

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1.0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ため、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ろうか。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ろうか。

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属するため、年下の女性人口が少ないだけでなく、高学歴化の進行により年下の世代の学歴が高まり、年下の中学歴・低学歴の女性人口がさらに少ないため、潜在的な配偶者候補が少ないことで同棲だけでなく、他のパートナー関係も影響を受けている可能性がある。他方、シンガポールで独身者は原則的に公営住宅を借りられず、独立しようとするときやや高価な民間住宅を借りることになるため、結婚しても良いような相手がいればある程度の経済力をもつ「結婚適齢期」前後の正規雇用

の女性が「規模の利益」も求めて同棲することも選択肢の一つとなっているのではないとも思われる。

次に、表5左側第1パネルの第2列に示された同棲経験割合であるが、日本の男性では30～34歳の中学歴の者で同棲経験がある可能性が高いが、1992～2001年の「複合不況」の時期に高卒で労働市場に出て苦勞したことが結婚を抑制し、同棲を促進したのかもしれない。公務員の場合は法的に厳格な手続きを求められるということもあるかもしれないが、結婚をすると公務員住宅等に入りやすいし、各種手当も支給されるため、同棲をすると経済的デメリットが生じることから、同棲経験の可能性が低いのかかもしれない。学生の場合は経済力や自宅通学の問題もあるほか、一人暮らしをしていても、同棲を経験する可能性のある期間が短いため、同棲経験の可能性が低いものと思われる。45～49歳の者のうちで特に正規雇用の被用者が年齢的にも属性的にも同棲経験の可能性が低いことは頷ける。通勤時間の影響については調査時点のものであるので、解釈が難しい。

日本の女性ではかなり多くの変数が同棲経験と関連している。女性においても「複合不況」の時期に労働市場に出た者がやはり同棲経験の可能性が高いようである。低学歴の促進効果と高学歴の抑制効果は過去の研究から予想される場所であるが、25～29歳の高学歴女性では同棲経験の可能性が高いというのは新たな傾向を表すものとして注目し値する。第4列に示された30～34歳の高学歴女性で2000年以降の同棲経験の可能性が高いという効果からみて高学歴女性の同棲が2000年頃から増加している可能性が窺える。

これは女子短大の四年制大学化が進んだ時期ともほぼ一致するようである。学生時代に一人暮らしをしている場合は「規模の経済」も求めて同棲する可能性がある期間が延長されるということもあろう。卒業後にキャリアを追求するため、平等主義的な男女関係を保ちつつ将来の配偶者候補をつなぎ止めるという「同棲戦略」(de Singly 1987)を日本の四年制大学在学・卒業女性が採り始めた可能性も考えられる。また、近年における日本の同棲に「伝統的な」性別分業が維持されるような南欧型のものが多いとすれば、四年制大学在学・卒業女性が将来有望な配偶者候補をつなぎ止めるための「同棲戦術」といったようなものを採っているのかもしれない。さらに、山田(2005)が言うように1998年頃から「戦後家族の解体期」に入ったことと関連するのかもしれない。

専門職やフルタイムの女性が同棲経験をもつ可能性が高いというのは調査時点で専門職やフルタイムの女性が同棲をしている可能性が高いことと対応しているが、自営業従事者で同棲経験の可能性が高いということは、自営業従事者の男性が調査時点で同棲をしている可能性が高いことと関連している可能性がある。すなわち自営業従事者の男性が同棲を経て結婚した女性が調査時点で自営業に従事しているという可能性がある。結婚しにくい場合もあると言われる一部の自営業従事者の男性の「同棲戦術」というようなものの結果なのかもしれない。通勤時間や所得についても同棲を経て結婚した男性の通勤時間や所得を反映しているように思われる。他方、日本において一般的な宗教は禁欲的な効果をもつため、宗教をもつ女性は同棲経験をもつ可能性が低くなるようである。

表5左側第2パネルの第2列に示された韓国の男性において大卒でも兵役が終わって「結婚適齢期」に入る20代後半では学歴・就業状態にかかわらず同棲経験をもつ可能性が高いが、30代前半では正規・非正規雇用の被用者、30代後半では中学歴・非正規雇用の者で同棲経験をもつ可能性が高い。30代は1997年の「IMF危機」の悪影響を受けやすかったような属性をもつ男性がなかなか結婚できずに、同棲を経験した可能性が高いのかもしれない。長時間労働者の場合も同様であろう。日本の男性と唯一共通する長時間通勤の変数はソウル首都圏郊外居住の代理変数なのかもしれないし、逆の因果関係を表しているのかもしれない。日本の女性の場合とは逆に韓国の男性では宗教があると同棲経験がある可能性が高いが、韓国の場合は結婚・出生促進的な面をもつキリスト教の信者が多いためであろう。

韓国の女性で失業者が同棲経験をもつ可能性が高いことについては解釈が難しいが、社会的に不利な立場をもつことが同棲というよりも伝統的な内縁関係を促進するのかもしれない。また、韓国でも高度経済成長開始以前には日本の高度経済以前に農村でみられた「足入れ婚」や「届け出遅れ」

のようなものがあつたため、農村居住者で同棲経験の可能性が高いのかもしれない。

表5左側第3パネルの第2列に示されたシンガポールの男性では自営業従事の場合に同棲経験をもつ可能性が高いが、店舗兼用の持ち家があるような場合は住宅面で同棲がしやすいのではないかと想像される。また、独身者が原則的に公営住宅を借りられないため、ある程度の経済力をもつ「結婚適齢期」の正規雇用の男性が結婚してもよいと思うようなほぼ同年代の正規雇用の女性と「規模の利益」も求めて同棲することが25～29歳の正規雇用の男性が同棲経験をもつ可能性を高めているのではないかと想像される。他方、中程度の所得をもつ者が同棲経験をもつ可能性が低いのは同棲を経ずに結婚することが多いためであるのかもしれない。シンガポールの女性では20～24歳の正規雇用の者が同棲経験をもつ可能性が高いのは、調査時点で同棲している可能性が高いことに対応しているものと思われる。

表5右側パネルは2005年調査に基づいてほぼ同じ変数群を投入して同棲の関連要因について同様の予備的分析をした結果である。紙幅の制約もあるので、以下においては日韓両国についての2回の調査結果の比較と、東アジア3カ国と欧米3カ国の比較を大雑把に行った結果について述べることにする。

表5右側パネルに示された同棲の関連要因に関して言えば、日韓両国において2回の調査の分析結果で共通するような変数はほとんどない。完全に一致するのは日本の低学歴の女性で同棲経験をもつ可能性が高いことくらいであろう。また、2005年調査の結果では韓国の農業従事の女性が同棲経験をもつ可能性が高かったが、2009年調査の結果では韓国の農村居住の女性が同棲経験をもつ可能性が高いということは、男性の雇用状況の悪化に伴う女性の農外就業の可能性を考えれば、類似していると言えよう。また、同じコーホートの同棲経験の相対的水準が維持されるとすれば、2005年調査の結果で日本の20代後半の女性が同棲経験をもつ可能性が高いことと2009年調査の結果で日本の30代前半の同棲経験をもつ可能性が高いことと、2005年調査の結果で日本の20代前半の女性が2000年以降の同棲経験をもつ可能性が高いことと2009年調査の結果で20代後半の女性が2000年以降の同棲経験をもつ可能性が高いことは整合的であると言えよう。

このような差異は調査方法が変わつたためか、2005年調査で日本、特に男性について過小申告の可能性があり、2009年調査で韓国、特に女性について過小申告の可能性もあることにもよるし、「リーマン・ショック」後に雇用情勢が急速に悪化したことに伴って社会経済的移動だけでなく、地理的移動が生じた場合があることにもよると思われる。また、変数の定義や投入する変数群がまったく同じではないことにもよるのであろう。さらに、言うまでもないことであるが、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はやむを得ないことであろう。

最後に、表5全体により同棲状態と同棲経験に関して東アジア3カ国と欧米3カ国の比較を行うことにする。東アジア3カ国と欧米3カ国において20代の年齢ないしそれと学歴・就業状態の交差項は正の効果をもつ場合が多いが、2005年のアメリカとスウェーデンの男女と韓国(2005年)とフランスの男性の場合のように20代前半の年齢ないしそれとの交差項が負の効果をもつ場合がある。逆に、40代の年齢ないしそれと学歴・就業状態の交差項は負の効果をもつ場合が多いが、2005年の日本と韓国の女性やスウェーデンの男性の場合のように年齢との交差項が正の効果をもつ場合がある。高学歴は同棲実施や同棲経験に負の効果をもつ傾向があるが、2009年の日本女性とフランスとスウェーデンの女性の場合のように20代の年齢との交差項が正の効果をもつ場合がある。逆に、低学歴は2009年と2005年の日本の女性、スウェーデンの男性の場合のように正の効果をもつ。

職業、従業上の地位、就業状態の同棲実施と同棲経験に対する効果のうちで複数の国を比べられるものをみると、農業従事は2005年の韓国の女性で正の効果をもち、フランスの男性で負の効果をもつ。自営業従事は2009年の日本の男女とシンガポールの男性、2005年の日本の男性とアメリカの男女で正の効果をもつ。専門職従事は2009年の日本の女性、2005年の韓国とスウェーデンの男性で正の効果をもつ。学生は2009年の日本の男性とフランスの女性で負の効果をもつ。正規(常勤)雇用ないしそれと年齢との交差項は国、性別を問わず正の効果をもち、例外は2009年の日本の男性

における正規雇用と40代後半の交差項がもつ負の効果だけである。非正規(常勤)雇用ないしそれと年齢との交差項の場合はすべて同棲実施と同棲経験に対する正の効果をもつ。

労働時間、通勤時間、所得、居住地特性、宗教の同棲実施と同棲経験に対する効果をみると、週当たり41~50時間の労働は2009年の日本の女性では正の効果をもつが、アメリカの男性では負の効果をもつ。2時間以上の通勤は2009年には日本と韓国の男性で正の効果をもつが、2005年には通勤時間の変数が同棲に対してまったく有意な効果をもたない。所得については回答率の悪い国もあるし、区分の基準が国によって異なるが、低所得には2009年の日本の女性、2005年の韓国の男女、アメリカの女性では正の効果があるが、スウェーデンの女性では負の効果がある。また、中所得には2009年の日本の女性とフランスの男女で正の効果があるが、シンガポールの男性では負の効果がある。他方、農村居住は2009年と2005年の韓国の女性とフランスの女性で正の効果がある。宗教は2009年についてしかわからないが、日本の女性では負の効果をもつのにに対して、韓国の男性では正の効果をもつ。

結局、同棲の関連要因については日韓両国の一部のものを除き東アジア3カ国全体での共通点は少ないし、欧米3カ国全体での共通点は少ない。要因によって共有する国や性別の組合せが変わるようである。むしろ、年齢の負の効果(低年齢の正の効果)と雇用の正の効果といった6カ国全体での共通点が浮き彫りになったように思われる。

## (2) 同棲の規定要因

表6と表7は2009年調査と2005年調査に2項ロジットモデルを適用して同棲状態と同棲経験に対する年齢、学歴、居住地特性の影響を示した基本モデルの結果である。基本モデルでは年齢5歳階級6区分(基準カテゴリー:20~24歳)、学歴3区分(基準カテゴリー:中学歴。ただし、韓国の場合は低学歴と答えた者が非常に少ないため、中学歴・低学歴)、居住地特性3区分(基準カテゴリー:中小都市。ただし、都市国家であるシンガポールの場合は中国系を基準カテゴリーとする民族3区分と国民を基準カテゴリーとする国籍2区分)が含まれている。東アジアでは同棲中(の回答)の頻度が特に女性で低いため、モデルの当てはまりが良くない場合は結果の掲載を省略した。

表6の上段左側パネルには調査時点の日本とシンガポールにおける同棲の有無の規定要因が示されている。韓国については過小申告により当てはまりが悪いため、結果の掲載を省略した。第1列に示された日本の男性の場合、ほぼすべての年齢階級が有意な負の効果をもっているため、逆に20代前半が最も同棲中の可能性が高いということを示している。また、一般的に見られるとおり、高学歴が負の効果をもっている。第2列のシンガポールの男性についても一応掲載したが、モデルの当てはまりが良くなく、有意な効果をもつ変数がない。

表6の下段左側パネルの第1列に示された日本の女性における同棲の有無の規定要因としては高学歴のみが有意な効果をもつが、負の効果で一般的に見られるものである。第2列のシンガポールの女性ではほぼすべての年齢階級が負の効果をもつことから、20代前半が最も同棲中の可能性が高いことが窺われる。また、シンガポールでは外国人女性の場合、同棲中の可能性が若干高くなるが、この結果だけからはどのような属性をもつ外国人女性かはわからない。

表6の上段右側1番目パネルの第1列に示された2009年の日本における同棲経験の規定要因であるが、男性では各年齢階級のうちで30代前半の者で同棲経験がある可能性が最も高いが、1992~2001年の「複合不況」の時期に労働市場に出て逆境にあったことが結婚を抑制し、同棲を促進したのかもしれない。また、低学歴の者で同棲経験がやや多いようであるが、居住地特性の有意な効果はみられない。第2~3列に示された韓国とシンガポールの男性では20代後半が最も同棲経験がある可能性が高い。韓国では高学歴が負の効果をもっているが、シンガポールでは学歴の有意な効果が見られない。居住地特性や民族・国籍には有意な効果が見られない。

表6の下段右側パネルの第1列に示された日本の女性でも、30代前半の者がやはり同棲経験の可能性が最も高いようであるが、20代後半でも比較的高い。また、高学歴の同棲経験抑制効果と低学

歴の同棲経験促進効果は一般的に見られるものである。さらに、弱いながらも農村居住の抑制効果もみられる。しかし、第2列の韓国の女性については同棲の申告が少ないこともあるためか、年齢階級も学歴も同棲経験に対して有意な効果をもたないが、農村居住が比較的大きな正の効果をもっている。この正の効果は日本の場合と逆であるが、韓国でも高度経済成長開始以前には日本の高度経済以前に農村で見られた「足入れ婚」や「届け出遅れ」のようなものがあつたため、農村居住者で同棲経験の可能性が高いのかもしれない。

表6の下段右側パネルの第3列に示されたシンガポールの女性では韓国よりは同棲経験の頻度が高いが、年齢や学歴は有意な効果をもっていない。しかし、マレー系であることは弱いながらも負の効果をもっている。マレー系は大部分がムスリム（イスラーム教徒）であることから民法ではなく、シャリーア（イスラーム法）に基づいて結婚契約を交わすことになっているため、民法に基づく婚姻届は出さないのではないかと思われるが、それを同棲と誤解するというのではないものと思われる。むしろ婚前交渉に対する宗教的制裁が男性の場合よりも強く働くことによると思われる。

表7には2005年における同棲状態と同棲経験の規定要因の分析結果が示されている。左側パネルに示された同棲状態については日韓両国についてはモデルの当てはまりが良くないため、欧米諸国に関する結果のみが示されている。上段左側パネルの第1列に示されたアメリカの男性における同棲状態の規定要因に関する結果を見ると、30代前半、40代前半、40代後半の年齢階級が正の効果をもつが、40代の年齢階級の正の効果は離別者によるものであろう。また、学歴は負の効果もち、中小都市での居住が負の効果をもつ。下段左側パネルの第1列に示されたアメリカの女性に関する結果を見ると、同棲中の可能性は20代後半で低く、高学歴層で高いという男性とは異なる結果も見られるが、中小都市で低いという点は共通している。上段左側パネルの第2列に示されたフランスの男性における同棲状態の規定要因に関する結果を見ると、同棲中の可能性は20代後半から30代前半にピークとなり、年齢とともに逡減し、高学歴層で低い。下段左側パネルの第2列に示されたフランスの女性に関する結果を見ると、同棲中の可能性は20代前半がピークで逡減し、低学歴層で低く、男性とは若干異なる結果を示している。

表7の上段左側パネルの第3列に示されたスウェーデンの男性における同棲状態の規定要因に関する結果を見ると、同棲中の可能性は20代後半がピークで逡減し、低学歴層で高い。下段左側パネルの第3列に示されたスウェーデンの女性に関する結果を見ると、同棲中の可能性も20代後半がピークで逡減する点は男性を共通しているが、40代後半で若干上昇する点と高学歴層で低い点が若干異なる。また、大都市で同棲中の可能性が低い点も男性と異なる。同棲中の可能性は欧米諸国の男性では20代後半ないし30代前半でピークを迎え、欧米諸国の女性では20代後半でピークを迎えているという点、欧米諸国の男性では学歴が負の効果をもつ点で共通している。しかし、アメリカの女性では高学歴が正の効果もち、フランスの女性では低学歴が負の効果をもつという点では男性と異なる。また、アメリカの男女では中小都市居住が負の効果をもつが、スウェーデンの女性では大都市居住が負の効果をもつという点で異なる。

他方、表7の上段右側パネルの第1列に示された2005年における日本の男性における同棲経験の規定要因を見ると、2009年の韓国・シンガポールと同様、20代後半がピークとなり、30代後半もやや高い。日本では2005年に20代後半であったコーホートの男性が2009年調査の時には30代前半になり、この年齢階級の同棲経験確率を上昇させているものと思われる。2009年と同様、低学歴が正の効果もち、居住地特性の有意な効果がない。第2列の韓国の男性では2009年と同様、高学歴が負の効果をもっているが、低学歴も正の効果をもっている。2009年と同様、30代前半で同棲経験確率が高いのは1997年の「IMF危機」の悪影響を受けやすかったような属性をもつ男性がなかなか結婚できずに、同棲を経験した可能性が高いからなのかもしれない。

表7の下段右側パネルの第1列に示された2005年における日本の女性における同棲経験の規定要因を見ると、2009年の場合と同様、同棲経験確率は30代前半がピークで、高学歴の者で低く、低学歴の者で高くなっているが、農村居住の負の効果が見られない。第2列の韓国の女性では高学

歴の負の効果だけが有意であるが、一般的に見られるものであろう。

表7の上段右側パネルの第3～5列に示された2005年における欧米諸国の男性における同棲経験の規定要因を見ると、ピーク（アメリカは40代後半、フランスは30代前半、スウェーデンは30代～40代）は異なるものの、20代後半以上の各年齢階級が大きな効果をもっており、20代前半で同棲経験がかなり少ないことを示している。アメリカとスウェーデンの男性では学歴が負の効果をもつ傾向があるものの、フランスの男性では学歴の有意な効果がみられない。また、アメリカの男性では大都市居住が正の効果をもち、スウェーデンの男性では農村居住が負の効果をもつが、フランスの男性では居住地の有意な効果が見られない。

表7の下段右側パネルの第3～5列に示された2005年における欧米諸国の女性における同棲経験の規定要因を見ると、3カ国のいずれにおいても30代前半がピークとなっていることが示されているものの、アメリカの女性ではピークがそれほど傑出していない。また、アメリカの女性では低学歴が正の効果をもち、フランスの女性では高学歴が正の効果をもつが、スウェーデンの女性では学歴の有意な効果がなく、男性に関する結果を若干異なる。さらに、アメリカの女性では農村居住が正の効果をもち、フランスの女性では大都市居住が正の効果をもつが、スウェーデンの女性では大都市居住が負の効果をもち、男性に関する結果と若干異なる。

### （3）同棲有無別結婚経験の規定要因

表8と表9は2009年と2005年における男女別に見た各国の婚前同棲有無別結婚経験の規定要因について多項ロジット分析を行った結果である。韓国人女性については同棲経験があると回答した者が少ないことから婚前同棲の有無別に結婚の分析を行わず、同棲後婚（同棲後の結婚）と直接婚（婚前同棲なしの結婚）を区別せず、未婚に対する全結婚経験のオッズについて2項ロジット分析を行った結果を示してある。韓国人男性については一部の年齢階級で同棲後婚や未婚が少ないため、一部の年齢階級がモデルから除外された。表8と表9の全体を見て言えるのは、結婚経験のような人口学的事象は年齢依存性が高いため、年齢が結婚経験に対して非常に大きな正の効果をもっているということである。

表8の上段左側パネルに示された2009年の日本人男性における婚前同棲有無別結婚経験の規定要因に関する多項ロジット分析の結果を見ると、第1列に示された未婚に対する同棲後婚のオッズには20代後半以上、特に30代前半以上の年齢階級が非常に大きな正の効果をもっており、40代前半までは効果が年齢とともに増大するが、40代後半でやや減少する。しかし、他の独立変数は有意な効果をもっていない。第2列に示された直接婚についても20代後半以上の年齢階級が非常に大きな正の効果をもっているが、同棲後婚の場合とは異なり、40代後半まで効果が増大し続ける。同棲後婚の場合はコーホート効果も示している可能性がある。また、直接婚に対して農村居住が弱いながらも正の効果をもっており、現在の日本の農村では直接婚が選好されていることを示唆している。

第3列に示された直接婚に対する同棲後婚のオッズには年齢そのものがあまり大きな効果をもたず、高学歴が負の効果をもっている。拙稿（小島2010）で示したとおり、年齢と学歴の交互作用があり、20代で結婚する高学歴男性には同棲から結婚へ移行する者が多く、30代前半の高学歴男性で同棲中の者が多いので、そうでない場合は未婚から直接、結婚に移行する者が多かったのであろう。そのほか、農村居住が負の効果をもっており、現在の日本の農村では「足入れ婚」のようなものが消滅し、直接婚が一般的であることを物語っている。

表8の上段中央のパネルに示された2009年の韓国人男性に関する結果のうち、第1列に示された未婚に対する同棲後婚のオッズにも日本人男性の場合と同様、30代前半以上の年齢階級が非常に大きな正の効果をもっているが、日本の場合とは逆に40代後半の正の効果が大きく、コーホート効果も示しているように見受けられる。また、高学歴が弱いながらも負の効果をもっている。第2列に示された未婚に対する直接婚のオッズには日本人男性の場合と同様、年齢が高まるにつれて正の効果が大きくなっているが、年齢以外の変数の有意な効果は見られない。第3列に示された直接婚に

に対する同棲後婚のオッズには40代の年齢と高学歴が負の効果をもっている。

表8の上段右側パネルに示されたシンガポールの男性に関する結果のうち、第1列に示された未婚に対する同棲後婚のオッズにも日韓の男性の場合と同様、30代前半以上の年齢階級が非常に大きな正の効果をもっているが、韓国人男性の場合と同様、年齢が高まるにつれて正の効果が大きくなっている。第2列に示された未婚に対する直接婚のオッズには正の効果をもつ年齢階級のものの以外の多くの変数が有意な効果をもっている。高学歴と低学歴の両者が正の効果をもつということは中学歴が直接婚に対して負の効果をもつということを示している。また、インド系であることは直接婚に対して正の効果をもち、外国人であることは非常に大きな正の効果をもつが、後者は外国人に有配偶者が多いことを反映しているのかもしれない。第3列に示された直接婚に対する同棲後婚のオッズにも多くの変数が有意な効果をもっている。30代後半以上の年齢階級が大きな負の効果をもっているということは20代では同棲後婚が相対的に多いことを示している。低学歴が負の効果をもっていることは低学歴層で同棲後婚が相対的に少ないことを示唆している。外国人で同棲後婚が相対的に少ないことも有配偶者が多いことを示しているように思われる。

表8の下段左側パネルに示された2009年の日本人女性における婚前同棲有無別結婚経験の規定要因に関する多項ロジット分析の結果を見ると、第1列に示された未婚に対する同棲後婚のオッズには20代後半以上の年齢階級が非常に大きな正の効果をもっており、特に30代前半以上の効果が大きいことは日本人男性における傾向と類似している。また、表6における日本人女性の場合と同様、高学歴は同棲継続に負の効果をもつが、低学歴は正の効果をもつ。そのほか農村居住が負の効果をもっている。第2列に示された未婚に対する直接婚のオッズには、漸増する大きな正の効果をもつ20代後半以上の年齢階級のもののほか、有意な効果をもつ変数が比較的多い。第1列の場合と同様、低学歴が正の効果をもつ。大都市居住は弱い負の効果をもつ。第3列に示された直接婚に対する同棲後婚のオッズには40代の年齢階級と高学歴のみが有意な効果をもっているが、いずれも負の効果で比較的弱いものである。日本人女性における高学歴は同棲後婚に対する負の効果をもち、低学歴は2種類の結婚に対する正の効果をもつことから、一般的には高学歴化が未婚化を促進するようにも見えるが、拙稿(小島2010)で示したとおり、年齢階級と学歴の交互作用があるため、単純ではない。

表8の下段中央パネルに示された韓国人女性の結婚経験に関する結果は韓国人男性についての結果とも他の国の女性に関する結果とも直接比べられないが、年齢が非常に大きな正の効果をもっている点は共通している。高学歴が弱いながらも負の効果をもち、大都市居住が負の効果をもつ。

表8の下段右側パネルはシンガポールの女性に関する分析結果を示す。第1列に示された未婚に対する同棲後婚のオッズへの年齢の正の効果が30代後半以降、減少傾向にあり、漸増するシンガポールの男性の場合とは逆の傾向となっている。また、高学歴と低学歴のいずれもが正の効果をもち、中学歴が負の効果をもつことを示唆している。さらに、マレー系であることが負の効果をもち、インド系であることと外国人であることが正の効果をもつ。第2列に示された未婚に対する直接婚のオッズには20代後半以降の年齢が比較的安定した正の効果をもち、シンガポール男性の場合と同様傾向を示している。また、高学歴と低学歴の正の効果、インド系と外国人の正の効果はシンガポール男性の場合と同じである。第3列に示された直接婚に対する同棲後婚のオッズへの年齢の正の効果は30代後半以上で特に大きい。他の変数は有意な効果をもたない。

他方、表9の左側2パネルは2005年の日韓両国に関する同様な多項ロジット分析の結果を示している。紙幅の都合もあるので、学歴関連の変数の効果のみについて述べることにする。上段1番目のパネルに示された日本人男性の場合、学歴が有意な効果をもたない。しかし、表9の下段1番目のパネルに示された同棲相手となるべき2005年の日本人女性に関する結果では学歴が未婚に対する同棲後婚のオッズ、未婚に対する直接婚のオッズ、直接婚に対する同棲後婚のオッズのいずれに対しても負の効果をもっている。学歴は未婚に対する直接婚のオッズに負の効果をもっているものの、未婚に対する同棲後婚のオッズへの負の効果よりも小さいため、直接婚に対する同棲後婚のオ



ツズへの効果は負となっている。

表9の上段2番目のパネルに示された2005年における韓国男性に関する結果を見ると、高学歴が未婚に対する同棲後婚のオッズに負の効果を持ち、未婚に対する直接婚のオッズに正の効果を持ち、直接婚に対する同棲後婚のオッズに負の効果をもっている。しかし、下段2番目のパネルに示された韓国女性女性の結婚経験に関する分析結果は、2009年の場合と同様、結婚全体に対して高学歴が負の効果をもつことを示すのみである。

表9の右側3パネルは2005年の欧米諸国に関する同様な多項ロジット分析の結果を示しているが、学歴の影響は上段に示された男性の場合は比較的小さいが、下段に示された女性の場合は比較的大きい。上段3番目パネルに示されたアメリカの男性では低学歴が未婚に対する同棲後婚のオッズと直接婚に対する同棲後婚のオッズに弱い正の効果をもつが、上段4番目パネルに示されたフランスの男性では学歴は有意な効果をもたず、上段5番目パネルに示されたスウェーデンの男性では高学歴が未婚に対する直接婚のオッズに弱い正の効果をもつのみである。

しかし、表9の下段3番目パネルに示されたアメリカの女性では高学歴が未婚に対する同棲後婚のオッズと未婚に対する直接婚のオッズに正の効果を持ち、低学歴が未婚に対する同棲後婚のオッズと直接婚に対する同棲後婚のオッズに対して正の効果をもつ。また、下段4番目パネルに示されたフランスの女性では高学歴が未婚に対する直接婚のオッズに負の効果を持ち、直接婚に対する同棲後婚のオッズに正の効果をもつ。さらに、下段5番目パネルに示されたスウェーデンの女性では学歴が未婚に対する同棲後婚のオッズに正の効果をもつ。従って、学歴の影響は欧米諸国間でも異なるし、それぞれの国の男女間でも異なるが、拙稿(小島2010)で示したとおり、年齢階級と学歴の交互作用によるところもあるように思われる。

### (3) 初同棲・初婚タイミングの規定要因

表10と表11は2009年と2005年における男女別に見た各国の初ユニオン(同棲・結婚といった同居パートナー関係)のタイミング(年齢)の規定要因について比例ハザード分析を行った結果である。結婚と同棲が競合する場合もありうるので、生起事象が2種類(同棲・結婚ないし同棲後婚・直接婚)の離散時間イベントヒストリー分析(たとえば、配偶者選択法別・居住形態別結婚タイミングの分析についてはKojima 2004, 2005を参照)を行うことが望ましいのかもしれないが、簡便なために生起事象が1種類の比例ハザード分析を個別の事象について実施したので、結果の解釈には注意を要する。また、離散時間イベントヒストリー分析ではないので、年齢階級と学歴の交差項は導入できないことにも留意する必要がある。表10の全体を見て言えるのは、日韓両国では男性よりも女性で学歴の影響が大きいことが、シンガポールでは逆に女性よりも男性で学歴の影響が大きいことであろう。また、一般的には学歴の同棲に対する影響と直接婚に対する影響が同じ方向であるが、2009年のシンガポールの男性や2005年の韓国男性では逆方向の場合があることも目に付く。

表10の左側のパネルで2009年の日本人男女における各種初ユニオンのタイミングの規定要因について見ると、男性では有意な効果をもたない場合が多いが、高学歴には初ユニオンを抑制する(遅らせる)傾向があるのに対して、低学歴には初ユニオンを促進する(早める)傾向がある。しかし、男女いずれにおいても学歴は初めての直接婚のタイミングに対しては有意な効果をもたない。また、日本人男性において初同棲のタイミングに対して大都市居住が正の(促進する)効果を持ち、農村居住が負の(抑制する)効果をもつが、初めての直接婚のタイミングに対しては逆の効果をもっている。日本人女性においては大都市居住も農村居住も各種初ユニオンのタイミングに対して負の効果をもつ傾向がある。表11の上段左側のパネルに示された2005年の日本人男女においても概ね同様な効果が見られるものの、2009年の場合ほど有意な効果が多く見られない。

表10の中央パネルには韓国男女における各種初ユニオンのタイミングの規定要因に関する比例ハザード分析結果が示されているが、日本の場合と同様、男女いずれにおいても高学歴は初ユニオンのタイミングに対して負の効果をもつ傾向がある。居住地特性は男性では有意な効果をもたな

いものの、女性では農村居住が初同棲と初めての同棲後婚のタイミングに対して正の効果を持ち、かつての日本の「足入れ婚」のようなものの存在を示唆しているが、現在の日本人女性における初同棲と同棲後婚のタイミングに対する負の効果とは対照的である。

表 11 の上段中央パネルに示された 2005 年の韓国人男性に関する分析結果を見ると、初同棲と初同棲後婚のタイミングに対する高学歴の負の効果が 2009 年の韓国人男性の場合と共通しているが、初めての直接婚のタイミングに対する高学歴の正の効果は新たなものである。また、初ユニオン、初婚、初めての直接婚のタイミングに対する農村居住の正の効果も新たなものである。韓国人女性に関する分析結果を見ると高学歴の効果については 2009 年の場合と共通しているが、初ユニオンと初婚のタイミングに対する大都市居住の負の効果は新たなものである。

表 10 の右側パネルに示された 2009 年のシンガポール人男女における各種初ユニオンのタイミングの規定要因について見ると、女性では高学歴が有意な効果をもたないが、男性では初ユニオン、初婚、初めての直接婚を促進する傾向がある。男性では低学歴が初ユニオン、初婚、初めての直接婚を促進し、初同棲と初めての同棲後婚を抑制する傾向があるが、女性ではこれらのうちの促進効果のみが見られる。それとは対照的に、マレー系であることが初ユニオン、初婚、初めての直接婚を促進する傾向が女性にしか見られないが、インド系であることが 3 者を促進する傾向は男女で共通している。他方、外国人であることが 3 者を促進する傾向は男性にしか見られない。

最後に、学歴の効果を中心に表 11 に示された欧米 3 カ国に関する結果を東アジア諸国に関する結果と比較することにする。表 11 の上段右側パネルに示された 2005 年のアメリカの男性に関する分析結果を見ると、高学歴の初同棲に対する負の効果とともに低学歴の初ユニオン、初婚、直接婚に対する正の効果が示されているが、アメリカの女性については高学歴の初同棲・同棲後婚に対する正の効果と直接婚に対する負の効果とともに低学歴の初ユニオン・初婚に対する正の効果が示されており、同棲に対する高学歴の効果が男女で異なることが窺われる。

表 11 の下段左側パネルに示された 2005 年のフランスの男性に関する分析結果を見ると、高学歴の初ユニオンに対する負の効果とともに低学歴の初ユニオン・初同棲に対する負の効果が示されているが、フランスの女性については高学歴の初ユニオン、初婚、直接婚に対する負の効果とともに低学歴の初同棲に対する負の効果と直接婚に対する正の効果が示されているが、フランスの場合は高学歴の初ユニオンに対する負の効果と低学歴の初同棲に対する負の効果が男女で共通している。表 11 の下段右側パネルに示された 2005 年のスウェーデンの男性に関する分析結果を見ると、学歴の効果は初同棲に対する高学歴の弱い負の効果があるのみであるが、スウェーデンの女性については高学歴の同棲後婚に対する正の効果とともに低学歴の初婚・同棲後婚に対する負の効果が示されており、共通点がないようである。結局、欧米諸国でも日韓両国のように高学歴が初同棲に対して負の効果をもつアメリカ・スウェーデン（男性のみ）のような国もあるが、シンガポール（男性のみ）のように低学歴が初同棲に対して負の効果をもつフランスのような国もある。

#### (4) 初婚・第 1～3 子出生のタイミングへの婚前同棲の影響

以上では同棲の要因、特に高学歴の影響に関する分析をしてきたが、最後に同棲の影響、特に学歴との関係での影響に関する分析結果を示すことにする。表 12 と表 13 は 2009 年と 2005 年における男女別に見た各国の初婚タイミング・第 1～3 子出生タイミング（年齢）の規定要因について比例ハザード分析を行った結果である。学歴と婚前同棲経験のほか、婚前同棲経験と高学歴の交差項がモデルに投入されている。東アジアの場合、婚外出生が少なく、結婚後の出生が大部分を占めるため、特に第 1 子出生タイミングが初婚タイミングに応じて変動する度合いが高く、両者の規定要因の効果が類似する傾向があると想定される。実際、全体を見ると、各国の男女間で規定要因に違いがあるものの、男女それぞれの初婚タイミングと第 1 子出生タイミングへの各種変数の影響は類似している。また、日韓両国では学歴の影響が男性よりも女性で大きく現れているが、シンガポールでは女性よりも男性で大きく現れている。逆に婚前同棲の影響はシンガポールで男性よりも女性

で大きく現れているが、韓国では男性で若干大きく現れ、日本では調査年次により異なる。

表 12 の左側のパネルに示された 2009 年の日本人男女における初婚タイミングの規定要因について見ると、男女いずれにおいても高学歴の有意な効果はないが、男性では低学歴が第 2 子と第 3 子の出生を促進する（早める）弱い正の効果を持ち、女性では低学歴が初婚、第 1 子出生、第 2 子出生を促進する正の効果をもつことが示されている。男性では婚前同棲（実質的には婚前同棲と中低学歴の交差項）が初婚、第 1 子出生、第 2 子出生を促進する効果をもつが、女性では初婚と第 1 子出生を促進する効果をもつ。婚前同棲と高学歴の交差項は男性では第 1 子出生を抑制する（遅らせる）効果をもつが、女性では有意な効果がない。

表 13 の上段左側のパネルには 2005 年の日本人男女に関する分析結果が示されているが、有意な効果をもつ変数が 2009 年と若干異なる。2005 年の日本人男性では低学歴が第 2 子出生を抑制する効果をもっており、2009 年の日本人男性における促進効果と逆になっているだけでなく、2005 年の日本人女性における促進効果とも逆になっている。2005 年の日本人男性では 2009 年と同様、婚前同棲経験が初婚と第 1 子出生を促進する効果をもっているが、婚前同棲と高学歴の交差項は第 1 子出生の抑制効果の代わりに第 3 子出生の促進効果をもっている。2005 年の日本人女性では低学歴が第 2 子と第 3 子の出生を促進する効果をもつだけでなく、初婚と第 1 子の出生を促進する効果をもつ一方、高学歴が初婚と第 1 子・第 3 子出生を抑制する効果や婚前同棲と高学歴の交差項が第 2 子と第 3 子の出生を抑制する効果をもつ。

表 12 の中央のパネルには 2009 年の韓国人男女に関する分析結果が示されているが、韓国人男性では弱いながらも高学歴が初婚と第 1 子出生を抑制する効果を持ち、婚前同棲と高学歴の交差項が初婚と第 1 子出生を促進する効果をもつ。韓国人女性では高学歴が初婚と第 1～3 子出生のいずれをも抑制する効果をもつが、婚前同棲の有意な効果は見られない。表 13 の上段中央パネルに示された 2005 年の韓国人男性に関する分析結果を見ると、低学歴が弱いながらも第 1 子出生と第 2 子出生を促進する効果、婚前同棲が第 2 子出生を抑制する効果、婚前同棲と高学歴の交差項が第 2 子出生を促進する効果が示されている。2005 年の韓国人女性については 2009 年の韓国人女性の場合と同様、高学歴が初婚と第 1～3 子出生のいずれをも抑制する効果をもつだけでなく、低学歴が第 2 子の出生を促進する効果をもつ一方、婚前同棲が第 2 子出生を抑制する効果をもつ。

表 12 の右側のパネルには 2009 年のシンガポールの男女に関する分析結果が示されている。シンガポールの男性では高学歴と低学歴の両者が初婚と第 1～3 子出生を促進する効果をもつことから中学歴に抑制する効果があることが示唆される。また、婚前同棲が弱いながらも第 1 子出生を促進する効果をもっている。他方、シンガポールの女性では低学歴のみが初婚と第 1～2 子の出生を促進する効果を持ち、婚前同棲が初婚と第 1～2 子出生を促進する効果をもつ一方、同棲経験と高学歴の交差項が初婚と第 1～2 子出生を抑制する効果をもつ。

最後に、婚前同棲の効果を中心に表 13 に示された欧米 3 カ国に関する結果を東アジア諸国に関する結果と比較することにする。表 13 上段右側パネルに示されたアメリカの男性に関する分析結果を見ると、（中低学歴者の）婚前同棲は初婚を促進し、第 2 子・第 3 子出生を抑制する効果を持ち、高学歴者の婚前同棲は第 2 子・第 3 子出生を促進する効果をもつが、アメリカの女性については（中低学歴者の）婚前同棲は初婚と第 1 子出生を促進する。表 13 下段左側パネルに示されたフランスの男性に関する分析結果を見ると、（中低学歴者の）婚前同棲は初婚と第 1～3 子出生のいずれも促進する効果を持ち、高学歴者の婚前同棲は有意な効果をもたないが、フランスの女性については中低学歴者と高学歴者の婚前同棲は初婚のみを促進する。

表 13 下段右側パネルに示されたスウェーデンの男性に関する分析結果を見ると、（中低学歴者の）婚前同棲は初婚と第 1 子出生を促進する効果を持ち、高学歴者の婚前同棲は初婚を抑制する効果をもつが、スウェーデンの女性については（中低学歴者の）婚前同棲は初婚、第 1～3 子出生のいずれをも促進する効果をもつ。従って、日本とシンガポールの場合と同様、欧米 3 カ国において（中低学歴者の）婚前同棲は初婚・第 1 子出生を促進する傾向がある。また、フランスの女性では韓国

の男性と同様、高学歴者の婚前同棲が初婚を促進する傾向がある。

## V. おわりに

以上の結果をデータ精度の面で要約すると、東アジアでも特に韓国では同棲にスティグマが付与されるためか、特に女性による同棲の申告が過小となっているように見受けられる。日本についても内閣府の2005年調査では同様の傾向があったように思われる。同様な理由や記憶劣化により、シンガポールや欧米諸国でも完全に申告されていることはないであろう。従って、東アジア諸国で同棲に関する情報を収集するためには Smock et al. (2008) が提唱するような、LAT や同棲を含むあらゆる種類のカップルに関する縦断調査が必要であるのかもしれない。

次に、多変量解析の結果を要約すると、同棲・結婚といったユニオン（同居パートナー関係）の形成は年齢に左右される度合いが大きい上、その年齢がコーホート効果を反映することもあるため、また、学歴にも影響を受けるため、同棲の関連要因については日韓両国の一部のものを除き東アジア3カ国全体での共通点は少ないし、欧米3カ国全体での共通点は少ない。要因によって共有する国や性別の組合せが変わるようである。むしろ、年齢の負の効果（低年齢の正の効果）と雇用の正の効果といった6カ国全体での共通点が浮き彫りになったように思われる。また、学歴の影響は日韓とシンガポールの間でも異なるし、欧米諸国間でも異なるし、それぞれの国の男女間でも異なるが、拙稿（小島 2010）で示したとおり、年齢階級と学歴の交互作用によるところもあるように思われる。ユニオンの確率については欧米諸国でも日韓両国のように高学歴が初同棲に対して負の効果をもつアメリカ・スウェーデン（男性のみ）のような国もあるが、シンガポール（男性のみ）のように低学歴が初同棲に対して負の効果をもつフランスのような国もある。

他方、（中低学歴者の）婚前同棲経験は日本の男女とシンガポール女性で結婚とその後の出生を促進する（早める）傾向がある一方、高学歴者の婚前同棲経験は日本とシンガポールの女性で出生を抑制する（遅らせる）傾向があるが、韓国の男性では促進する場合もある。日本とシンガポールの場合と同様、欧米3カ国において（中低学歴者の）婚前同棲は初婚・第1子出生を促進する傾向がある。また、フランスの女性では韓国の男性と同様、高学歴者の婚前同棲が初婚を促進する傾向がある。

このような婚前同棲経験が初婚を早める傾向はカナダ（Wu 2000）の経験とは逆であるが、日本の場合は同棲が結婚の「前触れ」という意味合いが強いためだと思われる。Raymo et al. (2009)は、専修学校卒の女性の場合を例外として、同棲が高卒、短大卒、大卒の女性で結婚を促進することを示している。本稿の分析結果と高学歴女性について異なるのは、コントロールされた変数の違い等によるものと思われる。

日本に関する婚前同棲と学歴の出生タイミングに対する影響に関する本稿の分析結果は第1子出生に関しては岩澤（2005）による女性の学歴別第1子出生タイミングに関する分析結果と整合的であるが、第2子出生については婚前同棲経験があると第2子出生が抑制され、「学歴別に見ても、同棲経験者が一子にとどまる割合は高」とする岩澤の分析結果と異なる。本稿の分析で日本の男女の（中低学歴者の）婚前同棲経験が初婚、第1子出生、第2子出生を促進していることが示されているのは、コントロール変数の相違のほか、同棲の定義の相違や本稿でのタイミングが年単位であることにもよるのかもしれない。Pinnelli et al. (2001)では婚前同棲に関する変数の内容が欧州4カ国で異なることもあるためか、その第2～3子出生の量とタイミングに対する影響が異なる場合もあるように見受けられる。スウェーデンのように婚前同棲が第2子出生を促進する国もあるが、第1子出生が結婚を促進することにもよるとのことである。

結局、同棲とその関連要因の規定要因については日韓両国の一部のものを除き東アジア3カ国全体での共通点は少ない。要因によって共有する国や性別の組合せが変わるようである。むしろ、年

齢の負の効果（低年齢の正の効果）と学歴の負の効果といった3カ国全体での共通点が浮き彫りになったように思われる。しかし、本稿では20代後半の高学歴女性で同棲経験者が多いことといった日本については定量的に明らかにされてこなかったような新たな知見が示されたという点で、若干の意義はあるように思われる。なお、本稿では政策効果の直接的な分析ができなかったが、最近の拙稿（小島 2009a）で日本、韓国、台湾における就業の家族形成意識・行動への影響に関する比較分析を行ったところ、東アジア3カ国のいずれにおいても男女の働き方の影響が大きく、ワーク・ライフ・バランス施策に少子化対策としての効果がありそうなことが明らかになった上、別の拙稿（小島 2009c）でも東アジア3カ国と欧米3カ国で働き方が男女のパートナー関係に大きな影響を及ぼしていることが見いだされたので、同棲・結婚についても働き方の影響に関する分析を加えることが望ましい。

近年、低学歴や不安定就業に代表されるような「社会的排除」によって同棲が促進されることは予想されたとおりであったが、逆に若い高学歴女性が同棲を経験する可能性が高まっているとすれば、大学の専門職養成課程や専門職大学院の拡充施策が特に若い女性の同棲を促進する可能性は十分考えられよう。そのような状況が生じた場合には、一部の欧米の人口学者によって出生促進政策として唱えられているような修学年限の短縮や就学年齢の早期化に関する施策も視野に入れる必要があろう。いずれの場合も、若年者支援策として同棲カップルに対する何らかの政策的支援が必要であろう。実際、Löffler(2009:249)が東アジア諸国と類似点があるイタリアについて述べているとおり、政府による若年者支援が不十分な場合、責任が家族と市場に転嫁されるため、若年者による同棲を含むライフコースに関する選択が家族と市場の状況に左右される度合いが大きくなる可能性が高い。

他方、日本とシンガポールでは中低学歴者の同棲が結婚・出生を促進する（早める）傾向があるが、Raymo et al.(2009)が指摘するように「できちゃった婚」の可能性を示すとも考えられるが、同棲カップルが結婚することを前提に早めに避妊を中止した結果である可能性もある。高学歴の同棲経験女性でみられる結婚・出生が遅れる傾向はいずれの可能性も否定しない。同棲が結婚の「代わり」となっているような状況では同棲カップルの出生力が法律婚カップルの出生力よりも低くなる傾向があるため、同棲の増加が出生力低下に寄与する可能性も考えられるが、日本やシンガポールのように同棲が結婚の「前触れ」となっている状況では同棲の増加が結婚を促進することにより出生力の維持・上昇に寄与する可能性があるため、少子化対策としても同棲カップルに対する何らかの政策的支援が必要であろう。

Nazio(2008:171-172)が欧州諸国に関する実証分析結果にも基づいて述べているとおり、同棲がパートナー関係の面で結婚の代替行動となっているだけでなく、経済面で結婚や離家がますます困難になっていることへの対処行動にもなっているとすれば、独身（特に親と同居を伴うもの）よりも出生に繋がりやすい選択肢であるし、同棲が結婚より低年齢で行われるとすれば定期的な性交渉が「できちゃった婚」にも繋がりやすいので出生力維持・上昇に寄与している可能性がある。しかし、Nazio は同棲がより一般化した場合の出生力に対する影響については経済的安定、出生インセンティブ、男女のワーク・ライフ・バランスによると述べ、公共政策の重要性を示唆している。これらの政策的課題は同棲が広がりつつある東アジア諸国についても当てはまるものであり、政策的対応が望まれるが、その根拠として精度の高いデータとその科学的な分析が必要となる。

2005年調査に基づく日韓両国の分析結果と2009年調査に基づく日韓両国の分析結果にみられる若干の差異は調査実施方法が変わったことによるものと思われるが、2005年調査で日本、特に男性について若干の過小申告の可能性があり、2009年調査で韓国、特に女性について大きな過小申告の可能性のあることにもよるし、2008年9月の「リーマン・ショック」後に雇用情勢が急速に悪化したことに伴って社会経済的移動だけでなく、地理的移動が生じた場合があることにもよるものと思われる。また、言うまでもないことであるが、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ことにもよるのであろう。

今後の実証研究面での課題としては、日韓両国については地方別の分析、シンガポールについては民族別の分析ないしそれらを上位水準の変数として導入する多水準分析（階層線形モデル）も必要となろう。さらに、初同棲年齢と初婚年齢について別個の比例ハザード分析を行うのではなく、競合する2種類の事象のタイミングの規定要因を同時に分析できるような離散時間イベントヒストリー分析等の手法により同棲と結婚の競合の可能性を明示的にモデルに組み込む必要もあろう。

いずれにしても「少子化の悪循環」といったようなものがあり、政策介入が望ましいとすれば、科学的な調査研究に基づく根拠をもつような政策の策定・実施を行う必要がある（小島 2007）。そのような観点から見て、本稿で分析対象になった、2009年調査や2005年調査のように貴重な標本調査のマイクロデータがSSJDA（東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ研究センター）のようなデータアーカイブに寄託され、実証的な政策研究者の利用に供されることが望ましい。

### 謝辞 (Acknowledgements)

本稿での分析に用いた「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」付帯調査（2009年）および「少子化社会に関する国際意識調査」（2005年）のマイクロデータは、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報告書に執筆した際に継続的な学術利用を許可されたものである。同室の木方幸久氏（企画官）および下村敏文氏（上級政策調査員）に深甚なる謝意を表する次第である。

East Asian Social Survey (EASS) is based on Chinese General Social Survey (CGSS), Japanese General Social Surveys (JGSS), Korean General Social Survey (KGSS), and Taiwanese Social Change Survey (TSCS), and distributed by the EASSDA.

### 参照文献

- Belli, R. F., L. M. Smith, P. M. Adreski and S. Agrawal (2007) "Methodological Comparison between CATI and Event History Calendar and Standardized Questionnaire Instruments." *Public Opinion Quarterly*, Vol.71, No.4, pp.603-632.
- Burstein, N.R., L. D. Lindberg, D. J. Fein, L. Page and R. J. LaRock, Jr. (2003) "Guide to Data Sources on the Determinants of Marriage and Cohabitation." *Marriage and Family Formation Data Analysis Project, Contract #282-98-0006, Final Report*. Bethesda, MD: Abt Associates Inc.
- Casper, Lynne M., and Philip N. Cohen (2000) "How Does POSSLQ Measure up? Historical Estimates of Cohabitation." *Demography*, Vol.37, No.2, pp.237-245.
- Dominguez-Folgueras, Marta and Teresa Castro-Martin (2008) "Women's Changing Socioeconomic Position and Union Formation in Spain and Portugal." *Demographic Research*, Vol.19, Article 41.
- 不破麻紀子(2007)「同棲と結婚意向」*SSJ Data Archive Research Paper Series*, No.37, pp.1-14.
- 福田節也(2007a)「ジェンダーシステムと女性の結婚選択（1）——ヨーロッパ諸国における「『女性の経済的自立仮説』の検証」『季刊家計経済研究』No.76, pp.45-53.
- 福田節也(2007b)「ジェンダーシステムと女性の結婚選択（2）——日本における「『女性の経済的自立仮説』の検証」『季刊家計経済研究』No.76, pp.54-62.
- Fukuda, Setsuya (2009) "Shifting Economic Foundation of Marriage in Japan: The Erosion of Traditional Marriage." *MPIDR Working Paper*, WP2009-0033.
- Hayford, Sarah R., and S. Philip Morgan (2008) "The Quality of Retrospective Data on Cohabitation." *Demography*, Vol.45, No.1, pp.129-141.

- Hoem, Jan M. (1991) "To Marry, Just in Case...: the Swedish Widow's-Pension Reform and the Peak in Marriages in December 1989." *Acta Sociologica*, Vol.34, No.2, pp.127-135.
- Hudson, Valerie M. and Andrea M, den Boer (2004) *Bare Branches: The Security Implications of Asia's Surplus Male Population*. Cambridge, MA: MIT Press.
- 岩澤美帆(2005)「日本における同棲の現状」毎日新聞社人口問題調査会編『超少子化時代の家族意識——第1回人口・家族・世代世論調査報告書——』毎日新聞社, pp.71-106.
- Knab, J. Tansey, and S. McLanahan (2006) "Measuring Cohabitation: Does how, when, and who you Ask Matter?" S. L. Hofferth and L. M. Casper (eds.), *Handbook of Measurement Issues in Family Research*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum, pp.19-33.
- 小島宏(1983)「欧米諸国における同棲増加の人口学的意味」『人口問題研究』第166号, pp.52-57.
- 小島宏(1990)「晩婚化の傾向/シングルズの増加」『家族社会学研究』No.2, pp.10-23.
- Kojima, Hiroshi(1994)"Determinants of First Marital Formation in Japan: Does the Sibling Configuration Matter?" *Japan Review*, No.5, pp.187-209.
- Kojima, Hiroshi(1995)"Sibling Configuration and Marriage Timing in Japan." Chin-Chun Yi (ed.), *Family Formation and Dissolution: Perspective from East and West*. Taipei, Academia Sinica, pp.85-127.
- Kojima, Hiroshi, et Jean-Louis Rallu (1997) "La fécondité au Japon et en France," *Population (INED)*, Vol.52, No. 5, pp.1143-1172.
- Kojima Hiroshi, and Jean-Louis Rallu (1998) "Fertility in Japan and France," *Population: An English Selection*, Vol.10, No.2, pp. 319-348.
- 小島宏 (2005)「特集 韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究：少子化対策の潜在的効果の検討を中心とする序論」『人口問題研究』第62巻第2号, pp.1-22.
- 小島宏 (2007)「(住みよい少子化社会の形成：論点の背景) 科学的根拠のある少子化対策を」『NIRA 政策レビュー』No.18, pp.6-8.
- 小島宏(2009a)「東アジアにおける就業と家族形成意識・行動——JGSS, TSCS, WMFES, EASS の比較分析——」『早稲田社会科学総合研究』第10巻第1号, pp.47-71.
- 小島宏(2009b)「同棲経験の規定要因」日本社会学会編『第82回日本社会学会報告要旨集』, p.200.
- 小島宏(2009c)「調査結果の考察」内閣府政策統括官(共生社会政策担当)(2009)『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』, pp.372-404.
- 小島宏 (2010)「東アジアにおける同棲とその関連要因」『人口問題研究』第66巻第1号, pp.17-48.
- Löffler, Christin(2009) *Non-Marital Cohabitation in Italy: A Mixed Method Study in Bologna and Cagliari*. Saarbrücken, Südwestdeutscher Verlag für Hochschulschriften.
- Manning, Wendy D., and Pamela J. Smock (2005) "Measuring and Modeling Cohabitation: New Perspectives from Qualitative Data." *Journal of Marriage and Family*, Vol.67, pp.989-1002.
- 三田房美・岩澤美帆(2007)「異性との交際」国立社会保障・人口問題研究所編『わが国の独身層の結婚観と家族観』, pp.30-39.
- Mongeau, J., G. Neill et C. Le Bourdais(2001) "Effet de la précarité économique sur la formation d'une première union au Canada." *Cahiers québécois de démographie*, Vol.30, No.1, No.1, pp.3-29.
- Murphy, Michael (2000) "The Evolution of Cohabitation in Britain, 1960-95." *Population Studies*, Vol.54, No.1, pp.43-56.
- 内閣府政策統括官(共生社会政策担当)(2006)『少子化社会に関する国際意識調査報告書』.
- 内閣府政策統括官(共生社会政策担当)(2009)『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』.
- Nazio, Tiziana (2008) *Cohabitation, Family and Society*. New York: Routledge.
- Pinelli, A., H. J. Hoffmann-Nowotny and B. Fux (2001) *Fertility and New Types of Household and Family*

- Formation in Europe*. Strasbourg, Council of Europe Publishing.
- Pollard, Michael, and Kathleen Mullan Harris (2006) "Measuring Cohabitation in Add Health." S. L. Hofferth and L. M. Casper (eds.), *Handbook of Measurement Issues in Family Research*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum, pp.35-51.
- Rallu, Jean-Louis, and Hiroshi Kojima (2002) "Determinants of Non-Formation of Partnership: A French-Japanese Comparison." *Japanese Journal of Population*, special issue, pp.1-23.
- Raymo, J. M., M. Iwasawa, and L. Bumpass (2009) "Cohabitation and Family Formation in Japan." *Demography*, Vol.46, No.4, 785-803.
- Regnier-Loilier, A., E. Beaujouan and C. Villeneuve-Gokalp (2009) "Neither Single, nor in a Couple: A study of living apart together in France." *Demographic Research*, Vol.21, Article 4.
- Schröder, Christin (2008) "Economic Insecurity and Cohabitation Strategy in Italy." *MPIDR Working Paper*, WP 2008-004.
- Singly, François de (1987) *Fortune et infortune de la femme mariée*. Paris: PUF.
- Smock, P., L. Casper and J. Wyse (2008) "Nonmarital Cohabitation: Current Knowledge and Future Directions for Research." Research Report 08-648, Population Research Center, University of Michigan.
- 鈴木透(2002)「日本における結婚市場の分析」阿藤誠・早瀬保子編『ジェンダーと人口問題』大明堂, pp.146-166.
- 竹沢純子(2005)「韓国ソウルにおける同棲の規定要因」『生活社会科学研究』第12号, pp.1-12.
- Teitler, J. O., N. E. Reichman and H. Koball (2006) "Contemporaneous Versus Retrospective Reports of Cohabitation in the Fragile Families Survey." *Journal of Marriage and Family*, Vol.68, pp.469-477.
- 津谷典子(2006)「わが国における家族形成のパターンと要因」『人口問題研究』第63巻第1-2号, pp.1-19.
- 津谷典子(2009)「学歴と雇用安定性のパートナーシップ形成への影響」『人口問題研究』第65巻第2号, pp.45-63.
- United Nations (2003) *Partnership and Reproductive Behavior in Low-Fertility Countries*. New York: United Nations.
- Wu, Zheng (2000) *Cohabitation: An Alternative Form of Family Living*. Don Mills, ON, Oxford University Press.
- 山田昌弘(2005)『迷走する家族——戦後家族モデルの形成と解体——』有斐閣.
- 善積京子(1994)「選択動機から見た日本の非法律婚カップル」『追手門学院大学文学部紀要』第20号, pp.95-114.



表1 年次別、男女年齢階級別未婚者の同棲経験割合(%)

男女 年齢階級	1987年	1992年	1997年	2002年	2005年
男性					
18-34歳	3.2 (0.9)	4.5 (1.1)	4.8 (1.7)	6.7 (2.3)	7.9 (1.9)
18-19歳	1.2 (0.5)	0.9 (0.2)	0.6 (0.5)	1.8 (0.8)	0.9 (0.5)
20-24歳	3.5 (1.0)	4.2 (1.3)	4.5 (2.1)	6.0 (2.8)	5.7 (2.5)
25-29歳	3.3 (0.7)	6.7 (1.3)	7.1 (1.7)	10.3 (2.8)	11.8 (2.2)
30-34歳	5.0 (1.5)	7.1 (1.6)	6.0 (1.9)	6.9 (1.8)	9.9 (1.3)
35-39歳	-	11.0 (1.9)	8.0 (1.0)	9.3 (1.2)	9.0 (1.0)
女性					
18-34歳	2.8 (0.7)	3.1 (1.1)	4.6 (1.7)	7.6 (2.4)	7.3 (2.3)
18-19歳	1.9 (0.8)	1.3 (0.8)	2.6 (1.0)	3.0 (1.7)	1.7 (1.1)
20-24歳	2.7 (0.8)	3.1 (1.1)	4.4 (2.3)	7.5 (2.7)	6.7 (2.2)
25-29歳	4.1 (0.0)	4.5 (1.4)	5.3 (1.0)	10.0 (3.0)	10.1 (2.9)
30-34歳	4.4 (0.6)	6.1 (1.6)	7.6 (1.5)	8.2 (1.4)	10.6 (3.0)
35-39歳	-	6.6 (0.1)	5.4 (0.7)	5.2 (0.5)	8.6 (3.1)
(出所)	三田・岩澤(2007:37)				
(注)	( )内は調査時の同棲割合				

表2 男女年齢階級別の同棲経験割合(%)

男女 年齢階級	2005年		2007年	2004年ソウル	
	総数	1年以上	JGGS	有配偶	無配偶
男性					
20-49歳	-	-	-	-	-
20-24歳	-	-	6.3	-	-
25-29歳	-	-	21.0	0.0	2.5
30-34歳	-	-	22.2	8.8	6.7
35-39歳	-	-	18.2	3.2	12.0
40-44歳	-	-	15.4	4.3	25.0
45-49歳	-	-	15.6	-	-
女性					
20-49歳	15.0	8.6	-	-	-
20-24歳	12.0	4.6	13.4	-	-
25-29歳	20.2	13.1	20.3	5.8	0.0
30-34歳	20.5	11.5	21.6	2.6	7.7
35-39歳	16.9	10.7	15.2	3.5	5.6
40-44歳	10.6	5.3	14.1	6.1	0.0
45-49歳	9.5	5.1	10.4	-	-

(出所) 岩澤(2005:88), 津谷(2009:56), 竹沢(2005:5)

(注) ( )内は調査時の同棲割合

表3 2009年・2005年の各国における男女年齢階級別にみた同様

国 男女 年齢階級	2009年				国 男女 年齢階級	2005年				EASS	
	同様割合	同様経緯割合	平均同様開始年齢	平均同様年数		同様割合	同様経緯割合	平均同様開始年齢	平均同様年数	2006年	2008年
日本					日本					日本	
総数	0.029	0.225	24.2	2.36	総数	0.009	0.132	22.7	3.05	0.000	0.005
(N)	1000	1000	188	185	(N)	1115	1115	55	55	882	924
20-29歳	0.048	0.194	22.0	1.40	20-29歳	0.023	0.170	20.4	2.17	0.000	0.008
30-39歳	0.021	0.294	24.6	2.30	30-39歳	0.007	0.157	23.5	3.44	0.000	0.009
40-49歳	0.020	0.168	26.0	3.68	40-49歳	0.002	0.086	24.5	3.58	0.000	0.000
男性	0.030	0.250	25.1	2.34	男性	0.012	0.134	22.2	4.76	0.000	0.007
(N)	508	508	104	104	(N)	501	501	21	21	391	439
20-29歳	0.050	0.194	22.3	1.29	20-29歳	0.026	0.145	21.4	2.86	0.000	0.008
30-39歳	0.026	0.330	25.7	2.34	30-39歳	0.016	0.158	22.5	5.60	0.000	0.011
40-49歳	0.013	0.208	26.3	3.38	40-49歳	0.000	0.105	22.8	6.00	0.000	0.000
女性	0.028	0.199	23.2	2.38	女性	0.007	0.130	23.0	2.00	0.000	0.004
(N)	492	492	84	81	(N)	614	614	34	34	491	485
20-29歳	0.045	0.195	21.7	1.52	20-29歳	0.021	0.190	19.8	1.73	0.000	0.008
30-39歳	0.015	0.258	23.2	2.25	30-39歳	0.000	0.156	24.1	2.00	0.000	0.006
40-49歳	0.028	0.125	25.5	4.21	40-49歳	0.004	0.071	25.4	2.38	0.000	0.000
韓国					韓国					韓国	
総数	0.005	0.049	26.5	3.37	総数	0.011	0.064	25.8	3.32	0.006	0.005
(N)	1000	1000	29	27	(N)	1004	1004	28	28	1089	954
20-29歳	0.010	0.062	23.2	3.60	20-29歳	0.023	0.057	23.3	1.00	0.007	0.016
30-39歳	0.003	0.066	26.2	3.13	30-39歳	0.006	0.085	26.3	4.08	0.010	0.003
40-49歳	0.003	0.020	29.6	3.83	40-49歳	0.003	0.047	27.0	4.13	0.002	0.000
男性	0.010	0.082	26.6	3.54	男性	0.014	0.102	25.3	3.55	0.006	0.005
(N)	513	513	26	24	(N)	509	509	22	22	493	426
20-29歳	0.019	0.101	23.2	3.60	20-29歳	0.034	0.101	22.4	1.20	0.007	0.015
30-39歳	0.006	0.111	26.4	3.29	30-39歳	0.006	0.129	26.1	4.55	0.006	0.000
40-49歳	0.006	0.034	30.0	4.20	40-49歳	0.000	0.072	26.2	3.67	0.005	0.000
女性	0.000	0.014	25.7	2.00	女性	0.008	0.024	27.5	2.50	0.007	0.006
(N)	487	487	3	3	(N)	495	495	6	6	596	528
20-29歳	0.000	0.020	-	-	20-29歳	0.011	0.011	25.5	0.50	0.007	0.018
30-39歳	0.000	0.018	25.0	2.00	30-39歳	0.006	0.040	27.5	1.50	0.013	0.005
40-49歳	0.000	0.006	27.0	2.00	40-49歳	0.007	0.020	29.5	5.50	0.000	0.000
シンガポール					アメリカ					台湾	
総数	0.030	0.099	25.0	3.30	総数	0.307	0.587	23.4	8.87	0.000	0.005
(N)	1000	1000	69	66	(N)	1000	1000	316	315	1261	1216
20-29歳	0.047	0.113	22.2	1.47	20-29歳	0.267	0.498	20.8	3.56	0.000	0.002
30-39歳	0.031	0.109	25.2	3.13	30-39歳	0.312	0.618	23.9	7.46	0.000	0.005
40-49歳	0.016	0.079	27.7	5.21	40-49歳	0.336	0.632	25.2	15.14	0.000	0.007
男性	0.030	0.114	25.9	3.72	男性	0.290	0.595	24.0	9.08	0.000	0.005
(N)	508	508	41	39	(N)	472	472	151	150	641	605
20-29歳	0.048	0.127	23.2	1.50	20-29歳	0.252	0.481	21.5	3.56	0.000	0.005
30-39歳	0.023	0.126	25.7	3.35	30-39歳	0.294	0.620	23.9	7.33	0.000	0.000
40-49歳	0.018	0.089	28.9	6.08	40-49歳	0.316	0.661	25.9	14.91	0.000	0.010
女性	0.030	0.083	23.8	2.70	女性	0.322	0.580	22.8	8.67	0.000	0.005
(N)	492	492	28	27	(N)	528	528	165	165	620	611
20-29歳	0.046	0.093	20.4	1.43	20-29歳	0.280	0.512	20.2	3.56	0.000	0.000
30-39歳	0.038	0.092	24.5	2.85	30-39歳	0.328	0.617	23.9	7.57	0.000	0.010
40-49歳	0.015	0.070	25.6	3.71	40-49歳	0.356	0.605	24.4	15.39	0.000	0.005
(出所)	小島(2009c:398-399)およびEASS2006及びeass2008マイクロデータ				フランス					中国	
					総数	0.188	0.532	24.1	6.59	0.006	0.011
					(N)	1006	1006	371	360	2068	1935
					20-29歳	0.213	0.459	21.3	3.41	0.014	0.034
					30-39歳	0.207	0.637	23.7	6.44	0.005	0.004
					40-49歳	0.146	0.487	26.5	9.22	0.000	0.001
					男性	0.204	0.509	25.4	7.02	0.007	0.010
					(N)	501	501	174	168	910	903
					20-29歳	0.179	0.391	22.4	3.06	0.012	0.031
					30-39歳	0.244	0.610	25.0	5.97	0.009	0.003
					40-49歳	0.185	0.514	27.5	10.68	0.000	0
					女性	0.172	0.554	22.9	6.21	0.005	0.012
					(N)	505	505	197	192	1158	1032
					20-29歳	0.248	0.530	20.6	3.63	0.016	0.036
					30-39歳	0.172	0.661	22.6	6.85	0.002	0.005
					40-49歳	0.106	0.459	25.4	7.64	0.000	0.003
					スウェーデン						
					総数	0.293	0.759	22.2	8.87		
					(N)	1019	1019	472	468		
					20-29歳	0.389	0.621	21.1	4.48		
					30-39歳	0.337	0.841	22.8	9.06		
					40-49歳	0.170	0.791	22.4	12.38		
					男性	0.313	0.731	22.7	9.29		
					(N)	495	495	231	229		
					20-29歳	0.397	0.548	21.3	4.13		
					30-39歳	0.355	0.808	23.4	8.91		
					40-49歳	0.203	0.808	22.9	14.31		
					女性	0.275	0.784	21.7	8.48		
					(N)	524	524	241	239		
					20-29歳	0.381	0.690	20.9	4.82		
					30-39歳	0.321	0.872	22.2	9.21		
					40-49歳	0.137	0.775	21.9	10.63		

表4 2009年・2005年の各国における開始時期別にみた同棲

国 男女 開始時期	2009年			国(調査年) 開始時期	2005年				
	(N)	現在同棲 継続割合	平均同棲 開始年齢		平均同棲 年数	(N)	現在同棲 継続割合	平均同棲 開始年齢	平均同棲 年数
日本				日本					
総数	188	0.138	24.2	2.36	総数	55	0.182	22.7	3.05
1985年以前	9	0.111	20.6	5.00	1985年以前	7	0.000	20.3	4.57
1986-1990年	18	0.056	20.8	5.33	1986-1990年	6	0.167	22.0	4.33
1991-1995年	27	0.111	23.6	2.70	1991-1995年	15	0.067	22.6	3.73
1996-2000年	53	0.019	24.5	2.27	1996-2000年	14	0.071	22.1	2.43
2001-2005年	48	0.104	24.8	1.58	2001-2005年	13	0.538	25.1	1.54
2006-2008年	33	0.455	26.3	0.94	2006-2008年	-	-	-	-
韓国				韓国					
総数	29	0.172	26.5	3.37	総数	28	0.321	25.8	3.32
1985年以前	1	0.000	23.0	3.00	1985年以前	2	0.000	18.5	10.00
1986-1990年	2	0.000	20.5	3.50	1986-1990年	5	0.000	24.0	3.20
1991-1995年	5	0.000	27.8	2.00	1991-1995年	7	0.000	26.3	5.86
1996-2000年	8	0.250	25.9	5.75	1996-2000年	4	0.000	28.0	1.75
2001-2005年	7	0.143	28.1	3.00	2001-2005年	10	0.900	26.8	0.90
2006-2008年	6	0.333	27.0	1.50	2006-2008年	-	-	-	-
シンガポール				アメリカ					
総数	69	0.391	25.0	3.30	総数	316	0.728	23.4	8.87
1985年以前	3	0.000	21.3	2.67	1985年以前	69	0.725	20.7	19.00
1986-1990年	4	0.250	23.3	3.25	1986-1990年	41	0.610	21.8	12.20
1991-1995年	15	0.267	25.2	6.07	1991-1995年	48	0.604	23.1	7.63
1996-2000年	16	0.438	26.1	3.75	1996-2000年	82	0.732	24.3	5.70
2001-2005年	18	0.389	24.4	2.00	2001-2005年	76	0.868	25.9	2.03
2006-2008年	11	0.727	25.4	1.09	2006-2008年	-	-	-	-
(出所)	小島(2009c:400)			フランス					
				総数	371	0.442	24.1	6.59	
				1985年以前	49	0.388	22.0	11.88	
				1986-1990年	76	0.316	23.0	8.95	
				1991-1995年	93	0.269	23.7	6.57	
				1996-2000年	83	0.482	26.0	5.08	
				2001-2005年	70	0.800	25.0	2.10	
				2006-2008年	-	-	-	-	
				スウェーデン					
				総数	472	0.608	22.2	8.87	
				1985年以前	115	0.348	20.1	13.82	
				1986-1990年	86	0.430	21.2	11.34	
				1991-1995年	87	0.609	22.9	9.57	
				1996-2000年	96	0.844	22.9	6.33	
				2001-2005年	88	0.864	24.5	2.17	
				2006-2008年	-	-	-	-	

表5 2009年各国における男女別にみた同様の関連要因

国 男女	2009年		国 男女	2005年	
	同様に	同様に 経験あり		同様に	同様に 経験あり
日本 男性	自営(+) 正規20-24歳(+) 非正規20-24歳(+) 非正規25-29歳(+) 通勤15分未満(+) 通勤30-59分(+) 通勤1-2時間(+) 通勤2時間以上(+)	中学歴30-34歳(+) 公務員(-) 学生(-) 正規45-49歳(-) 通勤30-59分(+) 通勤2時間以上(+)	日本 男性	低学歴(+) 常勤25-29歳(+) 非常勤30-34歳(+)	自営(+) 常勤25-29歳(+)
女性	高学歴(-) 専門職(+) 週41-50時間(+) (モデル適合性疑問)	30-34歳(+) 低学歴(+) 高学歴(-) 高学歴25-29歳(+) 自営(+) 専門職(+) 週41-50時間(+) 通勤15-29分(+) 通勤1-2時間(+) 低所得(+) 中所得(+) 宗教あり(-)	女性	中学歴25-29歳(+) 常勤40-44歳(+)	25-29歳(+) 低学歴(+) 中学歴20-24歳(+) 中学歴30-34歳(+) (モデル適合性疑問)
韓国 男性	-	25-29歳(+) 中学歴35-39歳(+) 正規30-34歳(+) 非正規30-34歳(+) 非正規35-39歳(+) 週61時間以上(+) 通勤2時間以上(+) 宗教あり(+)	韓国 男性	専門職(+) 無職(+) 非常勤雇用(+) 低所得(+)	中学歴20-24歳(-) 無職(+) 非常勤雇用(+) (モデル適合性疑問)
女性	-	失業中(+) 農村居住(+)	女性	常勤30-34歳(+) 非常勤25-29歳(+)	中学歴30-34歳(+) 中学歴35-39歳(+) 中学歴40-44歳(+) 農業(+) 非常勤25-29歳(+) 低所得(+)
シンガポール 男性	中学歴25-29歳(+)	自営(+) 正規25-29歳(+) 中所得(-)	アメリカ 男性	高学歴25-29(-) 自営(+) 常勤25-29歳(+) 高所得(+)	20-24歳(-) 高学歴(-) 高学歴25-29(-) 週41-50時間(-) 週61時間以上(+)
女性	正規20-24歳(+) 正規30-34歳(+)	正規20-24歳(+)	女性	自営(+) 常勤25-29歳(-) 高所得(+)	25-29歳(-) 週20時間以下(-) 低所得(+)
(出所)	小島(2009c:401, 403)		フランス 男性	20-24歳(-) 中学歴25-29歳(+) 中所得(+)	20-24歳(-) 高学歴45-49歳(-) 中学歴20-24歳(-) 農業(-) 常勤20-24歳(+) 中所得(+)
			女性	常勤20-24歳(+) 中所得(+)	45-49歳(-) 高学歴(+) 学生(-) 農村居住(+)
			スウェーデン 男性	45-49歳(-) 低学歴(+) 中学歴25-29歳(+) 中学歴45-49歳(+) 専門職(+) 非常勤30-34歳(+)	20-24歳(-) 25-29歳(-)
			女性	25-29歳(+) 30-34歳(+) 高学歴(-) 高学歴20-24歳(+) 低所得(-) 大都市居住(-)	20-24歳(-) 30-34歳(+) 大都市居住(-)