

201101001A

厚生労働科学研究費補助金  
政策科学推進研究事業

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)

平成23年度 総括研究報告書

研究代表者 鈴木 透

平成 24(2012)年 3 月



# 目 次

## I 総括研究報告

総括研究報告書（要旨）	3
東アジア低出生力のゆくえ	鈴木 透 9

## II 分担研究報告

分担研究報告書（要旨）	27
台湾における経済・社会の変化、家族変動と少子化との関係について	伊藤正一 47
家族政策に関する意識と制度利用の関連要因 ——東アジアを中心とする比較分析——	小島 宏 65
シンガポールにおける期間出生力の生命表分析	菅 桂太 95

## III 研究成果の刊行に関する一覧表

## IV 研究成果の刊行物・別刷

Low Fertility and Governmental Intervention in Japan and Korea	Toru Suzuki 119
Trends in Low Fertility and Policy Responses in Taiwan	Yu-Hua Chen 145
Late Marriage and Low Fertility in Singapore: the Limits of Policy	Gavin Jones 163

## 研究者名簿

### 研究代表者

鈴木 透 (国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部長)

### 研究分担者 (五十音順)

伊藤正一 (関西学院大学 国際学部長・教授)

小島 宏 (早稲田大学 社会科学総合学術院教授)

菅 桂太 (国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部研究員)

### 研究協力者

Yu-Hua Chen (National Taiwan University)

Gavin W. Jones (National University of Singapore)

# I 総括研究報告

厚生労働科学研究費（政策科学推進研究事業）  
総括研究報告書

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

研究代表者 鈴木 透 国立社会保障・人口問題研究所人口構造研究部長

研究要旨：韓国・台湾・シンガポールの東アジア先進国で突出して進行する出生力低下とそれを取り巻く家族人口学的変動を比較分析し、社会経済的システムの変化と家族システムとの相互作用に対して考察する。特に韓国・台湾が世界で最低水準の出生率を示すに至った要因を分析する。またそれぞれの国で展開されてきた出生促進策を比較検討し、日本への示唆を探る。

研究分担者：

伊藤正一（関西学院大学国際学部教授）  
小島 宏（早稲田大学社会科学総合学院教授）  
菅 桂太（国立社会保障・人口問題研究所）

研究協力者：

Yu-Hua Chen (National Taiwan University)  
Gavin W.Jones(National University of Singapore)

A. 研究目的

欧米先進国における出生力低下は、様々な家族人口学的変動を伴うものだった。まず避妊法の普及とともに性交と結婚の連鎖が切れ、さらには結婚と出生の連鎖までが断たれて同棲と婚外出生が普遍化した。これに晩婚化・未婚化と離婚率の上昇が加わり、結婚制度の持つ意味が希薄化した。世帯規模は縮小を続け、単独世帯が増加した。またひとり親世帯、未婚母世帯、同棲世帯、国際結婚世帯等の多様な形態の世帯が出現した。東アジアの家族人口学的変動は、先行者とは異なる様相を示している。出生力低下は突出して進行し、晩婚化・未婚化と離婚率の上昇が観察される一方、同棲と婚外出生の増加は非常に緩慢である。世帯規模の縮小と世帯構造の多様化も進行しているが、北西欧や北米とはまだかなりの差がある。また離家を含む成人移行の遅れは南欧に類似するが、国際結婚や外国人労働者の増加は南欧と比べてもまだ低い水準にとどまっている。突出して進行する出生力低下とそれ以外の家族変動の緩慢さは、家

族政策を論じる上できわめて重要な意味を持つ。婚外出生やひとり親世帯、外国人の少なさが極端に低い出生力と結びついているとすれば、望ましくない変化をあくまで防ぐか、ある程度許容して出生力回復を導くかの議論も必要になり得る。1990年代に極端に低い出生率を経験した南欧諸国は、婚外出生と移民の急増によって出生率が回復しつつある。このため、東アジアが世界で最も低い出生率を示す地域になる可能性がある。本研究は平成18～20年の「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）を継承し、低出生力・少子化対策から家族変動・家族政策全般へと分析対象を拡大するものである。東アジアの家族変動、特に出生率とそれ以外の側面の不均衡は、今後の家族人口学的変動と家族政策の展開を考える上で非常に重要な意味を持つ。

B. 研究方法

本研究では、東アジアの低出生力国の家族人口学的変動と家族政策の展開を、文献・理論研究および専門家インタビュー、マクロおよびマイクロデータの分析、将来予測の各段階を踏んで分析を進める。そのような分析を通じて、東アジアにおける家族人口学的変動の特徴を明らかにし、それがどのような家族政策を発現させ、そうした政策が過去にどの程度の効果を及ぼし、また将来及ぼし得るかを明らかにする。特に急激な出生力低下は、東アジア各国において様々な政策パッケージの出現をもたらした。韓国は

2006年に低出産・高齢化社会対策であるセロマジプランで、台湾は2008年の人口政策白書で、明示的に出生促進政策に転じた。シンガポールは既に1980年代、日本は1990年代から出生促進策を採って来たが、2000年代に入っても様々な政策の更新や追加を重ねている。これらは出生促進策を核としながらも、家族人口学的変動に伴うニーズの多様化への対応を含んだ総合的な家族政策パッケージとみなし得る。そうした政策パッケージの内容や力点の差異が何によって生じ、そうした差異が政策全般の有効性にどう影響し得るかを分析する。それらを通じてわが国の家族人口学的変動の長期的予測をおこない、またわが国の家族政策が展開すべき方向に関する示唆点を明らかにする。

最終年である平成23年度は文献研究・理論研究とデータ分析を継続するとともに、東アジアの低出生力現象の将来予測を行った。そのために国連人口部および各国政府機関による将来人口推計を比較検討し、そこに含まれる仮定を評価した。また韓国を例に近年の出生率回復の要因分解を行うとともに、日本・韓国・台湾の未婚率と出生率の動向を比較し、今後の結婚力・出生力の趨勢を推測した。

## C. 研究結果

### C-1. 東アジア低出生力のゆくえ

出生率が長期的に人口の置換水準を下回る第二人口転換は、1970年代に北西欧で始まった。1990年代に入ると合計出生率で1.3を下回る極低出生力と呼ばれる現象が南欧・東欧・旧ソ連圏に広まった。21世紀に入るとほとんどのヨーロッパ諸国は極低出生力から脱け出し、代わって韓国・台湾をはじめとする東アジアが出生力低下の先頭に立った。これにより韓国・台湾では日本を追い抜いて急速な人口高齢化が進み、それに続く人口減少も急激なものになると予想される。

国連人口部の将来推計によると、韓国の出生率は日本とほぼ同じ水準まで回復し、以後0.05以上の差を生じることなく同じペースで置換水準近くまで回復するとされる。これに対し台湾の出生率は2010～15年に1.05にとどまり、2050年頃でも日本と0.2近い差が残ると仮定さ

れる。全体として楽観的なシナリオだが、韓国と台湾で大きな差が仮定されている。

日本・韓国・台湾の公式推計を比較すると、日本が最も悲観的で、2005～10年の回復傾向は持続せず、2060年の出生率は1.35にとどまるとされる。韓国は2060年に1.42まで回復するというシナリオで、2020年には日本を上回ることになる。台湾も2060年に1.3まで回復が続くが、出発点である2010年が0.895とあまりにも低いので、推計期間内に日本に追いつくことはない。韓国と台湾の低位と高位仮定値の幅は日本より大きく、確信のなさが現れている。

韓国では2005～10年の間に出生率が回復したが、これはもっぱら結婚出生力の回復により、結婚力は貢献していない。これは2005年まで生み控えられていた出生が2005年以降に行われた期間的な攪乱で、コーホート出生力の変化によるものではない。

コーホート結婚力を比較すると、韓国・台湾の50歳時未婚割合は日本より低くなり、そうした状況は長期間続くと思われる。コーホート出生力も同様で、今後数十年間は日本を持続的に上回ることはないだろう。したがって日本の公式推計を基準とした場合、韓国の公式推計は楽観的過ぎると思われる。

### C-2. 台湾における経済・社会の変化、家族変動と少子化との関係について

台湾では女子の高学歴化と労働力参加が急激に進んだ。近年では大学進学・卒業者は女子が男子を上回っている。サービス経済化に伴い女子の雇用は比較的好調で、失業率は男子より低く、賃金格差も日米より男女平等的である。女子の労働力率は25歳未満で低下、25歳以上で上昇し、既婚女子よりも未婚女子で急速に上昇しており、晩婚化・未婚化との関連が示唆される。

離婚率は1990年代まで急激に上昇したが、2001年以後は粗離婚率・有配偶離婚率ともほぼ横這いの状態である。既存研究（陳婉琪・呉慧靖 2011）によると、妻の労働時間と離婚ハザードの関係はU字型で、専業主婦と長時間労働の妻で離婚のリスクが高いとされる。国際結婚は2003年頃がピークで総婚姻数の30%を越えたが、近年は15%前後で推移している。近年の

総出生数に占める外国・大陸出身女子の割合は10%未満で、内国人女性より出生率が低いことを示唆する。外国・大陸出身妻の夫は、農村部居住で社会経済的地位が低い傾向があり、夫の所得の低さが出生率を抑制している可能性を示唆する。

中華圏では辰年は子どもを生むのに縁起がよく、寅年は縁起が悪いとされる。実際に台湾でも、辰年である1976,1988,2000年は前年より合計出生率が上昇した。また寅年はいずれも前年より合計出生率が低下し、1986,1998年については翌年に若干回復した。簡単な回帰式で見ても、辰年ダミーの係数は正、寅年ダミーの係数は負になったが、統計的に有意ではなかった。

台湾では近年の極端な出生率低下を受けて、様々な出生促進策が講じられている。しかし児童手当のような巨額の財源を要する政策の導入は難しく、人口政策建議書(2011年2月)はそうした金銭的支援の有効性に対する懐疑論を提起し、両立支援策を提唱している。

### C-3. 家族政策に関する意識と制度利用の関連要因—東アジアを中心とする比較分析—

内閣府「アジア地域における少子化対策の比較調査研究」付帯調査(2009年)の個票データを用い、日本・韓国・シンガポールにおける家族政策等に関する意識と制度利用の規定要因を分析した。

クロス表分析によると、日本では家族政策関連施策に対する潜在的需要は比較的多いことが確認された。しかし、実際の制度の利用の水準はシンガポールよりもかなり低く、結婚・出産後に正規就業を継続することがシンガポールよりも難しいためと思われる。また、日本では制度があっても各種の制約があってシンガポールよりも使いにくいことも示唆された。韓国では幼稚園の利用率が突出しているものの、他の制度は日本と比べても利用率が低く、「特になし」が15.8%で第二位にあがっており、日本よりさらに就業形態が硬直的であることが示唆された。

予備的ロジット分析によると、無料健康診断は低所得層、家事援助拡充は高所得層で要望が多い。実際の制度利用では、やはり公務員や大企業の正社員のような上層が有利であることが示唆された。この傾向は、休暇制度・短時間勤

務・保育所の利用・家事労働者の雇用・企業内託児所の利用等で、比較的明瞭に現れている。一方、非正規労働者等の不利な層では「特になし」が多くなっている。両立支援策の拡充を求めているのは、主に民間企業の正規雇用者で、制度利用がキャリア上のハンデになることを警戒していることがうかがわれた。

比較可能なロジット分析によると、民間企業に勤務する女子のニーズが5%水準で有意で、公務員との格差が大きいことが示唆された。民間部門の日本人女子は国民意識の啓発を、韓国人女子とシンガポール人女子は企業のトップの啓発を強く望んでいた。日本人女子の非正規労働者が両立支援制度の拡充を、韓国人男子の非正規労働者が国による育児支援策の実施を強く望むパターンも、5%水準で有意だった。

### C-4. シンガポールにおける期間出生力の生命表分析

シンガポール人女子の初婚とパリティ拡大過程に関する多相生命表によって、シンガポールにおける出生力変動の人口学的要因と政策の影響を、民族別に分析した。多相生命表の状態は「未婚」「既婚無子」「1子」「2子」「3子」「4子以上」の6状態で、不可逆的に進行する。シンガポールの婚外出生割合は2010年でも1.5%で、無視できる水準である。

シンガポールのセンサスと人口動態統計を用い、1980～2010年の各年について、中国系女子とマレー系女子に分けて多層生命表を作成した。完結出生力に対応するPAPの変動パターンは、中国系で政策実施タイミングと符合していた。中国系では寅年の1986年まで50歳時未婚率が上昇し辰年の1988年にかけて低下、その後1990年代は低調に推移するが、1999年から辰年の2000年にかけて急上昇し、直近の2009年から2010年に再び上昇していた。マレー系の50歳時未婚率は、1982年から1994年にかけて上昇したあと、1990年代を通じ緩やかに低下し、2002年から上昇に転じ、直近でも急速に未婚率が上昇している。結婚出生力の指標であるTMPAPは、中国系は2004年までスムーズに低下し、2004～07年に上昇し、2009年までは低下が緩やかだった。一方、マレー系のTMPAPは急激に低下している。

中国系の平均初婚年齢(SMAM)は1988年から緩やかに上昇を開始し、2000年以後は晩婚化が加速している。一方、マレー系のSMAMは1980年代から1992年にかけて低下、以後反転して2001年以後は中国系以上に急速に晩婚化が進んでいる。晩産化についても、1980年以後中国系ではほぼ一貫して進んでいるが、マレー系では1990年半ばまではほとんど晩産化が進まず、1990年代半ばから急速な晩産化が進んだ。

初婚ハザードと出生ハザードを固定した場合との比較によると、TPAPの低下は主に結婚出生力低下によるものだが、最近では結婚力低下の影響が増している。最近では結婚出生力が回復しているが、結婚力低下が続いているためTPAPは回復していない。これは中国系にもマレー系にも言える。

1987年や2004年の政策は中国系には影響したが、マレー系にはしていない。1987年の政策は中国系の結婚力を引き上げた。2004年の政策は、中国系の既婚出生力を上昇させ、結婚力低下を止めた。マレー系の結婚力・既婚出生力低下は続いており、民族差が縮小している。

#### D. 考察

日本の合計出生率は南欧と似た推移を示し、1.2を下回ることなく回復に転じた。一方韓国は2005年に1.08を記録したが、これは欧米先進国ではほとんど記録されたことがない低水準である。台湾に至っては2010年に0.895を記録し、農村部を含む一国の合計出生率が1.0を下回った最初の例と思われる。

このような韓国・台湾と日本との差は、儒教家族の子孫である韓国・台湾の家族パターンと、封建家族の子孫であるヨーロッパや日本との差異に帰すことができる。北西欧は最も典型的な封建家族の子孫であり、女性の地位が古来から高く、親子紐帯が相対的に弱く、家父長的・権威主義的特徴が弱かった。南欧・東欧や日本も封建家族の子孫ではあるが、北西欧よりは家父長的・権威主義的要素が強い家族パターンを持つ。中国・朝鮮・台湾・ベトナム等は儒教家族の子孫で、北西欧パターンからの距離はさらに大きく、南欧・東欧や日本と比べても家父長的・権威主義的特性がさらに強いと考えられる。

低出生力は高度に発展したポスト近代的な社

会経済システムと、変化が緩慢な家族システムの葛藤の結果と見られる。経済の成熟に伴う低成長と若年労働市場の悪化、人的資本投資の重要性の増大、女性の労働力参加と伝統的性役割の衰退といったポスト近代的変化に最も耐性が強いのが北西欧型家族パターンであり、それとの差異が大きいほど葛藤は大きく出生力は大きく低下する。出生力低下以外にも、結婚力低下・離婚率上昇・国際結婚の増加といった側面でも儒教圏は日本より急激な変動を示している。

一方でシンガポールや台湾での公的部門における高いジェンダー平等度の達成や、韓国の個人戸籍制度の成立など、政治的・法的に介入が容易な領域では、日本以上に先進的な制度が確立された側面もある。そうした介入が容易な領域における変化の急激さと、介入が困難な家族意識・規範における変化の緩慢さの乖離が、ポスト近代的家族変動を激化させている側面もある。特に台湾の出生力低下は、公的部門と家族部門におけるジェンダー関係の乖離が原因となっている可能性がある。

儒教圏の極端な低出生力がこうした文化的基層に根差すものである場合、日本との格差は長期間維持されることが予想される。その場合、韓国・台湾の出生率は国連人口部や公式推計が予想するほど順調に回復しないだろう。

#### E. 結論

韓国は2006年に第一次低出産・高齢社会基本計画を採択し、2011年からは第二次計画の期間に入った。台湾は2008年に低出産対策・高齢者対策・移民対策から成る人口政策白皮書を採択した。両国とも世界の出生力低下の先頭を走っており、問題の深刻さは改めて強調するまでもなく、両国政府とも現状を深刻に憂慮している。それでも低出産対策を含む家族政策の予算を急激に増加させることはできておらず、児童手当(子ども手当)制度を持つ日本に比べても低い水準にとどまる。休暇制度や保険料免除等で日本より柔軟な面も見られるが、現金給付・現物給付とも先進国内ではまだまだ低い水準であり、問題の深刻さに見合った支援が行われているとは言い難い。

出生抑制策に比べ、出生促進策の即効性は小さいと思われる。たとえば所得水準が低い途上



国で現金支援による不妊手術の動機づけは有効でも、所得水準が高い先進国で児童手当の効果は低い。休暇制度や就業形態の柔軟化のような両立支援策を導入しても、伝統的性分業意識が強い状態であれば、その効果は即座には現れないだろう。だからといって出生促進策は有効でないと拙速に断定すべきではない。重要なのは子どもが生まれれば十分な社会的支援が得られるというメッセージを出し続けることであり、国民の多くがこれを信じた時に出生率が回復すると思われる。この点でヨーロッパの福祉国家に大きく遅れをとる東アジアの出生促進策は不十分であり、特に需要の急増になかなか追いつけない保育サービスの供給は国民が安心できる水準からほど遠いと言える。

日本の子ども手当制度も、結局は拡充された児童手当にとどまり、国民からの信頼を得るのに失敗した。韓国と台湾は、児童手当制度のような巨額の財源を要する施策に即効性が期待できないことから、導入をためらう傾向が強い。しかし一定程度の金銭的支援がなければ、国民が信頼し安心できる水準には到達できない可能性が高いと思われる。

## F. 健康管理情報

なし

## G. 研究発表

### 1. 論文発表

鈴木 透「日韓の世帯形成パターン」『人口問題研究』第67巻第3号, pp. 1-12, 2011.

SUZUKI, Toru, "Low Fertility and Governmental Intervention in Japan and Korea," paper presented at international seminar on "Comparative Study on Family Demographic Changes and Family Policies in Eastern Asia," 1 August 2011 at Kuwansei Gakuin University and 3 August 2011 at Waseda University.

鈴木 透「東アジアの低出生率・高齢化問題—日本・韓国・台湾の比較」中日韓三国における人口問題と社会発展国際シンポジウム提出論文, 中国社会科学院日本研究所, 2011年9月

24日.

鈴木 透「日本人口の長期減少局面」『地方議会人』2012年2月号(第42巻第9号), pp. 8-13.

KOJIMA, Hiroshi "Religion and Attitudes toward Family Policies in Japan, South Korea and Singapore," Waseda Studies in Social Sciences, Vol.12, No.2, pp.23-48, 2011.

KOJIMA, Hiroshi "The Effects of Premarital Cohabitation on Family Formation Behaviors in East Asia and the West," 58th World Statistical Congress of the International Statistical Institute, Dublin, 21-16 August 2011.

小島 宏「東アジアにおける同棲とその人口学的意味」中日韓三国における人口問題と社会発展国際シンポジウム提出論文, 中国社会科学院日本研究所, 2011年9月24日.

小島 宏「研究フォーラム アジア・ムスリム研究のはじまり」『歴史と地理』No.646(世界史の研究, No.228), pp.49-52, 2011.

菅 桂太「離家の遅れと未婚化—日米比較分析」阿藤誠・他編『少子化時代の家族変容—パートナースhipと出生行動』東京大学出版会, pp.69-93, 2011.

菅 桂太「有配偶女子のワーク・ライフ・バランスとライフコース」『人口問題研究』第67巻第1号, 国立社会保障・人口問題研究所, pp.1-23, 2011

### 2. 学会発表

鈴木 透「日本・東アジア・ヨーロッパの少子化：その動向・要因・政策対応をめぐって」第16回厚生政策セミナー, 女性就業支援センター (2011.10.14)

鈴木 透「日本・東アジア・ヨーロッパの少子化：その動向・要因・政策対応をめぐって」第16回厚生政策セミナー, 女性就業支援センター (2011.10.14)

鈴木 透「東アジアの低出生率問題」人口問題協議会・明石研究会, 保健会館新館 (2012.2.16)

伊藤正一「台湾の少子化と政策対応」第16回厚生政策セミナー, 女性就業支援センター (2011.10.14)

小島 宏「同棲と結婚促進政策に関する論点」第16  
回厚生政策セミナー, 女性就業支援センター  
(2011.10.14)

小島 宏「日仏におけるカップル形成・出生行動  
とその関連要因」日仏文化講座「フランス女性  
はなぜ結婚しないで子どもを産むのか——家  
族の変容と家族政策の日仏比較——」、日仏会  
館 (2011.11.12)

#### H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 取得特許  
なし

2. 実用新案登録  
なし

3. その他  
なし

# 東アジア低出生力のゆくえ

鈴木 透

(国立社会保障・人口問題研究所)

# 東アジア低出生力のゆくえ

鈴木 透

(国立社会保障・人口問題研究所)

## 緒言

1980年代に北西欧で人口置換水準を下回る低出生力が出現した際、「第二の人口転換」理論はこれを同棲・婚外出生・離婚・妻の就業・独居といった、家族主義から個人主義への価値変動を表す行動と結びつけて説明した(van de Kaa, 1987)。ところが1990年代に入ると、家族主義がより頑強な南欧・東欧・旧ソ連圏で、北西欧諸国がほとんど経験したことがないほどの低出生力が出現した(Kohler, et al., 2002)。これによって急進的な家族変動と出生力の関係は逆転し、今や結婚制度が強固で伝統的性別役割分業が残存し家族主義の強い国の方で出生力が低いという逆説的なパターンになっている。

2000年代にはヨーロッパの低出生力国のほとんどが1.3の線を回復し、2008年に1.3を下回る国はモルドバだけだった(Goldstein, et al., 2009)。これに代わって出生力低下の先頭走者に立ったのは東アジア先進国で、韓国は2005年に1.08という合計出生率を記録した。これは南欧・東欧・旧ソ連圏が経験した低出生率の最低水準に当たる。これに匹敵する水準としては、ウクライナ(2001年に1.08)、ブルガリア(1997年に1.09)などがあるが、ほとんどの国はもっと高い水準で反転に転じた。さらに2010年には台湾が0.895という驚くべき低水準を示した。Goldstein, et al.(2009)によると、香港が2003年に0.90、旧東ドイツ地域が1994年に0.77、北イタリアのエミリア＝ロマーニャ州が1987年に0.93という合計出生率を記録した。しかし農村部を含む国レベルのTFRが1.0を下回ったのは、台湾が史上初と思われる。

表1は、2009年のOECD会員国および台湾・シンガポールの合計出生率を比較したものである。McDonald(2005)が指摘した文化デバイドは現在でも有効で、ドイツ語圏を除

表1. 先進国の合計出生率 (2009年)

国	TFR	国	TFR
アイスランド	2.22	ブルガリア	1.48
ニュージーランド	2.14	クロアチア	1.47
アイルランド	2.07	リトアニア	1.47
アメリカ	2.01	キプロス	1.46
フランス	1.99	ラトビア	1.44
ノルウェー	1.98	マルタ	1.43
スウェーデン	1.94	スロバキア	1.41
イギリス	1.94	イタリア	1.41
オーストラリア	1.90	スペイン	1.40
フィンランド	1.86	ポーランド	1.40
デンマーク	1.84	オーストリー	1.39
ベルギー	1.83	日本	1.37
オランダ	1.79	ドイツ	1.36
カナダ	1.66	ルーマニア	1.35
エストニア	1.63	ハンガリー	1.33
ルクセンブルク	1.59	ポルトガル	1.32
スロベニア	1.53	シンガポール	1.22
ギリシア	1.53	韓国	1.15
スイス	1.50	台湾	1.03
チェコ	1.49		

OECD Family Database, 中華民国行政院主計處,  
シンガポール統計局

く北西欧および英語圏先進国はすべて 1.5 以上の水準を維持している。合計出生率が 1.5 を下回る低出生力国は、ドイツ語圏、南欧、東欧、旧ソ連圏、および東アジアに分布している。この表に含まれる国で 1.3 を下回るのは、日本以外の東アジア諸国だけである。シンガポールの 1.22 は大都市地域としては高い水準だが、1.3 の線は越えておらず、世界最低水準であることに変わりはない。

このような世界最低水準の低出生力が続けば、世界最高水準の人口高齢化と、世界最高速の人口減少を迎えることになる。ここでは各種将来推計を比較検討し、東アジアにおける低出生力のゆくえとその帰結について考察する。

## 国連人口部の将来人口推計

国連人口部の将来人口推計(UNDP, 2010)では、2010～15 年から 2095～2100 年まで、18 区間について年齢別出生率、死亡率、入国超過率を設定している。表 2 は東アジア諸国の合計出生率の仮定値で、“Other non-specified area”は実質的に台湾を指す。

表2. UNDP (2010) の合計出生率の仮定値

Period	Japan	Republic of Korea	Singapore	China, Hong Kong	China	Other non-specified areas
2010-2015	1.42	1.39	1.37	1.14	1.56	1.05
2015-2020	1.51	1.48	1.47	1.27	1.51	1.07
2020-2025	1.58	1.56	1.55	1.38	1.53	1.19
2025-2030	1.65	1.63	1.63	1.48	1.58	1.31
2030-2035	1.71	1.69	1.69	1.56	1.63	1.41
2035-2040	1.76	1.74	1.75	1.64	1.68	1.49
2040-2045	1.80	1.79	1.80	1.70	1.73	1.57
2045-2050	1.84	1.83	1.84	1.75	1.77	1.64
2050-2055	1.87	1.87	1.87	1.80	1.81	1.70
2055-2060	1.90	1.90	1.90	1.84	1.85	1.75
2060-2065	1.93	1.92	1.93	1.88	1.88	1.80
2065-2070	1.95	1.95	1.95	1.91	1.90	1.84
2070-2075	1.97	1.97	1.97	1.93	1.93	1.87
2075-2080	1.99	1.99	1.99	1.96	1.95	1.90
2080-2085	2.00	2.00	2.01	1.98	1.97	1.93
2085-2090	2.02	2.01	2.02	1.99	1.98	1.95
2090-2095	2.03	2.02	2.03	2.01	2.00	1.97
2095-2100	2.04	2.03	2.04	2.02	2.01	1.99

仮定値によると、すでに 2010～15 年間で韓国とシンガポールは日本とほぼ同じ水準まで回復し、以後 0.05 以上の差を生じることなく同じペースで置換水準近くまで回復する



というシナリオになっている。中国の合計出生率は2010～15年期間では日韓新より高いが、2020年以後はこれら三国を下回り、2050年頃には香港と同じ水準に達し、日韓新を追いかけるというシナリオである。これに対し台湾の場合、2010～15年の合計出生率は1.05という低水準にとどまり、2050年頃でも香港と0.1、日本と0.2近い差が残ると仮定される。

図1は日本・韓国・台湾・シンガポールの合計出生率の実績値に上の国連仮定値をつないだもので、2010～15年期間は2012年、2015～20年期間は2017年の値とした。これを見ると日本の仮定値は2005～10年の回復速度から見てさほど不自然ではない。韓国は2009～10年の回復がそのまま続くとすれば、シナリオ通り速やかに日本に追いつくことも可能だろう。台湾とシンガポールは2009～10年に合計出生率が低下したが、このような低下は1～2年の特殊な趨勢で、すぐさま回復に転じると仮定される。ただし台湾の回復速度は、きわめて緩慢なものに設定されている。

いずれにせよかなり楽観的な仮定で、このため図2に見るように、台湾以外の老年従属指数=65歳以上人口/15～64歳人口が日本を超えることはない。台湾だけは2050年頃に日本を追い越し、ピーク時には82%という高い値を示すという結果になっている。

図1. 合計出生率の実績値と国連の仮定値

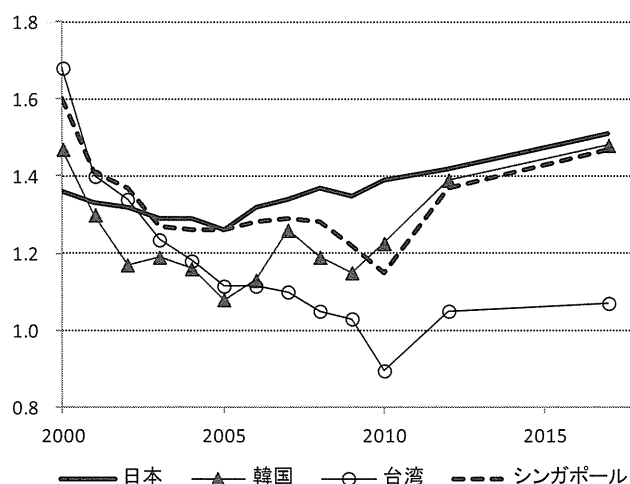
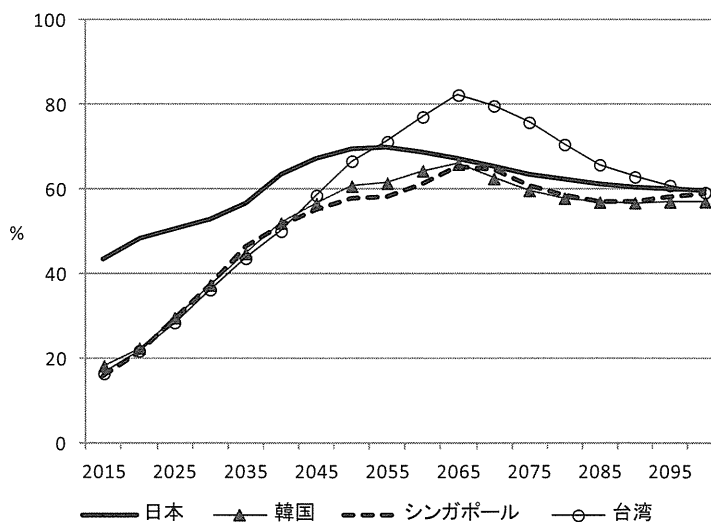


図2. 老年従属指数 (UNDP, 2010)



## 各国政府の公式人口推計

国立社会保障・人口問題研究所は2012年1月に2010年国勢調査を初期人口とする将来人口推計を公表した。図3には中位推計で仮定された合計出生率の推移を示したが、国連人口部と異なり、2005～10年の出生率回復傾向は続かないと仮定されている。これは2006年以後の出生率回復は出産スケジュールの一部だけに攪乱が生じたもので、コーホートの

図3. 日本の合計出生率の仮定値

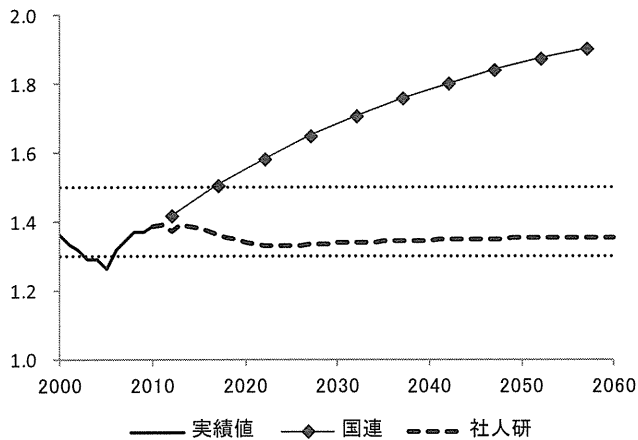


図4. 韓国の合計出生率の仮定値

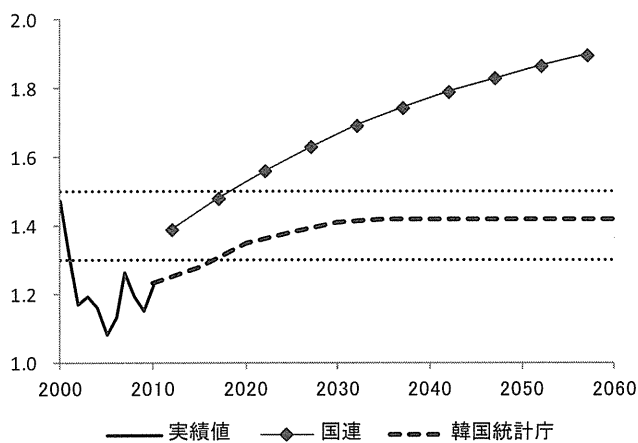
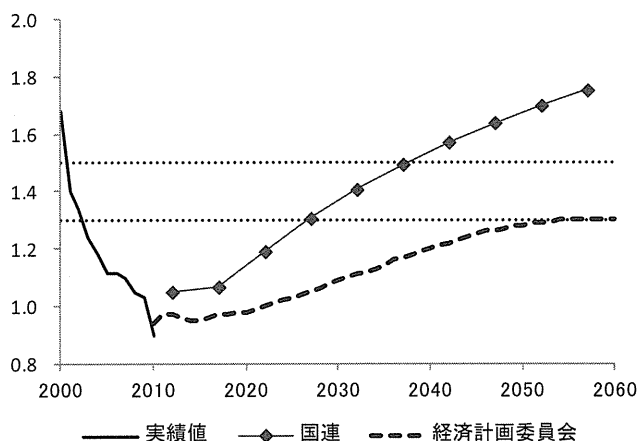


図5. 台湾の合計出生率の仮定値



年の合計出生率は0.94と予測されたが、実際には0.90まで低下した。図5に見るように、将来仮定値はやはり国連人口部よりも悲観的で、2054年によりやく1.3の線まで回復する

出生力低下（特に晩産化）には目立った変化が見られないためである(金子, 2010)。つまり回復は本来の出生が先送りされていたリバウンドによるもので、出産スケジュールの一部の歪曲に過ぎず、コホート出生力の低下はまだ続くと仮定される。このため中位推計が仮定する2060年の合計出生率は1.35であり、2010年の値(1.39)よりも低い。高位仮定でさえ2060年の合計出生率を1.60と仮定しており、国連の中位推計(2055～60年に1.90)よりずっと悲観的である。

韓国統計庁は2011年12月に2010年センサスを初期人口とする将来推計人口を公表した。合計出生率の仮定値を見ると、中位推計では2010年の1.23から2045年には1.42まで回復し、その水準で維持されている。図4に示したように、国連人口部の中位推計の仮定値に比べると、かなり緩慢な回復が仮定されている。このため2020年までには合計出生率が1.3を超えて極低出生力(lowest-low fertility)から脱出するものの、推計期間内に1.5の線を回復することはないとされる。ちなみに高位推計では2015年に早くも1.56まで回復するとされるが、低位推計では2020年以後合計出生率は1.00～1.01の間にとどまると仮定される。

中華民国行政院経済建設委員会は、2010年9月に新しい将来人口推計を公表した。推計では2010

というシナリオである。

図6. 公式推計(中位)における合計出生率の仮定値

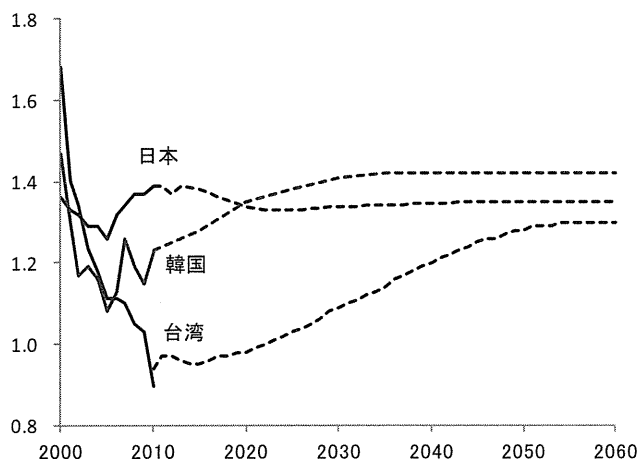


図6には日韓台の中位推計の仮定値を示した。2060年の仮定値を2010年と比較すると、日本が3%低下するという悲観的なシナリオなのに対し、韓国は16%、台湾は45%の上昇が期待されている。ただし台湾は2010年の値が0.895とあまりにも低いため、仮定されたような目覚ましい回復があったとしても、2060年の値はなお日本に及ばない。日本と韓国の仮定が共に正しければ、韓国の合計出生率は2020年に日本を逆転することになる。韓国では出生

数が2010年3月から2011年8月まで18ヶ月連続して前年同月を上回ったことが、こうした楽観的な仮定につながったのかも知れない。しかし2011年9月からは3ヶ月連続で前年同月を下回っており(朝鮮日報日本語版, 2011年1月27日付)、合計出生率の回復が続くというシナリオに不吉な影を投げかけている。

表3. 公式推計における2060年の合計出生率の仮定値

国	低位	中位	高位	範囲
日本	1.12	1.35	1.60	0.48
韓国	1.01	1.42	1.79	0.78
台湾	0.8	1.3	1.6	0.8

国立社会保障・人口問題研究所(2012)  
 통계청(2011)  
 行政院經濟建設委員會(2010)

表3は各国の低位・中位・高位仮定における合計出生率の仮定値で、韓国と台湾はかなり低位と高位の幅が広く、確信が持てずにいることが伺える。韓国は低位仮定値こそ日本より低く設定されているものの、中位と高位は日本より高く設定されており、全体として日本より高い収束値が仮定されている。台湾は中位と高位はほぼ日本と同じで、低位が日本よりずっと低い。つまり台湾の中位仮定値は偏っており、0.8の幅を5:3で分割している。中位仮定値を幅の中央に置くのであれば1.2であるべきだが、回復の期待を込めて高めに設定したのだろうか。

### 韓国の出生力変化の要因分解

ここでは2000年以降の韓国の出生力の変動について分析する。結婚出生力を結婚力低下の効果から分離するひとつの方法は、既往出生児がない状態(パリティ0)を未婚状態と既婚状態に分け、仮想コーホートについて未婚→(既婚で)パリティ0→パリティ1→

パリティ 2…という非可逆的な移行過程を分析することである。未婚→パリティ 0 の移行が結婚力を表し、婚外出生がないと仮定すればパリティ 0 からの移行はすべて結婚出生力によると考えてよい。Suzuki(2008)では 2000 年と 2005 年センサスに基づく比較を行ったので、ここでは 2010 年センサスを用いた結果を追加して分析する。

仮想コーホートの状態間移行過程を構築するには、まず初婚ハザードが必要で、そのためには女子の年齢別初婚数  $N(x)$  と、年齢別未婚女子人口  $K(x,s)$  が必要である。韓国統計庁のホームページでは、総婚姻数は各歳について得られるが、初婚数は 5 歳階級でしか得られない。そこで 5 歳階級別の初婚が婚姻に占める割合をその階級の中央年齢（たとえば 15～19 歳なら 17 歳）における割合とみなし、ふたつの中央年齢の間を直線でつないで各歳の初婚割合を推定し、それを各歳の婚姻数に乗じて各歳の初婚数  $N(x)$  を求めた。韓国のセンサス人口はセンサス漏れを補正していないので、将来推計人口にセンサスの未婚割合を乗じて未婚女子人口  $K(x,s)$  を求めた。女子の年齢別初婚ハザードは、

$$m(x,s) = \frac{N(x)}{K(x,s)}.$$

初婚後のパリティ間の移行ハザードを求めるためには、年齢別・パリティ別出生率  $B(x,i)$  と、年齢別・パリティ別既婚女子人口  $K(x,i)$  が必要である。韓国の場合、後者はセンサスから得られる。ただし 2000 年と 2005 年については統計庁の召현석氏のご厚意で各歳別のデータが得られたが、2010 年については 5 歳階級別のデータしか得られなかった。そこで 2005 年の各歳でのパリティ変化のパターンを 2010 年の 5 歳階級別パリティ分布に適用して 2010 年の各歳別パリティ分布を推定した。

$X$  を 5 歳階級の開始年齢とし、 $Y$  年の 5 歳階級別パリティ別既婚女子人口  $F_5(X,Y,i)$  を、パリティ別分布を  $f_5(X,Y,i)$  とする。各歳別の既婚女子人口と分布は  $F(x,Y,i)$ ,  $f(x,Y,i)$  と表記し、 $Y=2010$  についてこれを求めるのが当面の目的である。まず 2005 年の中央年齢の分布と 5 歳階級での分布の比が 2010 年にも等しいとして、2010 年の階級中央年齢の分布を推定した。

$$f^*(X+2,2010,i) = f_5(X,2010,i) \frac{f(X+2,2005,i)}{f_5(X,2005,i)}.$$

このままでは合計が 1 にならないので、いったん計算した後に合計で割って調整した。次に、2005 年の  $X+2$  歳から  $X+7$  歳までの変化で基準化した 1 歳間隔の変化を  $d^*(x,i)$  とする。

$$d^*(x,i) = \frac{f(x+1,2005,i) - f(x,2005,i)}{f(X+7,2005,i) - f(X+2,2005,i)}, \quad x = X+2, X+6.$$

これによって 2010 年のパリティ分布を推定した。このままでは合計が 1 にならないので、いったん計算した後に合計で割って調整した。

$$f^*(x,2010,i) = f^*(x,2010,i) + \{f^*(X+7,2010,i) - f^*(X+2,2010,i)\}d^*(x,i).$$

あとはこれを 2010 年の各歳別既婚人口  $F(x,2010,.)$  に乗じて  $F^*(x,2010,i)$  を求め、次の条件を満たすよう誤差を比例配分した。

$$\sum_{i=0}^5 F^*(x,2010,i) = F(x,2010,.),$$

$$\sum_{x=X}^{X+4} F^*(x,2010,i) = F_5(x,2010,i).$$

韓国の場合婚外出生はほとんどないので、 $K(x,i)=F(x,Y,i)$  と仮定して構わない。一般にパリティ  $i$  から  $i+1$  への移行ハザードは、

$$m(x,i) = \frac{B(x,i)}{K(x,i)}.$$

近年の極低出生力を考慮すれば、パリティは 4 以上をひとまとめにしても問題ないだろう。これらのハザードは、生命表の中央死亡率に相当する。直線的な推移を仮定した場合、ハザードから推移確率（1 年区間）への変換式は(Siegel and Swanson, 2004, p. 310)、

$$q(x,s) = \frac{m(x,s)}{1 + m(x,s)/2},$$

$$q(x,i) = \frac{m(x)}{1 + m(x,i)/2}, \quad i = 0,4.$$

瞬間年齢  $x$  における未婚割合を  $l(x,s)$ 、パリティの割合を  $l(x,i)$  とする。再生産期間を満 15 歳から 49 歳までとすると、15 歳になったばかりの初期状態は  $l(x,s) = 1$  で、かつ  $l(x,i)$  はすべて 0 である。この状態から出発し、次のように  $q(x,s)$  と  $q(x,i)$  を逐次適用して行けば、仮想コーホートの状態間移行過程を構築できる。

$$l(x+1,s) = l(x,s)\{1 - q(x,s)\},$$

$$l(x+1,0) = l(x,s)q(x,s) + l(x,0)\{1 - q(x,0)\},$$

$$l(x+1,1) = l(x,0)q(x,0) + l(x,1)\{1 - q(x,1)\},$$

$$l(x+1,2) = l(x,1)q(x,1) + l(x,2)\{1 - q(x,2)\},$$



$$l(x+1,3) = l(x,2)q(x,2) + l(x,3)\{1 - q(x,3)\},$$

$$l(x+1,4) = l(x,3)q(x,3) + l(x,4).$$

50歳になった瞬間の  $l(50,s)$  および  $l(50,i)$  を最終的な分布とみなし、次のようにして平均パリティを計算する。Feeney(1986)はこれを TFRPPR(TFR based on Parity Progression Ratio)と呼び、Rallu&Toulemon(1993)は PATFR (Parity and Age Total Fertility Rate)と呼んだが、ここでは TFR の一種であるかのような誤解を避けるため PAP(Period Average Parity)と呼ぶことにする。

$$PAP = l(50,1) + 2 l(50,2) + 3 l(50,3) + 4 l(50,4).$$

表4. 韓国の50歳時状態分布

	2000年	2005年	2010年
未婚	0.0885	0.1586	0.1619
既婚	0.9115	0.8414	0.8381
パリティ0	0.1058	0.1435	0.0821
パリティ1	0.2409	0.3078	0.3040
パリティ2	0.4821	0.3494	0.3815
パリティ3	0.0765	0.0379	0.0633
パリティ4+	0.0062	0.0026	0.0071
平均パリティ(PAP)	1.4596	1.1311	1.2856

表4は、2000,2005,2010年のパリティ生命表における50歳時の状態分布とPAPの計算結果である。生涯未婚割合は2000年の8.85%から2005年には15.86%、2010年には16.19%と上昇した。したがって2000~05年のPAPの低下には結婚力低下が寄与したが、2005~10年のPAP回復には結婚力は寄与していないことになる。韓国では2007年が双春年で結婚によい年とされ、結婚力は一時的に上昇した。しかし人口動態統計の粗婚姻率を見ると、2005年も2010年も6.5%で変わっていない。また妻の平均初婚年齢は、2005年の27.72歳から2010年には28.91歳へと上昇している。したがって2005年と2010年を比較した場合、結婚力はわずかに低下しており、出生力の回復には寄与していないと考えられる。

既婚者のパリティ分布で2005年と2010年を比較すると、パリティ0が激減し、パリティ2,3が増加した。特にパリティ0は2000年を上回る水準まで回復しており、結婚後に出産をためらっていた夫婦が2005年以後大挙して出産したため、無子割合は2000年当時より減少したと解釈できる。しかしパリティ2以降に進む割合は2000年に比べ低く、PAPは2000年の水準を回復していない。

ところで平均パリティ(PAP)は、状態間の移行比(progression ratio)を用いて表すことができる。ここでは未婚から既婚への移行比  $R_s$  と、結婚後のパリティ  $i$  から  $i+1$  への移行比を次のように定義する。

$$\begin{aligned}
R_s &= l(50,0) + l(50,1) + l(50,2) + l(50,3) + l(50,4), \\
R_0 &= \frac{l(50,1) + l(50,2) + l(50,3) + l(50,4)}{l(50,0) + l(50,1) + l(50,2) + l(50,3) + l(50,4)}, \\
R_1 &= \frac{l(50,2) + l(50,3) + l(50,4)}{l(50,1) + l(50,2) + l(50,3) + l(50,4)}, \\
R_2 &= \frac{l(50,3) + l(50,4)}{l(50,2) + l(50,3) + l(50,4)}, \\
R_3 &= \frac{l(50,4)}{l(50,3) + l(50,4)}.
\end{aligned}$$

これらを用いて、PAP は次のように書ける。

$$PAP = R_s(R_0 + R_0R_1 + R_0R_1R_2 + R_0R_1R_2R_3) = R_sR_m.$$

PAP が既婚への移行比  $R_s$  と結婚後のパリティ間移行比の和  $R_m$  の積で表されることから、PAP の変化は Kitagawa(1955)の方法を用いて残差を生じずに要因分解できる。結婚力低下の効果を  $D_s$ 、結婚出生力低下の効果を  $D_m$  とすると、

$$\begin{aligned}
D_s &= \frac{(R_s^{(2)} - R_s^{(1)})(R_m^{(2)} + R_m^{(1)})}{2}, \\
D_m &= \frac{(R_m^{(2)} - R_m^{(1)})(R_s^{(2)} + R_s^{(1)})}{2}.
\end{aligned}$$

$R_m$  がパリティ間移行比の和であることから、 $D_m$  をさらにパリティ別に分解することは容易である。

$$\begin{aligned}
D_0 &= D_m \frac{R_0^{(2)} - R_0^{(1)}}{R_m^{(2)} - R_m^{(1)}}, \\
D_1 &= D_m \frac{R_0^{(2)}R_1^{(2)} - R_0^{(1)}R_1^{(1)}}{R_m^{(2)} - R_m^{(1)}}, \\
D_2 &= D_m \frac{R_0^{(2)}R_1^{(2)}R_2^{(2)} - R_0^{(1)}R_1^{(1)}R_2^{(2)}}{R_m^{(2)} - R_m^{(1)}}, \\
D_3 &= D_m \frac{R_0^{(2)}R_1^{(2)}R_2^{(2)}R_3^{(2)} - R_0^{(1)}R_1^{(1)}R_2^{(2)}R_3^{(2)}}{R_m^{(2)} - R_m^{(1)}}.
\end{aligned}$$