

人口問題研究

Journal of Population Problems

第65巻第3号 2009年

特集Ⅰ：わが国における近年の人口移動の実態—第6回人口移動調査の結果より—（その1）

特集Ⅱ：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）



国立社会保障・人口問題研究所

『人口問題研究』編集規程

I. 編集方針

研究所の機関誌として、人口問題に関する学術論文を掲載するとともに、一般への専門知識の普及をも考慮した編集を行う。

II. 発行回数

本誌の発行は、原則として年4回とし、3月（1号）・6月（2号）・9月（3号）・12月（4号）の刊行とする。

III. 執筆者

執筆者は、原則として国立社会保障・人口問題研究所の所員、特別研究官、客員研究員とする。ただし、所外研究協力者との共同研究・プロジェクトの成果については、所外の研究協力者も執筆することができる。また、編集委員会は所外の研究者に執筆を依頼することができる。

IV. 査読制度

編集委員会は依頼論文以外の掲載論文（研究論文、研究ノート）を査読者に依頼し、査読者は別に定める報告様式に従い結果を編集委員会に報告する。編集委員会は査読の結果をもって採否の決定を行う。

V. 著作権

掲載された論文等の著作権は原則として国立社会保障・人口問題研究所に属する。ただし、論文中で引用する文章や図表の著作権に関する問題は、著者が責任を負う。

1998年9月

人口問題研究

第65巻第3号(2009年9月)

特集Ⅰ わが国における近年の人口移動の実態

—第6回人口移動調査の結果より—(その1)

特集に寄せて—第6回人口移動調査に際して—……………西岡八郎・1～2

人口移動と出生行動の関係について—初婚前における

大都市圏への移動者を中心として……………小池司朗・3～20

The Impact of Long-Distance Family Migration on

Married Women's Employment Status in Japan

……………千年よしみ・21～39

特集Ⅱ 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のタイミング—日米比較

……………菅桂太・40～57

夫のワークライフバランスが妻の出産意欲に与える影響

……………西岡八郎・星敦士・58～72

資料

国連世界人口推計2008年版の概要

……………佐藤龍三郎・石川晃・別府志海・73～105

研究活動報告……………106～111

2009年度社会保障・人口問題基本調査「第6回世帯動態調査」の施

行—日本人口学会第61回大会

Journal of Population Problems
(JINKO MONDAI KENKYU)
Vol.65 No.3
2009

Special Issue I: The Sixth National Survey on Migration, 2006 (Part 1)

- Introduction.....Hachiro NISHIOKA • 1-2
On the Relation of Migration and Fertility Behavior
—Focusing on the Migrants to Metropolitan Areas before First
Marriage—Shiro KOIKE • 3-20
The Impact of Long-Distance Family Migration on Married
Women's Employment Status in JapanYoshimi CHITOSE • 21-39

**Special Issue II: The International Comparative Studies on Gender and
Generation (PHASE II): Part 3**

- Does Leaving Parental Home Accelerate the Timing of the 1st
Marriage in the United States and Japan?Keita SUGA • 40-57
Causal Relationship between Husbands' Work-Life Balance and
Wives' Desire to Bear Children
.....Hachiro NISHIOKA and Atsushi HOSHI • 58-72

Material

- Selected Demographic Indicators from the United Nations' World
Population Prospects, the 2008 Revision
.....Ryuzaburo SATO Akira ISHIKAWA and Motomi BEPPU • 73-105

Miscellaneous News

.....
*National Institute of Population
and Social Security Research*
Hibiya Kokusai Building 6F
2-2-3 Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku, Tokyo, Japan, 100-001

特 集 I

わが国における近年の人口移動の実態—第6回人口移動調査の結果より— (その1)

特集に寄せて—第6回人口移動調査に際して—

西 岡 八 郎

総務省統計局によれば、わが国の人口は2004年にピークに達し、翌年から日本の人口は「自然減」に転じた。しかし、都道府県・市町村などでは、すでに2000年以前に人口減少がはじまっていた地域は少なくない。各自治体にとって、人口の増減は存立のための最も基本的な要件の一つだが、地域人口の変動には人口移動が重要な役割を果たしている。わが国の人口移動については、高度経済成長期以降、基本的な趨勢は停滞傾向にある。しかし、現在でも市町村間を越えて移動する人口は、年に数百万人にのぼる。大都市圏への人口集中は、依然として収束する気配がない。近年では、大都市への「都心回帰」現象や、高度経済成長期に大都市に移動した世代の「Uターン」「Iターン」移動も、社会の各方面から注目されている。こうしたなか、人口移動の現状を詳しく調査・分析していくことは、地域人口の変動を理解する上で重要である。また、人口移動は全国的なデータの整備が遅れている統計分野であり、こうした調査の結果には行政施策の基礎資料として少なからず意義がある。

さて、来年2010年は国勢調査の実施年にあたっている。人口移動統計との関連でひとことふれておきたい。調査事項については、政府の内閣府統計委員会人口・社会統計部会で検討されている(第3次試験調査を終えている)。社人研からは、国勢調査の移動情報を得るための調査事項について、国勢調査の度に毎回要望を出し続けてきた(詳細は、拙著「特集に際して—人口移動統計と社人研・移動調査について」『人口問題研究』57巻1号、2001年)。2010年国勢調査では、要望事項のひとつであった「5年前の居住地」を把握する調査事項において、従来把握の対象としていなかった5歳未満の子どもについて、その移動情報を得るため出生当時母親が普段住んでいた「住居の所在地」情報を把握するように変更される予定である(2000年国勢調査では「記入する必要なし」)。「出生→0~4歳」の転出入データが得られ、すべての年齢層の移動情報が得られることになった。これにより人口移動研究のみならず、社人研が5年ごとに実施する「都道府県別将来人口推計」「市区町村別将来人口推計」などの地域別の将来人口推計にとっても有意義なデータとなる(理由、意義については前記拙著を参照)。ただ、「5年前の常住地」を把握する調査事項については10年ごとの実施となっており、10年ごとのデータでは利用上制約を受ける。5年おきの国勢調査で同様の人口移動データが得られてこそ移動情報の有効性、利用価値を高めることになる。人口移動統計は、出生や死亡などの人口動態統計に比べ利用者にとっては整備が遅れている状況にある。5年ごとにわが国の人口分布の変化を把握できる基礎

社人研・人口移動調査の主な調査項目（移動歴関連のみ）

対象・項目 調査回数・年次	調査対象		1年前 常住地	5年前 常住地	現住地 入居時期	出生地	義務教育 終了時
第1回 1976年	世帯主		○	—	○	○	○
第2回 1986年	世帯主・配偶者		—	—	○	○	○
第3回 1991年	世帯員全員		○	○	○	○	—
第4回 1996年	世帯員全員		○	○	○	○	○
第5回 2001年	世帯員全員		○	○	○	○	○
第6回 2006年	世帯員全員		○	○	○	○	○

対象・項目 調査回数・年次	最終学校 卒業地	初職後 常住地	結婚前 常住地	結婚後 常住地	退職時 常住地	5年後の 居住予定	居住経験のある 都道府県
第1回 1976年	○	○	—	○	—	○	—
第2回 1986年	○	○	○	○	—	—	—
第3回 1991年	○	○	—	○	○	—	—
第4回 1996年	○	○	○	○	—	○	○*
第5回 2001年	○	○	○	○	—	○	○*
第6回 2006年	○	○	○	○	—	○	○

○は実査された項目。* 世帯主・配偶者のみ。

(注) 1976年調査の5年後居住予定は、単に移転予定の有無、移転先を尋ねている。1986年調査では、卒業直前の常住地を中学、高校、短大・専門学校、大学・大学院それぞれ経験したものすべてについて尋ねている。また、世帯員については、出生地についてのみ設問している。

データを提供して頂けるよう要望しておきたい。

国勢調査以外では、人口移動統計にとって住民基本台帳人口移動報告が重要なデータ源である。この報告からは、各年次ごとに都道府県間の移動発生件数がOD表（出発地と到着地との間のクロス表）の形で入手できる。人口移動の長期的変動を観察するのに適しているが、男女別の総移動量が表章されるのみで年齢別の移動データは入手できない。人口移動研究の進展や地域別の将来人口推計にとって重要なデータとなる男女年齢別の集計結果の公表を是非実現させて頂きたい。

本特集は、2006年に調査を実施した第6回人口移動調査のデータを利用した研究成果の一部を収録している。本調査は、第3回調査（1991年実施）以降、第4回調査（1996年実施）、第5回調査（2001年実施）、そして今回の第6回調査と調査対象、調査内容をほぼ継承している。調査対象者は、第3回調査以降世帯員全員としたが、第6回調査でも全世界帯員を調査対象としている。本調査は、調査対象となる世帯員個々の主なライフステージ、出生時点、義務教育卒業時点、最終学校卒業時点、最初の就職時点、初婚前後での居住地や1年前常住地、5年前常住地、現住地などを尋ねており、それぞれの段階でどのような移動を経験したかを把握できる。個々人の移動歴データを経年で収集することができる日本で唯一の全国調査といえる。第6回調査では、第4回調査、第5回調査では世帯主・配偶者のみに尋ねていた「居住経験のある都道府県」を新たに世帯員全員に尋ねることにした（「社人研・人口移動調査の主な調査項目」を参照）。また、個人の移動歴のほかにも、何をきっかけに、なぜ移動したかという移動理由、5年後の居住地の意向を尋ねる項目、などに関するデータも入手できる。これらのデータから地域人口の動向を左右する人口移動の実態を明らかにし、地域人口の変化を見通すことは重要である（調査結果については、『日本における近年の人口移動—第6回人口移動調査』（調査研究報告資料第25号、2009年）を参照）。

特集原稿については、本号（第65巻3号）、および第66巻1号に掲載予定である。

特集 I : わが国における近年の人口移動の実態—第 6 回人口移動調査の結果より—(その 1)

人口移動と出生行動の関係について

—初婚前における大都市圏への移動者を中心として—

小池 司 朗

本稿では「第 6 回人口移動調査」のデータを利用し、人口移動と出生行動の関係について分析を行った。出生地・現住地及び初婚前後の居住地に基づいて移動類型を設定し、類型別の平均子ども数を算出したところ、初婚前から大都市圏に移動した人（「R+ (UU)」）の子ども数が著しく少ないことが明らかになった。その要因を特定するために、対象者の属性データを説明変数とした順序ロジスティック回帰分析を行った結果、「R+ (UU)」の類型では全体的な学歴・初婚年齢の高さが子ども数の少なさに影響を与えていることは示せたが、十分な説明力を持つには至らなかった。こうしたことから、移動者の社会経済的属性が出生率の差に関連しているとする Selectivity 仮説のほか、大都市圏のライフスタイルに適応することによって出生率が低下するとする Adaptation 仮説など、様々な要因が複合的に作用することで「R+ (UU)」の低出生率が説明できると推察された。

I. はじめに

平成21 (2009) 年 1 月 30 日、厚生労働省より「平成15~19年 人口動態保健所・市区町村別統計の概況」が公表された。当該期間の全国の合計特殊出生率 (TFR) は 1.31 であったが、市区町村別にみれば最高の鹿児島県伊仙町 (2.42) から最低の東京都目黒区 (0.74) まで非常に大きな較差がある。前回の「平成10~14年 人口動態保健所・市区町村別統計の概況」と比較すると、一部 TFR が大きく変動している自治体も見受けられるが、その大半は特殊要因による出生率変動を受けやすい人口規模の小さな自治体である。市区町村別の統計が存在する昭和58~62年以降のデータをみても、全体としては、全国と地域との TFR の較差が概ね維持されたまま推移しており、地域的な出生率高低のパターンはほとんど変わっていない。時系列データがより豊富な都道府県別の TFR をみても、昭和45 (1970) 年頃を中心として一時的に傾向が逆転したが (高橋 1997)、その他の年次では一貫して大都市圏で低く非大都市圏で高いというパターンが認められる (国立社会保障・人口問題研究所 2009)。

こうした地域別出生率の安定的な較差の要因については様々な研究蓄積があり、較差を社会経済的要因や自治体の政策的要因などから分析した事例は散見される (たとえば、廣嶋・三田 1995, 田中 2003, 財団法人こども未来財団 2005, 厚生労働省 2005, 佐々井

2007など). 若年層の性比の偏りが札幌市の継続的な低出生率に大きな影響を与えているとする原(2008)の研究も興味深い. これらの分析は地域別出生率較差の要因を把握するうえで重要な視角を提示しているが, その他の要因として, 人口移動そのものの影響は考えられないであろうかというのが本稿の主旨である. 程度の差はあれ, 大都市圏の非大都市圏に対する転入超過傾向は長期間にわたって継続している. 単純に考えれば, 出生率が相対的に高い地域から低い地域への人口移動によって出生率較差は縮小するようにも捉えられるが, 少なくとも直近約30年間は目立った縮小傾向が認められない. この動きは一体どのように説明されるのであろうか. 本稿では, 「第5回人口移動調査」(以下, 前回調査)による調査結果から人口移動と出生行動との関連を解明しようとした小池(2006)に引き続き, 「第6回人口移動調査」(以下, 今回調査)の調査結果から, 本テーマに関する新たな知見を獲得することを主たる目的とする.

II. 人口移動と出生の関係について

わが国において, 人口移動が出生行動に及ぼす影響に直接的に触れた論文は上田(1964)・田中(2001)・Hodge and Ogawa(1991)などわずかであるが, 海外では発展途上国を中心として比較的多くみられる(Goldstein and Goldstein 1981, Hervitz 1985, Bacal 1988, Lee and Pol 1993, McKinney 1993, Brockerhoff and Yang 1994, Jansen and Ahlburg 2004など). 各国の異なる社会経済情勢を反映し, 詳細な分析結果は多少異なるが, 全体として人口移動は出生率の低下と密接な関係があるという論調が展開されている. そのなかで共通して観察されているのは, 非大都市圏から大都市圏へ移動した人々(Migrants)は, 非大都市圏に残留した人々(Stayers)と比較して出生率が低いという現象であり, その仮説要因は概ね次の3点に集約される(McKinney 1993).

第一に Selectivity は, 出生率較差の要因を Migrants と Stayers の間における学歴や就業状態など社会経済的な属性の違いに求める. すなわち出生率の差は移動前の段階から決まっているとする仮説である. 第二に Adaptation は, Migrants が大都市圏に居住している間に大都市圏の社会経済的環境や住環境などに適応し, 出生行動も大都市圏のそれに自然と近づくことにより差が生じるという仮説である. この場合, 大都市圏での居住期間が出生率の変化を規定する決定的な要因となる(McKinney 1993). 第三に Disruption は, 移動に伴う体力的・心理的な負担により移動と同時期における出生行動が避けられ, 結果として移動を行わない Stayers の出生率と比較して低くなるとする仮説である. 人口移動に注目した場合, Adaptation と Disruption は人口移動そのものが大都市圏や全国の出生率を低下させているという観点に立つが, Selectivity は人口移動と出生率の間に直接的な関係がないという見方である¹⁾.

1) ここで述べた三要因のほか, Socialization が挙げられている研究もある(Brockerhoff and Yang 1994, Hervitz 1985). 子どもの時に育った環境が出生率に影響するというもので, 本仮説によれば, Migrants の出生率は一世代が経過した後はじめて大都市圏 Stayers の出生率に近づくことになる.

では、わが国においては人口移動と出生率に関係はあるのだろうか。前回調査データを利用した小池（2006）では、非大都市圏から大都市圏に移動した Migrants の平均子ども数は非大都市圏や大都市圏の Stayers のそれと比較して少なく、Migrants によって大都市圏の出生率はさらに低下している可能性が示唆された。また調査対象者の属性データを活用した諸分析を行ったところ、上で述べた Selectivity・Adaptation・Disruption はそれぞれ異なる形で Migrants の低出生率に関連しているが、なかでも婚姻年数ごとの累積子ども数の分布から導かれた Adaptation 仮説が最有力であると推定された。以下、同様の観点を今回調査データに適用する。しかし今回調査は前回調査と異なり、世帯主の子どもの出生年月に関する設問が割愛されているため、小池（2006）と同じ手法で Adaptation や Disruption による影響を評価することができない。そこで本稿では少し枠組みを変えた分析により、移動と子ども数との関係、およびその要因を明らかにしていくこととする。

なお上で述べた発展途上国における諸研究は大変興味深いものの、わが国の状況とは一線を画すべきであると考えられる。途上国の大半では、首都やそれに準じる大都市圏と非大都市圏との間で生活水準等が大きく異なり、また未だ乳児死亡率が高水準である地域が非大都市圏を中心として多く存在する。一方わが国では、大都市圏と非大都市圏の生活水準や乳児死亡率に大きな差はない。多民族国家も多いため民族による出生率の差も無視できない。交通機関の発達度が異なり、途上国においては一般に大都市圏への移動に対するハードルが高いことも念頭に置いておく必要がある。その意味でも、わが国において同様の研究を行うことは大いに意義あるものであろう。

具体的な分析に入る前に、次節では人口分布の変化が全国出生率の変化に対してどの程度の影響を持っているのかについて、定量的な算出を試みることにする。

Ⅲ. 人口分布変化と全国出生率の関係

前述のように、大都市圏における転入超過傾向は長期間にわたって継続しているものの、地域別の出生率較差には大きな変化が認められない。したがって、高度経済成長期前から人口分布が変動しないなかで地域別出生率の実績と同様に变化する仮想状態と比較すると、実際には出生率の相対的に低い大都市圏における人口シェアが高まっている分、全国 TFR は低くなっていると考えられる。こうした人口分布変化が全国 TFR に与えた影響については、清水（2001）により興味深い分析がなされている。それによると、全体としてみれば人口分布変化の全国 TFR に対する影響は限定的であるものの、地域によっては分布変動効果も目立っており、特に東京大都市圏における分布変動は全国 TFR に対して大きな影響力を持つことが示されている。

本節では昭和30（1955）年を起点とし、地域別年齢別の出生率の実績と同様に变化する一方で人口移動が全く発生しなかったと仮定した場合の全国 TFR を算出し、実際の全国 TFR の動きとの比較から、人口分布変化が全国 TFR に与えた影響を評価することとする。

る。もちろん出生行動が人口移動を規定することもあり得るため、ここで求められる実際 TFR と仮想 TFR との差がすべて人口移動による影響と判断することはできないが、人口分布変化と全国 TFR の関連性をみるうえで意味のある分析と考えられる。

TFR は、出生率を 5 歳階級別に算出したものを足し上げた値とした。分母人口は国勢調査による都道府県別 5 歳階級別女子人口（年齢不詳は按分）²⁾、分子には国勢調査と同年の人口動態統計による都道府県別女子 5 歳階級別出生数を用いることによって出生率を算出した。14 歳以下からの出生数・50 歳以上からの出生数は、それぞれ便宜上 15～19 歳・45～49 歳からの出生数として扱い、年齢不詳の出生は数が非常に少ないため無視した。これらの措置により、公表されている実績値とは若干異なることがある。また、人口移動が全く発生しなかったと仮定した場合の全国 TFR 算出に必要な年齢別生残率は、全都道府県ですべて同一とした。再生産年齢に相当する 15～49 歳では都道府県間の較差も非常に小さいことから、無理のない仮定であろう。

上記の仮定によれば、ある t 年における実績の全国 $TFR(t)_a$ は次のように算出される。

$$TFR(t)_a = 5 \times \sum_x \frac{B(t)_x}{P(t)_x} = 5 \times \sum_x \sum_k \frac{P_k(t)_x \cdot f_k(t)_x}{P(t)_x} = 5 \times \sum_x \sum_k d_k(t)_x \cdot f_k(t)_x \quad \dots \textcircled{1}$$

ここに、 $P(t)_x$: t 年の全国女子 $x \sim x+4$ 歳人口、 $B(t)_x$: t 年の全国女子 $x \sim x+4$ 歳からの出生数、 $P_k(t)_x$: t 年の都道府県 k 女子 $x \sim x+4$ 歳人口、 $f_k(t)_x$: t 年の都道府県 k 女子 $x \sim x+4$ 歳人口の出生率、 $d_k(t)_x$: t 年の都道府県 k 女子 $x \sim x+4$ 歳人口が全国の女子 $x \sim x+4$ 歳人口に占めるシェア、である。

一方仮想の全国 TFR は都道府県別年齢別の出生率が実績と同一で、 $t-5 \rightarrow t$ 年における人口移動が発生しなかったと仮定した場合の TFR である。都道府県別年齢別の生残率をすべて一律の値としていることに注意すると、仮想の全国 $TFR(t)_i$ は、

$$TFR(t)_i = 5 \times \sum_x \sum_k \frac{(P_k(t-5)_{x-5} \cdot S(t-5)_{x-5}) \cdot f_k(t)_x}{(P(t-5)_{x-5} \cdot S(t-5)_{x-5})} = 5 \times \sum_x \sum_k d_k(t-5)_{x-5} \cdot f_k(t)_x \quad \dots \textcircled{2}$$

として求められる。ただし、 $S(t-5)_{x-5}$: $t-5 \rightarrow t$ 年の $x-5 \sim x-1$ 歳 $\rightarrow x \sim x+4$ 歳女子の生残率である。②式は、①式中の $d_k(t)_x$ を $d_k(t-5)_{x-5}$ に置き換えただけの式となる。①式および②式より、昭和 35 (1960) 年から平成 17 (2005) 年までの $TFR(t)_a \cdot TFR(t)_i$ を算出し、両者の差とともに示したのが表 1 である。

2) 出生数の資料として利用した人口動態統計との整合性から、本来は日本人人口を分母とした方が適切であると考えられるが、1955 年の国勢調査では都道府県別・年齢別の日本人人口が表象されておらず、一貫性を保つためにすべて総人口データとした。

本表によれば、すべての時点において $TFR(t)_a$ は $TFR(t)_i$ を下回る値となっている。したがって、過去50年間にわたって人口分布変化はもっぱら全国 TFR を押し下げる方向に作用してきたことがわかる。最もその差が大きいのは昭和35（1960）年であり、昭和30（1955）年からの5年間における激しい人口分布変化の影響がうかがえる。一方で昭和50（1975）年においては両者の差はほとんどないが、昭和45（1970）年からの5年間にオイルショックをはさんでおり、人口分布の変化自体が小さかったことが主要因といえよう。 $TFR(t)_a$ と $TFR(t)_i$ の差をすべての年次について足し上げると約-0.06となり、この値が昭和30（1955）年から平成17（2005）年までの50年間の人口分布変化によってもたらされた全国 TFR の変化と考えることができる。全国の実績 TFR は同じ50年間に1.13だけ低下しているが、このうちの約5.3%に相当する0.06が単なる人口分布変化（その大半が国内人口移動によるもの）の影響となれば、非大都市圏から大都市圏への人口移動が全国の出生率を低下させるという仮説が、わが国に当てはまる可能性も生じてくるだろう。

IV. 移動類型別の平均子ども数

詳細な分析に入る前に本節では、今回調査データから初婚後一定期間を経過した男女について出生地・現住地等に基づいて分類した移動類型別の平均子ども数を求め、類型間に特徴的な差がみられるか否かを検証する。前回調査データを利用した小池（2006）では、現住地別の平均子ども数に有意な差がみられると同時に、出生地が非大都市圏の女性に着目した場合、初婚直前・直後の居住地が大都市圏の人は平均子ども数が他の移動類型と比較して大幅に少ないことなどが明らかになっている。全く異なるサンプルデータである今回調査からは、どのような結果が得られるであろうか。

まず、全国を大都市圏（U）と非大都市圏（R）に分け、出生地と現住地から表2の単純な移動類型を設定した。後述のとおり、出生地と現住地の類型が同じ場合でもその間の居住地類型が異なることは多々あるが、ここでは全体的な傾向を把握するために、ひとまず出生地と現住地の類型が同じ場合を Stayers、両者が異なる場合を Migrants として扱うこ

表1 TFR(t)_a・TFR(t)_i およびその差

年	TFR(t) _a	TFR(t) _i	TFR(t) _a -TFR(t) _i
昭和30(1955)年	2.364		
昭和35(1960)年	2.006	2.028	-0.0219
昭和40(1965)年	2.138	2.149	-0.0108
昭和45(1970)年	2.083	2.087	-0.0036
昭和50(1975)年	1.928	1.928	-0.0001
昭和55(1980)年	1.737	1.743	-0.0063
昭和60(1985)年	1.729	1.732	-0.0037
平成2(1990)年	1.503	1.505	-0.0017
平成7(1995)年	1.392	1.393	-0.0007
平成12(2000)年	1.343	1.348	-0.0051
平成17(2005)年	1.238	1.244	-0.0059
2005年-1955年	-1.126	実績-仮想の和	-0.0598
分布変化の寄与率(%)			5.31

※TFRの算出方法が異なるため、TFR(t)_aは公式の値とは異なることがある。

表2 出生地と現住地に基づく移動類型

出生地	現住地	移動類型
R	R	RR
R	U	RU
U	R	UR
U	U	UU

※U：大都市圏（東京・埼玉・千葉・愛知・岐阜・三重・大阪・京都・兵庫の各都府県）、R：非大都市圏（上記以外の道県）

ととする。表3は、ほぼ出生行動を終えたと考えられる初婚後15年以上が経過した既婚の世帯主・配偶者について、移動類型別および出生地別・現住地別の平均子ども数を男女別に示したものである。

表3 移動類型別・出生地別・現住地別、平均子ども数

移動類型別	男				女			
	RR	RU	UR	UU	RR	RU	UR	UU
	2.258 (2.083)	2.075 (1.864)	2.103 (2.058)	2.143 (1.979)	2.234 (2.076)	2.048 (1.902)	2.188 (2.206)	2.135 (1.982)
出生地別	R (RR+RU)		U (UR+UU)		R (RR+RU)		U (UR+UU)	
	2.221 (2.030)		2.140 (1.988)		2.197 (2.035)		2.140 (2.003)	
現住地別	R (RR+UR)		U (RU+UU)		R (RR+UR)		U (RU+UU)	
	2.249 (2.081)		2.123 (1.937)		2.231 (2.083)		2.110 (1.954)	
全体	2.192 (2.018)				2.177 (2.027)			

※初婚後15年以上が経過した世帯主または配偶者の男女について、各項目の上段が今回調査、下段の括弧内は前回調査による値。今回調査の値は、初婚前後の居住地が不詳であるものを除く。

前回調査と比較すると、女性の「UR」を除くすべての移動類型

において今回調査の平均子ども数の方が多くなっている³⁾。今回調査において平均子ども数が多い順に並べると、男性については「RR」→「UU」→「UR」→「RU」、女性については「RR」→「UR」→「UU」→「RU」となっている。前回調査では女性の「UR」で最も平均子ども数が多くなっていたが、4つのタイプのなかで「UR」はサンプル数が最も少ないため、安定した傾向が得られていない。しかし「UR」を除いてみれば、前回・今回の男女ともに「RR」→「UU」→「RU」と同じ序列となっている。すなわち、現住地が大都市圏の人に注目すると、平均子ども数は大都市圏 Stayers よりも Migrants の方が少ないということである。全体としてもサンプル数が必ずしも十分とはいえないため、この傾向が一般性を持つかどうかまではわからないが、連続する2回の調査で「UR」を除く類型別の平均子ども数が同じ序列となり、しかもそれらの間に比較的大きな差がみられるということは、一定の説得力を持つと考えて良いだろう。また出生地別・現住地別の平均子ども数をみると、双方とも非大都市圏の方が多いが、「RU」の少ない平均子ども数に引っ張られる形で現住地別の方が差が拡大している。ちなみにブラジルを対象地域とした Hertz (1985) やセネガルを対象地域とした McKinney (1993) など発展途上国における研究では大半の場合、既往子ども数の多い順に、「RR」→「RU」→「UU」となっており、「RU」と「UU」の順序が上記とは逆となっている。このことは、わが国においては人口移動が発展途上国以上に大都市圏の出生率低下に寄与している可能性を示すものであるといえる。

続いて移動類型別に子ども数の分布をみると(図1)、すべての類型で子ども数1人以下の割合はほぼ同じであり、無子割合に関しては「RU」が最も低くなっているが、3人以上の割合も「RU」が最も低く、この点が他の類型と比較して平均子ども数が少ない最大の要因となっている。子ども数の分布に関しても、「UR」を除いて前回調査と大変似通った結果が得られており、「RU」で2人の割合が最大である点も共通している。以下

3) 原因は定かではないが、今回調査では死亡した子どもも含めた子ども数を書くように明記したことが一因と考えられる。

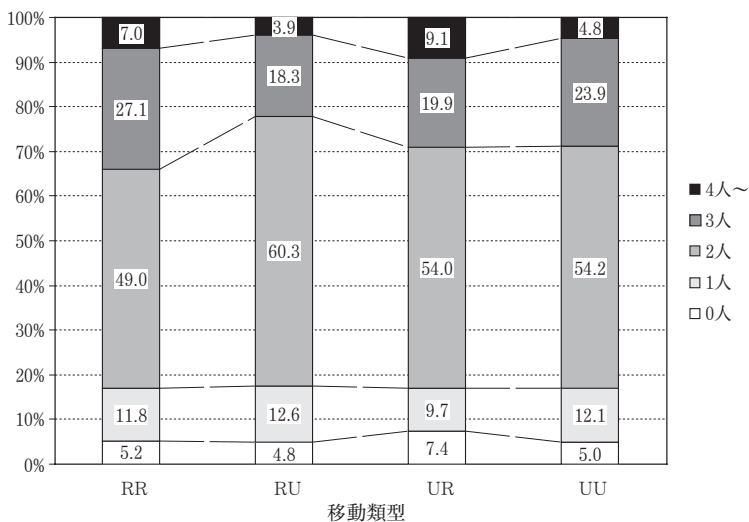
では、前回と同様に対象を女性に絞って分析を進める。

ここまでは出生地と現居住地のみに基づく単純な類型別に平均子ども数を算出したが、出生から現在（調査時点）に至るまでの実際の移動パターンは非常に多岐にわたる。とりわけ、実際に出生行動をとっていた時期における居住地および移動パターンは、出生行動を大きく規定する要素と考えられるが、本調査ではそ

れらを正確にとらえられる情報は存在しない。そこで小池（2006）と同様、本調査から得られる初婚直前・初婚直後の居住地情報を追加し、「RR」・「RU」の細分類化を行う（表4）。もちろん初婚直前・初婚直後のそれぞれ前後に移動が発生している可能性などがあり、実際の居住期間との整合性は必ずしも十分ではないが、「RU」を例にとると、概ね「RU（UU）」→「RU（RU）」→「RU（RR）」の順に大都市圏での居住期間が長いと考えられる。なお「UU」と「UR」についてはサンプル数が非常に少なくなる類型が現れるため、細分類化を行わなかった。このほか、「RR（UR）」・「RU（UR）」となるサンプル、すなわち非大都市圏出身者で初婚に伴って大都市圏から非大都市圏に移動したサンプルも若干存在するが、ここでは集計対象から外した。

表5は「RR」・「RU」について細分類化を行い、同様に平均子ども数の分布をみたものである。本表によれば、「RR」・「RU」ともに初婚直前・初婚直後の居住地によって平均子ども数が大きく

図1 移動類型別、子ども数の分布



※初婚後15年以上が経過した男女について、初婚前後の居住地が不詳であるものを除く。

表4 初婚前後の居住地に基づく移動類型の細分類化

移動類型	初婚直前	初婚直後	細分類
RR	R	R	RR(RR)
	R	U	RR(RU)
	U	U	RR(UU)
RU	R	R	RU(RR)
	R	U	RU(RU)
	U	U	RU(UU)

※U・Rについては表2を参照。

表5 細分類別、平均子ども数

移動類型 (再掲)	RR			RU		
		2.234 (2.076)			2.048 (1.902)	
細分類	RR(RR)	RR(RU)	RR(UU)	RU(RR)	RU(RU)	RU(UU)
	2.250 (2.100)	2.167 (1.944)	1.879 (1.772)	2.173 (2.028)	2.132 (2.033)	1.993 (1.813)

※初婚後15年以上が経過した世帯主または配偶者の女性について、各項目の上段が今回調査、下段の括弧内は前回調査による値。

異なり、細分類別にみれば平均子ども数が多い順に (RR) → (RU) → (UU) となっている。すなわち、非大都市圏 Stayers や遅い時期に大都市圏に移動してきたと思われる人ほど子ども数が多い傾向があるが、前回・今回ともに際だっているのは (RU) と (UU) の差であり、初婚前に大都市圏に居住している人の子ども数が非常に少ない。「UU」のなかの大多数は初婚直前・初婚直後も大都市圏に居住しているが（すなわち「UU (UU)」）、「RR (UU)」・「RU (UU)」では、「UU」と比較しても平均子ども数が大幅に少なくなっている。

本節の初めで、Migrants である「RU」の移動類型で平均子ども数が少ないことを示したが、本類型では初婚前に大都市圏へ移動した人の割合が高く、実際には現住地が大都市圏であるかどうかよりはむしろ、大都市圏に移動した時期によって子ども数がある程度規定されることが窺える。次節においては初婚前後の居住地を重視した類型（以下、初婚類型）を表6のように再設定し、平均子ども数が特に少ない「R+ (UU)」を中心として分析を進めることとする。

表6 初婚前後の居住地に基づく細分類の再編

細分類	初婚類型
RR(RR)	R+(RR)
RU(RR)	
RR(RU)	R+(RU)
RU(RU)	
RR(UU)	R+(UU)
RU(UU)	
UU	UU
UR	その他
上記以外	

※U・Rについては表2を参照。

V. 子ども数カテゴリーを目的変数とした多変量解析

本節では今回調査の対象者となった既婚女性をサンプルデータとし、それらの属性を説明変数、子ども数カテゴリーを目的変数とした順序ロジスティック回帰分析を行う。その際、すべてのサンプルを対象とした回帰分析を行って子ども数に影響を及ぼしている要因を明らかにした後、初婚類型別にみた予測子ども数カテゴリーと実際子ども数カテゴリーの比較等を通じて、モデルの説明力を検証する。

また前節では初婚後15年以上が経過した人を対象として平均子ども数等を算出したが、本節では初婚後15年未満の女性も別途分析対象とする。その主たる目的は、出生行動をほぼ終えた人々とその途中の人々の間で、平均子ども数に影響を及ぼす要因が異なるのかどうかを明らかにすることである。初婚後15年以上・15年未満の各女性に適用した順序ロジスティック回帰分析の説明変数を、その分布とともに示したのが表7である。初婚後15年未満において分布が著しく少ない変数カテゴリーは他の変数に統合するなど、両者で用いた変数は若干異なっている。また被説明変数の子ども数カテゴリーについては、表8のとおり初婚後15年以上と15年未満でカテゴリーを分けた。

表7 ロジスティック回帰分析に用いた説明変数とその分布

初婚後15年以上 (N=4,146)

説明変数 (量)		表記	平均
年齢		年齢	58.4(歳)
初婚年齢		初婚年齢	24.1(歳)
説明変数 (質)		表記	割合 (%)
配偶関係	有配偶 (配偶者と同居)	有配偶 (同居)	80.1
	有配偶 (配偶者と別居)	有配偶 (別居)	2.0
	離別	離別	6.0
	死別	死別	11.9
学歴	小学校	小学校	2.1
	新制中学, 旧制高小など	中学校	19.7
	新制高校, 旧制中学, 女学校など	高校	48.4
	専修学校 (高卒後) など	専修	10.2
	短期大学, 高専など	短大	13.0
	大学, 大学院など	大学	6.6
	正規職員	学・正規	75.2
従業上の地位・学卒直後	パート・アルバイト	学・パート	6.5
	派遣・嘱託・契約社員	学・派遣	1.7
	自営・家族従業者・内職	学・自営	8.4
	会社などの役員	学・役員	0.3
	無職	学・無職	7.9
	正規職員	現・正規	11.6
	パート・アルバイト	現・パート	21.7
従業上の地位・現在	派遣・嘱託・契約社員	現・派遣	3.2
	自営・家族従業者・内職	現・自営	11.0
	会社などの役員	現・役員	2.6
	無職	現・無職	49.9
	1・2	県カテ1	76.3
	3・4	県カテ2	20.1
	5～	県カテ3	3.6

※すべて不詳を除いた値。居住経験都道府県数には外国を含む。

初婚後15年未満 (N=1,519)

説明変数 (量)		表記	平均
初婚年齢		初婚年齢	26.6(歳)
初婚からの年数		婚姻年数	7.6(年)
説明変数 (質)		表記	割合 (%)
配偶関係	有配偶 (配偶者と同居)	有配偶 (同居)	93.2
	有配偶 (配偶者と別居)	有配偶 (別居)	1.5
	離別・死別	離死別	5.3
学歴	新制中学, 旧制高小など	中学校	3.8
	新制高校, 旧制中学, 女学校など	高校	32.3
	専修学校 (高卒後) など	専修	19.7
	短期大学, 高専など	短大	26.7
	大学, 大学院など	大学	17.6
	正規職員	学・正規	82.3
従業上の地位・学卒直後	パート・アルバイト	学・パート	10.3
	派遣・嘱託・契約社員	学・派遣	3.0
	自営・家族従業者・内職	学・自営	1.4
	無職	学・無職	3.0
	正規職員	現・正規	18.9
	パート・アルバイト	現・パート	21.3
	派遣・嘱託・契約社員	現・派遣	4.8
従業上の地位・現在	自営・家族従業者・内職	現・自営	6.3
	会社などの役員	現・役員	0.7
	無職	現・無職	48.1
	1・2	県カテ1	76.4
居住経験都道府県数	3・4	県カテ2	20.1
	5～	県カテ3	3.4

※すべて不詳を除いた値。居住経験都道府県数には外国を含む。

投入した説明変数のなかで、主に最終学歴や学卒直後の従業上の地位は Selectivity、居住経験都道府県数は Disruption の検証にそれぞれ活用する。Disruption の検証には、本来は出生行動をとっていた時期における移動状況を把握する必要があるが、今回調査からそれを明らかにすることはできない。しかし、たとえば生涯の居住経験都道府県数が1や2であれば、出生行動をとっていた時期において長距離移動が発生した可能性はきわめて低い。こうしたことから、居住経験都道府県数は Disruption の検証にも有用であると判断した。一方 Adaptation については今回直接検証することが困難であるため、主としてモデル当てはめ後の考察材料とする。

まず、初婚後15年以上の女性全体に対して順序ロジスティック回帰分析を行った結果が表9である。

レファレンス・カテゴリーを本表のように設定した場合、子ども数カテゴリーに対して1%水準で有意であったのは、年齢と初婚年齢のほか、「離別」・「現・パート」・「現・自営」であった。子ども数カテゴリーは年齢が上がるほど緩やかに上昇し、初婚年齢が上がるほど急速に低下することは想定された結果である。「離別」は負に有意であるが、出生行動が完結する前に離別が発生している可能性も高いことから、これも想定された結果である。また「現・パート」・「現・自営」はいずれも正に有意であるが、現在の従業上の地位のレファレンス・カテゴリーを無職とした場合、5%有意の「現・役員」を含めて全カテゴリーの係数がプラスとなっており、現在の従業上の地位「無職」の人が他と比較して子ども数カテゴリーが少ないと考えるのが妥当であろう。一方、Selectivity と Disruption の検証のために導入した学歴・学卒直後の従業上の地位・居住都道府県数カテゴリーにおいては、1%水準で有意の変数はなく、わずかに「学・役員」が5%水準で有意となっているのみである。もっとも「学・役員」は該当数が非常に少なく、本分析のみでは子ども数との関係が必ずしも明確であるとはいえない。

続いて、初婚類型別にみた子ども数の予測カテ

表8 初婚後15年以上と初婚後15年未満の子ども数カテゴリー

子ども数	15年以上カテゴリー	15年未満カテゴリー
0人	1	1
1人		2
2人	2	3
3人～	3	

表9 ロジスティック回帰分析による各変数の係数（初婚後15年以上の女性）

説明変数		回帰係数	有意
年齢		0.011	**
初婚年齢		-0.131	**
配偶関係	死別	-0.122	
	離別	-0.951	**
	有配偶 (別居)	0.162	
	有配偶 (同居)		
学歴	小学校	0.320	
	中学校	-0.161	
	高校	-0.168	
	専修	-0.180	
	短大	0.078	
	大学		
従業上の地位・学卒直後	学・正規	-0.072	
	学・パート	0.013	
	学・派遣	-0.131	
	学・自営	0.169	
	学・役員	-1.235	*
	学・無職		
従業上の地位・現在	現・正規	0.205	
	現・パート	0.379	**
	現・派遣	0.197	
	現・自営	0.400	**
	現・役員	0.391	*
	現・無職		
居住経験都道府県数	県カテ1	0.093	
	県カテ2	-0.027	
	県カテ3		

※網掛けはレファレンス・カテゴリー。有意の欄の*は5%水準、**は1%水準でそれぞれ有意。

ゴリーと実際カテゴリーについて考察する(表10)。まず予測カテゴリーの平均値をみると、「R+(UU)」において最も低くなっており、他の類型をみると「R+(RR)」は「UU」よりも高い。これらのことから、本モデルにより初婚類型別の子ども数分布がある程度説明できているといえる。

初婚類型別の説明変数分布をみると(表11)、「R+(UU)」の類型において大卒の割合が最も高くなっており、中川(2006)で述べられているように高学歴女性が選択的に大都市圏へ移動してきている可能性が指摘できる。子ども数カテゴリーに対して有意であった初婚年齢をみると、「R+(UU)」の類型において最も平均値が高い値となっている。本来であれば学歴のほか、所得や出生行動を取っていた時期における職種、さらに結婚観なども変数として取り入れなければ、Selectivityの影響を正確に検証することは不可能であると考えられるが、これらについては本調査では質問項目外となっており、残念ながら詳細は不明である。しかし「R+(UU)」における高学歴および初婚年齢の高さから、初婚類型別子ども数に対するSelectivityによる影響が多少見て取れる。また初婚類型別の平均年齢の差は多少あるものの、表9のとおり年齢の係数は初婚年齢の係数と比較して絶対値が小さく、また離別割合は「R+(RU)」において全体より大幅に低いがその他の類型では大差なく、これらの影響はほぼ無視できると考えて良いだろう。一方、現在の従業上の地位「無職」の割合は「R+(UU)」において最低であり、この点では子ども数に対して最も有利な分布となっているが、予測カテゴリーの上昇に結びついてはいない。

表10 初婚類型別の予測・実際子ども数カテゴリーとその差(初婚後15年以上の女性)

初婚類型	予測カテゴリー 平均値	実際カテゴリー 平均値	実際-予測
R+(RR)	2.060	2.184	0.124
R+(RU)	2.012	2.119	0.107
R+(UU)	2.000	2.002	0.002
UU	2.036	2.123	0.087
その他	2.022	2.180	0.158
全体	2.042	2.141	0.099

表11 初婚類型別の統計(初婚後15年以上の女性)

初婚類型	平均年齢 (歳)	平均初婚 年齢(歳)	離別割合 (%)	大卒割合 (%)	現・無職 割合(%)
R+(RR)	59.3	23.9	6.2	3.4	49.3
R+(RU)	59.5	24.3	1.8	8.3	56.5
R+(UU)	57.5	24.5	6.9	11.3	44.4
UU	57.7	24.3	5.9	9.2	52.0
その他	56.8	24.1	7.1	8.2	49.7
全体	58.4	24.1	6.0	6.6	49.9

※不詳を除いた値。

また予測カテゴリーと実際カテゴリーの各平均値を比較すると(表10)、全初婚類型において予測カテゴリーが実際カテゴリーを下回っている。これは、必ずしも全体的なモデルの適合度が良くないことを表しているが、「R+(UU)」においては両平均値がほぼ同じ値となっており、相対的には実際よりも子ども数が高めに予測されているなど、類型別にみれば両者の差にバラツキが認められる。逆に言えば、ここでの説明変数とは別の要因が、初婚類型別の実際の子どもの数分布をさらに変化させていると考えられる。

一方、初婚後15年未満の女性について同様に順序ロジスティック回帰分析を行った結果が表12である。

初婚後15年以上の女性と比較すると、初婚年齢と「離(死)別」が有意となったのは共通しているが、その他のカテゴリで有意となる変数がいくつか異なっている。すなわち、レファレンス・カテゴリを表12のように設定した場合、「現・正規」・「現・パート」・「現・派遣」が1%水準で負に有意、また「専修」が5%水準で正に有意となった。前者は仕事と子育ての両立の難しさを反映し、後者は初婚年齢と関連しているとみられる。これらが初婚後15年以上の女性で有意とならなかったのは、前者は「現在の従業上の地位」であり、出生行動を取っていた時期と出生行動を終えた時点での従業上の地位が相異なる場合が多いためであろう。初婚後15年以上の女性について出生行動を取っていた時期における従業上の地位を説明変数とした場合、同様に有意となった可能性もあると考えられる。「無職」をレファレンス・カテゴリとすると、15年未満では一転してすべての変数カテゴリの係数がマイナスとなっているのも目を引くところである。一方後者については、主にキャッチアップ効果によるものと考えられる。すなわち初婚後15年未満の女性は出生行動の途中段階であり、特に高学歴の女性では完結子ども数よりも少なめとなる傾向が強いと思われる。しかし全国的な高学歴化とそれに伴う晩婚化により、コーホート合計出生率は低下傾向が継続しており(守泉 2007)、初婚後15年未満の女性が出生行動を終えた段階における完結子ども数を目的変数としても、初婚後15年以上の女性とは異なり学歴が同様に有意となる可能性は高いといえよう。「大卒」をレファレンス・カテゴリとした場合、「専修」以外は有意とはなっていないものの、すべての変数カテゴリの係数がプラスとなっており、「大卒」女性の子ども数が少ない傾向は明らかとなっている。

初婚後15年未満の場合、初婚からの年数とともに子ども数は当然増加するため、全サンプルを一括して分析を行うことには意味がない。そこで以下では、婚姻年数を5年ごとに区切って初婚類型別の分析を行う。なおこの措置を施した場合、「R+ (RU)」は各年数グループに属するサンプル数が非常に少なくなり、本類型の実態を正しく反映しない可能性が高いため、「その他」の類型に含めることとした。類型別の予測子ども数カテゴリと実際子ども数カテゴリを初婚からの年数別にみたのが表13である。

表12 ロジスティック回帰分析による各変数の係数(初婚後15年未満の女性)

変数		回帰係数	有意
初婚年齢		-0.364	**
婚姻年数		0.275	**
配偶関係	離死別	-0.642	**
	有配偶(別居)	-0.272	
	有配偶(同居)		
学歴	中学校	0.162	
	高校	0.289	
	専修	0.378	*
	短大	0.269	
	大学		
従業上の地位・学卒直後	学・正規	0.003	
	学・パート	-0.098	
	学・派遣	0.526	
	学・自営	0.038	
	学・無職		
従業上の地位・現在	現・正規	-0.746	**
	現・パート	-0.614	**
	現・派遣	-1.516	**
	現・自営	-0.162	
	現・役員	-0.754	
	現・無職		
居住経験都道府県数	県カテ1	0.124	
	県カテ2	-0.047	
	県カテ3		

※網掛けはレファレンス・カテゴリ。有意の欄の*は5%水準、**は1%水準でそれぞれ有意。

表13 初婚類型別の予測・実際子ども数カテゴリーとその差（初婚後15年未満の女性）

婚姻年数 初婚類型	0～4年			5～9年			10～14年		
	予測カテゴリー 平均値	実際カテゴリー 平均値	実際－ 予測	予測カテゴリー 平均値	実際カテゴリー 平均値	実際－ 予測	予測カテゴリー 平均値	実際カテゴリー 平均値	実際－ 予測
R+(RR)	1.615	1.816	0.201	2.653	2.496	-0.157	2.971	2.623	-0.347
R+(UU)	1.359	1.436	0.077	2.581	2.323	-0.258	2.933	2.556	-0.378
UU	1.584	1.651	0.066	2.656	2.398	-0.258	2.996	2.690	-0.305
その他	1.392	1.521	0.128	2.413	2.238	-0.175	2.985	2.581	-0.404
全体	1.561	1.689	0.129	2.629	2.428	-0.201	2.979	2.641	-0.338

※「R+（RU）」は婚姻年数別のサンプル数が少ないため、その他に含めた。網掛けは全体の差よりも小さい部分。

予測子ども数カテゴリーの平均値をみると、「R+（UU）」は5～9年を除いて最低の値となっており、全体的な高学歴および初婚年齢の高さ（表14）が影響していることが窺える。特に大卒割合に関しては「R+（RU）」および「R+（UU）」と「R+（RR）」との差が初婚後15年以上の女性と比較して拡大しており、中川（2005）で指摘されている1990年代後半における女性の選択的移動の顕在化と符合する。また初婚後15年以上の女性と同様、現在の従業上の地位「無職」の割合も最低であるが、初婚後15年未満の場合はこの点も「R+（UU）」における予測カテゴリーを低下させているといえる。

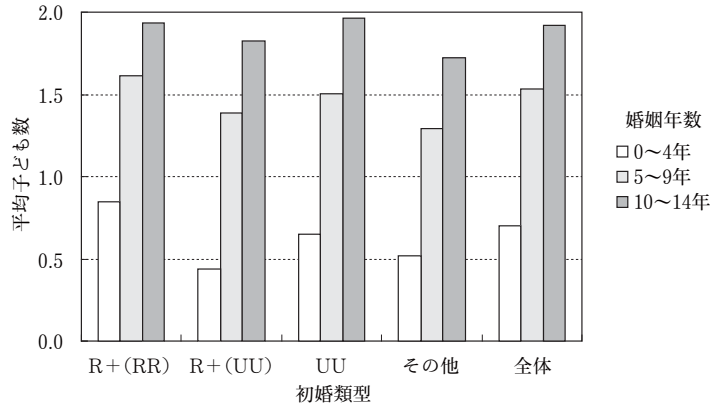
表14 初婚類型別の統計（初婚後15年未満の女性）

	平均年齢 (歳)	平均初婚 年齢 (歳)	離死別 割合 (%)	大卒割合 (%)	現・無職 割合 (%)
R+(RR)	33.7	26.1	7.0	12.2	42.9
R+(RU)	35.2	27.1	5.9	32.4	61.8
R+(UU)	35.0	27.6	2.6	25.2	42.6
UU	34.3	26.7	4.6	20.6	52.9
その他	34.7	27.2	1.0	20.6	53.9
全体	34.1	26.6	5.3	17.6	48.1

※不詳を除いた値。

実際子ども数カテゴリーの平均値との差を算出すると、「R+（UU）」は0～4年において全体の差よりもプラス幅が小さく、5～9年と10～14年においてマイナス幅が大きい。すべての婚姻年数において全体の差よりも小さくなっているのは「R+（UU）」だけである。このことから「R+（UU）」に対しては、初婚後15年以上の場合と同様に、本分析に投入した説明変数以外の何らかの要因が子ども数を低下させる方向に作用させていると考えられる。婚姻年数別平均子ども数の分布をみると（図2）、「R+（UU）」ではとりわけ0～4年において著しく少なく、年数を重ねるごとに全体との差は縮まる傾向にあるものの、すべての期間で全体を下回っている。

図2 初婚類型別・婚姻年数別、平均子ども数（初婚後15年未満の女性）



※「R+（RU）」は婚姻年数別のサンプル数が少ないため、その他に含めた。

以上のように、初婚後15年以上および15年未満の女性ともに、モデルから得られた「R+（UU）」の予測子ども数カテゴリーは全サンプルよりも低いが、実際の「R+（UU）」の子ども数カテゴリーは、予測子ども数カテゴリーよりも相対的にさらに低いことが明らかになった。すなわち「R+（UU）」の子ども数の少なさに対しては、初婚年齢など本モデルで説明可能な要因とそれら以外の説明不可能な要因の双方が影響しているのではないかと考えられる。次節では特に後者の部分について若干の考察を加え、結びとする。

VI. 考察

本稿では「第6回人口移動調査」データを利用し、出生地・現住地および初婚前後の居住地に基づいた類型別に平均子ども数を算出した後、対象を女性に限定し、子ども数に影響を与える要因について多変量解析により説明を試みた。その結果、出生地非大都市圏・現住地大都市圏の人（「RU」）の平均子ども数は他の類型と比較して男女ともに少なかったが、初婚前後の居住地に基づいて細分類化を行ったところ、初婚前に大都市圏に移動したとみられる人（「R+（UU）」）の子ども数が大幅に少なかった。さらに子ども数カテゴリーを目的変数とした順序ロジスティック回帰分析を行ったところ、初婚後15年以上が経過した女性と15年未満の女性では、子ども数に対して有意である説明変数は若干異なったものの、初婚年齢についてはともに有意であるという結果が得られた。「R+（UU）」の女性は全体として高学歴でかつ平均初婚年齢が高く、その点が子ども数の少なさに大きく影響していることが明らかになったが、高学歴や高就業率が平均初婚年齢の高さにつながっているとすれば、Selectivityによる影響が一定程度認められたといえる。ただ「R+（UU）」について子ども数の予測カテゴリーと実際カテゴリーを比較すると相対的に後者の方が低くなっており、モデルに投入した説明変数以外の要因の存在も示唆された。その一つの手がかりとして、初婚後15年未満の女性において婚姻年数を5年ごとに区切って平

均子ども数を算出したところ、「R+ (UU)」の女性は初婚後0～4年の子ども数がとりわけ少なかった。こうしたことから初婚年齢の高さとは別に、「R+ (UU)」の女性に対しては結婚後の出生を躊躇する何らかの要因が働いていると推測される。

考え得る要因としては、子育てのサポート資源や所得の格差などが挙げられる。これらについては本調査の対象外となっているため詳細は不明であるが、たとえばサポート資源に関しては、「R+ (UU)」・「R+ (RU)」では親元を離れて大都市圏に移動してきた人が多く含まれることが想定されるため、「RR (RR)」や「UU」と比較すると豊富ではない可能性が高い。育児期の女性が得られるサポート資源の多様性が子ども数と大きく関わっていること（星 2007）などを考えれば、「RR (RR)」や「UU」と「R+ (UU)」との平均子ども数の差は、サポート資源によってある程度説明できるとも考えられる。初婚後15年以上が経過した女性の夫の出生都道府県と初婚後居住都道府県を比較しても、「R+ (RU)」と「R+ (UU)」では両者の異なる割合が高く（表15）、これらの類型では夫の親族も含めてサポート資源の少ないことが窺える。しかし「R+ (RU)」と「R+ (UU)」ではサポート資源に関して条件は大差ないと考えられるが、初婚後15年以上が経過した男女において両者の平均子ども数の差は今回調査・前回調査を通じて大きく、これを説明するには別の要因の存在を想定する必要がある。

表15 初婚類型別、夫の出生都道府県と初婚直後の居住都道府県が異なる割合（初婚後15年以上の女性）

					(%)
R+(RR)	R+(RU)	R+(UU)	UU	その他	全体
14.8	68.6	71.7	32.9	36.8	30.7

※夫の出生都道府県データが得られるサンプルについて。

そこで、「R+ (UU)」では早い時期から大都市圏に居住していることによるAdaptationの影響が一つの可能性として考えられる。若い頃から、出生地とは大きく異なる大都市圏の環境を目の当たりにすることで、結婚や出生行動をはじめ大都市圏のライフスタイルに自然と適応していくのではないだろうか。「R+ (UU)」と「R+ (RU)」との間で明らかに異なる点があるとすれば、初婚前における大都市圏での居住経験であり、その点が平均初婚年齢や平均子ども数の差に何らかの影響を与えている可能性は高いと思われる。

また小池（2006）では、今回の調査項目に盛り込まれなかった住宅の種類が有意な変数として取り上げられており、「RU」の類型では持ち家以外の割合が高いことが、全体として子ども数を低下させる方向に作用していた。出生率に対する住宅の影響については廣嶋（1994）や田中（2003）等でも指摘されているところであり、住宅を含めた子育て環境全般がMigrantsとStayersの間で異なることが、子ども数の差と関連していることも十分に考えられる。

一方Disruptionの検証のために導入した居住都道府県数は有意とはならなかった。今日までの既往研究において、移動の時期を避けて出産が行われるためにDisruptionは一

時的な現象であることが指摘されており（たとえば、Lee and Pol 1993）、前回調査データを分析した小池（2006）においても同様の可能性が示唆されている。本調査からは出生行動をとっていた時期における移動状況が把握できないため、より詳細には別のデータ等を用いて検証する必要があるが、Disruptionは短期的な出生スケジュールには影響を及ぼすものの、完結子ども数との関係は限定的であるとも推定される。

以上をまとめると、SelectivityとAdaptation、およびサポート資源や住宅等の要因が複合的に重なった結果、Migrantsの出生率は非大都市圏Stayersや大都市圏Stayersのそれよりも低くなっているのであろうというのが、筆者の考えである。その多くは本調査から直接的に導かれた結論ではなく、調査データを用いた分析では説明できなかった残差から想定しうる推論であるが、「R+（UU）」の類型において、2回の調査で連続して顕著な平均子ども数の少なさが認められたのは偶然ではなく、おそらく単一の要因によるものでもないと考えられる。今回サンプル数の都合等により変数に盛り込めなかった配偶者の社会経済的屬性もまた、重要な要素に位置づけられるだろう。

本稿は夫婦出生力のみを分析対象としたが、出生力全体に与える影響を測定するには未婚者の分析もまた不可欠である。Migrantsが未婚という選択をする場合も、上で述べたような要因が少なからず働いているものと考えられる。今後は「人口移動調査」以外のあらゆるデータも併せて活用し、MigrantsとStayersそれぞれの出生行動に対して影響を及ぼす要因とそれらの寄与度を明らかにすることを、主たる課題としたい。

参考文献

- Bacal,R.-A. A. (1988) "Migration and Migration and Fertility in the Philippines: Hendershot's Selectivity Model Revisited", *Philippine Population Journal*, 4-1/4, pp.53-67.
- Brockerhoff,M., and Yang,X. (1994) "Impact of Migration on Fertility in Sub-Saharan Africa", *Social Biology*, 41-1/2, pp.19-43.
- Goldstein S. and Goldstein A. (1981) "The Impact of Migration on Fertility: an 'Own Children' Analysis for Thailand", *Population Studies*, 35-2, pp.265-284.
- 原俊彦（2008）「札幌市の少子化—日本の政令指定都市の中で見た人口学的特徴」、『人口学研究』43, pp.21-35.
- Hervitz H. M. (1985) "Selectivity, Adaptation, or Disruption? A comparison of Alternative Hypotheses on the Effects of Migration on Fertility: The Case of Brazil", *International Migration Review*, 19-2, 293-317.
- 廣嶋清志（1994）「大都市地域の住宅事情が出生率に及ぼす影響—東京都区市1985年、1990年の観察—」、『Urban Housing Sciences』10, pp.10-16.
- 廣嶋清志・三田房美（1995）「近年における都道府県別出生率格差の分析」、『人口問題研究』50-4, pp.1-30.
- Hodge and Ogawa(1991) 'Urbanization, Migration and Fertility ', in Hodge R. and Ogawa N. *Fertility Change in Contemporary Japan*, The University of Chicago Press, pp.164-183.
- 星敦士（2007）「サポートネットワークが出生行動と意識に与える影響」、『人口問題研究』63-4, pp.14-27.
- Jensen E. R. and Ahlburg D. A. (2004) "Why Does Migration Decrease Fertility? Evidence from the Philippines", *Population Studies*, 58-2, pp.219-231.
- 小池司朗（2006）「出生行動に対する人口移動の影響について—人口移動は出生率を低下させるか？—」、『人口問題研究』62-4, pp.3-19.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2009）『人口統計資料集 2009』

- 厚生労働省 (2005) 『平成17年版 厚生労働白書 地域とともに支えるこれからの社会保障』.
- Lee B. S. and Pol L. G. (1993) "The Influence of Rural-Urban Migration on Migrant's Fertility in Korea, Mexico and Cameroon", *Population Research and Policy Review*, 12, pp.3-26.
- McKinney, B.J.(1993) *Impact of Rural-Urban Migration on Migrant Fertility in Senegal*, DHS Working Papers No.6, Macro International Inc.
- 守泉理恵 (2007) 「先進諸国の出生率をめぐる国際的動向」, 『海外社会保障研究』 160, pp.4-21.
- 中川聡史 (2005) 「東京圏をめぐる近年の人口移動—高学歴者と女性の選択的集中—」, 『国民経済雑誌』 191-5, pp.65-78.
- 中川聡史 (2006) 「人口減少と人口移動」, 『オペレーションズ・リサーチ』 51-1, pp.24-29.
- 佐々井司 (2007) 「夫婦出生力の地域格差」, 『人口問題研究』 63-3, pp.3-23.
- 清水昌人 (2001) 「人口分布変動が TFR に与えた影響」, 『人口問題研究』 57-2, pp.49-59.
- 高橋眞一 (1997) 「出生力の地域的分析」, 濱英彦・山口喜一編著『地域人口分析の基礎』 古今書院, pp.37-59.
- 田中恭子 (2001) 「東京大都市圏における出生力地域較差の分析—人口移動及び女性の就業との関連で—」, 『社会科学論集』 103, pp.35-56.
- 田中恭子 (2003) 「大都市圏の地域出生力較差—住宅・地価・学歴因子との関連で—」, 『社会科学論集』 110, pp.39-54.
- 上田正夫 (1964) 「都道府県別出生と人口移動との関係に関する一研究」, 『人口問題研究』 92, pp.1-22.
- 財団法人こども未来財団 (2005) 『出生率上昇に寄与する政策効果に関する研究』, (児童関連サービス調査研究等事業報告書 平成16年度).

On the Relation of Migration and Fertility Behavior —Focusing on the Migrants to Metropolitan Areas before First Marriage—

Shiro KOIKE

This paper investigates the impact of migration on fertility using the data of "The Sixth National Survey on Migration". Migration types are set based on the birthplace, current residence, and before and after the first marriage. Average number of children of migrants to the metropolitan areas from non-metropolitan areas before the first marriage ("R+(UU)" in this paper) is substantially fewer than those of other migration types. Although the logistic regression analysis, in which the sample attribute data are committed to explanatory variables and number of children to independent variable, makes it clear that higher education and higher age of the first marriage of "R+(UU)" are main factors of the low fertility, it is also clear that their explanations are inadequate, as the actual number of children is still lower than the estimated number of children. Therefore, a number of factors, for example, "Adaptation" hypothesis, in which the migrants gradually adapt to the lifestyle in the metropolitan areas, as well as "Selectivity" hypothesis, in which the difference of social and economical attributes between migrants and stayers is strongly related to the fertility difference, are supposed to contribute the low fertility of "R+(UU)".

特集 I : わが国における近年の人口移動の実態—第 6 回人口移動調査の結果より—(その 1)

The Impact of Long-Distance Family Migration on Married Women's Employment Status in Japan

Yoshimi CHITOSE

Using the data from the Sixth National Survey on Migration conducted in 2006, I analyzed: (1) whether family migration has made a disruptive impact on married women's employment status, and (2) whether the gender-role perspective explains the relationship in the Japanese context. The results are surprisingly consistent with the studies in the United States and Great Britain. The analyses indicated that both long-distance and short-distance family migration exert disruptive long-lasting effects on full-time employment of married women. The negative effect of family migration is much stronger for long-distance migration which is consistent with the past research. In addition, the analyses show that the effect of long-distance migration is significant for part-time employment also, though the effect is attenuated and does not last as long. The analyses also indicated that wives who migrated to follow a spouse whose reason of migration is employment-related are least likely to work full-time relative to wives whose spouse indicated other reasons. Since women playing a subsidiary role in family migration decision are assumed to hold more traditional gender-role beliefs, the result is considered to support the gender-role perspective.

I. Introduction

Past empirical evidence clearly indicates that family migration weakens women's labor market status in two-earner households, and that women disproportionately continue to bear the costs of family migration (Boyle, Feng and Gayle 2009; Boyle et al. 2001; Cooke et al. 2009; Jacobsen and Levin 1997; Lichter 1983; Maxwell 1988; Smits 1999). Women are likely to experience lower income (Cooke et al. 2009; Jacobson and Levin 1997; LeClere and McLaughlin 1997; Lichter 1983; Smits 2001), shorter hours or weeks worked (Cooke and Bailey 1999; LeClere and McLaughlin 1997), lower occupational status (Chattopadhyay 1997), underemployment or unemployment (Bailey and Cooke 1998; Boyle et al. 2001; Chattopadhyay 1997; Chitose 2006; Cooke 2001; Lichter 1982; Shihadeh 1991; Smits 1999), and even an exit from the labor force (Boyle et al. 2003; Clark and Huang 2006; Cooke 2001; LeClere and McLaughlin 1997), while family migration is usually associated with positive earnings growth for men.

Much of the past work on the relationship between family migration and women's labor market status is dominated by the human capital perspective (Mincer 1978; Sandell 1977). In recent years, researchers have started to question the gender-neutrality assumption of the human capital

perspective (Bielby and Bielby 1992; Shihadeh 1991), and to argue that the perspective does not account for the gender biased results of post-migration economic statuses of dual-earner couples. Consequently, more recent studies have started to focus on the gender-role perspective in explaining the relationship between family migration and women's labor market outcome (Bielby and Bielby 1991; Boyle and Halfacree 1999; Cooke 2001; Shauman and Noonan 2007; Shihadeh 1991).

In this paper, I provide additional support of the gender-role perspective by examining the impact of family migration on married women's employment status in the context of Japan. I analyze whether married women experience negative employment consequences after family migration, and if so, whether the gender-role perspective explains the result. The Japanese data provides an excellent opportunity to evaluate the gender-role perspective in the relationship between family migration and married women's employment status for two reasons. First, Japan is one of the least gender-egalitarian societies among industrialized countries (Tsuya and Mason 1995). International surveys have shown that traditional gender-role attitudes remain relatively strong in Japan (for example, see Cabinet Office 2004). Because traditional gender-role attitudes remain stronger in Japan than in other western industrialized countries, it is worth examining whether the perspective accounts for the situation in Japan.

Second, the relationship between family migration and women's economic status is a research area that deserves more scholarly attention among migration studies in Japan. The research in this field has been largely neglected except for a few studies (Chitose 2006; Miyoshi 2009). In Japan, it is well understood that child bearing is the biggest challenge for married women to continue their labor market activities (NIPSSR 2007; Yu 2005). Although the impact of family migration has not become a center of scholarly attention, there is evidence that family migration may be playing an important role in determining the labor market activities of married women. According to the survey conducted by the Japan Institute of Labour (JIL), nearly 70 percent of women who exited the labor market after marriage or child birth cited difficulties in combining work and child care as the reason for leaving the labor market (JIL 1998). In the same survey, nearly 40 percent of women who graduated from university cited the husband's job transfer as the reason for leaving the labor market. An examination of the impact of the relationship between family migration and women's economic status in the Japanese context provides an excellent opportunity to test the generality of the past findings.

II. Theoretical Perspectives and Empirical Evidence

Economic outcome of family migration for women emerged as a research agenda once married women's labor force participation began to increase (Lichter 1982). With respect to individual migration, the human capital model of migration is a dominant theoretical perspective since

regardless of sex, individuals appear to migrate in order to maximize his/her utility (Mincer 1978; Sandell 1977). Earlier research in the 1970s found that traditional families (where the husband is the breadwinner) are more mobile and are more likely to make longer distance moves than dual-earner families (Duncan and Perrucci 1976; Long 1974). These studies also indicated that in the case of dual-earner families, long-distance family migration disrupts wives' continued participation in employment (Duncan and Perucci 1976; Long 1974; Sandell 1977).

Mincer (1978) proposed the family migration theoretical perspective which is basically the extension of the neoclassical human capital model of individual migration (Sjaastad 1962). Taking family as a unit, the model assumes that a family maximizes net benefits accrued to the whole family. Family migration takes place if the expected net income gains of a family after migration exceed the losses of the family. The model suggests that for dual-earner couples, wives are more likely to weaken their labor market position while the husbands strengthen their economic statuses. Often, migration of husbands is associated with offers for pay raise, better paying new jobs or higher positions. For working wives, it is extremely unlikely to get higher paying jobs at the new destination at the same timing as the husband. Thus, given the gender gap in earnings, it is usually the wife who is a "tied migrant" (Sandell 1977).

More recent studies, however, began to question the validity of the human capital perspective. Although the perspective is gender-neutral, empirical results consistently suggested that wives' careers are sacrificed on behalf of husbands' job advancement. For example, some studies revealed that husbands' human capital and job attributes led to improved post-migration economic status for husbands but the same cannot be said regarding their wives (Duncan and Perucci 1976; Lichter 1982, 1983; Shihadeh 1991). Boyle, Cooke and Bailey (1999) showed that even in cases when the women had a higher occupational status than their husbands, women are more likely to be unemployed or economically inactive after the move.

Given these results, family migration studies in the 1990s have shifted its focus more on the gender-role perspective. This perspective emphasizes gender-roles that men and women are socialized to accept in their society (Bielby and Bielby 1992; Shihadeh 1991). Typically, traditional social norms expect wives to take care of children and households while husbands are responsible for the economic aspects of households. This implies that women are assumed to place family first and personal goals second while the opposite applies for men. This is not to state that women lack power in decision making in every sphere of daily life. Women are expected to make important decisions especially when children and household matters are concerned. On the other hand, men have power in making decisions regarding labor market activities and economic aspects of the family. Because long-distance family migration is often associated with the economic improvement of a household as a whole, family migration is more likely to be associated with personal gains for husbands while it is associated with personal loss for working wives.

Bielby and Bielby (1992) demonstrated that a husband holding traditional gender-role beliefs

tend to give little consideration to the disruption of his wife's employment when evaluating a potential job opportunity in new location. This attitude persists even when the level of wife's earnings is substantial. A woman holding traditional gender-role beliefs, on the other hand, tends to sacrifice job advancement if she has to ask her husband to leave a well paying job. Shihadeh (1991) also demonstrated the possibility that gender-role beliefs shape the family migration decisions. According to his study, the most powerful determinant of obtaining post-migration employment for married women was not women's demographic or socioeconomic characteristics, but whether she played a subsidiary role in a decision to move. The chances of post-migration employment substantially decreased for those women who deferred to their husbands in the reasons to move, or those holding traditional gender-role beliefs (Shihadeh 1991).

The number of studies in this area accelerated from the latter half of the 1990s and so did the new empirical findings. Boyle and his associates (2001; 2003) conducted a cross-national comparative study between Great Britain and the United States and found that the disruptive effects of family migration on women are consistently observed for both countries. Research by Clark and Huang (2006) also confirmed that the disruptive effects do exist in both Great Britain and the United States but the effect is short-lived, particularly for the latter. Other research such as the study that considered the distance moved (Clark and Withers 2002; Smits 1999), the women's motherhood status (Cooke 2001), the use of migration reasons rather than arbitrary distance cut-off (Boyle, Feng and Gayle 2009), and the structural explanations of sex segregated labor markets (Shauman and Noonan 2007), all broadly confirmed the past general findings that are consistent with the gender-role perspectives.

Four hypotheses on the relationship between family migration and women's employment status are examined. The first hypothesis is that family migration has a disruptive impact on women's employment status. The negative relationship is expected based on the vast amount of empirical evidence indicated earlier. The second hypothesis is that the longer the distance of family migration, the stronger the negative impact of family migration for women's employment status. Long-distance family migration tends to take place when advancement in the husband's employment status is expected. In such cases, wives careers or employment considerations are likely to be placed after that of their husbands. Longer distance family migration is also disruptive for women's full-time employment since it is very difficult for married women with children to find a new job in a new location unless she has special skills. The third hypothesis is that women's human capital has a positive effect on women's employment status as the human capital perspective suggests. The fourth hypothesis is that women holding traditional gender-role beliefs are more likely to weaken their labor market status. This hypothesis is drawn from the gender-role perspective and examines whether the gender-role attitudes explain the family migration outcome of women. Since traditional gender-role beliefs expect husbands to take care of economic aspect of the family, I expect that wives are particularly more likely to be "tied migrants" if husbands

migrated for employment-related reasons and wives followed.

III. Data and Methods

1. Data

I use the data from the 6th National Survey on Migration (NSM6). The NSM6 is one of a series of annual population and social security surveys conducted by the National Institute of Population and Social Security Research (NIPSSR). The annual surveys include five different kinds of national level surveys: the National Fertility Survey, the National Survey on Migration, the National Survey on Family, the National Survey on Household Changes, and the Survey on Social Security and People's Life. The NIPSSR conducts one of the national surveys annually and consequently, each survey basically takes place every five years.

The sample of the NSM6 consists of all the households in randomly selected 300 census tracts¹⁾. The primary respondents are household heads in the selected household. The NSM has been conducted five times in the past²⁾ and the sixth was conducted as of July 1st, 2006. Out of 16,997 targeted households, 14,062 questionnaires were distributed and 12,575 questionnaires were collected by enumerators. Of these, 12,262 questionnaires turned out to be valid with a response rate of 72.1 percent (NIPSSR 2009).

The NSM6 contains basic demographic characteristics as well as important migration related information for all household members. The latter includes a list of past residence at the time of major life events such as the time of birth, graduation from junior high school, graduation from the last school that a respondent was enrolled, right before the first marriage, right after the first marriage, and when the first child entered elementary school. The ages that a respondent experienced each event are also recorded³⁾. In addition, the residence five years before the survey and one year before the survey are also included.

One of the advantages of using the NSM6 data is that it contains some valuable information regarding the most recent migration for all household members. The data contains information as to whether a respondent has ever moved, and if yes, then information on the year and month of the most recent migration that took place, the place of previous residence⁴⁾, and the reason for the move is included. By utilizing the information, it is possible to determine whether husbands and wives moved together, from where to where, and for what reason and when. Moreover, the availability of migration reason information enables me to distinguish the aim of family migration and to test

1) These randomly selected 300 tracts are a part of 1,056 census tracts selected for the *Comprehensive Survey on Living Conditions of the People on Health and Welfare 2006* conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare.

2) So far, the NSM has been conducted in 1976, 1986, 1991, 1996 and 2001.

3) All the ages at the respective event are included except for the time right after marriage.

4) The previous residence question asks a respondent to choose one from the following 5 categories: (1) same residence as now, (2) within the same ward/city, (3) within the same prefecture, (4) another prefecture, and (5) abroad.

hypotheses drawn from the gender-role perspective.

I restricted the analyses to married women living in nuclear-family households together with her husband, aged 18 to 59. For each woman in the data, her husband's demographic and migration related information is appended. In order to take advantage of the information on migration reasons available only for the most recent migration, I focus on the most recent family migration. Thus, in this analysis, family migration is defined as the most recent move taken together by a couple from the same origin to the same destination in the same year and the month. If the joint move is confined within the prefecture, then the move is defined as a short-distance family migration. If the move crosses the prefectural line, then the move is defined as a long-distance family migration. I assume that moves taken within a prefecture are more likely to be residentially motivated while moves crossing prefectural lines are more likely to be complete spatial displacement from the origin. Excluding those observations without the necessary information as will be explained below, the final data set contains 2,562 women.

Before proceeding to the analysis, it is important to warn of the possible sample selection bias in the relationship between family migration and women's employment status. It is well known that migrants are a select sample and are different from nonmigrants in many ways (Clark and Withers 2002). In specific, migrants tend to be those who expect to benefit from moving and nonmigrants tend to be those who expect to benefit from staying. In the family migration context, women who expect to benefit from staying may choose to remain in the origin in order to pursue their career. Professional dual-career couples may move in a different timing or may even choose to live separately, often referred to as a commuter marriage in literature (Miyoshi 2009). Unlike the United States, however, commuter marriage in Japan is probably more common among homemakers rather than professionals. A typical case is that husbands migrate alone due to job transfer while wives and children choose to stay mostly because of schooling or housing reasons. Still, it is important to bear in mind of the possibility that professional women may be systematically dropped out of the sample of women moving together with husbands.

2. Variables

The analyses proceed in two stages. At the first stage, I estimate women's employment status using multinomial logistic regression models to assess the impact of family migration on married women's employment status. In the second stage, I examine the impact of migration reasons on women's employment status restricting the sample to movers alone.

Information concerning the most recent migration has its own unique features. Because there is no temporal restriction, the timing of the most recent migration ranges from the move that took place several decades ago to those that took place right before the survey. Because the time dimension of the most recent migration widely varies, I restricted the analysis to the family migration that took place within the past 5 years and 10 years, respectively. In addition, a model

without time restriction is also tested. By introducing the time restriction, I am comparing women who migrated with husbands within the given time range to their counterparts who migrated before the given time range and those who have never moved after marriage. The latter group also includes a couple who moved separately at different timing.

The dependent variable indicates women's employment status at the time of the survey in three categories: (1) in full-time employment, (2) in part-time employment, and (3) non-employed. The key independent variable in the first analysis is whether women has experienced family migration. I classified family migration into two categories: (1) long-distance migration which crossed the prefectural line and (2) short-distance migration which is confined within a prefecture. Consequently, the model compares three groups of women: (1) nonmigrants, (2) family migrants who moved short-distance within a given time range, and (3) family migrants who moved long-distance within a given time range.

A set of human capital, household and contextual variables that are expected to influence women's employment status are included as independent variables. Women's human capital characteristics are included as age and education. Past studies also suggest the importance of women's past employment experience. These studies typically use panel data and incorporate women's employment status in the year before the move (Bailey and Cooke 1998; Clark and Huang 2006; Cooke et al. 2009). Because of the data limitation, women's employment status in the year before the move is not available for this analysis. Instead, I use women's employment status (whether she worked full-time or not) immediately after her graduation from the last school she was enrolled in.

Household variables include the husband's education (Yu 2005), ownership of housing (Boyle et al. 2001; Lichter 1982), the life course stage of a family as measured by the age of the youngest child (Boyle, Feng and Gayle 2009; Boyle et al. 2001, 2003), and the number of children (Chattopadhyay 1997; Cooke et al. 2009; Yu 2005). As a measure to represent the labor market context of the destination, past studies included rural-urban distinction (Bailey and Cooke 1998; Lichter 1982), region (Boyle, Feng and Gayle 2009), population size (Clark and Huang 2006), and unemployment rate (Clark and Huang 2006). In this study, I include whether the present residence is classified as the Densely Inhabited Districts (DID) or not. DID is often utilized as a representation of urban areas in Japan which has been applied since the 1960 Census⁵.

The second analysis targets family migrants alone and the same sets of independent variables are included. The key variable in this analysis is a combination of migration reasons between wives and husbands. Migration reasons are included as three dummy variables: (1) husbands who migrated for employment-related reasons and wives who migrated to accompany their spouse, (2)

5) The formal definition of the DID is "an area within a *shi*, *ku*, *machi* or *mura* that is composed of a group of contiguous Basic Unit Blocks each of which has a population density of about 4,000 inhabitants of more per square kilometer and whose total population exceeds 5,000 as of 1 October 2005 (Statistics Bureau 2005).

husbands who migrated other than for employment-related reasons and wives who migrated to accompany their spouse, and (3) wives who migrated due to reasons other than to follow their spouse. The third group consists of the reference group. From the gender-role perspective, I expect that the disruptive effect on women's employment status is strongest when wives cited "accompany spouse" as the migration reason and husbands cited "employment" as the migration reason. Excluding observations without information on migration reasons, the data for the second analysis consists of 1,767 women.

IV. Preliminary Analysis

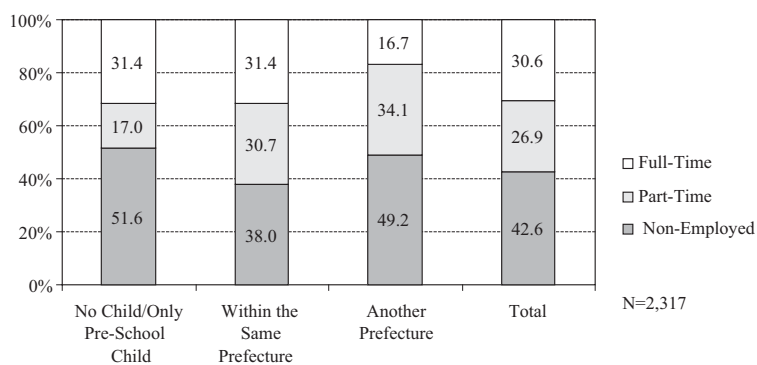
Figure 1 presents percentage distribution of women's employment status by the place of residence at a time when the first child entered elementary school. The most striking result is that only about 17 percent of women who resided in another prefecture when the first child entered elementary school, work full-time. In contrast, more than 30 percent of women who stayed within the same prefecture work full-time. The share of non-employed women is also high among women in the "another prefecture" category with 49.2 percent, but slightly less than 51.6 percent of the "no child/only preschool child" category. The share of the non-employed is lowest with 38.0 percent among women who remained in the same prefecture. The high figure of non-employed women among the "no child/-

only preschool child" is probably due to the larger share of those with only preschool aged children. Although the proportion of women working full-time is lowest among the "another prefecture" category, notice that the proportion of women working part-time is highest in this category.

This implies that women who exited full-time employment due to long-distance family migration may have diverged into part-time employment.

Table 1 presents descriptive statistics of married women in the sample by employment status. Table 1 reveals interesting contrast in the composition of family migration categories between

Figure 1 Women's Employment Status and the Place of Residence When the First Child Entered Elementary School



women who are not employed and women working full-time. The share of nonmigrants is higher for full-time (39 %) than the non-employed (29 %). On the other hand, the share of long-distance migrants is higher among the non-employed (14%) than full-time (6%). With respect to the percentage of short-distance migrants, the proportions out of the non-employed (57 %) and of full-time (55 %) do not differ much. The preliminary results are generally consistent with the past findings that women who move long distance with their husbands are less likely to be employed full-time.

Table 1 Descriptive Statistics for Married Women's Employment Status

	Non-Employed		Part-Time		Full-Time	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Family Migration						
Nonmigrants	0.29	0.45	0.25	0.44	0.39	0.49
Short Distance Migrants	0.57	0.49	0.62	0.48	0.55	0.50
Long Distance Migrants	0.14	0.34	0.12	0.32	0.06	0.24
Age Group						
18-29	0.11	0.31	0.06	0.23	0.07	0.26
30-39	0.43	0.50	0.29	0.46	0.33	0.47
40-49	0.23	0.42	0.39	0.49	0.35	0.48
50-59	0.23	0.42	0.26	0.44	0.25	0.43
Education						
High School	0.46	0.49	0.56	0.50	0.40	0.49
Jr. College	0.41	0.49	0.37	0.48	0.41	0.49
University	0.13	0.34	0.07	0.26	0.19	0.40
Past Employment Status						
Full-Time	0.86	0.35	0.90	0.31	0.92	0.27
Husband's Education						
High School	0.44	0.50	0.50	0.50	0.47	0.50
Jr. College	0.14	0.35	0.17	0.37	0.18	0.38
University	0.42	0.49	0.33	0.47	0.36	0.48
House Ownership						
Owned	0.65	0.48	0.75	0.43	0.77	0.42
Age of Youngest Child						
No Child	0.10	0.30	0.10	0.29	0.15	0.35
0-3 Years	0.33	0.47	0.09	0.29	0.16	0.37
4-6 Years	0.13	0.33	0.11	0.31	0.10	0.30
7 Years +	0.44	0.50	0.70	0.46	0.59	0.49
Number of Children						
DID/Non-DID	1.53	0.86	1.62	0.85	1.53	0.94
DID	0.73	0.44	0.66	0.47	0.60	0.49
N	1,071		701		790	
(%)	41.80		27.36		30.84	

* Total N=2,562

The descriptive statistics for other variables also are generally in line with the past empirical findings. Age composition of the sampled women shows that 43 percent of non-employed women are between 30-39 years old (the corresponding figure for full-time is 33 %). A large share of women in this age group left the labor market due to marriage, pregnancy, child birth, or for child care. Women working full-time have a higher share of being university graduates (19%) than women who are not employed (13%). Also, women working full-time have a higher percentage of those having experience in working full-time in the past (92 %) than non-employed women (86 %). These descriptive results are consistent with the human capital perspective. The percentage distribution of the age of the youngest child also is not contradictory from the empirical results. The percentage of women with no child is higher for women working full-time (15 %) compared to women who are not employed (10 %). In contrast, the percentage of women with 0-3 year old

children is highest among the non-employed (33 %) and lowest among the full-time (16 %).

Table 2 indicates the percentage distribution of women's employment status by family migration status. The result of Table 2 points to two things. First, the share of women who are not employed is highest, and the share of women working full-time is lowest among long-distance migrants no matter how we define the time dimension of family migration. Second, the result also demonstrates that the proportion of the non-employed decreases and at the same time, the proportion of those working full-time increases as the time dimension of family migration becomes more inclusive. In other words, the effect of long-distance family migration weakens as time passes.

Table 2 Married Women's Employment Status by Period and Family Migration Category

	Non-Employed	Part-Time	Full-Time		N	%
2001-2006						
Nonmigrants	37.6	28.5	34.0	100.0	1,873	73.1
Short-Distance Migrants	49.0	26.6	24.5	100.0	580	22.6
Long-Distance Migrants	75.2	11.9	12.8	100.0	109	4.3
1996-2006						
Nonmigrants	37.4	28.3	34.3	100.0	1,425	55.6
Short-Distance Migrants	44.7	27.1	28.2	100.0	981	38.3
Long-Distance Migrants	64.1	20.5	14.4	100.0	156	6.1
Total						
Nonmigrants	39.1	22.5	38.4	100.0	795	31.0
Short-Distance Migrants	41.3	29.4	29.4	100.0	1,491	58.2
Long-Distance Migrants	52.5	30.4	17.0	100.0	276	10.8

* Total N=2,562

When family migration is defined as a move that took place between 2001 and 2006, 75 percent of long-distance migrants are not employed. When the time dimension of family migration is widened to 1996-2006, the share decreases to 64.1 percent. Finally, when there is no time restriction, the percentage of the non-employed among long-distance migrants decreases down to 52.5 percent. In a similar way, the percentage of women working full-time among long-distance migrants increases from 12.8 percent in the 2001-2006 period to 14.4 percent in the 1996-2006 period and finally to 17.0 percent in the model without time restriction. In particular, the rate of increase is high for part-time employment. These observations suggest that the disruptive effect of long-distance family migration does exist but the effect weakens over time. The effect lasts longer especially for full-time employment than part-time. Interestingly, the share of full-time workers among long-distance migrants never reaches the level of nonmigrants, but the share of part-time workers surpasses that of nonmigrants in the long-run.

V. Results

Table 3 displays results from a multinomial logistic model predicting the employment status of married women. The omitted category for the dependent variable is the non-employed. The three models listed in Table 3 all demonstrate that both short-distance and long-distance family migration exerts disruptive effects on the full-time employment of married women, regardless of the time restriction. In other words, family migration is detrimental to married women who work full-time. The negative effect of family migration is much stronger for long-distance migration than short-distance migration which is consistent with past research (Smits 1999). With respect to part-time employment, only long-distance family migration has negative effects. The effect weakens over time and disappears altogether in the long-run, as descriptive tables have shown.

The impact of women's human capital as represented by education and past full-time employment experience are positive and significant for all models of full-time employment. Junior college graduates and university graduates are more likely to work full-time relative to high school graduates, with the likelihood of working full-time being the highest among university graduates. The effect of past full-time employment is also positive and significant for all models of full-time employment. However, the results of the part-time employment models reveal that women's education is negatively related with the likelihood of working part-time. Regardless of how the time dimension of family migration is defined, women with university level education are less likely to work part-time compared to high school graduates.

With respect to the household and contextual variables, the husband's schooling is negatively associated with his wife's likelihood of working full-time. The husband's schooling may have two opposite effects because it affects both his earnings and gender attitudes. The husband's higher education may work to reduce the likelihood of his wife's full-time employment due to his high earnings potential. At the same time, his higher education may work to increase the likelihood of his wife's full-time employment through his less traditional gender-role attitudes. In this analysis, the husband's education appears to reflect the effect of earnings rather than gender-role attitudes since variables measuring income are not included in the models. The negative relationship between women's employment and their husband's education is also confirmed in Yu's work (2005).

Child care demand is one of the major reasons for women to exit the labor market. All three models in Table 3 indicate that the younger the age of the youngest child, the lower the likelihood of women to be employed either full-time or part-time. A closer look at the effect of the age of the youngest children shows that the effect of 0-3 year old children is extremely strong for both types of employment. As the youngest child becomes 4-6 year old, the negative effect weakens, especially for part-time employment. When the child reaches school age, the effect disappears for

Table 3 Multinomial Logistic Regression Results for Married Women's Employment Status

Variable	Model 1: Family Migration 2001-2006		Model 2: Family Migration 1996-2006		Model 3: Family Migration w/o Time Restriction				
	Non-Employed vs. Full-Time	Coefficient	Non-Employed vs. Part-Time	S.E.	Non-Employed vs. Full-Time	S.E.	Non-Employed vs. Part-Time	Coefficient	S.E.
Family Migration									
Nonmigrants	-0.32 **	0.13	-0.29 ***	0.11	-0.05	0.11	-0.43 ***	0.11	0.12
Short-distance	-1.42 ***	0.31	-1.17 ***	0.25	-0.68 ***	0.23	-1.18 ***	0.20	0.18
Long-distance									
Age Group									
18-29									
30-39	0.01	0.20	0.04	0.20	-0.14	0.23	0.06	0.20	0.22
40-49	0.02	0.24	0.09	0.24	-0.11	0.26	0.19	0.24	0.26
50-59	-0.38	0.25	-0.34	0.25	-0.70 ***	0.27	-0.18	0.25	0.27
Education									
High school									
Jr. college	0.38 ***	0.12	0.37 ***	0.11	-0.17	0.11	0.36 ***	0.12	0.12
University	1.06 ***	0.17	1.07 ***	0.17	-0.44 **	0.20	1.05 ***	0.17	0.20
Past Employment									
Non-employed/Part-time									
Full-time	0.59 ***	0.17	0.29 *	0.16	0.58 ***	0.17	0.26	0.16	0.16
Husband's Education									
High school									
Jr. college	0.10	0.15	0.20	0.15	0.20	0.16	0.09	0.15	0.16
University	-0.48 ***	0.13	-0.48 ***	0.13	-0.18	0.13	-0.45 ***	0.13	0.13
House Ownership									
Renting									
Owned	0.22 *	0.13	0.25 *	0.13	-0.05	0.13	0.29 **	0.13	0.13
Age of Youngest Child									
No Child									
0-3 years old	-1.40 ***	0.23	-1.42 ***	0.22	-1.69 ***	0.26	-1.43 ***	0.22	0.26
4-6 years old	-1.03 ***	0.25	-1.02 ***	0.25	-0.53 **	0.27	-1.00 ***	0.25	0.27
7 or older	-0.35	0.22	-0.35	0.22	0.29	0.24	-0.29	0.22	0.24
Number of Children	0.14 *	0.08	0.19 **	0.08	0.19 **	0.08	0.16 **	0.08	0.08
DID									
Non-DID									
DID	-0.53 ***	0.11	-0.53 ***	0.11	-0.17	0.11	-0.50 ***	0.11	0.11
Constant	-0.16	0.27	-0.18	0.27	-0.11	0.28	-0.19	0.27	0.28
Likelihood Ratio		2095.090		2197.330		2249.350			
N		2,562		2,562		2,562			

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

both types of employment. An increase in the number of children increases the likelihood of women's employment for both full-time and part-time employment. An increase in the number of children increases monetary needs to raise them. Moreover, older children may be of help in taking care of younger siblings thereby enabling mothers to work outside. Finally, urban residence decreases the likelihood of full-time employment but no effect is observed for part-time employment. Urban residence may have two effects. It may increase the likelihood of full-time employment due to more work opportunities. On the other hand, it may decrease the likelihood of working full-time because of the higher income of their husbands. The negative effect of urban residence in this analysis may be reflecting income as the models do not include income measures.

Table 4 cross-classifies wives' reason for migration with that of the husbands' to see the extent of wives playing a subsidiary role in family migration. The most popular migration reason among wives is housing-related. More than half of them indicated this response (52.0 %). Accompanying the spouse is the second highest reason indicated by wives and accounts for 21.8% of migrant women. In contrast, only 0.4 percent of husbands indicated this response. Among husbands, the most cited reason for migration is housing-related with 61.6 percent. Next follows an employment-related reason with 13.8 percent.

Looking at the combination of migration reasons, by far, the highest frequency is found among both wives and husbands indicating housing-related reasons. This combination accounts for about half of the total (51.9 %). A combination of husbands indicating "employment-related" and wives indicating "accompany spouse" is the second highest. This combination accounts for about 10 percent of the total. Table 4 also shows that among wives who moved to follow their spouse, a little less than half of their husbands indicated employment as their reason for migration.

Table 4 Wives' Reasons for Moving by Husbands' Reasons for Moving

Wives' Reasons for Moving	Husbands' Reasons for Moving						N	Total
	Schooling-related	Employment-related	Housing-related	Family-related	Accompany spouse	Other		
Schooling-related	16(0.9)	0	0	0	0	0	16	0.9
Employment-related	0	67(3.8)	0	0	0	0	67	3.8
Housing-related	0	0	917(51.9)	0	1(0.1)	0	918	52.0
Family-related	0	0	0	164(9.3)	0	0	164	9.3
Accompany spouse	2(0.1)	175(9.9)	170(9.6)	32(1.8)	6(0.3)	0	385	21.8
Other	0	2(0.1)	2(0.1)	2(0.1)	0	211(11.9)	217	12.3
N	18	244	1,089	198	7	211	1,767	100.0
Total	1.0	13.8	61.6	11.2	0.4	11.2		

* proportion of total in parentheses

Figure 2 illustrates the composition of migration reasons by women's employment status. Migration reasons are classified into two categories: (1) accompanying spouse, and (2) other reasons. It is clear from this figure that women who are not employed constitute a disproportionately high share among those who played a subsidiary role in the family migration decision with 49.6 percent. The corresponding figure for those who indicated reasons other than "accompany spouse" is 41.2 percent. The corresponding figure for those who indicated reasons other than "accompany spouse" is 41.2 percent. If we assume that women who follow their spouse hold more traditional gender-role beliefs than women who indicated other reasons for family migration, then the result is consistent with what the gender-role perspective implies.

Figure 2 Married Women's Migration Reasons by Employment Status

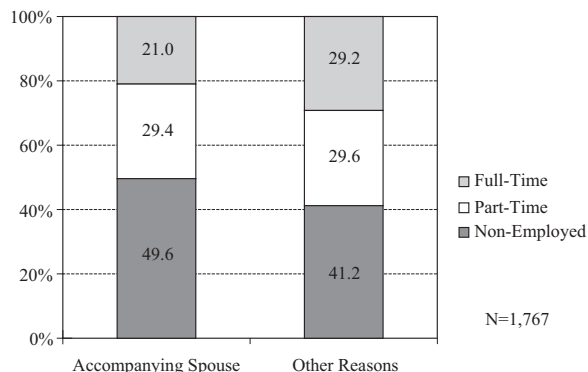


Table 5 lists the results of a multinomial logistic model predicting the employment status of married women restricting the sample to family migrants. Looking at the likelihood of full-time employment first, it is clear that long-distance family migration has a lasting negative impact on the likelihood of women's full-time employment though the magnitude of the impact weakens over time. The result also reveals that a combination of migration reasons ("accompanying spouse" for wives and "employment-related" for husbands) which represents traditional gender-role beliefs, significantly decreases the likelihood of full-time employment for women. Moreover, the magnitude of the impact appears to remain at the same level over time. This result implies that the likelihood of full-time employment among women who have traditional gender-role beliefs do not change over time.

The result of part-time employment shows a different picture from the first analysis. The disruptive effect of long-distance family migration is observed only for Model 1. After the first 5 years, the negative effect of long-distance migration disappears. One of the reasons for this result is relative ease in finding part-time employment compared to full-time jobs. Part-time work also allows women to balance work and child care more easily than full-time work. The negative impact of migration reason on part-time employment shows up in Model 1 and Model 2. Women following their spouse when the husband migrates for employment-related reasons are less likely to work part-time as well. This negative effect, however, disappears when the time restriction is not taken into account.

Table 5 Multinomial Logistic Regression Results for Married Women's Employment Status (Migrants Only)

Variable	Model 1: Family Migration 2001-2006		Model 2: Family Migration 1996-2006		Model 3: Family Migration w/o Time Restriction	
	Non-Employed vs. Full-Time	S.E.	Non-Employed vs. Full-Time	S.E.	Non-Employed vs. Full-Time	S.E.
Family Migration						
Short-distance	-0.79 ***	0.36	-0.88 **	0.37	-0.52 *	0.28
Long-distance					-0.29	0.26
Migration Reason						
Other than "accompanying spouse"						
Accompany & employment-related	-0.77 *	0.42	-0.86 **	0.41	-0.62 **	0.30
Accompany & other reasons	-0.41	0.37	-0.15	0.34	0.08	0.25
Age Group						
18-29						
30-39	-0.22	0.32	-0.24	0.33	-0.18	0.30
40-49	-0.36	0.43	-0.36	0.43	-0.07	0.36
50-59	0.04	0.54	-0.75	0.53	-0.02	0.41
Education						
High school						
Jr. college	0.10	0.25	-0.15	0.23	-0.14	0.18
University	1.28 ***	0.34	-0.51	0.40	1.01 ***	0.26
Past Employment						
Non-employed/Part-time						
Full-time	0.22	0.33	-0.14	0.30	0.37	0.27
Husbands Education						
High school						
Jr. college	0.15	0.29	0.02	0.28	0.23	0.22
University	-0.42	0.28	-0.28	0.26	-0.54 ***	0.20
House Ownership						
Renting						
Owned	0.17	0.23	-0.05	0.23	0.28	0.19
Age of Youngest Child						
No Child						
0-3 years old	-1.14 **	0.48	-1.47 ***	0.46	-1.44 ***	0.35
4-6 years old	-1.20 ***	0.25	-0.61	0.47	-1.15 ***	0.37
7 or older	-0.38	0.47	0.30	0.45	-0.52 *	0.34
Number of Children	0.06	0.16	0.09	0.16	0.18	0.11
DID						
Non-DID						
DID	-0.60 ***	0.23	-0.24	0.24	-0.42 **	0.17
Constant	0.26	0.51	0.69	0.50	-0.12	0.43
Likelihood Ratio		956.250		1367.530		1803.950
N		689		1,137		1,767

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

VI. Conclusion

In this paper, I demonstrated that long-distance family migration has a disruptive impact on married women's employment status in the context of Japan as well. The negative impact is particularly evident for full-time employment. Moreover, the negative effect on women's full-time employment weakens over time but never disappears. From such empirical evidence, it can be concluded that women bear the costs of family migration, especially when family migration involves long distance. Consequently, my first hypothesis – family migration has a disruptive impact on women's employment status, and the second hypothesis – the longer the distance of family migration, the stronger the negative impact of family migration, are not rejected.

Independent of family migration status, the results confirmed that women's human capital is positively associated with employment status as the human capital perspective states. Thus, even when women migrate with husbands, those equipped with high quality human capital have more chances to find full-time jobs in the new environment. This finding is consistent with the third hypothesis – women's human capital has positive effect on women's employment status. Note, however, that this generally applies only to full-time employment. For part-time employment, university level education is inversely related.

I have also presented evidence to support the gender-role perspective in explaining the relationship between family migration and women's employment status. Wives who migrated to follow their spouse whose reason of migration was employment-related, are least likely to work full-time relative to wives who indicated other reasons. Since wives who follow their spouse when husbands indicated employment-related reasons are assumed to hold traditional gender-role beliefs, my fourth hypothesis – women holding traditional gender-role perspectives are more likely to weaken labor market status, is not rejected. Note also that the effect of gender-role beliefs is stronger and lasts longer for the full-time employment.

Overall, the empirical results are surprisingly consistent with the studies in the United States, Great Britain, and the Netherlands (Boyle et al. 2001; Smits 1999). One of the unique findings in this study is that in the case of Japan, the effect of long-distance migration on full-time employment never disappears. In addition, the analyses show that the effect of long-distance migration is significant for part-time employment also, though the effect is somewhat attenuated and lasts for a shorter period.

Although this research highlights some common and unique determinants of women's employment status, it is not without some limitations. First, availability of support from kin is not considered in this analysis. It is well known that women who co-reside with their parent(s) or their husbands' parent(s) are more likely to continue their job because the parents provide additional support for child care and household chores (NIPSSR 2003). If co-residence with parents is taken

into account in the analyses, the negative effect of long-distance family migration may have not been this strong. In some cases, couples might have migrated to co-reside with or reside close to parents in order to continue the dual-earner life style. If such cases account for a large share of long-distance family migrants, then the magnitude of family migration effect is overestimated in this analysis.

Second, there is an issue that women who played a subsidiary role in family migration had no intention to work full-time over her life time in a first place. If such cases account for a sizeable share of wives out of total family migrants, then the family migration effect cannot be interpreted as disruptive. It may be the case that many of them were not working full-time right before the move. In order to clarify precisely to what extent married women bear the costs of family migration, analyses using longitudinal data are necessary.

REFERENCES

- Bailey, Adrian J., and Thomas J. Cooke (1998) "Family Migration and Employment: The Importance of Migration History and Gender", *International Regional Science Review* 21(2): 99-118.
- Bielby, William T., and Denise D. Bielby (1992) "I Will Follow Him: Family Ties, Gender-Role Beliefs, and Reluctance to Relocate for a Better Job", *American Journal of Sociology* 97(5): 1241-1267.
- Bonney, Norman, and John Love (1991) "Gender and Migration: Geographical Mobility and the Wife's Sacrifice", *Sociological Review* 39(2): 335-348.
- Boyle, Paul, Zhiqiang Feng, and Vernon Gayle (2009) "A New Look at Family Migration and Women's Employment Status", *Journal of Marriage and Family* 71(May): 417-431.
- Boyle, Paul, Thomas J. Cooke, Keith Halfacree, and Darren Smith (1999) "Gender Inequality in Employment Status Following Family Migration in Great Britain and the United States: The Effect of Relative Occupational Status", *International Journal of Sociology and Social Policy* 19: 119-150.
- Boyle, Paul, Thomas J. Cooke, Keith Halfacree, and Darren Smith (2001) "A Cross-National Comparison of the Impact of Family Migration on Women's Employment Status", *Demography* 38(2): 201-213.
- Boyle, Paul, Thomas J. Cooke, Keith Halfacree, and Darren Smith (2003) "The Effect of Long-Distance Family Migration and Motherhood on Partnered Women's Labour-Market Activity Rates in Great Britain and the USA", *Environment and Planning A* 35: 2097-2114.
- Boyle, Paul, and Halfacree, Keith eds. (1999) *Migration and Gender in the Developed World*. New York: Routledge.
- Chattopadhyay, Arpita (1997) "Family Migration and the Economic Status of Women in Malaysia", *International Migration Review* 31(2): 338-352.
- 千年よしみ (2006) 「夫婦移動と有配偶女性の就業」『人口問題研究』第62巻第4号, pp.20-39.
- Clark, William A., and Youqin Huang (2006) "Balancing Move and Work: Women's Labour Market Entries and Exits after Family Migration", *Population, Space and Place* 12: 31-44.
- Clark, William A., and Suzanne Davies Withers (2002) "Disentangling the Interaction of Migration, Mobility, and Labor-Force Participation", *Environment and Planning A* 34: 923-945.
- Cooke, Thomas J. (2001) "'Trailing Wife' or 'Trailing Mother'? The Effect of Parental Status on the Relationship Between Family Migration and the Labor-Market Participation of Married Women", *Environment and Planning A* 33:419-430.
- Cooke, Thomas J., and Bailey A. J. (1999) "The Effects of Family Migration, Migration History, and Self-Selection on Married Women's Labor Market Achievement", in Paul Boyle and Keith Halfacree (eds.) *Migration and Gender in the Developed World*. London: Routledge, pp.102-113

- Cooke, Thomas J., Paul Boyle, Kenneth Couch, and Peteke Feijten (2009) "A Longitudinal Analysis of Family Migration and the Gender Gap in Earnings in the United States and Great Britain", *Demography* 46(1): 147-167.
- Duncan, Paul R., and Carolyn Cummings Perrucci (1976) "Dual Occupation Families and Migration", *American Sociological Review* 41(2): 252-261.
- Jacobsen, Joyce P. , and Laurence M. Levin (1997) "Marriage and Migration: Comparing Gains and Losses from Migration for Couples and Singles", *Social Science Quarterly* 78(3): 688-711.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2009) 『第6回人口移動調査 (2006年社会保障・人口問題基本調査) 日本における近年の人口移動』(調査研究報告資料第26号).
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2007) 『第3回全国家庭動向調査 (2003年社会保障・人口問題基本調査) 現代日本の家族変動』(調査研究報告資料第22号).
- LeClere, Felicia B., and Diane K. McLaughlin (1997) "Family Migration and Changes in Women's Earnings: A Decomposition Analysis", *Population Research and Policy Review* 16: 315-335.
- Lichter, Daniel T. (1982) "The Migration of Dual-Worker Families: Does the Wife's Job Matter?", *Social Science Quarterly* 63(1): 48-57.
- Lichter, Daniel T. (1983) "Socioeconomic Returns to Migration Among Married Women", *Social Forces* 62: 487-503.
- Long, Larry H. (1974) "Women's Labor Force Participation and the Residential Mobility of Families", *Social Forces* 52(March): 342-348.
- Maxwell, Nan L. (1988) "Economic Returns to Migration: Marital Status and Gender Differences", *Social Science Quarterly* 69(1): 108-121.
- Mincer, Jacob. (1978) "Family Migration Decisions", *Journal of Political Economy* 86: 749-773.
- 三善勝代 (2009) 『転勤と既婚女性のキャリア形成』白桃書房.
- Morrison, Donna Ruane, and Daniel T. Lichter (1988) "Family Migration and Female Employment: The Problem of Underemployment among Migrant Married Women", *Journal of Marriage and the Family* 50: 161-172.
- 内閣府男女共同参画局「固定的性別役割分担意識 (国際比較)」
(<http://www.gender.go.jp/data/files/z1-2.pdf>, retrieved 2009.6.30).
- 日本労働研究機構 (1998) 『高学歴専業主婦の就業意識と生活実態』(資料シリーズ No.77).
- Sandell, Steven H. (1977) "Women and the Economics of Family Migration", *Review of Economics and Statistics* 59: 406-414.
- Shaman, Kimberlee, A., and Mary C. Noonan (2007) "Family Migration and Labor Force Outcomes: Sex Differences in Occupational Context", *Social Forces* 85(4): 1735-1764.
- Shihadeh, Edward S. (1991) "The Prevalence of Husband-Centered Migration: Employment Consequences for Married Mothers", *Journal of Marriage and the Family* 53: 432-444.
- Sjasstad, L. A. (1962) "The Costs and Returns of Human Migration", *Journal of Political Economy* 70: 80-93.
- Smits, Jeroen (1999) "Family Migration and the Labour-Force Participation of Married Women in the Netherlands, 1977-1996", *International Journal of Population Geography* 5: 133-150.
- 総務省統計局「2005年国勢調査用語の解説」
(<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2005/kihon1/yougo.htm>, retrieved 2009.06.30).
- Tsuya, O. Noriko, and Karen Oppenheim Mason (1995) "Changing Gender Roles and Below-Replacement Fertility in Japan", in Karen Oppenheim Mason and An-Magritt Jensen (eds.) *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. New York: Oxford University Press, pp.139-167.
- Yu, Wei-Hsin (2005) "Changes in Women's Postmarital Employment in Japan and Taiwan", *Demography* 42(4): 693-717.

The Impact of Long-Distance Family Migration on Married Women's Employment Status in Japan

千年 よしみ

夫婦移動と移動後の既婚女性の労働状況に関する研究は、米国・英国を中心に盛んに行われている。海外における研究においては、一貫して夫婦移動が夫の所得にプラスに働く一方、妻の側には所得・従業上の地位・労働時間等の様々な指標において、マイナスに働くことがわかっている。本稿では2006年に実施された第6回人口移動調査の個票を用い、日本における両者の関係を分析した。直近の移動に関するデータを用い、観察期間を(1)過去5年間(2001年～2006年)、(2)過去10年間(1996年～2006年)、(3)期間限定無し(1996年～2006年)の三つに設定し、その間に発生した夫婦移動が妻の従業上の地位にどのような影響を与えるのかを分析した。多項ロジット・モデルを用いて推定した結果、(1)短距離・長距離にかかわらず夫婦移動は女性のフルタイム労働に負の影響を及ぼすこと、(2)夫婦移動の負の影響は、長期にわたって残ること、(3)負の影響は長距離移動で特に強いこと、(4)夫婦移動の影響はパートタイム労働にも見られるが、時間の経過と共に弱くなり、最終的には見られなくなることが明らかになった。また、その要因について分析したところ、海外の研究でも指摘されているように、夫・妻それぞれが持つ性別役割分担意識の影響が大きいことが示唆された。

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¹⁾。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。

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。

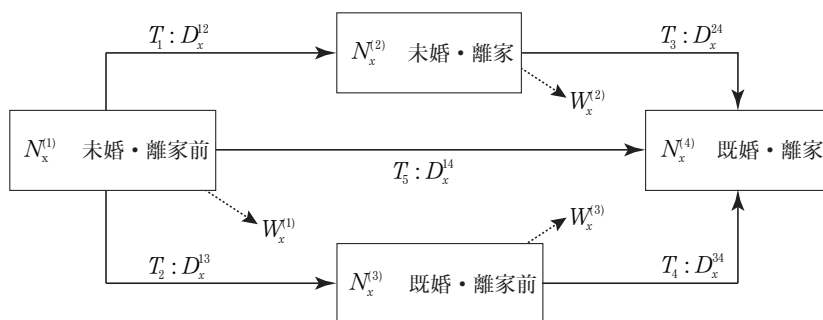
人については1952年～1979年出生コーホートを対象とする。本稿では、離家と初婚のリスク期間は16歳を迎えた月から開始するものとし、16歳未満で離家もしくは初婚を経験した標本は対象から除いた。また、PSIDについては白人のみを対象とした。

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⁶⁾、 $W_x^{(i)}$ 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⁷⁾.

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

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

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

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⁸⁾。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年生まれのカテゴリー変数を構築し、最新の調査年の満年齢が35～44歳のカテゴリーを準拠カテゴリー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値のカテゴリー変数から、高校卒業を準拠カテゴリー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ー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(β)	P値	exp(β)	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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 ^{c)} 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) ^{a)}	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(β)	P値	exp(β)	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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 ^{b)} 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) ^{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) ^{a)}	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。

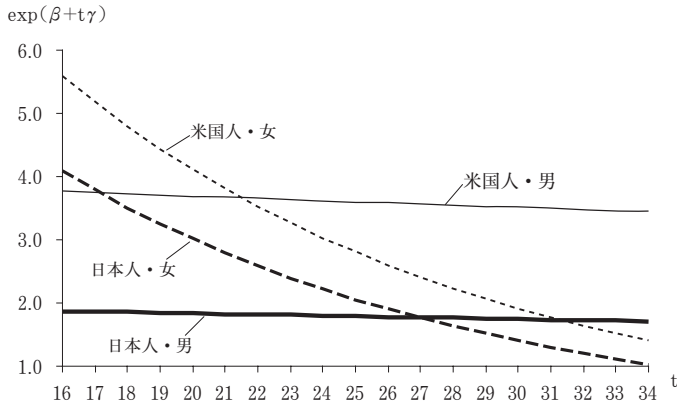
表 4 で推定された年齢別ハザード比を国別男女の別にみたのが図 2 である。図 2－A は、初婚前の離家経験がない場合の初婚ハザードに対する離家経験がある場合の初婚ハザードの比を国別男女の別に各年齢において計算し、年齢による変化を示したものである。図 2－A から、離家の状態が初婚ハザードに及ぼす影響は日本人と米国人とで大きく異なることがわかる。男性では、米国人のハザード比が 3.8～3.4 倍であるのに対し、日本人のものは 1.9～1.7 倍であり、米国人における初婚前に離家の状態に移ることの初婚ハザードへの影響は日本人における影響の 2 倍ほどの大きさがある。また、女性への影響には強い時間依存性があり、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^{a)}の推定結果

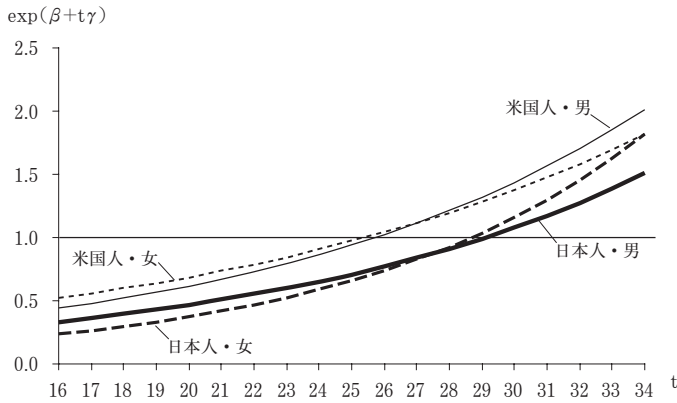
主効果	A. 主効果 ^{b)}		B. 日本人 ^{b)}		
	exp(β)	P値	exp(β)	P値	
離家の状態 (離家=1)	3.773	0.000	0.497	0.000	a) 基底ハザードを日本人・米国の白人、男女の別によって層化した。
出生コーホート ^{c)}					
O	1.288	0.071	1.093	0.476	b) 各共変量に対し、日本人の場合に1をとるダミー変数との交差項の推計値をB列に示した。
(M) ^{d)}	1.000	—	1.000	—	
Y	0.980	0.902	0.967	0.841	c) 出生コーホートOは米国の白人の1952～1959年生、日本人の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) ^{d)}	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) ^{d)}	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 ^{e)}	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) ^{d)}	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 ^{e)}	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	
出生コーホート ^{c)}					
O	1.056	0.763	0.921	0.620	
(M) ^{d)}	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) ^{d)}	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) ^{d)}	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 ^{e)}	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) ^{d)}	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 ^{e)}	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 ^{f)} との交差項					
主効果					
離家の状態 (離家=1)	0.995	0.695	—	—	
出生コーホート ^{c)}					
O	0.987	0.328	—	—	
(M) ^{d)}	1.000	—	—	—	
Y	0.989	0.571	—	—	
本人の教育水準					
高校卒業未満 (高校卒業) ^{d)}	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	—	—	
出生コーホート ^{c)}					
O	1.001	0.947	—	—	
(M) ^{d)}	1.000	—	—	—	
Y	1.057	0.031	—	—	
本人の教育水準					
高校卒業未満 (高校卒業) ^{d)}	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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 ^{b)}	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) ^{a)}	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 ^{b)}	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 ^{c)}	1,838		2,491	

^{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)} 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)

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) ^{a)}	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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) ^{a)}	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 ^{b)}	2,345		2,521	

^{a)} () は準拠カテゴリーを示す.

^{b)} 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 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.

特集Ⅱ：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）

夫のワーク・ライフ・バランスが妻の出産意欲に与える影響

西岡八郎・星 敦士*

本稿はパネル調査として実施された「結婚と家族に関する国際比較調査」から得られたデータを分析して、夫のワーク・ライフ・バランス（仕事と生活の調和）に関する要因が妻の出産意欲に与える影響を検証した。夫のワーク・ライフ・バランスを労働時間と家事参加から操作化して、それぞれが妻の子どもをもつ意欲に対して先行要因となりえるのか因果順序を含めたモデル分析を行った結果、以下のような知見が得られた。第一に、タイムラグを考慮したモデルにおいても、共時的な双方向の因果を考慮したモデルにおいても、夫の家事参加は、妻の子どもを欲しいと思うかどうかという意識と欲しい子どもの数に対して先行要因として影響する。第二に、夫の労働時間は、妻の出産意欲に関するいずれの意識に対しても影響を与えていない。労働時間が短くなることで妻の出産・育児コストが軽減されて出産意欲が高まるという効果はみられなかった。第三に、第1次調査、第2次調査とも夫の労働時間と家事参加の間に明確な関連はみられず、時点間においても労働時間の減少が単純に家事参加の増加をもたらすような傾向は示されていない。これらの結果は、少子化対策として男性のワーク・ライフ・バランスを考える際に、単に働き方の改善だけではなく家庭内における性別分業、夫婦間の役割分担のあり方についても考慮する必要があることを示唆している。

I はじめに

本稿では、2004年、および2007年に実施された「結婚と家族に関する国際比較調査（第1次調査、および第2次調査）」によって得られたパネルデータを分析して、夫のワーク・ライフ・バランス（仕事と生活の調和）が妻の出産意欲に与える影響を検証する。

日本では1970年代後半より少子化が急速に進んでいる。戦後日本の合計出生率（total fertility rate）の推移をみると、1950年代に急速に低下してから1970年代前半までは2.0～2.1を維持していたが、1974年に人口置換水準を下回った後も低下傾向が続き、1989年には丙午の年（1966年）の1.58を下回ったことから「1.57ショック」として社会の注目を集めた。さらに2003年には「超少子化国」と呼ばれる水準1.3を下回り、2005年は過去最低である1.26まで落ち込んだ。近年は2006年が1.32、2007年には1.36と回復の兆しもみられるが2007年の出生数は前年より減少しており、少子化対策が喫緊の政策課題である状況が続いている。

このような問題への関心を背景として、出生行動、あるいは希望や予定を含めた出生に関する意識について多くの実証研究が蓄積されてきた。妻と夫の学歴や職業、収入などに代表される社会経済的な属性、親の健康状態や同別居といった親族関係、ソーシャル・サ

* 甲南大学文学部

ポートや保育制度など諸種の社会環境が出産をめぐる意識と行動に与える影響について、様々な調査データに基づいた分析がなされている¹⁾。また最近では少子化対策・男女共同参画の観点から提起されている仕事生活と家庭生活の両立、いわゆるワーク・ライフ・バランスへの注目をきっかけに、夫の仕事と家庭の両立、生活時間の配分、家庭内における役割に焦点を当てた研究もみられる。

ただし従来の研究は夫の生活時間の配分、仕事と生活のバランスとして仕事に係わる要因と家庭に係わる要因のどちらか一方に着目した分析が多く、それぞれが妻の出産意欲にどのような影響を与えているのかを比較検討したケースは少ない。また実証研究で用いられている調査データの多くは、ある1時点のクロスセクショナルデータであることから、夫の行動と妻の意識の因果関係については深く議論されてこなかった。

そこで本稿では、夫のワーク・ライフ・バランスを労働時間と家事参加の2つの側面からとらえ、それぞれが妻の子どもをもつことに関する意識の先行要因となりえるのかパネルデータを用いて因果順序を考慮した分析を行う。その上でどのような夫のワーク・ライフ・バランスの改善が妻の子どもをもつ意欲に貢献できるのかについて考察する。まず、II節で先行研究について検討し、つぎに、III節の分析モデルでは、分析手法、分析枠組みについて説明する。その上で、IV節では分析で利用するデータ、変数について述べる。V節では分析結果を示し、VI節では、政策的含意など本分析のまとめを行う。

II 先行研究

ワーク・ライフ・バランスという概念が提唱される以前から男性の生活時間配分、通勤時間や労働時間が出生に与える影響を分析した研究として、駿河・七條（1999）、駿河・七條・張（2000）がある。駿河・七條（1999）は国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第10回出生動向基本調査」から得られた夫婦票データの個票に都道府県別の通勤時間を付け加えて子ども数に対する効果を検証した。それによると妻が40歳以上のケース以外において、その居住地における通勤時間の長さは夫婦の年齢や社会経済的な属性を統制しても子ども数に有意な負の効果を与えていた。また同様の分析枠組みを家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」のデータに適用して分析の精緻化を進めた駿河・七條・張（2000）は、1年前の夫の通勤時間と労働時間から出産の有無を推定するモデル分析を行い、同じく夫婦の社会経済的な属性や居住地の都市規模などを統制しても夫の通勤時間が長いと出産確率が有意に低くなることを明らかにした。これらの研究は、通勤時間が短いことで夫が家事や育児といった家庭内役割を担いやすくなり、その結果として妻の負担が軽減される、すなわち育児コストが低減するため出産の可能性が高まるという理論枠組みを前提として、夫の生活時間の配分が出生確率に与える影響について考察している（駿河・七條・張 2000：53）。

1) 各研究の具体的内容と知見については日本の出生率低下の要因を分析した実証研究のサーベイを行った伊達・清水谷（2004）に詳しい。

一方、男性の生活時間の配分をとらえる方法として、いわゆるワーク・ライフ・バランスでいうところの仕事生活ではなく家庭生活、すなわち夫の家事参加や育児参加に着目した研究もある。西岡（2001）は、旧厚生省統計情報部が実施した「人口動態社会経済面調査（1歳児をもつ母親の子育て環境）」データを分析した結果から、夫の家庭役割、特に育児参加が追加出生意識に影響を与えていることを示した。また藤野（2006）も、夫の家事参加・育児参加が、夫婦の子ども数を高める要因となることを指摘している。ただし山上（1999）による分析では夫の家事育児協力度は妻の就業確率は高めるものの出産確率には有意に影響しておらず、この点については用いるデータや対象とするサンプルによって結果の相違がみられる²⁾。そもそも日本では平成19年に内閣府がまとめた「男女共同参画社会白書」でも指摘されているように先進国のなかでも夫の家庭内役割への参加程度が極めて低く、子どもがいれば促進される育児参加に比べて家事への参加が低いことが多くの調査結果から示されてきた。藤野（2003）では、それゆえに調査データに基づき夫の家庭内分業への参加が妻の負担をどの程度軽減するのか、出産確率にどのような影響を与えるのかを検証することは難しいとして家計生産モデルによる理論的アプローチを試みている。それによると、夫の働き方の見直しは出生力を高める可能性があり、特に夫が家計内に時間配分する際に生じる機会費用が小さければ小さいほどその効果が大きいとして、例えば夫が育児休暇を取得することによる経済的損失を抑える、あるいは休暇取得が柔軟にできるような制度を運用するなど政策的に、あるいは企業が取り組むべき課題を提起している。またBecker（1965）の家計内生産モデルを改善して女性の労働時間と男性の育児時間と子どもの需要の関連について分析した坂爪（2007）は、女性の就業と男性の育児参加が促進されつつ子ども数が増加するというケースの成立条件として、男性の就業改善とともに男女間の賃金格差の是正が必要であることを明らかにしている。

このように従来多くの研究は、男性の生活時間の配分が出生行動に与える影響について検証するために、労働時間や通勤時間といった仕事生活に係わる要因と、家事・育児参加といった家庭生活に係わる要因のどちらかを妻の出産・育児コストを軽減する要因として扱ってきた。しかし先にも述べたように日本では男性の家事・育児参加は低く、また夫婦間の性別分業がかなり固定的であることから、夫の働き方の改善が家庭生活への生活時間の配分に繋がるかは不明な部分が多い。夫婦の家計内時間配分のメカニズムについて理論モデルと調査データから検討した小原（2000）によると、夫の通勤時間の長短は自身の家事時間に影響しておらず、夫の家事生産性がもともと低いために通勤時間が長くてもそ

2) 夫の家事・育児参加の効果が研究によって異なるのはデータの違いの他に測定の方法による違いも考えられる。例えば西岡（2001）は複数の育児項目の遂行頻度を合算した得点を四分位数で分けて各ケースがどのカテゴリに含まれるかを独立変数としている。一方、藤野（2006）は複数の家事・育児項目について妻が行っている場合に最も点数が低く、夫婦分担型の場合は中程度、夫が行っている場合に最も点数が高くなるような分担度合と夫の遂行程度を合わせた独立変数を用いている。また山上は夫が家事・育児に協力的な否かという妻の認識に基づくダミー変数を用いた分析を行っている。この他にもNSFHデータを分析したTorr and Short（2004）は妻が家事全体のどのくらいの比率を行っているかから夫婦間の家事労働の分業程度を測定しており、その比率が極端に大きいカテゴリと極端に少ないカテゴリで第2子の出生確率が高くなるというMcDonald（2000）などが指摘してきた性別役割と出生率のU字型の関係を検証している。このような操作化の違いによる結果の相違は方法論的な観点からも議論されるべきであろう。

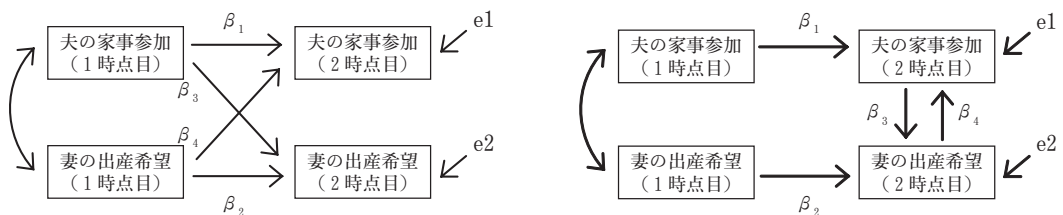
れ以上は大きく下がりえない可能性があることを指摘している。そこで本稿では、分析に用いる「結婚と家族に関する国際比較調査」データから操作化しうる夫のワーク・ライフ・バランスに関する要因として、仕事生活に係わる労働時間と、家庭生活に係わる家事参加をとりあげ、それぞれが妻の出産意欲に関する意識にどのような影響を与えているのか検証する。また労働時間と家事参加の関係についても、2時点間でどのように推移してきているのか、働き方の変化が家庭内役割への参加に繋がっているのか確認する。

Ⅲ 分析モデル

本研究の主要な目的は夫の家事参加、労働時間と妻の出産意欲の関連を明らかにするとともに、これらの変数間に推測される因果関係の方向を検証することである。先に述べたように夫の家事参加、労働時間がもつ影響については多くの研究によって検討されてきたが、1時点の横断データによる分析が多かったことから関連がみられたとしても変数間の因果関係、時間的順序については仮説や分析結果の解釈として説明されてきた。そのため夫がより家庭内分業を担うこと、あるいはそのための時間を用意できることが妻の出産意欲を高めるのか、あるいは妻の出産意欲が高いことが夫の家事参加を促進したり、労働時間を抑制したりすることになるのかといった因果関係の方向性については計量的に検証されることは少なかった。本稿ではパネル調査によって得られたデータを用いることによって、夫の家事参加や労働時間が妻の出産意欲に影響するのか、あるいは妻の出産意欲が夫の家事参加や労働時間を規定するのか、その双方向の因果関係を分析モデルに含めて両者の関係を検証する。

図1 分析モデル（左：交差遅延効果モデル 右：同時効果モデル）

（モデル中の変数は夫の家事参加を用いた分析の場合）



パネル調査データを用いた双方向の因果関係を含む分析モデルとしては、図1のような交差遅延効果モデル（cross-lagged effects model）と同時効果モデル（synchronous effects model）が提起されている（Finkel 1995; 岡林 2006; 高比良・安藤・坂元 2006）。交差遅延効果モデルは、1時点目の2変数それぞれの値が1時点目から2時点目における両変数の変化に与える影響を検証するモデルである。本稿の分析対象を例に挙げると、2時点間における妻の出産意欲の変化に対する1時点目の夫の家事参加（あるいは労働時間）の影響力と、2時点間における夫の家事参加（あるいは労働時間）の変化に対する1時点目の妻の出産意欲の影響力を同時に推定することを通じてどちらが本質的な要因なのか検

証する。ただしこのモデルではラグの設定の適切さが評価できない、つまり調査を行った時点間の間隔が、因果関係を生じさせるのに適切な期間なのかが分からないため、分析結果から影響力がみいだされなかったとしてもそれだけでは因果関係がないとは言い切れない。そこで本稿では、同時効果モデル (synchronous effects model) を用いた分析も行う。図1にあるように、このモデルは2変数間に時差を伴うような因果関係ではなく共時的、同時的な因果関係を想定しており、因果関係を検証したい2変数が時点間で大きく変化していない場合でも双方向の影響力について検証することができる。本研究における交差遅延効果モデルのラグは3年であるが、この期間が適切かどうかは断定できない。そこで夫の家事参加、労働時間と妻の出産意欲に関する分析ではこれら2つのモデルを用いた分析を行い、結果を比較することによって両者の間の因果関係を検討する。

IV データと変数

1. データ

2004年に実施された「結婚と家族に関する国際比較調査(第1次調査)」とそのフォローアップ調査として2007年に実施された「結婚と家族に関する国際比較調査(第2次調査)」によって得られたデータを使用する。第1次調査は2003年3月31日時点で全国の市町村に居住する満18歳以上70歳未満の男女を母集団として層化2段無作為抽出法によって選ばれた15,000人を対象に2004年3月から4月にかけて訪問留置法により実施された。第2次調査は「少子化社会と政策的対応」を主要な研究テーマとしたことから、第1次調査の有効回答者のうち調査時点において49歳以下だった男女4,568人に対してのみ訪問留置法によって実施された³⁾。第2次調査の有効回答数は3,083人(有効回答率67.5%)、うち女性は1,776人であったが、以降の分析では妻の今後の出産意欲と、その配偶者である夫の家事参加、労働時間の関連を中心に分析を行うことから、第2次調査時点において年齢が39歳以下で、第1次調査、第2次調査ともに婚姻状況を初婚と回答した女性405人を対象とする⁴⁾。

2. 変数

本稿の分析における従属変数は回答者である妻が答えた今後の出産意欲である。「結婚と家族に関する国際比較調査」では子どもをもつことに対する回答者の意欲について以下の3つの観点から測定している。

(1) これから子どもが欲しいかどうか:「ぜひほしい」から「絶対ほしくない」までの5件法で尋ねており、分析では数値が高いほどこれから子どもが欲しいと考えているように

3) 本調査は厚生労働科学研究費補助金による研究プロジェクト「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」(主任研究者:西岡八郎)の一環として実施された。調査プロジェクトの概要、調査方法の詳細、本調査データの分析から得られたその他の知見については西岡(2008)を参照のこと。

4) 婚姻状況の設問において第1次調査では再婚と回答したケースが第2次調査では初婚と回答するなどの矛盾するケースがあったことから、両時点とも調査時点の婚姻状況を「初婚」と回答しているケースのみ分析対象とした。

得点化した。

(2) 今後何人子どもが欲しいか：調査では(1)において「ぜひほしい」「ほしい」と回答している対象者に対してのみすでにいる子どもも含めて全部で何人欲しいか尋ねている。(1)において「どちらともいえない」「あまりほしくない」「絶対ほしくない」と回答した対象者には現在の子どもの数を代入して「ほしい子どもの総数」としたところ、分析対象ケースの49.3～52.5%が2人、34.2～35.4%が3人という回答になり、両時点ともこれらのカテゴリだけで80%以上を占めることから、「0 = 2人以下 / 1 = 3人以上」の2値変数として分析に用いた。

(3) いつ次の(最初の)子どもが欲しいか：(1)において「ぜひほしい」「ほしい」と回答して全体の人数も回答した対象者に対していつ次の(最初の)子どもが欲しいかその時期を尋ねている。分析では子どもを欲しいとは回答していないケースもあわせて「今すぐ・既に妊娠している」「今から3年以内ないし4年後に」「今から5年以上たってから・いつとはいえない」「ほしくない」の4カテゴリに割り当てを行い、数値が高いほどすぐに欲しいと考えているように得点化した。

独立変数は家庭内分業とその時間的資源に関する2つの変数、夫の家事参加の程度と1週間あたりの平均的な労働時間である。夫の家事参加については「料理や食事の後片付け」「洗濯」「部屋の掃除」「食料品・日用品の買物」の4項目について、「ほぼ毎日」「週に3～4回」「週に1～2回」「月に1～3回」「ほとんどしない・まったくしない」(第2次調査のみ「まったくしない」という選択肢が追加されたため、得点化にあたっては「ほとんどしない」と合併した)の5段階尺度を数値が高いほど頻度も高いように得点化して総和した。1週間あたりの平均的な労働時間は「41時間以下」「42～48時間」「49～59時間」「60時間以上」の4段階尺度である。

これらの変数のほかに、すべてのモデル分析におけるコントロール変数として、居住地域(市部 = 1 / 郡部 = 0)、母親との同居(夫婦いずれかの母親と同居 = 1 / いずれの母親とも別居 = 0)、世帯収入(夫婦それぞれの調査前年の年収について各選択肢の中央値を合算し対数変換したもの)、性別役割意識(「男が家庭を養い、女は家庭をまもるのが、みんなにとってよい」「働き口が少ない時、女よりも男が就職の優先権をもつべきだ」)に対して回答された「賛成」から「反対」の5段階尺度を数値が高いほど賛成しているように得点化して合算したもの)、妻の就業の有無(現在働いている = 1 / 専業主婦 = 0)、子ども数(実数)の6つの変数を用いた。

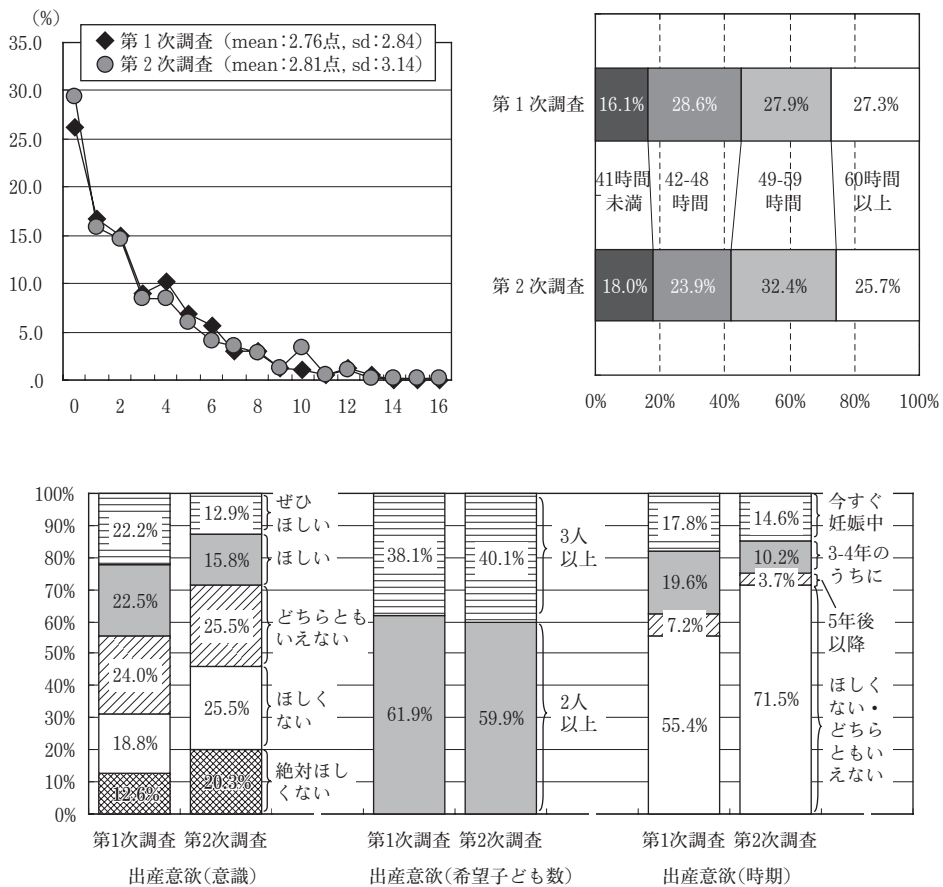
V 分析結果

1. 夫の家事参加・労働時間と妻の出産意欲

夫の家事参加・労働時間と妻の出産意欲の因果関係を分析する前に、それぞれの変数がこの2時点間においてどのように分布しているのかを確認する。図2は第1次調査、第2次調査それぞれにおける夫の家事時間、夫の労働時間、妻の出産意欲の度数分布である。

夫の家事参加は両時点を通じて本調査が挙げた4項目いずれについても「ほとんどしない・まったくしない」とするケース、すなわち「0点」が最も多く、第2次調査でその割合はやや増加している⁵⁾。大半の夫はほとんど家庭内分業に参加しておらずこの傾向は時点間で変化がない。労働時間については、2時点間で41時間未満の割合が増加、60時間以上の割合が減少という傾向があるが、49～59時間のカテゴリは2時点間で増加しており全体として労働時間が短縮しているという方向は示されていない。分析対象が39歳以下の妻、すなわち夫は働き盛りの年齢層ということもあるせいか大半は週休2日としても一日平均10時間近く、土曜日も含めるならば9時間程度は就労しているという結果であった。妻の出産意欲は時点間に子どもをもったケースが全体の29.1%あることもあって、第2次調査では消極的傾向の回答が目立つ。意識からみた意欲的側面、また時期については、今後は子どもは欲しくないという回答が増えているが、希望する子ども総数については両時点でほとんど変化がみられなかった。

図2 夫の家事参加，夫の労働時間，妻の出産意欲の度数分布



5) ただし対応関係のあるサンプルに関するt検定を行ったところ2時点間の平均の差は統計的に有意ではなかった。

2. 夫の家事参加と妻の出産希望の因果分析

夫の家事参加と妻の出産意欲の因果関係を検討するために、「結婚と家族に関する国際比較調査」のパネルデータを交差遅延効果モデルと同時効果モデルの構造方程式モデリングによって分析した。いずれのモデルについても居住地、母親との同居、世帯収入、性別役割意識、妻の就業の有無、子ども数を統制変数として用いた。統制変数間、あるいは統制変数と1時点目の夫の家事参加、妻の出産意欲との間に論理的な説明が可能な相関を仮定することによってモデル全体の適合度が改善される場合はそれらの相関も含めたモデルを採用した⁶⁾。その結果、夫の家事参加と妻の出産意欲に関する12の分析モデルすべてにおいてGFIは0.985~0.990、AGFIは0.961~0.972、RMSEAは0.000~0.028と高い適合度を示している。

表1は、夫の家事参加と妻の出産意欲（希望意識・希望子ども数・希望時期）について交差遅延効果モデルと同時効果モデルを用いた分析結果（各モデルにおけるパスの標準化回帰係数）である。交差遅延効果モデルにおける β_1 は1時点目の夫の家事参加が2時点目の同一変数に与える影響、 β_2 は1時点目の妻の出産意欲が2時点目の同一変数に与える影響を示している。 β_3 は1時点目の夫の家事参加が2時点目の妻の出産意欲に与えるラグを考慮した影響、 β_4 は1時点目の妻の出産意欲が2時点目の夫の家事参加に与えるラグを考慮した影響を示している。同時効果モデルにおける β_1 と β_2 は交差遅延効果モデルと同様に2時点目の夫の家事参加、妻の出産意欲が1時点目の同一変数から受ける影響を示している。 β_3 と β_4 は2時点目における夫の家事参加が妻の出産意欲に与える影響、妻の出産意欲が夫の家事参加に与える影響をそれぞれ示している。

まず、妻の出産意欲を表す変数として子どもを欲しいと思っているかどうかの意識を用いた両モデルによる分析結果をみていく。いずれのモデルにおいても2時点目の夫の家事

表1 夫の家事参加と妻の出産意欲の因果関係

(a) 交差遅延効果モデル

	β_1	β_2	β_3	β_4
妻の出産希望意識	0.576 **	0.516 **	0.080 *	0.034 ns
妻の出産希望子ども数	0.578 **	0.549 **	0.070 +	0.016 ns
妻の出産希望時期	0.578 **	0.411 **	0.040 ns	0.008 ns

(b) 同時効果モデル

	β_1	β_2	β_3	β_4
妻の出産希望意識	0.570 **	0.511 **	0.139 *	0.065 ns
妻の出産希望子ども数	0.575 **	0.549 **	0.122 +	0.028 ns
妻の出産希望時期	0.578 **	0.410 **	0.068 ns	0.019 ns

** : $p < .01$ * : $p < .05$ + : $p < .10$ ns : $p \geq .10$

6) モデルの改善にはAMOS (ver.16)の修正指標(modification index)を用いた。これは分析モデルにパス・共分散を加えることによってどの程度カイ二乗値の減少が期待できるかを示すものである(山本・小野寺 1999)。本稿では5%水準でカイ二乗値が有意に減少するために必要な3.84を基準として、モデル修正を行った。なおこのようなモデルの修正によって本稿が注目する夫の家事参加と妻の出産意欲の間の係数が変化することはなく、一貫して本文で述べた効果が確認されている。

参加，妻の出産意欲は1時点目の同一変数によって強く規定されている（標準化回帰係数0.511～0.576（ $p < .01$ ））。夫の家事参加と妻の出産意欲は時点間で大きく変動することなく，むしろ両者とも時点を通じて安定的に回答されている。各モデルの分析結果をみていくと，交差遅延効果モデルでは，1時点目の夫の家事参加が2時点目の妻の出産意欲に与えるラグ効果が5%水準で有意な正の効果であった。これは1時点目における夫の家事参加がその後3年間の妻の出産意欲の変化に対して有意に正の影響を与えていることを示している。同時効果モデルでも2時点目において夫の家事参加が妻の出産意欲に有意な正の効果を示しており，夫が積極的に家庭内分業に参加することが今後の妻の出産意欲を高める，すなわち夫の家事参加が妻の出産意欲に対して先行要因として影響を与えることが示された。一方でその逆方向の因果関係については有意な効果はみいだされなかった。

つぎに，妻の出産意欲を表す変数として希望する子ども数を用いた両モデルによる分析をみていく。ここでも2時点目の夫の家事参加，妻の希望子ども数は1時点目の同一変数によって強く規定されており（標準化回帰係数0.549～0.578（ $p < .01$ ）），夫の家事参加の程度とともに全体として子どもが何人欲しいかという希望も時点間で安定していることが示された。交差遅延効果モデルでは，1時点目の夫の家事参加が2時点目の妻の希望子ども数に与えるラグ効果が10%水準で弱いながら有意な正の効果であった。これは1時点目における夫の家事参加がその後3年間の妻の希望子ども数の変化に対して有意に影響を与えていることを示している。同時効果モデルでは2時点目において夫の家事参加が妻の希望子ども数にこちらも10%水準で有意な正の効果を示しており，夫が積極的に家庭内役割に参加することが既にいる子ども，これから産みたい子どもを合わせた妻の希望する子ども数を高める傾向があることが示された。

最後に，妻の出産意欲を表す変数として出産希望時期を用いた両モデルの分析結果をみていく。いずれのモデルにおいても2時点目の夫の家事参加，妻の出産希望時期は1時点目の同一変数によって強く規定されている（標準化回帰係数0.410～0.578（ $p < .01$ ））が，上記2つの変数に比べると出産希望時期は時点間でやや変動することが示された。また出産希望時期を用いた分析では交差遅延効果モデル，同時推定モデルの双方とも夫の家事参加と妻の出産希望時期に有意な関係はみられなかった。すなわち，夫が積極的に家事参加することが妻の出産希望時期を早めるわけではなく，また妻が早期に出産を希望することが夫の家事参加を促進するわけでもない。

夫の家事参加に着目したモデル分析の結果を小括すると，妻の出産意欲の強弱と子ども数に着目した分析において，夫の家事参加が積極的であることによって妻の出産意欲が高まる，あるいは欲しいと思うトータルの子どもの数が増えるという夫側の要因の先行性が検証された。

3. 夫の労働時間と妻の出生希望の因果分析

つぎに，夫の労働時間と妻の出産意欲の因果関係を検討するために，夫の家事参加を用いた分析と同様にパネルデータを交差遅延効果モデルと同時効果モデルの構造方程式モデ

リングによって分析した。統制変数の内容、および最終的なモデルの決定プロセスも夫の家事参加を用いたモデル分析と同じように行った。その結果、夫の労働時間参加と妻の出産意欲に関する12の分析モデルすべてにおいて GFI は0.983~0.989、AGFI は0.955~0.968、RMSEA は0.007~0.036と高い適合度を示した。

表2は、夫の労働時間と妻の出産意欲（希望意識・希望子ども数・希望時期）について交差遅延効果モデルと同時効果モデルを用いた分析結果（各モデルにおけるパスの標準化回帰係数）である。交差遅延効果モデルにおける β_1 は1時点目の夫の労働時間が2時点目の同一変数に与える影響、 β_2 は1時点目の妻の出産意欲が2時点目の同一変数に与える影響を示している。 β_3 は1時点目の夫の労働時間が2時点目の妻の出産意欲に与えるラグを考慮した影響、 β_4 は1時点目の妻の出産意欲が2時点目の夫の労働時間に与えるラグを考慮した影響を示している。同時効果モデルにおける β_1 と β_2 は交差遅延効果モデルと同様に2時点目の夫の労働参加、妻の出産意欲が1時点目の同一変数から受ける影響を示している。 β_3 と β_4 は2時点目における夫の労働時間が妻の出産意欲に与える影響、妻の出産意欲が夫の労働時間に与える影響をそれぞれ示している。

表2 夫の労働時間と妻の出産意欲の因果関係

(a) 交差遅延効果モデル

	β_1	β_2	β_3	β_4
妻の出産希望意識	0.484 **	0.514 **	-0.006 ns	0.109 +
妻の出産希望子ども数	0.490 **	0.571 **	0.020 ns	0.067 ns
妻の出産希望時期	0.490 **	0.401 **	0.001 ns	0.067 ns

(b) 同時効果モデル

	β_1	β_2	β_3	β_4
妻の出産希望意識	0.485 **	0.515 **	-0.013 ns	0.213 +
妻の出産希望子ども数	0.488 **	0.568 **	0.040 ns	0.117 ns
妻の出産希望時期	0.490 **	0.401 **	0.001 ns	0.168 ns

** : $p < .01$ * : $p < .05$ + : $p < .10$ ns : $p \geq .10$

妻の出産意欲を表す変数として意識、希望子ども数、出産希望時期を用いた各分析において、交差遅延効果モデル、同時効果モデルのいずれも2時点目の夫の労働時間、妻の出産意欲が1時点目の同一変数によって規定されることが明らかになったが、ラグ効果、あるいは2時点目における双方向の因果効果については5%水準でみた場合有意な効果は示されなかった。10%水準では、妻の出産意欲を表す変数として意識を用いたモデル分析においてのみ、妻が出産を希望することによって夫の労働時間が長くなるという効果が交差遅延効果モデル、同時効果モデル双方でみられた。ただしこの効果については、そのまま妻が出産を希望すると3年後に夫の労働時間がより長くなると読み取ることは妥当ではないだろう。「結婚と家族に関する国際比較調査」では回答者（この場合は妻）が配偶者である夫の労働時間を回答している点を考慮すると、統制変数として含めた諸種の家庭環境が同じであるならば、妻が出産を希望する意識が強いほど夫の労働時間を長く感じるよう

になる、労働時間を多く見積もる傾向にあると考えたほうが妥当と思われる⁷⁾。

夫の労働時間と妻の出産意欲の因果関係についてモデル分析の結果を概括すると、夫の労働時間が長くなることによって妻の出産意欲が低まる、あるいは夫の労働時間が短くなることによって妻の出産意欲が高まるといった関係はみられなかった。また妻の出産意欲の高さによって夫が労働時間を抑制するといった方向の関係もみられなかった。本稿のデータ分析からは、労働時間が長くなる／短くなることによって生じる家庭内役割への参加機会の変化、時間的資源の変化と、妻の子どもをもとうという意欲や希望とは関係しないことが示された。

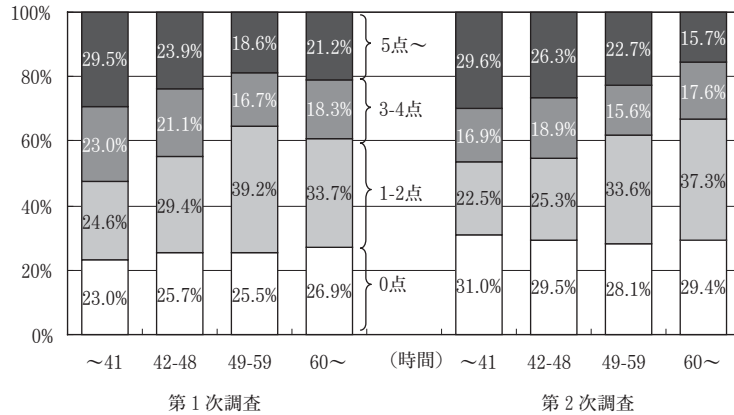
4. 夫の労働時間と家事参加の関係

夫の家事参加の規定要因に関する従来の研究では、夫婦間の相対的な資源、時間的な制約、性別役割意識に代表されるイデオロギーに関する仮説が検証されてきた。なかでも日本では夫の就業時間や帰宅時間といった時間的な制約条件が与える影響が指摘されてきた(例えば Nishioka (1998), 岩間 (2008) など)。しかし本稿の分析研究では、夫の家事参加は妻の出産意欲に正の効果を与えていたが、その家事参加と関連すると思われた夫の時間的資源(1週間の労働時間)については、夫に時間的なゆとりができるほど妻が出産意欲をもつようになるといった効果はみられなかった。つまり労働時間が相対的に短い(=時間的資源がある)としてもその時間は必ずしも家庭内役割への参加に置き換えられていないことが予測される。そこで本稿では、パネルデータにおける夫の労働時間と家事参加の関係について確認し、なぜ前節のような分析結果が導かれたのかを考察する。図3は「結婚と家族に関する全国調査」データの1時点目、2時点目における夫の労働時間別にみた家事参加の分布である。家事参加は連続量である得点を四分位数による等サイズのカテゴリ変数に変換して集計した。

第1次調査、第2次調査とも、1週間の労働時間の長短に関わらずまったく家事に参加していないことを示す0点、あるいは「月に1~3回」という家事項目が1,2項目ある程度の1~2点という低い家事参加頻度に大半のケースが集中している。一方の5点以上という頻度については、1週間あたりの労働時間が41時間以下のケースで最も割合が高く、両時点とも3割程度が該当し、労働時間が長くなるに従ってその割合は低くなる。この傾向は1時点目よりもむしろ2時点目に顕著で、第1次調査では61時間以上のカテゴリでも5点以上の家事参加を示す割合が21.2%と2割を超えていたのに対して、第2次調査では15.7%と、この5点以上の分布だけをみるならば第2次調査では労働時間との関連がより明確になっている。ただし上で述べたように2変数間の関連は限定的で、カイ二乗検定、あるいは家事参加得点を用いた分散分析といった統計的検定を行った場合には2時点とも

7) 対象者である妻の感覚や認識が回答に強く反映されるという点では、夫の家事参加についても有意な効果があったとしてもそれが本当に夫の行動の帰結かどうか本調査からは判断することができない。ただし夫の家事参加については、妻の出産意欲に先行する要因として有意だったことから、結果の解釈を「夫が積極的に家事参加すると」ではなく「夫が積極的に家事参加していると妻が評価すると(感じると)」と言い換えても、夫の家庭内役割への参加の重要性は損なわれないと思われる。

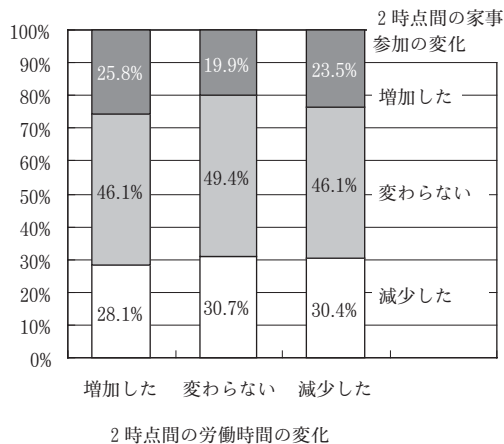
図3 夫の労働時間別にみた家事参加



有意な関連は示されなかった。本稿が分析対象としたデータでは夫の家事参加と労働時間はほとんど関連せず、労働時間が短いことが必ずしも家庭内役割への参加を促しているわけではないことが示された。

また図4は図3で用いたものと同じカテゴリを適用して2時点間における夫の労働時間の変化（増加した・変わらない・減少した）別に家事参加がどのように変化したか（増加した・変わらない・減少した）をみたものである。

図4 夫の労働時間の変化別にみた家事参加の変化



本調査において集計対象となった367人のうち、2時点間で労働時間が増加したと回答したケースは89人（24.3%）、変わらないと回答したケースは176人（48.0%）、減少したと回答したケースは102人（27.8%）であった。それぞれについて家事参加の程度がどのように変化したかをみると、いずれのカテゴリにおいても分布にほとんど差はなく、労働時間が増えても減っても、あるいは変わらなくても半数近くの回答者（妻）は夫の家事参加に変化を感じていない。また労働時間が増加したと回答したケースにおいて家事参加が

減少したとする割合が特に多いということもなく、その逆に労働時間が減少したと回答したケースにおいて家事参加が増加したとする割合が特に多いということもない。男性の働き方の変化は労働時間の増減という側面からみた限りにおいては、家事参加の程度に影響していないことがこの集計からも示唆される。

VI 結論

本稿では、パネル調査として実施された「結婚と家族に関する国際比較調査」から得られたデータを分析して、夫のワーク・ライフ・バランスが妻の出産意欲に与える影響を検証した。具体的には、夫の家事への参加程度と1週間あたりの労働時間が、妻の子どもをもちたいという意識、欲しいと思う子どもの数、いつ欲しいかという時期への希望に対して先行的な要因となりえるのかについて、39歳以下の有配偶女性データに交差遅延効果モデルと同時効果モデルを適用して因果関係を分析し、以下の結果を得た。

まず夫のワーク・ライフ・バランスに関する要因として家庭内役割への参加程度を操作化した家事参加については、妻の子どもを欲しいと思うかどうかという意識と欲しい子どもの数に対して先行要因として影響することが示された。タイムラグを考慮したモデルにおいても、共時的な双方向の因果を考慮したモデルにおいても、夫の家事遂行の頻度が高いことは妻の子どもを欲しいという意識、そして何人子どもが欲しいかという出産期待に有意な正の効果を与える。一方でその逆方向の効果、すなわち妻の出産意欲が夫の家事遂行の頻度を高めるといった効果はみられなかった。

つぎに、夫のワーク・ライフ・バランスに関する要因として労働時間を用いた分析では、妻のいずれの形態の出産に関する意識に関しても有意な効果は示されなかった。本稿が行った分析では、夫の労働時間が長いこと、あるいは短いことは妻の子どもをもちたいという希望に関連せず、むしろ妻が出産を希望する意識が強いほど夫の労働時間を長く感じるようになるといった当初の予想とは異なる因果関係が弱いながら示された。

また夫の労働時間と家事参加の関連について各調査時点の傾向と時点間の変化をみたところ、夫の家事参加の程度は労働時間とほとんど関連せず、労働時間が短い方がより積極的に家事に参加する、あるいは労働時間が減少することで家事参加が増加するといった仕事生活と家庭生活のバランスをとるような行動のシフトが多くの場合なされていないことが明らかになった。

これらの結果から、夫のワーク・ライフ・バランスとして、単純に労働時間を減少させてもそれによって生じる生活時間は家庭内役割に配分されにくく、今日の日本社会において少子化対策として夫の働き方の改善を求めるだけでは低位にある出生率を回復させる可能性は低いことが予測される。ただし本稿の分析対象ケースでは多くの夫が長時間労働に従事しており、家事参加に影響するほどの労働時間の短縮が実現されれば結果も異なるかもしれない。ワーク・ライフ・バランスの観点から働き方の改善を考える際には、どの程度の労働時間の短縮があると積極的な家事参加に繋がるのかといった研究も有効な政策を

検討するうえで求められる。一方、夫が積極的に家事参加を行うことによってより妻が子どもを欲しいと思うようになる、あるいは欲しいと思う子ども数が増える、といった因果関係が示されたことから、妻の負担、とりわけ出産・育児コストの軽減が少子化対策として有効な方策になりえる可能性を示唆している。夫の積極的な家庭内役割への参加を促すような形でのワーク・ライフ・バランスの改善と同時に、ソーシャル・サポートの拡充、地域社会、自治体や企業あるいは勤め先からの支援によって包括的に子どもをもつことのコストを軽減する実効性のある政策が求められる。

最後に本研究で残された問題と課題についてまとめておく。本稿では夫の家事参加の程度と労働時間の変化に着目したが、家庭内役割への参加を考える場合、育児への参加も重要な要素として含めるべきであろう。育児は家事に比べて夫の参加程度が経年的に高いことが国立社会保障・人口問題研究所が実施している「全国家庭動向調査」などの調査研究からも知られており、先行研究においても育児参加が出生確率や出生希望に与える正の効果が指摘されている。また夫の働き方についても、駿河・七條・張（2000）の行った分析では通勤時間の顕著な効果を指摘しており、労働時間以外の観点からも操作化を行う必要がある。本稿が扱った調査データでは育児参加については2時点間で質問内容が異なっていたため、また通勤時間は調査項目に含めていなかったため分析に用いることができなかった。これらの変化が妻の出産意欲に与える影響の分析は今後の課題である。

文献

- Becker, Gary S. (1965) "A Theory of the Allocation of Time", *The Economic Journal*, Vol.75 No.299, pp.493-517.
- 伊達雄高・清水谷論（2004）「日本の出生率低下の要因分析：実証研究のサーベイと政策的含意の検討」ESRI Discussion Paper Series No.94.
- Finkel, Steven E. (1995) *Causal Analysis with Panel Data*, London, Sage publications.
- 藤野敦子（2003）『『男性の働き方の見直し』は出生力を高めるか：家計生産モデルのアプローチより』『産研論集』関西学院大学，第30号，47-55.
- 藤野敦子（2006）「夫の家計内生産活動が夫婦の追加予定子ども数へ及ぼす影響：マイクロデータによる検証」『人口学研究』第38号，pp.21-41.
- 岩間暁子（2008）『女性の就業と家族のゆくえ：格差社会のなかの変容』東京大学出版会.
- 小原美紀（2000）「長時間通勤と市場・家事労働：通勤時間の短い夫は家事を手伝うか？」『日本労働研究雑誌』第476号，pp.35-45.
- McDonald, Peter. (2000) "Gender Equity in Theories of Fertility Transition", *Population and Development Review*, Vol.26 No.3, pp.427-439.
- 松田茂樹（2006）「近年における父親の家事・育児参加の水準と規定要因の変化」『季刊家計経済研究』第71号，pp.45-54.
- Nishioka, Hachiro (1998) "Men's Domestic Role and the Gender System: Determinants of Husband's Household Labor in Japan", 『人口問題研究』第54巻第3号，pp.56-71.
- 西岡八郎（2001）「少子化現象のジェンダー分析(2)：男性の家庭役割と追加出生に関する意識」高橋重郷編『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』（厚生科学研究政策科学推進研究事業（課題番号H12-政策-009） 報告書（平成12年度）），pp.308-332.
- 西岡八郎（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

- 研究費補助金政策科学推進研究事業（課題番号H17-政策-一般-021）平成19年度総括研究報告書 平成17～19年度総合報告書）。
- 岡林秀樹（2006）「発達研究における問題点と縦断データの解析方法」『パーソナリティ研究』第15巻第1号，pp.76-86.
- 坂爪聡子（2007）「男性の育児参加は少子化対策として有効なのか？」『人口学研究』第41号，pp.9-21.
- 駿河輝和・七條達弘（1999）「男性の労働時間・通勤時間，家賃の子供の数に与える影響」『大阪府立大学経済研究』第46巻第2号，pp.35-44.
- 駿河輝和・七條達弘・張建華（2000）「夫の通勤時間・労働時間が出生率に与える影響について：『消費生活に関するパネル調査』による実証研究」『季刊家計経済研究』第47号，pp.51-58.
- 高比良美詠子・安藤玲子・坂元章（2006）「縦断調査による因果関係の推定：インターネット使用と攻撃性の関係」『パーソナリティ研究』第15巻第1号，pp.87-102.
- Torr, Berna M. and Susan E. Short（2004）"Second Births and the Second Shift: A Research Note on Gender Equity and Fertility", *Population and Development Review*, Vol.30 No.1, pp.109-130.
- 山上俊彦（1999）「出産・育児と女性就業との両立可能性について」『季刊社会保障研究』第35巻第1号，pp.52-64.

Causal Relationship between Husbands' Work-Life Balance and Wives' Desire to Bear Children

Hachiro NISHIOKA and Atsushi HOSHI

The purpose of this paper is to examine the effects in Japan of husbands' involvement in housework and their working hours on their wives' desire to bear children. In this analysis we used micro-data obtained from the International Comparative Survey on Marriage and the Family conducted in 2004 and 2007. The data was collected for men and women aged between 18 and 69 years of age. From this sample, we selected married women between the ages of 18 and 39, operationalized their husbands' work-life balance in terms of both working hours and involvement in housework, then analyzed the effects of these two variables on the selected women's desire to have children.

Causal analysis of this data using synchronous and cross-lagged effects models revealed that a husband's, involvement in housework has a statistically significant positive effect on a wife's desire to bear children and her ideal number of children. On the other hand, in this study we found that husbands' working hours per week had no substantial impact on wives' desire to have children. Furthermore, the results showed no clear positive correlation between husbands' working hours and their degree of participation in household chores. This result was consistent for datasets from both surveys (2004 and 2007). These findings may have implications for the formation or implementation of policies designed to increase the birthrate in Japan because the results hint at the importance of taking into account gender roles and divisions of labor along gender lines within the household, rather than merely looking at men's working styles, whenever considering men's work-life balance.

 資 料

国連世界人口推計2008年版の概要

佐藤龍三郎・石川 晃・別府志海

国際連合経済社会局人口部 (United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division: 以下, 国連人口部) は2009年3月11日, 「世界人口推計2008年版」(*World Population Prospects: The 2008 Revision*) を発表した¹⁾。前回 (2006年版) から2年ぶりに発表された今回の世界人口推計は1951年以来通算21回目にあたり²⁾, 1950年から2050年までの100年間について国別・男女別・年齢別人口を推計するとともに, 推計に関連する仮定値として合計特殊出生率, 平均寿命など主要な人口学的指標の数値を提供している。以下, 本報告では今回の国連推計 (2008年版) と最近の国連推計を比較した上で, 今回の国連推計に示された①人口総数と人口増加, ②出生率, ③死亡率 (寿命), ④国際人口移動ならびに⑤年齢別人口の動向について概説する。また日本の将来人口について今回の国連推計と国立社会保障・人口問題研究所の2006年推計を比較する³⁾。

なお以下の国連推計結果についての記述における共通事項として, A年の人口とはA年年央 (7月1日) の人口を指し, B年からC年までの期間とはB年年央からC年年央までの期間を指す。また「国」は領域や属領のこともある。すべての国は先進地域 (more developed regions) と発展途上地域 (less developed regions) に分類される。

1. 今回の国連推計と最近の国連推計の比較

(1) 今回の国連推計の方法

今回の国連推計 (2008年版) の基準となる人口は2010年7月1日現在の世界各国の推計人口である。これを出発点として2050年までの各国の人口を推計するには, 出生, 死亡, 国際人口移動の3つの要素について仮定を設ける必要がある。今回の国連推計では出生率の仮定が異なる高位推計, 中位推計, 低位推計の3通りの推計に加え, 仮に出生率が2005

1) 本報告は, 国連人口部 (Hania Zlotnik 部長) の許諾を得て, 世界人口推計2008年版のデータ (United Nations 2009a) に基づき図表を作成するとともに解説を加えたものである。データ利用にあたり協力いただいた同部の Gerhard K. Heilig 氏に深謝する。なお, 世界人口推計2008年版の要点 (Highlights) および国別データは国連人口部のインターネット・ホームページ (<http://www.un.org/esa/population/unpop.htm>) に掲載されている。また, すべての集計結果を収載したCDが国連より販売されている (United Nations 2009b)。

2) 過去の国連の人口推計に関して『人口問題研究』では以下に報告が掲載されている。

1968年推計 (山口 1970), 1973年推計 (伊藤 1976), 1982年推計 (山口 1984), 1984年推計 (伊藤 1986), 1988年推計 (渡邊 1988), 1990年推計 (国立社会保障・人口問題研究所 1990), 1994年推計 (石川・佐々井 1995), 2004年推計 (佐藤・石川 2005), 2006年推計 (佐藤・石川 2007)。

3) 国立社会保障・人口問題研究所が2006年12月に公表した日本の将来人口に関する最新の推計結果について, 詳しくは国立社会保障・人口問題研究所 (2007) を参照されたい。

～10年の水準で一定の場合（出生率一定推計），仮に2010～15年以後の出生率が人口置換水準の場合（出生率置換水準推計），仮に死亡率が2005～10年の水準で一定の場合（死亡率一定推計），仮に出生率・死亡率ともに2005～10年の水準で一定の場合（出生率・死亡率一定推計），仮に国際人口移動がない場合（移動率ゼロ推計）についても推計が行われた。これら8通りの推計についての仮定設定は以下の通りである。

1) 中位推計の仮定

i 出生率に関する仮定

すべての国の出生力が将来において合計特殊出生率1.85という水準に収束すると仮定された。しかし推計期間内にすべての国の出生率がこの水準に到達するわけではない。推計の手順はその国の2005～10年時点の合計特殊出生率が1.85を上回っているか下回っているかの違いによって若干異なっている。

2010年時点で出生力低下がみられないか始まったばかりの国（high-fertility countries）と出生力が低下し続けているが2005～10年の合計特殊出生率が2.1を上回る国（medium-fertility countries）の場合，出生率は，1950年から2010年にかけて出生率が低下したすべての国の過去の経験に基づいて国連人口部が作成した出生力低下モデルから導かれた経路を辿って低下すると仮定される。もしこのモデルに従ってある国の合計特殊出生率が2045～50年以前に1.85まで低下した場合は，2045～50年までの残りの期間の合計特殊出生率は1.85で一定となる。また2045～50年でも1.85を上回る場合は，その値が推計期間における最終の合計特殊出生率となる。

一方，2005～10年の合計特殊出生率が2.1以下の国（low-fertility countries）では，それが1.85を上回る場合は概して2045～50年までに1.85まで低下することになる。それが1.85を下回る場合，推計期間の最初の5年ないし10年間出生率はその国の最近の傾向に従うものとし，以後合計特殊出生率が5年ごとに0.05ずつ直線的に増加すると仮定された。それゆえ現在合計特殊出生率が非常に低い国の場合，2045～50年までに1.85に達しない場合もある。

ii 死亡率に関する仮定

(i) 通常の死亡率仮定

将来の死亡率は，国連人口部が作成した平均寿命の変化モデルを基に推計された。このモデルでは既に達成された平均寿命が高水準であればあるほど追加の伸長幅は小さくなる。このような複数のモデルから，国ごとに最近の男女別平均寿命の傾向を基にいずれか一つのモデルが選択された。

(ii) HIV／エイズの影響

15～49歳人口のHIV感染者割合が1980年から2007年の間に1%以上になったことのある国について，流行の趨勢を明示的にモデル化しHIV感染率を年次別に予測することによって，その影響を推計に含めた。またHIV感染者割合が常に1%未満でも人口規模が大きく2007年の感染者数が50万人を超える国（ブラジル，中国，インド，ロシア，アメリカ合衆国など）も同様に死亡率推計にあたってHIV／エイズの影響を考慮した。そのよ

うな国は全部で58か国である。

iii 国際人口移動に関する仮定

国際人口移動の仮定値は、過去の移動の動向と将来の移動に関する各国の政策的姿勢を基に設定された。将来推計期間における純移動（入移民数と出移民数の差）の水準は概ね一定としている。

2) その他の推計の仮定

高位推計、中位推計、低位推計、出生率一定推計および出生率置換水準推計は出生率の仮定のみ異なっている。高位推計では推計期間の大部分において合計特殊出生率が中位推計より0.5高く設定され（最終的な合計特殊出生率が中位推計で1.85となる国の場合、高位推計では2.35となる）、低位推計では合計特殊出生率が中位推計より0.5低く設定されている（同様に最終的に1.85となる国の場合1.35となる）。出生率一定推計では、2005～10年の出生率水準がその後も不変と仮定された。出生率置換水準推計では、2010～15年以後純再生産率が1に保たれるよう出生率が設定された。

死亡率一定推計の出生率に関する仮定値は中位推計の仮定値を用い、また移動率ゼロ推計の出生率の仮定値も中位推計の仮定値を用いた。

3) 今回推計における方法上の主な変更点

i) 将来人口推計の基準となる時点が2005年から2010年に変更になった。

ii) 年齢別 HIV 感染率に関するモデルが修正され、感染の中位数年齢が低くなった（特に男性の場合）。

iii) HIV 陽性の子どもの生存率が、治療を受けている場合、上方修正された。

iv) HIV 陽性の成人のエイズ発症後の生存率が、治療の有無にかかわらず、上方修正された。

(2) 最近の国連推計との比較

1) 人口総数の比較

1990年推計から今回の2008年推計まで2年ごとに実施された最近10回の推計結果（中位推計）を表1と図1に示した。なおここでは中位推計のみ取り上げることにする。前回（2006年）推計と今回推計の違いのみ述べると⁴⁾、先進地域については前回推計に比べ今回推計では将来人口が上方修正され、2050年の人口は12億4500万から12億7500万に改まり3000万多い推計結果であるが、発展途上地域については下方修正され、2050年の人口は79億4600万から78億7500万に、7100万少ない推計結果となっている。そこで両者合わせた世界人口は今回推計では下方修正され、2050年の人口は91億9100万から91億5000万に改まり、4100万少ない推計結果となっている。

4) 1990年推計から前回（2006年）推計までの仮定設定と推計結果の変遷については佐藤・石川（2005）および佐藤・石川（2007）参照。

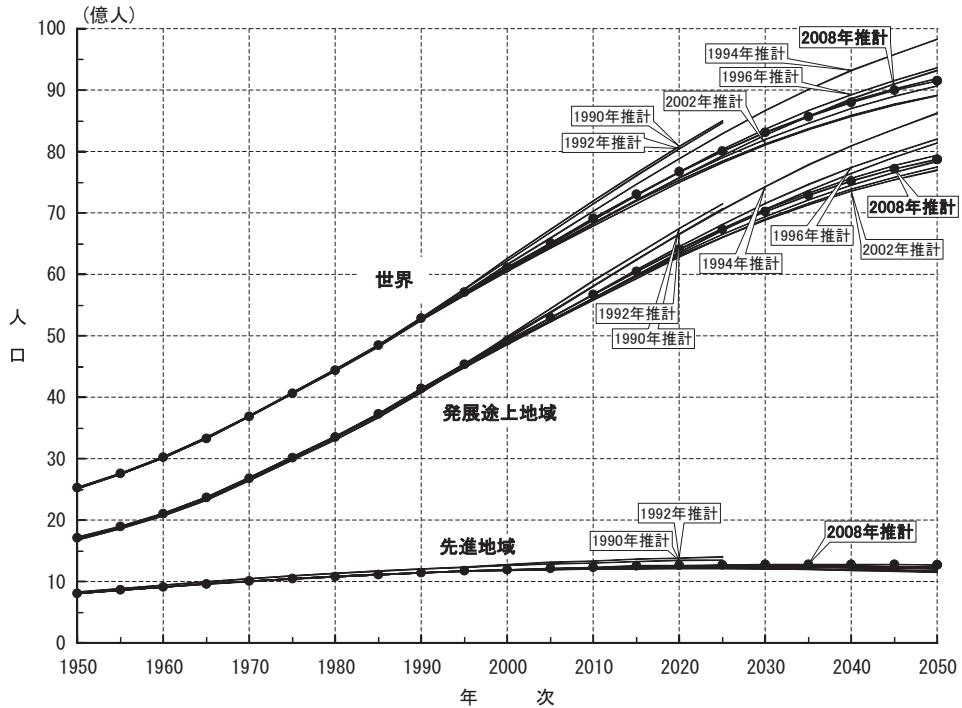
表1 推計実施年別にみた世界人口（中位推計）の比較

(1,000人)

年次	1990年推計	1992年推計	1994年推計	1996年推計	1998年推計	2000年推計	2002年推計	2004年推計	2006年推計	2008年推計
世界										
1950	2,516,443	2,516,190	2,519,748	2,523,878	2,521,495	2,519,495	2,518,629	2,519,470	2,535,093	2,529,346
1955	2,752,107	2,751,681	2,754,196	2,758,904	2,755,321	2,754,717	2,755,823	2,757,399	2,770,753	2,763,453
1960	3,019,653	3,018,974	3,021,485	3,026,541	3,021,908	3,020,177	3,021,475	3,023,812	3,031,931	3,023,358
1965	3,336,319	3,335,579	3,337,821	3,342,617	3,337,037	3,333,716	3,334,874	3,337,974	3,342,771	3,331,670
1970	3,697,849	3,697,007	3,697,141	3,701,909	3,696,148	3,690,925	3,692,492	3,696,588	3,698,676	3,685,777
1975	4,079,023	4,077,914	4,076,985	4,080,992	4,074,710	4,065,508	4,068,109	4,073,740	4,076,080	4,061,317
1980	4,448,037	4,446,859	4,444,352	4,447,374	4,440,402	4,429,747	4,434,682	4,442,295	4,451,470	4,437,609
1985	4,851,433	4,854,547	4,846,334	4,847,326	4,837,358	4,824,509	4,830,979	4,843,947	4,855,264	4,846,247
1990	5,292,195	5,295,300	5,284,832	5,282,306	5,266,442	5,254,820	5,263,593	5,279,519	5,294,879	5,290,452
1995	5,770,286	5,759,277	5,716,426	5,687,113	5,666,360	5,661,862	5,674,380	5,692,353	5,719,045	5,713,073
2000	6,260,800	6,228,254	6,158,051	6,091,351	6,055,049	6,056,715	6,070,581	6,085,572	6,124,123	6,115,367
2005	6,739,230	6,688,127	6,594,403	6,490,722	6,429,397	6,441,001	6,453,628	6,464,750	6,514,751	6,512,276
2010	7,204,343	7,149,506	7,032,294	6,890,775	6,794,773	6,825,736	6,830,283	6,842,923	6,906,558	6,908,688
2015	7,659,858	7,608,999	7,468,925	7,285,881	7,154,366	7,207,361	7,197,247	7,219,431	7,295,135	7,302,186
2020	8,091,623	8,049,940	7,887,856	7,671,924	7,501,521	7,579,278	7,540,237	7,577,889	7,667,090	7,674,833
2025	8,504,223	8,472,445	8,294,341	8,039,130	7,823,703	7,936,741	7,851,455	7,905,239	8,010,509	8,011,533
2030			8,670,614	8,371,602	8,111,980	8,270,064	8,130,149	8,199,104	8,317,707	8,308,895
2035			9,013,877	8,669,468	8,362,928	8,575,855	8,378,184	8,463,265	8,587,500	8,570,570
2040			9,318,226	8,929,681	8,576,540	8,854,658	8,593,591	8,701,319	8,823,546	8,801,196
2045			9,587,317	9,159,294	8,757,706	9,104,771	8,774,394	8,907,417	9,025,982	8,996,344
2050			9,833,208	9,366,724	8,909,095	9,322,251	8,918,724	9,075,903	9,191,287	9,149,984
先進地域 ¹⁾										
1950	832,425	832,425	808,538	812,687	812,687	813,574	812,771	812,772	813,561	812,026
1955	887,423	887,423	858,683	863,439	863,439	864,020	863,220	863,220	864,004	862,810
1960	944,851	944,828	910,659	915,841	915,841	916,095	915,298	915,300	916,095	914,618
1965	1,002,920	1,002,901	962,211	967,537	967,537	967,295	966,498	966,633	967,002	965,620
1970	1,048,890	1,048,906	1,002,607	1,007,667	1,007,667	1,008,273	1,007,479	1,007,673	1,008,477	1,007,477
1975	1,095,170	1,095,146	1,044,186	1,048,380	1,048,380	1,048,265	1,047,474	1,047,196	1,048,104	1,046,894
1980	1,136,500	1,136,483	1,079,945	1,082,859	1,082,859	1,082,755	1,082,989	1,082,539	1,083,274	1,081,847
1985	1,174,365	1,172,970	1,110,625	1,114,312	1,114,217	1,114,895	1,115,191	1,114,785	1,115,352	1,113,543
1990	1,206,556	1,211,138	1,143,358	1,148,119	1,147,980	1,148,365	1,148,917	1,148,572	1,149,064	1,147,345
1995	1,236,045	1,244,176	1,166,598	1,171,384	1,171,763	1,173,955	1,173,991	1,173,983	1,175,400	1,174,680
2000	1,264,078	1,277,963	1,185,536	1,186,990	1,187,980	1,191,429	1,193,872	1,193,354	1,194,199	1,194,967
2005	1,288,606	1,310,427	1,200,255	1,197,344	1,199,746	1,201,109	1,208,817	1,211,265	1,215,636	1,216,550
2010	1,309,555	1,340,532	1,212,865	1,206,375	1,208,431	1,208,405	1,220,855	1,225,678	1,232,457	1,237,228
2015	1,327,397	1,366,486	1,223,733	1,214,018	1,214,394	1,213,857	1,230,499	1,236,561	1,245,021	1,254,845
2020	1,342,048	1,387,174	1,231,987	1,218,526	1,216,567	1,217,737	1,237,398	1,244,413	1,253,852	1,268,343
2025	1,353,936	1,403,275	1,238,406	1,220,250	1,214,890	1,218,834	1,241,377	1,248,954	1,258,970	1,277,113
2030			1,236,179	1,212,147	1,209,507	1,216,513	1,242,278	1,250,658	1,260,770	1,281,628
2035			1,230,988	1,201,271	1,200,378	1,210,849	1,240,221	1,249,903	1,259,931	1,283,007
2040			1,223,660	1,188,560	1,187,704	1,202,423	1,235,384	1,247,071	1,256,835	1,282,277
2045			1,215,399	1,174,941	1,172,316	1,192,271	1,228,323	1,242,398	1,251,757	1,279,588
2050			1,207,504	1,161,741	1,155,403	1,181,108	1,219,662	1,236,200	1,245,247	1,275,243
発展途上地域 ²⁾										
1950	1,684,018	1,683,765	1,711,210	1,711,191	1,708,808	1,705,921	1,705,858	1,706,698	1,721,532	1,717,320
1955	1,864,684	1,864,258	1,895,513	1,895,464	1,891,882	1,890,697	1,892,603	1,894,179	1,906,749	1,900,643
1960	2,074,802	2,074,146	2,110,827	2,110,700	2,106,067	2,104,082	2,106,177	2,108,512	2,115,836	2,108,740
1965	2,333,400	2,332,678	2,375,610	2,375,080	2,369,500	2,366,421	2,368,376	2,371,340	2,375,768	2,366,050
1970	2,648,959	2,648,100	2,694,535	2,694,242	2,688,481	2,682,652	2,685,013	2,688,915	2,690,199	2,678,300
1975	2,983,853	2,982,768	3,032,799	3,032,612	3,026,330	3,017,243	3,020,634	3,026,543	3,027,977	3,014,422
1980	3,311,537	3,310,376	3,364,407	3,364,515	3,357,542	3,346,992	3,351,693	3,359,755	3,368,196	3,355,762
1985	3,677,068	3,681,577	3,735,709	3,733,014	3,723,140	3,709,614	3,715,788	3,729,162	3,739,912	3,732,705
1990	4,085,638	4,084,162	4,141,474	4,134,187	4,118,462	4,106,455	4,114,676	4,130,947	4,145,815	4,143,107
1995	4,534,241	4,515,101	4,549,828	4,515,729	4,494,597	4,487,907	4,500,388	4,518,369	4,543,645	4,538,393
2000	4,996,722	4,950,290	4,972,514	4,904,360	4,867,069	4,865,286	4,876,709	4,892,218	4,929,924	4,920,400
2005	5,450,625	5,377,701	5,394,148	5,293,378	5,229,651	5,239,892	5,244,811	5,253,484	5,299,115	5,295,726
2010	5,894,787	5,808,974	5,819,430	5,684,400	5,586,343	5,617,331	5,609,428	5,617,246	5,674,101	5,671,460
2015	6,332,461	6,242,514	6,245,191	6,071,863	5,939,972	5,993,504	5,966,748	5,982,871	6,050,114	6,047,341
2020	6,749,581	6,662,766	6,655,869	6,453,398	6,284,954	6,361,541	6,302,839	6,333,475	6,413,238	6,406,489
2025	7,150,287	7,069,171	7,055,935	6,818,880	6,608,813	6,717,907	6,610,079	6,656,285	6,751,540	6,734,421
2030			7,434,435	7,159,455	6,902,473	7,053,551	6,887,870	6,948,446	7,056,937	7,027,267
2035			7,782,889	7,468,197	7,162,550	7,365,005	7,137,963	7,213,362	7,327,119	7,287,563
2040			8,094,566	7,741,121	7,388,836	7,652,235	7,358,208	7,454,248	7,566,711	7,518,920
2045			8,371,919	7,984,353	7,585,390	7,912,500	7,546,071	7,665,019	7,774,225	7,716,757
2050			8,625,703	8,204,983	7,753,693	8,141,143	7,699,061	7,839,702	7,946,040	7,874,742

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

図1 推計実施年別にみた世界人口（中位推計）の比較



2) 出生率と死亡率の仮定値の比較

上記の人口の変化は出生率と死亡率に関する仮定値の変化を反映している。まず出生率に関する仮定であるが、1996年推計から2008年推計まで7回の推計における合計特殊出生率の年次別の仮定値（中位推計）を表2と図2に示した。先進地域では前回推計に比べ今回推計では将来の合計特殊出生率がやや高く修正されたが、他方発展途上地域ではわずかに低く修正された。その結果、世界全体では2030～35年までわずかに高くなったが、2035～40年以降は不変である。

次に死亡率に関する仮定であるが、1996年推計から2008年推計まで7回の推計における平均寿命（男女計）の年次別の仮定値（中位推計）を表3と図3に示した。先進地域では前回推計に比べ今回推計では将来の平均寿命（男女計）がやや長く修正されており、2045～50年の平均寿命（男女計）は82.4年から82.8年へと改められた。しかし発展途上地域ではほとんど変わらず、2045～50年の平均寿命（男女計）は前回推計も今回推計も74.3年である。その結果世界全体ではわずかな上方修正にとどまり、2045～50年の平均寿命（男女計）は、75.4年から75.6年に変更だけである。

3) 将来人口の修正

今回推計では前回（2006年推計）に比し先進地域の将来人口が上方修正されたが、それは出生率、寿命ともに上方修正されたことの反映といえる（ただし、これには2010年の推計人口が前回に比し今回500万多いことも加味されている）。他方発展途上地域では、出生

表2 推計実施年別にみた合計特殊出生率（中位推計）の仮定値

年次	1996年推計	1998年推計	2000年推計	2002年推計	2004年推計	2006年推計	2008年推計
世界							
1950～55	5.00	4.99	5.01	5.02	5.02	5.02	4.92
1955～60	4.93	4.92	4.95	4.95	4.96	4.96	4.81
1960～65	4.95	4.95	4.97	4.97	4.97	4.98	4.91
1965～70	4.90	4.91	4.90	4.91	4.91	4.90	4.78
1970～75	4.48	4.48	4.48	4.48	4.49	4.47	4.32
1975～80	3.92	3.92	3.90	3.90	3.92	3.92	3.83
1980～85	3.58	3.58	3.56	3.57	3.58	3.58	3.61
1985～90	3.36	3.34	3.35	3.37	3.38	3.38	3.43
1990～95	2.96	2.93	3.01	3.03	3.04	3.05	3.08
1995～00	2.79	2.71	2.82	2.83	2.79	2.80	2.82
2000～05	2.66	2.57	2.68	2.69	2.65	2.65	2.67
2005～10	2.55	2.44	2.59	2.59	2.55	2.55	2.57
2010～15	2.45	2.35	2.50	2.50	2.47	2.46	2.49
2015～20	2.40	2.29	2.44	2.41	2.38	2.37	2.40
2020～25	2.35	2.23	2.39	2.33	2.31	2.29	2.30
2025～30	2.27	2.17	2.34	2.25	2.23	2.21	2.22
2030～35	2.20	2.10	2.28	2.18	2.17	2.14	2.15
2035～40	2.13	2.05	2.24	2.12	2.13	2.10	2.10
2040～45	2.09	2.03	2.20	2.06	2.09	2.06	2.06
2045～50	2.09	2.03	2.15	2.02	2.05	2.02	2.02
先進地域 ¹⁾							
1950～55	2.77	2.77	2.84	2.84	2.84	2.84	2.82
1955～60	2.77	2.77	2.82	2.82	2.82	2.82	2.78
1960～65	2.67	2.67	2.68	2.68	2.69	2.69	2.67
1965～70	2.36	2.36	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37
1970～75	2.11	2.11	2.13	2.13	2.13	2.13	2.17
1975～80	1.91	1.91	1.91	1.91	1.91	1.91	1.94
1980～85	1.84	1.84	1.85	1.85	1.85	1.85	1.86
1985～90	1.83	1.83	1.83	1.83	1.83	1.83	1.82
1990～95	1.68	1.68	1.69	1.69	1.68	1.68	1.67
1995～00	1.59	1.57	1.57	1.58	1.55	1.56	1.56
2000～05	1.60	1.56	1.50	1.56	1.56	1.56	1.58
2005～10	1.67	1.59	1.50	1.57	1.59	1.60	1.64
2010～15	1.74	1.65	1.52	1.60	1.61	1.61	1.65
2015～20	1.80	1.71	1.58	1.64	1.64	1.62	1.66
2020～25	1.86	1.75	1.65	1.69	1.68	1.64	1.67
2025～30	1.91	1.78	1.73	1.75	1.72	1.67	1.70
2030～35	1.96	1.80	1.80	1.81	1.76	1.70	1.74
2035～40	2.00	1.81	1.86	1.84	1.80	1.73	1.77
2040～45	2.03	1.82	1.90	1.85	1.83	1.76	1.79
2045～50	2.06	1.82	1.92	1.85	1.84	1.79	1.80
発展途上地域 ²⁾							
1950～55	6.17	6.16	6.16	6.16	6.17	6.15	6.00
1955～60	5.99	5.99	6.01	6.01	6.02	6.01	5.80
1960～65	6.01	6.01	6.03	6.03	6.03	6.04	5.94
1965～70	6.00	6.01	6.01	6.01	6.02	6.00	5.82
1970～75	5.42	5.43	5.42	5.42	5.44	5.41	5.18
1975～80	4.65	4.65	4.62	4.63	4.65	4.65	4.53
1980～85	4.14	4.15	4.12	4.13	4.15	4.15	4.19
1985～90	3.81	3.79	3.80	3.83	3.84	3.84	3.89
1990～95	3.30	3.27	3.37	3.40	3.41	3.42	3.43
1995～00	3.08	3.00	3.10	3.11	3.10	3.11	3.10
2000～05	2.89	2.80	2.92	2.92	2.90	2.90	2.89
2005～10	2.73	2.61	2.79	2.78	2.75	2.75	2.73
2010～15	2.58	2.48	2.66	2.65	2.63	2.62	2.62
2015～20	2.50	2.39	2.56	2.53	2.52	2.51	2.50
2020～25	2.42	2.31	2.49	2.41	2.41	2.40	2.39
2025～30	2.32	2.22	2.41	2.31	2.31	2.30	2.28
2030～35	2.24	2.15	2.34	2.22	2.23	2.21	2.20
2035～40	2.15	2.08	2.28	2.14	2.17	2.15	2.14
2040～45	2.10	2.06	2.23	2.09	2.12	2.10	2.09
2045～50	2.10	2.06	2.17	2.04	2.07	2.05	2.05

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

図2 推計実施年別にみた合計特殊出生率（中位推計）の仮定値

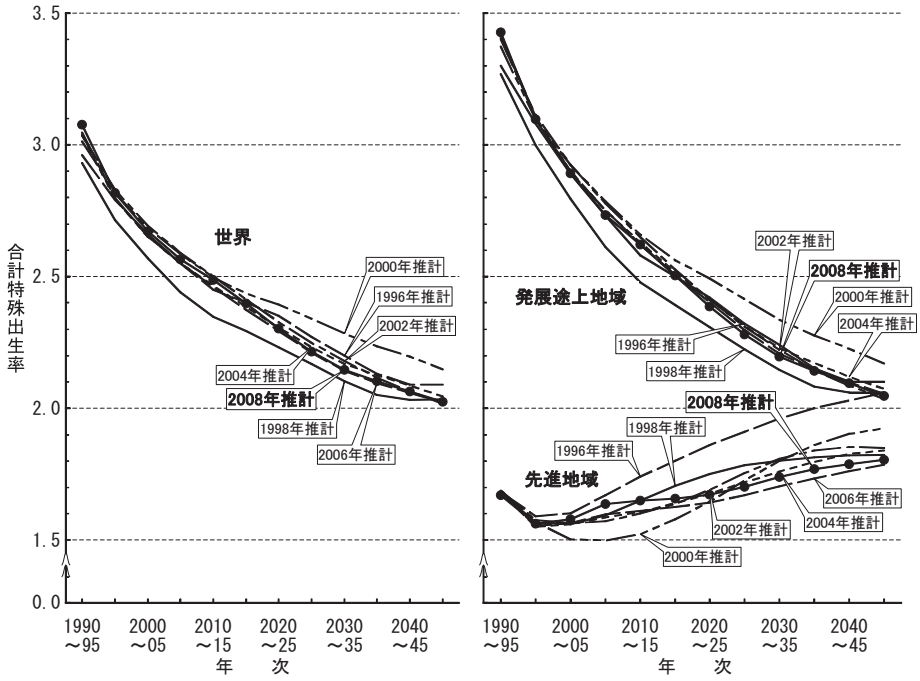


図3 推計実施年別にみた（男女計）平均寿命の仮定値

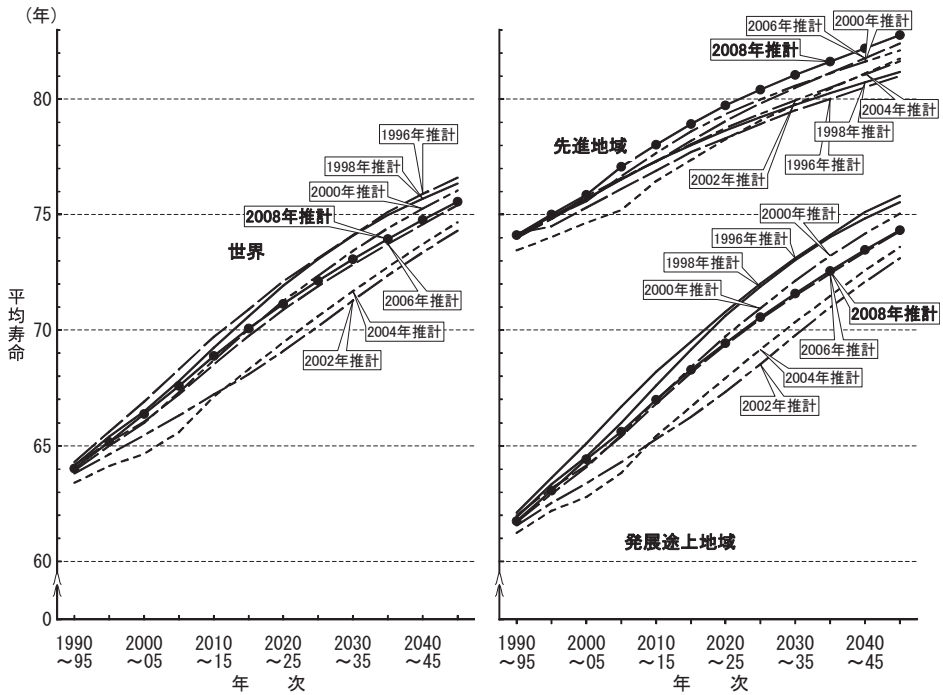


表3 推計実施年別にみた平均寿命（男女計）の仮定値

（年）

年次	1996年推計	1998年推計	2000年推計	2002年推計	2004年推計	2006年推計	2008年推計
世界							
1950～55	46.5	46.5	46.5	46.5	46.3	46.4	46.6
1955～60	49.6	49.6	49.6	49.6	49.5	49.3	49.5
1960～65	52.3	52.4	52.4	52.4	52.3	52.2	52.4
1965～70	56.0	56.0	56.1	56.1	56.2	56.1	56.1
1970～75	57.9	58.0	58.0	58.0	58.2	58.3	58.2
1975～80	59.7	59.8	59.8	59.8	59.9	60.2	60.2
1980～85	61.3	61.4	61.4	61.3	61.3	61.6	61.7
1985～90	63.1	63.1	63.0	62.9	62.7	63.3	63.2
1990～95	64.3	64.1	63.9	63.8	63.4	64.2	64.0
1995～00	65.6	65.4	65.0	64.6	64.1	65.2	65.2
2000～05	66.9	66.5	66.0	65.4	64.7	66.0	66.4
2005～10	68.3	67.8	67.3	66.3	65.6	67.2	67.6
2010～15	69.7	69.3	68.7	67.2	67.1	68.5	68.9
2015～20	70.9	70.6	70.0	68.1	68.3	69.8	70.1
2020～25	72.1	71.9	71.3	69.1	69.5	70.9	71.1
2025～30	73.1	73.1	72.4	70.2	70.6	71.9	72.1
2030～35	74.1	74.1	73.4	71.3	71.7	72.8	73.1
2035～40	75.1	75.0	74.4	72.4	72.7	73.7	73.9
2040～45	75.9	75.7	75.3	73.4	73.7	74.6	74.8
2045～50	76.6	76.3	76.0	74.3	74.7	75.4	75.6
先進地域 ¹⁾							
1950～55	66.5	66.6	66.2	66.1	66.3	66.1	66.0
1955～60	68.5	68.5	68.4	68.3	68.4	68.3	68.3
1960～65	69.8	69.8	69.7	69.7	69.7	69.8	69.8
1965～70	70.5	70.5	70.6	70.6	70.7	70.6	70.5
1970～75	71.2	71.2	71.4	71.4	71.3	71.3	71.3
1975～80	72.2	72.1	72.3	72.3	72.2	72.2	72.1
1980～85	73.0	73.0	73.1	72.9	72.8	72.8	72.9
1985～90	74.0	74.1	74.1	73.9	73.8	73.9	74.0
1990～95	74.2	74.1	74.1	74.0	73.5	74.0	74.1
1995～00	74.5	74.9	74.9	74.8	74.0	74.8	75.0
2000～05	75.3	75.7	75.6	75.8	74.6	75.6	75.8
2005～10	76.1	76.5	76.7	76.6	75.2	76.5	77.1
2010～15	76.9	77.3	77.7	77.3	76.4	77.3	78.0
2015～20	77.7	78.0	78.6	78.0	77.4	78.2	78.9
2020～25	78.3	78.6	79.3	78.7	78.3	79.0	79.7
2025～30	78.9	79.2	80.0	79.4	79.1	79.8	80.4
2030～35	79.5	79.7	80.6	79.9	79.8	80.5	81.0
2035～40	80.0	80.2	81.1	80.5	80.4	81.1	81.6
2040～45	80.5	80.7	81.6	81.1	81.1	81.8	82.2
2045～50	81.0	81.2	82.1	81.6	81.7	82.4	82.8
発展途上地域 ²⁾							
1950～55	40.9	40.9	41.0	41.0	40.9	40.8	41.0
1955～60	44.4	44.3	44.4	44.4	44.2	43.9	44.2
1960～65	47.7	47.7	47.7	47.7	47.6	47.4	47.5
1965～70	52.2	52.2	52.3	52.3	52.4	52.2	52.2
1970～75	54.7	54.7	54.7	54.7	54.9	55.0	54.9
1975～80	56.7	56.8	56.8	56.8	57.0	57.2	57.2
1980～85	58.6	58.6	58.6	58.5	58.6	58.8	59.0
1985～90	60.6	60.5	60.4	60.3	60.2	60.7	60.6
1990～95	62.1	61.9	61.7	61.5	61.2	62.0	61.7
1995～00	63.6	63.3	62.9	62.5	62.2	63.2	63.1
2000～05	65.1	64.5	64.1	63.4	62.8	64.1	64.4
2005～10	66.7	66.0	65.5	64.3	63.8	65.4	65.6
2010～15	68.2	67.6	67.0	65.3	65.4	66.8	67.0
2015～20	69.5	69.2	68.4	66.2	66.7	68.2	68.3
2020～25	70.8	70.6	69.7	67.3	67.9	69.4	69.4
2025～30	72.0	71.9	70.9	68.5	69.2	70.5	70.5
2030～35	73.1	73.0	72.1	69.8	70.3	71.5	71.6
2035～40	74.1	74.0	73.2	71.0	71.5	72.5	72.6
2040～45	75.1	74.8	74.2	72.1	72.6	73.4	73.5
2045～50	75.8	75.5	75.0	73.1	73.6	74.3	74.3

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

率が下方修正されたことに伴い、将来人口は下方修正された（これには2010年の推計人口が前回に比し今回300万少ないことも加味されている）。このように先進地域と発展途上地域では異なる方向に修正されたが、世界人口に占める発展途上地域の割合が先進地域の割合よりはるかに大きいことから、世界人口としてはやや下方修正されたわけである^{5) 6)}。

2. 今回の国連推計（2008年版）の概要

(1) 人口総数と人口増加

1) 世界人口の推移

今回の国連推計（2008年版）による世界および先進地域・発展途上地域別の人口総数は表4と図4に示した。

1950年に25億2900万であった世界人口は2010年に69億900万に達し、以後中位推計によれば2025年に80億1200万、2050年に91億5000万に達する。一方、低位推計によれば2040年頃を境に減少に転じ2050年の世界人口は79億5900万にとどまる。他方、高位推計によれば世界人口は2045年までに100億を超え、2050年には104億6100万に達する。また現在の出生率が一定の場合、世界人口は2045年までに100億を超え、2050年には110億3000万に達する。すなわち、2050年までに人口増加が止まり減少に転じるのは低位推計のみであり、中位推計では人口増加率は減速しゼロに近づくものの2050年時点で

5) 前回（2006年）推計について詳しくは United Nations（2007a）および United Nations（2007b）参照。

6) 前記インターネット・ホームページに2008年推計の要点（Highlights）が記載されているが、詳しくは3巻本として国連から近く刊行予定の United Nations（forthcoming）参照。

表4 出生率の各仮定値による人口総数：2008年推計（1,000人）

年次	低位	中位	高位	一定
世界				
1950		2,529,346		
1955		2,763,453		
1960		3,023,358		
1965		3,331,670		
1970		3,685,777		
1975		4,061,317		
1980		4,437,609		
1985		4,846,247		
1990		5,290,452		
1995		5,713,073		
2000		6,115,367		
2005		6,512,276		
2010	6,908,687	6,908,688	6,908,689	6,908,688
2015	7,235,360	7,302,186	7,369,003	7,342,730
2020	7,498,821	7,674,833	7,850,649	7,798,900
2025	7,698,240	8,011,533	8,324,226	8,264,771
2030	7,855,775	8,308,895	8,762,174	8,741,186
2035	7,966,536	8,570,570	9,181,935	9,241,316
2040	8,024,592	8,801,196	9,606,206	9,782,041
2045	8,022,171	8,996,344	10,037,286	10,374,956
2050	7,958,779	9,149,984	10,461,086	11,030,273
先進地域 ¹⁾				
1950		812,026		
1955		862,810		
1960		914,618		
1965		965,620		
1970		1,007,477		
1975		1,046,894		
1980		1,081,847		
1985		1,113,543		
1990		1,147,345		
1995		1,174,680		
2000		1,194,967		
2005		1,216,550		
2010	1,237,227	1,237,228	1,237,229	1,237,228
2015	1,244,511	1,254,845	1,265,149	1,254,077
2020	1,242,195	1,268,343	1,294,280	1,266,081
2025	1,232,183	1,277,113	1,321,487	1,273,171
2030	1,218,619	1,281,628	1,343,902	1,276,166
2035	1,201,672	1,283,007	1,364,267	1,275,633
2040	1,181,140	1,282,277	1,385,956	1,271,937
2045	1,155,989	1,279,588	1,411,031	1,265,250
2050	1,126,265	1,275,243	1,439,439	1,256,364
発展途上地域 ²⁾				
1950		1,717,320		
1955		1,900,643		
1960		2,108,740		
1965		2,366,050		
1970		2,678,300		
1975		3,014,422		
1980		3,355,762		
1985		3,732,705		
1990		4,143,107		
1995		4,538,393		
2000		4,920,400		
2005		5,295,726		
2010	5,671,460	5,671,460	5,671,460	5,671,460
2015	5,990,849	6,047,341	6,103,855	6,088,653
2020	6,256,626	6,406,489	6,556,370	6,532,819
2025	6,466,057	6,734,421	7,002,739	6,991,600
2030	6,637,156	7,027,267	7,418,272	7,465,019
2035	6,764,864	7,287,563	7,817,668	7,965,682
2040	6,843,452	7,518,920	8,220,249	8,510,105
2045	6,866,182	7,716,757	8,626,255	9,109,706
2050	6,832,515	7,874,742	9,021,648	9,773,910

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

なお世界人口は増加が続く。高位推計と出生率一定推計では、21世紀半ばにおいても直線的あるいは幾何級数的な人口増加が続くことになる。

先進地域と発展途上地域に分けてみると、1950年に8億1200万であった先進地域の人口は2010年には12億3700万と見込まれる。しかし今後、21世紀前半における人口増加はほとんどゼロに近く、高位推計によっても2050年の人口は14億3900万にとどまる。中位推計によれば2050年の人口は12億7500万と現在より3800万多いだけである。低位推計によれば2050年には11億2600万にまで人口が減り、現在の出生率が一定の場合には2050年の先進地域の人口は12億5600万で現在より1900万多くなる。

これに対し、発展途上地域の人口は1950年には17億1700万であったが、2010年現在56億7100万に達し、中位推計によれば今後も増加が続き2050年には78億7500万と現在より約22億多い人口を抱えることになる。一方、低位推計によれば2045年頃を境に減少に転じ2050年の人口は68億3300万にとどまる。しかし高位推計によれば直線的な人口増加が続き2050年には90億2200万に達する。さらに現在の出生率が一定の場合には発展途上地域の人口は幾何級数的に増加し、2050年までに100億近くに達することになる。図4で明らかのように、21世紀前半における世界人口と発展途上地域人口の趨勢は似通っているが、それは世界人口の大部分が発展途上地域人口によって占められることによる。すなわち今後の世界人口総数の動向は発展途上地域の人口の動向によって決まるといえる。

図4 出生率の各仮定値による人口総数：2008年推計

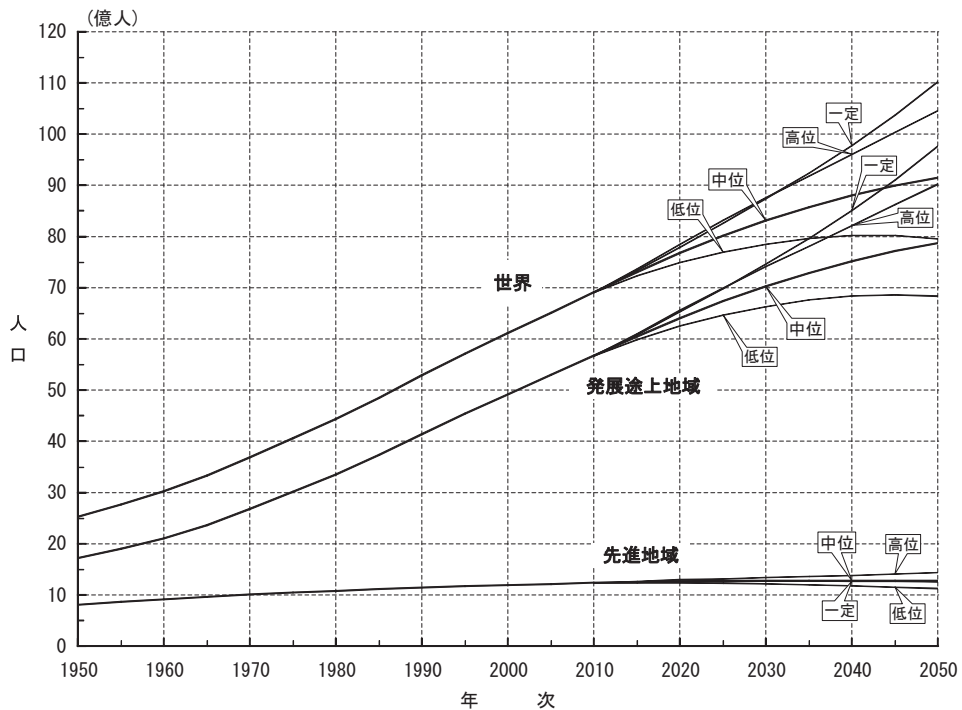


表5 主要地域別人口増加率：2008年推計（中位推計）

（年平均：％）

地域	1950 ～55	1955 ～60	1960 ～65	1965 ～70	1970 ～75	1975 ～80	1980 ～85	1985 ～90	1990 ～95	1995 ～00
世	1.77	1.80	1.94	2.02	1.94	1.77	1.76	1.75	1.54	1.36
先進地域 ¹⁾	1.21	1.17	1.09	0.85	0.77	0.66	0.58	0.60	0.47	0.34
発展途上地域 ²⁾	2.03	2.08	2.30	2.48	2.37	2.15	2.13	2.09	1.82	1.62
アフリカ	2.18	2.35	2.46	2.59	2.65	2.82	2.85	2.77	2.57	2.41
東部	2.26	2.44	2.64	2.79	2.84	2.91	2.91	3.01	2.61	2.78
中北部	1.93	2.19	2.30	2.57	2.64	2.82	2.97	3.08	3.43	2.53
南部	2.34	2.50	2.46	2.59	2.54	2.72	2.88	2.49	2.08	1.82
西部	2.30	2.41	2.56	2.54	2.67	2.51	2.55	2.28	2.36	1.68
アフリカ	2.04	2.20	2.31	2.40	2.55	2.89	2.80	2.73	2.62	2.60
アジア	1.89	1.88	2.15	2.39	2.26	1.95	1.94	1.91	1.63	1.40
東南部	1.80	1.54	1.97	2.44	2.11	1.42	1.36	1.49	1.09	0.84
南部	1.85	2.05	2.17	2.26	2.33	2.39	2.38	2.27	2.06	1.83
東南部	2.10	2.41	2.51	2.51	2.37	2.18	2.25	1.98	1.75	1.50
西部	2.66	2.68	2.71	2.67	2.81	2.79	2.81	2.52	2.30	2.19
ヨーロッパ	1.00	0.98	0.96	0.68	0.60	0.49	0.40	0.39	0.18	-0.02
東部	1.48	1.33	1.04	0.70	0.66	0.64	0.58	0.44	-0.03	-0.37
中北部	0.39	0.53	0.76	0.56	0.38	0.19	0.19	0.30	0.25	0.23
南部	0.87	0.74	0.83	0.71	0.85	0.81	0.44	0.24	0.16	0.20
西部	0.66	0.84	1.04	0.70	0.42	0.16	0.16	0.48	0.52	0.26
ラテンアメリカ・カリブ	2.71	2.73	2.76	2.55	2.42	2.30	2.07	1.91	1.73	1.55
カリブ	1.90	1.96	2.16	1.88	1.75	1.47	1.42	1.40	1.27	1.07
中央	2.93	3.14	3.13	3.03	2.95	2.60	2.03	2.00	1.97	1.72
南部	2.76	2.71	2.72	2.46	2.31	2.29	2.16	1.93	1.69	1.54
北部	1.71	1.78	1.41	1.07	0.94	0.95	0.96	1.17	1.19	1.20
オセアニア	2.15	2.16	2.26	1.98	1.61	1.50	1.59	1.61	1.52	1.40

地域	2000 ～05	2005 ～10	2010 ～15	2015 ～20	2020 ～25	2025 ～30	2030 ～35	2035 ～40	2040 ～45	2045 ～50
世	1.26	1.18	1.11	1.00	0.86	0.73	0.62	0.53	0.44	0.34
先進地域 ¹⁾	0.36	0.34	0.28	0.21	0.14	0.07	0.02	-0.01	-0.04	-0.07
発展途上地域 ²⁾	1.47	1.37	1.28	1.15	1.00	0.85	0.73	0.63	0.52	0.41
アフリカ	2.34	2.29	2.20	2.03	1.85	1.70	1.56	1.43	1.29	1.14
東部	2.57	2.59	2.59	2.41	2.19	2.00	1.83	1.67	1.51	1.34
中北部	2.87	2.60	2.51	2.34	2.15	1.95	1.76	1.59	1.43	1.27
南部	1.70	1.71	1.60	1.42	1.22	1.05	0.92	0.80	0.67	0.54
西部	1.37	1.04	0.58	0.49	0.50	0.43	0.34	0.27	0.22	0.19
アフリカ	2.54	2.51	2.35	2.15	1.96	1.83	1.71	1.58	1.44	1.29
アジア	1.25	1.14	1.05	0.92	0.75	0.60	0.47	0.37	0.26	0.15
東南部	0.65	0.56	0.53	0.42	0.24	0.07	-0.05	-0.15	-0.25	-0.36
南部	1.67	1.51	1.39	1.23	1.04	0.87	0.72	0.62	0.51	0.38
東南部	1.38	1.24	1.10	0.96	0.84	0.72	0.59	0.46	0.34	0.22
西部	2.07	1.95	1.69	1.54	1.40	1.23	1.08	0.94	0.81	0.68
ヨーロッパ	0.08	0.09	0.03	-0.03	-0.10	-0.16	-0.20	-0.22	-0.24	-0.26
東部	-0.48	-0.37	-0.34	-0.36	-0.44	-0.52	-0.56	-0.56	-0.55	-0.57
中北部	0.44	0.51	0.46	0.43	0.39	0.33	0.27	0.24	0.23	0.22
南部	0.62	0.54	0.33	0.14	0.01	-0.04	-0.07	-0.08	-0.12	-0.19
西部	0.36	0.24	0.13	0.08	0.03	-0.03	-0.08	-0.13	-0.18	-0.22
ラテンアメリカ・カリブ	1.31	1.12	0.99	0.86	0.73	0.60	0.47	0.33	0.21	0.10
カリブ	0.97	0.84	0.76	0.68	0.59	0.46	0.34	0.22	0.10	-0.01
中央	1.31	1.19	1.11	0.97	0.86	0.73	0.58	0.42	0.26	0.11
南部	1.35	1.13	0.97	0.83	0.70	0.56	0.43	0.31	0.21	0.10
北部	1.01	0.96	0.91	0.82	0.72	0.63	0.54	0.47	0.41	0.37
オセアニア	1.48	1.31	1.23	1.14	1.05	0.95	0.84	0.74	0.66	0.59

1) ヨーロッパ，北部アメリカ，日本，オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

2) 人口増加率と人口動態率

今回の国連推計（中位推計）による主要地域別の年平均人口増加率を表5に示した。世界人口および発展途上地域の人口増加率は今後次第に減少するが，2045～2050年まではプラスのままであり，今世紀の間なお人口増加が続くことを示している。一方先進地域の人口増加率は2035年頃を境にマイナスに転じるが，なかでもヨーロッパは一足早く人口減少の時代を迎える。

表6 人口動態率：2008年推計（中位推計）

(%)

年次	世界			先進地域 ¹⁾			発展途上地域 ²⁾		
	出生率	死亡率	自然増加率	出生率	死亡率	自然増加率	出生率	死亡率	自然増加率
1950～55	37.2	19.5	17.7	22.4	10.3	12.1	44.0	23.7	20.3
1955～60	35.3	17.3	18.0	21.3	9.7	11.7	41.5	20.7	20.8
1960～65	34.9	15.5	19.4	19.6	9.4	10.2	41.3	18.1	23.3
1965～70	33.4	13.2	20.2	17.2	9.4	7.8	39.8	14.7	25.0
1970～75	30.8	11.4	19.4	16.1	9.5	6.6	36.1	12.1	24.0
1975～80	28.4	10.7	17.7	14.9	9.5	5.4	32.9	11.1	21.8
1980～85	27.9	10.3	17.6	14.5	9.7	4.8	32.0	10.4	21.6
1985～90	27.3	9.7	17.5	13.9	9.7	4.3	31.1	9.8	21.3
1990～95	24.7	9.4	15.4	12.4	10.0	2.4	28.0	9.2	18.8
1995～00	22.5	8.9	13.6	11.2	10.1	1.2	25.4	8.6	16.7
2000～05	21.2	8.6	12.6	11.1	10.2	0.9	23.6	8.3	15.3
2005～10	20.3	8.5	11.8	11.2	10.1	1.2	22.3	8.1	14.2
2010～15	19.4	8.3	11.1	11.0	10.2	0.8	21.2	7.9	13.3
2015～20	18.2	8.3	10.0	10.6	10.4	0.2	19.8	7.8	11.9
2020～25	16.9	8.3	8.6	10.2	10.7	-0.5	18.2	7.9	10.3
2025～30	15.8	8.5	7.3	9.9	11.1	-1.1	16.9	8.0	8.9
2030～35	15.0	8.8	6.2	9.9	11.5	-1.6	15.9	8.3	7.6
2035～40	14.5	9.2	5.3	10.0	12.0	-2.0	15.3	8.7	6.6
2040～45	14.0	9.6	4.4	10.2	12.4	-2.3	14.7	9.2	5.5
2045～50	13.4	10.0	3.4	10.2	12.7	-2.5	13.9	9.6	4.4

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。 2) 先進地域以外の地域。

図5 主要地域別人口：2008年推計（中位推計）

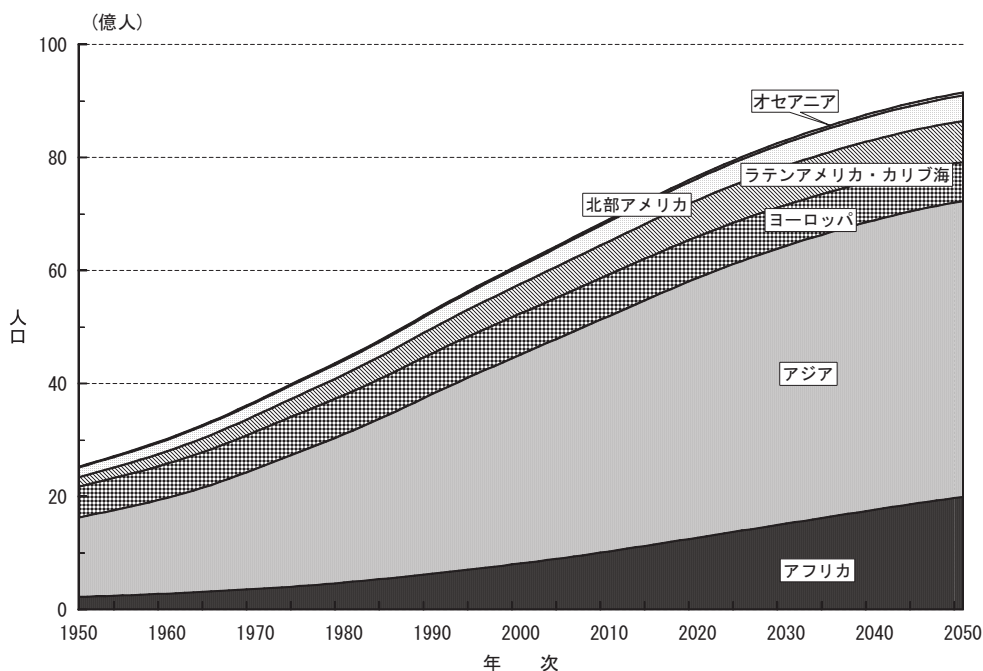


表7 主要地域別人口および割合：2008年推計（中位推計）

地 域		1950年	1975年	2000年	2010年	2025年	2050年
人口 (1,000人)							
世	界	2,529,346	4,061,317	6,115,367	6,908,688	8,011,533	9,149,984
先	進	812,026	1,046,894	1,194,967	1,237,228	1,277,113	1,275,243
発	展	1,717,320	3,014,422	4,920,400	5,671,460	6,734,421	7,874,742
ア	フ	227,270	418,765	819,462	1,033,043	1,400,184	1,998,466
東	部	64,847	124,044	252,710	327,186	468,766	711,430
中	部	26,116	46,712	98,060	128,909	182,891	272,969
北	部	52,982	98,624	179,525	212,921	263,120	321,077
南	部	15,588	29,088	51,387	57,968	62,674	67,388
西	部	67,736	120,298	237,781	306,058	422,733	625,601
ア	ジ	1,402,887	2,379,374	3,698,296	4,166,741	4,772,523	5,231,485
東	部	659,649	1,079,675	1,472,444	1,563,951	1,660,250	1,600,005
南	部	515,809	879,410	1,518,322	1,780,473	2,137,252	2,493,681
南	東	175,905	318,964	517,193	589,615	681,584	765,966
西	部	51,524	101,325	190,336	232,702	293,437	371,833
ヨ	ー	547,460	676,207	726,568	732,759	729,264	691,048
東	部	220,198	285,737	304,088	291,485	275,413	239,961
北	部	78,093	89,011	94,359	98,909	105,451	112,524
南	部	108,259	132,288	145,119	153,778	157,558	153,654
西	部	140,909	169,172	183,001	188,587	190,842	184,908
ラ	テ	167,307	323,323	521,228	588,649	669,533	729,184
中	央	17,132	27,744	38,650	42,312	46,824	49,491
南	部	37,764	80,687	135,171	153,115	177,281	196,844
北	部	112,411	214,893	347,407	393,221	445,428	482,850
オ	セ	171,615	242,360	318,654	351,659	397,522	448,464
		12,807	21,286	31,160	35,838	42,507	51,338
割合 (%)							
世	界	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
先	進	32.1	25.8	19.5	17.9	15.9	13.9
発	展	67.9	74.2	80.5	82.1	84.1	86.1
ア	フ	9.0	10.3	13.4	15.0	17.5	21.8
ア	ジ	55.5	58.6	60.5	60.3	59.6	57.2
ヨ	ー	21.6	16.6	11.9	10.6	9.1	7.6
ラ	テ	6.6	8.0	8.5	8.5	8.4	8.0
北	部	6.8	6.0	5.2	5.1	5.0	4.9
オ	セ	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.6

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

人口増加の時期と量は出生、死亡、国際人口移動の3要素によって決まるが、このうち出生率、死亡率、ならびに出生率と死亡率の差である自然増加率の推移を表6に示した。ここでいう出生率は普通（粗）出生率、死亡率は普通（粗）死亡率のことであり、1年間の出生数あるいは死亡数を年央人口1,000人当たりの率として示すものである。表に示したように、先進地域の自然増加率は2020年頃マイナスに転じる。それにもかかわらず先進地域の人口が2035年頃までなお増加するのは、死亡数が出生数を超過することによる人口減を移民の受け入れにより代償するからである。

3) 主要地域別人口の推移

以下中位推計結果に従って世界の地域別人口の推移を見ていくと、地域別人口とその割合は表7と図5に示したように大きく変動する。すなわち、主要地域別に見ると2010年現在41億6700万の人口を抱え世界人口の60.3%を占めているアジアの人口は、2050年に52億3100万に達するが、世界人口に占める割合はわずかながら低下し57.2%となる。またこの

表8 主要国の人口および人口増加率：2008年推計（中位推計）

国名	年次推計人口（1,000人）						年平均人口増加率（％）		
	1950年	1975年	2000年	2010年	2025年	2050年	1950 ～55年	2005 ～10年	2045 ～50年
エチオピア	18,434	32,945	65,515	84,976	119,822	173,811	1.93	2.59	1.12
ケニア	6,077	13,481	31,441	40,863	57,573	85,410	2.77	2.64	1.27
ウガンダ	5,158	10,893	24,433	33,796	53,406	91,271	2.68	3.27	1.70
タンザニア	7,650	15,972	34,131	45,040	67,394	109,450	2.67	2.88	1.60
コンゴ民主共和国	12,184	23,433	50,829	67,827	98,123	147,512	2.18	2.76	1.26
アルジェリア	8,753	16,018	30,506	35,423	42,882	49,610	2.09	1.51	0.36
エジプト	21,514	39,599	70,174	84,474	104,970	129,533	2.50	1.81	0.55
モロッコ	8,953	17,305	28,827	32,381	37,865	42,583	2.48	1.20	0.25
スーダン	9,190	17,493	34,904	43,192	56,688	75,884	2.35	2.20	0.88
南アフリカ	15,588	29,088	51,387	57,968	62,674	67,388	2.30	1.04	0.19
ナイジェリア	36,680	63,948	124,842	158,259	210,057	289,083	2.04	2.33	1.01
メキシコ	27,741	60,430	99,531	110,645	123,366	128,964	3.02	0.99	-0.15
アルゼンチン	17,150	26,012	36,939	40,666	45,883	50,943	2.02	0.98	0.26
ブラジル	53,975	108,127	174,174	195,423	213,802	218,512	3.06	0.98	-0.13
コロンビア	12,000	23,969	39,773	46,300	54,920	62,877	2.84	1.46	0.28
ペルー	7,632	15,164	26,004	29,496	34,528	39,776	2.55	1.16	0.30
ベネズエラ	5,094	12,740	24,408	29,044	35,370	42,042	4.03	1.66	0.43
カナダ	13,737	23,142	30,687	33,890	38,659	44,414	2.72	0.96	0.43
アメリカ合衆国	157,813	219,108	287,842	317,641	358,735	403,932	1.62	0.96	0.36
中国	544,951	911,167	1,266,954	1,354,146	1,453,140	1,417,045	1.87	0.63	-0.33
北朝鮮	9,737	16,072	22,859	23,991	25,128	24,562	-0.22	0.39	-0.27
日本	82,824	111,619	126,706	126,995	120,793	101,659	1.45	-0.07	-0.79
韓国	19,211	34,721	46,429	48,501	49,484	44,077	1.94	0.39	-0.77
アフガニスタン	8,151	13,329	20,536	29,117	44,970	73,938	1.54	3.45	1.63
バングラデシュ	43,595	79,049	140,767	164,425	195,012	222,495	2.11	1.42	0.26
インド	371,857	617,432	1,042,590	1,214,464	1,431,272	1,613,800	1.79	1.43	0.25
イラン	16,913	33,344	66,903	75,078	87,134	96,975	2.42	1.18	0.16
ネパール	8,126	13,356	24,432	29,853	38,031	49,028	1.74	1.85	0.73
パキスタン	41,177	71,238	148,132	184,753	246,286	335,195	1.55	2.16	0.94
ウズベキスタン	6,314	13,981	24,776	27,794	32,715	36,439	2.78	1.09	0.21
インドネシア	77,152	131,329	205,280	232,517	263,287	288,110	1.67	1.18	0.10
マレーシア	6,110	12,258	23,274	27,914	33,770	39,664	2.72	1.71	0.41
ミャンマー	17,158	29,886	46,610	50,496	57,585	63,373	1.97	0.87	0.17
フィリピン	19,996	42,038	77,689	93,617	117,270	146,156	2.99	1.82	0.60
タイ	20,607	42,236	62,347	68,139	72,628	73,361	2.88	0.65	-0.12
ベトナム	27,367	47,974	78,663	89,029	102,054	111,666	1.87	1.15	0.09
イラク	5,719	12,016	24,652	31,467	44,692	63,995	2.97	2.17	1.09
サウジアラビア	3,201	7,251	20,808	26,246	34,176	43,658	2.31	2.12	0.70
トルコ	21,484	41,211	66,460	75,705	87,364	97,389	2.72	1.24	0.20
ポーランド	24,824	34,015	38,433	38,038	36,964	32,013	1.89	-0.08	-0.68
ルーマニア	16,311	21,245	22,138	21,190	19,961	17,279	1.39	-0.42	-0.68
ロシア	102,702	134,233	146,670	140,367	132,345	116,097	1.63	-0.40	-0.51
ウクライナ	37,298	49,016	48,870	45,433	41,617	35,026	1.45	-0.65	-0.67
イギリス	50,616	56,226	58,907	61,899	66,601	72,365	0.23	0.54	0.29
イタリア	46,367	55,164	57,116	60,098	60,018	57,066	0.75	0.49	-0.28
スペイン	28,009	35,688	40,264	45,317	49,265	51,260	0.83	1.02	0.05
フランス	41,832	52,729	59,128	62,637	65,769	67,668	0.74	0.53	0.00
ドイツ	68,376	78,674	82,075	82,057	79,258	70,504	0.56	-0.09	-0.56

間、北部アメリカ、ラテンアメリカ・カリブ海諸国、オセアニアの世界人口に占める割合もさほど変わらない（各々5.1%から4.9%へ、8.5%から8.0%へ、0.5%から0.6%へ）。これに対し、アフリカの人口は2010年の10億3300万から2050年の19億9800万へと倍増し、世界人口に占める割合も15.0%から21.8%へと急増する。他方、ヨーロッパの人口は2010年

表9 人口の多い国：2008年推計（中位推計）

(1,000人)

順位	1950年		2010年		2050年	
	国名	総人口	国名	総人口	国名	総人口
1	中国	544,951	中国	1,354,146	インド	1,613,800
2	インド	371,857	インド	1,214,464	中国	1,417,045
3	アメリカ合衆国	157,813	アメリカ合衆国	317,641	アメリカ合衆国	403,932
4	ロシア	102,702	インドネシア	232,517	パキスタン	335,195
5	日本	82,824	ブラジル	195,423	ナイジェリア	289,083
6	インドネシア	77,152	パキスタン	184,753	インドネシア	288,110
7	ドイツ	68,376	ブラジル	164,425	ブラジル	222,495
8	ブラジル	53,975	ナイジェリア	158,259	ブラジル	218,512
9	イタリヤ	50,616	日本	140,367	エチオピア	173,811
10	イタリヤ	46,367	日本	126,995	インドネシア	147,512
11	ブラジル	43,595	メキシコ	110,645	フィリピン	146,156
12	フランス	41,832	フランス	93,617	メキシコ	129,533
13	フランス	41,177	ベトナム	89,029	エチオピア	128,964
14	ウクライナ	37,298	エチオピア	84,976	ロシア	116,097
15	ナイジェリア	36,680	エドゥアール	84,474	ベトナム	111,666
16	ベトナム	28,009	ドミニカ	82,057	インドネシア	109,450
17	メキシコ	27,741	トルコ	75,705	日本	101,659
18	ベトナム	27,367	イタリヤ	75,078	トルコ	97,389
19	ポランド	24,824	イタリヤ	68,139	トルコ	96,975
20	エジプト	21,514	インドネシア	67,827	ウガンダ	91,271
21	トルコ	21,484	フランス	62,637	ケニア	85,410
22	フランス	20,607	イタリヤ	61,899	スーダ	75,884
23	タイ	19,996	イタリヤ	60,098	アフガニスタン	73,938
24	韓国	19,211	ミャンマー	50,496	タイ	73,361
25	エミオン	18,434	南アフリカ	50,492	インドネシア	72,365
26	エミオン	17,158	韓国	48,501	インドネシア	70,504
27	アルゼンチン	17,150	コロンビア	46,300	フランス	67,668
28	イラン	16,913	ウクライナ	45,433	イラン	63,995
29	イラン	16,311	スタイン	45,317	イラン	63,373
30	カナダ	13,737	スタイン	45,040	コロンビア	62,877
31	南アフリカ	13,683	スーダ	43,192	ニジェール	58,216
32	インドネシア	12,184	ケニア	40,863	インドネシア	57,066
33	コロンビア	12,000	アルゼンチン	40,666	南アフリカ	56,802
34	オランダ	10,114	ポーランド	38,038	イタリヤ	53,689
35	北朝鮮	9,737	アルジェリア	35,423	スーダ	51,260
36	ハンガリー	9,338	カナダ	33,890	アルゼンチン	50,943
37	スーダ	9,190	ウガンダ	33,796	アルジェリア	49,610
38	モロッコ	8,953	モロッコ	32,381	ネパール	49,028
39	チリ	8,925	モロッコ	31,467	ネパール	45,213
40	アルジェリア	8,753	ネパール	29,853	カナダ	44,414
41	ベルギー	8,628	ベルギー	29,496	モザンビーク	44,148
42	ポルトガル	8,405	アフガニスタン	29,117	韓国	44,077
43	スリランカ	8,241	ベネズエラ	29,044	サウジアラビア	43,658
44	オーストラリア	8,219	マレーシア	27,914	コートジボワール	43,373
45	アフガニスタン	8,151	ウズベキスタン	27,794	マダガスカル	42,693
46	ネパール	8,126	サウジアラビア	26,246	モロッコ	42,583
47	ベラルーシ	7,745	ガブ	24,333	アングラ	42,267
48	タンザニア	7,650	イタリヤ	24,256	ベネズエラ	42,042
49	ペルー	7,632	北朝鮮	23,991	ブルキナファソ	40,830
50	ギニア	7,566	モザンビーク	23,406	ベネズエラ	39,776

UN, *World Population Prospects: The 2008 Revision*（中位推計）に掲載されている230か国のうちの順位。

の7億3300万から2050年の6億9100万へと減少し、世界人口に占める割合も10.6%から7.6%に低下する。

4) 国別人口の推移

中位推計結果による主要国の人口および年平均人口増加率の推移を表8に、また過去、現在、将来の3つの年次（1950年、2010年、2050年）における国別人口の上位50か国を表9に示した。

表10 人口増加率の高い国と低い国：2008年推計（中位推計）
（年平均：％）

順位	1950～55年		2005～10年		2045～50年	
	国名	増加率	国名	増加率	国名	増加率
1	ヨルダン	6.85	カリタベ	10.65	ニジェール	2.48
2	カタル	6.73	リベ	4.14	東ティモール	1.88
3	イスラエル	6.58	ニジェール	3.86	ソマリ	1.74
4	クウェート	5.37	アフガニスタン	3.45	ウチガ	1.70
5	シンガポール	4.90	ブルキナファソ	3.39	ウチガ	1.65
6	ホンコン特別行政区	4.64	東ティモール	3.33	アフガニスタン	1.63
7	ベネズエラ	4.03	ウチガ	3.27	アフガニスタン	1.60
8	カザフスタン	3.52	ウチガ	3.26	ブルキナファソ	1.60
9	コスタリカ	3.12	パレスチナ占領地区	3.18	ギニア・ビサウ	1.52
10	ドミニカ共和国	3.10	ペリナ	3.15	ベギナ	1.51
11	ジブラルタル	3.07	エリトリア	3.10	ベギナ	1.50
12	ブラジル	3.06	ヨルダン	3.02	マラウイ	1.50
13	ニカラガ	3.05	タンザニア	2.88	シエンラレオ	1.47
14	ジャマイカ	3.04	アンジ	2.88	シエンラレオ	1.43
15	ガイアナ	3.02	イラエ	2.86	ザンゴビ	1.43
16	メキシコ	3.02	アラブ首長国連邦	2.82	マラウイ	1.43
17	フィリピン	2.99	マラウイ	2.78	パレスチナ占領地区	1.41
18	コートジボワール	2.98	チャド	2.77	ガボン	1.36
19	モリシャス	2.97	コロンビア	2.76	ルワンダ	1.35
20	モリシャス	2.91	ガボン	2.75	リベリア	1.32
21	アルメニア	2.89	マダガスカル	2.69	マダガスカル	1.27
22	ホンジュラス	2.89	ルワンダ	2.67	ケニア	1.27
23	コロンビア	2.88	ルワンダ	2.67	ケニア	1.26
24	コロンビア	2.84	ルワンダ	2.67	ケニア	1.26
25	グアテマラ	2.80	ケニア	2.64	コートジボワール	1.22
...
114 (41)	日本	1.45
...
130 (25)	ハンガリー	1.02	ジンバブエ	0.27	セーシェル	-0.30
131 (24)	ノルウェー	0.97	スロバキア	0.24	中アフリカ	-0.33
132 (23)	スウェーデン	0.83	デンマーク	0.24	ボツワナ	-0.39
133 (22)	スウェーデン	0.81	デンマーク	0.22	ボツワナ	-0.39
134 (21)	スウェーデン	0.79	デンマーク	0.17	ボツワナ	-0.44
135 (20)	スウェーデン	0.77	デンマーク	0.10	ボツワナ	-0.45
136 (19)	スウェーデン	0.75	デンマーク	0.08	ボツワナ	-0.46
137 (18)	スウェーデン	0.74	デンマーク	0.02	ボツワナ	-0.49
138 (17)	スウェーデン	0.74	デンマーク	0.00	ボツワナ	-0.49
139 (16)	パレスチナ占領地区	0.73	日本	-0.07	ロシヤ	-0.51
140 (15)	スウェーデン	0.70	ポド	-0.08	ジャマカ	-0.55
141 (14)	スウェーデン	0.67	ポド	-0.09	トリニダード・トバゴ	-0.56
142 (13)	スウェーデン	0.67	ポド	-0.11	トリニダード・トバゴ	-0.56
143 (12)	スウェーデン	0.60	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.12	トリニダード・トバゴ	-0.60
144 (11)	スウェーデン	0.56	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.15	トリニダード・トバゴ	-0.67
145 (10)	スウェーデン	0.54	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.21	トリニダード・トバゴ	-0.68
146 (9)	スウェーデン	0.48	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.40	トリニダード・トバゴ	-0.68
147 (8)	スウェーデン	0.47	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.42	トリニダード・トバゴ	-0.77
148 (7)	スウェーデン	0.29	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.46	トリニダード・トバゴ	-0.79
149 (6)	スウェーデン	0.28	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.47	トリニダード・トバゴ	-0.81
150 (5)	スウェーデン	0.23	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.64	トリニダード・トバゴ	-0.84
151 (4)	スウェーデン	0.15	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.65	トリニダード・トバゴ	-0.87
152 (3)	スウェーデン	0.02	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-0.97	トリニダード・トバゴ	-0.91
153 (2)	北朝鮮	-0.22	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-1.00	トリニダード・トバゴ	-0.92
154 (1)	アイスランド	-0.33	ボスニア・ヘルツェゴビナ	-1.13	トリニダード・トバゴ	-0.95

UN, *World Population Prospects: The 2008 Revision*（中位推計）に掲載されている230か国のうち2010年人口が100万人以上の国（154か国）についての順位。

現在のところ世界で最も人口の多い国といえば中国であり、その人口は2010年時点で13億5400万（世界人口の19.6％）と見込まれる。しかし厳しい人口政策を実行し出生率も人口置換水準以下に低下した中国の人口増加の趨勢は鈍化しており、2030年頃までにインドに抜かれ、2050年の人口は14億1700万にとどまる。2050年にはインドが世界一の人口大国になっており、その人口は16億1400万を数える（世界人口の17.6％を占める）。アメリカ合衆国は3時点のいずれにおいても世界で3番目に人口の多い国であるが、その人口は

2050年に4億400万に達する。2050年には、これにパキスタン、ナイジェリア、インドネシア、バングラデシュ、ブラジルを加えた8か国が2億以上の人口を抱える国となる。また人口1億以上の国は17か国を数えることになるが、このうち現在の先進地域に属するのはアメリカ合衆国、ロシア、日本の3か国だけであり、他方アフリカに人口1億以上の国が5か国存在するようになる（なかでもナイジェリアの人口は3億近い）ことは注目すべきことである。

なお1950年、2010年、2050年における日本の人口（各々8300万、1億2700万、1億200万）は各々その時点の世界人口の3.3%、1.8%、1.1%に相当する。後述するように、国立社会保障・人口問題研究所の将来人口推計（2006年公表、出生中位・死亡中位推計）による2050年の日本人口はこれよりも700万少く、この場合世界人口に占める割合は1.0%となる。

このような国別人口ランキングの変動が人口増加率の差によってもたらされることは言うまでもない。表10に3つの期間（1950～55年、2005～10年、2045～50年）における年平均人口増加率の最も高い25か国と最も低い25か国を示した（ただし2010年の人口が100万未満の国は除いてある）。2045～50年においても年平均人口増加率が1.5%を超える国がニジェールを筆頭に12か国あるが、うち10か国はサハラ以南アフリカの国々である。

(2) 出生率

1) 世界の出生率の推移

前述の通り、低位、中位、高位という3通りの推計は、将来の出生率についての仮定設定の違いによる。表11および図6に今回推計における世界および先進地域・発展途上地域別の合計特殊出生率の仮定値を示した。

先進地域を全体としてみた合計特殊出生率は1970年代後半から人口置換水準（約2.1）を下回っており「少子化」状態となっている。それは2005～10年現在1.64と推計されているが、中位推計によれば、今後約40年間ゆるやかに上昇し2045～50年には1.80に、すなわち1980年代後半の水準まで回復する。高位推計によれば、人口置換水準を超えて上昇し、2045～50年には2.30に達する（中位推計より約0.5高い）。低位推計の場合、2020～25年の1.18まで低下した後、上昇に転じ、2045～50年には1.31に達する（中位推計より約0.5低い）。

発展途上地域を全体としてみた合計特殊出生率は、1950年代初めには6を超えていたが、1970年代以降急速に低下し、2005～10年現在2.73と推計されている。中位推計によれば、今後約40年間さらに低下し、2045～50年には2.05となる。高位推計によれば、2015～20年の2.90まで上昇した後、同様に低下するが2045～50年でも2.54にとどまる（中位推計より約0.5高い）。低位推計によれば、今後半世紀の合計特殊出生率の低下幅は中位推計より大きく、2045～50年には1.57になる（中位推計より約0.5低い）。

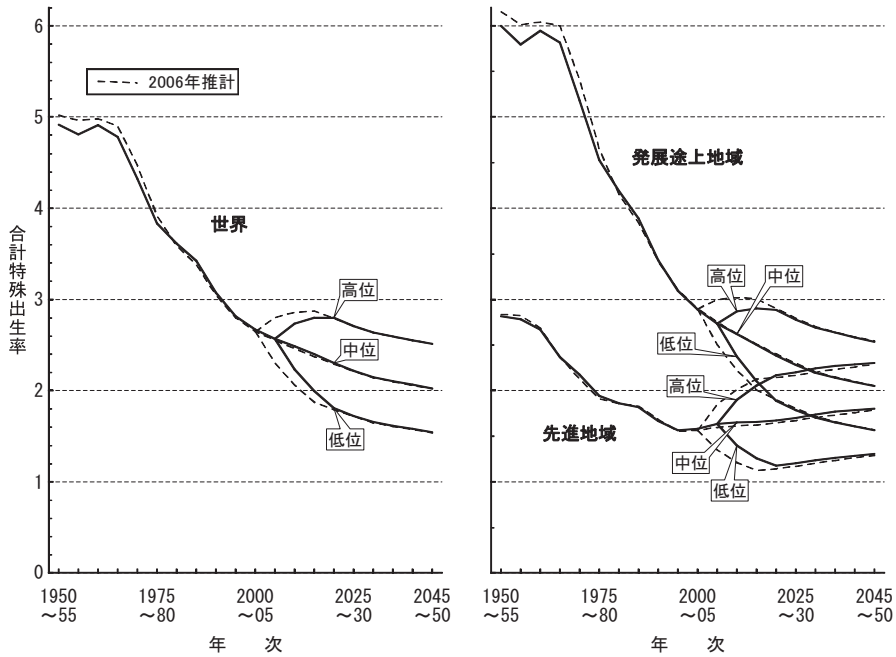
世界全体の合計特殊出生率は、世界人口の大部分が発展途上地域の人口によって占められることから、発展途上地域のそれと同様の動きをする。最終的に2045～50年には1.54（低位推計）、2.02（中位推計）または2.51（高位推計）となる（中位推計に比べ、低位推

表11 合計特殊出生率の仮定値：2008年推計

年次	世界			先進地域 ¹⁾			発展途上地域 ²⁾		
	低位	中位	高位	低位	中位	高位	低位	中位	高位
1950～55		4.92			2.82			6.00	
1955～60		4.81			2.78			5.80	
1960～65		4.91			2.67			5.94	
1965～70		4.78			2.37			5.82	
1970～75		4.32			2.17			5.18	
1975～80		3.83			1.94			4.53	
1980～85		3.61			1.86			4.19	
1985～90		3.43			1.82			3.89	
1990～95		3.08			1.67			3.43	
1995～00		2.82			1.56			3.10	
2000～05		2.67			1.58			2.89	
2005～10		2.57			1.64			2.73	
2010～15	2.24	2.49	2.74	1.40	1.65	1.90	2.37	2.62	2.87
2015～20	2.00	2.40	2.80	1.26	1.66	2.06	2.10	2.50	2.90
2020～25	1.81	2.30	2.80	1.18	1.67	2.17	1.89	2.39	2.88
2025～30	1.72	2.22	2.71	1.20	1.70	2.20	1.79	2.28	2.78
2030～35	1.65	2.15	2.64	1.24	1.74	2.24	1.70	2.20	2.69
2035～40	1.62	2.10	2.59	1.27	1.77	2.27	1.65	2.14	2.63
2040～45	1.58	2.06	2.55	1.29	1.79	2.29	1.61	2.09	2.58
2045～50	1.54	2.02	2.51	1.31	1.80	2.30	1.57	2.05	2.54

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。 2) 先進地域以外の地域。

図6 合計特殊出生率の仮定値：2008年推計



計では約0.5低く、高位推計では約0.5高い)。すなわち今世紀半ばまでに、中位推計によれば世界は全体として人口置換水準ないしはそれをやや下回る出生力が実現し、低位推計によれば2010年頃以降世界は全体として「少子化」状態になる。しかし高位推計によれば、出生力はなお人口置換水準を上回り、人類は21世紀後半においても持続的人口増加の局面から脱することができない。

表12 主要地域別合計特殊出生率：2008年推計（中位推計）

地 域	1950～	1975～	2005～	2025～	2045～
	55年	80年	10年	30年	50年
世 界	4.92	3.83	2.57	2.22	2.02
先 進 地 域 ¹⁾	2.82	1.94	1.64	1.70	1.80
発 展 途 上 地 域 ²⁾	6.00	4.53	2.73	2.28	2.05
ア フ リ カ	6.63	6.61	4.61	3.23	2.40
東 部 ア フ リ カ	7.03	7.00	5.30	3.47	2.44
中 部 ア フ リ カ	6.03	6.53	5.68	3.68	2.48
北 部 ア フ リ カ	6.84	6.22	2.91	2.28	1.97
南 部 ア フ リ カ	6.23	5.14	2.64	2.15	1.88
西 部 ア フ リ カ	6.42	6.95	5.27	3.47	2.58
ア ジ ア	5.73	4.03	2.35	2.01	1.90
東 部 ア ジ ア	5.42	2.68	1.72	1.81	1.83
南 部 ・ 中 央 ア ジ ア	6.04	5.25	2.82	2.10	1.94
南 東 部 ア ジ ア	5.98	4.84	2.32	1.98	1.89
西 部 ア ジ ア	6.33	5.28	2.95	2.29	1.98
ヨ ー ロ ッ パ	2.65	2.00	1.50	1.65	1.80
東 部 ヨ ー ロ ッ パ	2.82	2.08	1.35	1.59	1.79
北 部 ヨ ー ロ ッ パ	2.38	1.85	1.82	1.84	1.85
南 部 ヨ ー ロ ッ パ	2.62	2.26	1.44	1.62	1.80
西 部 ヨ ー ロ ッ パ	2.41	1.67	1.59	1.68	1.79
ラテンアメリカ・カリブ海	5.85	4.47	2.26	1.85	1.82
カ リ ブ 海	5.21	3.62	2.37	2.09	1.90
中 央 ア メ リ カ	6.73	5.36	2.45	1.99	1.85
南 ア メ リ カ	5.66	4.26	2.18	1.76	1.80
北 部 ア メ リ カ	3.33	1.83	2.04	1.84	1.85
オ セ ア ニ ア	3.83	2.74	2.44	2.18	1.98

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

2) 主要地域別出生率の推移

中位推計による世界の主要地域別の合計特殊出生率の推移を表12に示した。発展途上地域全体の合計特殊出生率は上述のように2005～10年現在2.73であり2045～50年には2.05まで低下するが、地域差は大きい。今世紀半ばにはアジア、ラテンアメリカ・カリブ海諸国、オセアニアは2を下回るが、アフリカは約2.4にとどまり依然出生率が人口置換水準を上回る状態が続く。

表13 主要地域の性別平均寿命：2008年推計

(年)

地 域	男					女				
	1950～ 55年	1975～ 80年	2005～ 10年	2025～ 30年	2045～ 50年	1950～ 55年	1975～ 80年	2005～ 10年	2025～ 30年	2045～ 50年
世 界	45.2	58.3	65.4	69.9	73.3	48.0	62.0	69.8	74.4	77.9
先 進 地 域 ¹⁾	63.4	68.4	73.6	77.4	79.9	68.4	75.7	80.5	83.4	85.6
発 展 途 上 地 域 ²⁾	40.3	56.1	63.9	68.6	72.2	41.8	58.3	67.4	72.6	76.5
ア フ リ カ	37.5	47.2	52.9	59.8	65.7	40.0	50.1	55.3	62.7	69.2
東 部 ア フ リ カ	36.1	46.2	52.2	60.2	66.0	38.7	49.3	54.1	62.8	69.1
中 部 ア フ リ カ	35.5	44.4	46.8	53.3	60.8	38.5	47.5	49.6	56.7	64.7
北 部 ア フ リ カ	41.8	53.4	66.2	70.7	74.1	43.8	56.0	69.8	74.8	78.5
南 部 ア フ リ カ	43.6	52.5	50.1	56.7	61.1	45.9	58.5	53.0	58.0	63.7
西 部 ア フ リ カ	35.4	43.9	50.2	57.5	64.3	37.8	46.3	51.8	59.5	66.9
ア ジ ア	40.6	58.1	67.1	71.6	74.7	41.9	59.9	70.8	75.7	78.9
東 部 ア ジ ア	41.3	65.1	72.1	75.4	77.8	44.6	67.6	76.3	79.8	82.2
南 部・中央 ア ジ ア	39.7	53.5	62.6	68.0	71.9	38.4	53.7	65.5	71.5	75.7
南 東 部 ア ジ ア	40.0	53.9	67.8	73.0	76.1	42.1	57.3	72.3	77.6	80.7
西 部 ア ジ ア	43.3	58.2	68.7	73.2	76.3	46.4	62.0	73.6	77.7	80.8
ヨ ー ロ ッ パ	63.0	67.3	71.1	75.6	78.5	68.0	74.9	79.1	82.1	84.5
東 部 ヨ ー ロ ッ パ	60.7	64.1	63.8	69.2	72.8	67.0	73.4	74.8	78.0	80.4
北 部 ヨ ー ロ ッ パ	66.7	69.9	76.4	79.3	81.6	71.5	76.2	81.5	84.1	86.3
南 部 ヨ ー ロ ッ パ	61.6	69.8	76.7	79.5	81.8	65.3	75.9	82.7	85.1	87.1
西 部 ヨ ー ロ ッ パ	65.3	69.5	77.4	80.3	82.5	70.1	76.4	83.1	85.5	87.7
ラテンアメリカ・カリブ海	49.7	60.5	70.2	74.2	76.7	53.1	65.8	76.7	80.4	82.9
カ リ ブ 海	50.9	62.4	69.2	72.7	74.9	53.7	66.4	74.3	78.2	80.2
中 央 ア メ リ カ	47.6	60.7	72.5	76.0	77.8	50.7	66.8	77.8	81.3	83.1
南 ア メ リ カ	50.3	60.2	69.5	73.7	76.5	53.9	65.4	76.6	80.4	83.1
北 部 ア メ リ カ	66.1	69.6	77.0	79.3	81.1	71.9	77.3	81.5	83.9	86.0
オ セ ア ニ ア	58.1	65.0	74.1	77.6	80.0	62.9	71.2	78.9	81.9	84.2

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

(3) 死亡率

今回推計（2008年版）による世界および主要地域別の男女別平均寿命の推移を表13に示した。

このうち先進地域においては男女の平均寿命は1950～55年に各々63.4年、68.4年であったのが、2005～10年には各々73.6年、80.5年に達し、さらに2045～50年には各々79.9年、85.6年に伸びる。男女とも今後半世紀において平均寿命はさらに5～6年伸び、男性は80年近くまで達し、女性は85年を超えることになる。

一方、発展途上地域においては男女の平均寿命は1950～55年に各々40.3年、41.8年であったのが、2005～10年には各々63.9年、67.4年に達し、さらに2045～50年には各々72.2年、76.5年に伸びる。すなわち今世紀終わりには、現在の発展途上地域の寿命水準はほぼ先進地域の現在の寿命水準に達することになる。しかし発展途上地域をさらに細かく見るとその格差は非常に大きく、アジアとラテンアメリカ・カリブ海諸国では2045～50年の平均寿命が男性では約75年、女性では80年前後に達するのに対し、現在でも男女の平均寿命がようやく50年を超えたアフリカの平均寿命は今世紀半ばに至っても70年に届かず、発展途上地域全体と比べても約7年短い。

表14 平均寿命の長い国：2008年推計

(年)

順位	1950～55年		2005～10年		2045～50年	
	国名	平均寿命	国名	平均寿命	国名	平均寿命
男						
1	ノルウェー	70.9	ホンコン特別行政区	79.4	スイス	84.4
2	オランダ	70.9	スイス	79.3	オーストラリア	84.3
3	スウェーデン	70.4	オーストラリア	79.1	日本	83.5
4	デンマーク	69.6	日本	79.0	ニュージーランド	83.5
5	ニュージーランド	67.5	スウェーデン	78.7	スウェーデン	83.5
6	スイス	67.0	イスラエル	78.6	イスラエル	83.4
7	オーストラリア	66.9	ノルウェー	78.3	ホンコン特別行政区	83.3
8	カナダ	66.8	カナダ	78.3	ノルウェー	83.2
9	イギリス	66.7	ニュージーランド	78.2	カナダ	83.2
10	アメリカ合衆国	66.1	イタリ	78.1	フランス	83.1
11	ベルギー	65.9	シンガポール	77.9	スペイン	83.1
12	アイルランド	65.7	オランダ	77.8	オーストラリア	82.8
13	ドイツ	65.3	スペイン	77.6	イタリ	82.5
14	チェコ	64.5	フランス	77.6	オランダ	82.4
15	イタリア	64.4	アイルランド	77.5	アイルランド	82.1
16	イスラエル	64.4	イギリス	77.2	ベルギー	82.1
17	ギリシャ	64.3	オーストラリア	77.2	イギリス	81.9
18	フランス	64.1	ドイツ	77.1	ドイツ	81.8
19	オーストラリア	63.6	ギリシャ	77.1	ギリシャ	81.8
20	ウルグアイ	63.3	アメリカ合衆国	76.9	シンガポール	81.7
∴	∴	∴				
36	日本	60.4				
女						
1	ノルウェー	74.5	日本	86.2	日本	91.0
2	オランダ	73.4	ホンコン特別行政区	85.1	ホンコン特別行政区	89.8
3	スウェーデン	73.3	フランス	84.7	フランス	89.9
4	デンマーク	72.4	スイス	84.1	スイス	88.5
5	オーストラリア	72.4	イタリ	84.1	イタリ	88.4
6	アメリカ合衆国	72.0	スペイン	84.1	オーストラリア	88.2
7	イギリス	71.8	オーストラリア	83.8	スペイン	88.0
8	ニュージーランド	71.8	スウェーデン	83.0	ベルギー	88.0
9	カナダ	71.7	フィンランド	83.0	フィンランド	87.5
10	スイス	71.6	カナダ	82.9	カナダ	87.5
11	ベルギー	70.9	シンガポール	82.8	イスラエル	87.3
12	ベラルーシ	70.0	イスラエル	82.8	ノルウェー	87.3
13	フランス	69.9	ノルウェー	82.8	オーストラリア	87.2
14	ウクライナ	69.7	プエルトリコ	82.7	韓国	87.2
15	フィンランド	69.6	オーストラリア	82.6	ドイツ	87.0
16	ドイツ	69.6	ベルギー	82.6	スウェーデン	87.0
17	チェコ	69.5	韓国	82.5	アイルランド	86.9
18	ウルグアイ	69.4	ドイツ	82.4	ニュージーランド	86.8
19	ラトビア	69.0	アイルランド	82.3	スロベニア	86.7
20	オーストラリア	68.8	ニュージーランド	82.2	プエルトリコ	86.6
∴	∴	∴				
40	日本	63.9				

UN, *World Population Prospects: The 2008 Revision* に掲載されている196か国のうち2010年人口が100万人以上の国（154か国）についての順位。

世界全体の平均寿命は、世界人口の大部分が発展途上地域の人口によって占められることから、発展途上地域のそれと同様の動きをする。2045～50年の平均寿命は男性では73.3年、女性では77.9年となり、現在先進地域の人々が享受している長寿社会が全球的に実現することになる。

表14には過去、現在、将来の3つの期間における平均寿命（男女別）の長い20か国を示した。1950～55年においてはノルウェー、オランダ、スウェーデン、デンマークなど北欧

諸国が最上位を占めたが、その後日本の平均寿命が急伸し、2005～10年には女性では86.2年で首位、男性でも79.0年でホンコン、スイス、オーストラリアに続き4位に位置している。日本の平均寿命は今後さらに伸び、2045～50年には女性の平均寿命は90年を超えて世界一であり、男性の平均寿命も83年を超えてスイス、オーストラリア、ニュージーランド、スウェーデンなどと並ぶ世界の最長寿国グループの一員となる。

(4) 国際人口移動

国際人口移動は、出生、死亡と並んで、国別あるいは地域別人口の変動をもたらす3要素の一つである。現在、先進地域と発展途上地域に分けてみると、前者は差し引き年平均約290万の移民を受け入れ、後者は差し引き年平均約290万の移民を送り出していると推計されている。この差し引き移動数は将来も年平均約240万規模で一定と仮定されている。

主要地域別に見ると、ヨーロッパと北部アメリカは現在1年間に差し引き各々約150万、約130万の移民を受け入れているが、2010年以降も年間各々約90万、約130万の移民受け入れが続く。他方、総じて、現在移民を送り出しているアジア、アフリカ、ラテンアメリカ・カリブ海諸国は、今世紀前半にわたって年間各々約130万、約50万、約60万の移民を送り出すと仮定されている。

(5) 年齢別人口

1) 世界および主要地域別に見た人口年齢構造の推移

出生力低下と寿命伸長の結果として人口高齢化が進行する。今回の国連推計（2008年版）の中位推計結果による世界および主要地域の年齢3区分別人口の推移を表15に、その割合の推移を表16に示した。

世界人口における年少（0～14歳）人口、生産年齢（15～64歳）人口、老年（65歳以上）人口の割合は、1950年には各々34%、61%、5%であったのが、2010年時点で各々27%、65%、8%であり、2050年には各々20%、64%、16%となる。すなわち人類全体として今日先進地域が直面している高齢社会に突入する。2010年の世界人口と2050年の世界人口を比べると人口総数は69.1億から91.5億へ22.4億増え、生産年齢人口は45.2億から58.7億へ13.4億増える。この間、年少人口は18億前後でありあまり変わらないが、老年人口は5.2億から14.9億へと2.8倍に増える。

先進地域においては、年少人口、生産年齢人口、老年人口の割合は2010年時点で各々17%、68%、16%であるが、2050年には各々15%、58%、26%となる。すなわち4人に1人が65歳以上の高齢者となるが、この割合は南部ヨーロッパでは3割を超える。

発展途上地域における上記年齢3区分の各々の割合は、2010年時点で29%、65%、6%であり、2050年でも各々20%、65%、15%と、なお老年人口は年少人口を下回る。特に出生力が高く人口増加が続くアフリカでは2050年でも年少人口27%、生産年齢人口66%、老年人口7%という割合であり、人口高齢化の進展において、ようやく現在の世界の平均水準に達する。

表15 主要地域別、年齢（3区分）別人口：2008年推計（中位推計）

(1,000人)

地 域	1950年			2010年		
	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
世 界	862,818	1,535,985	130,543	1,861,505	4,523,706	523,478
先 進 地 域 ¹⁾	222,171	525,928	63,927	204,262	835,662	197,304
発 展 途 上 地 域 ²⁾	640,647	1,010,058	66,616	1,657,243	3,688,043	326,174
ア フ リ カ	94,814	125,063	7,393	415,866	581,696	35,481
東 部 ア フ リ カ	27,939	34,991	1,917	143,070	174,149	9,967
中 部 ア フ リ カ	10,755	14,367	994	57,536	67,662	3,712
北 部 ア フ リ カ	21,785	29,354	1,844	66,974	136,063	9,883
南 部 ア フ リ カ	6,052	8,967	568	18,026	37,317	2,625
西 部 ア フ リ カ	28,284	37,384	2,069	130,260	166,505	9,293
ア ジ ア	506,768	838,789	57,330	1,091,633	2,796,827	278,282
東 部 ア ジ ア	225,875	404,387	29,386	300,681	1,114,406	148,865
南 部・中央 ア ジ ア	193,331	303,438	19,041	557,159	1,139,326	83,987
南 東 部 ア ジ ア	67,797	101,433	6,675	160,489	394,624	34,503
西 部 ア ジ ア	19,765	29,531	2,228	73,303	148,471	10,928
ヨ ッ プ	143,421	359,131	44,908	112,792	500,832	119,134
東 部 ヨ ッ プ	61,935	143,911	14,352	42,940	208,179	40,365
北 部 ヨ ッ プ	18,496	51,550	8,048	17,123	65,496	16,289
南 部 ヨ ッ プ	30,117	69,978	8,164	23,044	102,963	27,771
西 部 ヨ ッ プ	32,873	93,692	14,344	29,684	124,194	34,709
ラテンアメリカ・カリブ海	67,293	94,139	5,874	162,764	385,130	40,755
カ リ ブ 海	6,792	9,663	676	11,224	27,504	3,583
中 央 ア メ リ カ	16,049	20,406	1,309	45,950	97,682	9,483
南 ア メ リ カ	44,452	64,070	3,890	105,589	259,943	27,689
北 部 ア メ リ カ	46,697	110,819	14,100	69,781	235,923	45,954
オ セ ア ニ ア	3,824	8,045	938	8,669	23,298	3,871
地 域	2025年			2050年		
	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
世 界	1,917,158	5,262,050	832,326	1,797,296	5,865,828	1,486,861
先 進 地 域 ¹⁾	202,500	808,760	265,853	196,608	744,481	334,153
発 展 途 上 地 域 ²⁾	1,714,658	4,453,290	566,472	1,600,687	5,121,347	1,152,708
ア フ リ カ	503,911	837,631	58,642	546,235	1,310,693	141,538
東 部 ア フ リ カ	183,071	269,500	16,195	205,980	465,405	40,045
中 部 ア フ リ カ	72,553	104,670	5,668	79,091	179,809	14,070
北 部 ア フ リ カ	71,549	173,810	17,762	66,187	211,081	43,809
南 部 ア フ リ カ	17,624	40,727	4,324	15,510	45,563	6,315
西 部 ア フ リ カ	159,115	248,924	14,694	179,467	408,836	37,299
ア ジ ア	1,073,511	3,226,627	472,385	937,451	3,387,981	906,053
東 部 ア ジ ア	288,686	1,127,171	244,394	238,505	969,335	392,165
南 部・中央 ア ジ ア	551,288	1,438,620	147,344	482,510	1,679,586	331,586
南 東 部 ア ジ ア	154,759	465,434	61,391	140,271	493,355	132,340
西 部 ア ジ ア	78,778	195,403	19,256	76,165	245,706	49,962
ヨ ッ プ	110,996	466,715	151,553	103,715	398,215	189,118
東 部 ヨ ッ プ	42,783	181,185	51,445	36,542	142,389	61,031
北 部 ヨ ッ プ	18,167	66,471	20,812	18,371	67,760	26,393
南 部 ヨ ッ プ	22,058	100,971	34,529	21,697	83,782	48,175
西 部 ヨ ッ プ	27,988	118,088	44,767	27,106	104,283	53,519
ラテンアメリカ・カリブ海	146,471	452,420	70,643	124,274	462,833	142,078
カ リ ブ 海	10,761	30,641	5,422	9,093	31,073	9,325
中 央 ア メ リ カ	41,929	118,528	16,824	34,754	124,789	37,300
南 ア メ リ カ	93,780	303,250	48,397	80,426	306,971	95,453
北 部 ア メ リ カ	72,872	251,763	72,887	75,825	274,146	98,493
オ セ ア ニ ア	9,397	26,895	6,215	9,796	31,960	9,581

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

表16 主要地域別、年齢（3区分）別人口割合：2008年推計（中位推計）

（%）

地 域	1950年			2010年		
	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
世 界	34.11	60.73	5.16	26.94	65.48	7.58
先 進 地 域 ¹⁾	27.36	64.77	7.87	16.51	67.54	15.95
発 展 途 上 地 域 ²⁾	37.31	58.82	3.88	29.22	65.03	5.75
ア フ リ カ	41.72	55.03	3.25	40.26	56.31	3.43
東 部 ア フ リ カ	43.08	53.96	2.96	43.73	53.23	3.05
中 部 ア フ リ カ	41.18	55.01	3.81	44.63	52.49	2.88
北 部 ア フ リ カ	41.12	55.40	3.48	31.45	63.90	4.64
南 部 ア フ リ カ	38.83	57.53	3.65	31.10	64.37	4.53
西 部 ア フ リ カ	41.76	55.19	3.05	42.56	54.40	3.04
ア ジ ア	36.12	59.79	4.09	26.20	67.12	6.68
東 部 ア ジ ア	34.24	61.30	4.45	19.23	71.26	9.52
南 部・中央 ア ジ ア	37.48	58.83	3.69	31.29	63.99	4.72
南 東 部 ア ジ ア	38.54	57.66	3.79	27.22	66.93	5.85
西 部 ア ジ ア	38.36	57.31	4.32	31.50	63.80	4.70
ヨ ー ロ ッ パ	26.20	65.60	8.20	15.39	68.35	16.26
東 部 ヨ ー ロ ッ パ	28.13	65.36	6.52	14.73	71.42	13.85
北 部 ヨ ー ロ ッ パ	23.68	66.01	10.31	17.31	66.22	16.47
南 部 ヨ ー ロ ッ パ	27.82	64.64	7.54	14.99	66.96	18.06
西 部 ヨ ー ロ ッ パ	23.33	66.49	10.18	15.74	65.85	18.40
ラテンアメリカ・カリブ海	40.22	56.27	3.51	27.65	65.43	6.92
カ リ ブ 海	39.65	56.41	3.95	26.53	65.00	8.47
中 央 ア メ リ カ	42.50	54.04	3.47	30.01	63.80	6.19
南 ア メ リ カ	39.54	57.00	3.46	26.85	66.11	7.04
北 部 ア メ リ カ	27.21	64.57	8.22	19.84	67.09	13.07
オ セ ア ニ ア	29.86	62.81	7.33	24.19	65.01	10.80
地 域	2025年			2050年		
	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
世 界	23.93	65.68	10.39	19.64	64.11	16.25
先 進 地 域 ¹⁾	15.86	63.33	20.82	15.42	58.38	26.20
発 展 途 上 地 域 ²⁾	25.46	66.13	8.41	20.33	65.04	14.64
ア フ リ カ	35.99	59.82	4.19	27.33	65.58	7.08
東 部 ア フ リ カ	39.05	57.49	3.45	28.95	65.42	5.63
中 部 ア フ リ カ	39.67	57.23	3.10	28.97	65.87	5.15
北 部 ア フ リ カ	27.19	66.06	6.75	20.61	65.74	13.64
南 部 ア フ リ カ	28.12	64.98	6.90	23.02	67.61	9.37
西 部 ア フ リ カ	37.64	58.88	3.48	28.69	65.35	5.96
ア ジ ア	22.49	67.61	9.90	17.92	64.76	17.32
東 部 ア ジ ア	17.39	67.89	14.72	14.91	60.58	24.51
南 部・中央 ア ジ ア	25.79	67.31	6.89	19.35	67.35	13.30
南 東 部 ア ジ ア	22.71	68.29	9.01	18.31	64.41	17.28
西 部 ア ジ ア	26.85	66.59	6.56	20.48	66.08	13.44
ヨ ー ロ ッ パ	15.22	64.00	20.78	15.01	57.62	27.37
東 部 ヨ ー ロ ッ パ	15.53	65.79	18.68	15.23	59.34	25.43
北 部 ヨ ー ロ ッ パ	17.23	63.04	19.74	16.33	60.22	23.46
南 部 ヨ ー ロ ッ パ	14.00	64.08	21.92	14.12	54.53	31.35
西 部 ヨ ー ロ ッ パ	14.67	61.88	23.46	14.66	56.40	28.94
ラテンアメリカ・カリブ海	21.88	67.57	10.55	17.04	63.47	19.48
カ リ ブ 海	22.98	65.44	11.58	18.37	62.79	18.84
中 央 ア メ リ カ	23.65	66.86	9.49	17.66	63.40	18.95
南 ア メ リ カ	21.05	68.08	10.87	16.66	63.57	19.77
北 部 ア メ リ カ	18.33	63.33	18.34	16.91	61.13	21.96
オ セ ア ニ ア	22.11	63.27	14.62	19.08	62.25	18.66

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。2) 先進地域以外の地域。

表17 主要地域別従属人口指数：2008年推計（中位推計）

地 域	1950年			2010年			2050年		
	総数	年少	老年	総数	年少	老年	総数	年少	老年
世 界	64.67	56.17	8.50	52.72	41.15	11.57	55.99	30.64	25.35
先 進 地 域 ¹⁾	54.40	42.24	12.16	48.05	24.44	23.61	71.29	26.41	44.88
発 展 途 上 地 域 ²⁾	70.02	63.43	6.60	53.78	44.94	8.84	53.76	31.26	22.51
ア フ リ カ	81.72	75.81	5.91	77.59	71.49	6.10	52.47	41.68	10.80
東 部 ア フ リ カ	85.33	79.85	5.48	87.88	82.15	5.72	52.86	44.26	8.60
中 部 ア フ リ カ	81.77	74.85	6.92	90.52	85.03	5.49	51.81	43.99	7.82
北 部 ア フ リ カ	80.50	74.21	6.28	56.49	49.22	7.26	52.11	31.36	20.75
南 部 ア フ リ カ	73.83	67.49	6.34	55.34	48.31	7.04	47.90	34.04	13.86
西 部 ア フ リ カ	81.19	75.66	5.53	83.81	78.23	5.58	53.02	43.90	9.12
ア ジ ア	67.25	60.42	6.83	48.98	39.03	9.95	54.41	27.67	26.74
東 部 ア ジ ア	63.12	55.86	7.27	40.34	26.98	13.36	65.06	24.60	40.46
南 部・中央 ア ジ ア	69.99	63.71	6.28	56.27	48.90	7.37	48.47	28.73	19.74
南 東 部 ア ジ ア	73.42	66.84	6.58	49.41	40.67	8.74	55.26	28.43	26.82
西 部 ア ジ ア	74.48	66.93	7.54	56.73	49.37	7.36	51.33	31.00	20.33
ヨ ー ロ ッ パ	52.44	39.94	12.50	46.31	22.52	23.79	73.54	26.04	47.49
東 部 ヨ ー ロ ッ パ	53.01	43.04	9.97	40.02	20.63	19.39	68.53	25.66	42.86
北 部 ヨ ー ロ ッ パ	51.49	35.88	15.61	51.01	26.14	24.87	66.06	27.11	38.95
南 部 ヨ ー ロ ッ パ	54.70	43.04	11.67	49.35	22.38	26.97	83.40	25.90	57.50
西 部 ヨ ー ロ ッ パ	50.40	35.09	15.31	51.85	23.90	27.95	77.31	25.99	51.32
ラテンアメリカ・カリブ海	77.72	71.48	6.24	52.84	42.26	10.58	57.55	26.85	30.70
カ リ ブ 海	77.28	70.29	7.00	53.84	40.81	13.03	59.27	29.26	30.01
中 央 ア メ リ カ	85.06	78.65	6.41	56.75	47.04	9.71	57.74	27.85	29.89
南 ア メ リ カ	75.45	69.38	6.07	51.27	40.62	10.65	57.29	26.20	31.10
北 部 ア メ リ カ	54.86	42.14	12.72	49.06	29.58	19.48	63.59	27.66	35.93
オ セ ア ニ ア	59.20	47.54	11.66	53.82	37.21	16.62	60.63	30.65	29.98

年少（従属）人口指数＝0～14歳人口／15～64歳人口×100

老年（従属）人口指数＝65歳以上人口／15～64歳人口×100

従属人口指数（総数）＝年少（従属）人口指数＋老年（従属）人口指数

1) ヨーロッパ、北部アメリカ、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域、2) 先進地域以外の地域。

人口の年齢構造は経済発展や社会保障制度の見地からも重要な意味を持つ。人口年齢構造の推移は表17に示した従属人口指数の変化として表される。ここで年少（従属）人口指数とは年少人口の生産年齢人口に対する比であり、老年（従属）人口指数とは老年人口の生産年齢人口に対する比である。年少（従属）人口指数と老年（従属）人口指数を合わせたものを従属人口指数（総数）と呼ぶ。世界人口の従属人口指数（総数）は2010年の53と2050年の56を比べるとさほど変化がないが、その内訳をみると年少（従属）人口指数が41から31へ低下する一方で老年（従属）人口指数は12から25へ上昇し、今後半世紀において人口高齢化が進むことを示している。この間、先進地域の従属人口指数（総数）は高齢化を反映して48から71へ高まり、老年（従属）人口指数は24から45へ倍増する。しかし発展途上地域では、この間出生力低下の効果と寿命伸長の効果が相殺されて、従属人口指数（総数）は54で変わらない。

2) 国別の人口年齢構造の推移

今回の国連推計（2008年版）の中位推計結果による主要国の年齢（3区分）別人口割合と従属人口指数を表18と表19に示した。また過去、現在、将来の3つの年次（1950年、2010年、2050年）における65歳以上人口割合の最も高い国（上位20か国）と従属人口指数の最も高い国（上位20か国）を表20と表21に示した。65歳以上人口割合の最も高い国は2010年も2050年も日本であるが、その割合は23%から38%へと著しく高まる。2050年までには韓国、シンガポール、ホンコンなど東アジアにも65歳以上の高齢者割合が3割を超える国が出現する。

図7には主要国の65歳以上人口割合の経年的変化を示したが、とりわけ日本、イタリア、ドイツ、スペインなど少子化が著しく進んでいる国の人口高齢化が目につく。同時に、中国、インドなど発展途上地域の人口大国の高齢化も着実に進むことが注目される。

図7 主要国の65歳以上人口割合：2008年推計（中位推計）

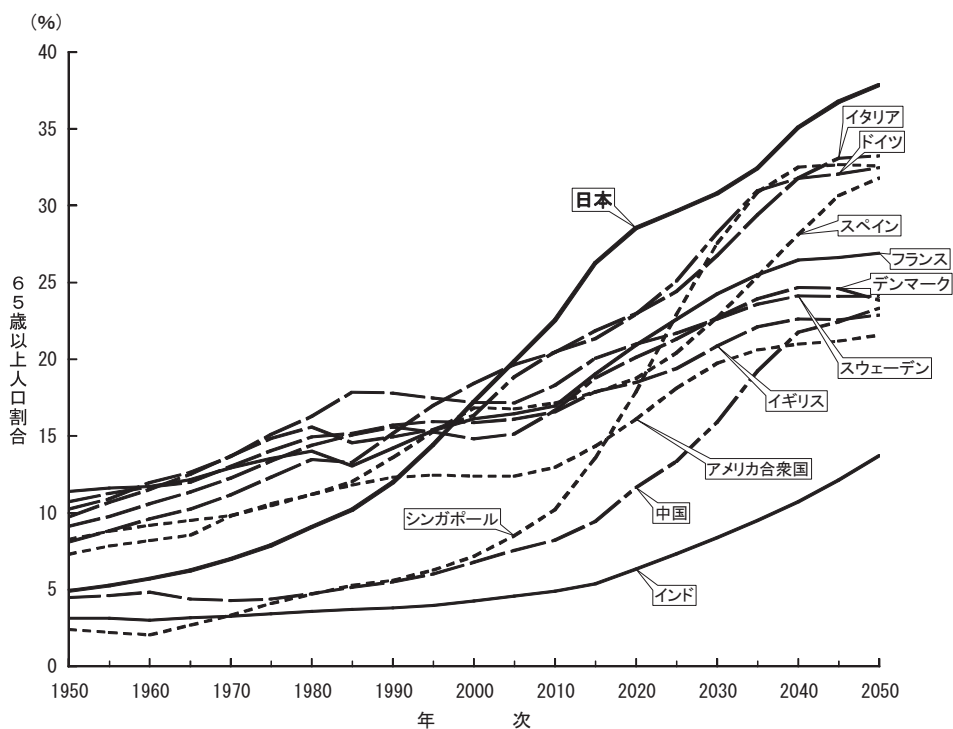


表18 主要国の年齢（3区分）別人口割合：2008年推計（中位推計）

（％）

国	1950年			2010年			2050年		
	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
エジプト	39.34	57.65	3.01	32.14	63.24	4.63	20.60	66.29	13.11
エチオピア	44.13	52.88	2.99	43.17	53.62	3.21	26.33	67.46	6.21
ナイジェリア	41.71	55.29	2.99	42.36	54.50	3.14	27.27	66.50	6.24
南アフリカ	38.58	57.83	3.58	30.30	65.09	4.61	22.55	67.62	9.83
カナダ	29.68	62.65	7.67	16.32	69.56	14.12	15.60	58.87	25.53
メキシコ	42.45	54.08	3.47	27.94	65.50	6.55	16.22	61.64	22.14
アメリカ合衆国	26.99	64.74	8.26	20.22	66.82	12.96	17.05	61.38	21.57
アルゼンチン	30.53	65.27	4.21	24.89	64.44	10.67	17.73	63.16	19.11
ブラジル	41.56	55.47	2.97	25.47	67.63	6.90	14.69	62.77	22.54
コロンビア	42.66	53.95	3.40	28.77	65.62	5.61	18.33	64.16	17.51
ペルー	41.57	54.98	3.46	29.92	64.11	5.98	18.33	64.97	16.70
バングラデシュ	39.20	57.75	3.05	30.87	65.17	3.96	18.20	66.87	14.92
中国	33.54	61.98	4.48	19.90	71.88	8.23	15.27	61.40	23.33
インド	37.48	59.38	3.14	30.81	64.27	4.92	18.22	68.04	13.75
インドネシア	39.17	56.87	3.96	26.68	67.24	6.08	17.43	63.96	18.61
イラン	39.09	55.57	5.34	23.83	71.35	4.82	17.10	63.25	19.65
日本	35.40	59.67	4.93	13.19	64.23	22.57	11.21	50.95	37.84
韓国	42.49	54.64	2.87	16.21	72.76	11.03	11.39	54.41	34.20
ミャンマー	34.24	62.39	3.37	26.56	67.95	5.49	18.03	64.49	17.48
パキスタン	35.19	57.82	7.00	36.60	59.31	4.09	23.16	66.84	10.00
フィリピン	43.59	52.82	3.59	33.47	62.24	4.30	21.06	66.26	12.69
シンガポール	40.47	57.14	2.40	15.56	74.22	10.22	11.19	56.23	32.59
スリランカ	38.18	51.85	9.97	24.28	67.98	7.73	17.45	61.15	21.40
タイ	42.13	54.62	3.25	21.47	70.82	7.71	17.30	62.47	20.23
トルコ	40.03	56.77	3.20	26.39	67.64	5.97	17.57	64.03	18.40
ベトナム	31.75	64.04	4.21	25.07	68.58	6.35	16.77	63.22	20.02
オーストリア	22.76	66.82	10.42	14.73	67.70	17.57	14.01	56.58	29.40
ベルギー	20.92	68.06	11.01	16.75	65.85	17.40	16.04	57.36	26.60
ブルガリア	26.78	66.49	6.73	13.50	68.91	17.59	14.34	55.33	30.33
チェコ	24.28	67.40	8.32	14.09	70.66	15.25	15.40	57.02	27.58
スロバキア	28.93	64.40	6.67	15.16	72.56	12.28	13.43	58.26	28.32
デンマーク	26.32	64.55	9.13	18.03	65.29	16.68	16.11	60.06	23.83
フィンランド	29.98	63.36	6.66	16.55	66.26	17.19	15.81	58.27	25.92
フランス	22.70	65.91	11.39	18.39	64.65	16.96	16.24	56.85	26.91
ドイツ	23.19	67.10	9.72	13.35	66.18	20.47	12.57	54.95	32.48
ギリシャ	28.65	64.55	6.79	14.21	67.47	18.32	13.63	55.07	31.30
ハンガリー	25.10	67.56	7.34	14.74	68.89	16.37	14.76	59.09	26.15
イタリア	26.70	65.21	8.09	14.17	65.39	20.44	13.48	53.27	33.25
オランダ	29.31	62.95	7.74	17.62	67.02	15.36	15.81	58.59	25.60
ノルウェー	24.44	65.88	9.68	18.79	66.22	15.00	16.28	59.90	23.82
ポーランド	29.39	65.38	5.23	14.76	71.73	13.51	12.74	57.33	29.93
ポルトガル	29.47	63.55	6.98	15.19	66.96	17.85	13.25	54.63	32.12
ルーマニア	28.41	66.26	5.33	15.22	69.92	14.86	13.33	58.21	28.46
ロシア	28.91	64.91	6.19	14.97	72.12	12.91	16.20	60.37	23.43
スペイン	27.09	65.61	7.30	14.94	67.89	17.16	14.76	53.45	31.79
スウェーデン	23.44	66.31	10.25	16.48	65.20	18.32	16.50	59.41	24.09
スイス	23.60	66.91	9.49	15.17	67.58	17.25	15.67	58.30	26.03
イギリス	22.34	66.94	10.73	17.36	66.05	16.59	16.42	60.71	22.87
オーストラリア	27.00	64.72	8.28	19.11	67.15	13.74	16.64	59.67	23.69

表19 主要国の従属人口指数：2008年推計（中位推計）

国	1950年			2010年			2050年		
	総数	年少	老年	総数	年少	老年	総数	年少	老年
エジプト	73.46	68.24	5.22	58.14	50.82	7.31	50.85	31.07	19.78
エチオピア	89.11	83.46	5.65	86.49	80.50	5.98	48.23	39.03	9.20
ナイジェリア	80.85	75.44	5.41	83.47	77.71	5.76	50.38	41.00	9.38
南アフリカ	72.92	66.72	6.20	53.64	46.56	7.08	47.89	33.35	14.54
カナダ	59.62	47.37	12.25	43.76	23.45	20.30	69.87	26.50	43.37
メキシコ	84.92	78.51	6.41	52.67	42.66	10.01	62.23	26.31	35.92
アメリカ合衆国	54.45	41.69	12.77	49.65	30.26	19.39	62.92	27.78	35.14
アルゼンチン	53.22	46.77	6.44	55.17	38.62	16.55	58.32	28.07	30.25
ブラジル	80.29	74.93	5.36	47.85	37.65	10.20	59.31	23.40	35.90
コロンビア	85.36	79.07	6.29	52.40	43.84	8.56	55.87	28.57	27.30
ペルー	81.89	75.60	6.28	55.99	46.67	9.32	53.92	28.22	25.71
バングラデシュ	73.16	67.88	5.28	53.45	47.37	6.08	49.53	27.22	22.31
中国	61.33	54.11	7.23	39.13	27.68	11.45	62.86	24.86	37.99
インド	68.41	63.13	5.28	55.59	47.93	7.65	46.98	26.78	20.20
インドネシア	75.84	68.88	6.96	48.71	39.67	9.04	56.35	27.25	29.09
イラン	79.94	70.34	9.61	40.15	33.40	6.75	58.11	27.03	31.07
日本	67.58	59.32	8.26	55.68	20.54	35.14	96.29	22.01	74.28
韓国	83.01	77.76	5.25	37.44	22.28	15.16	83.80	20.94	62.87
ミャンマー	60.28	54.88	5.40	47.16	39.08	8.08	55.07	27.97	27.11
パキスタン	72.96	60.86	12.10	68.60	61.72	6.89	49.61	34.65	14.95
フィリピン	89.33	82.53	6.80	60.68	53.77	6.90	50.93	31.78	19.15
シンガポール	75.02	70.82	4.19	34.73	20.97	13.76	77.85	19.90	57.95
スリランカ	92.86	73.63	19.23	47.10	35.72	11.38	63.54	28.54	35.00
タイ	83.08	77.14	5.94	41.19	30.31	10.88	60.08	27.69	32.39
トルコ	76.14	70.51	5.63	47.84	39.02	8.82	56.18	27.44	28.74
ベトナム	56.14	49.57	6.57	45.81	36.56	9.25	58.19	26.52	31.67
オーストリア	49.66	34.07	15.59	47.71	21.76	25.95	76.73	24.76	51.97
ベルギー	46.92	30.74	16.18	51.87	25.44	26.43	74.33	27.96	46.37
ブルガリア	50.40	40.28	10.12	45.12	19.60	25.53	80.73	25.91	54.82
チェコ	48.37	36.03	12.34	41.53	19.94	21.59	75.37	27.01	48.36
スロバキア	55.29	44.93	10.36	37.81	20.90	16.92	71.66	23.05	48.61
デンマーク	54.91	40.77	14.15	53.17	27.62	25.55	66.51	26.83	39.68
フィンランド	57.83	47.32	10.51	50.91	24.98	25.94	71.62	27.14	44.49
フランス	51.73	34.45	17.28	54.69	28.44	26.24	75.90	28.56	47.34
ドイツ	49.04	34.56	14.48	51.11	20.17	30.94	82.00	22.88	59.12
ギリシャ	54.91	44.39	10.52	48.21	21.06	27.15	81.58	24.74	56.84
ハンガリー	48.01	37.15	10.86	45.16	21.40	23.77	69.23	24.98	44.25
イタリア	53.34	40.94	12.41	52.93	21.67	31.26	87.72	25.30	62.43
オランダ	58.85	46.55	12.30	49.21	26.30	22.91	70.67	26.98	43.69
ノルウェー	51.79	37.10	14.69	51.02	28.37	22.65	66.96	27.18	39.77
ポーランド	52.94	44.94	8.00	39.40	20.57	18.83	74.42	22.22	52.20
ポルトガル	57.37	46.38	10.99	49.35	22.69	26.66	83.04	24.25	58.78
ルーマニア	50.92	42.88	8.04	43.03	21.77	21.26	71.79	22.90	48.89
ロシア	54.07	44.54	9.53	38.65	20.75	17.90	65.65	26.83	38.82
スペイン	52.41	41.29	11.12	47.29	22.01	25.28	87.11	27.62	59.49
スウェーデン	50.81	35.35	15.46	53.37	25.27	28.10	68.31	27.77	40.54
スイス	49.46	35.27	14.19	47.98	22.45	25.53	71.54	26.88	44.66
イギリス	49.39	33.37	16.02	51.41	26.29	25.12	64.73	27.05	37.68
オーストラリア	54.52	41.71	12.80	48.92	28.45	20.47	67.59	27.88	39.71

表20 65歳以上人口割合の高い国：2008年推計（中位推計）

（％）

順位	1950年		2010年		2050年	
	国名	割合	国名	割合	国名	割合
1	フランス	11.39	日本	22.57	日本	37.84
2	ラトビア	11.18	ドイツ	20.47	韓国	34.20
3	ベルギー	11.01	イタリア	20.44	イタリア	33.25
4	イギリス	10.73	スウェーデン	18.32	シンガポール	32.59
5	アイルランド	10.68	ギリシャ	18.32	ホンコン特別行政区	32.58
6	エストニア	10.60	ポルトガル	17.85	ドイツ	32.48
7	オーストリア	10.42	ブルガリア	17.59	ポルトガル	32.12
8	スウェーデン	10.25	オーストリア	17.57	スベイン	31.79
9	グランドジニア	10.10	ラトビア	17.44	ギリシャ	31.30
10	スリランカ	9.97	ベルギー	17.40	キューバ	31.09
11	ドイッチ	9.72	クロアチア	17.31	ボスニア・ヘルツェゴビナ	30.39
12	ノルウェー	9.68	スイス	17.25	ブルガリア	30.33
13	スウェーデン	9.49	フィンランド	17.19	スロベニア	30.20
14	リトアニア	9.42	スペイン	17.16	ポーランド	29.93
15	デンマーク	9.13	エストニア	17.05	オーストリア	29.40
16	ニュージーランド	8.96	フランス	16.96	ルーマニア	28.46
17	ベラルーシ	8.61	デンマーク	16.68	スロバキア	28.32
18	マケドニア	8.52	イギリス	16.59	クロアチア	28.22
19	アルメニア	8.34	スロベニア	16.39	チェコ	27.58
20	チェコ	8.32	リトアニア	16.38	フランス	26.91
∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴
58	日本	4.93	∴	∴	∴	∴

UN, *World Population Prospects: The 2008 Revision*（中位推計）に掲載されている196か国のうち2010年人口が100万人以上の国（154か国）についての順位。

表21 従属人口指数（総数）の高い国：2008年推計（中位推計）

順位	1950年		2010年		2050年	
	国名	指数	国名	指数	国名	指数
1	北朝鮮	102.34	ニジェール	108.82	日本	96.29
2	パレスチナ占領地区	102.22	ウガンダ	105.14	イタリア	87.72
3	ヨルダン	102.22	ザンビア	96.98	スベイン	87.11
4	ニジェール	101.62	コンゴ民主共和国	96.20	韓国	83.80
5	パラグアイ	99.62	マラウイ	96.18	ポルトガル	83.04
6	ドミニカ共和国	97.54	ブルキナファソ	93.88	ドイツ	82.00
7	マラウイ	95.17	チャド	93.87	ギリシャ	81.58
8	ルワンダ	94.68	アフガニスタン	92.78	ブルガリア	80.73
9	エリトリア	94.07	タンザニア	91.79	スロベニア	80.15
10	タンザニア	92.90	東ティモール	91.20	ホンコン特別行政区	78.12
11	スリランカ	92.86	ソマリア	90.83	シンガポール	77.85
12	モーリシャス	92.76	パレスチナ占領地区	90.12	オーストリア	76.73
13	ザンビア	91.03	モザンビーク	89.26	フランス	75.90
14	ガナ	90.76	アンゴラ	89.19	チェコ	75.37
15	コンゴ民主共和国	90.36	マリアナ	86.49	キューバ	75.10
16	モロッコ	89.59	エチオピア	86.49	クロアチア	74.47
17	フィリピン	89.33	ベナン	85.76	ポーランド	74.42
18	スウェーデン	89.12	ギニア・ビサウ	85.43	ベルギー	74.33
19	エチオピア	89.11	グアテマラ	84.98	ボスニア・ヘルツェゴビナ	72.91
20	グアテマラ	89.11	ギニア	84.92	ルーマニア	71.79
∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴
69	∴	∴	日本	55.68	∴	∴
101	日本	67.58	∴	∴	∴	∴

UN, *World Population Prospects: The 2008 Revision*（中位推計）に掲載されている196か国のうち2010年人口が100万人以上の国（154か国）についての順位。従属人口指数（総数）とは、年少（従属）人口指数と老年（従属）人口指数の和である。

表22 日本人口の国連推計と社人研推計の比較

(人口：1,000人)

年次	国連2008年推計						社人研推計*) (出生中位・死亡中位)					
	中位			高位	低位	人口総数	人口割合 (%)					
	人口総数	人口割合 (%)			人口総数		人口総数	人口総数	人口割合 (%)			
		0～14歳	15～64歳	65歳以上					0～14歳	15～64歳	65歳以上	
2005	127,449	13.8	66.3	19.9			127,768	13.8	66.1	20.2		
2006	127,451	13.7	65.9	20.4			127,762	13.6	65.5	20.8		
2007	127,396	13.6	65.5	20.9			127,694	13.5	65.0	21.5		
2008	127,293	13.4	65.2	21.4			127,568	13.3	64.5	22.1		
2009	127,156	13.3	64.7	22.0			127,395	13.2	64.1	22.8		
2010	126,995	13.2	64.2	22.6	126,995	126,995	127,176	13.0	63.9	23.1		
2011	126,814	13.1	63.7	23.3	126,926	126,702	126,913	12.8	63.8	23.4		
2012	126,608	12.9	63.1	24.0	126,880	126,336	126,605	12.5	63.2	24.3		
2013	126,373	12.7	62.4	24.8	126,845	125,902	126,254	12.3	62.5	25.2		
2014	126,102	12.6	61.8	25.6	126,797	125,408	125,862	12.1	61.8	26.2		
2015	125,791	12.4	61.3	26.3	126,721	124,860	125,430	11.8	61.2	26.9		
2016	125,438	12.2	60.9	26.9	126,614	124,262	124,961	11.6	60.8	27.6		
2017	125,046	12.1	60.5	27.4	126,480	123,613	124,456	11.4	60.5	28.1		
2018	124,618	11.9	60.3	27.8	126,321	122,916	123,915	11.1	60.3	28.6		
2019	124,157	11.7	60.0	28.2	126,139	122,174	123,341	10.9	60.2	28.9		
2020	123,664	11.6	59.9	28.5	125,939	121,390	122,735	10.8	60.0	29.2		
2021	123,142	11.5	59.7	28.8	125,720	120,565	122,097	10.6	59.9	29.5		
2022	122,592	11.3	59.6	29.1	125,480	119,704	121,430	10.4	59.9	29.8		
2023	122,015	11.2	59.5	29.3	125,217	118,812	120,735	10.3	59.8	30.0		
2024	121,414	11.1	59.4	29.5	124,931	117,898	120,015	10.1	59.6	30.3		
2025	120,793	11.0	59.3	29.7	124,619	116,967	119,270	10.0	59.5	30.5		
2026	120,152	11.0	59.2	29.9	124,281	116,023	118,502	9.9	59.4	30.7		
2027	119,494	10.9	59.0	30.1	123,920	115,067	117,713	9.9	59.2	30.9		
2028	118,818	10.9	58.8	30.3	123,538	114,100	116,904	9.8	59.0	31.2		
2029	118,128	10.8	58.6	30.6	123,139	113,120	116,074	9.7	58.8	31.5		
2030	117,424	10.8	58.4	30.8	122,725	112,127	115,224	9.7	58.5	31.8		
2031	116,708	10.8	58.1	31.1	122,300	111,123	114,354	9.6	58.4	31.9		
2032	115,980	10.8	57.8	31.4	121,863	110,110	113,464	9.6	58.1	32.3		
2033	115,242	10.8	57.5	31.7	121,417	109,086	112,555	9.6	57.7	32.7		
2034	114,493	10.9	57.1	32.0	120,961	108,052	111,627	9.5	57.3	33.2		
2035	113,733	10.9	56.7	32.5	120,499	107,007	110,679	9.5	56.8	33.7		
2036	112,963	10.9	56.1	32.9	120,030	105,953	109,714	9.5	56.4	34.2		
2037	112,185	10.9	55.6	33.5	119,558	104,888	108,732	9.4	55.8	34.7		
2038	111,398	11.0	55.0	34.1	119,085	103,814	107,733	9.4	55.3	35.4		
2039	110,604	11.0	54.4	34.6	118,616	102,729	106,720	9.4	54.7	35.9		
2040	109,804	11.0	53.8	35.1	118,152	101,633	105,695	9.3	54.2	36.5		
2041	108,999	11.1	53.4	35.5	117,696	100,527	104,658	9.3	53.8	36.9		
2042	108,189	11.1	53.0	35.9	117,250	99,410	103,613	9.2	53.5	37.3		
2043	107,375	11.1	52.7	36.2	116,814	98,285	102,560	9.1	53.2	37.6		
2044	106,558	11.1	52.3	36.5	116,390	97,150	101,503	9.1	53.0	38.0		
2045	105,740	11.2	52.1	36.8	115,979	96,008	100,443	9.0	52.8	38.2		
2046	104,921	11.2	51.8	37.0	115,581	94,859	99,382	8.9	52.6	38.5		
2047	104,102	11.2	51.5	37.3	115,198	93,703	98,321	8.8	52.4	38.7		
2048	103,285	11.2	51.3	37.5	114,832	92,542	97,261	8.8	52.2	39.0		
2049	102,470	11.2	51.1	37.7	114,486	91,375	96,205	8.7	52.0	39.3		
2050	101,659	11.2	50.9	37.8	114,161	90,203	95,152	8.6	51.8	39.6		

*) 国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口』(2006年12月推計)

(6) 日本の将来人口（国立社会保障・人口問題研究所2006年推計）との比較

今回の国連の世界人口推計（2008年版）は既に述べたように1950年から2050年までの国別人口を推計したものである。そこで、その日本についての推計結果を国立社会保障・人口問題研究所（社人研）が推計した日本の将来人口と比較してみよう。社人研の日本の将来人口に関する最新の推計は2006年12月に公表したもので、最新の国勢調査（2005年10月1日人口）に基づいている。

両推計による日本の人口を比較すると、表22に示したように、社人研推計（出生中位・死亡中位）では推計の基準となった2005年（1億2800万）以後一貫して減少するのに対し、国連推計（中位）も基準となる2010年（1億2700万）以降持続的に減少する点で傾向は類似している。しかし2012年以降常に国連推計（中位）の方が社人研推計（出生中位・死亡中位）を上回り、2050年の人口は社人研推計（出生中位・死亡中位）による9500万より国連推計（中位）の1億200万が約700万多い結果となっている。

このような相違は出生率と死亡率の仮定の相違によって生じる。表23に示したように、社人研推計（出生中位）では日本の合計特殊出生率は2045～50年に1.26にとどまると仮定しているのに対し、国連推計（中位）では合計特殊出生率は次第に上昇し2045～50年には1.60に達すると仮定されている。一方死亡率については、両推計とも平均寿命が今後も伸び続けるとみているが、2045～50年の平均寿命は社人研推計（死亡中位）では男性83.18年、女性89.89年であるが、国連推計では男性83.52年、女性90.95年とされており、国連推計の方がより寿命伸長が進むと仮定している。ただし、社人研推計（死亡低位）では2045～50年の平均寿命を男性84.33年、女性90.96年としており、国連推計を上回る長寿化を仮定している。

表23 日本の将来の人口動態率についての国連推計と社人研推計の比較

年次	国連2008年推計（中位）					社人研推計 ¹⁾				
	合計特殊出生率	平均寿命（年）		出生率（‰）	死亡率（‰）	合計特殊出生率	平均寿命（年）		出生率（‰）	死亡率（‰）
		男	女				男	女		
2005～10	1.27	79.01	86.17	8.2	9.1	1.25	78.99	85.91	7.9	8.9
2010～15	1.27	80.09	87.16	7.5	9.8	1.22	79.80	86.68	7.0	9.8
2015～20	1.30	80.74	87.91	7.0	10.8	1.22	80.48	87.33	6.5	10.9
2020～25	1.35	81.23	88.43	6.9	12.0	1.23	81.07	87.89	6.2	12.1
2025～30	1.40	81.70	88.94	6.9	13.0	1.24	81.60	88.38	6.1	13.2
2030～35	1.45	82.17	89.45	7.0	13.9	1.24	82.06	88.82	6.0	14.3
2035～40	1.50	82.62	89.95	7.1	14.6	1.25	82.47	89.21	5.7	15.2
2040～45	1.55	83.08	90.45	7.0	15.1	1.25	82.85	89.57	5.4	16.0
2045～50	1.60	83.52	90.95	7.0	15.4	1.26	83.18	89.89	5.2	16.5

1) 国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口（2006年12月推計）』[出生中位・死亡中位]推計による各期間（各年）の平均値。

3. まとめ

最近の国連推計によって描かれる世界人口の長期的な動向を要約すれば、まず大きな流れとして多産多死から少産少死への人口転換が世界全体として完了へ向かうことである。この基本的構図は2008年版でも踏襲されている。すなわち中位推計は人口転換の完了時期を今世紀半ばに置いており、1950～55年に6であった発展途上地域の合計特殊出生率は2045～50年には2.05にまで低下する。その一方で現在1.64まで下がっている先進地域の合計特殊出生率は1.80まで回復するとしており、出生力が人口置換水準近傍へ収束するという見方に立っている。また1950～55年にはわずか40年ほどであった発展途上地域の平均寿命は2045～50年までに男性は72年、女性は76年を超え、現在の先進地域並みの水準に到達する。

人口転換の必然的結果として人口増加と人口高齢化が起こる。1950年に25億であった地球人口は2009年現在68億を数えており、中位推計によれば2050年までにさらに23億増えて91億に達する見込みである。人口転換が完了、言い換えれば出生力が人口置換水準まで低下すれば人口増加のポテンシャルは解消するわけだが、過去の高出生力によって形成された人口年齢構造の影響が残るため、その後もなお当分の間世界人口は増加を続けることになる。とりわけ発展途上地域の中でもことに開発水準が低い後発発展途上諸国（いわゆる最貧国）の人口が2009年現在の8億から2050年の17億へと倍増することは注意を要する⁷⁾。

このように世界人口総数の変化にもまして劇的なのは地球上の人口分布と年齢構成の変貌である。中位推計によれば、現在18%対82%という先進地域と発展途上地域の人口比は2050年には14%対86%に変わる。この間ヨーロッパの世界人口に占める割合は11%から8%に減ずるが、アフリカの世界人口に占める割合は15%から22%に増大する。発展途上地域の人口比の増大は国際人口移動の圧力を高めることになるであろう。

人口高齢化は20世紀末にはもっぱら先進諸国の問題であったが、21世紀には現在の発展途上地域も含め全世界が直面する問題となる。本報告では図表に含めていないが、中位推計によれば1950年に24.0歳であった世界人口の中位数年齢（その年齢より若い人と年長の人の数が等しい年齢）は2009年現在28.9歳であるが、2050年には38.4歳になる。また2009年現在38.8歳（日本は44.4歳）である先進地域の中位数年齢は2050年には45.6歳（日本は55.1歳）になる。また全世界で65歳以上の高齢者の人口は1950年には1億3100万（世界人口の5.2%）であったが、2010年現在5億2300万（同7.6%）になり、2050年には14億8700万（同16.2%）に増える。さらに1950年には1500万（世界人口の0.6%）に過ぎなかった80歳以上の高齢者（oldest-old）の人口は、2010年現在1億600万（同1.5%）に増えており、2050年には3億9500万（同4.3%）に急増する。2050年になると、65歳以上人口の78%、80歳以上人口の69%は現在の発展途上地域の住民によって占められる。

7) 本報告では図表に含めることを省略したが、国連の世界人口推計は後発発展途上諸国（least developed countries）についても人口など推計結果を別掲している。後発発展途上諸国は現在49か国あり、サハラ以南アフリカ、南アジアなどの国が多い。今回の中位推計によれば、2045～50年においても合計特殊出生率は2.41と高く、男女合計の平均寿命は68.5年で他の発展途上地域（75.9年）に比べても格段短い。

国連人口部による世界人口推計は、世界のすべての国を対象に100年間にわたる男女別・年齢別の人口を推計するものであり、これが2年ごとに改訂されていることは非常に意義深いことである。それは人口統計のみならず政策面でも各方面で不可欠の基礎資料をなしている。最新の国連世界人口推計2008年版は、1994年にカイロで開かれた国際人口開発会議（ICPD）のフォローアップ、2015年までに世界の貧困を削減することなどを掲げた国連ミレニアム開発目標（MDGs）の達成度の評価など、様々な視点から21世紀の世界の諸問題に取り組むための基本資料として大いに活用されることであろう⁸⁾。

文献

- 阿藤誠（2000）『現代人口学：少子高齢社会の基礎知識』日本評論社。
- 石川晃・佐々井司（1995）「国連世界人口推計の概要：1994年版」『人口問題研究』51巻2号，pp.57-81
- 伊藤達也（1976）「世界の将来推計人口（1973年推計）」『人口問題研究』138号，pp.52-56
- 伊藤達也（1986）「国連1984年推計による世界および主要国の将来人口」『人口問題研究』180号，pp.82-85
- 河野稠果（2000）『世界の人口』（第2版）東京大学出版会。
- 河野稠果（2002）「世界人口の現状」，日本人口学会（編）『人口大事典』培風館，pp.35-41。
- 河野稠果（2007）『人口学への招待』（中公新書1910）中央公論新社。
- 河野稠果・大淵寛編（2002）『人口と文明のゆくえ』（シリーズ・人口学研究 12）大明堂（販売：原書房）。
- 国連人口基金（2008）『世界人口白書2008』家族計画国際協力財団。
- 国立社会保障・人口問題研究所（1990）「国連1990年推計による世界の将来人口」『人口問題研究』46巻2号，pp.96-96
- 国立社会保障・人口問題研究所（2007）『日本の将来推計人口—平成18（2006）～67（2055）年—附：参考推計平成68年（2056）～117（2105）年 平成18年12月推計』（人口問題研究資料第315号）。
- 佐藤龍三郎・石川晃（2005）「国連世界人口推計2004年版の概要」『人口問題研究』61巻1号，pp.41-85。
- 佐藤龍三郎・石川晃（2007）「国連世界人口推計2006年版の概要」『人口問題研究』63巻3号，pp.70-102。
- United Nations (2007a) *World Population Prospects: The 2006 Revision: Volume 1: Comprehensive Tables*.
- United Nations (2007b) *World Population Prospects: The 2006 Revision: Volume 2: Sex and Age Distribution of the World Population*.
- United Nations (2009a) *World Population Prospects: The 2008 Revision (advanced Excel tables)*. New York: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- United Nations (2009b) *World Population Prospects: The 2008 Revision. CD-ROM Edition*, New York: United Nations.
- United Nations (forthcoming), *World Population Prospects: The 2008 Revision: Volume 1: Comprehensive Tables*, United Nations publication.
- United Nations (forthcoming), *World Population Prospects: The 2008 Revision: Volume 2: Sex and Age Distribution of the World Population*, United Nations publication.
- United Nations (forthcoming), *World Population Prospects: The 2008 Revision: Volume 3: Analytical Report*, United Nations publication.
- 渡邊吉利（1988）「国連1988年推計による世界および主要国の将来人口」『人口問題研究』187号，pp.98-100
- 山口喜一（1970）「1968年世界（大陸・主要国別）人口」『人口問題研究』114号，pp.72-76
- 山口喜一（1984）「国連1982年推計による世界の将来人口」『人口問題研究』170号，pp.87-88

8) 国連の世界人口推計に関連した世界の人口問題などについての議論は阿藤（2000），河野（2000），河野（2002），河野（2007），河野・大淵（2002），国連人口基金（2008）など参照。

研究活動報告

2009年度社会保障・人口問題基本調査「第6回世帯動態調査」の施行

世帯動態調査は、世帯の形成・拡大・縮小・解体などの実態を明らかにするため、社会保障・人口問題基本調査の一環として、1985年の第1回調査からほぼ5年ごとに実施されている。本年度は、2004年の第5回調査に続く第6回目の調査を実施した。

1 調査の目的及び意義

人口の高齢化が進行するとともに高齢者を含む世帯が急速に増加するなど、国民の生活単位である世帯は急激に変化しており、厚生労働行政を進める上で世帯の実態を正確に把握することが重要な課題になっている。

この調査は、全国規模の標本調査で本格的に世帯構造の変化を把握することができるのが国唯一の調査であり、前回調査(2004年)以降、各世帯がどのように形成され、変化したかという世帯変動の実態と要因を明らかにするとともに、精緻なデータを時系列に蓄積することによって、世帯数の将来推計の精度を高めるための基礎データとするために実施される。社会サービス施策の重要性が高まるなかで、高齢者世帯やひとり親世帯の動向の把握と将来推計は厚生労働行政の施策立案の重要な基礎資料として役立てられるものである。

2 調査の対象及び客体

全国の世帯主を対象とし、2009年度国民生活基礎調査で設定された調査地区内より無作為に抽出した300調査区内のすべての世帯の世帯主を調査の客体とする。

3 調査の期日

2009年7月1日

4 主な調査事項

- 1) 世帯の属性に関する事項
- 2) ライフコース・イベントと世帯内地位の変化
- 3) 親の基本属性と居住関係
- 4) 子の基本属性と居住関係

5 調査の方法

調査票の配布・回収は調査員が行い、調査票への記入は世帯主の自計方式による。また、回収は密封方式による。なお、調査の系統は、国立社会保障・人口問題研究所が厚生労働省大臣官房統計情報部、都道府県、保健所を設置する市・特別区及び保健所の協力を得て実施する。

6 調査票の回収状況

2009年8月末現在の回収状況は、調査対象世帯数15,673に対して、回収世帯数は12,046(76.9%)、うち有効票を回収した世帯数は11,475(73.2%)であった(現在、調査票の検査作業中)。

(菅 桂太記)

日本人口学会第61回大会

日本人口学会（会長：森岡仁・駒澤大学経済学部教授）の第61回大会は2009年6月12日～14日、松下敬一郎・大会運営委員長（関西大学経済学部教授）のご尽力により、関西大学千里山キャンパス（大阪府吹田市）にて開催され活発な研究発表と討議がおこなわれた。6月13日（土）と14日（日）には、シンポジウム、テーマセッション（1, 2, 3）および8部会16セッションに及ぶ自由論題報告が実施され、159名（うち会員は145名）が参加した。

また6月12日（金）午後には、少子化対策における自治体の取り組みを支援するための「特別セッション」が催され59名の参加があった。3日間の参加者は181名（うち会員は145名）に上る。各々の組織者、座長、報告者、報告題目、討論者等は以下の通りである。

第1日 6月12日（金） 午後

○特別セッション 少子化と次世代育成支援に関するフォーラム

<司会・進行>加藤 久和（日本人口学会理事・明治大学）

第一部 低出生率に関する人口学的研究

- 挨拶 森岡 仁（日本人口学会会長・駒澤大学）
- [基調講演]
1. 低出生率と少子化対策の展開 高橋 重郷（国立社会保障・人口問題研究所）
- [報告]
2. 少子化対策の動向 守泉 理恵（国立社会保障・人口問題研究所）
3. 自治体担当者アンケートの分析結果 鎌田 健司（国立社会保障・人口問題研究所）
4. 自治体の少子化対策について 工藤 豪（埼玉学園大学）

第二部 次世代育成支援に関する自治体の取り組み

自治体の次世代育成支援に関する取り組みの紹介

1. 岡山県笠岡市 藤井 一男（総務部職員課）
2. 兵庫県西宮市 北田 晋一（健康福祉局子ども部）
3. 兵庫県南あわじ市 福原 敬二（健康福祉部少子対策課）
4. 福岡県福岡市 宮崎 晶子（こども未来局総務企画課）
- 挨拶・まとめ 安藏 伸治（日本人口学会副会長・明治大学）

第2日 6月13日（土） 午前の部

○テーマセッション1

「人口統計の研究・教育基盤の整備—人口統計の新たな利用可能性の開拓に向けて—」

<組織者>森 博美（法政大学）
<座長>村上あかね（東京大学）
<討論者>阿藤 誠（早稲田大学）
大林 千一（帝京大学）

1. マイクロデータ活用のための新たな法制度と統計センターの取組
 阿向泰二郎 (独立行政法人統計センター)
2. ミクロデータの試行的提供とその後継事業 山口 幸三 (一橋大学)
3. 就業構造基本調査のマイクロデータの現状と課題 小崎 敏男 (東海大学)
4. 人口学教育とJGSS 新田目夏実 (拓殖大学)
5. 統計個票情報の情報特性とその潜在的利用可能性 森 博美 (法政大学)

○自由論題報告

【第1部会】

＜座長＞吉田 良生 (椋山女学園大学)

1. 地域別にみた社会増減と自然増減の関係 小池 司朗 (国立社会保障・人口問題研究所)
2. 飛騨地域の人口移動—岐阜県人口動態統計調査の特別集計結果—
 伊藤 薫 (岐阜聖徳学園大学)
3. 発展途上国の人口センサスにおける都市人口の定義について … 阿部 隆 (日本女子大学)
 大友 篤 (ICONS 国際協力株式会社)

＜座長＞西川由比子 (城西大学)

4. 工業化と国内人口移動—タイの事例から— 渡辺真知子 (明海大学)
5. ラオス南部サバンナケット農村の人口変動 (1) 国際人口移動について
 中川 聡史 (神戸大学)
6. ラオス南部サバンナケット農村の人口変動 (2) 主に出生力低下について
 高橋 眞一 (新潟産業大学)

【第2部会】

＜座長＞岡田あおい (慶應義塾大学)

1. 韓国における保育費用と母親の雇用 曹 成虎 (慶應義塾大学)
2. 夫の育児と追加出生に関する国際比較分析 水落 正明 (三重大学)
3. 宗教別人口推計方法の比較 小島 宏 (早稲田大学)

＜座長＞岡田あおい (慶應義塾大学)

4. 前近代日本の死亡危機と婚姻ネットワーク 戸石 七生 (日本学術振興会)
 吉田あつし (筑波大学)
5. 在郷町における死亡と社会経済格差—郡山上町人別改帳のイベント—
 黒須 里美 (麗澤大学)
 高橋美由紀 (立正大学)

【第3部会】

＜座長＞早瀬 保子 (元アジア経済研究所)

1. 中国における出稼ぎ労働者たちの給料の影響要因
 ～北京・上海・広東の実証調査から～ 劉 士傑 (東京農工大学)
2. 中国農村部における高齢者生活と社会保障～2008年海南省の調査から～
 聶 海松 (東京農工大学)

＜座長＞若林 敬子（東京農工大学）

3. 中国における社会経済開発と少数民族問題—新疆ウイグル自治区を分析対象として—
..... 大塚 友美（日本大学）

第2日 6月13日（土） 午後の部

- 会長講演 森岡 仁（駒澤大学）

○シンポジウム

「若者の就業と家族形成に何が起きているのか？：労働市場・ジェンダー・親子関係の視点から」

＜組織者＞松下敬一郎（関西大学）

＜座長＞佐藤龍三郎（国立社会保障・人口問題研究所）

＜討論者＞永瀬 伸子（お茶の水女子大学）

渡辺 秀樹（慶應義塾大学）

1. 労働市場の視点から 樋口 美雄（慶應義塾大学）
2. ジェンダーの視点から 津谷 典子（慶應義塾大学）
3. 親子関係の視点から 鈴木 透（国立社会保障・人口問題研究所）

第3日 6月14日（日） 午前の部

○テーマセッション2 人口移動研究の新しい視点（その1）：外国人の移動

＜組織者＞石川 義孝（京都大学）

＜座長＞柳下真知子（日本大学）

＜討論者＞吉田 良生（椋山女学園大学）

1. 外国人の居住地選択におけるエスニック・ネットワークの役割
～国勢調査データを用いた人口移動理論からの分析～ 是川 夕（内閣府）
2. 日系ブラジル人出稼ぎ労働者の定住過程と永住意向 中川 雅貴（オーストラリア国立大学）
3. 地域における「補充」外国人の可能性 鈴木江理子（立教大学）

○自由論題報告

【第4部会】

＜座長＞高橋 重郷（国立社会保障・人口問題研究所）

1. 平成22年国勢調査の実施に向けて～検討状況報告～ 水澤 知洋（総務省統計局）
2. 国勢調査同居児表に基づくパリティ別人口の推計について 松村 迪雄（総務省統計研修所）
3. 無就業・無就学の壮年者 西 文彦（総務省統計研修所）

＜座長＞安藏 伸治（明治大学）

4. 人口関連の中規模標本調査の最近の調査結果の精度 山田 茂（国士舘大学）
5. 行政記録に基づく人口統計の現状と課題 石川 晃（国立社会保障・人口問題研究所）

【第5部会】

＜座長＞鈴木 透（国立社会保障・人口問題研究所）

1. なぜ第三次ベビーブームは起こらなかったのか
～第二次ベビーブーム世代の出生行動からの考察～ …………… 町田 俊治 (駒 澤 大 学)
2. 夫婦間の共通の基盤・ギブアンドテイクが出生率に与える影響
…………… 佐藤 晴彦 (平成国際大学)
3. 性比からみた日本の人口状況の推移 …………… 坂井 博通 (埼玉県立大学)
- <座長>加藤 久和 (明 治 大 学)
4. 人口変数を導入した経済分析について～波動分析の試み～ …… 山田 勝裕 (京都産業大学)
5. 子育て支援と財政負担～人口内生モデルの視点から～ …………… 小黒 一正 (経済産業研究所)
高畑純一郎 (財務総合政策研究所)
6. 経済的ライフサイクルの視点からみた子どものコストの分析 … 小川 直宏 (日 本 大 学)
松倉 力也 (日 本 大 学)

【第6部会】

- <座長>林 謙治 (国立保健医療科学院)
1. 疾病対策の知識装置としての構造的人口統計 …………… 池田 一夫 (東京都健康安全研究センター)
灘岡 陽子 (東京都健康安全研究センター)
倉科 周介 (老人保健施設ケアセンター阿見)
2. 最適消費経路と死亡曲線：生活史理論による考察 …………… 影山 純二 (明 海 大 学)
3. 高齢期における死亡年齢パターンの地域変異と時系列変化の分析
…………… 金子 隆一 (国立社会保障・人口問題研究所)
三田 房美 (国立社会保障・人口問題研究所)
- <座長>河野 稠果 (麗 澤 大 学)
4. 未婚者の就業行動と初婚行動の変化が有配偶人口に与える影響の分析
…………… 別府 志海 (国立社会保障・人口問題研究所)
5. 初婚表におけるテンポ効果 …………… 廣嶋 清志 (島 根 大 学)
6. 多状態人口学における純再生産率と状態別再生産数 …………… 稲葉 寿 (東 京 大 学)

第3日 6月14日(日) 午後の部

○テーマセッション3 人口移動研究の新しい視点(その2)：日本人の移動

- <組織者>石川 義孝 (京 都 大 学)
- <座 長>酒井 高正 (奈 良 大 学)
高橋 眞一 (新潟産業大学)
- <討論者>中川 聡史 (神 戸 大 学)
井上 孝 (青山学院大学)
1. 札幌市の少子化：人口移動と性比の変化 …………… 原 俊彦 (札幌市立大学)
2. 女性の東京圏への移動傾向と結婚行動の変化 …………… 丸山 洋平 (慶應義塾大学)
3. 高齢者の人口移動と世帯動態 …………… 清水 昌人 (国立社会保障・人口問題研究所)
4. 非大都市圏における高齢者の流入 …………… 平井 誠 (神奈川大学)
5. 「田舎暮らし」は理想のライフスタイルか？～農村移住による生活の質(QOL)

変化を探る～ …………… 飯坂 正弘 (独立行政法人中央農業総合研究センター)

【第7部会】

<座長>新田目夏実 (拓殖大学)

1. 第1子出生夫婦に関する就業状態等の特徴とその変化
～2002, 2007年就業構造基本調査の個票データを用いた分析～
…………… 藤澤由貴子 (総務省統計局)
佐藤 朋彦 (総務省統計局)
 2. 景気認識が結婚・出産意向に与える影響 …………… 松田 茂樹 (第一生命経済研究所)
 3. 経済環境および家族政策が出生率に及ぼす影響 …………… 増田 幹人 (東洋大学)
- <座長>永井 保男 (東京女学館大学)
4. 要介護高齢者の費用負担の動向に関する考察 …………… 小島 克久 (国立社会保障・人口問題研究所)
 5. 超高齢化社会の人間開発指数 (HDI) …………… 野上 裕生 (ジェトロ・アジア経済研究所)

【第8部会】

<座長>早乙女智子 (神奈川県立汐見台病院)

1. 性と生殖に関わる夫婦間の関係について
～質的データが示すセックスストレスの背景～ …………… 森木 美恵 (国際基督教大学)
松倉 力也 (日本大学)
 2. 日本における近年の家族形成パターン～地理・地域の視点からみた関連性～
…………… 鎌田 健司 (国立社会保障・人口問題研究所)
岩澤 美帆 (国立社会保障・人口問題研究所)
 3. 有配偶女性の離職と再就職 …………… 四方 理人 (慶應義塾大学)
- <座長>阿藤 誠 (早稲田大学)
4. 母子保健施策の指標に関する研究～フィリピンでの調査を中心に～
…………… 山口今日子 (東京大学)
浦 みどり (非営利活動法人子育て支援 G.A.)
西田 良子 (家族計画国際協力財団)
池上 清子 (国連人口基金東京事務所)
 5. リプロダクティブ・セキュリティ概念の一考察 …………… 谷口真由美 (大阪国際大学)
 6. 21世紀の世界の「人口・開発」問題について考える
～「人口爆発」論と「人口衰退」論を超えて～ …………… 佐藤龍三郎 (国立社会保障・人口問題研究所)

なお松下・大会運営委員長とともに大会運営に当たられた関西大学経済学部の浜野潔, 山本千映, 野坂博南の各会員に厚く感謝申し上げます。 (佐藤龍三郎記)

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

大林 千一 帝京大学経済学部
河野 稠果 麗澤大学名誉教授
高橋 眞一 神戸大学名誉教授
早瀬 保子 元日本貿易振興機構アジア経済研究所
開発研究センター
古郡 鞆子 中央大学経済学部
堀内 四郎 Department of Urban Public Health, Hunter
Colledge, The City University of New York

所内編集委員

京極 高宣 所長
高橋 重郷 副所長
東 修司 企画部長
佐藤龍三郎 国際関係部長
勝又 幸子 情報調査分析部長
西岡 八郎 人口構造研究部長
金子 隆一 人口動向研究部長

編集幹事

鈴木 透 企画部室長
白石 紀子 情報調査分析部室長

人 口 問 題 研 究

第65巻第3号
(通巻第270号)

2009年9月25日発行

編 集 者 国立社会保障・人口問題研究所
発 行 者 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号 〒100-0011
日比谷国際ビル6階
電話番号：東京(03)3595-2984 内 4432
F A X：東京(03)3591-4818

印 刷 者 大和綜合印刷株式会社
東京都千代田区飯田橋1丁目12番15号
電話番号：東京(03)3263-5156

目次 第65巻第3号 (2009年9月刊)

特集Ⅰ わが国における近年の人口移動の実態

—第6回人口移動調査の結果より— (その1)

- 特集に寄せて—第6回人口移動調査に際して—……………西岡八郎・ 1～ 2
人口移動と出生行動の関係について—初婚前における
大都市圏への移動者を中心として……………小池司朗・ 3～ 20
The Impact of Long-Distance Family Migration on
Married Women's Employment Status in Japan
……………千年よしみ・ 21～ 39

特集Ⅱ 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のタイミング—日米比較
……………菅桂太・ 40～ 57
夫のワークライフバランスが妻の出産意欲に与える影響
……………西岡八郎・星敦士・ 58～ 72

資料

- 国連世界人口推計2008年版の概要
……………佐藤龍三郎・石川晃・別府志海・ 73～105

研究活動報告 ……………・106～111