

歳以下の未婚子女と同居している」家庭と定義し、1990年人口センサスの1%のサンプリングデータを用いて分析を行っている。単親家庭のうち女性の単親家庭は全体の60%を占め、女性の単親家庭のうち離婚が原因である女性単親家庭の割合は49.7%、死別単親家庭が占める割合は45.7%である。また、年齢階層については、男女ともに、30-39歳層が最も多い。薛承泰(2002年)は、1990年と2000年の人口センサスを用いて、離婚を原因とする単親家庭の増加が最も多いとしている。

3)

まず、家族変動に関して、女性に焦点をおいて婚姻状況を調べる。台湾の女性の婚姻状況については、15歳以上人口で未婚者の割合は、必ずしも一貫はしていないが2003年以降徐々にではあるが上昇している。他方、既婚者の割合は、逆に1981年の58.6%から1991年の59.0%まであまり変化していないが、2001年の56.1%から2009年の52.3%にまで着実に低下した。離婚者の割合は、1981年に1.2%、1991年に2.4%、2001年に4.5%、そして2007年に6.6%と、明らかに一貫して上昇してきている。

次に、粗結婚率、粗離婚率、そして有配偶者離婚率について調べる。表4-1によると、粗結婚率は、1981年に9.6‰、1990年に7.1‰、2000年に8.3‰、2001年に7.5‰、2010年に6.0‰、そして2011年には7.1‰になっている。2000年は、次節で論じるが龍の年であり、そのことが一連の低下する流れを変えているかもしれない。また、2011年は中華民国建国100年であり、めでたいということで建国100周年のキャンペーンが行われ、それが影響している可能性がある。粗離婚率については、1981年に0.8‰、1990年に1.4‰、2001年に2.5‰、そして2010年、2011年はともに2.5‰となって、徐々に上昇はしているが大きくは変化していない。次に、有配偶者離婚率については、1981年に4.2‰、1990年に6.4‰、2001年に11.5‰、そして2010年には11.65‰となって一貫して高くなってきていることが明らかである。陳婉琪、吳慧靖(2011年)は、離婚の可能性は、様々な変数をコントロールすると、1-3年の結婚年数の女性と比べて、より結婚年数が高くなると離婚の可能性が高まり、しかも結婚年数が21年以上、16-20年、11-15年、7-10年、そして4-6年の順に離婚の可能性が高くなるという実証分析の結果を示している。このことは、初婚年齢を考えると、平均的には30歳代前半に離婚する可能性が高まることを示唆している。

次に、初婚年齢について調べる。表4-2によると、初婚年齢は、1981年に24歳であったが、1990年には25.8歳にまで高くなり、1996年、1997年には28.2歳にまで高くなった。その後、低下し、2年後の1999年には26歳になった。その後、初婚年齢は高くなり、2010年には28.4歳になっている。伊藤正一(2011年)は、女性の初婚年齢が、単に全体として上昇しつつあるだけでなく、全ての教育レベルで初婚年齢が上昇し、特に短大卒・大卒の初婚年齢は、現在の趨勢が続くと今後数年以内に30歳を超える可能性があるという指摘している。このように、女性の高学歴化は、初婚年齢の上昇と関連し、そのことは、結婚後の出産回数の低下につながる可能性がある。また、女性の高学歴化は、不婚化につながり、未婚者の増加につながり、それによって少子化がより進む可能性が高くなることが考えられる。

陳婉琪、吳慧靖(2011年)は、台湾においては、女性の就業と経済的独立が離婚の可能性を高める可能性が高いという研究がある。陳婉琪、吳慧靖は、就業が離婚の可能性を高めるか否かの検証を行っている。その目的で、台湾の「華人家庭動態資料庫(パネルデータ)」とパネルデータの分析手法を用いて、検証している。実証研究の結果は、初婚年齢、子供数、性別観念、その他の要因をコントロールして、女性が就業している場合の方が就業していない場合と比較して離婚する可能性は2倍高く、長時間の就業の場合離婚する可能性は高くなる。ただし、結婚後、未就業が長い場合、離婚する可能性は高くなる。言い換えれば、横軸に就業を採り、縦軸に離婚の可能性を採ると、逆U字型となると結論している。さらに、小学校卒と比べて、短大卒、大卒は統計的に優位でないが、中学卒と高卒は、統計的に有意に離婚の可能性が高まるという結果を示している。このように、教育水準が離婚の可能性に影響を与えることを示している。

以上のような議論から、次のようなストーリーが考えられる。全体としての高学歴化の中で、女性の高学歴化が進む。今後検証されるべきであるが、その状況の中で、女性の初婚年齢が30歳前後となり、

結婚後 4 年以上で、例えば 35 歳前後で離婚、単身、単身家族となり、このことが少子化につながる。このようなストーリーを考えると、台湾において少子化への政策対応を考える場合、初婚年齢を早めることは可能であるのか、結婚後・出産後に継続して就業できる環境を整えるべきではないのか、離婚の可能性をどのように低下できるのか、などの問題を考える必要である。

次に、台湾における外国籍配偶者について論じる。台湾における一人当たり GNP は、1990 年の 8339 ドルから 2010 年の 19133 ドルにまで大きく向上してきた。そのような経済的発展の中で、1990 年代の東アジアでは国境を跨いだ人の移動が活発になってきた。1990 年代以降の台湾における家族変動の一つとしての、外国人配偶者の増加変動が挙げられる。台湾の人と外国籍の人との結婚を示す表 4-3 によると、外国籍配偶者数は、1998 年に 22905 人であったが、5 年後の 2003 年には 54634 人と 5 年間に約 2.4 倍となっている。逆に、2004 年から減少し始め、2008 年から 2010 年にかけては、2100 人から 2200 人の水準で、1998 年のそれを下回っている。結婚全体に占める割合についても、1998 年の 15.69% から 2003 年の 31.86% にまで達し、その後は低下し、2008 年には 14.03% にまで減少した。台湾の結婚に占める外国籍の配偶者の割合は、2003 年には約 3 人に一人が外国籍となり、現在では 15% 前後である。特に、外国籍配偶者の大多数は、女性であり、2010 年 12 月末の累積の外国籍配籍偶者数は 44 万 4216 人であり、女性外国籍配偶者数は、41 万 3942 人である。

このような状況の中で、表 4-4 が示すように、外国籍配偶者の出産女性に占める割合は、1998 年の 5.12% から 2003 年に 13.37% に達し、2010 年では、8.7% で、其の割合は、外国籍配偶者の割合よりも低いが、その変化は同じ動きをしている。出産女性に占める外国籍女性の割合については、大陸・香港・マカオの割合が 2004 年から 2010 年にかけて安定的に 5% 前後であるが、それ以外の外国籍の母親の割合は、2003 年の 8.07% から継続的に低下し、2010 年では、3.8% である。2010 年の新生児の 11.5 人のうち一人は外国籍の母親から生まれており、それら外国籍の母親の子女の教育が政府の重点政策の一つとなっている。

紀玉臨、周孟嫻、謝雨生(2009 年)は、「2003 年外籍與大陸配偶生活調査」資料を用いて、台湾の男性に対する外籍配偶者の影響を調べている。その研究の様々な分析結果の中で、以下のことを示している；1) 台湾外籍の配偶者は、平地の農村部に集中している、2) 男女比が高ければ高い地域であるほど、中国大陸籍と東南アジア籍の新婦の比率は高い、3) 新郎の社会経済的条件が悪ければ悪い地域であるほど、その地域の男性の教育水準が低ければ低いほど、中国大陸籍と東南アジア籍の新婦の比率は高い。このように、一般的に平地の農村、男女比が高い地域、男性の平均教育水準が低い地域に中国大陸籍と東南アジア籍の新婦が多い。

2008 年 10 月から 11 月にかけての 3 週間に、同年 9 月 30 日時点の外国籍配偶者を対象とする多くの質問項目からなる「外国籍と大陸配偶者生活ニーズ調査」が行われ、2009 年 11 月に同報告書が出版されている。当時の外国籍と大陸配偶者数 40 万 7487 人のうち 1 万 3092 人を標本として調査は実施された。その調査報告に依ると、外国籍と大陸出身配偶者の家族の特性は、結婚相手の主な年齢階層は、35-44 歳で、全体の 41% を占め、教育水準では、高校・職業学校卒が全体の 40.1% を占める。結婚相手が従事している産業は、製造業従事者は全体の 30.7% を占め、さらに、建設業(13.8%)、卸小売業(11.8%)、その他サービス(10.0%)である。従事している職業は、技術労働者及び関連労働者(22.2%)であり、サービス労働者及び販売員(18.5%)、ブルーカラー労働者(17.2%)である。

育児子女の状況については、子供をもつ外国籍と大陸配偶者で育児対象の子供を持つ割合は全体の 61.9% であり、子供数が 1、2 名の者の割合が最も高い。子女の年齢は、3 歳から 6 歳の子女が全体の 37.9%、7 歳から 12 歳の子女は 32.9%、1 歳から 2 歳が 21.1% を占め、就学前・小学校段階の児童が主である。外国籍と大陸配偶者の生活面でのニーズとして、医療面では、医療補助の提供(27.5%)、幼児健康検査の提供(10.9%)、育児知識の提供・産前産後の指導(7.3%)であった。生活の優遇については、働く権利の保障(29.3%)、生活保護の提供の実施(12.5%)が挙げられる。外国籍と大陸配偶者に対する指導班への参加者の割合は 27.7% で、成人基本教育研修班・識字班が 11.

9%で様々な班の中で其の割合が高い。指導班へ参加できない主な理由は、料理を含む家事、家族・子供の世話が42.9%で最も高い割合である。続いて、どのような指導班があるのかを知らない割合が33.6%と高い。受けてみたい訓練として、就業訓練(35.3%)、語学訓練・識字訓練(19.1%)で、さらに直接受ける教育・育児常識(11.0%)である。⁴⁾

以上の調査結果から政策面での提案としては以下の通りである。外国籍と大陸配偶者に対し、雇用主は彼らの就業面での権利を明らかにし、政府は、雇用主に対してその情報の周知徹底を図り、政府自ら、様々な団体を通じて広報を行う。そして、政府は、外国籍と大陸配偶者に対する就業訓練に加えて労働者の権利、自身の権利についての基礎知識を提供するなどである。

5 台湾の人口変化と寅年、辰年の影響について

台湾では、人口変化に対する社会・経済的要因以外に、寅年、辰年の影響も無視できないと言われている。そのために、本節では、寅年と辰年の人口変化に対する影響を調べる。

1960年以降2011年までの辰年は、1964年、1976年、1988年、2000年の4年であり、そして次の辰年は2012年である。辰年は、龍年とも書かれ、中国では龍は9つの生き物に似ているとされ、そのうろこは81枚であることから縁起のよい生き物とされている。そして、皇帝や優れた人物の象徴とされ、龍は天に昇るという考えから身を立って天に昇るという説もある。このような理由から辰年には、縁起のよい年に子供を生もうと考える親がより多く、結果として出生率も高くなる可能性があると考えられる。ここで、1964年は、台湾で家族計画の実施が開始された年である。

1960年から2011年までの寅年は、1962年、1974年、1986年、1998年、2010年の5年である。寅年の虎については、虎は自分の子を大事に守り手放さないことから、女子の場合、結婚が難しいのではとの迷信のために、出生を控える可能性があり、出生率も低下する可能性があると考えられる。

表1-1に示されている合計出生率の変化をみると、辰年の合計出生率が前後の年のそれよりも高い場合は、1976年、1988年、2000年である。1964年の場合には、家族計画政策の実施が開始された年であり、そのことが合計出生率に影響を与えて、前後の年よりも高くなっていない可能性があると考えられる。次に、寅年の合計出生率が前後の年のそれと比べて低い年は、1986年と1996年だけで、1962年と1974年は共に前年よりも低く、次の年よりも高い。

次に、辰年と虎年が、統計的に有意に合計出生率に影響を与えているかを調べてみる。厳密な回帰分析は困難であると考えられるので、以下のような回帰式を考える。

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4$$

ここで、 X_1 は、1960年を1とし、1年ごとにプラス1で、2010年には51となる値である。 X_2 は X_1 の2乗である。 X_3 は、寅年が1で他の年は0のダミー変数である。 X_4 は、辰年が1で他の年は0のダミー変数である。このような式の定式化の理由は、合計出生率の変化が、時間と共に低下し、下に凸の形状をしており、時間(年)に関して逆U字型の曲線を描いていると考えた。

上記の回帰式の係数の正負の期待については、 α_1 はマイナスと期待され、 α_2 はプラスと期待される。これは、逆U字型と考えたことによる。次に、 α_3 は、寅年の係数であり、マイナスと期待される。最後に、 α_4 は、辰年の係数であり、プラスと期待される。1960年から2010年までの時系列データも用いて回帰した結果は、以下の通りである。

$$\begin{aligned}
Y = & 5.91976 - 2.0779X_1 + 0.0231X_2 \\
& (65.187) \quad (-26.195) \quad (15.572) \\
& - 1.4608X_3 + 1.4914X_4 \\
& \quad (-1.510) \quad (1.401) \\
\text{補正 } R^2 = & .979 \quad n = 51
\end{aligned}$$

以上の結果から、それぞれの係数の符号は期待した通りであるが、寅年、辰年の係数は、片側検定で、10%の有意水準で統計的に有意ではない。このように、寅年と辰年は、統計的には有意に合計出生率に影響を与えているとは言えない。しかしながら、上述のように、前後の年との比較によって、過去2回の寅年の合計出生率は前後の年よりも低く、過去3回の辰年の合計出生率は前後の年よりも高い。寅年と辰年は、統計的には有意な影響を与えているとは言えない。しかしながら、断定はできないが、過去の2、3回の合計出生率を調べると、寅年はマイナスの影響を、辰年はプラスの影響を与えていると考えられる。

6 台湾の少子化に対する政策対応

台湾における人口政策については、1964年に全面的に家族計画の推進を開始した。そして、1968年に台湾地区家族計画実施規則を公布し、1969年に中華民国人口政策綱領を公布し、1960年代中頃以降、家族計画が具体的に動きだした。人口政策綱領は、その後数度の修正があり、2011年12月に修正が行われている。その政策に含まれる「合理的な人口構造」では、1) 適正な年齢の結婚・育児の推奨、配偶者を選ぶ環境の改善、結婚の機会の増加、2) 幸福な結婚を創ることへの協力、家庭と社会機能の促進、離婚率と家庭危機を低下させる、3) 出生率を高め、人口高齢化の速度を緩和し、人口構造を調整し、社会の永続的な発展を支援する、4) 幼児、児童、少年の世話と保護責任の推進、健全な出生と育児環境を造ること、である。

行政院経済建設委員会編、『中華民国100年国家建設計画』(2010年)の重点政策の一つとしての少子化に対する政策対応として、1) 青年の結婚を奨励する、2) 改造してよい育児条件と環境を整える、を挙げている。前者については、住宅費用負担の軽減のために、住宅ローンの利息補助が挙げられている。後者については、保育費用補助や幼児の世話サービスの向上、5歳幼児の学費免除家庭養育計画の実行などが挙げられている。

中央研究院報告としての「人口政策建議書」(2011年2月)において、経済建設委員会によると、今後の少子化の趨勢について、合計出生率は2011年と2012年の辰年は上昇するが、2013年には下がり始めるとしている。次に、女性の結婚・育児の先送りの速度を遅らせる効果を考え、政府の出産・育児などの政策の効果を考えて、高・中位推計では、合計出生率は2015年から上昇し、2060年に1.6から1.3に達し、低位推計であると、合計出生率は、2060年に0.8となると展望している。

少子化に対しては、1) 家庭のライフサイクルを改変し、出産・育児に有利な環境を構築する、2) 家事の男女平等を提唱し、女性が結婚することを奨励する、3) これまでの出産・育児福利に換えて家庭に優しい政策を定める、としている。

「家庭のライフサイクルを改変し、出産・育児に有利な環境を構築する」については、高等教育の拡大が、女性の初婚年齢を遅らせ、結婚しない場合も考えられ、結果として出生率の低下につながると考えられる。そのために、高等教育(大学・大学院)の修業年数を短縮することによって合計出生率を上昇することは可能としている。また、大学卒業後、大学院への進学前に有る一定期間就業し安定的な仕事に就き収入を得て、それによって適切な年齢での結婚、家庭の形成、育児につ

なげる、としている。そして、高等教育の過度の拡大を減少させるとしている。

「家事の男女平等を提唱し、女性が結婚することを奨励する」については、女性が高等教育を受け、労働市場では男女の賃金格差も縮小し、男性との結婚の機会費用も高くなり、家庭内での家事負担の不平等な状況を考えて、それらは女性が結婚したくないと思う主な要因の一つである。そのためにも、家事負担の男女平等が重要と考えられるとしている。

「これまでの出産・育児福利に換えて家庭に優しい政策を定める」については、これまでの政策で大きな期待はできない。「人口政策白書」（2008年）で、出生率を上昇させるためには、政策案A（0-6歳の児童で、第1子に毎月2000元、第2子に毎月5000元、第3子に毎月10000元の手当てを支給する）の場合には、将来毎年300億元から500億元の政府予算増が必要になるとしている。そのために、スウェーデンの政策が参考になるとしている。すなわち、女性の出産・育児奨励の要件を満たすだけでなく、女性の労働市場への参入を奨励し、同時に男女平等政策を推進し、さらに個人化した税制度、社会安全ネットワーク、女性が出産後即出産・育児ができるための補助、育児・保育手当、女性が第2子を欲しいと思うような産後安心して仕事に就くなどの社会福祉と家庭政策の下、台湾においても、出生率が再び継続して低下することを防ぐことは可能としている。その例として、台湾において、教師や公務員の場合、第2子を欲すると言うより強い思いがあると報告されていると指摘している。

次に、中華民国100年国家発展計画中の少子化の状況下の政策対応（2011年1月7日）として以下の3点が挙げられている；1）「喜んで結婚し、出生を願い、育児能力をもつ」計画の具体的政策と実施措置、2）青年が家庭をもつことを奨励する：「青年が安心して家庭をもてるプログラム」を広く推進し、青年の住居負担を軽減する、3）出生・育児環境をつくる：「児童教育及び世話に関する法律」草案を検討し定め、整合的幼稚園・保育園政策を実施する：「5歳の幼児の学費免除計画」の実施、よりよい出生・育児条件と環境をつくる。

最後に、『人口政策百年回顧與展望』（2011年10月）の国民が結婚したい、出産したいとの願望の推進のための施策の考え方として、家庭での保育・育児サービス体系の充実、妊娠した学生に対する柔軟な対応、所得税の控除、不妊治療に対する人口生殖の発展、3名以上の子供をもつ家庭の自宅購入のためのローン補助、出産無給休暇の夫婦に対する月収保障のための保険、出産・育児奨励のための標語に関するキャンペーン、未婚の青年が美しい国家公園で旅行し、男女が知り合う機会を提供する、が挙げられている。⁵⁾

7 おわりに

台湾の出生率は低下し続けてきた。そして、その合計出生率は、2010年に0.895となり、世界で最も低い水準である。この状況を変化させるための政策対応が、喫緊になってきている。

結婚・出産・育児と密接な関係があると考えられる女子労働の変化については、台湾の女性の年齢階層別労働力参加率がかつてのM字型から逆U字方に変化してきたことを示した。ただし、結婚や出産によって、労働力市場から去る女性がいることを示唆しており、もしもより多くの女性が結婚・出産後も継続して働く環境が整ってきた場合、女性の労働力参加率はより高くなる可能性があることを示していた。また、女性の労働力参加率については、未婚者と既婚者の格差が過去10年ほど拡大していると言える。このことは、女性既婚者が結婚後または出産後継続して就業する人が増えると、台湾の労働力率はより一層上昇する可能性があることを示した。

台湾の家族変動の状況から、次のようなストーリーが考えられる。全体としての高学歴化の中で、女性の高学歴化が進む。今後検証されるべきであるが、その状況の中で、女性の初婚年齢が30歳前後となり、結婚後4年以上で、例えば35歳前後で離婚、単身、単身家族となり、このことが少子化につながる。このようなストーリーを考えると、台湾において少子化への政策対応を考える場合、初婚年齢を早めることは可能であるのか、結婚後・出産後に継続して就業できる環境を整えるべきではないのか、離婚

の可能性をどのように低下できるのか、などの問題を考える必要がある。中国大陸籍と東南アジア籍の配偶者は、1990年代から急速に増加し、現在も無視できない規模であり、様々な課題が存在する。そのための調査が行われ、その結果を踏まえて、以下のような提言が行われている。外国籍と大陸配偶者に対し、雇用主は彼らの就業面での権利を明らかにし、政府は、雇用主に対してその情報の周知徹底を図り、政府自ら、様々な団体を通じて広報を行う。そして、政府は、外国籍と大陸配偶者に対する就業訓練に加えて労働者の権利、自身の権利についての基礎知識を提供するなどである。

台湾では、寅年と辰（龍）年がそれぞれ出生率に影響を与えるのではないかと考えられている。しかしながら、回帰分析の結果として、寅年と辰年は統計的には有意な影響を与えるとは言えない。しかしながら、断定はできないが、過去の2、3回の合計出生率を調べると、寅年はマイナスの影響を、辰年はプラスの影響を与えていると考えられる。

最後に、過去1、2年の台湾の人口政策に関する要点として、少子化の政策検討の考え方として、教育・就業・家事の面での男女平等、結婚をしたと思う環境、出産・育児をしたいと思う様々な条件・環境の整備など、総合的に検討しなければならないことが示されている。

（注）

- 1) 「中華民國教育年報98(2009年)」、214-217頁を参照。
- 2) 本節で議論に用いている数値の多くは、陳玉芳(2011年)からのものである。
- 3) 王珮玲(2005年)、105-108頁を参照。
- 4) 『97年外籍與大陸配偶生活需求調查報告』、195,196頁を参照。
- 5) 『人口政策百年回顧與展望』、69-72頁を参照。

<参考文献>

（邦語文献）

伊藤正一、「平成22年度「台湾における経済・社会の変化、家族変動と少子化との関係について」研究報告書」、平成23年(2011年)3月。

（英語文献）

Zhu, Ying, "Unemployment in Taiwan: globalization, regional integration and social change, Benson, John and Ying Zhu ed., *Unemployment in Asia*, Routledge, London and New York, 2005, pp.79-96.

（中国語文献）

陳婉琪、吳慧靖、「女性就業與婚風險」、台湾人口学会、『人口学刊』、第42期、2011年6月、81-114頁。

陳玉芳、「從勞働力變動趨勢與就業条件」、行政院勞工委員会、『台湾勞工、季刊』、第25期、2011年3月、66-77頁。

紀玉臨、周孟嫻、謝雨生、「台湾外籍新娘之空間分析」、台湾人口学会、『人口学刊』、第38期、2009年6月、67-113頁。

国立教育資料館編、『中華民國教育年報98(2009年)』、国立教育資料館、2010年12月。

紀玉臨、周孟嫻、謝雨生、「台湾外籍新娘之空間分析」、台湾人口学会、『人口学刊』、第38期、2009年6月、67-113頁。

劉君雅、鄧志松、唐代彪、「台湾低生育率之空間分析」、台湾人口学会、『人口学刊』、第39期、2009年12月、119-155頁。

内政部編、『人口政策百年回顧與展望』、内政部、2011年10月。

内政部入出国及移民署編、『97年外籍與大陸配偶生活需求調查報告』、内政部入出国及移民署、2009年11月。

王珮玲、「家庭問題」、瞿海源、張苙雲主編、『台灣的社会問題、2005』、第四章、巨流圖書公司、2005年、100-129頁。

王俊豪、「台灣初婚夫妻的居住安排」、台灣人口學會、『人口學刊』、第37期、2008年12月、45-85頁。
行政院經濟建設委員會編著、『中華民國100年國家建設計畫』、行政院經濟建設委員會、2010年12月。

行政院勞工委員會編、『100年性別勞動統計』、行政院勞工委員會、2011年10月。

薛承泰、「台灣地區單親戶之數量·分析與特性：以1990年普查為例」、台灣人口學會、『人口學刊』、第17期、1-30頁。

薛承泰、「台灣地區單親戶之變遷：1990年與2,000年普查的比較」、『台灣社會工作學刊』、第6期、1-33頁。

表1-1 台湾地区の総人口・自然増加・出生・死亡数及びその比率(1946-2010年)

	年末総人口 1000人	自然増加 人	出生数 人	死亡数 人	自然増加率 (0/00)	出生率 (0/00)	死亡率 (0/00)	合計出生 率
1946	6,091							
1947	6,495	126,879	241,071	114,192	20.16	38.31	18.15	5.43
1948	6,806	168,463	263,803	95,340	25.33	39.67	14.34	5.55
1949	7,396	207,494	300,843	93,349	29.22	42.36	13.14	5.90
1950	7,554	237,906	323,643	85,737	31.82	43.29	11.47	6.03
1951	7,869	296,124	385,383	89,259	38.40	49.97	11.57	7.04
1952	8,128	293,871	372,905	79,034	36.74	46.62	9.88	6.62
1953	8,438	296,458	374,536	78,078	35.79	45.22	9.43	6.47
1954	8,749	313,393	383,574	70,181	36.47	44.63	8.17	6.43
1955	9,077	327,098	403,683	76,585	36.70	45.29	8.59	6.53
1956	9,390	339,961	414,036	74,075	36.82	44.84	8.02	6.51
1957	9,690	314,156	394,870	80,714	32.93	41.39	8.46	6.00
1958	10,039	336,143	410,885	74,742	34.07	41.65	7.58	6.06
1959	10,431	347,406	421,458	74,052	33.94	41.18	7.23	5.99
1960	10,792	345,727	419,442	73,715	32.58	39.53	6.95	5.75
1961	11,149	346,431	420,254	73,823	31.58	38.31	9.73	5.59
1962	11,512	350,548	423,469	72,921	30.94	37.37	6.44	5.47
1963	11,884	352,516	424,250	71,734	30.14	36.27	6.13	5.35
1964	12,257	347,665	416,926	69,261	28.80	34.54	5.74	5.10
1965	12,628	338,718	406,604	67,886	27.22	32.68	5.46	4.83
1966	12,993	345,528	415,108	69,780	26.96	32.40	5.45	4.82
1967	13,297	302,421	374,282	71,861	22.63	28.01	5.38	4.22
1968	13,650	320,610	394,260	73,650	23.43	28.81	5.38	4.33
1969	14,335	320,179	390,728	70,549	22.72	27.72	5.00	4.12
1970	14,676	322,880	394,015	71,135	22.26	27.16	4.90	4.00
1971	14,995	309,470	380,424	70,954	20.86	25.64	4.78	3.71
1972	15,289	294,263	365,749	71,486	19.43	24.15	4.72	3.37
1973	15,565	293,466	366,942	73,476	19.02	23.78	4.76	3.21
1974	15,852	293,063	367,823	74,760	18.66	23.42	4.76	3.05
1975	16,150	292,586	367,647	75,061	18.28	22.98	4.69	2.86
1976	16,508	346,760	423,356	76,596	21.24	25.93	4.69	3.08
1977	16,813	316,430	395,796	79,366	19.00	23.76	4.76	2.70
1978	17,136	329,844	409,203	79,359	19.43	24.11	4.68	2.71
1979	17,479	340,658	422,518	81,860	19.68	24.41	4.73	2.66
1980	17,805	328,592	412,557	83,965	18.62	23.38	4.76	2.52
1981	18,136	325,929	412,777	86,848	18.14	22.97	4.83	2.46
1982	18,458	316,780	404,006	87,226	17.31	22.08	4.77	2.32
1983	18,733	291,598	382,153	90,555	15.68	20.55	4.87	2.16
1984	19,013	280,149	369,725	89,576	14.84	19.59	4.75	2.05
1985	19,258	253,042	345,053	92,011	13.22	18.04	4.81	1.89
1986	19,454	213,476	308,187	94,711	11.03	15.92	4.89	1.68
1987	19,673	217,029	313,062	96,033	11.09	16.00	4.91	1.70
1988	19,904	239,268	341,054	101,786	12.09	17.24	5.14	1.85
1989	20,107	211,578	314,553	102,975	10.58	15.72	5.15	1.68
1990	20,353	229,550	334,872	105,322	11.35	16.55	5.21	1.81
1991	20,557	215,343	321,276	105,933	10.53	15.71	5.18	1.72
1992	20,752	210,823	320,963	110,140	10.21	15.54	5.33	1.73
1993	20,944	214,381	324,944	110,563	10.28	15.59	5.30	1.76
1994	21,126	208,777	322,263	113,486	9.92	15.32	5.40	1.76
1995	21,304	210,167	328,904	118,737	9.91	15.50	5.60	1.78
1996	21,515	202,722	324,874	122,152	9.48	15.19	5.71	1.76
1997	21,743	204,653	325,263	120,610	9.48	15.07	5.59	1.77
1998	21,929	147,973	270,779	122,806	6.79	12.43	5.64	1.47
1999	22,092	157,232	282,936	125,704	7.16	12.89	5.73	1.56
2000	22,277	178,859	304,429	125,570	8.08	13.76	5.68	1.68
2001	22,406	132,234	259,507	127,273	5.94	11.65	5.71	1.40
2002	22,521	118,466	246,688	128,222	5.29	11.01	5.73	1.34
2003	22,605	95,837	226,252	130,415	4.26	10.06	5.80	1.23
2004	22,689	81,327	215,596	134,670	3.58	9.55	5.97	1.18
2005	22,770	66,456	205,008	138,924	2.92	9.05	6.13	1.11
2006	22,877	68,620	203,553	135,241	3.00	8.95	5.95	1.12
2007	22,960	63,303	203,362	140,658	2.75	8.91	6.16	1.10
2008	22,942	54,487	197,659	143,172	2.38	8.63	6.25	1.05
2009	23,016	47,088	190,153	143,065	2.05	8.27	6.23	1.03
2010	23,162	20,701	166,473	145,772	0.89	7.19	6.30	0.90

(出所) 内政部編『人口政策百年回顧與展望』、224-227頁、231-234頁。

表3-1 台湾の女子年齢階層別労働力参加率(2000年、2010年、単位:%)

	合計	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65歳以上
2000年	46.02	14.00	59.39	71.00	64.20	62.21	60.96	54.13	42.14	28.84	18.42	3.73
2010年	49.89	8.76	53.68	83.69	76.71	74.25	71.17	63.97	50.49	34.33	19.32	4.43
増減(%)	3.87	-5.24	-5.71	12.69	12.51	12.04	10.19	9.84	8.35	5.49	0.90	0.70

(出所) 陳玉芳(2011年), 表2、68頁。

表3-2 台湾の女性の婚姻状況別労働力参加率

婚姻状況	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
合計	46.02	46.10	46.59	47.14	47.71	48.12	48.68	49.44	49.67	49.62	49.89
未婚	52.71	52.98	53.89	54.52	55.28	56.49	57.17	57.89	58.38	58.74	59.43
有配偶者・同居	46.14	46.26	46.64	47.10	47.77	47.75	48.35	49.10	49.11	48.92	49.03
離婚・別居・死別	26.68	26.56	26.88	27.87	28.12	28.97	29.24	30.22	30.88	30.93	30.76

(出所) 『100年性別労働統計』, 31頁。

表4-1 15歳以上女性人口の婚姻状況(1971~2002)

	粗結婚率 ‰	粗離婚率 ‰	有配偶人 口離婚率 女 ‰	15歳以上人口の婚姻状況				初婚年齢 歳
				未婚 %	結婚 %	離婚 %	未亡人 %	
1971	7.2	0.4	2.1	37.2	57.1	0.7	5.0	22.1
1976	9.3	0.5	2.7	37.2	57.3	0.9	4.6	23.3
1981	9.6	0.8	4.2	35.8	58.6	1.2	4.5	24.0
1982	8.7	0.9	4.6	35.4	58.9	1.2	4.5	24.2
1983	8.6	0.9	4.6	35.1	59.1	1.3	4.5	24.6
1984	8.1	1.0	4.9	34.9	59.1	1.4	4.5	24.8
1985	8.0	1.1	5.2	34.8	59.2	1.5	4.5	24.9
1986	7.5	1.2	5.5	34.6	59.3	1.7	4.5	25.2
1987	7.4	1.2	5.6	34.6	59.1	1.8	4.6	25.4
1988	7.9	1.3	5.9	34.4	59.1	1.9	4.6	25.5
1989	7.9	1.3	5.9	34.0	59.3	2.1	4.6	25.6
1990	7.1	1.4	6.3	33.9	59.2	2.2	4.7	25.8
1991	8.0	1.4	6.4	33.9	59.0	2.4	4.7	26.0
1992	8.3	1.4	6.5	33.8	59.0	2.5	4.7	26.0
1993	7.4	1.5	6.6	33.9	58.8	2.6	4.7	26.0
1994	8.1	1.5	6.9	34.3	58.2	2.7	4.7	27.1
1995	7.6	1.6	7.1	34.3	57.9	3.0	4.8	27.6
1996	7.8	1.7	7.6	34.2	57.6	3.2	4.9	28.2
1997	7.8	1.8	8.1	34.2	57.3	3.5	5.0	28.2
1998	6.4	2.0	9.1	34.3	56.8	3.7	5.1	28.0
1999	8.0	2.2	10.1	34.3	56.6	4.0	5.2	26.0
2000	8.3	2.4	10.8	34.1	56.4	4.2	5.3	26.1
2001	7.5	2.5	11.5	34.0	56.1	4.5	5.4	26.1
2002	7.7	2.7	12.5	33.9	55.8	4.8	5.5	26.4
2003	7.7	2.9	13.2	33.9	54.8	5.5	5.6	26.8
2004	5.7	2.8	12.7	34.1	54.8	5.8	5.7	27.2
2005	6.3	2.8	12.7	34.3	54.2	6.1	5.8	26.9
2006	6.3	2.8	13.1	34.4	53.7	6.4	5.9	27.4
2007	5.9	2.6	11.8	34.5	53.2	6.6	5.9	27.8
2008	6.7	2.4	11.3	34.5	52.9			28.1
2009	5.1	2.5	11.5	34.8	52.3			28.4
2010	6.0	2.5	11.6					28.4
2011	7.1	2.5						

(出所) 「中華民國社会指標統計、2002」、6、7頁。

「社会指標統計年報、2006」、46、47頁。

「中華民國97年内生統計年報」、83頁の資料を用いて筆者が作成。

「中華民國人口統計年鑑、2009」、927頁。

内政部戸政司のホームページ

表4-2 台湾地区女性の学歴別初婚年齢

	平均	中学卒	高校卒	高等職業 学校卒	短大卒	大卒以上
1979	21.10	21.41	22.64	22.81	24.01	24.71
1980	21.23	21.47	22.68	22.98	24.04	25.01
1981	21.18	21.49	22.91	23.06	24.05	25.23
1982	21.23	21.55	22.77	22.96	24.26	25.09
1983	21.24	21.37	22.90	23.03	24.43	25.14
1984	21.34	21.41	23.19	23.03	24.73	25.20
1985	21.31	21.34	23.15	22.98	24.61	25.52
1986	21.31	21.36	23.03	22.96	24.35	25.42
1987	21.52	21.48	23.24	23.22	24.57	25.57
1988	21.65	21.59	23.16	23.24	24.51	25.76
1990	21.88	21.63	23.28	23.24	24.98	25.92
1993	22.03	21.84	23.58	23.51	25.11	26.03
2000	22.71	22.27	23.77	23.74	25.61	26.83
2002	26.30	24.60	25.00		26.80	28.10
2003	26.70	24.90	25.50		27.40	28.30
2006	27.50	24.10	26.40		28.00	28.70
2007	27.70	24.20	26.70		28.30	28.90
2008	28.00	24.60	27.10		28.60	28.90
2009	28.40	25.10	27.30		29.30	29.20

(出所) 「中華民國89年台湾地區婦女婚育與修業調查報告」、統計表、2頁。
「中華民國台灣地區人口統計」(各年版)

表4-3 国民と外国籍配偶者との婚姻に関する統計(単位:人、%)

年	結婚数	国民		外国籍、大陸配偶者の国籍(地区)					
				合計		大陸・香港・マカオ		外国	
		数	割合	数	割合	数	割合	数	割合
1998	145,976	123,071	84.31	22,905	15.69	12,451	8.53	10,454	7.16
1999	173,209	140,946	81.37	32,263	18.63	17,589	10.15	14,674	8.47
2000	181,642	136,676	75.24	44,966	24.76	23,628	13.01	21,338	11.75
2001	170,515	124,313	72.90	46,202	27.10	26,797	15.72	19,405	11.38
2002	172,655	123,642	71.61	49,013	28.39	28,906	16.74	20,107	11.65
2003	171,483	116,849	68.14	54,634	31.86	34,991	20.40	19,643	11.45
2004	131,453	100,143	76.18	31,310	23.82	10,972	8.35	20,338	15.47
2005	141,140	112,713	79.86	28,427	20.14	14,619	10.36	13,808	9.78
2006	142,339	118,739	83.23	23,930	16.77	14,406	10.10	9,524	6.68
2007	135,041	110,341	81.71	24,700	18.29	15,146	11.22	9,554	7.37
2008	154,866	133,137	85.97	21,729	14.03	12,772	8.26	8,957	5.78
2009	117,099	95,185	81.29	21,914	18.71	13,294	11.35	8,620	7.36
2010	138,819	117,318	84.51	21,501	15.49	13,332	9.60	8,169	5.88

(出所) 内政部編、『人口政策百年回顧與展望』、表3-3-1、30頁。

表4-4 母親の国籍別嬰兒出生数統計(単位:人、%)

年	嬰兒出生数			出産した母親の国籍(地区)							
				出産した本国籍母親		出産した外国籍の母親					
	合計	男	女	数	割合	合計		大陸・香港・マカオ		外国	
						数	割合	数	割合	数	割合
1998	271,450	141,462	129,988	257,546	94.88	13,904	5.12				
1999	283,661	148,042	135,619	266,505	93.95	17,156	6.02				
2000	305,312	159,726	145,586	282,073	92.39	23,239	7.61				
2001	260,354	135,596	124,758	232,608	89.34	27,746	10.66				
2002	247,530	129,537	117,993	210,697	87.54	30,833	12.46				
2003	227,070	118,984	108,086	196,722	86.63	30,348	13.37				
2004	216,419	113,639	102,780	187,753	86.75	28,666	13.25	11206	5.18	17,460	8.07
2005	205,854	107,378	98,476	179,345	87.12	26,509	12.88	10022	4.87	16,487	8.01
2006	204,459	106,936	97,523	180,556	88.31	23,903	11.69	10423	5.10	13,480	6.59
2007	204,414	106,898	97,516	183,509	89.77	20,905	10.23	10117	4.95	10,788	5.23
2008	198,733	103,937	94,796	179,647	90.40	19,086	9.60	9834	4.95	9,252	4.66
2009	191,310	99,492	91,818	174,698	91.32	16,612	8.68	8871	4.64	7,741	4.05
2010	166,886	87,213	79,673	152,363	91.30	14,523	8.70	8185	4.90	6,338	3.80

(出所) 内政部編、『人口政策百年回顧與展望』、表3-3-2、31頁。

東アジア・欧米諸国における同棲とその関連要因

——少子化対策への含意——

小島 宏

(早稲田大学社会科学総合学院)

I. はじめに

国連人口部による低出生力国におけるパートナー関係行動と出生行動に関する報告書 (UN 2003) によれば、東アジア諸国は南欧諸国、オーストリア、カナダ、ドイツとともに高い第1子出生年齢、高い無子割合、低い2子以上をもつ傾向によって特徴づけられる。しかし、東アジアの場合、そのほかに晩婚、高い出生性比 (日本と最近の韓国を除く)、高い国際結婚割合、低い同棲割合も特徴であると考えられる。いわば東アジア型の「第2の人口転換」が進行しつつあるとも言えよう。日本を除く東アジア諸国、そして南アジア諸国では高い出生性比が30年近く継続していることからすでに男性の結婚難が始まっており、今後、さまざまな人口学的、政治的、社会経済的影響が予想されている (Hudson and den Boer 2004)。台湾と韓国で国際結婚が急増した背景には男性の結婚難があると思われる。

男性の結婚難のもう一つの帰結として国際結婚の増加とともに同棲の増加も考えられる。女性の「結婚適齢期」が高等教育を受けたり職業キャリアを積んだりする時期に重なることから、女性が同棲によって平等主義的な男女関係を保ちながら潜在的な結婚相手をキープするためのライフコース戦略として「同棲戦略」が採られているとフランスの家族社会学者 de Singly (1987) によって指摘されたが、男性の結婚難が一般的な状況では女性にとっての売り手市場となるため、女性がそのような戦略を採りやすくなるはずであり、東アジア諸国でも同棲が増加する可能性が考えられる。

二十数年前に筆者 (小島 1983) は欧米諸国における同棲増加とその人口学的影響について文献サーベイを行ったが、若年における失業者と不安定就業者の増加、女性の四年制大学進学率上昇をはじめとする近年の日本の若者を取り巻く状況は第1次・第2次のオイルショック後に「ライフコース戦略」として同棲が広がり始めた一部の西欧諸国の状況に似たところがあるように思われるという点でも、日本で同棲が急増する可能性が十分ある。他方、Kojima and Rallu (1997, 1998) では洗練された指標を用いた出生力パターンについて日仏比較を行ったが、1980年代前半まで類似していた日仏の出生力パターンが異なるようになった要因として日本では30代におけるキャッチアップ出生が増えないことに加え、同棲カップルによる出生が増えないことが見いだされ、同棲増加の人口学的影響が改めて浮き彫りにされた。

岩澤(2005)も慎重ながらパートナー関係の選択肢として今後、日本で、同棲が増加する可能性を示唆している。日本では高度経済成長開始以前の農外就業機会が少ない時期に伝統的なタイプの婚前同棲とも言える「足入れ婚」が農村で少なからずあり、その後、現在の30代男女の親に当たるベビーブーム世代や後続世代が大学に進学し、大学進学率が急上昇した時期に「同棲時代」という言葉が流行したが、これらの時期に青春時代を過ごした世代に子供や孫の世代が同棲することについて理解があるとすれば、今後、同棲が急増する素地が十分にあるとも言えよう。

表1は「出生動向基本調査・独身者調査」による未婚者における同棲経験割合の推移 (三田・岩澤 2007:37) を転載したものであるが、近年、20代後半、30代前半の未婚男女で同棲経験がある者が10%前後に達しており、特に2000年代前半、女性で急増しているようにも見受けられる。未

婚者における同棲経験割合のピークが30代後半から20代後半に移っただけでなく、それらの年齢階級以外でも全般的な増加傾向がみられる。18～34歳の未婚者における同棲経験割合は全般的に男性の方が女性よりも高いが、2002年には女性の方が高くなっているが、実態を反映している可能性が高いように見受けられる。

表2の最初のパネルは「第1回人口・家族・世代世論調査」（2005年）による全配偶関係女性における同棲経験割合（岩澤 2005:88）を転載したものであるが、20代後半と30代前半が20%台でピークとなっている。また、この調査では同棲継続期間が1年以上の同棲経験も尋ねており、その場合は同棲経験割合が半分近くに減るところから見て、日本における同棲の多くが1年未満の短期のものであることがわかる。また、中央のパネルは「結婚と家族に関する国際比較調査」の第2ウェーブ（2007年）による全配偶関係男女における同棲経験割合（津谷 2009:56）を転載したものであるが、男女ともやはり20代後半と30代前半が20%台でピークとなっており、表1の未婚者での同棲経験割合のレベルが比較可能だとすれば、これらの年齢階級の既婚者で同棲経験者割合が比較的高くなっていることが窺われる。

表2の最後のパネルは「ジェンダー研究のフロンティア」韓国パネル調査（2004年）によるソウルにおける配偶関係別男女の同棲経験割合（竹澤 2005:5）を示したものである。無配偶の者には離死別者が含まれているためか、30代後半以降の男性で高い割合が示されているが、女性と若年の男性においても無視できない程度の同棲経験割合があることがわかる。また、表3の最後のパネルの「東アジア社会調査（EASS）」の結果も無視できない程度の調査時点での同棲割合を20代ないし30代で示しており、東アジア諸国においても同棲増加の兆しがあるように思われる。

内閣府政策統括官（共生社会政策担当）付少子化対策推進室では2005年の「少子化社会に関する国際意識調査」（日本、韓国、アメリカ、フランス、スウェーデンの5カ国を対象）に引き続き、2009年に「アジア地域（韓国、シンガポール、日本）における少子化対策の比較調査研究」の一環として東アジア3カ国で意識調査を実施したが、表3の最初の二つのパネルに示されているとおり、2005年調査において日本で0.9%であった20-49歳男女における同棲者割合が、2009年調査においては2.9%に上昇しているだけでなく、同棲経験者割合が13.2%から22.5%へと上昇している。2005年前後の他の調査（不破 2007、岩澤 2005、三田・岩澤 2007、津谷 2006、津谷 2009）の結果から見ると2005年調査の結果が過小であったにしても、2009年調査の結果が示すとおり、近年、同棲が実際に増加している可能性が高い。また、シンガポールと韓国でも比較的高い同棲経験割合が示されている。2009年調査では2005年調査と同様、同棲状態・同棲経験とその関連要因の分析が可能となったという点で意義深い。また、その関連要因を探ることにより、政策的対応についてなんらかの手がかりを得られる可能性もある。

以前、共著論文（Rallu and Kojima 2002）でフランスについては同棲・初婚の状態・タイミング等の規定要因の分析を行ったが、日本については初婚の規定要因の分析しかできなかった。そのことが念頭にあった上、内閣府政策統括官（共生社会政策担当）付少子化対策推進室による「アジア地域（韓国、シンガポール、日本）における少子化対策の比較調査研究」に専門委員として参画して調査データに関連して執筆し（小島 2009c）、その際に2回分の調査のマイクロデータの継続的な学術利用を許可されたことから、本稿では日本、韓国、シンガポール、アメリカ、フランス、スウェーデンにおける同棲とその関連要因に対する学歴の影響を中心に比較分析を行うことにした。

本稿においては同棲状態・同棲経験とその関連要因に対する学歴の影響を中心として、内閣府政策統括官（共生社会政策担当）付少子化対策推進室による2009年の東アジア3カ国比較調査（以下では「2009年調査」と省略）と2005年の5カ国比較調査（以下では「2005年調査」と省略）のマイクロデータを比較分析した結果を示すことにする。なお、それに先立ち、クロス表分析の結果を示すが、この部分とそれに先立つ部分は既刊の拙稿（小島 2009c, 2010）とある程度、重複することを予めお断りしたい。

II. 既存研究

欧米諸国では同棲の頻度が以前から高かったため、その関連要因を分析した研究は1980年代から少なからずあるが、日本では頻度が低かった上、ある程度大規模な調査で同棲状態・同棲経験について尋ねたものが少なかったため、既存研究が比較的少ないと言えよう。一部の欧米諸国ではPOSSLQ (Partners of the Opposite Sex Sharing Living Quarters) の概念を用いたセンサス等のマイクロデータの再集計により過去から現在に至る同棲状態の推計が可能であるが (Casper and Cohen 2000)、日本では国勢調査等が事実婚主義であるため、同棲について既存調査のマイクロデータを用いた再集計や分析が事実上不可能である。また、一部の欧米諸国では各種のマイクロデータを比較検討した上での現在および過去における同棲の水準や変動を評価することが可能であるが (Murphy 2000, Hayford and Morgan 2008)、日本では前述のとおり、同棲について尋ねた調査自体が少なく、それらが公開されている訳ではないので、評価するのが難しい。過去における同棲については調査バイアスや記憶劣化の影響を受けやすいため、調査での質問方法、測定、分析が難しいとされている (Belli et al. 2007, Burstein et al. 2003, Knab and McLanahan 2006, Manning and Smock 2005, Pollard and Harris 2006, Teitler et al. 2006)。同棲は定義をするのが難しい上、スティグマが付与されるような場合には不正確な申告や過小申告が生じやすい (Hayford and Morgan 2008)。日本では前述の理由で同棲に関するマイクロデータからの情報を評価するのが難しいため、問題があるにしても利用可能なデータを用いるほかはない。日本でも調査間に水準の差異がある場合でも、変動については調査間で類似性がみられるように見受けられるので、多変量解析をする場合は問題が少ないように思われる。

日本の研究者で日本について調査時点での同棲の規定要因について多変量解析を最初に実施したのは、岩澤(2005)が指摘するとおり鈴木(2002)が最初のもので、1992年「第10回出生動向基本調査・独身者調査」のマイクロデータを用いて調査時に18～49歳(全数を使ったとすれば)の未婚男性では農業・自営、DID居住、未婚女性では中卒、農業・自営、DID居住の場合に同棲が多いことを見いだした。

岩澤(2005)は2004年「第1回人口・家族・世代世論調査」のマイクロデータを用いて調査時に20～49歳の女性について1954～64年生まれと1980～84年生まれで1年以上の同棲経験確率が低く、中卒で高く、短大・高専卒で低く、父親が中卒の場合に低く、専門(専修)学校卒の場合に高いことを示している。また、1954～64年生まれと1980～84年生まれで同棲持続期間が短く、中卒で長く、短大・高専卒と大学・大学院卒で短く、父親が専門(専修)学校卒の場合に長いことも示している。同じデータを用いてその研究を拡張したRaymo et al.(2009)では1965～79年生まれで同棲経験確率が高く、短大卒・大卒で低く、学卒後のパート就業・自営従事の場合に高く、若干の意識変数が有意な効果をもつことを見いだされた。また、同棲持続期間については父親の学歴が弱い正の効果を持ち、若干の意識変数が有意な効果を持ち、同棲の結婚への移行については父親の学歴が負の効果を持ち、若干の意識変数が有意な効果をもつことを見いだされた。

津谷(2006)は2004年「結婚と家族に関する国際比較調査」のマイクロデータを用いて調査時に25～69歳の女性では同棲経験確率が年齢とともに下がり、中卒以下で高く、短大・高専卒、大学・大学院卒で低く、妹が2人以上の場合に高く、15歳時に父親不在の場合に高いことを示すとともに、25～69歳の男性でも同棲経験確率がほぼ一貫して年齢とともに下がり、中卒以下で高く、大学・大学院卒で低く、学歴不詳・無回答で高く、兄が2人以上の場合に高く、15歳時に父親不在の場合に高いことを示している。また、津谷(2009)は2004年調査に加えて2007年調査のパネルデータを用いて、学卒後の正規雇用が男性では同棲経験に有意な効果をもたないが、女性では有意な負の効果をもつこと、男性では中卒以下の学歴が弱い正の効果をもつこと、大卒の学歴が男女とも負の効果(男性では各種専門学校卒、女性では短大卒も負の効果)をもつこと、男性では25～39歳、女性では25～34歳にピークがあることを示している。しかし、その分析結果の表は年齢と学歴の交絡作用

がある可能性を示すようにも見受けられる。

また、不破(2007)が利用しているのがインターネット調査（経済産業省の2005年「結婚相談・結婚情報サービスに関する調査」）のマイクロデータで、同棲については多変量解析を行っていないが、同棲に関する新たな傾向を示しているように見受けられる。また、善積(1994)による1992～93年の非法律婚カップル調査では4つの類型のうち「制度的阻害要因型」（国籍、経済的理由、子の立場考慮、重婚）には中高卒が多く見られるものの、それ以外にも3類型があることから、岩澤(2005)が指摘するような同棲経験者間での異質性が考えられるため、仮説は設けるのが難しい面もある。

小島(2009b)は仮説を設けずに、内閣府の2009年調査のマイクロデータを用いて、3カ国についてほぼ同一のモデルによって調査時点での同棲有無と同棲経験有無のカテゴリー変数を従属変数とする2項ロジット分析を行うとともに、調査時点の年齢と同棲開始年齢から同棲開始年と同棲持続期間を推定し、それらに基づくカテゴリー変数を従属変数とする2項ロジット分析も行った。日本については独立変数として性別、年齢、学歴、職業、就業状態、市郡区分（政令指定都市、その他の市部、郡部）、宗教の有無をいずれもダミー変数として用いた。その結果、調査時点での同棲に対して20代前半の年齢が正の効果を持ち、高等教育が負の効果をもった。また、同棲経験に対しては女性であること、年齢、高等教育、公務員・家事従事、郡部居住、宗教をもつことが負の効果をもった。同棲経験者の同棲開始時期については、前回調査実施年の2005年以降の開始に対して自営業者、専門職、失業者であることが正の効果を持ち、年齢が負の効果をもった。また、1999年以降（本稿の分析における区分では2000年以降）開始に対して年齢が負の効果を持ち、高等教育と自営業従事（農業を含む）が正の効果をもった。同棲持続期間については非正規就業が2年未満の同棲に正の効果を持ち、学生・無職であることと失業者であることが4年未満の同棲に負の効果をもった。

他方、竹沢(2005)は2004年「ジェンダー研究のフロンティア」韓国パネル調査のマイクロデータを用いてソウル首都圏における同棲経験について分析し、男女において学歴が負の効果をもつほか、男性では離婚経験が正の効果を持ち、女性では非伝統的意識が正の効果をもつことを示しているが、今回の調査で離婚歴はわからず、意識については潜在変数が同棲と非伝統的意識の両者を規定している可能性が否定できないため、本稿の分析ではこれらの変数を導入しないこととする。研究の蓄積がある欧米諸国の研究では必ずしも同様な独立変数が利用可能ではなく、東アジア諸国と同様、遅れて同棲が広がりつつある南欧諸国では規定要因の効果が異なる場合もあるようで、北西欧を中心とする欧米諸国の既存研究に依拠して仮説を構築するのが良いのかもわからない。

実際、欧米諸国の中でも遅れて「第2の人口転換」を経験し、超低出生力に直面するといった点で東アジア諸国と類似性がある南欧諸国では同棲が急増しつつあるが、北西欧諸国とは若干異なるパートナー関係全般の変化を示しており、東アジアに関する分析の参考になるように思われる。少なくとも日本については福田（2007a, 2007b）の実証分析結果にも依拠するものと思われるが、Dominguez-Folgueras and Castro-Martin (2008)は女性の経済的自立（教育水準・就業率の向上）が結婚の「利得」と望ましさを減らしたとする「自立仮説」が当てはまることがマイクロデータにより実証されているのは先進諸国の中ではイタリアと日本くらいだとの認識の下で、同仮説がスペインとポルトガルに当てはまるかどうかをマイクロデータの実証分析で検証することを試みた。その結果、両国で高学歴が結婚に対して負の効果を持ち、その効果が最近の出生コーホートほど強まっており、結婚については「自立仮説」が支持された。

結婚に関する「自立仮説」について詳しくは福田（2007a）のレビューを参照されたいが、同仮説によれば、結婚よりも平等主義的なパートナー関係をもたらす同棲に対して高学歴は正の効果をもつはずである。しかし、Dominguez-Folgueras and Castro-Martin (2008)によれば、ポルトガルでは高学歴が同棲に対して抑制効果をもつものに対し、スペインでは高学歴が結婚と比べた場合の同棲には促進効果をもつが、未婚と比べた場合の同棲には促進効果をもたないことから、同仮説は必ずしも支持されていない。Dominguez-Folgueras and Castro-Martin (2008)は他の研究者の研究成果を引用しながら、南欧では北西欧のように同棲中の男女の関係が平等主義的にならず、男性が家事・育児にあま

り参加しないため、高学歴女性にとって同棲が未婚と比べて十分に魅力的ではないのではないかと述べている。日本における近年の同棲、特に「プチ同棲」や「半同棲」においても男女関係が必ずしも平等主義的でないとの風説もあるので、いずれは検証すべき仮説となるかもしれない。

Dominguez-Folgueras and Castro-Martin (2008)によれば、スペインでは教育の同棲に対する効果が出生コーホート間で一貫しているのに対し、就業は年長のコーホートでは結婚に対して抑制効果があるが、年少の出生コーホートでは結婚と同棲、特に同棲に対して促進効果がある。このような変化の背景には近年における全般的な高学歴化と雇用の不安定化により女性が「自立」を維持することが困難になる状況があるとしており、同様な状況がある日本でも出生コーホート間で同棲に対する教育や就業の効果に変化がある可能性も考えられる。

Löffler(2009)はイタリアのパネル調査のデータにより親の学歴をコントロールすると女性の学歴が同棲に対して負の効果をもつが、コントロールしないと正の効果（かすかにU字型の効果）をもつことを見いだした。また、失業した女性は同棲を経ないで直接結婚する可能性が高いことも見いだしたが、これには同棲の場合に親の住宅援助を得にくいことも関わっているとのことである。Shröder (2008)はイタリア南北2地域における定性的な研究により、雇用の不安定性が同棲の緩慢な普及にどのような影響を与えているかを検討したところ、カップルが少なくとも一時的な仕事に就ける可能性は北部の方が南部より高いため、また、北部では親の援助も期待できるため、北部では同棲を決意する際の障害が少ないのに対して、南部では親の承認が得られず、援助を期待できないことが多いため、同棲するのが経済的に困難であることを見いだした。日本でも近年の不況が結婚だけでなく、同棲を含むパートナー関係全般の形成を抑制している可能性も考えられる。

カナダにおける同棲の規定要因を分析した Mongeau et al.(2001)は不況の影響がコーホート間で異なることを示している。年長のコーホートでは雇用の不安定性が女性の結婚を促進したのに対して、年少のコーホートでは男性の結婚を抑制するとともに女性の同棲を促進したとのことである。また、彼らの分析によれば、学歴の影響もコーホート間で異なり、年長のコーホートの場合とは逆に年少のコーホート女性では大卒者の結婚確率が最も高くなり、同棲確率が最も低くなっている。従って、雇用の不安定性や学歴による結婚・同棲を含むパートナー関係に対する影響も変化すると考えた方が良いのかもしれない。

同棲が困難であると LAT (Living Apart Together) という別居型パートナー関係が広がる可能性が考えられるが、Regnier-Loilier et al. (2009)によれば 1970 年代初頭のフランスでは大学生や失業中の若年層で同棲が広がったが、近年のフランスでは LAT が広がりつつある。この背景には同棲するために職業キャリアを捨てるのを拒否する女性が増加しているだけでなく、カップル解消に伴う新たな関係の形成の増加があるという。

日本でも近年の不況が結婚だけでなく、同棲を含むパートナー関係全般を抑制している可能性も考えられるし、最近の拙稿（小島 2009c）での分析結果もそのような可能性を示唆している。しかし、「自立仮説」を同棲について直接的に検証した分析が少なく、福田（2007a, 2007b）のように結婚に限定した研究の方が一般的なようであるので、「自立仮説」のみを検証することを念頭に置いて同棲状態・同棲経験について分析・解釈を加えることには困難があろう。その上、Fukuda(2009)は最近のコーホートで結婚に対する学歴の影響が負から正に逆転し、「自立仮説」が当てはまらなくなっていることを示している。いずれにしても結婚タイミングの規定要因については以前のサーベイ論文（小島 1990）で示したとおり、多種多様な仮説があり、それらの多くは同棲についても当てはまるが本稿で再検討することが困難なため、本稿は仮説検証型の研究としないことにする。

III. データ・分析方法

内閣府による 2009 年初頭の 3 カ国比較調査（日本、韓国、シンガポールで実施）は 2005 年末の

5カ国比較調査（日本、韓国、アメリカ、フランス、スウェーデンで実施）と比べて、広義の東アジアを調査対象とした点が特徴的である。特に、比較的長期にわたり積極的な少子化対策を実施してきたばかりでなく、民族的・宗教的な多様性をもっている都市国家、シンガポールを調査対象国に加えた点に意義があろう。調査内容に関しては基本的に2005年調査を踏襲しているが、東アジアに適したと思われる設問を若干加え、適さないと思われる設問を若干減らしている。

調査実施会社が変わり、調査実施方法が変わったことにもよると思われるが、2009年調査では日本における同棲経験者割合が2005年調査と比べて上昇する一方、韓国女性における同棲経験者割合が低下している。日本については近年実施された他の調査と比べると2005年調査では同棲経験者割合がかなり低めであったが、2009年調査では他の調査に近い水準となっており、ある程度、詳細な分析が可能となっている。このような相違が生じた要因として、2005年調査では面接で実施された割合が高かったため回答しにくかったのが、2009年調査では留置で実施された割合が高かったため回答しやすかったというようなことが考えられる。実際、2005年調査では初めての同棲を開始した年齢について「わからない」という回答が少なからずあったが、2009年調査ではそのような回答が項目として立てられていないということがそのような可能性を示しているようにも思われる。また、2005年調査では抽出された地点内で選挙人名簿か住民基本台帳を用いて対象者を抽出したと思われるが、2009年調査では調査実施期間が短かったことやこれらの名簿の利用可能性が低下したことによるのか、エリア・サンプリングと割当法により調査対象者を抽出したようである。

その結果、2005年調査では名簿に基づく調査で把握しにくいと思われるような、同棲経験割合が高いような属性（年齢・性別・配偶関係・居住形態等）をもつ対象者の調査漏れがあったのに対して、2009年調査ではそのような回答者が2005年調査よりも高い割合で把握された可能性もある。さらに、「平成の大合併」により抽出単位の地方自治体の人口規模別構成が変わったことと関連して都市的な地点が抽出される可能性が高まったというようなこともあるのかもしれない。韓国についても同棲経験者割合の低下が調査実施方法の変更による可能性が考えられる。また、韓国では低学歴の者の割合も大幅に低下したが、低学歴であることを答えるのに日本以上の抵抗感があるようなので、調査実施方法の変更により同棲の場合と同様、不正確な回答が増加した可能性が考えられる。

調査実施方法の相違に加え、日本でも短期間の同棲が広がりつつある実態を調査結果が反映している可能性も考えられる。実際、欧米で最初に同棲が広がった第1次・第2次石油危機後は若年男性の失業や不安定就業が多く、若年女性の高学歴化・職業キャリア追求が進んだ時期で、若年男性の不安定就業増大や若年女性の四年制大学進学率上昇を経験している近年の日本と共通点がある。しかし、同棲期間が短期化しているとしても過去3年程度の変化にしては差が大きすぎるので、やはり調査実施方法の相違により説明される部分が大きいように思われる。また、言うまでもないことであるが、各国の標本規模が千ケース程度の調査では標本誤差・非標本誤差が大きくなるのもやむを得ないことであろう。

そうだとすれば、パートナー関係全般に関する日韓両国の調査結果やそれと関連する意識・行動全般に関する調査結果について、2005年調査と2009年調査の水準の差をあまり強調しすぎない方がよいようにも思われる。アメリカにおける同棲経験者割合の調査間の相違を分析した Hayford and Morgan(2008)によれば、過去の同棲歴については時間の経過とともに意図的・非意図的な申告漏れが増え、特に女性でその傾向が強いため、複数調査のマイクロデータをマージせずに単一調査のマイクロデータに基づいて経年変化や属性間の差異について男女別に検討すべきかもしれない。

2009年調査の調査内容・調査方法について詳しくは内閣府(2009)の『アジア地域（韓国、シンガポール、日本）における少子化対策の比較調査研究報告書』の調査報告の部分参照されたいが、日本における調査は全国から2段階無作為抽出で選んだ市区町村の調査地点におけるエリア・サンプリングにより、男女年齢の割当数に基づいて20～49歳男女千人を抽出しながら2009年2～3月に実施した標本調査である。2009年調査では2005年調査同様、同棲を含む配偶関係とともに同

棲経験者に同棲開始年齢が尋ねられている。また、結婚も同棲もしていない者に対してパートナー関係の状況も尋ねられている。なお、2005年調査について詳しくは内閣府(2006)の『少子化社会に関する国際意識調査報告書』を参照されたい。

本稿ではまず、同棲割合、同棲経験割合、平均婚前同棲開始年齢、平均婚前同棲年数に関する年齢階級別差異のクロス表分析の結果を示した後、同棲経験があるかどうか、調査時点で同棲中であるかどうかという2つのカテゴリー変数を従属変数として学歴とその年齢階級との交絡作用の影響を中心とする規定要因の2項ロジット分析の結果を提示する。次に、婚前同棲有無別結婚経験(同棲後結婚、直接婚、未婚)を従属変数として学歴とその年齢階級との交絡作用の影響を中心とする規定要因の多項ロジット分析の結果を示す。さらに、Rallu & Kojima(2002)にならって、各種ユニオン(総数、初めての同棲、初婚、同棲後の初婚、直接婚の初婚)のタイミング(年齢)を従属変数として学歴の影響を中心とする規定要因の比例ハザード分析(コックス回帰)の結果を提示する。それに加え、学歴と婚前同棲との交差項を含む初婚タイミングと第1～3子出生タイミングの規定要因に関する比例ハザード分析の結果を示し、同棲・初婚間隔と第1～3出生間隔(年数)に関する比例ハザード分析の結果について論じることにする。

同棲期間は初婚経験者については初婚までの期間、未婚者に対しては調査時点までの期間を用いたが、初婚年齢または調査時点の年齢と婚前同棲開始年齢から婚前同棲期間を推定し、婚前同棲開始年を推定した(2009年調査の場合は2009年初頭に実施されたので2008年から婚前同棲期間を減じ、2005年調査の場合は2005年年末に実施されたので2005年から減じた)。多変量解析では男女別の分析を行ったため、独立変数としては年齢5歳階級、学歴を用い、日本と韓国については居住地特性(大都市、中小都市、農村)、都市国家のシンガポールについてはその代わりに民族(マレー系、中国系、インド系)と国籍(外国人、国民)をいずれもダミー変数として用いた(下線は基準カテゴリーであることを示す)。また、年齢5歳階級と高学歴の交差項を追加的に投入した。しかし、居住地特性は調査時点におけるものであるため、過去の同棲については逆の因果関係がある可能性も否定できない。さらに、分析に際してはSAS/CATMODとSAS/PHREGの各プロシージャを用いたが、エリア・サンプリングと割当法により個人の標本抽出がなされているため、実際の標準誤差はSASが算出するものよりも大きい可能性があるため、結果の解釈には注意を要する。

IV. 分析結果

1. クロス表分析

(1) 男女年齢階級別結果

表3の左側パネルは2009年の今回調査に基づいて国別・男女年齢10歳階級別に同棲割合、同棲経験割合、平均婚前同棲開始年齢、平均婚前同棲年数(婚前同棲開始年齢と初婚年齢ないし現在年齢との差の算術平均)を示したものである。第1列に示された調査時点で同棲中の者の割合は日本とシンガポールで男女とも3%程度であるが、韓国の場合は男性でも1%、女性では0%という低水準になっている。一般的には年齢が高くなるほど同棲割合は低下する傾向があるが、日本女性では離別者によるものなのかもしれないが、40代で上昇しているのが興味深い。また、右側パネルの前回調査の結果と比べると韓国の数値、特に女性の数値は過小ではないかと思われる。

表3左側パネルの第2列に示された同棲経験割合は日本では22.5%と高いが、韓国では5%、シンガポールでは10%と日本よりはかなり低い。女性よりも男性の方が高いが、これはHayford and Morgan(2008)がアメリカについて見いだしたとおり、女性の申告漏れの傾向が強いためであろう。年齢階級別にみると、日本の男女と韓国の男性では30代でもっとも同棲経験割合が高いが、韓国の女性とシンガポールの男女では20代が若干高い。日本では30代が20代よりも突出して高いのが目に付くが、1992～2001年の「複合不況」の時期に学校を卒業した世代で婚前同棲が増加した可能性が示唆される。

第3列の平均婚前同棲開始年齢は日本の男性で25.1歳、日本の女性で23.2歳であるが、いずれも韓国とシンガポールよりも若干低めとなっている。各国において若いほど平均婚前同棲開始年齢が低くなっているが、これは若いほど調査時点で同棲中の者が多く含まれるためであろう。女性が少数例の韓国を除き、男女の平均婚前同棲開始年齢の差が2歳程度あるが、平均初婚年齢の男女差と対応しているものと思われる。

第4列の平均婚前同棲年数は日本では2.36年で、3.3年前後の韓国とシンガポールより短めとなっている。近年の日本の同棲は婚前での短期のものが比較的多いのではないかと推測される。韓国の男性では年齢階級間であまり大きな差がないが、日本とシンガポールでは若いほど平均婚前同棲年数が短くなっており、年齢が高まるにつれて婚姻に代わるような同棲の割合が高まるのかもしれない。

表3の右側パネルは2005年調査に基づいて左側パネルと同じ指標を計算した結果である。第1列に示された調査時点で同棲中の者の割合は日本では1%弱であり、2009年調査と比べると3分の1程度で、特に女性で低くなっているが、おそらく実態の差というよりも調査方法の差によるものなのであろう。韓国の場合は1%強で日本より高くなっており、2009年調査と比べると2倍であるが、やはり調査方法の差の影響が考えられる。日本の場合と同様、女性より男性の方が高くなっている。日韓両国では年齢が高くなるにつれて同棲割合が低下する傾向がある。

表3右側パネルの第2列に示された同棲経験割合は日本では13.2%と2009年調査よりも1割程度低く、男女がほぼ水準となっている。韓国では6.4%と2009年調査より若干高いが、同様に大きな男女差を示しており、女性の申告漏れの傾向が強いというHayford and Morgan(2008)がアメリカについて見いだした知見のとおりになっている。年齢階級別にみると、日本の男性と韓国の男女では30代でもっとも同棲経験割合が高いが、日本の女性では20代が若干高い。

第3列の平均婚前同棲開始年齢は日本の男性で22.2歳、日本の女性で23.0歳と、男性の方が低くなっている。女性の場合は2009年調査と同程度であるが、男性では2009年調査よりも2歳低くなっているため、やや不可解な面もある。しかし、同様な男女差は韓国についても見られるし、同棲経験の申告数が少ない上に比較的大きな男女差があることによるものと思われる。もっとも韓国では男性で25.3歳、女性で27.5歳と2009年調査よりも3~4歳ほど平均婚前同棲開始年齢が高い。両国において若いほど平均婚前同棲開始年齢が低くなっているが、これは若いほど調査時点で同棲中の者が多く含まれるためであろう。おそらく過小申告のために日韓両国では女性の方が男性より平均婚前同棲開始年齢が高い。

第4列の平均婚前同棲年数は日本では3.06年と2009年調査の2.36年よりは長い、2009年調査の韓国やシンガポールの水準に近い。2005年調査の男性では20代と30代に大きな差があることから近年、短期の同棲が増えた可能性も考えられないわけではないが、調査方法の差にもよるのではないかと推測される。韓国では男女とも年齢階級間の差が日本の男性と同様に大きい。

表3右側パネルで欧米諸国（アメリカ、フランス、スウェーデン）と東アジア諸国（日韓）を比べてみると、第1列の同棲割合は低水準の日韓両国に対してアメリカでは30.7%、フランスでは18.8%、スウェーデンでは29.3%と欧米3カ国でははるかに高い水準となっている。アメリカでは女性の方が男性よりも高い割合になっているが、フランスとスウェーデンでは日韓両国と同様、男性の方が女性よりも高い割合となっている。日韓両国とスウェーデンでは年齢が高くなるにつれて同棲割合が低下する傾向がある。逆に、アメリカでは年齢が高くなるほど同棲割合が上昇する傾向があり、離別者等が同棲に移行している可能性が窺われる。フランスでは女性の場合は年齢が高くなるにつれて同棲割合が低下するが、男性の場合は30代でピークを迎えている。

表3右側パネルの第2列の同棲経験割合はアメリカでは58.7%、フランスでは53.2%と日韓両国よりはかなり高いが、スウェーデンの75.9%よりは低水準となっている。アメリカでは女性よりも男性の方が若干高く、女性の申告漏れの傾向が強いというHayford and Morgan(2008)が見いだした知見のとおりになっている。しかし、フランスとスウェーデンでは逆に、男性よりも女性の同棲経験

割合が高い。年齢階級別にみると、日本の男性と韓国の男女では30代でもっとも同棲経験割合が高いが、日本の女性では20代が若干高い。アメリカ、フランス、スウェーデンの男女でもほぼ同様な結果が得られており、普遍的な年齢別パターンのように見受けられる。しかし、これが実態を反映しているのか、申告漏れの傾向を反映しているのかはわからない。

第3列の平均同棲開始年齢は日韓両国とは異なり、欧米諸国では男性よりも女性の平均同棲開始年齢が低めとなっており、アメリカでは男性で24.0歳、女性で22.8歳、フランスでは男性で25.4歳、女性で22.9歳、スウェーデンでは男性で22.7歳、女性で21.7歳となっている。スウェーデンを除く各国において若いほど平均同棲開始年齢が低くなっているが、これは若いほど調査時点で同棲中の者が多く含まれるためであろう。おそらく過小申告のために女性の方が男性より平均同棲開始年齢が高い日韓両国を除く欧米3カ国では男性の方が女性より平均同棲開始年齢が1～3歳ほど高いが、平均初婚年齢の差と対応しているものと思われる。

第4列の平均同棲年数は日韓両国の2～3倍の水準の欧米3カ国では年齢階級が高まるにつれて平均同棲年数がかかなり長くなっており、年齢が高まるにつれて婚姻に代わるような同棲の割合が高まることを窺わせる。ただし、フランスでは平均同棲年数はアメリカやスウェーデンよりも短めであり、婚姻に移行する割合が高いことが推測される。

(2) 開始時期別結果

表4は2009年調査と2005年調査に基づいて開始時期別に見た調査時現在の同棲継続割合、平均婚前同棲開始年齢、平均婚前同棲年数を示したものである。東アジア3カ国については男女別に計算すると件数がかかなり少なくなる場合があり、結果が不安定になるため、すべての国について男女総数しか示していない。日本の場合、2009年調査の結果として左側パネルの第1列に示された実数の総数は188件で右側パネルの第1列に示された2005年調査の結果の3倍強であるが、2005年調査の結果と同様、1991年以降に急増していることが明らかである。2009年調査では1991～95年開始の同棲の実数が少なめであるが、左側パネルの第2列の調査時現在の同棲継続割合がかかなり高いので意図的・非意図的な申告漏れがあるのかもしれないが、逆に調査時現在の同棲継続割合が低い1996～2000年開始の同棲で結婚に移行したものが多かった可能性も考えられる。

2009年調査の結果から韓国とシンガポールでも1991年以降、同棲開始が増加していることが窺われる。しかし、2005年の韓国調査の結果は1996～2000年の同棲開始が少なめであることを示しているが、これは1997年の「IMF危機」の影響によるものなのかもしれない。左右パネルの第2列に示された2009年調査と2005年調査による調査時現在の同棲継続割合は日韓両国で低いが、シンガポールでは比較的高いことが明らかである。

表4の左右パネルの第3列に示された2009年調査と2005年調査による平均婚前同棲開始年齢は日本より韓国の方が高めであるが、これは比較的長期にわたる男性の兵役義務によるところが大きいかもしれない。日本では平均婚前同棲開始年齢が上昇傾向にあるが、日本と類似の水準にあるシンガポールでも同様な傾向がみられる。左右パネルの第4列に示された2009年調査と2005年調査による平均婚前同棲年数は東アジア3カ国では3年程度と比較的短めであるが、古い同棲開始コーホートほど平均婚前同棲年数が長くなる傾向がある。

表4右側第3～5パネル第2列に示された2005年の欧米諸国に関する結果を比較して見ると、以上の東アジア3カ国に対して、欧米3カ国、特にスウェーデンではすでに1985年以前から同棲が多かったことが窺われる。2009年回調査のシンガポールの結果は、2005年調査で対象となった欧米3カ国の中では現在同棲継続割合が比較的低いフランスの結果に類似している。シンガポールとフランスの両国では直近の期間に開始した同棲以外の現在継続割合は5割を切っている。これに対してアメリカでは一貫して6割以上となっている。スウェーデンの場合は、改正後の婚姻が相対的に不利になるような1990年の寡婦年金制度改正の直前に同棲カップルによる駆け込み結婚ブームが生じたこと(Hoem 1991)によるものと思われるが、1990年以前に同棲を開始した場合、現在同棲継

続割合がアメリカよりも低くなっている。

表4右側第3～5パネル第3列に示された平均同棲開始年齢を欧米諸国の結果を比較して見ると、日本・シンガポールと類似の水準にある欧米3カ国でも両国と同様な平均同棲開始年齢の上昇傾向がみられる。日韓両国では上昇速度が速いため、近年は欧米3カ国よりもやや高めの水準となっているが、シンガポールは欧米3カ国に近い水準にあるように見受けられる。第4列に示された平均同棲年数を見ると、東アジア諸国では3年程度と比較的短めであるが、欧米3カ国ではその2倍以上となっている。しかし、いずれにおいても古い同棲開始コーホートほど平均同棲年数が長くなる傾向は共通しているが、現在同棲継続割合が高い欧米3カ国の場合はもっとも古いコーホートで平均同棲年数が10年を越えている。東アジア3カ国の場合では多くの同棲が結婚に移行していくものと思われるが、欧米3カ国では同棲として残るものが少なからずあるためであろう。

2. 多変量解析

(1) 予備的分析結果

表5左側パネルは2009年調査に2項ロジットモデルを適用して同棲の各種側面に対して有意な関係をもつ変数をステップワイズ選択法で選んだ結果である。標本規模が小さいにも関わらず、候補の変数を多数投入したため、「モデル適合性(の妥当性)疑問」という警告が出るのが少なからずあったので、表中に書き込んだが、結果として選択された変数のみを投入してロジット分析をすれば問題がないものと思われる。年齢5歳階級と高学歴(高等教育修了、後期中等教育後教育修了)、中学歴(後期中等教育修了)の交差項と年齢5歳階級と雇用状態(今回調査の場合は正規・非正規、前回調査の場合は常勤・非常勤)の交差項のみを投入したが、パートナー関係の形成は年齢に左右される度合いが大きいので、これらの交差項が有意な効果をもつことが少なからずある。いずれにしても選択されたすべての変数を列挙するだけでも膨大な紙幅を要するので、同棲状態と同棲経験のみについて特徴的な点だけを述べることにする。

まず、表5左側第1パネルの第1列の調査時点における同棲の有無であるが、日本の男性では自営業従事者や20代前半の正規雇用の被用者といったある程度の経済力があって結婚を視野に入れていると思われる者か20代の非正規雇用者といった結婚をする経済力がないと思われる者が調査時点で同棲をしている可能性が高い。通勤時間は少なくとも片方のパートナーの通勤・通学の都合を表すのだと思われるが、短い場合と長めの場合に同棲をしている可能性が高いのは、「半同棲」や「プチ同棲」といったものが短い通勤時間と関連し、結婚を前提とするようなものや「通い婚」(commuter marriage)のようなものが長い通勤時間と関連するためなのであるか。そうすると、場合によってはパートナーと同居しているために短時間通勤や長時間通勤になっているという逆の因果関係を反映している可能性も考えられる。また、都道府県に関する情報が利用できないので、長時間通勤というのは東京・大阪大都市圏郊外居住の代理変数になっている可能性もある。

日本の女性では過去の同棲経験に関する研究で示されたように、高学歴者は同棲をしている可能性が低いようである。しかし、専門職(自営の専門職・自由業)従事者は同棲をしている可能性が高いので、高学歴女性のうちでも専門職に従事するような者は同棲をしている可能性が高いものと思われる。また、のちの同棲経験に関する分析結果をみると、同様な変化の兆しがみられる。若干の残業があるようなフルタイムの仕事に就く女性も同棲している可能性が高いが、ある程度の経済力があって一人暮らしができるので、同棲に入りやすいということなのであるか。

表5左側第2パネルの第1列に示された韓国における調査時点での同棲については男女とも統計的に有意な変数がない。第3パネルの第1列に示されたシンガポールについては男性で25～29歳の中学歴の者が調査時点で同棲をしている可能性が高く、女性では20～24歳と30～34歳の正規雇用の被用者で同棲をしている可能性が高い。25～29歳の男性は大卒でも兵役が終わって「結婚適齢期」にあるだけでなく、出生率が低下傾向にあった上、出生性比が高まり始めた時期に生まれた世代に