

---

## 特 集 II

---

男女労働者の働き方が東アジアの低出生力に与えた影響に関する国際比較研究 (その2)

### 東アジアにおける同棲とその関連要因

—学歴との関連を中心に—

小 島 宏\*

本稿では同棲状態・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「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」の付帯調査のマイクロデータと2005年の「少子化社会に関する国際意識調査」のうちの日韓2カ国分のマイクロデータを比較分析した結果を示した。

ロジット分析の結果, 東アジア3カ国における調査時点での同棲状態と同棲経験に対して, 20代後半の年齢階級ないしそれと高学歴の交差項が正の効果をもつ場合が多く, 40代の年齢階級ないしそれと高学歴の交差項が正の効果をもつ場合が比較的多いこと, また, 同棲状態と同棲経験に対して高学歴そのものは負の効果をもつ傾向があることが示された。他方, 比例ハザード分析の結果, (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の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ことも示された。

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, 日本については近年, 20代後半の高学歴女性で同棲経験が多かったといった新たな知見が示された点で, 本稿に若干の意義はあろう。

#### I. はじめに

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。その後, 「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

---

\* 早稲田大学社会科学総合学術院

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、そのようなライフコース戦略が日本の女性によっても採られ始めている可能性がある。

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、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代男女の親の世代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対し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言えよう。

実際、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、2005年調査において日本で0.9%であった20～49歳男女の調査時における同棲割合が、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。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）のうちの日韓2カ国分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内閣府報告書の拙稿（小島 2009c）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。日本の研究者で日本について調査時点での同棲状態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）が最初のように、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居住の場合に同棲中の者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もち、若干の意識変数が有意な効果をもち、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もち、若干の意識変数が有意な効果をもつことも見いだされた。

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，仮説を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，内閣府調査では離婚歴がわからず，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，超低出生力に直面した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。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」が当てはまるの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



対して負の効果をもち、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たずである。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から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。Schröder（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）は不況の影響が出生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) も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割合が2005年調査と比べて上昇する一方、韓国の女性における同棲経験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調査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、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良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であろう。

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段階化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、男女年齢階級別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（同棲後の結婚、婚前同棲なしの直接婚、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 and 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、学歴と婚前同棲経験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とする。

同棲期間は初婚経験者については初婚までの期間、同棲中の未婚者につい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年数を推定し、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年から婚前同棲年数を減じ、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（20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳、40～44歳、45～49歳）、学歴（高学歴、中学歴、低学歴）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。なお、高学歴は高等教育修了または後期中等教育後教育修了、中学歴は後期中等教育修了、低学歴は前期中等教育修了以下を意味する。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1の左側パネルは内閣府の2009年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



表 1 2009年・2005年の各国における男女年齢階級別に見た同棲

国 男女 年齢階級	2009年				2005年			
	同棲割合	同棲経験 割合	平均同棲 開始年齢	平均同棲 年数	同棲割合	同棲経験 割合	平均同棲 開始年齢	平均同棲 年数
日本								
総数	0.029	0.225	24.2	2.36	0.009	0.132	22.7	3.05
(N)	1000	1000	188	185	1115	1115	55	55
20～29歳	0.048	0.194	22.0	1.40	0.023	0.170	20.4	2.17
30～39歳	0.021	0.294	24.6	2.30	0.007	0.157	23.5	3.44
40～49歳	0.020	0.168	26.0	3.68	0.002	0.086	24.5	3.58
男性	0.030	0.250	25.1	2.34	0.012	0.134	22.2	4.76
(N)	508	508	104	104	501	501	21	21
20～29歳	0.050	0.194	22.3	1.29	0.026	0.145	21.4	2.86
30～39歳	0.026	0.330	25.7	2.34	0.016	0.158	22.5	5.60
40～49歳	0.013	0.208	26.3	3.38	0.000	0.105	22.8	6.00
女性	0.028	0.199	23.2	2.38	0.007	0.130	23.0	2.00
(N)	492	492	84	81	614	614	34	34
20～29歳	0.045	0.195	21.7	1.52	0.021	0.190	19.8	1.73
30～39歳	0.015	0.258	23.2	2.25	0.000	0.156	24.1	2.00
40～49歳	0.028	0.125	25.5	4.21	0.004	0.071	25.4	2.38
韓国								
総数	0.005	0.049	26.5	3.37	0.011	0.064	25.8	3.32
(N)	1000	1000	29	27	1004	1004	28	28
20～29歳	0.010	0.062	23.2	3.60	0.023	0.057	23.3	1.00
30～39歳	0.003	0.066	26.2	3.13	0.006	0.085	26.3	4.08
40～49歳	0.003	0.020	29.6	3.83	0.003	0.047	27.0	4.13
男性	0.010	0.082	26.6	3.54	0.014	0.102	25.3	3.55
(N)	513	513	26	24	509	509	22	22
20～29歳	0.019	0.101	23.2	3.60	0.034	0.101	22.4	1.20
30～39歳	0.006	0.111	26.4	3.29	0.006	0.129	26.1	4.55
40～49歳	0.006	0.034	30.0	4.20	0.000	0.072	26.2	3.67
女性	0.000	0.014	25.7	2.00	0.008	0.024	27.5	2.50
(N)	487	487	3	3	495	495	6	6
20～29歳	0.000	0.020	-	-	0.011	0.011	25.5	0.50
30～39歳	0.000	0.018	25.0	2.00	0.006	0.040	27.5	1.50
40～49歳	0.000	0.006	27.0	2.00	0.007	0.020	29.5	5.50
シンガポール								
総数	0.030	0.099	25.0	3.30				
(N)	1000	1000	69	66				
20～29歳	0.047	0.113	22.2	1.47				
30～39歳	0.031	0.109	25.2	3.13				
40～49歳	0.016	0.079	27.7	5.21				
男性	0.030	0.114	25.9	3.72				
(N)	508	508	41	39				
20～29歳	0.048	0.127	23.2	1.50				
30～39歳	0.023	0.126	25.7	3.35				
40～49歳	0.018	0.089	28.9	6.08				
女性	0.030	0.083	23.8	2.70				
(N)	492	492	28	27				
20～29歳	0.046	0.093	20.4	1.43				
30～39歳	0.038	0.092	24.5	2.85				
40～49歳	0.015	0.070	25.6	3.71				

(出所) 小島 (2009c : 398-399)

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が低下する傾向があるが、日本の女性では離別者による同棲が増加するためか、40代で上昇しているのが興味深い。また、右側パネルに示された2005年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1 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23.3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。女性の同棲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の差があまり大きくないが、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法律婚に代わるような同棲の割合が高まるのかもしれない。

表1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1 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、男女がほぼ同水準となっている。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、女性で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代で若干高い。

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。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が、おそらく過小申告のためであろう。

第4列の平均婚前同棲年数は日本では3.05年と2009年調査の2.36年より長い。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。

(2) 開始時期別結果

表2は内閣府の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なり少なくなる場合があり、結果が不安定になるため、男女総数に関するものしか示していない。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

表2 2009年・2005年の各国における開始時期別に見た同棲

国 開始時期	2009年				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								
総数	188	0.138	24.2	2.36	55	0.182	22.7	3.05
1985年以前	9	0.111	20.6	5.00	7	0.000	20.3	4.57
1986～1990年	18	0.056	20.8	5.33	6	0.167	22.0	4.33
1991～1995年	27	0.111	23.6	2.70	15	0.067	22.6	3.73
1996～2000年	53	0.019	24.5	2.27	14	0.071	22.1	2.43
2001～2005年	48	0.104	24.8	1.58	13	0.538	25.1	1.54
2006年以降	33	0.455	26.3	0.94	-	-	-	-
韓国								
総数	29	0.172	26.5	3.37	28	0.321	25.8	3.32
1985年以前	1	0.000	23.0	3.00	2	0.000	18.5	10.00
1986～1990年	2	0.000	20.5	3.50	5	0.000	24.0	3.20
1991～1995年	5	0.000	27.8	2.00	7	0.000	26.3	5.86
1996～2000年	8	0.250	25.9	5.75	4	0.000	28.0	1.75
2001～2005年	7	0.143	28.1	3.00	10	0.900	26.8	0.90
2006年以降	6	0.333	27.0	1.50	-	-	-	-
シンガポール								
総数	69	0.391	25.0	3.30				
1985年以前	3	0.000	21.3	2.67				
1986～1990年	4	0.250	23.3	3.25				
1991～1995年	15	0.267	25.2	6.07				
1996～2000年	16	0.438	26.1	3.75				
2001～2005年	18	0.389	24.4	2.00				
2006年以降	11	0.727	25.4	1.09				

(出所) 小島 (2009c: 400)

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。詳しくは小島（2009c）を参照されたいが、2009年調査のシンガポールの結果は2005年調査のフランスの結果に類似している。

表2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のかもかもしれない。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。

## 2. 多変量解析

### (1) 同棲の規定要因

表3は2009年調査と2005年調査のミクロデータに2項ロジットモデルを適用して同棲経験と同棲状態に対する年齢、学歴、居住地特性の影響を分析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。表4ではそれに年齢階級と高学歴（高等教育修了、後期中等教育後教育修了）の交差項のうち少なくとも20%水準で有意なもののみを投入したが、東アジアでは同棲（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や年齢階級と高学歴の交差項で有意なものがない場合は結果の掲載を省略した。

表3の上段左側1番目パネルの第1列に示された同棲経験の規定要因であるが、2009年において日本の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。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3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



表3 2009年・2005年の各国における男女別に見た同棲の規定要因の2項ロジット  
分析結果：基本モデル

独立変数 カテゴリー	2009年					2005年	
	同棲経験			同棲中		同棲経験	
	日本	韓国	シンガポール	日本	シンガポール	日本	韓国
(男性)							
定数項	-1.6465 ***	-3.7424 ***	-2.3792 ***	-2.2626 ***	-3.0951 ***	-2.8103 ***	-2.5087 ***
年齢							
25～29歳	0.5039	2.6591 *	1.0901 *	-1.2492 &	0.7550	1.3255 *	0.6391
30～34歳	1.2978 **	2.3110 *	0.9135 #	-0.5599	-0.7729	0.7215	0.8644 &
35～39歳	0.9698 *	2.0618 #	0.5615	-1.4038 #	0.2474	1.1614 #	0.4407
40～44歳	0.9511 *	0.8599	0.3644	-1.8225 #	-0.3450	0.6911	-0.1130
45～49歳	-0.3148	0.9017	0.2736	-1.5130 &	-0.8172	0.3287	-0.2804
学歴							
高学歴	-0.4407	-0.6272 #	-0.1304	-1.0255 &	-0.5217	0.0159	-0.4241 &
低学歴	0.7618 #	-	-0.2961	0.8060	-0.5217	1.0618 *	1.3233 *
居住地(S:民族)							
大都市(S:マレー)	0.2881	-0.3672	-0.1756	-0.2207	-11.2657 \$	0.3028	0.1468
農村(S:インド)	-0.3589	0.2995	-0.0792	0.4136	0.1012	0.0583	0.3398
国籍(Sのみ)							
外国人	-	-	-0.6532	-	-11.4665 \$	-	-
N	506	510	506	506	506	501	509
LLR(d.f.)	32.87(9)***	25.72(8)**	9.55(10)	13.29(9) &	11.00(10)	15.23(9) #	11.95(9)
(女性)							
定数項	-1.7541 ***	-3.1869 *	-2.5335 ***	-3.1729 ***	-2.8831 ***	-1.2184 ***	-3.672 ***
年齢							
25～29歳	1.1210 *	-0.3544	-0.2068	1.1028	-1.9420 #	-0.0030	0.1241
30～34歳	1.4871 **	0.0286	0.0912	-0.7454	-0.9853	0.1473	1.2565
35～39歳	0.6176 &	-0.6632	-0.3066	-0.5212	-1.1313 &	-0.5807 &	0.9853
40～44歳	0.3846	-1.4786	-0.1978	0.7325	-2.3101 *	-1.0249 *	0.2503
45～49歳	-0.0198	-12.0299 \$	-0.8660	-11.4447 \$	-1.5128 #	-1.5721 **	-0.2921
学歴							
高学歴	-0.7291 **	-12.0678 \$	0.4478	-2.1911 **	0.5321	-0.9028 ***	-2.0409 #
低学歴	1.3920 *	-	0.4476	0.8508	0.3104	1.4873 **	0.6442
居住地(S:民族)							
大都市(S:マレー)	0.0430	0.6321	-1.4206 &	0.5639	-0.4402	0.2638	-0.4135
農村(S:インド)	-0.7583 &	2.6508 *	0.4413	-0.1967	0.5543	0.2717	0.3056
国籍(Sのみ)							
外国人	-	-	0.0845	-	0.9537 &	-	-
N	491	486	492	491	492	610	495
LLR(d.f.)	43.13(9)***	21.16(8)**	8.28(10)	22.18(9)**	9.33(10)	44.28(9)***	11.15(9)

(注) & p<0.20, # p<0.10, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001, \$ 少数例

の規定要因をみると、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の多くが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、低学歴が正の効果を持ち、居住地特性の有意な効果がない。第2列に示された韓国の男性では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3の下段左側1番目パネルの第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代後半の者でも比較的高い。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成長開始以前の農村で見られた「足入れ婚」や「届け出遅れ」のようなものがあったため、農村居住者で同棲経験の可能性が高いのかもしれない。

第3列の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ものと思われる。

表3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る。

表3の上段左側2番目のパネルには日本とシンガポールでの調査時点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ので、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。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3の下段左側2番目パネルの第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、一般的に見られる負の効果である。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代前半で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4は表3の基本モデルと同様、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それらの規定要因を2項ロジット分析した結果を示したものであるが、年齢階級と高学歴の交差項のうち少なくとも20%水準で有意なものを基本モデルに加えてある。上段左側1番目パネルの第1列に示された日本の男性に関する結果を見ると、40代前半の正の主効果が有意でなくなり、高学歴の負の主効果が有意になる一方、20代後半と高学歴の交差項と40代前半と高学歴の交差項による有

表4 2009年・2005年の各国における男女別に見た同棲の規定要因の2項ロジット  
分析結果：基本モデル+年齢×高学歴

独立変数 カテゴリー	2009年				2005年	
	同棲経験			同棲中	同棲経験	
	日本	韓国	シンガポール	日本	日本	韓国
(男性)						
定数項	-1.5398 ***	-3.5898 ***	-2.3758 ***	-2.1227 ***	-2.5519 ***	-2.4400 ***
年齢						
25～29歳	0.1879	1.9713 #	1.1299 *	-1.9068 #	0.5429	0.1509
30～34歳	1.4061 ***	2.4134 *	0.9761 #	-1.3945	0.1294	0.5365
35～39歳	1.0438 **	2.1113 *	0.6199	-1.3520 &	0.8091	0.6082
40～44歳	0.5072	0.9254	-0.0628	-1.7376 &	0.8052 &	0.1045
45～49歳	-0.2780	0.9183	0.2970	-1.4401 &	0.3830	-0.1669
学歴						
高学歴	-0.7704 **	-1.0332 *	-0.3206	-2.0967 #	-0.7359 &	-1.0812 *
低学歴	0.7275 #	-	-0.2523	0.9203	1.1370 *	1.1540 #
居住地(S:民族)						
大都市(S:マレー)	0.2751	-0.4236	-0.1800	-0.2351	0.2725	0.1594
農村(S:インド)	-0.3402	0.1756	-0.0994	0.4265	-0.0367	0.2950
国籍(Sのみ)						
外国人	-	-	-0.6424	-	-	-
年齢×学歴						
25～29歳高学歴	0.8046 &	1.2633 #	-	0.4265 &	1.6384 *	1.3978 #
30～34歳高学歴	-	-	-	2.3376 &	1.2855 &	1.1762 &
35～39歳高学歴	-	-	-	-	0.9753 &	-
40～44歳高学歴	0.9367 #	-	1.1087 &	-	-	-
N	506	510	506		501	509
LLR(d.f.)	36.72(11) ***	28.59(9) ***	11.51(11)	16.54(11) &	20.72(12) #	15.75(11) &
(女性)						
定数項	-1.6122 ***	-	-2.4478 ***	-	-1.1480 **	-
年齢						
25～29歳	0.6041	-	-0.0915	-	0.0026	-
30～34歳	1.5414 ***	-	0.1365	-	0.1719	-
35～39歳	0.6082 &	-	-0.6978	-	-0.5788	-
40～44歳	0.4102	-	-0.5300	-	-1.3882 *	-
45～49歳	-1.2803	-	-1.4541 #	-	-2.0100 **	-
学歴						
高学歴	-1.0851 ***	-	-0.3011	-	-1.1498 ***	-
低学歴	1.3596 *	-	0.5942	-	1.6055 **	-
居住地(S:民族)						
大都市(S:マレー)	0.0201	-	-1.3545 &	-	0.2829	-
農村(S:インド)	-0.8027 #	-	0.3751	-	0.2861	-
国籍(Sのみ)						
外国人	-	-	0.1389	-	-	-
年齢×学歴						
25～29歳高学歴	1.0103 #	-	-	-	-	-
35～39歳高学歴	-	-	1.3782 &	-	-	-
40～44歳高学歴	-	-	1.3191 &	-	1.0597 &	-
45～49歳高学歴	2.1420 #	-	2.4009 *	-	1.1951 &	-
N	491	-	492	-	530	-
LLR(d.f.)	49.22(11) ***	-	13.57(13)	-	47.58(11) ***	-

(注) & p<0.20, # p<0.10, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

意な正の効果が見られるようになる。韓国の男性の場合は主効果の有意水準がほとんど変わらないが、20代後半と高学歴の交差項による正の効果が見られるようになる。シンガポールの男性の場合も主効果の有意水準がほとんど変わらないが、40代前半と高学歴の交差項による正の効果が見られるようになる。

表4の下段左側1番目パネルの第1列に示された日本の女性の同棲経験に関する結果を表3の結果と比べると、20代後半の主効果が有意でなくなる一方、20代後半と高学歴の交差項による正の効果と40代後半と高学歴の交差項による正の効果が見られるようになる。40代後半の高学歴女性で同棲経験率が高いというのは恐らく離婚が多いことによるのだと思われるが、20代後半の高学歴女性で同棲経験の可能性が高いという知見は新たな傾向を表すものとして注目に値する。小島(2009c)で示された30代前半の高学歴女性で2000年以降の同棲経験の可能性が高いという結果から見て高学歴女性の同棲が2000年頃から増加し始め、しばらく前まで増加していた可能性が窺える。

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。高等教育継続や職業キャリア追求のため、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・卒業女性の一部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・卒業女性の一部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。

表4の下段左側1番目パネルの第3列に示されたシンガポールの女性の同棲経験に関する結果を表3の結果と比べると、40代後半の負の主効果が有意になるとともに、30代後半、40代前半、40代後半のそれぞれと高学歴の交差項による正の効果が見られるようになる。これは2002年以降の“Romancing Singapore”キャンペーンに至る、特に高学歴女性をターゲットとした結婚促進施策の効果によるものなのかもしれないが(小島 2005)、別の角度から再検討する必要があるだろう。

表4の左側2番目のパネルに示された調査時点での同棲の有無に関する結果によれば、日本の男性でのみ年齢階級(20代後半・30代前半)と高学歴の交差項が正の有意な効果をもつ。日本の女性では年齢階級と高学歴の交差項で有意なものはない。また、韓国とシンガポールにおいても男女とも統計的に有意な交差項がない。しかし、小島(2009c)によれば、シンガポールの男性では20代後半の中学歴の者が調査時点で同棲をしている可能性が高いが、20代後半の男性は兵役も終わって「結婚適齢期」にあるものの、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。結婚相手となりうる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。そのため、20代後半とその前後の年代の男性は潜在的な配偶者候補が少ないことにより同棲だけでなく、他のパートナー関係も影響を受けている可能性がある。

## (2) 婚前同棲有無別結婚経験の規定要因

表5は2009年(左側3パネル)と2005年(右側2パネル)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。少な



表5 2009年・2005年の各国における男女別に見た婚前同棲有無別結婚経験の規定要因の多項ロジット分析結果：基本モデル（十年齢×高学歴）

独立変数 カテゴリ	2009年						2005年								
	日本			韓国			日本			韓国					
	同棲後婚 未婚	直接婚 未婚	同棲後婚 直接婚	同棲後婚 未婚	直接婚 未婚	同棲後婚 直接婚	同棲後婚 未婚	直接婚 未婚	同棲後婚 直接婚	同棲後婚 未婚	直接婚 未婚	同棲後婚 直接婚			
(男性)															
定数項	-4.2611 ***	-3.4098 ***	-0.8513	-3.2442 ***	-2.4293 ***	-0.8149	-3.8344 ***	-4.0199 ***	0.1854	-3.8975 ***	-2.9410 ***	-0.9566	-3.4834 ***	-0.6988 ***	-2.7846 ***
年齢															
25~29歳	3.1447 **	2.4455 ***	0.6992	-	-	-	1.6119 #	1.8029 **	-0.1910	0.7122	2.1373 **	-1.4251	-	-	-
30~34歳	4.5945 ***	2.7342 **	1.8602 &	2.0330 **	2.3099 ***	-0.2769	2.8198 **	4.3197 ***	-1.4999 &	0.5704	3.1907 ***	-2.6203 #	0.9951	0.1754	0.8197
35~39歳	4.7869 ***	4.6048 ***	0.1821	3.1967 ***	4.1473 ***	-0.9505	3.0482 ***	4.7867 ***	-1.7384 #	1.9418 &	3.3769 ***	-1.4351	2.5062 ***	1.7864 ***	0.7197
40~44歳	4.9700 ***	5.0040 ***	-0.0340	3.0834 ***	5.0455 ***	-1.9621 *	3.2934 ***	5.1197 ***	-1.8263 #	2.1915 #	4.4446 ***	-2.2531 &	-	-	-
45~49歳	3.8952 **	5.4895 ***	-1.5944	4.2428 ***	6.2302 ***	-1.9874 *	3.4455 ***	5.2586 ***	-1.8131 #	2.2094 #	4.6538 ***	-2.4444 #	-	-	-
学歴															
高学歴	-0.0572	0.3206	-0.3778	-0.6707 &	-0.0198	-0.6510 &	0.9994 &	1.6700 **	-0.6706	-1.6732 &	0.1777	-1.8509 &	-1.7375 &	0.7929 ***	-2.5303 *
低学歴	0.4293	0.4009	0.0284	-	-	-	-0.0566	0.8772 *	-0.9338 #	0.5879	-0.2757	0.8636	2.0399 *	1.6363 **	0.4036
居住地(S:民族)															
大都市(S:マレー)	-0.0279	-0.3988	0.3709	-0.5877	-0.2447	-0.3430	-0.2501	0.5819	-0.8320	0.9583 &	0.0393	0.9200 &	0.2920	0.0145	0.2776
農村(S:インド)	-0.3544	0.6292 &	-0.9836 *	-0.4156	-0.4972	0.0815	0.3789	0.8448 #	-0.4659	0.0900	0.1800	-0.0900	1.2549 &	1.0485 *	0.2063
国籍(Sのみ)															
外国人	-	-	-	-	-	-	0.8783	1.6897 ***	-0.8114 &	-	-	-	-	-	-
年齢×学歴															
25~29歳高学歴	-0.1193	-1.6399 *	1.5206 #	-	-	-	-1.9647 &	-1.6051 #	-0.3596	2.4660 &	-0.5724	3.0384 #	-	-	-
30~34歳高学歴	-0.6790	0.8559	-1.5349 *	-	-	-	-0.4986	-1.6234 *	1.1248 &	2.2208 &	0.4447	1.7761	1.9264	-0.1544	2.0808 &
35~39歳高学歴	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
N	508	510	475	506	492	492	475	506	492	475	506	492	498	498	495
LLR(d.f.)	61.92(72)	36.72(44)	(結婚経験)	92.21(118)	60.16(74)	363.78(70) ***	60.16(74)	92.21(118)	363.78(70) ***	60.16(74)	92.21(118)	363.78(70) ***	363.78(70) ***	363.78(70) ***	363.78(70) ***
(女性)															
定数項	-2.9623 ***	-2.8063 ***	-0.1590	-2.9623 ***	-2.8063 ***	-0.1590	-4.2349 ***	-2.0808 ***	-2.1542 **	-1.4950 **	-0.8871 *	-0.6079	-1.4950 **	-0.8871 *	-0.6079
年齢															
25~29歳	2.2189 *	3.3325 ***	-1.1136	5.2221 ***	5.2221 ***	-	-	-	-	-0.0631	1.0125 *	-1.0756 &	-	0.5818 *	-
30~34歳	5.043 ***	5.5318 ***	-0.0275	6.9227 ***	6.9227 ***	-0.5811	2.4349 ***	3.0160 ***	-0.5811	1.6186 **	2.4476 ***	-0.8290 &	1.6186 **	2.4476 ***	3.0467 ***
35~39歳	4.0576 ***	4.9448 ***	-0.8872	7.9319 ***	7.9319 ***	-	2.6245 ***	3.6884 ***	-1.0639 &	-0.2665	3.0202 **	-3.2866 **	-0.2665	3.0202 **	4.4850 ***
40~44歳	5.0519 ***	6.4803 ***	-1.4284 &	9.5240 ***	9.5240 ***	-	1.6897 *	3.0987 ***	-1.4089 #	2.3625 **	4.5212 ***	-2.1588 **	2.3625 **	4.5212 ***	3.2777 ***
45~49歳	3.2541 *	5.9153 ***	-2.6612 #	9.2922 ***	9.2922 ***	-	0.6445	3.4540 ***	-2.8095 *	-0.2674	3.7950 ***	-4.0624 ***	-0.2674	3.7950 ***	-4.0624 ***
学歴															
高学歴	-1.9619 **	-1.2295 #	-0.7324 #	1.6267 &	1.6267 &	-	1.0983 &	0.6597 #	0.4386	-2.0789 ***	-0.5854 #	-1.4935 **	-2.0789 ***	-0.5854 #	-1.4935 **
低学歴	4.2104 **	3.4693 **	0.7411	-	-	-	1.6328 *	0.9517 **	0.6810	2.5170 *	0.7221	1.7949 *	2.5170 *	0.7221	1.7949 *
居住地(S:民族)															
大都市(S:マレー)	-0.5391	-0.4688 &	-0.0702	-0.5504 #	-0.5504 #	-	-8.6429 \$	0.5885	-9.2264 \$	0.3773	-0.1941	0.5714	-0.3773	-0.1941	-0.0347
農村(S:インド)	-1.1811 #	-0.5362	-0.6449	0.4698	0.4698	-	1.1231 &	0.9682 *	0.1549	-0.1081	-0.3136	0.2055	-0.1081	-0.3136	0.2055
国籍(Sのみ)															
外国人	-	-	-	-	-	-	1.2680 *	1.0596 **	0.2084	-	-	-	-	-	-
年齢×学歴															
25~29歳高学歴	2.0412 *	1.1308 &	0.9104	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
30~34歳高学歴	1.2797	1.3436 &	-0.0639	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
35~39歳高学歴	2.9704 &	1.5301	1.4403	-	-	-	2.4237 &	-0.4745	2.8981 *	3.7254 *	1.4646 #	2.2607 #	3.7254 *	1.4646 #	2.2607 #
45~49歳高学歴	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2.3525 &	0.3949	1.9577	2.3525 &	0.3949	1.9577
N	491	486	492	486	492	492	492	486	492	492	486	492	495	495	495
LLR(d.f.)	53.73(66)	14.83(23)	116.05(123)	116.05(123)	116.05(123)	69.66(66)	69.66(66)	116.05(123)	69.66(66)	69.66(66)	116.05(123)	69.66(66)	69.66(66)	69.66(66)	19.29(20)

(注) & p<0.20, # p<0.10, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001, \$ 少数例

くとも20%水準で有意な年齢階級と高学歴の交差項がある場合は基本モデルにそれらを加えたモデルの結果を示してある。また、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有無別の結婚経験の分析を行えず、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。さらに、韓国人男性については両端の年齢階級で同棲後婚が少ないため、韓国人女性については40代後半の未婚者が少ないため、一部の年齢階級がモデルから除外された。表5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5の上段左側1番目のパネルに示された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。

他方、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、30代前半の年齢階級が弱い正の効果をもっているに過ぎない。しかし、20代後半と高学歴の交差項が正の効果をもち、30代前半と高学歴の交差項が負の効果をもっている。表4でも20代後半の高学歴男性の同棲経験確率が高いことが示されていたので、近年の日本で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かったのかもかもしれない。表4によれば、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5の上段左側2番目のパネルに示された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、年齢以外の独立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。なお、韓国人男性については年齢階級と高学歴の交差項の有意な効果が見いだせなかった。

表5の上段左側3番目の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。しかし、韓国人男性の場合とは逆に、高学歴が正の効果をもっている。また、20代後半と高学歴の交差項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正の効果をもつ年齢階級そのもの以外の多くの独立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のオッズ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。さらに、20代後半・30代前半と高学歴の交差項はいずれも負の効果をもっている。

第3列に示された直接婚に対する同棲後婚のオッズにも多くの変数が有意な効果をもっている。30代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。30代前半と高学歴の交差項が弱いながらも正の効果をもっており、この年齢階級の高学歴層で同棲後婚が相対的に多いことが窺われる。

表5の下段左側1番目のパネルに示された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代前半から40代前半まで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4における日本人女性の場合と同様、高学歴は同棲後婚のオッズに負の効果をもつが、20代後半・40代後半と高学歴の交差項はいずれも正の効果をもつ。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、漸増しながら大きな正の効果をもつ20代後半以上の年齢階級そのもののほか、有意な効果をもつ独立変数が比較的多い。第1列の場合と同様、高学歴が負の効果をもつ一方で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。弱いながらも20代後半・30代前半と高学歴の交差項はいずれも正の効果をもつ。

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。また、年齢階級と高学歴の交差項には有意な効果がない。日本人女性における高学歴は2種類の結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、各10歳階級後半と高学歴の交差項が正の効果をもっていることから、それが各10歳階級前半と高学歴の交差項の負の効果を反映していることが窺われる。

表5の下段左側2番目の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ついての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正の効果をもつが、これは右側の2番目のパネルに示された2005年の韓国人女性で見られる負の効果と逆であるものの、20代後半・30代前半と高学歴の交差項がいずれも負の効果をもつためであろう。また、大都市居住が負の効果をもつ。

表5の下段左側の3番目の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対照的な傾向となっている。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、シンガポールの男性の場合と類似した傾向を示している。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の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年齢が高くなるにつれて漸減している。また、マレー系であることが負の効果をもっており、イスラームによる婚外パートナー関係の規制の影響が窺われる。さらに、40代後半と高学歴の交差項による正の効果が見られるが、表4に示された同棲経験に対する正の効果と整合的である。

表5の右側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。上段右側1番目のパネルに示された日本人男性の場合、高学歴が未婚に対する同棲後婚のオッズに負の効果をもち、直接婚に対する同棲後婚のオッズにも負の効果をもっている。これに対応して20代後半と高学歴の交差項が両者に正の効果をもち、30代後半と高学歴の交差項も前者に正の効果をもっている。2009年の日本人男性の場合は高学歴の負の効果が有意でないことに対応して20代後半と高学歴の交差項が未婚に対する同棲後婚のオッズに有意な効果をもたない代わりに、未婚に対する直接婚のオッズに負の効果をもっていたが、直接婚に対する同棲後婚のオッズへの正の効果は弱かったことが示されている。このことから2000年代前半に20代の高学歴男性で婚前同棲が一時的に増加した可能性が窺われる。

しかし、表5の下段右側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30代後半・40代後半と高学歴の交差項のみが同棲後婚のオッズに対して正の効果をもっており、20代後半と高学歴の交差項は有意な効果をもっていない。しかし、2009年の日本人女性に関する結果を見ると、20代後半・40代後半と高学歴の交差項が正の効果をもっていることから、2005年に20代後半の高学歴男性の同棲相手の一部分が20代前半の高学歴女性であった可能性が示唆される。なお、2005年の日本人女性においても2009年の日本人女性の場合と同様、高学歴が2種類の結婚のオッズに対する負の効果をもち、低学歴が同棲後婚のオッズに対する正の効果をもっている。また、30代後半と高



学歴の交差項は未婚に対する直接婚のオッズに対しても正の効果をもっているものの、同棲後婚のオッズに対する正の効果よりも小さいため、直接婚に対する同棲後婚のオッズへの効果は正となっている。

日本の20代後半、30代後半、40代後半の高学歴者で同棲後婚が増加した背景には景気変動等の循環変動要因もあるのであろうが、四年制大学進学者の性比の変化も関わっている可能性がある。実際、1980年頃、1990年頃、2000年頃に男性の四年制大学進学率が一時的に低下しているのに対して、女性の四年制大学進学率は横ばいか上昇を示しており、一人暮らしの男子大学生に対して一人暮らしの女子大学生が相対的に増え、在学中や卒業後に同棲が促進された可能性も考えられるが、別の角度から再検討をする必要があろう。

表5の上段右側2番目のパネルに示された2005年における韓国人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、30代前半と高学歴の交差項は最後のオッズに対しては弱いながらも正の効果をもっており、表4の結果と相まって、この年代の高学歴男性では婚前の同棲経験が相対的に多いことを示唆している。他方、下段右側2番目のパネルに示された韓国人女性の結婚経験に関する分析結果は年齢と高学歴の交差項の有意な効果を示しておらず、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。この高学歴の負の効果は2009年の正の効果とは逆であるが、2009年の場合は20代後半・30代前半と高学歴の交差項が高い有意水準の比較的大きな負の効果をもっているため、それ以外の年齢階級における高学歴の弱い負の効果を反映しているに過ぎないと思われる。

### (3) 初同棲・初婚タイミングの規定要因

表6は2009年（上段3パネル）と2005年（下段2パネル）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であろうが、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を導入できないことにも留意する必要がある。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、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年の韓国の男性では逆方向の場合があることも目に付く。

表6の上段左側のパネルで2009年の日本人男女における各種の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

表 6 2009年・2005年の各国における男女別に見た初ユニオンのタイミングの規定要因の比例ハザード分析結果：基本モデル

独立変数 カテゴリ	2009年						2005年								
	日本			韓国			日本			韓国					
	初ユニオン	初同棲	初婚	同棲後婚 (初婚)	直接婚 (初婚)	初ユニオン	初同棲	初婚	同棲後婚 (初婚)	直接婚 (初婚)	初ユニオン	初同棲	初婚	同棲後婚 (初婚)	直接婚 (初婚)
(男性)															
学歴	-0.1474	-0.4965*	-0.0459	-0.3409 &	0.1225	-0.2004 #	-0.5343 &	-0.1677 &	-0.5949 &	-0.1069	0.2958 #	-0.2818	0.3371 *	-0.2754	0.3826 *
高学歴	0.3174 &	0.3876	0.2638	0.4155	0.0225	-	-	-	-	-	0.2062 &	-0.7147 #	0.2388 &	-0.8113 #	0.4340 *
低学歴	-0.0879	0.2886 &	-0.1706	0.2155	-0.2523 &	-0.0630	-0.0773	-0.0941	-0.3825	-0.0650	-0.0267	-0.5903	0.0411	-0.4723	0.1088
居住地(S:マレー)	0.1925	-0.5170 &	0.1774	-0.6985 &	0.4565*	-0.0963	-0.2187	-0.0577	-0.2075	-0.0462	0.6862 ***	-0.2409	0.7454 ***	-0.0377	0.7626 ***
農村(S:インド)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.4707 **	-0.4379	0.4823 **	-0.2922	0.5594 **
国籍(Sのみ)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.2713(5)***	5.82(5)	31.89(5)***	4.93(5)	38.39(5)
N	508	508	508	508	508	510	510	510	510	510	506	506	506	506	506
LLR(d.f.)	7.11(4) &	12.74(4) *	5.19(4)	8.96(4) #	10.32(4) *	3.05(3)	1.87(3)	2.48(3)	2.75(3)	0.94(3)	27.13(5)***	5.82(5)	31.89(5)***	4.93(5)	38.39(5)
(女性)															
学歴	-0.2845 **	-0.5889 *	-0.2200 *	-0.4891 *	-0.0061	-0.6001 ***	-17.4463 \$	-0.5927 ***	-17.4385 \$	-0.5571 ***	0.0574	0.5944	0.0297	0.7991	-0.0346
高学歴	1.0069 ***	1.3088 **	1.1164 ***	1.5200 ***	-0.1867	-	-	-	-	-	0.3065 *	0.3697	0.2986 *	0.5086	0.2422 &
低学歴	-0.2043 &	-0.0311	-0.2391 #	-0.1133	-0.1623	-0.0065	0.1866	-0.0082	0.1740	0.0023	0.6076 ***	-1.0018	0.6188 ***	-15.2815 \$	0.7379 ***
居住地(S:マレー)	-0.3928 *	-0.8052 #	-0.3778 *	-0.7437 &	-0.0249	0.1787	2.9525 *	0.1248	3.0465 *	-0.0183	0.8566 ***	0.5417	0.8581 ***	0.4712	0.6406 ***
農村(S:インド)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.0403	0.4685	-0.0421	0.5257	-0.0308
国籍(Sのみ)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	48.23(5)	4.14(5)	48.44(5)***	7.48(5)	36.75(5)
N	491	491	491	491	491	486	486	486	486	486	492	492	492	492	492
LLR(d.f.)	25.97(4)***	21.22(4)***	24.35(4)***	19.44(4)***	1.78(4)	31.30(3)***	7.52(3) #	30.45(3)***	7.44(3) #	26.41(3)***	48.23(5)	4.14(5)	48.44(5)***	7.48(5)	36.75(5)
独立変数															
カテゴリ															
(男性)															
学歴	-0.0137	-0.0869	-0.0056	-0.4316	0.0411	0.0720	-1.1727 *	0.0981	-1.5115 *	0.2379 #	0.3434 &	0.7039	0.2554	0.3378	0.1851
高学歴	-0.0633	1.3839 *	-0.2032	0.7966	-0.3670	0.0690	0.2266	0.0772	0.2210	0.0235	0.4001 #	0.0443	0.4204 *	0.2285	0.3694 #
低学歴	0.0504	0.6730 &	-0.0360	1.0228 #	-0.0955	0.0690	0.2266	0.0772	0.2210	0.0235	0.4001 #	0.0443	0.4204 *	0.2285	0.3694 #
居住地	0.1039	-0.3453	0.0974	0.0480	0.1202	0.498	497	509	498	498	498	497	509	498	498
大都市	477	478	498	475	475	5.41(4)	8.58(4) #	5.17(4)	7.96(4)	5.91(4)	5.41(4)	8.58(4) #	5.17(4)	7.96(4)	5.91(4)
農村	0.65(4)	7.17(4) &	1.38(4)	4.73(4)	3.28(4)	0.4134 ***	-	-0.3837 ***	-	-0.3581 **	0.1301	0.2298	0.2361	0.2361	0.2361
N	491	491	491	491	491	0.1801	-	0.2298	-	0.2361	0.1801	-	0.2298	-	0.2361
LLR(d.f.)	22.07(4)***	14.49(4)**	28.66(4)***	13.53(4)**	3.92(4)	0.1801	-	0.2298	-	0.2361	0.1801	-	0.2298	-	0.2361
(女性)															
学歴	-0.3154 **	-0.0881 **	-0.3167 ***	-1.0406 **	-0.1774 #	0.1801	-	-0.3837 ***	-	-0.3581 **	0.1801	-	0.2298	-	0.2361
高学歴	0.8183 **	1.0671 #	0.9238 ***	1.1429 *	0.0560	0.1801	-	0.2298	-	0.2361	0.1801	-	0.2298	-	0.2361
低学歴	-0.0156	0.3635	0.0056	0.3632	-0.0555	-0.1600 &	-	-0.1482 &	-	-0.1005	-0.1600 &	-	-0.1482 &	-	-0.1005
居住地	-0.1559	0.2828	-0.1335	0.1319	-0.0625	0.0241	-	0.0812	-	0.0988	0.0241	-	0.0812	-	0.0988
大都市	575	576	612	574	574	490	495	495	490	490	490	495	495	490	490
農村	22.07(4)***	14.49(4)**	28.66(4)***	13.53(4)**	3.92(4)	19.01(4)***	-	18.65(4)***	-	15.42(4) **	19.01(4)***	-	18.65(4)***	-	15.42(4) **
N	575	576	612	574	574	490	495	495	490	490	490	495	495	490	490
LLR(d.f.)	22.07(4)***	14.49(4)**	28.66(4)***	13.53(4)**	3.92(4)	19.01(4)***	-	18.65(4)***	-	15.42(4) **	19.01(4)***	-	18.65(4)***	-	15.42(4) **

(注) & p<0.20, # p<0.10, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001, \$ 少数例

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）効果をもち、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の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。下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6の上段中央のパネルには韓国人男女における各種の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もち、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初めての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6の下段中央（右側）のパネルに示された2005年の韓国人男性に関する分析結果を見ると、初同棲と初めての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6の上段右側パネルに示された2009年のシンガポールの男女における各種の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。

#### (4) 初婚・第1～3子出生のタイミングへの婚前同棲経験の影響

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7は2009年（上段3パネル）と2005年（下段2パネル）における男女別に見た各国の初婚・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そのもののほか、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大きく、両者の規定要因の効果が類

表 7 2009年・2005年の各国における男女別に見た初婚・第1～3子出生のタイミングの規定要因の比例ハザード分析結果：基本モデル(＋婚前同様×高学歴)

独立変数 カテゴリ	2009年											
	日本				韓国				シンガポール			
	初婚	第1子 出生	第2子 出生	第3子 出生	初婚	第1子 出生	第2子 出生	第3子 出生	初婚	第1子 出生	第2子 出生	第3子 出生
(男性)												
学歴												
高学歴	0.0462	-0.0032	0.0643	-0.3011	-0.1886 &	-0.2178 #	0.1408	-0.0360	0.3505 *	0.4815 *	0.6040 *	0.3891
低学歴	0.1479	0.2467	0.4404	0.5989 &					0.2578 &	0.3693 *	0.5490 *	0.7707 &
居住地												
大都市(S:マレー)	-0.2189 &	-0.2111	-0.0493	-0.3113	-0.0893	-0.1023	-0.0557	-0.4995	0.0546	0.1046	-0.3261	-0.8734
農村(S:インド)	0.2365 &	0.3064 #	0.3419 #	0.0663	-0.0394	-0.1075	0.2868	0.6740	0.7315 ***	0.6406 ***	0.7683 ***	1.3583 ***
国籍(Sのみ)												
外国人	-	-	-	-	-	-	-	-	0.4822 **	0.3333 #	0.0520	0.6854 &
婚前同様												
あり	0.8250 ***	0.7663 ***	0.4502 #	0.0633	0.0348	-0.0847	0.2843	0.5858	0.2311	0.3918 &	-0.0780	-13.9797 \$
あり×高学歴	-0.3045	-0.4961 #	-0.2378	-0.4481	0.6211 &	0.6886 &	0.2600	-13.5510 \$	-0.0172	0.0081	0.1464	13.8034 \$
N	508	508	508	508	510	510	510	510	506	506	506	506
LLR(d.f.)	31.59(6) ***	23.64(3) ***	8.78(6) &	7.05(6)	5.52(5)	5.20(5)	3.16(5)	3.31(5)	33.34(7) ***	26.97(7) ***	23.49(7) **	34.74(7)
(女性)												
学歴												
高学歴	-0.1538	-0.0612	0.0114	-0.0056	-0.6017 ***	-0.6605 ***	-0.6389 ***	-1.1274 **	0.0548	0.0700	0.0970	-0.2979
低学歴	1.1974 ***	1.1963 ***	1.0232 **	0.4639					0.2984 *	0.3866 *	0.3630 *	0.2760
居住地												
大都市(S:マレー)	-0.2163 #	-0.0797	-0.2501 &	-0.2885	-0.0036	0.0045	-0.2072 &	0.2547	0.6435 ***	0.4662 *	0.6758 **	0.5092 &
農村(S:インド)	-0.3629 *	-0.4395 *	-0.2983 &	-0.3549	0.1734	0.6250 *	0.7202 *	1.3824 *	0.8574 ***	0.8385 ***	1.0598 ***	1.6045 ***
国籍(Sのみ)												
外国人	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.0533	0.0068	-0.0984	-0.0220
婚前同様												
あり	0.6041 ***	0.3647 #	-0.1396	0.4391	-0.4273	-0.3908	-0.0895	-13.7710 \$	0.7648 **	1.0392 ***	0.7094 *	0.0792
あり×高学歴	-0.1005	0.0204	0.2327	-0.6331	486	486	486	486	-0.7115 &	-1.2338 *	-0.8501 &	-12.3117 \$
N	491	491	491	491	486	486	486	486	492	492	492	492
LLR(d.f.)	40.21(6) ***	26.15(6) ***	12.12(6) #	4.05(6)	31.04(4) ***	38.62(4) ***	32.46(4) ***	11.89(4) *	55.07(7) ***	59.28(7) ***	58.55(7) ***	61.35(7) ***
独立変数 カテゴリ	2005年											
	日本				韓国				シンガポール			
	初婚	第1子 出生	第2子 出生	第3子 出生	初婚	第1子 出生	第2子 出生	第3子 出生	初婚	第1子 出生	第2子 出生	第3子 出生
(男性)												
学歴												
高学歴	0.0124	0.0609	0.0210	0.0891	0.1053	0.1492	0.1266	-0.1860	0.2542	0.4085 &	0.3728 &	0.3035
低学歴	-0.2084	-0.3141	-0.9153 *	-14.0813 \$	0.2542	0.4085 &	0.3728 &	0.3035				
居住地												
大都市	-0.0973	-0.1024	-0.1385	-0.9249 *	0.0773	0.0677	0.0522	-0.3796				
農村	0.0739	0.2127 &	0.3756 *	0.2576	0.4192 *	0.1902	0.4772 *	0.5539				
婚前同様												
あり	1.0896 **	0.7057 #	0.4367	0.3019	0.1310	0.2740	-0.5621 &	-0.3014				
あり×高学歴	-0.2576	0.0884	0.3420	1.9742 #	0.1090	-0.2074	1.2262 &	-11.7030 \$				
N	498	498	498	498	509	509	509	509				
LLR(d.f.)	11.40(6) #	9.63(6) &	14.93(6) *	21.23(6) **	5.52(6)	4.08(6)	9.24(6) &	4.56(6)				
(女性)												
学歴												
高学歴	-0.2867 **	-0.1871 #	-0.0614	-0.3314 &	-0.3964 ***	-0.5411 ***	-0.5806 ***	-1.0477 *				
低学歴	0.8293 ***	0.8107 ***	0.9526 ***	1.1165 **	0.2175	0.2360	0.3407 &	-0.2272				
居住地												
大都市	-0.0053	0.0199	-0.0755	-0.1239	-0.1584 &	-0.1302	-0.3604 **	-0.6757 #				
農村	-0.1318	-0.0174	-0.0502	-0.0767	0.0660	-0.0089	-0.3268 &	0.0122				
婚前同様												
あり	0.5633 *	0.6820 **	0.6270 *	0.1066	-0.5973	-0.1154	-1.3016 &	-13.5483 \$				
あり×高学歴	-0.5077	-0.7587 #	-1.0361 #	-0.3401	495	495	495	495				
N	612	612	612	612	495	495	495	495				
LLR(d.f.)	33.96(6) ***	26.02(6) ***	18.45(6) **	13.05(6) *	19.92(5) **	27.39(5) ***	32.13(5) ***	11.92(5) *				

(注) & p<0.20, # p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001, \$ 少数例



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の独立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。逆に婚前同棲経験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7の上段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子出生と第3子出生を促進する（早める）弱い正の効果をもち、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。男性では婚前同棲経験（実質的には婚前同棲経験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。婚前同棲経験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7の下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、有意な効果をもつ独立変数が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、婚前同棲経験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子出生と第3子出生を促進する効果をもつだけでなく、初婚と第1子出生を促進する効果をもつ一方、高学歴が初婚、第1子出生、第3子出生を抑制する効果や婚前同棲経験と高学歴の交差項が第2子出生と第3子出生を抑制する効果をもつ。

表7の上段中央のパネルには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もち、婚前同棲経験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、婚前同棲経験の有意な効果は見られない。下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、婚前同棲経験が第2子出生を抑制する効果、婚前同棲経験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子出生を促進する効果をもつ一方、婚前同棲経験が第2子出生を抑制する効果をもつ。

表7の上段右側のパネルには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は抑制する効果があることが示唆される。また、婚前同棲経

験が弱いながらも第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子出生を促進する効果をもち、婚前同棲経験が初婚と第1～2子出生を促進する効果をもつ一方、婚前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。

表7は初婚・第1～3子出生のタイミング（年齢）の規定要因の分析を全回答者について行った結果を示したものであるが、このほかに結果表は示さないが、婚前同棲経験者についての初同棲から初婚までの間隔（年数表示の初同棲・初婚間隔）、結婚経験者についての初婚から第1子出生までの間隔（年数表示の第1出生間隔）、第1子出生経験者についての第1子出生から第2子出生までの間隔（年数表示の第2出生間隔）、第2子出生経験者についての第2子出生から第3子出生までの間隔（年数表示の第3出生間隔）の規定要因についての比例ハザード分析を行った。しかし、その際、韓国は儒教の影響で婚前出産が少ないはずであるにもかかわらず、2009年についても2005年についても初婚の1～2年前の第1子出生が3分の1程度を占めることが明らかになった。子供の月齢ではなく年齢に基づく計算なので1歳程度の誤差は多少ありうるが、韓国の場合はそのような誤差の範囲を超えているため、現在年齢と初婚年齢については満年齢を答えている一方、子供の年齢については多くの回答者が数えの年齢を答えている可能性があるようにも見受けられる。

そこで、韓国については子供の年齢を2歳下げた結果をもとに表7と同じ分析をしたところ、基本的な傾向は同じであるが、子供の年齢を満年齢で答えている者もいるためかモデルの当てはまりが悪くなるとともに、一部の独立変数の有意水準が低下した。同様に、各種の間隔についても分析を行ったものの、年数表示の間隔であるためか、韓国以外の国についてもモデルの当てはまりがあまり良くないが、学歴関連の結果を以下で簡単に紹介することにする。まず、2009年の日本人男性では初同棲・初婚間隔に対して高学歴が弱い正の効果をもち、高学歴者においては婚前同棲期間が若干短いことが示された。2009年の日本人女性では低学歴が初同棲・初婚間隔と第1出生間隔に弱い正の効果をもつ。2005年の日本人男性では低学歴が第2出生間隔に弱い負の効果をもつ。2005年の日本人女性では高学歴が初同棲・初婚間隔と第3出生間隔に負の効果をもち、低学歴と婚前同棲経験が第1出生間隔に正の効果をもち、婚前同棲経験と高学歴の交差項が第1出生間隔に負の効果をもつ。

次に、2009年の韓国人男性では高学歴と婚前同棲経験が第2出生間隔に正の効果をもつ。2009年の韓国人女性では高学歴が第2出生間隔と第3出生間隔に負の効果をもち、婚前同棲経験が第1出生間隔に弱い正の効果をもつ。2005年の韓国人男性では高学歴が初同棲・初婚間隔に弱い負の効果をもち、婚前同棲経験が第1出生間隔に正の効果をもち、第2出生間隔に負の効果をもつが、婚前同棲経験と高学歴の交差項は第2出生間隔に正の効果をもつ。2005年の韓国人女性では高学歴が第1出生間隔と第3出生間隔に弱い負の効果をもつ。最後に、2009年のシンガポールの男性では高学歴と低学歴と婚前同棲経験が第1出生間隔に弱い正の効果をもつ。2009年のシンガポールの女性では高学歴が初同棲・初婚間隔

に負の効果をもち、低学歴が第1出生間隔に正の効果をもつが、婚前同棲経験の有意な効果は見られない。

## V. おわりに

以上の結果を要約すると、同棲・結婚といったユニオン（同居型パートナー関係）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、両者の交差項が有意な効果をもつことが少なからずある。まず調査時点での同棲状態と同棲経験についてであるが、東アジア3カ国において20代後半の年齢階級ないしそれと高学歴の交差項は正の効果をもつ場合が多い。同様に、40代の年齢階級ないしそれと高学歴の交差項も正の効果をもつ場合が比較的多い。高学歴は同棲状態と同棲経験に対して負の効果をもつ傾向があるが、20代後半と高学歴の交差項は正の効果をもつ傾向がある。

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の女性で結婚とその後出生を促進する（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。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。高学歴女性について本稿の分析結果と異なるのは、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。

婚前同棲経験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) では婚前同棲経験に関する独立変数の内容が欧州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経験が第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、本稿では近年の日本で20代後半の高学歴女性で同棲経験者が多かったといった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る。いずれの場合においても、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、Löf ffler（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婚前同棲経験が結婚・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。高学歴の婚前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。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ろう。

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見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、特に男性の同棲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、特に女性の同棲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独立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存在し、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

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。また、本稿の執筆については鈴木透博士（国立社会保障人口問題研究所企画部第4室長）が主任研究者の厚生労働科学研究費補助金・政策科学推進研究事業「男女労働者の働き方が東アジアの低出生力に与えた影響に関する国際比較研究」（H18-政策-一般-005）および「東アジアの家族人口学的変動と家族政策に関する国際比較研究」（H21-政策-一般-007）の支援を受けている。

## 参考文献

- 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.
- 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.
- 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—なぜ結婚をためらうのか—」『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.
- 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回日本社会学会大会報告要旨集』, 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.
- Löffler, Christin (2009) *Non-Marital Cohabitation in Italy: A Mixed Method Study in Bologna and Cagliari*. Saarbrücken, Südwestdeutscher Verlag für Hochschulschriften.
- 三田房美・岩澤美帆 (2007) 「異性ととの交際」国立社会保障・人口問題研究所編『わが国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, pp.3-29.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.

## Correlates of Cohabitation in East Asia: with special reference to the effects of education

Hiroshi KOJIMA

This article presents the results of comparative analysis of cohabitation and its correlates, drawing on microdata from the 2009 Survey on Comparative Study of Family Policies in East Asia (Korea, Singapore and Japan) and the 2005 Comparative Opinion Survey on Declining-Birthrate Societies (Korea and Japan only), which were conducted by the Section for Measures against Declining Birthrate, Director-General for Policies on Cohesive Society, Cabinet Office (Japanese Government).

The results of logit analyses show that ages in the late twenties and forties and their interaction with higher education tend to have positive effects on current cohabitation and cohabitation experience in the three countries, while the main effects of higher education tend to be negative. The results of proportional hazards models reveal that premarital cohabitation tends to have positive effects on the timing of marriage and childbearing among Japanese men and women as well as Singaporean women, while premarital cohabitation tends to have negative effects on the timing of childbearing among female college graduates in Japan and Singapore but positive effects among male college graduates in Korea.

In sum, there does not seem to be too much commonality among the three countries in the determinants of correlates of cohabitation, except for a few between Korea and Japan. The combination of countries and/or gender with common determinants often varies by correlate. Nevertheless, the negative effects of age and education on cohabitation and its correlates are found to be shared tendencies among the three countries. This article also reveals the unexpected result that, recently in Japan, female college graduates have been more likely to experience cohabitation in their late twenties, contrary to the general tendency among college graduates.