package consists of low fertility policy, elderly welfare policy and immigration policy. In the course of presidential election in 2008, the relation with Mainland China became a big political issue and much turbulence was caused on immigration policy. This caused a delay of publishing originally planned in 2005.

2. Policy Measures

Reflecting the extraordinarily high private educational cost in Korea, the Saeromaji Plan includes such measures as expansion of after-school programs and development of cyber learning programs in addition to supporting child care and educational cost for low income group. On the other hand, educational cost is not a big issue in Japan and Taiwan. Japan's monetary support consists of child allowance, tax relief and baby bonus. In Korea, financial supports other than educational area include tax reform, exemption of pension premium and housing support for childrearing families. Taiwanese government is planning tax reform and housing loan. Singapore government raised the amount of baby bonus since August 2008 and plans to expand tax relief from 2009.

In Japan, monthly amount of 5,000 or 10,000 yen child allowance is provided to children before graduating primary school. It is estimated that approximately 15% of children are excluded from the program because of the means test. The child allowance is still "on consideration" stage in Korea and Taiwan. It is a difficult decision making for both governments to launch a universal child allowance program that requires huge amount of budget. It is estimated in Korea that a universal allowance of 100,000 won per month would require budget of 5.5 trillion won between 2007 and 2010. This is approximately 30% of pronatal budget decided in the Saeromaji Plan.

| Policy Measures | | | | |
|-----------------|---|--|--------------------------------|-----------------------------|
| | Japan | Korea | Taiwan | Singapore |
| Baby Bonus | 380,000 yen | (muninciparity) | 1 month wage | S\$4,000- 6,000 |
| Child Allowance | 5,000- 10,000 yen/month until finishing primary school | - | - | - |
| Maternity Leave | 98 days | 90 days | 56 days | 112 days |
| Childcare Leave | until age 1 50% of wage | 1 year, until age 3 500,000 won/month | 2 years, until age 3 unpaid | 6 days, until age 7 paid |

Eastern Asian countries aim at providing with high quality childcare services under the governmental control. In Japan, the major revision of Child Welfare Law in 1997 allowed parents to select their preferred daycare center. The cabinet adopted “Zero Waiting List for Daycare Program” as a political goal in 2001. In 2008, the program of at-home care by qualified care takers started. The Saeromaji Plan of Korea recommended to increase the number of public daycare centers and to launch an evaluation program of all daycare centers. Taiwan’s White Paper is more interested in the improvement in working conditions of care takers than the amount and types of services to be provided. Daycare services are not popular in Singapore where foreign housemaids are common.

Concerning the reproductive health, the White Paper of Taiwan focuses on the normalization of the sex ratio at birth. Taiwan sustained an abnormal sex ratio at birth of 109.7 in 2007. The topic cannot be found in Japan or Korea. The sex ratio at birth in Japan has been in the normal range between 105 and 107. Although Korea showed higher figure than Taiwan in the 1990s, the figure dropped to the normal level of 106.1 in 2007.

The maximum length of maternity leave is 98 days in Japan, 90 days in Korea, 56 days in Taiwan, and 112 days in Singapore. Because there is no legal regulation on wage in Japan, 60% of the wage can be paid from the health insurance if the employer does not pay it. In other countries, maternity leave is fully paid leave.

In Japan, childcare leave is allowed for a mother or father until the first birthday of a child. The leaver can receive 50% of her or his wage. In Korea, a mother or father can take childcare leave of one year until the third birthday of a child and receives 500,000 won per month. In Taiwan, childcare leave is for two years and until the third birthday of a child. Currently no income benefit is given during the leave. Paid childcare leave is allowed in Singapore until the seventh birthday of the child but only six days per year.

All low fertility countries are aware of the low compatibility between the family and work as a central factor of very low fertility. In Japan, the Next Generation Law in 2003 included a certification program for family-friendly companies. The Support Plan for Parents and Children in 2004 included such measures as starting a course for reentering mothers at vocational schools, helping a mother who attempts to start business, and running “Mothers’ Hello Works” for job seeking mothers. The “work-life balance” was the key issue in the governmental intervention declared in 2008. The Saeromaji Plan in Korea proposed an exclusive program to support mothers’ reentry to the labor market. The White Book of Taiwan also has a section about constructing family friendly

work environment. Singapore government launched WOW! Foundation in 2004 to support companies aiming at family friendly work conditions.

3. Governmental Attitudes toward Family Values

There is a widespread feeling that it is not the government's role to define the desirable type of family or individual lifestyles (Caldwell 2006, p. 333). In Japan, a 1999 governmental campaign stating, "A man who does not participate in childcare cannot be called a father," caused more opposition than support, under the conditions of long working hours and work environments unfriendly to the family. The Japanese government has been very careful recently not to be seen as forceful and interfering with individuals' autonomy. Although the Support Plan in 2004 has a chapter entitled "Understanding Value of Life and Role of the Family," the chapter is very brief and avoids offending those who stay single or childless.

| Attitude toward Family Values | |
|-------------------------------|--|
| Japan | <p>Conservative</p> <p>Formal education should provide with opportunity for students to contact infants, and should teach valuableness of life, understanding of childrearing</p> |
| Korea | <p>Conservative</p> <p>Formal education should emphasize marriage and the family values and happiness of bearing and rearing a child, while excluding contents that support conventional gender role segregation from text books</p> |
| Taiwan | <p>Feministic</p> <p>Formal education should stimulate participation of both sexes to home work and child care to reject traditional gender role and promote nuptiality</p> |

On the contrary, the Saeromaji Plan of Korea clearly states that the formal education should emphasize the value of marriage and the family and should teach the happiness of bearing and rearing a child. It seems that Korean feminists were satisfied in inserting a statement that school text books should be free from the traditional gender roles and did not fight against the conservative familistic values. While the conservative tone of the Saeromaji plan seems to deny the life style of staying single or not having child, there is no objection from Korean liberalists and feminists.

The chapter on family value in Taiwanese White Paper is dominated by feministic values. It is stated that the traditional gender role should be denied and that the formal education should be gender free so that both boys and girls can learn domestic works. The White Paper criticizes that the cause of recent nuptiality decline is the remaining traditional gender role that forces wives heavy burden of work and family roles. For the authors, the solution of low fertility problem depends on the liberation from traditional gender role and acquisition of collaborative gender model.

The idea that policy makers can control the value orientation of people is common among authoritarian governments. Although Japanese government started retreating from such an idea, countries with Confucian tradition tend to sustain the authoritarian characteristic even after an establishment of democracy and market economy. However, the direction of governmental control shows sharp contrast between Korea and Taiwan. While Korean government is interested in

preserving the conservative family values, Taiwanese government clearly demonstrates feminist values. This reflects the political power of Taiwanese women as displayed in the high score of GEM (Gender Empowerment Measure) with 0.707 in 2005, which was much higher than Japan's 0.557 and Korea's 0.510 (Lee ML, 2009, p. 78).

4. Beyond the Family Policy – Family Patterns and Low Fertility

The emergence of lowest-low fertility in the 1990s in Europe declared another failure of demographic theory. The prediction of classic demographic transition theory that fertility will fluctuate around the replacement level was rejected by the postwar baby boom and subsequent spread of below replacement fertility. Cyclical change that asserted by Easterlin (1978) was denied when it became apparent that most developed countries cannot secure the replacement level. Then, the second demographic transition theory (van de Kaa, 1987) that asserted that low fertility is the result of value change toward individualism and secularization and predicted that fertility decline will proceed together with post-modern family changes such as increase in cohabitations, extramarital births and divorces failed due to the emergence of lowest-low fertility. A paradoxical situation appeared in the 1990s that fertility is lower in countries with more robust marriage institution and stronger familism.

In the 2000s, lowest-low fertility started spreading in Eastern Asian advanced countries. Korea arrived at the line of 1.3 in 2001, followed by Japan and Taiwan in 2003. While Japan and many European countries escaped from lowest-low fertility by 2006, the TFR of Korea stayed at 1.26 and Taiwan at 1.11 in 2007. If we choose the line of 1.5 by McDonald (2005), very low fertility with the TFR of 1.5 or less can be seen in German speaking countries, Southern Europe, Eastern Europe, the former Soviet Union and Eastern Asia. On the other hand, moderately low fertility with the TFR above 1.5 can be found in Scandinavia, French speaking countries and English speaking countries. German speaking countries are mediating type in the sense that they show very low fertility but never experienced lowest-low fertility. Here, countries in Southern Europe and Eastern Asia will be contrasted with Northern and Western Europe including German speaking and English speaking countries. It is difficult to evaluate the influence of the family pattern on low fertility in Eastern Europe and the former Soviet Union countries because they experienced a drastic transition to capitalism in the 1990s.

When lowest-low fertility was a phenomenon occurring only in Europe, it was natural to look for features common in lowest-low fertility countries. However, once lowest-low fertility spread out from Europe, the appropriateness of this attempt became questionable. Rather, the phenomenon seems to be a natural response to socioeconomic changes in the postmaterial era. In this respect, those countries that have avoided lowest-low fertility should be seen as exceptional and as requiring explanation. Reher (1998) asserted that the contrast between weak family ties in Western and Northern Europe and strong family ties in Southern Europe has deep historical roots. In contrast to the Oriental family system that affected Southern Europe, the Occidental structure was based on the conjugal pair, and women had a higher position in the northern part of the continent. The Reformation changed the meaning of marriage from a sacrament to a civil contract, enhanced

women's position further, reduced parental authority, and promoted individualism (Reher, 1998, pp. 213–214).

Because of such extraordinary family patterns, countries with Northern/Western European cultural background could avoid lowest-low fertility even under the postmodern economic and social changes. Union formation did not delayed so much in prolonged human investment because of the norm of early home-leaving and economic independence. The compatibility between work and the family quickly improved because non-maternal childcare activities involving baby sitters, tutors, childcare workers and other professionals were common. Gender equity was achieved swiftly both in formal and informal spheres because women's position was already high in ancient ages. The decline in marriage institution was immediately compensated by increase in cohabitation and extramarital birth.

| The more distant the family pattern from Northern/Western Europe, the lower the TFR falls | | |
|---|------------|---|
| Northern/Western Europe | TFR > 1.5 | Offspring of feudal family; Weak family ties, Early home-leaving, High position of women |
| Southern Europe and Japan | TFR > 1.2 | Offspring of feudal family with patriarchic and authoritarian tendency; Strong family ties, Late home-leaving, Strong gender role segregation |
| Korea and Taiwan | TFR > 1.0? | Offspring of Confucian family, Stronger patriarchic and authoritarian tendency than feudal family |

While countries without such extraordinary family patterns inevitably suffer from lowest-low fertility when the society arrives at the postmaterial stage, the situation seems to be severer for Korea and Taiwan than for Japan and Southern Europe. This difference might be attributed to the experience of feudalism. The most typical feudal family pattern can be found in the family law in Medieval England. Parent-child relation and conjugal relation were seen from rights and obligations between autonomous persons. Although the family relation was by no means egalitarian, inferiors like child or wife were thought to have rights in addition to obligation. Women's position was relatively high and the idea of contract was common in family relations. Southern Europe and Japan also have the tradition of feudal family but the influence of Roman, Islamic or Confucian civilization added patriarchic and authoritarian tendency to the family pattern.

Confucian family patterns in China, Taiwan and Korea can be contrasted with these feudal family patterns. Filial piety was absolute obligation because it was the law of nature. A child was totally powerless and rightless against the father and the idea of contract was out of question. This was very different from the Samurai family in Japan in which filial piety was conditioned by returning debt to parents. While the family was the basic model for all social organization in Confucian society, the Samurai family had its model in master-servant relation (Goode, 1963).

Eastern Asian low fertility countries try to reduce the difference from moderately low fertility countries through family policy measures such as monetary supports, childcare services, improving the compatibility between work and the family, work life balance campaign, and subsidizing medical treatments to infecundity. However, a considerable part of difference roots in the cultural pattern and is beyond the family policy. For example, Japan's low enrollment rate of young children in daycare centers is not because of the short supply of service, rather it is because of mothers' wanting to raise their children on their own hands (Retherford and Ogawa, 2006, p. 36). A government

cannot persuade people to cast away the well established social norm of mother's supreme role for childrearing. It is also impossible for a government to force parents to push out children from home earlier under the shortage of scholarship program and reasonable housing capacity. A government definitely should not attempt to induce extramarital births by encouraging welfare mothers.

Although it is impossible for low fertility countries to secure moderately low fertility immediately, the convergence to Northern/Western European family pattern is possible. The recent rise in cohabitation and extramarital birth in Southern European countries (Billari 2008, pp. 9–11) can happen in Eastern Asia. For a governmental effort to be successful in the very long run, it should match the direction of long-term changes that have been taking place in the developed world. Emphasizing or restoring traditional family values is unlikely to induce fertility recovery to the moderately low level. There should be clear opposition against the so-called three-year-old myth that says a mother's working is harmful to the development of very young child. As McDonald (2008, p. 8) points out, an effort to raise nuptiality does not work.

In addition to the problem of cultural pattern, Eastern Asian government cannot spend as much budget as European countries for the family policy. As market oriented neoliberalistic nations, Eastern Asian countries have difficulty to spend a large amount of money for the welfare and family. For example, the national budget for children and the family in Japan was 4.3 trillion yen, accounting only 0.8% of GDP in 2007. The annual budget for pronatal policy in the Saeromaji Plan of Korea is approximately 3.8 trillion won, accounting 0.5% of Korean GDP. Thus, it is very difficult for these countries to achieve moderately low fertility in the near future.

References

- Billari, Francesco C. (2008) "Lowest-low fertility in Europe: Exploring the causes and finding some surprises", *The Japanese Journal of Population*, Vol. 6, No. 1, pp. 1-18
- Caldwell, John C. (2006) *Demographic Transition Theory*, Dordrecht, Springer.
- Easterlin, R. A. (1978) "What Will 1984 Be Like? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure," *Demography*, Vol. 15, No. 4, pp. 397-421.
- Goode, William J. (1963) *World Revolution and Family Patterns*, The Free Press of Glencoe.
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari and José Antonio Ortega (2002) "The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s," *Population and Development Review*, Vol. 28, No. 4, pp. 641-681.
- Lee, Meilin (2009) "Transition to Below Replacement Fertility and Policy Response in Taiwan," *The Japanese Journal of Population*, Vol.7, No.1, 2009, pp. 71-86.
- McDonald, Peter (2005) "Fertility and the State: the efficacy of policy," XXV International Population Conference.
- McDonald, Peter (2008) "Very Low Fertility: Consequences, Causes and Policy Approaches," *The Japanese Journal of Population*, Vol. 6, No. 1, pp. 19-23.
- Reher, David Sven (1998) "Family ties in Western Europe: Persistent contrasts," *Population and Development Review*, Vol. 24, No. 2, pp. 203-234.
- Retherford, Robert D. and Naohiro Ogawa (2006) "Japan's Baby Bust: Causes, Implications, and Policy Responses," in Harris, Fred R. (ed.), *The Baby Bust: Who Will Do the Work? Who Will Pay the Taxes?* Rowman and Littlefield, pp. 5-47.
- van de Kaa, Dirk (1987) "Europe's Second Demographic Transition," *Population Bulletin*, Vol. 42, No. 1.

